相續稅에 있어서의 衡平과 效率性의 乖離

文 亨 杓

본고에서는 所得 또는 富의 不平等度가 相續過程에 의해 야기될 경우, 再分配的 相續稅의 도입이 所得分布의 不均等度 및 社會厚生에 어떠한 영향을 미치는가를 살펴보았다. 이를 위하여 유산동기가 서로 다른 個人들로 구성된 중복세대 모형을 설정하여 相續稅率의 변화시 停滯均衡間의 비교정학적 분석을 통하여 分配 및 厚生效果를 고찰하였다.

본고의 분석에 의하면 比例的 相續稅를 이용한 再分配政策은 所得分布의 不均等度를 완화시키는 역할을 하나, 長期的으로 平均所得 및 資本量에 미치는 효과는 效用函數의 形態에 따라 다르게 나타났다. 또한 租稅歪曲에 의한 厚生喪失效果로 말미암아 相續稅率의 증가가 再分配效果 및 正의 長期所得效果를 갖더라도 社會厚生은 오히려 감소할 수 있음을 보였다. 經驗的으로 合當하리라 기대되는 常數값을 이용한 數量的 시뮬레이션 결과에 의하면, 實質利子率이 그 황금률 수준보다 높고 限界效用의 彈性値가 충분히 클 경우에 한하여 相續稅率의 증가는 分配改善效果와 아울러 공리주의적 社會厚生函數의 값을 높일 수 있는 것으로 나타났다. 만일 이러한 조건이 충족되지 않을 경우 相續稅를 이용한 所得再分配政策은 오히려 社會厚生을 낮추는 下向平準化 效果만을 갖게 될 수도 있는 것으로 나타났다.

I. 序 論

衡平性과 效率性間의 乖離의 문제는 財政學分野의 오랜 관심의 대상이 되어 왔다. 政府의 垂直的 衡平을 제고하기 위한 再分配政策은 많은 경우 정부간섭으로 인한 효율성의 상실을 초래할 수 있으며, 이 경우 정부는 일정한 기준에 입각하여 정부간섭의 형태 및 정도를 결정하여야 한다. 이러한 기준은 일반적으로 社會厚生函數로 나타나며, 社會厚生을 극대화하기 위하여 어느 정도의 효율성상실을 감수할 것인지 또는 어느 정도의 형평성을 추구할 것인지를 결정하는 것이 정책과제가 된

筆者：本院 專門研究員

* 本稿를 읽고 유익한 조언을 해준 全聖寅·盧基星 博士와 原稿整理를 도와 준 文嫌·柳榮美 씨에게 감사드린다. 그러나 本稿의 內容 및 誤謬는 全的으로 필자의 책임임을 밝혀둔다.

다. 이러한 문제는 適正所得稅 및 累進構造의 결정 등의 많은 規範經濟學分野에서 찾아볼 수 있다.

일반적으로 한 經濟內에서 個人 또는 家口間의 所得 및 富의 不均等한 分布는 個人의 能力(ability), 可用資源(endowments), 選好度(tastes) 및 運(luck) 등 여러 要因에 의하여 결정된다고 볼 수 있으며, 이러한 諸 要因의 상호작용에 의하여 한 世代 또는 차후의 世代에 있어서의 不均等度를 深化 또는 緩和시키게 된다. 이러한 요인 중 세대간의 資産移轉은 世代間의 富의 불균등도를 전파(transmission)시키는 요인으로서 매우 중요한 역할을 하는 것으로 지적되고 있다(Kotlikoff and Summers, 1981). 資産의 世代間 移轉의 代表的 形態로 상속행위를 들 수 있으며, 이러한 상속행위는 相續資産의 형태에 따라 人的資本과 物的資本으로, 의도여부에 따라 의도된(intended) 상속과 비의도적(accidental) 상속으로, 또는 의도의 목적에 따라 利他的(altruistic) 동기와 報償的(strategic or manipulative) 동기 등 여러 형태로 구분되기도 한다.

이러한 세대간의 유산상속 행위가 所得 및 富의 不均等分布의 한 要因이 될 경우 재분배의지를 가진 정부는 相續稅制의 도입으로 不均等度를 완화하려 할 것이며, 실제로 대부분의 나라에서 이를 시행하고 있다. 그러나 相續稅는 일반적으로 상속인의 상속의지를 변화시킴으로써 효율성의 상실을 야기하게 된다. 예를 들어 100%의 相續稅率은 상속으로 인한 不均等 發生要因을 완전히 제거할 수 있으나, 반면에 상속의지를 없앰으로써 一生消費의 패턴을 변화시키고 장기적으로 經濟內의 資本蓄積의 속도를 변화시킬 수 있다. 이러한 효율성 상실효과가 상대적으로 클 경우 지나친 형평추구는 결코 바람직하지 않을 것이다.

이러한 맥락에서 본고에서는 相續稅의 再分配效果 및 社會厚生에 주는 效果를 살펴보고 相續稅 導入의 타당성과 아울러 適正相續稅率을 모색해 보고자 한다. 相續稅의 再分配效果에 대하여는 Atkinson & Harrison(1978), Blinder(1973), 및 Stiglitz(1969, 1978) 등 여러 학자에 의해 硏究되어 왔으나, 이들 대부분의 연구들은 임의의 상속성향을 가정하여 相續稅의 所得分布에 대한 영향만을 부분균형적으로 分析하고 있어 相續稅가 貯蓄이나 相續意志에 주는 영향 및 그로 인한 效用變化를 고려하지 못하였다. 따라서 이들 분석은 租稅歪曲으로 인한 효율성상실효과를 計測하기 곤란하여 適正相續稅率의 결정 등 규범적 결론을 도출하기에 적합치 못한 문제점이 있다.

본고에서는 動態的인 一般均衡模型下에서 效用極大化에 의한 상속행위를 가정함으로써 再分配效果와 아울러 長期的인 厚生變化效果를 함께 고려하여 相續稅의 경우 형평과 효율성의 괴리문제를 체계적으로 살펴보고자 시도하였다. 이를 위하여 본고에서는 미래수명에 대한 不確實性下의 社會保險效果를 분석하는데 사용된 중복세대모형을 응용하여 상속세율 변화시 停滯均衡(steady-state equilibrium)下의 所得分布의 변화를 비교정태분석을 이용하여 살펴보았다(Abel(1985) ; Eckstein, et al (1985)).

論文의 展開는 다음과 같다. II章에서는 分析에 사용된 模型을 소개하고, III章에서는 相續稅 변화시의 分配 및 社會厚生의 변화를 이론적으로 살펴보았으며, IV章에서는 시뮬레이

션을 이용하여 相續稅效果를 計測하여 보았다. 마지막으로 V章에서는 論文의 結果를 要約하였다.

