소득불평등과 사회이동의 후생비용 측정에 대하여
- 공리주의적 사회후생함수를 이용한 접근

이 병 찬[1)]

초 록

일반적으로 소득불평등도를 측정할 때는 지니계수나 앳킨슨지수 등을 이용한다. 이 지수들은 기본적으로 소득불평등의 정태적 측면을 분석하는데 유용하게 쓰이나, 동태적 측면을 분석하기에는 부적합하다. 따라서 소득불평등의 동학이라고 할 만한 사회이동을 고려하고 분석하는 도구가 있어야만 소득불평등을 온전히 파악할 수 있다. 본고에서는 앳킨슨지수를 일반화하여 소득불평등, 구조이동, 그리고 교환이동의 후생비용을 재는 지수를 구성하며, Lucas(2003)의 방법을 원용한 루카스지수도 제안한다. 일반적인 방법론과 함께 습관성(habit)을 갖는 효용함수에 기반을 둔 사회후생함수도 고려하고, 이때 지수들에 내재된 가치판단에 대해 논의한다. 또한 한국의 소득 자료에 이 방법을 적용하고 분석한다.

1. 서론

소득불평등을 측정하는 방법은 그간 많은 학자들에 의하여 연구되어왔다[李俊求(1989), Atkinson and Bourguignon(2000), Cowell(2000), Campano and Salvatore(2006), Chakravarty(1999), Frank(1995)]. 기본적으로 다차원 현상인 소득불평등을 하나의 수치로 나타낼 수 있는 지수들이 개발되었고, 그 중 가장 유명한 것은 지니계수와 앳킨슨지수이다. 이러한 지수들은 기본적으로 '정태적'인 성격을 갖는데, 이는 이 지수들을 계산할 때 특정 시점의 소득 자료만을 이용하기 때문이다. 그러나 소득불평등으로 인해 발생하는 효과는 해당기에만 국한되지 않고, 사회이동의 효과를 결정하는 데에도 영향을 준다. 예를

1) 서울대학교 경제학부 학사과정.

들어 극단적인 경우, 모든 구성원이 평균 소득을 누리는 사회에서는 어떠한 형태의 (교환적) 사회이동이 발생하더라도 아무런 영향이 없을 것이나, 불평등이 존재하는 사회에서는 소득분배가 사회이동의 결과 발생하는 효용 변화에 영향을 준다. 따라서 소득불평등의 효과를 온전히 포착하려면 해당 시점의 자료만을 사용하는 것이 아니라, 여러 시점의 자료를 사용하여 사회이동까지 함께 고려할 필요가 있다. 즉 소득분포의 '동태적' 변화를 분석해야 한다[Shorroks(1978a)]. 본고에서는 이러한 관점에서 소득불평등과 사회이동의 영향을 하나의 틀을 통해 분석하는 방법을 제시하려한다.

홍두승, 구해근(2001, p.158)에 의하면 "사회이동이란 한 개인이나 집단이 하나의 사회계층(또는 계급)에서 또 다른 사회계층으로 옮겨가는 것을 뜻한다." 사회학자들은 이러한 정의에 기반하여 주로 직업위신상의 변화와 세대 간 이동에 초점을 맞추어왔으며, 직업의 이동을 그 원인에 따라 "구조이동", "재생산이동", "이민이동", 및 "교환이동"으로 분류하였다[홍두승, 구해근(2001), 양춘(2000)]. 그러나 직업의 변화를 통해 간접적으로 파악하지 않고, 소득분포의 동학을 직접적으로 분석하려면 소득 자료에 적합하도록 개념을 조정할 필요가 있다. 여기서는 Bernasconi and Dardanoni(2004)를 따라서 소득의 변화를 "구조이동"과 "교환이동"으로 분류하는데, 전자는 소득의 한계분포의 시점 간 변화를 의미하고, 후자는 분포에서 각 개인들의 상대적 위치 혹은 순위의 변화를 의미한다.[2] 두 이동을 모두 고려해야만 소득의 결합분포를 더 정확히 파악할 수 있음은 명백하다. 다만 본고에서는 구조이동을 소득 값을 각 기의 평균으로 나눈 상대소득의 분포에서 일어난 한계분포의 변화로 정의하는데, 이는 경제성장의 효과를 분리하기 위함이다.

앞서도 언급했듯이 소득불평등은 많은 연구자들이 관심을 가져온 주제이고, 사회이동 또한 학자들에 의하여 연구되어왔다.[3] 그러나 그간의 연구들은 구조/교환이동을 구분하지 않고 분석을 진행하거나[Shorrocks(1978b)][4], 주로 교

2) "구조이동"과 "교환이동"의 효과를 파악하기 위해, 편의상 "재생산이동" 및 "이민이동" 등에 의해 경제 내의 가계의 수가 변하는 것은 고려하지 않는다. 즉 고려하는 기간 동안 새로 생겨나는 가계도, 사라지는 가계도 없다고 가정한다.
3) 그간의 연구들을 훌륭하게 소개하고 있는 Fields and Ok(1999)를 참조하라,

환이동을 재는 지표를 만드는데 주력한 점이 아쉽다[Shorrocks(1978a), Markandya(1982)]. 특히 교환이동의 경우 전체 가계를 소집단화한 후 전이행렬(transition matrix)을 구하고 그것이 가진 통계적 성질을 바탕으로 '객관적' 지표를 만들려 시도하는 경우가 많았다. 다차원 현상인 사회이동을 하나의 지표로 나타내는 과정에서 특수한 가치판단의 전제가 불가결한 것임을 감안한다면, 굳이 통계적으로 객관적인 지표를 만들기 위해 노력하는 대신, 사회후생함수를 설정하고 그것의 변화를 통해 이동의 비용을 파악해도 좋을 것이다[King(1983)].[5] 한편 Markandya(1984)가 하나의 틀에서 구조이동과 교환이동의 영향을 분해하려 시도하였으나, 사회이동이 정상분포(극한분포, stationary distribution)를 갖는 마르코프 과정(Markov process)을 따른다는 강항 가정 하에서 분석하였다는 한계가 있다. 따라서 각 기의 소득불평등과 구조이동 및 교환이동의 영향을 분해하는 다른 방법이 필요한데, 본고에서 하고자 하는 바가 바로 이것이다. 본고에서는 앳킨슨지수를 원용하여 이러한 방법을 구성해보려 한다.[6]

한편 Lucas(2003)는 정책이 사회후생에 미치는 영향을 분석할 수 있는 일반적인 방법을 제시하였다. 그는 이 방법을 이용하여 경기순환의 사회적 비용을 계산하였으나, 이 방법론은 소득불평등의 영향을 계산하는 데에도 그대로 적용될 수 있다. 따라서 본고에서는 루카스의 방법(앞으로 루카스지수라고 부르겠다.)을 원용하여 앞서 말한 소득불평등 및 사회이동의 영향을 측정하는 지수 또한 제시할 것이다.

본고의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 통상적으로 사용하는 앳킨슨지수와 루카스지수를 소개한다. 3장에서는 2장의 방법을 사회이동까지 고려하여 본고의 목적에 맞도록 확장한다. 4장에서는 사회후생함수로 특정한 형태를 제시하고 3장의 지수를 구체화하는데, 구체적으로 습관성(habit)을 갖는 효용함수를

4) Bernasconi and Dardanoni(2004)에 의하면 경제학계에는 아직 구조/교환이동의 개념적 구분이 충분히 반영되어있지 않다고 한다.

5) 이는 앳킨슨이 앳킨슨지수를 주장할 때 사용하였던 논증이기도하다[李俊求(1989)].

6) 소득불평등의 영향을 그 원인에 따라 분해하려는 시도는 많이 있었지만, 이것들은 불평등을 소득의 원천에 따라 분해하거나, 소집단을 나누어 집단 내 불평등과 집단 간 불평등으로 분해하는데 그 초점이 맞추어져있다[Cowell(2000)].

사용할 것이다. 5장에서는 이를 이용하여 한국노동패널자료(KLIPS)를 분석한다. 이를 통해 본고에서 제시하는 방법으로 자료를 풍부하게 해석할 수 있음을 보이려 한다.

2. 통상적인 앳킨슨지수와 루카스지수[7)]

2장에서는 사회이동을 고려하지 않고 한 시점의 소득 자료만을 이용하여 불평등을 재는 지수로서 앳킨슨지수와 루카스지수를 제시한다. 3장에서 이를 사회이동까지 고려하는 형태로 확장할 것이다.

2.1. 앳킨슨지수

李俊求(1989, pp. 163, 194)에 의하면 “일반적으로 n차원의 현상인 분배상태를 단일차원상의 비교가 가능하도록 만들기 위해서는 특정한 사회후생함수를 가정하지 않을 수 없다. 그리고 특정한 사회후생함수를 가정한다는 것은 특정한 가치판단을 전제로 한 상태에서 비교한다는 것을 의미한다.” 이러한 관점에서 앳킨슨은 “모든 불평등도의 지수가 제각기 나름대로의 사회후생함수를 함축하고 있음을 지적하고, 경우에 따라서는 함축되어 있는 사회후생함수에 문제점이 있을 수 있다는 것을 보여주었다. 그는 나아가 우리가 채택하기를 원하는 사회후생함수를 먼저 찾아놓고 이를 반영하는 불평등도의 지수를 구하는 것이 올바른 접근법일 것이라는 견해를 제시하였다.”