II. 模 型

本 論文에서는 富의 不均等分布가 世代間 移轉, 즉 상속과정에 의해 야기될 경우 상속세의 도입이 不均等度 및 社會厚生에 어떠한 영향을 미치게 되는가를 살펴보고자 한다. 이를 위하여 본고에서는 유산동기를 갖는 소비자들로 구성된 중복세대모형을 설정하였으며, 각 個人은 合理的 期待를 가지며 資本市場은 完全하다는 가정하에 模型을 전개하면 다음과 같다.

每期에는 N名의 소비자가 태어나며, 이들은 2期에 걸쳐 生存하게 된다. 따라서 每期에는 $2N$名의 소비자, 또는 N個의 家口가 存在하고 人口의 자연증가는 없다고 하자. t期에 태어난 代表的(representative) 消費者는 前期(t期)에는 勞動을 供給하고 後期($t+1$期)에는 완전히 은퇴하며 後期初에 1名의 자손을 가진다고 하자. 前期의 所得은 賃金所得과 父母로부터 받은 相續資産으로 구성되며, 後期에는 前期의 貯蓄으로부터의 수익에 의존하며 이 중 일부를 유산의 형태로 다음 세대에게 물려준다[1]. 勞動의 供給은 완전 비탄력적이며 個人間의 勞動의 質的 差異는 없다고 가정한다. 따라서 각 消費者는 동일한 賃金所得을 받으며 다만 相續資産의 차이에 따라 富의 分布가 결정된다.

이러한 가정으로부터 각 消費者의 效用極大化 문제를 정의할 수 있다. 즉 $G_t(j)$를 j-家口에 속한 t-번째 世代라 할 경우, $G_t(j)$의 一生에 걸친 效用極大化는 다음과 같다.

$$\max\ U_t(C_{1t}(j),\ C_{2t}(j),\ B_t^N(j))$$

$$\begin{aligned} \text{s.t.}\quad & C_{1t}(j)+S_t(j)=W_t+I_t(j)+T_t\equiv Y_t(j) \\ & R_tS_t(j)=C_{2t}(j)+B_t(j) \qquad \cdots\cdots(1) \\ & C_{1t}(j),\ C_{2t}(j),\ B_t^N(j)\geq 0 \quad \forall t,\ j \end{aligned}$$

즉, 個人의 效用은 自身의 平生消費 C_{1t}와 C_{2t} 및 다음 세대로의 純(조세후) 相續資産 B_t^N에 의해 결정된다[2]. 위 식에서 $S_t(j)$는 前期의 貯蓄을 나타내며 총소득 $Y_t(j)$는 賃金所得(W_t), 前世代로부터의 純相續資産 ($I_t(j)=B_{t-1}^N(j)$) 및 政府로부터의 移轉所得 (T_t)으로 구성된다. $B_t^N=B_t-\tau(B_t)$로 정의되며 負의 상속은 없다고 가정한다. 본고에서는 分析의 편의상 線型生産函數를 가정하기로 한다[3]. 따라서 利子要素 R_t와 賃金 W_t는 t期의

1) 資産의 世代間 移轉은 後期初에 발생한다고 가정한다. 完全한 資本市場이 存在할 경우, 이는 본고의 결론에 아무런 영향을 주지 않는다.

2) 본고에서는 이타적 유산동기를 설정함에 있어 Yarri(1965), Hakansson(1969) 및 Fischer(1973) 등에 의해 사용된 효용함수($U_t(C_t,\ B_t)$)를 가정하였다. 이는 父母가 유산을 다음 세대에게 물려줌에 따라 자기만족을 얻는다는 점에서는 Barro(1974)에 의하여 제시된 dynastic altruism ($U_t(C_t,\ U_{t+1}^*)$)의 유산동기와 유사하나 相續을 받는 者의 與件을 고려하지 않는다는 점에서 後者와 차이를 지닌다. Abel and Warshawsky(1987)는 Yarri타입의 유산동기를 Barro타입의 이타적 유산동기와 구별하여 'joy of giving' bequest motive로 정의하였다. 그러나 두가지 경우 모두 유산상속이 상속자와 피상속자의 效用에 동시에 영향을 미치는 外部經濟效果(external economy)를 갖는다는 점에서는 일치한다.

3) 따라서 본고에서는 稅率變化時 資本量의 변화에 따른 要素費用에의 歪曲效果는 다루지 않는다. 그러나 본고의 모형은 신고전파 생산함수를 이용하여 쉽게 확장될 수 있다.

資本量에 관계없이 항상 일정한 값을 지니게 된다($R_t=R>0$, $W_t=W>0$, $\forall t$).

마지막으로 政府의 再分配政策을 정의하면 다음과 같다. 每期의 相續資産에 대해 政府는 일정률 θ의 比例的 相續稅를 부과하며, 이 稅收를 그 期의 젊은 勞動者層에게 定額(lump-sum)의 형태로 移轉시킨다. 이 경우 $B_t^N(j)=(1-\theta)B_t(j)$가 되며, 政府의 均衡豫算 제약식은

$$N \cdot T_t=\Sigma_j \theta \cdot B_{t-1}(j) \equiv \Sigma_j \frac{\theta}{(1-\theta)} I_t(j) \cdots\cdots (2)$$

가 된다.

이제 구체적으로 각 世代內의 所得分布가 어떻게 결정되는가를 살펴보면 다음과 같다. 우선 이를 위하여 加法分離的(additively-separable)이며 限界效用 彈力性이 均等한 형태의 효용함수에 국한하기로 하자.

즉,

$$U=\frac{(C_{1t})^{1-\sigma}}{1-\sigma}+\beta \cdot \{\frac{(C_{2t})^{1-\sigma}}{1-\sigma}+\delta \cdot \frac{(B_t^N)^{1-\sigma}}{1-\sigma}\} \quad \text{if } \sigma \neq 1, \ \sigma>0$$

$$=log\ C_{1t}+\beta\{log\ C_{2t}+\delta\, log\ B_t^N\} \quad \text{if } \sigma=1 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3)$$

위 式에서 $0<\beta<1$은 시간선호를 나타내는 常數이며, σ는 消費 및 相續에 대한 限界效用의 彈力性을 나타낸다. δ는 유산동기의 强度를 의미하는 常數로서 1을 초과하지 않는다고 가정한다[4]. δ의 크기는 각 개인마다 다를 수 있으며. $[\delta_v, \ \delta_u]$ $(0\leq\delta_v, \ \delta_u\leq1)$의 範圍內에서 확률분포를 갖는다고 하자[5]. 또한 δ의 확률밀도함수 $f(\delta)$는 時間에 따라 不變하며 이에 대한 불확실성은 없다고 가정한다.

(3)의 效用函數를 (1)에 代入하여 구한 內部解는 다음과 같다. 만일 $\delta_t(j)=\delta$일 경우,

$$I_{t+1}(j)=\pi(\delta, \ \theta)\ Y_t(j),$$
$$S_t(j)=\gamma(\delta, \ \theta)\ Y_t(j) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4)$$

여기서 $\pi(\delta, \ \theta)=R(1-\theta)\{1+\delta^{-1/\sigma}(1-\theta)^{1-1/\sigma}(1+R(\beta R)^{-1/\sigma})\}^{-1}$

$\gamma(\delta, \ \theta)=(1+\delta^{-1/\sigma}(1-\theta)^{1-1/\sigma}) \cdot \{1+\delta^{-1/\sigma}(1-\theta)^{1-1/\sigma}(1+R(\beta R)^{-1/\sigma})\}^{-1}$

또한 이에 따라 $C_{1t}(j)=(1-\gamma)Y_t(j)$, $C_{2t}(j)=(R\gamma-\pi/(1-\theta))Y_t(j)$ 및 $B_t(j)=\pi \cdot Y_t(j)/(1-\theta)$로 표현될 수 있다. 이후에 이용하기 위하여 한계상속성향과 θ의 관계를 단순미분에 의해 구하면 다음과 같다.

$$\frac{d\pi}{d\theta}<0, \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (5)$$

$$sgn[\frac{d(\pi/(1-\theta))}{d\theta}]=sgn[\frac{d\gamma}{d\theta}]=sgn[\sigma-1]$$

즉 Y_t 및 δ가 주어진 경우, 상속세율의 증가는 순상속자산의 양을 감소시키는 효과를 갖게 되나, 總相續資産 및 貯蓄에의 효과는 效用函數의 형태에 따라 다르게 나타난다.

(4)에 나타난 바와 같이 相續資本量이 總所得水準과 線型關係에 있음을 이용하여 다음의 式을 도출할 수 있다.

4) 즉 각 個人은 다음 世代로의 유산상속보다는 自身의 後期消費에 의해 더욱 큰 만족도를 느낀다고 가정한다("charity-begins-at-home").

5) 본고에서는 家口別 유산상속액의 차이발생이 效用函數의 차이에 근거하고 있다고 가정하였으나, 이 모형은 家口別 자녀수의 차이, 미래수명의 불확실성에 의한 비의도적 유산발생(accidental bequest) 및 性差別, 장자선호 등의 상속관습에 의한 차이 등의 문제에 쉽게 응용될 수 있는 一般化 模型으로 볼 수 있을 것이다.

$$Y_{t+1}(j)=W+T_{t+1}+\pi(\delta_t(j),\theta)\cdot Y_t(j) \quad \cdots\cdots(6)$$

즉 世代間의 所得變化經路는 Markov process의 형태를 가짐을 알 수 있다.

위 식에서 $T_{t+1}=\theta\cdot\Sigma B_t(j)/N=\theta\cdot\bar{B}_t$는 Y_t가 有限할 경우 역시 有限의 값을 갖게 되며 (6)의 移轉過程은 모든 δ에 대하여 $\pi(\delta,\theta)<(1-\theta)$일 경우 항상 정체균형으로 수렴하게 된다[6]. 차후의 分析에 있어서는 $\pi(\delta_u,\theta)<(1-\theta)$의 充分條件이 항상 충족된다고 가정한다[7].

III. 相續稅의 效果

위의 模型에서는 각 世代內의 所得分布가 世代間의 資産移轉過程에 의해 內生的으로 결정된다. 식 (6)에서 구한 移轉經路는 一定한 條件下에서 停滯均衡(steady-state equilibrium)으로 수렴하게 된다. 이때 停滯均衡은 相續資産 및 總所得의 分布形態가 時間의 흐름에 따라 不變하는 경우로 정의된다. 따라서 정체균형상태에서는 $EY_t=EY$가 成立하게 된다. 本章에서는 이러한 정체균형의 所得分布 및 이에 따른 社會厚生이 相續稅率의 變化에 의해 어떠한 영향을 받는가를 비교정학적 분석을 통하여 살펴보고자 한다.

1. 단순경우

먼저 가장 단순한 형태의 δ의 分布, 즉 $\delta^L=0$, $\delta^H=\delta>0$이고 $f(0)=(1-P)$, $f(\delta)=P$의 경우를 이용하여 所得分布의 形態를 파악하여 보자. 즉 每期마다 PN名만이 陽의 유산동기를 가진다고 할 경우, j家口의 所得移轉經路는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$Y_{t+1}(j)=W+T_{t+1}+\begin{cases}0 & (\ \delta_t(j)=0\text{일 경우}\ )\\ \pi(\delta,\theta)\cdot Y_t(j) & (\ \delta_t(j)=\delta\text{일 경우}\ )\end{cases} \quad \cdots\cdots(7)$$

<附錄 I>에서는 (7)의 수렴조건이 成立할 경우, 정체균형의 所得分布는 다음과 같은 형태를 가짐을 보였다. 즉 정체균형하의 所得階層을 $\{Y(k)\}$, $k=0, 1, 2, \cdots$로 표시하면,

$$Y(k)=Y_v\cdot\left[\frac{1-\pi^{k+1}}{1-\pi}\right],\ \lambda(Y(k))=P^k \quad \cdots\cdots(8)$$

가 된다. 여기에서 $\lambda(Y(k))$는 $Y(k)$ 이상의 소득을 받는 人口比率을 의미하며, $Y_v=\dfrac{(1-\theta)(1-P\pi)}{(1-\theta-P\pi)}$는 최하위계층의 所得水準을 표시한다.

(8)의 각 式에 log를 취하여 k를 소거한 후 재정리하면 다음과 같이 변형된다.

$$\lambda(Y(k))=\left[\frac{1}{\pi}-\frac{(1-\pi)(1-\theta-P\pi)}{\pi(1-\theta)(1-P\pi)W}Y(k)\right]^{\log P/\log\pi}$$

---

6) 式 (6)의 移轉係數(transition parameter) $\pi(\delta,\theta)$는 家口所得 $Y_t(j)$과 獨立的이므로, 정체균형하의 所得分布는 현재의 分布狀態에 상관없이 항상 一定한 형태를 갖게 된다.

7) 이는 R이 지나치게 높지 않아야 됨을 의미한다. 예를 들어 R이 황금률 수준($R^*=1$) 이하일 경우 $\pi<(1-\theta)$은 항상 成立한다.

위 식에서 所得分布의 上限값이 $Y_u = Y_v / (1-\pi)$가 됨을 이용하여 재정리하면,

$$\lambda(Y(k)) = A \cdot (Y_v)^{\alpha} \cdot [Y_u - Y(k)]^{-\alpha} \cdots(9)$$

여기서 $A = (\pi/(1-\pi))\alpha$의 常數이며, $\alpha = log\ P/log\pi > 0$이다.