구체적으로 앳킨슨지수를 살펴보기 위해 N개의 가계로 구성된 사회를 생각하자. y_i를 가계 i의 소득이라고 하고, μ를 평균소득이라 하자. 모든 가계의 효용함수는 $V(y)$로 일정하다. 공리주의적 사회후생함수를 다음과 같이 정의한다.

$$SW(Y) = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} V(y_i), \quad Y = (y_i)_{1 \leq i \leq N}. \tag{2.1}$$

---

7) 2장의 내용은 앳킨슨지수의 경우 Atkinson and Bourguignon(2000)과 李俊求(1989)를, 루카스지수의 경우 Lucas(2003)과 Dejong and Dave(2007)을 주로 참조했다.

이때 모두가 동일한 소득을 얻는다면 평균소득의 ‘일부’만 가지고도 불평등이 있는 상태와 같은 수준의 사회후생을 달성할 수 있을 것이다. 이 ‘일부’를 균등분배대등소득(equally distributed equivalent level of income)이라고 하며, 균등분배대등소득을 얻기 위해 기존의 평균에서 덜어내어도 좋은 소득비율을 앳킨슨지수로 정의한다. 수식으로 표현하면 다음 식의 $(1-\theta)\mu$가 균등분배대등소득이며, θ가 앳킨슨지수이다.8)

$$SW(Y) \ = SW((1-\theta)\mu \mathbf{1}_N) \ = V((1-\theta)\mu), \text{ 단 } \mathbf{1}_N\text{은 단위벡터.} \tag{2.2}$$

위의 식에서 평균을 비교의 기준으로 삼은 것에는 두 가지 의미가 있다. 첫째는 소득불평등의 비용을 분석하기 위해 소득이 ‘평등’한 상황을 설정해야 하는데, 모두가 ‘평균’소득을 누리는 상황을 ‘평등’한 상황으로 상정했다는 것이다. 둘째는 만약 효용함수 $V(\cdot)$가 오목함수라면, 사회가 가진 전체 소득 $N\mu$를 각 가계에 배분하여 사회후생(SW)을 최대화하는 문제의 해가 바로 $\mu \mathbf{1}_N$이라는 사실이다. 이는 옌센부등식(Jensen’s inequality)를 적용하면 바로 증명할 수 있다.

이제 지수를 구체화 하기위해 $V(y)$가 다음과 같은 형태라 하자.

$$V(y) = \frac{y^{1-\epsilon}}{1-\epsilon}, \quad \epsilon \neq 1. \text{9)} \tag{2.3}$$

위의 효용함수는 상대적불평등기피도가 ϵ으로 일정한 형태이다(constant relative inequality aversion).10) 이때 앳킨슨지수는 다음 식으로 계산할 수 있다.

---

8) 이때 $V(\cdot)$가 연속성과 강단조성을 가지면 $SW(Y)$도 마찬가지 성질을 가지고, (2.2)를 만족하는 θ가 유일하게 존재한다.

9) $\epsilon = 1$일 때에도 지수는 정의되나 이후 본고에서는 $\epsilon \geq 1$인 경우를 다루지 않을 것이기 때문에 여기에는 따로 표기하지 않는다.

10) 소득분포 하에서 자신의 소득이 어떻게 실현될지 모르는 경제 주체를 생각해보면, 결국 소득분포는 미래에 대한 불확실성, 혹은 ‘위험성’을 의미한다고 볼 수 있다. 그렇다면 위의 함수를 일반적인 용어인 불변상대적위험기피도(CRRA) 효용함수라고 불러도 무방할 것이다.

$$\theta \;=\; 1-\left[\sum_{i=1}^{N}\frac{1}{N}\left(\frac{y_i}{\mu}\right)^{1-\epsilon}\right]^{\frac{1}{1-\epsilon}},\;\; \epsilon \neq 1. \tag{2.4}$$

이렇게 계산된 지수는 정의에 의해 0에서 1사이의 값을 가지게 되며, 그 값이 클수록 불평등한 분배를 의미한다.

2.2. 루카스지수

Lucas(2003)에 의하면 정책의 후생효과를 일반적으로 다음과 같이 측정할 수 있다. A 정책과 B 정책이 있는데, A 정책이 시행될 경우 c_A만큼의 소비를, B 정책의 경우 c_B만큼의 소비를 한다고 하자. B가 A보다 선호될 때, 즉 $V(c_A) < V(c_B)$일 때, 다음 식을 만족하는 $\lambda > 0$를 계산할 수 있다.

$$V((1+\lambda)c_A) \;=\; V(c_B). \tag{2.5}$$

이때 λ를 정책을 A에서 B로 바꿀 때의 후생효과라고 볼 수 있다. 루카스는 이 방법을 이용하여 경기변동(business cycle)의 후생효과를 계산하였는데, 구체적으로 경기변동이 있는 경우 소비의 몇 배를 보상해주어야 아무런 변동도 없는 경우와 사회후생이 같아지는지를 계산하였다[Lucas(2003), Dejong and Dave(2007), 6장].

마찬가지 방법을 소득불평등도를 측정하는데 사용할 수 있다. 다음 식을 만족하는 λ를 소득불평등을 재는 루카스지수라고 하자.[11]

$$SW((1+\lambda)Y) \;=\; SW(\mu \mathbf{1}_N) \;=\; V(\mu). \tag{2.6}$$

즉 기존의 소득분포하에서 각 가계별로 소득이 λ배 늘어날 경우 사회후생이 모두가 평균소득만큼을 얻는 경우와 같아진다. 효용함수를 식 (2.3)으로 구체화한 경우 루카스지수를 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\lambda \;=\; \left[\sum_{i=1}^{N}\frac{1}{N}\left(\frac{y_i}{\mu}\right)^{1-\epsilon}\right]^{-\frac{1}{1-\epsilon}} - 1,\;\; \epsilon \neq 1. \tag{2.7}$$

11) 이때 $V(\cdot)$가 연속성과 강단조성을 가지면 (2.6)을 만족하는 λ가 유일하게 존재한다.

이렇게 계산한 λ가 클수록 소득불평등이 심하다고 볼 수 있다.

한편, 식 (2.2)를 (2.6)과 비교해보면 두 지수가 마치 보상변화와 대등변화처럼 같은 것을 서로 다른 방향으로 측정하고 있음을 확인할 수 있다. 효용함수를 (2.3)으로 구체화한 경우에는 실제로 양자 사이에 일대일대응이 성립하는데, (2.4)와 (2.7)을 보면 $1-\theta = 1/(1+\lambda)$이 성립함을 확인할 수 있다. 그러나 이후 논의할 더 복잡한 경우에는 이러한 동등성이 성립하지 않기 때문에 본고에서는 두 지수를 모두 다룰 것이다.

3. 일반화된 앳킨슨지수와 루카스지수

3장에서는 사회이동까지 고려한 모형을 생각한다. 구체적으로 $t-L$기부터 t기까지의 사회이동을 생각하자. $Y_t = (y_{i,t})_{1 \leqq i \leqq N}$를 t기의 소득분포라고 하고, 모든 i, t에 대해서 $y_{i,t} \geqq 0$을 가정한다. t기의 가계 i의 효용함수 $U(\cdot)$는 $y_{i,t}$뿐 아니라, L개의 과거 값들 $y_{i,t-1}$, $\cdots$, $y_{i,t-L}$을 그 변수로 갖는다고 하자. $U(\cdot)$가 습관성(habit)이나 내구성(durability)을 고려한 시간비분리적(time-nonseparable) 효용함수일 수도 있고, 각 기 소득의 영향을 단순히 더하는 시간분리적(time-separable) 효용함수일 수도 있다.12) $Y^t \equiv (Y_t,\ Y_{t-1}, \cdots, Y_{t-L})$, $y_i^t \equiv (y_{i,t},\ y_{i,t-1}, \cdots, y_{i,t-L})$라 하고, 사회후생함수를 다음과 같이 정의한다.

$$SW(Y^t) = \sum_{i=1}^{N} \frac{1}{N} U(y_i^t). \tag{3.1}$$

t기의 평균소득을 μ_t라 하고, $\mu^t \equiv (\mu_t, \cdots, \mu_{t-L})$라 하자. $(Y)_t \equiv (y_{(i),t})_{1 \leqq i \leqq N}$이라 하는데, $y_{(i),t}$는 Y_t의 i번째 순서 통계량이고, $(Y)_t$는 Y_t를 오름차순으로 정렬한 것이다. 이제 식 (2.2)를 다음과 같이 확장하여 $\hat{\theta}_1$, $\hat{\theta}_2$, $\hat{\theta}_3$를 구한다.

12) 만약 시간분리적 효용함수를 사용한다면 덧셈의 교환 및 결합법칙에 의해 교환이동은 사회후생에 아무런 영향을 주지 못한다[Atkinson(1981)].

$$SW\left((Y)_t,\ \frac{\mu_{t-1}}{\mu_t}(Y)_t,\ \cdots\ ,\ \frac{\mu_{t-L}}{\mu_t}(Y)_t\right) = SW\Big(\big((1-\widehat{\theta_1})\mu_t,\ \mu_{t-1},\ \cdots\ ,\ \mu_{t-L}\big)\otimes \mathbf{1}_N\Big), \quad (3.2)$$

$$SW((Y)_t,\ (Y)_{t-1},\ \cdots\ ,\ (Y)_{t-L}) = SW\Big(\big((1-\widehat{\theta_2})\mu_t,\ \mu_{t-1},\ \cdots\ ,\ \mu_{t-L}\big)\otimes \mathbf{1}_N\Big), \quad (3.3)$$

$$SW(Y^t) = SW\Big(\big((1-\widehat{\theta_3})\mu_t,\ \mu_{t-1},\ \cdots\ ,\ \mu_{t-L}\big)\otimes \mathbf{1}_N\Big).^{13)} \quad (3.4)$$

식 (3.2)의 $\widehat{\theta_1}$은 t기의 소득분포를 따라서 지난 L기 동안 성장했을 경우의 후생비용을 나타내므로, Y_t 혹은 $(Y)_t$ 자체가 가진 불평등성이 사회후생에 미친 영향을 반영하는 것으로 볼 수 있다. (3.3)의 $\widehat{\theta_2}$는 $\widehat{\theta_1}$이 반영하는 영향에 구조이동의 비용을 추가적으로 반영한다. (3.4)의 $\widehat{\theta_3}$는 $\widehat{\theta_2}$의 영향에 교환이동의 비용까지, 모형에 포함된 모든 비용을 반영한다. 따라서 t기의 소득불평등의 비용을 θ_1, 지난 L기 동안의 구조이동에 의한 비용을 θ_2, 교환이동에 의한 비용을 θ_3라고 하면 다음 관계가 성립한다.

$$1-\widehat{\theta_1} = 1-\theta_1, \quad (3.5)$$

$$1-\widehat{\theta_2} = (1-\theta_1)(1-\theta_2), \quad (3.6)$$

$$1-\widehat{\theta_3} = (1-\theta_1)(1-\theta_2)(1-\theta_3). \quad (3.7)$$

이때 식 (3.5)~(3.7)을 만족하는 $(\theta_1, \theta_2, \theta_3)$을 (일반화된) 앳킨슨지수라고 정의하고, 위와 같이 해석한다.

(일반화된) 루카스지수도 마찬가지 방법으로 정의하는데, 다음 식 (3.8)~(3.10)을 만족하는 $(\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3)$을 순서대로 t기의 소득불평등의 비용, 지난 L기 동안의 구조이동에 의한 비용, 그리고 교환이동에 의한 비용으로 정의한다.

13) $\otimes$는 크로네커곱(Kronecker's product)을 의미한다.

$$SW\left((1+\lambda_1)(Y)_t,\ \frac{\mu_{t-1}}{\mu_t}(Y)_t,\ \cdots\ ,\ \frac{\mu_{t-L}}{\mu_t}(Y)_t\right) = SW\left(\mu^t \otimes \mathbf{1}_N\right), \tag{3.8}$$

$$SW((1+\lambda_1)(1+\lambda_2)(Y)_t,\ (Y)_{t-1},\ \cdots\ ,\ (Y)_{t-L}) = SW\left(\mu^t \otimes \mathbf{1}_N\right), \tag{3.9}$$

$$SW((1+\lambda_1)(1+\lambda_2)(1+\lambda_3)Y_t,\ Y_{t-1},\ \cdots,\ Y_{t-L}) = SW\left(\mu^t \otimes \mathbf{1}_N\right). \tag{3.10}$$

위의 지수들을 구성하는 과정을 보면 $(1-\theta)$혹은 $(1+\lambda)$를 t기의 값에만 곱한다. 즉 지수를 정의할 때 t기의 값, $\{Y_t,\ \mu_t\}$와 그 이전의 값들, $\{Y_{t-l},\ \mu_{t-l},\ l \geqq 1\}$이 비대칭적으로 다뤄진다. 과거 값들이 주어져 있을 때, t기의 소득불평등이 사회이동과 상호작용하며 후생에 미치는 영향을 분석하는 것이 목적이기 때문이다. 또한 4장에서 사용할 습관성(habit)을 갖는 효용함수의 경우 과거소득과 현재소득을 대칭적으로 다루면 지표를 해석하는 과정에서 문제가 발생하는데, 이는 4장에서 다시 논의할 것이다.

4. 효용함수 및 지수의 구체화

4장에서는 5장에서 실증분석을 할 때 적용할 수 있도록 3장의 수식들을 구체화한다. 우선 가계의 효용함수는 다음과 같이 습관성(habit)을 갖는 형태로 정의한다[Christiano, Trabandt and Walentin(2010), Dejong and Dave(2007), 5장].

$$U(y_{i,t},\ y_{i,t-1}) = V(y_{i,t} - by_{i,t-1}) = \begin{cases} \dfrac{(y_{i,t} - by_{i,t-1})^{1-\epsilon}}{1-\epsilon}, & y_{i,t} - by_{i,t-1} \geqq 0 \\ \dfrac{w(|y_{i,t} - by_{i,t-1}|)^{1-\epsilon}}{1-\epsilon}, & y_{i,t} - by_{i,t-1} < 0 \end{cases} \tag{4.1}$$

이때 $0 \leqq \epsilon < 1$이며, $w \geqq 1$이다. 2장과는 다르게 $V(\cdot)$의 정의역이 $\mathbb{R}_+$에서 $\mathbb{R}$로 확장되었다. $\epsilon = 0.5$, $w = 2$일 때 효용함수는 <그림 1> 같은 형태를 갖는다.

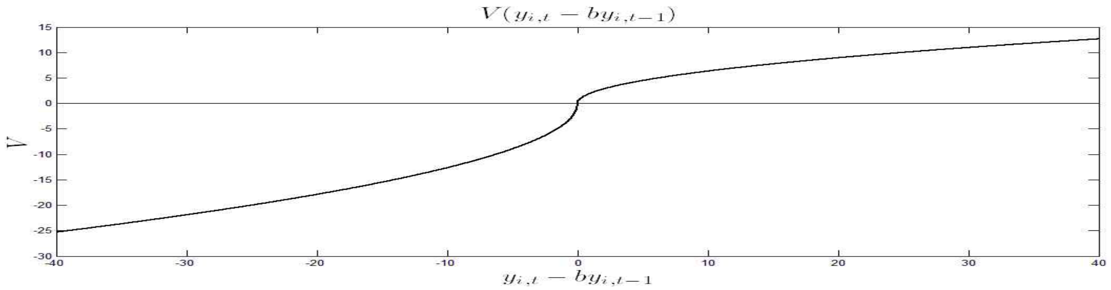

그림 1 - $\epsilon = 0.5$, $w = 2$일 때 $V(y_{i.t} - by_{i.t-1})$의 그래프

식 (4.1)처럼 효용함수를 정의하는 것은 Kahneman and Tversky(1979)가 제시한 효용함수의 성질 세 가지를 반영하기 위해서이다. 첫 번째는 효용함수가 절대 0점이 아니라 준거점(reference point)으로부터의 편차(deviation)의 함수라는 사실이다. 두 번째는 편차가 양수일 때는 오목, 음수일 때는 볼록한 함수라는 사실이며, 세 번째는 편차가 음수일 때 더 가파른 기울기를 갖는다는 사실이다. 식 (4.1)에서 준거점은 전기 소득의 일정비율인 $by_{i,t-1}$이며, 효용함수 $U(\cdot,\cdot)$는 양의 편차에 대해서는 위험기피적, 음의 편차에 대해서는 위험선호적인 형태를 띤다. 마지막으로 $w \geqq 1$는 세 번째 성질을 반영하기 위해 설정되었다. 또한 ϵ의 범위를 위와 같이 제한하는 것도 위와 같은 형태의 함수를 얻기 위해서이다. 함수의 정의역으로 양수만을 취하는 기존의 불변상대적위험기피도(CRRA) 효용함수의 경우에는 함수 값이 음수여도 증가함수이므로 문제가 없지만, 정의역을 실수까지 확장한 경우 $\epsilon \geqq 1$일 때 (4.1)과 같은 방법으로는 증가함수를 얻을 수 없기 때문이다.

3장 말미에서 논의하였지만, (4.1)과 같은 효용함수를 상정하고 지수를 구성할 때 t기의 값과 $t-1$기의 값을 대칭적으로 다룰 경우 문제가 발생한다. $y_{i,t} - by_{i,t-1} < 0$일 때가 문제인데, $V((1+\lambda)(y_{i,t} - by_{i,t-1}))$의 값이 λ가 커질수록 작아지는 것이다. 소득을 늘리는 것이 아니라 오히려 줄이는 셈이므로 이 경우 λ의 의미를 해석하기가 힘들고, 이렇게 지수를 정의하는 것은 타당치 못하다.