따라서, (9)式은 所得의 上限(upper limit)이 存在할 경우의 「파레토」II 分布(Pareto type II distribution)의 형태를 취하게 됨을 알 수 있다[8]. 또한 이 경우 所得分布의 平均値는

$$EY = \frac{Y}{1-P\pi} = \frac{(1-\theta)}{(1-\theta-P\pi)} W \cdots\cdots\cdots(10)$$

이 된다. 앞의 (5)의 결과에 의해 상속세율의 변화가 정체균형하의 平均所得에 주는 영향은 個人效用函數의 限界效用의 消費彈力性 σ에 의해 달라지게 된다. 즉, $\sigma > 1(\sigma < 1)$일 경우 상속세율의 증가는 평균소득을 증대(감소)시키며, $\sigma = 1$(log의 경우)의 경우에는 θ의 변화가 EY를 변화시키지 않게 된다. 이는 σ가 클 경우 相續資産의 감소에 의한 限界效用의 상실효과가 상대적으로 크므로, 相續稅率增加에 따른 기회비용증가시 σ가 클수록 相續資産의 감소효과가 상대적으로 적기 때문이다.

8) 「파레토」II 分布에 대해서는 Atkinson and Harrison(1978)의 Appendix와 Chipman(1974)을 참조.

9) 「파레토」분포의 경우 α값이 커짐에 따라 「로렌츠」曲線이 대각선에 근접하게 되며, 따라서 「지니」계수의 값은 줄어들게 된다. Atkinson and Harrison(1978) 참조.

또한 所得分布의 불평등도를 나타내는 「파레토」지수, $\alpha = log\ P/log\ \pi$,는 θ가 증가함에 따라 항상 커지게 되므로[9] 所得分布의 불균등도는 줄어들게 된다.

이와 같이 相續稅를 이용한 所得再分配는 所得의 불균등도를 줄이게 되나, 이와 동시에 資産相續의 기회비용을 증대시켜 相續資産의 양을 변화시키게 된다. 특히 $\sigma < 1$인 경우 相續稅率의 증가는 정체균형하의 평균소득 또는 평균자본량을 감소시킴으로써 형평성제고에 의한 社會厚生增大效果를 감축시킬 수도 있는 것이다.

이를 자세히 살펴보기 위하여 공리주의적(utilitarian) 社會厚生函數에 입각하여 相續稅의 후생전가효과를 살펴보기로 하자. 공리주의적 社會厚生函數는 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$\Omega = \int_{Yv}^{Yu} EV(Y)\, dF(Y)$$

여기에서 $EV(Y) = P \cdot V(Y;\delta, \theta) + (1-P) \cdot V(Y;0, \theta)$을 의미하며, $V(Y)$는 間接效用函數를 나타낸다. 이를 다시 (4)와 (8)에서 구한 분포함수를 이용하여 표현하면 다음과 같다.

$$\Omega = \sum_{k=0}^{\infty} (1-P)P^k \{P(1-\gamma(\delta, \theta))^{-\sigma} + (1-P)(1-\gamma(0, \theta))^{-\sigma}\} \cdot \frac{(Y_k)^{1-\sigma}}{1-\sigma}$$

따라서 θ변화시의 社會厚生의 변화는 所得分布形態의 변화뿐 아니라 저축성향의 변화도 함께 고려하여야 한다. 이에 대한 분석은 다음의 一般的 경우에서 함께 다루기로 한다.

2. 一般的 경우

이제 δ가 $[\delta_v, \delta_u]$ $(0 \leqq \delta_v, \delta_u \leqq 1)$의 區間內에서 임의의 확률밀도함수 $f(\delta)$에 의해 분포되며, $f(\ )$는 時間에 따라 不變한다고 가정하자.

즉, 每期에 있어

$$\int_{\delta_v}^{\delta_u} f(\delta)\, d\delta = 1, \qquad f(\delta) \geqq 0$$

일 경우 소득이전경로는 다음과 같이 표현된다. Y_t가 주어진 경우 다음 세대의 소득 Y_{t+1}은

$$Y_{t+1} \mid Y_t = W + T_{t+1} + \pi(\delta, \theta) \cdot Y_t \sim f(\delta)$$

또는

$$E(Y_{t+1} \mid Y_t) = W + T_{t+1} + \bar{\pi} \cdot Y_t \quad \cdots\cdots(11)$$

여기서 $\bar{\pi} = \int_{\delta_v}^{\delta_u} \pi(\delta) f(\delta) d\delta$를 나타낸다.

따라서 정체균형하의 1人當平均所得은

$$EY = \frac{W+T}{(1-\bar{\pi})} = \frac{W}{(1-\bar{\pi}/(1-\theta))} \quad \cdots\cdots(12)$$

위 식의 두번째 等式은 $T = \theta \cdot \bar{B} = \theta \cdot \bar{\pi} \cdot EY/(1-\theta)$임을 이용하였다. 따라서 (5)의 결과로부터 相續稅의 증가가 평균소득에 어떠한 영향을 미치는지 쉽게 파악할 수 있다.

$$sgn\left[\frac{dEY}{d\theta}\right] = sgn[\sigma - 1]$$

또한 (11)로부터 다음을 도출할 수 있다.

$$Var(Y_{t+1} \mid Y_t) = E((\pi - \bar{\pi}) Y_t)^2 = EY_t^2 \cdot \sigma_\pi^2$$

그리고

$$Var(E(Y_{t+1} \mid Y_t)) = \bar{\pi}^2 \cdot Var\ Y_t \quad \cdots\cdots(13)$$

여기서 $\sigma_\pi^2 = E(\pi - \bar{\pi})^2$는 상속성향분포의 分散을 의미한다. (13)을 이용하여 정체균형하의 所得分布의 分散을 구해보면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} Var\ Y_{t+1} &= E[Var(Y_{t+1} \mid Y_t)] \\ &\quad + Var[E(Y_{t+1} \mid Y_t)] \\ &= \sigma_\pi^2 [Var\ Y_t + (EY_t)^2] \\ &\quad + \bar{\pi}^2 \cdot Var\ Y_t \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(14) \end{aligned}$$

정체균형하에서는 $Var\ Y_t = Var Y,\ \forall t$이므로, 따라서

$$Var\ Y = \frac{\sigma_\pi^2}{1 - \bar{\pi}^2 - \sigma_\pi^2}(EY)^2 = \frac{\sigma_\pi^2}{1 - E\pi^2}(EY)^2 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(15)$$

이 된다. 이에 따라 所得分布의 불균등도를 나타내는 變動係數(coefficient of variation)는 평균소득수준에 관계없이 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$h^2 \equiv \frac{Var\ Y}{(EY)^2} = \frac{\sigma_\pi^2}{1 - E\pi^2} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(16)$$

다음으로 相續稅率의 限界的 增加가 所得分布에 어떻게 영향을 미치는가를 살펴보자. 이를 위해 위 (16)의 변동계수를 θ로 미분하여 정리하면

$$\begin{aligned} sgn\left[\frac{dh^2}{d\theta}\right] &= sgn[(1 - E\pi^2) \cdot cov(\pi, \pi_\theta) \\ &\quad + \sigma_\pi^2 \cdot E(\pi \cdot \pi_\theta)] \quad \cdots\cdots\cdots\cdots(17) \end{aligned}$$

가 됨을 알 수 있다. 여기서 π_θ는 $d\pi/d\theta$를

의미한다. 또한 위 식의 우변을 $cov(\pi, \pi_\theta) = E(\pi \cdot \pi_\theta) - E\pi \cdot E\pi_\theta$를 이용하여 재정리하면 다음의 결과를 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned}(\text{우변}) &= \{1-(E\pi)^2\} \cdot E(\pi \cdot \pi_\theta) \\ &\quad -(1-E\pi^2) \cdot E\pi \cdot E\pi_\theta \\ &< \{1-(E\pi)^2-(1-E\pi^2) \cdot E\pi\} \\ &\quad \cdot E(\pi \cdot \pi_\theta)\end{aligned}$$

위의 부등호를 도출함에 있어 $E(\pi \cdot \pi_\theta) > E\pi_\theta$ (모든 δ값에 대하여 $0<\pi<1$, $\pi_\theta<0$가 성립하므로)를 이용하였다. 前式에서 $E(\pi \cdot \pi_\theta)<0$ 이므로 (우변)의 부호는 마지막 式의 { } 內의 값이 陽일 경우 항상 陰이 됨을 알 수 있다. 그런데 $(E\pi)^2 < E\pi^2 < 1$ 이므로,

$$\begin{aligned}&1-(E\pi)^2-(1-E\pi^2) \cdot E\pi \\ &\quad > 1-(E\pi)^2-(1-(E\pi)^2) \cdot E\pi \\ &\quad = (1-E\pi) \cdot (1-(E\pi)^2) > 0\end{aligned}$$

따라서 相續稅率의 增加는 항상 所得分布의 변동계수를 감소시키는 分配改善效果가 있음을 알 수 있다.

지금까지 우리는 相續稅가 정체균형하의 平均所得 및 所得分布를 어떻게 변화시키는가 살펴보았다. 그러나 이러한 相續稅의 도입이 個人 또는 社會厚生에 미치는 영향을 분석하기 위하여는 이러한 長期的 所得效果 이외에도 歪曲的인 租稅導入에 의한 후생상실(deadweight loss)도 함께 고려해야 된다. 즉 相續稅의 증가는 소비에 대한 상속의 상대가격을 높이게 되어 대체효과에 의한 效用減少를 야기하게 된다. 앞서도 지적했듯이 세대간의 資產移轉은 相續人 및 被相續人의 효용을 함께 증대시키게 되는 外部經濟效果를 갖는다[10]. 따라서 정부가 재분배적 의지가 없이 效率的 側面만을 고려할 경우, 상속행위에 대해 補助金(負의 租稅) 등의 유인을 제공하는 것이 보다 효율적일 것이다. 이와 같이 相續稅의 경우 형평성과 효율성간의 괴리(equity-efficiency trade-off)를 야기하게 되며, 이러한 상반된 효과의 상대적 크기 및 政府의 社會厚生函數의 형태에 따라 相續稅導入의 타당성 여부 또는 適正水準이 결정되게 될 것이다.

政府가 공리주의적 社會厚生函數에 입각할 경우, 相續稅의 후생전가효과를 자세히 살펴보면 다음과 같다. 式(10)에서와 같이 공리주의적 社會厚生函數는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned}\Omega &= \int_{Y_v}^{Y_u} EV(Y;\ \theta)dF(Y) \\ &= \Gamma(\theta) \cdot \int_{Y_v}^{Y_u} \frac{Y^{1-\sigma}}{1-\sigma} dF(Y) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (18)\end{aligned}$$

가 되며, 이 경우

$$\begin{aligned}EV(Y;\ \theta) &= \int_{\delta_v}^{\delta_u} V(\delta;\ Y) f(\delta) d\delta \\ &= \frac{Y^{1-\sigma}}{1-\sigma} \cdot \int_{\delta_v}^{\delta_u} (1-\gamma(\delta,\ \theta))^{-\sigma} f(\delta) d\delta \\ &\equiv \Gamma(\theta) \cdot \frac{Y^{1-\sigma}}{1-\sigma}\end{aligned}$$

로 정의된다.

이 경우 相續稅가 社會厚生에 주는 효과를 개략적으로 살펴보기 위해 (18)의 좌변을

10) 즉 相續人은 遺產을 남기는 행위로부터 직접적인 자기만족을 얻게 되며 피상속인은 相續資產에 의한 所得增大로 간접적인 效用增大의 기회를 갖게 되는 것을 의미한다.

$E(Y)$를 중심으로 2차 Taylor Expansion을 하여 근사치를 구할 경우 다음과 같이 표시된다.

$$\Omega \approx \{(1-\sigma)\cdot\Gamma(\theta)\}\cdot\frac{(EY)^{1-\sigma}}{(1-\sigma)}\cdot \{\frac{1}{(1-\sigma)}-\frac{\sigma}{2}h^2(Y)\} \qquad \cdots\cdots\cdots\cdots(19)$$

위 식을 통해 우리는 相續稅率變化의 社會厚生效果를 보다 직관적으로 구분하여 이해할 수 있다. (19)의 우변의 첫번째 항은 θ에 의한 資産相續의 상대적 기회비용의 증가에 의한 효용감소를 의미하는 租稅歪曲의 厚生喪失效果를 나타내며 (18)에 의해 $\partial\{(1-\sigma)\Gamma(\theta)\}/\partial\theta<0$ 임을 알 수 있다. 두번째 항은 θ가 평균소득 또는 평균자본량을 장기적으로 변화시켜 사회후생에 영향을 주는 효과를 나타낸다. θ의 증가가 마지막 항을 변화시키는 정도는 소득의 불균등도가 줄어듦에 따라 증대하는 사회후생효과를 나타내므로 $\partial\{1/(1-\sigma)-\sigma\cdot h^2/2\}/\partial\theta>0$ 이 된다.

相續稅의 社會厚生效果는 위에서 열거한 세 효과의 크기에 의해 결정되며, 個人效用函數의 形態 및 市場變數에 따라 각 효과는 그 정도 및 방향을 달리하게 된다. 일반적으로 $d\Omega/d\theta$를 분석적기법에 의해 도출하는 것은 매우 복잡한 분포함수의 제약 및 계산과정을 포함하게 되므로, IV章에서는 단순한 형태의 수량적 모형을 이용한 시뮬레이션을 통해 相續稅의 社會厚生效果와 중요변수간의 관계를 파악하여 보았다.

3. 動態的 變化經路

지금까지 위 모형에서 相續稅率變化時의 平均所得 및 不均等度의 정체균형값의 변화를 고찰하였다. 그러나 θ의 변화시 EY_t 및 h_t^2가 새로운 균형으로 이전되는 動態的 經路도 쉽게 파악하여 볼 수 있다. 이를 위하여 기존의 경제는 θ의 相續稅率水準에서 정체균형상태에 있다고 가정하고 $t=0$ 시점에서 政府는 相續稅率을 $\theta+d\theta$으로 항구적이고 불예측적으로 증가시켰을 경우를 생각해 보자.