이제 (4.1)의 $U(\cdot,\cdot)$에 기반을 둔 사회후생함수는 소득불평등, 구조이동, 그리고 교환이동에 대해 각각 어떠한 가치판단을 함축하고 있는지를 살펴보자.[14)]

4.1. 소득불평등

우선 $\mu_t - b\mu_{t-1} > 0$을 가정하자. 일반적으로 b값을 0.7에서 0.8 사이로 생각하므로, 앞의 조건은 경제가 20%이상 음의성장을 기록하는 일은 없다는 의미이다.[15] 현실적으로 이정도 조건은 가정해도 무방할 것이다. 이제 모든 i에 대해 $y_{(i),t} - b\frac{\mu_{t-1}}{\mu_t}y_{(i),t} > 0$가 성립하므로, (3.2), (3.5), (4.1)에 의해 다음이 성립한다.

$$\theta_1 = \widehat{\theta_1} = (1-b/g)A(\epsilon),\ \ A(\epsilon) \equiv 1 - \left[\sum_{i=1}^{N}\frac{1}{N}\left(\frac{y_{i,t}}{\mu_t}\right)^{1-\epsilon}\right]^{1/(1-\epsilon)},\ \ g \equiv \frac{\mu_t}{\mu_{t-1}} \tag{4.2}$$

$A(\epsilon)$은 (2.4)에서 정의한 통상적인 앳킨슨지수이다. (4.2)를 보면 소득분포의 영향을 측정하는 θ_1은 소득불평등도 $A(\epsilon)$과 성장에 의해서 결정되는 조정계수 $(1-b/g)$의 곱으로 나타난다. g가 커지는 경우, $t-1$기에 비해 t기 소득분포의 영향이 커지면서 θ_1이 t기의 소득불평등을 나타내는 $A(\epsilon)$으로 수렴함을 확인할 수 있다.

(4.2)에서 경제성장이 θ_1의 증가를 가져오는 것이 직관에 반하는 것처럼 보일 수도 있다. 그러나 여기서 측정하고 있는 것은 어디까지나 '소득불평등'의 비용이다. 일반적으로 생각하는 경제성장의 긍정적인 영향, 즉 경제성장이 소득을 증가시켜 각 가계의 효용증가에 기여하는 부분은 이미 (3.2)의 우변에 있는 μ_t에 반영되어 있다. 위의 현상은 오히려 습관성을 갖는 효용함수가 가정하고 있는 준거점(reference point)의 영향이라고 보아야 한다. 준거점을 상정하면 소득불평등의 비용이 줄어드는데, 전기에 가난했던 사람은 부자였던 사람에 비해 금기에 적은 소득만으로도 같은 효용을 누릴 수 있기 때문이다. g가 커

---

14) 이렇게 구성한 지수들은 이하에서 살펴볼 성질들 외에도 소득불평등지수의 공리로 제시된 몇몇 성질들을 만족한다. 대칭성(symmetry), 달톤인구원칙(Dalton population principle), 정규성(Normalization), 0차 동차성(homogeniety of degree zero) 등이 그것인데, y_i^t를 하나의 원소로 취급하면 각 공리들이 성립함을 바로 확인할 수 있다. 위의 공리들에 대해서는 Chakravarty(1999)를 참조하라.

15) 중형 동태적확률일반균형모형(medium-sized DSGE model)을 베이지안기법을 이용하여 추정한 결과 b의 사후분포(posterior)의 평균은 0.77, 표준편차는 0.02였다[Christiano, Trabandt and Walentin(2010)].

지면 이러한 준거점의 효과가 줄어들기 때문에 소득불평등의 영향이 커지고, θ_1은 바로 이와 같은 가치판단을 함축하고 있다.

루카스지수에 대해서도 마찬가지 상황이 성립하는데, 식 (3.8), (4.1)을 계산하면 다음을 얻는다.

$$\lambda_1 = (1-b/g)L(\epsilon),\ \ L(\epsilon) \ = \ \left[\sum_{i=1}^{N}\frac{1}{N}\left(\frac{y_i}{\mu}\right)^{1-\epsilon}\right]^{-1/(1-\epsilon)} - 1 \tag{4.3}$$

위의 $L(\epsilon)$은 (2.7)에서 정의한 t기의 루카스지수이다. 따라서 (4.2)의 경우와 완전히 동일한 해석을 여기서도 할 수 있다.

4.2. 구조이동

앞서 살펴본 지수들은 소득불평등의 비용을 재는 기준으로 모든 사람이 '평균'소득을 누리는 상황을 상정하는데, 2장에서 이와 같은 비교의 함의로 두 가지를 제시했다. 사회후생을 최대화하는 문제의 해가 모두가 평균소득을 누리는 경우라는 사실이 그 중 두 번째 함의였는데, 이 사실은 구조이동에 대한 평가와 밀접하게 관련되어있다. 만약 이것이 사회이동을 고려해도 여전히 성립한다면 평균 가까이에 조밀하게 모여 있는 분포로 변할수록, 즉 불평등도가 작아질수록 바람직한 구조이동이라는 결론을 내릴 수 있기 때문이다. 그러나 이를 보이는 것은 전과달리 그리 간단하지 않은데, (4.1)에서 정의한 효용함수($V(\cdot)$)가 더 이상 오목함수가 아닌 것이 문제이다.

부록에서 자세히 다루겠지만, 실제로 '희생양(scape goat)'이 존재할 경우 모두가 평균소득을 얻는 경우보다 사회후생을 크게 할 수 있다. 그러나 다행히 다음 조건이 성립하는 경우 모두가 각 기에 μ_{t-1}과 μ_t를 얻는 것이 (4.1)에 기반을 둔 사회후생(SW)을 최대화함을 증명할 수 있다. 표기상의 편의를 위해 $\Delta\mu_t \equiv \mu_t - b\mu_{t-1}$, $\Delta y_{i,t} \equiv y_{i,t} - by_{i,t-1}$이라 하자.

$$\Delta y_{i,t} \geqq C, \forall\, i.$$

$$\text{단, } V(C) = V'(\Delta\mu_t)(C - \Delta\mu_t) + V(\Delta\mu_t),\ C < 0 < \Delta\mu_t. \tag{4.4}$$

바꿔 말하면 $(C, V(C))$는 $(\Delta\mu_t,\ V(\Delta\mu_t))$을 지나는 $V(\cdot)$의 접선과 $V(\cdot)$의 교점이다. (4.4)가 성립하는 경우 평균소득 μ_{t-1}과 μ_t가 주어져 있을 때 $(\mu_t,\ \mu_{t-1})\otimes\mathbf{1}_N$이 사회후생함수를 최대화하는 배분이다.

위의 명제의 역은 다음과 같은 방식으로 성립한다. 초기 소득배분을 Y_0라 하고, 2차 적률(moment)이 존재한다고 가정한다. 다음이 성립함은 쉽게 확인할 수 있다.

$$SW(bY_{t-1} + \Delta\mu_t\mathbf{1}_N,\ Y_{t-1}) = SW((\mu_t,\ \mu_{t-1})\otimes\mathbf{1}_N),\ \ \forall\, t. \tag{4.5}$$

따라서 $Y_t = bY_{t-1} + \Delta\mu_t\mathbf{1}_N$을 만족하는 경로를 따라 경제가 성장한다면 매기 사회후생을 최대화할 수 있으며, Y_{t-1}, μ_t가 주어져 있을 때, 후생을 최대화하는 Y_t가 $bY_{t-1} + \Delta\mu_t\mathbf{1}_N$로 유일함도 쉽게 확인할 수 있다. 이를 최적성장경로(optimal growth path)라고 부르자. 최적성장경로를 따라 경제가 성장할 때 다음이 성립한다.

$$Var(Y_t) = Var(b^t Y_0) \to 0, \quad as\ t \to \infty. \tag{4.6}$$

이제 $Y_t = \mu_t + o_p(1)$가 성립한다. 즉 (4.4)가 성립하는 경우 최적성장경로를 따라 성장하다보면 결국 모두가 평균소득을 얻는 상태로 수렴하는 것이다.

이상의 논의를 통해 (4.1)을 바탕으로 구성된 사회후생함수는 구조이동이 평등한 방향으로 이루어질 때 높은 함수 값을 주며, θ_2와 λ_2도 이와 같은 가치판단을 함축하고 있음을 확인할 수 있다.

4.3. 교환이동

Atkinson(1981)과 Shorrocks(1978b)는 교환이동이 증가하면 사회후생이 증가한다고 주장하였다. Shorrocks(1978b)는 교환이동이 각 가계의 상대 소득이 비슷한 수준에서 유지되기 때문에, 소득구조의 불평등성이 고착된다고 보

았다. 반대로 이동성이 증가하면 여러 기간에 걸쳐 벌어들인 가계의 총 소득이 평준화 될 것이기 때문에 불평등이 줄어든다고 논증하였다. 이러한 논증이 그가 $Y_{t-1}+Y_t$와 같은 누적 소득을 가지고 논리를 전개했기 때문에 가능하였다.

이처럼 사회이동이 사회후생에 긍정적인 영향을 준다는 생각은 신분제와 현대의 자유민주주의를 생각하는 우리의 직관에도 부합한다. Tresch(2002, p.10)는 과정적 평등(process equality)의 가장 중요한 두 규범(norm)으로 기회의 평등과 사회이동을 들고 있다. 그는 사회이동의 반대급부는 사회이동의 가능성이 원천적으로 차단되어있는 신분체제(카스트제도)이며, 경쟁시장체제를 통해 기회의 평등과 능력에 따른 사회이동을 촉진할 수 있다고 썼다.16)

그러나 능력에 따른 이동의 가능성이 언제나 열려있는 것과 실제로 이동이 빈번하게 일어나는 것은 분명히 다른 문제이다. 과거 사회주의를 표방했던 국가들의 상황을 생각해보면, 분명 이동가능성은 사람들의 상승에 대한 동기를 자극하여 경제성장을 촉진하는 기폭제가 될 수 있다. 비슷한 맥락에서 슘페터는 독점이윤에 대한 추구가 혁신의 기본 동인이라고 주장했다. 그러나 교환이동의 증가는 상반된 영향을 줄 수도 있는데, 이동의 증가는 미래에 대한 불확실성으로 이어지기 때문이다. 마치 인플레이션이 불확실성을 증가시켜서 사회적인 비용을 야기하는 것과 마찬가지로, 교환이동의 증가도 사회의 불안정성을 증가시켜 후생의 감소를 야기할 수 있다. 이동이 많다는 것은 사회가 균형에 이르지 못했다는 의미이거나, 균형이 계속해서 바뀔 정도로 환경적인 변화가 크다는 의미이기 때문이다.

위의 논의를 보면 사회이동의 감소는 서로 상반된 가치를 함축하는 두 가지 방향으로 해석될 수 있는데, 사회의 “경직성(rigidity)” 증가와 “안정성(stability)”증가가 그것이다. 따라서 연구자가 상정한 사회후생함수가 사회이동을 이 두 가지 중 어떠한 관점에서 평가하는지를 파악하는 것이 중요한데,

16) 대부분의 사람들은 Tresch(2002)와 비슷한 맥락에서 사회이동이 많은 사회를 그렇지 않은 사회보다 선호하는 듯하다. 사람들의 이러한 친이동적인 태도는 다른 관점에서 비합리성으로 설명할 수도 있다. 사람들이 자기 자신의 미래에 대해 비현실적으로 낙관적(unrealistic optimism)임이 알려져 있는데, 사회이동이 빈번할 때 자신이 상승적 이동을 할 가능성을 실제보다 크게 인식한다면, 이동성이 높은 사회를 선호할 것이다[Gilovich, Keltner and Nisbett(2010), pp. 88-90, Weinstein(1980)].

Atkinson(1981)과 Markandya(1984)가 이에 대해 제시한 해답은 다음과 같다. 개별 가계의 효용함수가 (4.1)처럼 두 기간의 소득에 의해 결정될 때, 교환이동과 사회후생의 관계는 $U_{12} = \partial^2 U / \partial y_t \partial y_{t-1}$의 부호에 의해 결정된다. 만약 $U_{12} \geqq 0$라면 각 가계소득의 상대적 순위가 변하지 않는 것이 사회후생함수를 최대화한다. 반대로 $U_{12} \leqq 0$라면 교환이동이 증가할수록 사회후생이 증가한다. 따라서 위에서 보았듯이 교환이동과 사회후생의 관계가 양면적이라면 U_{12}의 부호가 일정한 효용함수는 그다지 바람직하지 않을 것이다. (4.1)에서 제시된 효용함수의 경우 $y_{i,t} - by_{i,t-1}$의 부호에 따라 U_{12}의 부호가 달라진다는 점에서 교환이동의 후생효과를 평가하는데 사용될 효용함수의 기준을 충족하고 있다고 볼 수 있다.

구체적으로 (4.1)에 내재된 교환이동에 대한 가치판단을 살펴보자. 임의의 교환이동은 두 가계 간 교환이동을 반복적으로 시행하여 달성할 수 있으므로 여기서는 두 가계만으로 구성된 사회에서의 교환이동을 고려하면 충분하다. 물론 이 문제를 경우를 나눠가면서 수리적으로 풀어낼 수도 있지만, 여기서는 그래프를 이용하여 이해해보겠다.

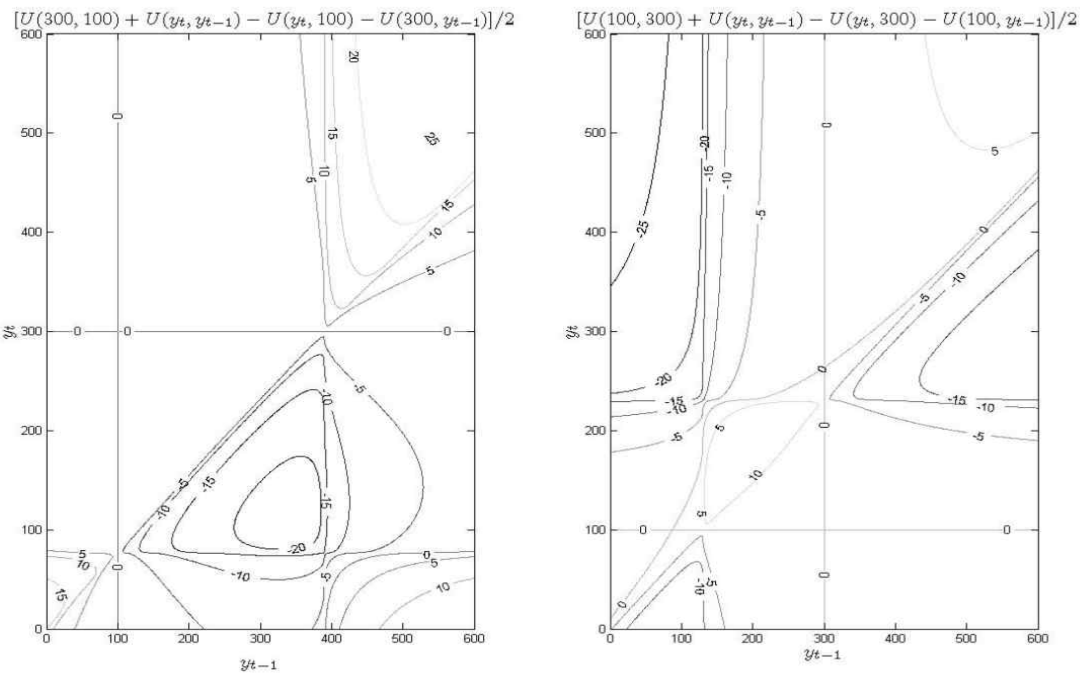

그림 2 - 두 가계 간 교환이동의 영향, $b = 0.77$, $\epsilon = 0.5$, $w = 2$.

<그림 2>의 좌측 그래프부터 살펴보자. 이는 한 가계의 현재 소득을 300, 과거 소득을 100으로 고정해 놓고, 다른 가계의 소득에 따라 교환이동이 사회후생을 증가시키는지 감소시키는지를 그려놓은 것이다. 정확하게는 교환이동이 없는 경우의 사회후생에서 교환이동이 있는 경우의 사회후생을 뺀 것을 등고선(contour)으로 그려놓은 것이다. 이 값이 양수일 경우 교환이동을 하지 않는 것이 사회후생이 더 높고, 음수일 경우는 그 반대이다. 소득의 순위가 유지되는 경우($t-1$기에 소득이 많았(적었)던 사람이 t기에도 많은(적은) 경우)에는 교환이동이 없는 쪽이 바람직하다. 이러한 경우 교환이동이 안정성을 해친다는 가치판단이 내재되어 있다고 해석할 수 있다. 소득의 순위가 바뀌는 경우에는 상호간 소득격차가 적으면 교환이동이 있는 쪽이 바람직하나(예를 들어 (250,150)), 격차가 크면(600, 50) 교환이동이 없는 쪽이 바람직하다. (100, 300)과 (250, 150)의 조합보다 (100, 150)과 (250, 300)의 조합이 더 높은 사회후생을 달성한다는 사실은, 변화가 적은 경우 안정성에 대한 추구보다는 경직성에 대한 우려가 더 크게 작용한다는 점을 시사한다. 그러나 (600, 50)과 같은 극단적인 변화가 있을 경우 사회의 불안정성 증가라는 측면에서 교환이동이 부정적으로 평가된다.

<그림 2>의 우측 그래프는, 기준인 가계의 현재 소득이 100, 과거 소득이 300인 경우이다. 이 경우에는 더 다양한 가치판단이 개입됨을 확인할 수 있다. 앞의 경우와는 다르게 소득의 순위가 보존되더라도 소득 간 차이가 크지 않으면(예를 들어 (500,250)) 교환이동을 하는 편이 바람직하다. 특히 흥미로운 것은 좌상단 부분인데, 예를 들어 (50, 500) 같은 경우 교환이동을 하는 편이 바람직하다. 즉 전체 $(100-300b)+(500-50b)$ 중 많은 양을 한 사람이 갖는 것 보다는 $500-300b$와 $100-50b$로 나눠 갖는 것이 사회적으로 바람직하다는 것이다.

5. 한국의 소득불평등 및 사회이동의 비용

5장에서는 앞서 구성한 지표들을 한국 자료에 적용해 볼 것이다. 분석에 사용한 자료는 "한국노동패널(Korea Labor and Income Panel Study)"인데 1998년부터 2008년까지의 자료가 수록되어있다. 4장에서 구성한 지수를 사용하려면 예를 들어 1999년의 지수를 구할 때 1998년과 1999년의 소득 자료가 모두 필요하다. 따라서 두 해 모두 조사에 성공한 가계들만을 추려내어 계산하였다. 각 가계의 소득은 근로소득, 금융소득, 그리고 부동산소득을 합하여 만들었으며, 사회보험, 이전소득, 그리고 기타소득에 해당하는 항목은 더하지 않았다. 마지막 세 항목의 경우 패널조사가 진행됨에 따라 수록기준이나 세부항목이 바뀌기 때문에 일관된 자료를 얻을 수 없다고 판단했기 때문이다.