위의 (11) 및 (14)와 변동계수의 정의를 이용하면, EY와 h^2의 동태방정식은 다음과 같이 표현할 수 있다. 즉,

$$EY_{t+1}=W+\frac{\bar{\pi}}{(1-\theta)}\cdot EY_t$$

$$h_{t+1}^2=\{\frac{\bar{\pi}}{(1-\theta)}+\frac{W}{EY_t}\}^{-2}\cdot\{(\sigma_\pi^2+\bar{\pi}^2)h_t^2+\sigma_\pi^2\}$$

으로 가역적(recursive)인 형태를 갖게 된다. 위 식을 EY 및 h^2의 정체균형값을 중심으로 線型化하면 다음과 같다.

$$\begin{bmatrix}\triangle EY_{t+1}\\ \triangle h_{t+1}^2\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\frac{\bar{\pi}}{(1-\theta)}, & 0\\ \left.\frac{\partial h_{t+1}^2}{\partial EY_t}\right|_{ss}, & \sigma_\pi^2+\bar{\pi}^2\end{bmatrix}\cdot\begin{bmatrix}\triangle EY_t\\ \triangle h_t^2\end{bmatrix}$$

여기서 △는 각 변수의 정체균형값으로부터의 편차를 나타낸다.

위 線型式에서 「쟈코비안」行列의 두 特性根은

$$\lambda_1=\frac{\bar{\pi}}{(1-\theta)},\quad \lambda_2=\sigma_\pi^2+\bar{\pi}^2=E\pi^2$$

으로 모두 0과 1 사이의 값을 갖게 되므로 위 모형이 安定的임을 알 수 있다. 이는 θ가 한계적으로 증가할 경우 시간이 지남에 따라 각 期의 所得分布의 변동계수는 단순감소하게 되

며, EY도 새로운 정체균형의 값에 점근적으로 수렴하게 됨을 의미한다. 또한 위의 λ_1은 EY가 새로운 균형으로 접근하는 속도를 나타내며, (4)式으로부터 λ_1은, 다른 조건이 일정할 경우, σ와 正의 관계에 있음을 쉽게 계산할 수 있다.

IV. 시뮬레이션을 통한 效果分析

本章에서는 위에서 전개한 相續稅와 社會厚生間의 관계의 理論的 分析에 대하여 數量的 시뮬레이션을 이용하여 計測하고자 한다. 이를 위하여 단순한 형태의 二分的(binary) 模型을 設定하였다. 즉 서로 다른 유산동기를 갖는 두 그룹을 가정하여 ($0<\delta^L<\delta^H<1$) 상속과정에 의한 정체균형하의 所得分布를 도출하고, 相續稅率이 증가할 경우 分布形態 및 社會厚生의 변화를 계산하여 보았다.

시뮬레이션을 위한 常數값의 설정은 다음과 같다. 시간 선호를 나타내는 β값은 0.8로 가정하였으며, (δ^L, δ^H)는 각각 (1/4, 3/4)으로 동일한 확률분포를 갖는다고 가정하였다 ($P^L=P^H=1/2$). 이외의 常數들은 合理的으로 판단되는 범주내에서 변화시켜 고찰하였다. 즉 限界效用의 代替彈力性을 나타내는 σ의 경우 (1/2, 1, 2, 4)로 구분하였으며, 利子要素(interest factor)를 의미하는 R의 경우 각각 (1, 1.35, 1.8, 2)의 경우로 구분하여 보았다. 여기서 $R=1$은 황금률의 수준을 의미하며 1.35 및 1.8의 값은 1期를 30년으로 가정할 경우 年平均實質利子率 1% 및 2%의 경우를 각각 복리계산한 값이다.

위의 가정을 이용하여 계산된 결과는 〈表 1〉~〈表 4〉에 나타나 있다. 前章의 分析에서 보았듯이 相續稅率의 증가는 항상 所得分布의 變動係數(h^2)를 줄이는 分配改善效果를 가짐을 알 수 있으며, 정체균형하의 1人當 所得(또한 資本量)은 效用函數의 형태에 따라 달라지는 것으로 나타났다. 즉 $\sigma>1$ ($\sigma<1$)일 경우 EY는 θ의 증가에 따라 커지게(작아지게) 되며, $\sigma=1$일 경우 EY는 θ의 변화에 무관하게 된다.

그러나 相續稅의 증가에 대한 社會厚生의 變化는 이러한 分配改善效果 및 長期所得效果 외에도 租稅歪曲에 의한 厚生喪失(dead-weight loss) 효과에 의해서도 영향을 받으므로 EY의 증가가 반드시 社會厚生의 증대를 의미하지는 않는다. 〈表 1〉에서 보듯이 經濟가 황금률 수준($R=1$)에 있을 경우 σ의 값에 관계없이 相續稅率의 증가는 항상 社會厚生의 감소를 초래하는 것으로 나타나 효율성 손실의 負의 效果가 相對的으로 크다는 것을 알 수 있다. 또한 이러한 결과는 經濟가 動態的으로 非效率的인 범주(dynamically inefficient region)에 속할 경우, 즉 $R<1$일 경우, 항상 成立하는 것으로 나타났다. 이는 $R\leq1$일 경우 정체균형하의 社會厚生을 극대화하는 相續稅率은 零이 됨을 의미하며, 실제로 負의 租稅를 부과함으로써 社會厚生을 증대시킬 수 있는 가능성을 내포하고 있다. 이는 유산상속의 외부경제효과에 기인하는 것으로서 所得分布를 악화시키더라도 오히려 효율성은 커지게 될 수 있음을 의미하고 있다. 물론 「로울지안」 社會厚生函數(Rawlsian SWF) 등의 보다 형평선호적인 함수형태를 가정할 경우 이러한 결과는 어느 정도 弱化될 수도 있을 것

〈表 1〉 $R=1$일 경우

θ	$\sigma=1/2$			$\sigma=1$			$\sigma=2$			$\sigma=4$		
	DY	h^2	Ω	EY	h^2	Ω	EY	h^2	Ω	EY	h^2	Ω
0	1.113467	0.006201	2.857783	1.212121	0.005836	-1.81961	1.316829	0.002619	-4.79940	1.395900	0.000843	-6.80466
0.01	1.112407	0.005977	2.854998	1.212121	0.005716	-1.82350	1.318403	0.002579	-4.80542	1.398884	0.000831	-6.81982
0.02	1.111346	0.005759	2.852208	1.212121	0.005597	-1.82743	1.320002	0.002538	-4.81152	1.401921	0.000819	-6.83527
0.05	1.108155	0.005140	2.843814	1.212121	0.005248	-1.83948	1.324946	0.002417	-4.83046	1.411366	0.000782	-6.88339
0.1	1.102808	0.004216	2.829737	1.212121	0.004694	-1.86050	1.333727	0.002221	-4.86419	1.428322	0.000723	-6.97010
0.15	1.097427	0.003417	2.815558	1.212121	0.004173	-1.88279	1.343265	0.002030	-4.90100	1.447007	0.000664	-7.06607
0.2	1.092010	0.002733	2.801278	1.212121	0.003685	-1.90650	1.353678	0.001844	-4.94135	1.467715	0.000606	-7.17290
0.25	1.086558	0.002153	2.786901	1.212121	0.003229	-1.93182	1.365108	0.001665	-4.98583	1.490813	0.000548	-7.29262
0.3	1.081068	0.001667	2.772431	1.212121	0.002806	-1.95895	1.377732	0.001491	-5.03517	1.516767	0.000492	-7.42775
0.4	1.069977	0.000937	2.743222	1.212121	0.002051	-2.01978	1.407527	0.001163	-5.15238	1.579815	0.000383	-7.75842
0.5	1.058732	0.000472	2.713671	1.212121	0.001419	-2.09201	1.445792	0.000863	-5.30425	1.664372	0.000281	-8.20634