이하의 분석에서 b값은 Christiano, Trabandt and Walentin(2010)을 따라 0.77이고, $w=2$로 두었다. 앳킨슨지수는 (3.2)~(3.7), (4.1)을 이용해 닫힌형식(closed form)으로 표현할 수 있지만, 루카스지수의 경우 이것이 힘들기 때문에 격자탐색(grid search)을 이용한 칼리브레이션(calibration)을 통해 구하였다. (3.8)~(3.10)의 좌변이 λ_i에 대한 증가함수이기 때문에 쉽게 그 값을 계산해낼 수 있었다.

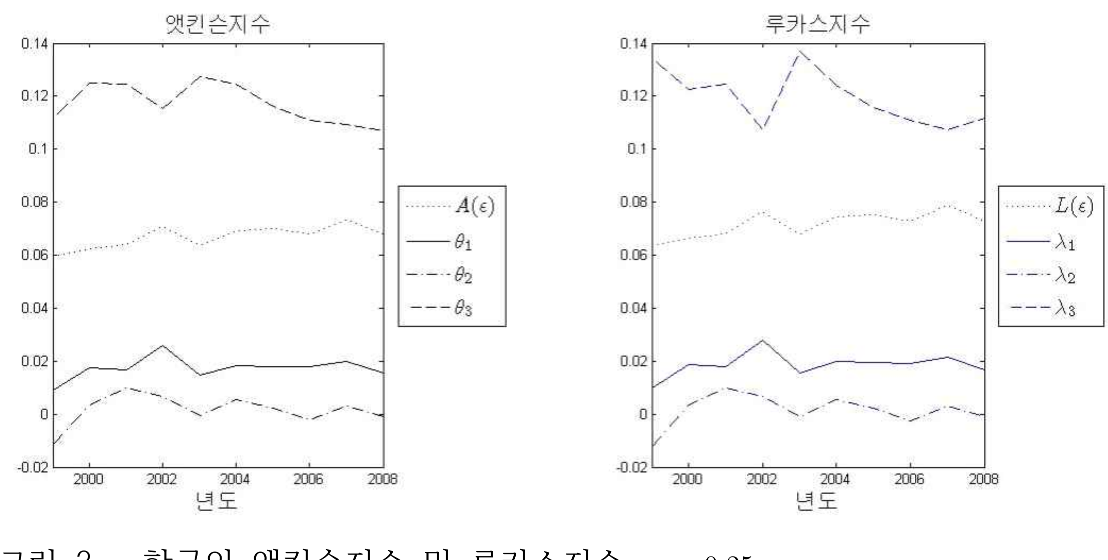

그림 3 - 한국의 앳킨슨지수 및 루카스지수. $\epsilon = 0.25$.

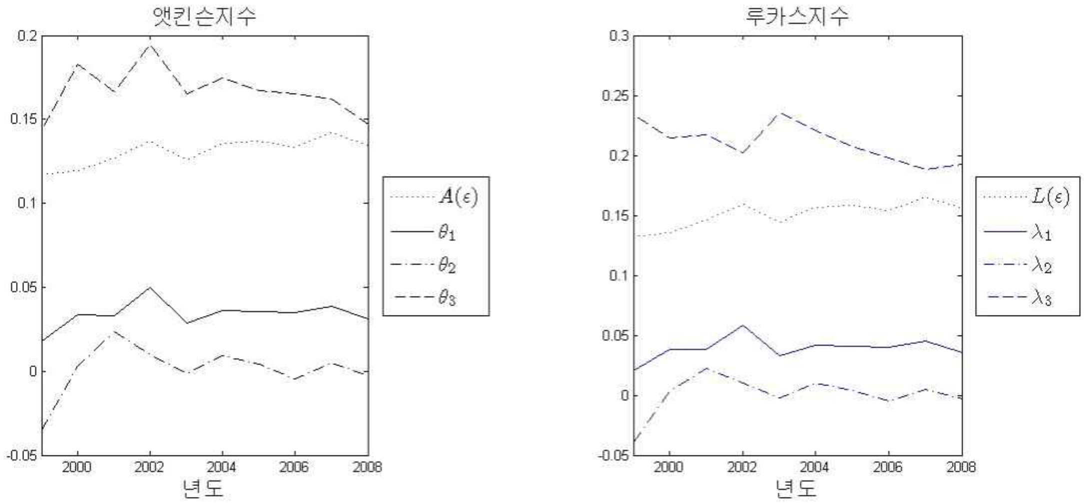

그림 4 - 한국의 앳킨슨지수 및 루카스지수. $\epsilon = 0.5$.

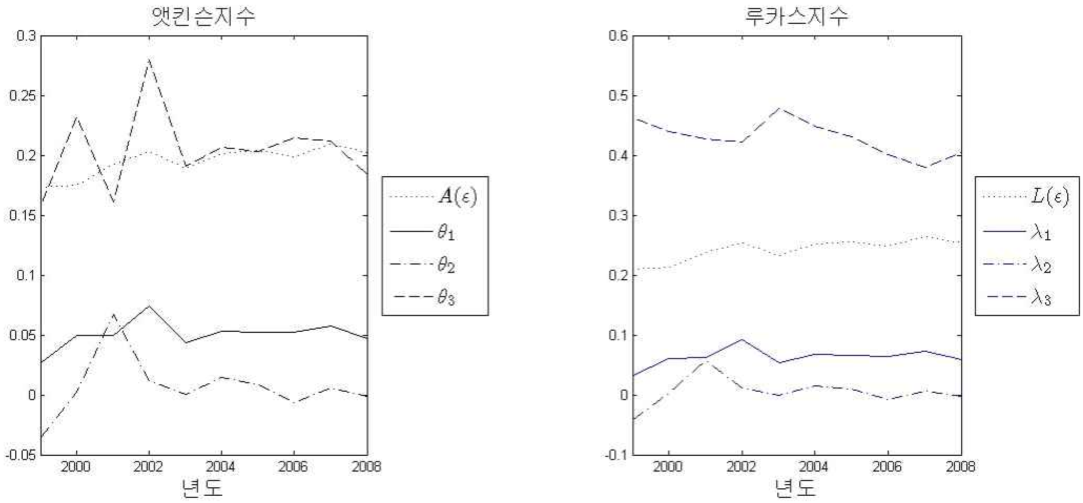

그림 5 - 한국의 앳킨슨지수 및 루카스지수. $\epsilon = 0.75$.

<그림 3>~<그림 5>는 3장과 4장에서 구성한 지수들을 순서대로 ϵ이 0.25, 0.5, 0.75일 때 구해서 시간 축에 도시한 것이다. 우선 전통적인 의미의 지수인 $A(\epsilon)$과 $L(\epsilon)$을 보면 외환위기 이후 소득분배가 꾸준히 나빠지는 경향을 보임을 확인할 수 있다. 이는 <그림 6>의 지니계수를 통해서도 확인할 수 있다.[17)]

17) 지니계수는 다음의 방법을 이용하여 계산하였다.

$\gamma = \frac{N+1}{N-1} - \frac{2}{N(N-1)\mu}\sum_{i=1}^{N}\rho_i x_i$, 단 ρ_i는 소득의 순위로, 소득이 가장 높은 가계가 1이고, 그 다음이 2이며, 가장 낮은 가계가 N이다[Deaton(1997, p.139)].

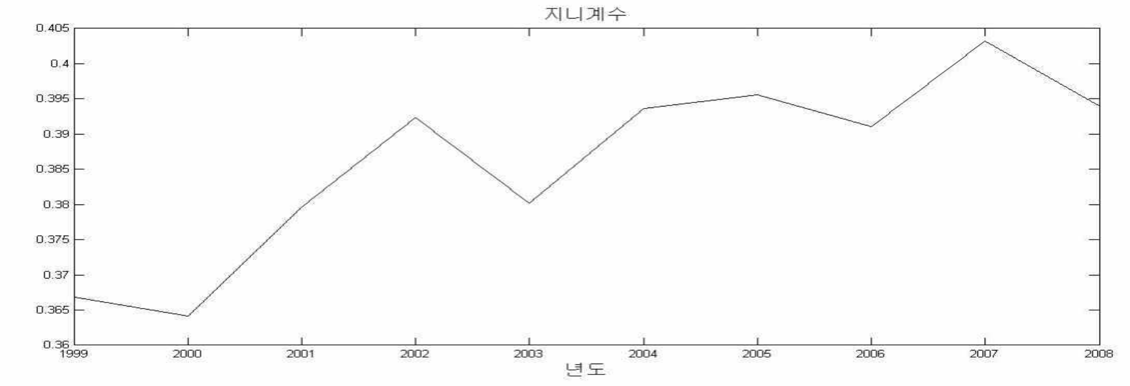

그림 6 - 한국의 지니계수.