〈表 2〉 $R=1.35$일 경우

θ	$\sigma=1/2$			$\sigma=1$			$\sigma=2$			$\sigma=4$		
	DY	h^2	Ω	EY	h^2	Ω	EY	h^2	Ω	EY	h^2	Ω
0	1.188495	0.015143	3.175007	1.309328	0.010976	-1.29543	1.439409	0.004554	-3.69154	1.539507	0.001441	-2.94641
0.01	1.186669	0.014593	3.170849	1.309328	0.010743	-1.29919	1.441845	0.004482	-3.69365	1.544148	0.001421	-2.94291
0.02	1.184843	0.014059	3.166684	1.309328	0.010512	-1.30300	1.444320	0.004410	-3.69581	1.548882	0.001401	-2.93933
0.05	1.179357	0.012541	3.154136	1.309328	0.009838	-1.31469	1.451994	0.004198	-3.70247	1.563669	0.001340	-2.92815
0.1	1.170194	0.010283	3.133062	1.309328	0.008773	-1.33515	1.465690	0.003852	-3.71431	1.590465	0.001240	-2.90783
0.15	1.161004	0.008337	3.111801	1.309328	0.007778	-1.35692	1.480668	0.003518	-3.72719	1.620372	0.001142	-2.88504
0.2	1.151787	0.006673	3.090365	1.309328	0.006850	-1.38015	1.497138	0.003194	-3.74122	1.653990	0.001044	-2.85929
0.25	1.142542	0.005262	3.068765	1.309328	0.005989	-1.40501	1.515361	0.002882	-3.75658	1.692091	0.000948	-2.82994
0.3	1.133268	0.004080	3.047013	1.309328	0.005191	-1.43173	1.535667	0.002581	-3.77346	1.735676	0.000853	-2.79618
0.4	1.114632	0.002305	3.003087	1.309328	0.003780	-1.49184	1.584349	0.002014	-3.81278	1.845116	0.000670	-2.71068
0.5	1.095872	0.001166	2.958656	1.309328	0.002605	-1.56348	1.648479	0.001497	-3.86189	2.000353	0.000496	-2.58870

〈表 3〉 $R=1.8$일 경우

θ	$\sigma=1/2$			$\sigma=1$			$\sigma=2$			$\sigma=4$		
	DY	h^2	Ω	EY	h^2	Ω	EY	h^2	Ω	EY	h^2	Ω
0	1.311341	0.035209	3.607987	1.459854	0.020650	-0.72144	1.616960	0.007845	-2.81593	1.737052	0.002410	-1.27931
0.01	1.308105	0.033885	3.601650	1.459854	0.020185	-0.72495	1.620877	0.007717	-2.81491	1.744448	0.002376	-1.27201
0.02	1.304872	0.032602	3.595294	1.459854	0.019728	-0.72851	1.624865	0.007589	-2.81388	1.752014	0.002343	-1.26460
0.05	1.295190	0.028980	3.576124	1.459854	0.018398	-0.73948	1.637270	0.007212	-2.81070	1.775790	0.002242	-1.24168
0.1	1.279109	0.023647	3.543857	1.459854	0.016314	-0.75882	1.659564	0.006601	-2.80503	1.819432	0.002077	-1.20102
0.15	1.263099	0.019101	3.511244	1.459854	0.014388	-0.77956	1.684177	0.006014	-2.79880	1.869006	0.001913	-1.15693
0.2	1.247157	0.015248	3.478334	1.459854	0.012612	-0.80186	1.711527	0.005449	-2.79189	1.925852	0.001752	-1.10893
0.25	1.231281	0.012005	3.445168	1.459854	0.010976	-0.82587	1.742143	0.004907	-2.78414	1.991757	0.001593	-1.05645
0.3	1.215470	0.009301	3.411783	1.459854	0.009475	-0.85182	1.776703	0.004387	-2.77530	2.069151	0.001437	-0.99883
0.4	1.184036	0.005257	3.344477	1.459854	0.006850	-0.91059	1.861528	0.003416	-2.75315	2.273500	0.001135	-0.86497
0.5	1.152842	0.002669	3.276626	1.459854	0.004694	-0.98115	1.977710	0.002537	-2.72150	2.590623	0.000849	-0.69959

〈表 4〉 $R=2$일 경우

θ	$\sigma=1/2$			$\sigma=1$			$\sigma=2$			$\sigma=4$		
	DY	h^2	Ω	EY	h^2	Ω	EY	h^2	Ω	EY	h^2	Ω
0	1.377217	0.048133	3.812410	1.538461	0.026315	-0.48586	1.705047	0.009636	-2.53158	1.830797	0.002914	-0.93072
0.01	1.373140	0.046276	3.804925	1.538461	0.025705	-0.48921	1.709801	0.009474	-2.52952	1.839693	0.002873	-0.92346
0.02	1.369070	0.044479	3.797414	1.538461	0.025105	-0.49261	1.714644	0.009314	-2.52744	1.848804	0.002832	-0.91610
0.05	1.356902	0.039428	3.774738	1.538461	0.123363	-0.50313	1.729738	0.008842	-2.52099	1.877518	0.002710	-0.89343
0.1	1.336762	0.032048	3.736515	1.538461	0.020650	'0.52177	1.756958	0.008081	-2.50952	1.930545	0.002510	-0.85350
0.15	1.316792	0.025806	3.697844	1.538461	0.018158	-0.54189	1.787152	0.007351	-2.49700	1.991290	0.002312	-0.81063
0.2	1.296990	0.020550	3.658809	1.538461	0.015873	-0.56363	1.820878	0.006651	-2.48320	2.061624	0.002118	-0.76450
0.25	1.277351	0.016150	3.619480	1.538461	0.013780	-0.58714	1.858853	0.005982	-2.46786	2.144086	0.001927	-0.71473
0.3	1.257872	0.012495	3.579914	1.538461	0.011868	-0.61264	1.902005	0.005342	-2.45062	2.242206	0.001739	-0.66094
0.4	1.219379	0.007053	3.500263	1.538461	0.008546	-0.67064	2.009208	0.004151	-2.40842	2.508171	0.001375	-0.53958
0.5	1.181481	0.003581	3.420176	1.538461	0.005836	-0.74059	2.159098	0.003080	-2.35053	2.941846	0.001031	-0.39761

이나 본고에서는 이를 다루지 않았다.