각 지표들을 살펴보면, 우선 4.1.에서 살펴본 것처럼 θ_1은 $A(\epsilon)$과, λ_1은 $L(\epsilon)$과 비슷하게 움직임을 확인할 수 있다. θ_2와 λ_2의 경우 $A(\epsilon)$이나 $L(\epsilon)$이 전년 대비 증가한 경우, 즉 소득분배가 나빠진 해에는 양수 값을 갖고, 그렇지 않은 경우에는 음수 값을 갖는데, 이는 4.2.에서 논의한 바에 정확히 부합한다. 바람직한 방향으로의 구조이동은 사회후생상의 '비용'이 아니라 '이득'을 창출하고, 반대의 경우 '비용'을 야기하는 것이다. 따라서 1999, 2003, 2006년을 제외하고 남은 7개 년도에서 이 값들이 양수라는 사실은 한국의 소득구조가 불평등한 방향으로 변하고 있음을 시사한다.

이제 θ_3와 λ_3를 살펴보는데, 우선 교환이동을 재는 다음과 같은 간단한 '객관적' 지표를 생각하자. F_t를 t기의 누적밀도함수라고 하고, $x_{i,t} \equiv F_t^{-1}(y_{i,t}) - F_{t-1}^{-1}(y_{i,t-1})$이라 정의한다. 이때 $x_{i,t}$는 $t-1$기에서 t기가 되면서 가계 i의 상대적 위치가 어떻게 변했는지를 나타내는 변수이다. $X_t \equiv (x_{i,t})_{1 \leqq i \leqq N}$이라 하면 X_t는 곧 사회 전체의 교환이동을 나타내는 변수이다. 정의에 의해 $EX_t = 0$이고, $E|X_t|$나 $Var(X_t) = EX_t^2$를 교환이동을 나타내는 지표로 생각할 수 있을 것이다. 이를 구해서 그림으로 나타낸 것이 <그림 7>이다.

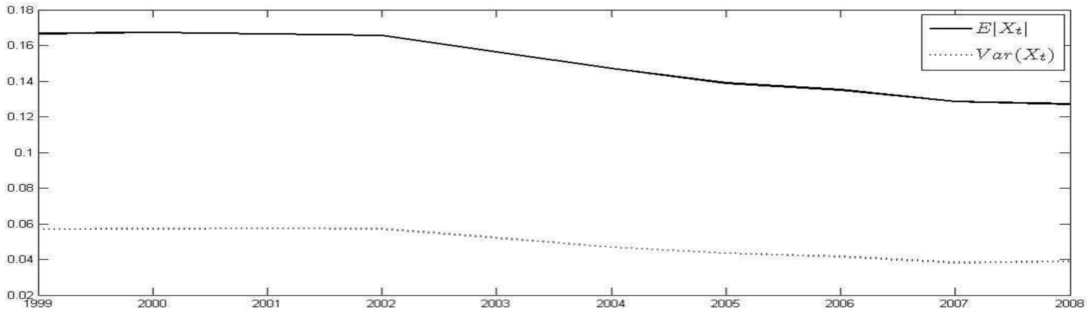

그림 7 - 한국의 교환이동.

<그림 7>을 보면 '객관적'으로 파악되는 교환이동은 지속적으로 감소하고 있음을 확인할 수 있다. 그러나 <그림 3>~<그림 5>에서 보이듯이 θ_3와 λ_3는 부침을 계속하는데, 이는 4.3.에서 살펴본 것처럼 θ_3와 λ_3가 교환이동에 대해 양면적인 가치판단을 내리고 있기 때문이다. 특히 교환이동의 절대양이 줄었음에도 그로인한 사회적 비용이 줄지 않고 있다는 사실은, 많은 사람들이 우려하는 것처럼 최근 한국사회의 교환이동 감소가 사회의 '안정성'이 아니라 '경직성'을 증가시키는 방향으로 기능하고 있다는 점을 시사한다.

6. 결론

많은 사람들이 최근 한국사회의 양극화에 대해 우려한다. 이런 문제의식에서 현실을 분석할 때, 지니계수나 앳킨슨지수의 추이를 살피는 것만으로 파악할 수 없는 부분이 있고, 이를 놓치지 않으려면 사회이동까지 고려한 분석도구가 필요하다. 필자는 이러한 문제의식에서 출발하여 소득불평등의 영향과 구조이동 및 교환이동의 영향을 하나의 틀에서 분석하는 도구를 제시하고, 이를 한국자료에 적용해보았다. 보다 최근의 상황을 분석하고 싶었지만, 패널자료가 없어서 세계적인 금융위기 이후는 분석할 수 없었던 점이 아쉽다.

4장에서 효용함수를 정의하면서 ϵ위 범위를 $(0,1)$로 제한하였고, 이는 분명히 아쉬운 일이다. 그러나 3장에서 정의한 일반론은 어떠한 효용함수에 대해서도 적용할 수 있기 때문에, 다른 적절한 효용함수가 있다면 그 함수를 이용

하여 분석을 진행할 수 있다. 중요한 것은 연구자가 선택한 효용함수가 어떠한 가치판단을 전제로 하는지를 규명하는 일일 것이다. 또한 w값을 임의로 2로 설정하였는데, 이를 실제로 추정한 실험연구가 있다면 좋을 것이다.

5장의 그림들을 보면 교환이동의 비용이 다른 요인들에 비해 상대적으로 큼을 확인할 수 있다. 정말로 교환이동의 후생비용이 클 수도 있지만, Paglin이 지니계수에 대해 비판했던 내용이 그대로 적용되는 상황일 수도 있다 [Campano and Salvatore(2006, pp. 75-77)]. 일반적으로 생애주기를 따라서 소득의 상대적 위치가 변한다. 따라서 '평등'은 모두가 '평균'소득을 얻으며 성장하는 것이 아니라, 생애주기에 따라 '정상적'인 수준에서 교환이동하는 것일 수 있다. 만약 그렇다면 '정상적'인 교환이동의 효과를 제거해야만 진정한 비용을 계산할 수 있다. 본고의 방법론을 이용한다면 θ_2와 θ_3, 혹은 λ_2와 λ_3사이에 연령에 따른 정상적인 교환이동만을 허용하는 단계를 넣음으로써 이를 계산해낼 수 있을 것이다. 구체적으로 어떻게 정상적인 교환이동을 정의하고 이를 계산해낼지는 후속연구로 남겨놓는다.

부록 1.

여기서는 4장 2절에서 논의한 다음의 최적화 문제를 생각한다.

$$\max_{\{\Delta y_{i,t}\}} SW(Y_t, Y_{t-1}) = \frac{1}{N}\sum_i (V(\Delta y_{i,t}))$$

$$s.\ t.\quad \forall\, i,\ \Delta y_{i,t} = y_{i,t} - by_{i,t-1},\ y_{i,t} \geqq 0,\ y_{i,t-1} \geqq 0,\ \Delta\mu_t > 0. \qquad \text{(A.1)}$$

명제 1. 임의의 두 음수 α, β에 대해 $V(\alpha)+V(\beta) < V(\alpha+\beta)+V(0)$이 성립한다.

증명) $V(0)=0$이므로, $V(\alpha) = -\int_\alpha^0 V'(t)dt$가 성립한다. 마찬가지로 다음이 성립한다.

$V(\alpha+\beta) = -\int_{\alpha+\beta}^{\beta} V' - \int_\beta^0 V'$. 따라서 우변에서 좌변을 빼면

$$\int_\alpha^0 V'(t)dt - \int_{\alpha+\beta}^{\beta} V'(t)dt = \int_{\alpha+\beta}^{\beta} [\,V'(t-\beta) - V'(t)]\,dt > 0. \quad \Box$$

모든 i에 대해 $\Delta y_{i,t} \geqq 0$인 배분$\{\Delta y_{i,t}\}$ 중에서는 옌센부등식에 의해 $\Delta y_{i,t} = \Delta\mu_t$, $\forall\, i$가 최적이다. 이제 $\Delta y_{i,t} < 0$인 i가 있는 배분을 생각하는데, 위의 **명제** 1에 의해 음수인 모든 원소를 더해 한 가계에 배당하고, 처음에는 음의 배당을 가졌던 다른 가계들에는 0을 주면 사회후생이 증가한다. 이렇게 새로이 구성한 배당에서는 한 가계를 제외한 모든 가계의 배당이 음이 아닌데, 이 $N-1$개의 가계들끼리는 남은 것을 공평하게 나눠 갖는 새로운 배당을 생각할 수 있다. 이때 음이 아닌 영역에서 $V(\cdot)$가 강오목함수이므로 옌센부등식에 의해 세 번째 배분이 두 번째 배분보다 사회후생이 크다.

위의 세 번째와 구조가 같은 배분 중 가장 극단적인 배분인 $\Delta\widehat{y_{1,t}} = -bN\mu_{t-1}$, $\Delta\widehat{y_{2,t}} = \cdots = \Delta\widehat{y_{N,t}} = \frac{N\mu_t}{N-1}$와 모두가 $\Delta\mu_t$를 얻는 배분을 비교해보자.

$$\sum V(\widehat{\Delta y_{i,t}}) = \frac{-w(bN\mu_{t-1})^{1-\epsilon}}{1-\epsilon} + \frac{(N-1)(N\mu_t/(N-1))^{1-\epsilon}}{1-\epsilon} \leqq \frac{N(\Delta\mu_t)^{1-\epsilon}}{1-\epsilon}$$

$$\Leftrightarrow \frac{-w(bN/g)^{1-\epsilon}}{N} + \frac{N-1}{N}\left(\frac{N}{N-1}\right)^{1-\epsilon} \leqq (1-b/g)^{1-\epsilon} \tag{A.2}$$

평등한 배분이 최적배분이라면 (A.2)의 부등호가 성립해야하지만, 우변은 1보다 작고 좌변은 N이 커지면서 1로 수렴하므로 부등호가 성립하지 않는다. 이제 이 문제를 해결하기 위해 $\Delta y_{i,t}$에 조건을 준 다음 명제를 생각하자.

명제 2. 다음 두 식 $V(C) = V'(\Delta\mu_t)(C-\Delta\mu_t) + V(\Delta\mu_t)$, $C < 0 < \Delta\mu_t$을 만족하는 C에 대해 $\Delta y_{i,t} \geqq C, \forall i$가 성립할 경우, $\{\Delta\mu_t\}$가 (A.1)의 해이다.

증명) 우선 오목함수 $\widetilde{V}(\cdot)$를 다음과 같이 정의하자.

$$\widetilde{V}(t) = \begin{cases} V(t), & t \geqq \Delta\mu_t \\ V'(\Delta\mu_t)(t-\Delta\mu_t) + V(\Delta\mu_t), & t < \Delta\mu_t \end{cases} \tag{A.3}$$

바꿔 말하면 $t < \Delta\mu_t$일 때 $\widetilde{V}(t)$는 $(\Delta\mu_t,\ V(\Delta\mu_t))$을 지나는 $V(\cdot)$의 접선이 나타내는 함수이다. $C < t < \Delta\mu_t$일 경우 $\widetilde{V}(t) > V(t)$이고, $t \geqq \Delta\mu_t$일 경우 $\widetilde{V}(t) = V(t)$임을 쉽게 확인할 수 있다. 임의의 배분 $\{\Delta y_{i,t}\}$에 대해 $\Delta y_{i,t} \geqq C, \forall i$이므로, $\sum V(\Delta y_{i,t}) \leqq \sum \widetilde{V}(\Delta y_{i,t})$인데, $\widetilde{V}(t)$는 오목함수이므로 옌센부등식에 의해 우변을 최대화 하는 배분은 $\{\Delta\mu_t\}$이다. 그런데 $\sum \widetilde{V}(\Delta\mu_t) = \sum V(\Delta\mu_{i,t})$이므로 증명이 끝난다. □

$\Delta y_{i,t} < C$인 i를 사회의 희생양(scape goat)라 하면, **명제 2**는 희생양이 없을 때 $\{\Delta\mu_t\}$가 (A.1)의 해임을 의미한다. 앞서 (A.2)에서는 희생양이 존재하기 때문에 이것이 성립하지 않음을 확인하였다.

이제 C값이 구체적으로 어떠한 값을 갖는지 살펴보아야 한다. **명제 2**의 두 조건식에 의해 다음이 성립한다.

$$\frac{-w(-C)^{1-\epsilon}}{1-\epsilon} = \Delta\mu_t^{-\epsilon}(C-\Delta\mu_t) + \frac{\Delta\mu_t^{1-\epsilon}}{1-\epsilon}$$

$$\Leftrightarrow \; -wr^{1-\epsilon} = (1-\epsilon)(-r-1)+1, \;\; r \equiv -C/\Delta\mu_t$$

$$\Leftrightarrow \; (1-\epsilon)r - wr^{1-\epsilon} - \epsilon = 0. \qquad \text{(A.4)}$$

(A.4)의 해는 닫힌 형식으로 존재하지 않는다. <표 1>은 몇몇 ϵ과 w값에 대하여 r값을 수치해석적으로 푼 것이다.

표 1 - $(1-\epsilon)r - wr^{1-\epsilon} - \epsilon = 0$의 해. $C = -r\Delta\mu_t$.

ϵ \ w	1.5	2	2.5	3
0.25	17.3	51.9	124.8	257.3
0.5	10.9	17.9	27.0	38.0
0.75	14.8	19.9	25.5	31.4

그렇다면 현실 자료에서 $\min_i\{\Delta y_{i,t}/\Delta\mu_t\} \geqq C/\Delta\mu_t = -r$을 만족할까? <표 2>를 보면 이 질문에 대한 대답이 부정적임을 확인할 수 있다. 다만 4장 2절의 논의를 위해서는 구조이동까지만 허용한 경우를 살펴보면 충분한데, <표 3>을 보면 이 경우에는 $\min_i\{\Delta y_{(i),t}/\Delta\mu_t\} \geqq r$임을 확인할 수 있다.

표 2 - $-\min_i\{\Delta y_{i,t}/\Delta\mu_t\}$

t	1999	2000	2001	2002	2003
$-\min_i\{\Delta y_{i,t}/\Delta\mu_t\}$	270.9	37.7	151.8	12.3	81.5
t	2004	2002	2006	2007	2008
$-\min_i\{\Delta y_{i,t}/\Delta\mu_t\}$	20.3	37.5	63.5	54.5	95.8

주 : <표 1>과의 비교를 편하게 하기 위해 $\min_i\{\Delta y_{i,t}/\Delta\mu_t\}$의 부호를 바꾸었다.

표 3 - $-\min_i\{\Delta y_{(i),t}/\Delta\mu_t\}$

t	1999	2000	2001	2002	2003
$-\min_i\{\Delta y_{(i),t}/\Delta\mu_t\}$	-0.016	-0.000	-0.000	-0.000	-0.011
t	2004	2002	2006	2007	2008
$-\min_i\{\Delta y_{(i),t}/\Delta\mu_t\}$	-0.003	-0.006	-0.003	-0.006	-0.004

주 : <표 1>과의 비교를 편하게 하기 위해 $\min_i\{\Delta y_{(i),t}/\Delta\mu_t\}$의 부호를 바꾸었다.

참고문헌

한국노동패널(KLIPS), www.kli.re.kr

양춘(2000): 『한국사회 : 계층구조와 동학』, 서울, 고려대학교 출판부.

李俊求(1989): 『所得分配의 理論과 現實』, 서울, 茶山出版社.

홍두승, 구해근(2001): 『사회계층·계급론』, 제2판, 서울, 다산출판사.

Atkinson, A.B.(1981): "The measurement of economic mobility", in Atkinson, A.B.(Ed.), *Essays in Honor of Jan Pen*, Reprinted in *Social Justice and Public Policy*, Brighton, Wheatshef Books Ltd.(1983)

Atkinson, A.B. and F. Bourguignon(2000): "Income Distribution and Economics", in Atkinson, A.B. and F. Bourguignon(Ed.), *Handbook of income distribution*, New York, Elvesier, 1-58.

Bernasconi, M. and V. Dardanoni(2004): "An Experimental Analysis of Social Mobility Comparisons", in Cowell, F.(Ed.), *Inequality, welfare and income distribution: Experimental approaches*, Greenwich, Connecticut, JAI Press, 55-84.

Campano, F. and D. Salvatore(2006): *Income distribution*, New York, Oxford University Press.

Chakravarty, S.R.(1999): "Measuring Inequality: The Axiomatic Approach", in Silber, J.(Ed.), *Handbook of income inequality measurement*, Boston, Kluwer academic publishers, 163-186.

Christiano, L.J., Trabandt, M., and K. Walentin(2010): "DSGE Models for Monetary Policy Analysis", in Friedman, B.M. and M. Woodford(Ed.), *Handbook of Monetary Economics*, Volume 3, San Diego, Elsevier, 285-367.

Cowell. F.A.(2000): "Measurement of inequality", in Atkinson, A.B. and F. Bourguignon(Ed.), *Handbook of income distribution*, New York, Elvesier, 87-166.

Deaton, A.(1997): *Analysis of Household Surveys*, Baltimore MD, Johns Hopkins University Press.

Dejong, D.N. and C. Dave(2007): *Structural Macroeconometrics*, New Jersey, Princeton University Press.

Fields, G.S. and E.A. Ok(1999): "The Measurement of Income Mobility: An Introduction to the Literature", in Silber, J.(Ed.), *Handbook of income inequality measurement*, Boston, Kluwer academic publishers, 557-598.

Frank, A.C.(1995): *Measuring inequality*, 2nd ed., New York, Prentice Hall.

Gilovich, T., Keltner. D. and R.D. Nisbett(2010): *Social Psychology*, 2nd ed., New York, Norton.

Kahneman, D. and A. Tversky(1979): "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk", *Econometrica*, **47**, **2**, 263-292.

King, M.A.(1983): "An Index of Inequality with Applications to Horizontal Equity and Social Mobility", NBER Working Paper No. 1468.

Lucas, R.E.(2003): "Macroeconomic Priorities", *American Economic Review*, **93**, 1-14.

Markandya, A.(1982): "Intergenerational Exchange Mobility and Economic Welfare",

European Economic Review, **17**, 307-324.
Markandya, A.(1984): "The Welfare Measurement of Changes in Economic Mobility", *Economica*, **51**, **204**, 457-471.
Shorrocks, A.F.(1978a): "The Measurement of Mobility", *Econometrica*, **46**, **5**, 1013-1024.
Shorrocks, A.F.(1978b): "Income Inequality and Income Mobility", *Journal of Economic Theory*, **19**, 376-393.
Tresch, R.W.(2002): *Public Finance: A Normative Theory*, 2nd ed., California, Academic Press.
Weinstein, N.D.(1980): "Unrealistic optimism about future life events", *Journal of Personality and Social Psychology*, **39**, **5**, 806-820.