반면 $R>1$일 경우에는 위의 결과가 반드시 성립하지는 않는다. 〈表 2〉~〈表 4〉에서 볼 수 있듯이 σ의 값이 1을 초과할 경우[11] 相續稅率의 증가가 社會厚生을 증대시킬 수 있음을 알 수 있다. 즉 $R=1.35$로 가정할 경우 $\sigma=4$이면 $d\Omega/d\theta>0$가 됨을 알 수 있으며, 또한 연평균 實質利子率이 2%($R=1.8$)일 경우 σ가 2 이상이면 社會厚生은 θ의 증가와 함께 커지게 된다[12]. 이는 R이 높아짐에 따라 長期所得效果가 상대적으로 커지게 되므로 σ의 값이 충분히 클 경우 효율성 상실효과를 보상하여 줄 수 있음을 의미한다.

V. 結 論

본고에서는 所得 또는 富의 分布가 상속과정에 의해 야기될 경우, 再分配的 相續稅의 도입이 所得分布의 不均等度 및 社會厚生에 어떠한 영향을 미치는가를 살펴보고자 하였다. 이를 위하여 본고에서는 유산동기가 서로 다른 個人들로 구성된 중복세대 모형을 설정하여 相續稅率의 변화시 停滯均衡間의 비교정학적 분석을 통하여 分配 및 厚生效果를 고찰하였다.

본고의 분석에 의하면 比例的 相續稅를 이용한 再分配政策은 所得分布의 不均等度를 완화시키는 역할을 하나, 長期的으로 平均所得 및 資本量에 미치는 효과는 效用函數의 形態에 따라 다르게 나타남을 알 수 있었다. 또한 租稅歪曲에 의한 厚生喪失效果로 말미암아 相續稅率의 증가가 再分配效果 및 正의 長期所得效果를 갖더라도 社會厚生은 오히려 감소할 수 있음을 보였다. 經驗的으로 合當하리라 기대되는 常數값을 이용한 數量的 시뮬레이션 결과에 의하면, 實質利子率이 그 황금률 수준보다 높고 限界效用의 代替彈力性이 충분히 클 경우에 한하여 相續稅率의 증가는 分配改善效果와 아울러 공리주의적 社會厚生函數의 값을 높일 수 있는 것으로 나타났다. 만일 이러한 조건이 충족되지 않을 경우 相續稅를 이용한 所得再分配政策은 오히려 社會厚生을 낮추는 下向平準化 效果만을 갖게 될 수도 있다.

본고에서 얻어진 결과는 강한 가정을 이용한 단순화된 모형에 입각하고 있으므로 그 現實的 부합성 및 政策代案의 提示에는 어려움이 있을 것이다. 그러나 본고에서 살펴본 바와 같이 衡平提高를 위한 相續稅率의 증가는 경우에 따라서는 장기적으로 社會厚生에 負의 效果를 가져올 수도 있다는 점은 向後 再分配政策實施에 대해 많은 示唆가 될 것이라 본다. 특히 相續稅의 이러한 한계점에 대하여 명료한 인식이 필요할 것이다.

본고에서는 다루어지지 않았으나, 상속의 형태에 있어서 人的資本과 物的資本間의 區分과 不動産 및 金融資産 등 相續資産의 포트폴리오 효과 등을 고려한 效果分析은 매우 의미있는 향후 연구과제가 될 수 있으리라고 본다.

11) 美國의 경우 여러 경험적 연구에서 $\sigma>1$의 가정이 일반적으로 지지되고 있다. 구체적인 것은 Hubbard(1987)를 참조.

12) $R=2$의 경우 $\sigma\geq1.6$이면 $dW/d\theta>0$가 항상 성립하며 σ의 값이 1.5~1.6 사이에서는 적정 θ의 값이 內部解(interior solution)를 갖는 것으로 나타났다.

▷ 参 考 文 獻 ◁

Abel, Andrew B., "Precautionary Saving and Accidental Bequests," *American Economic Review*, Vol.75(4), 1985, pp.777～791.

Abel, A.B., & M. Warshawsky, "Specification of Joy of Giving: Insights from Altruism," The Wharton School Working Paper No.3-87, University of Pennsylvania, 1987.

Atkinson, A.B. & A.J. Harrison, *Distribution of Personal Wealth in Britain*, Cambridge University Press, 1978.

Barro, R., "Are Government Bonds Net Wealth?", *Journal of Political Economy*, 82, 1974, pp.1095～1117.

Blinder, Alan S., "A Model of Inherited Wealth", *Quarterly Journal of Economics*, 87, 1973, pp.608～626.

Chipman, John S., "The Welfare Ranking of Pareto Distributions," *Journal of Economic Theory*, Vol. 9, 1974, pp.275～282.

Conlisk, John, "An Exploratory Model of the Size Distribution of Income," *Economic Inquiry*, 15, 1977, pp.345～366.

Chu, Cyrus. Y., "The Effect of Social Security on the Steady State Distribution," *Journal of Public Economics*, Vol.34, 1987, pp.189～210.

Eckstein, Zvi., Martin S. Eichenbaum, & Dan Peled, "The Distribution of Wealth and Welfare in the Presence of Incomplete Annuity Markets," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.XCX, 1985, pp.789～806.

Hubbard, R.G., "Uncertain Lifetimes, Pensions, and Individual Savings," Z. Bodie(eds.), *Issues in Pension Economies*, NBER, 1987.

Kats, Amoz, "On the Social Welfare Function and the Parameters of Income Distribution," *Journal of Economic Theory*, Vol. 5, 1972, pp.377～382.

Kotlikoff, L.J. & L.H. Summers, "The Role of Intergenerational Transfers in Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy,* 90, 1981, pp.706～732.

Lambert, P.J., "The Equity-Efficiency Trade-Off: Breit Reconsidered," *Oxford Economic Papers*, Vol.42(1), 1990, pp.91～104.

Stiglitz, J.E., "Distribution of Income and Wealth Among Individuals," *Econometrica*, Vol.37(3), pp.382～397, July 1969.

————, "Equality, Taxation and Inheritance", *Personal Income Distribution*, W. Krelle & A.F. Shorrocks(eds.), Amsterdam: North-Holland, 1978.

Yarri, M.E., "Uncertain Lifetime, Life Insurance, and the Theory of Consumer," *Review of Economic Studies*, 32, 1965, pp. 137～150.

〈附 錄 Ⅰ〉

먼저 각 가구의 특성은 $\{G_{t-i}(j)\}_{i=1}^{\infty}$로 유산동기 δ의 값에 의해 결정되며, 이러한 가구의 특성을 $H_t=(\delta_{t-1}, \delta_{t-2}, \delta_{t-3}, \cdots)$라 하자. 또한 $H^k \subset H_t$를 $H^k=(\underbrace{\delta, \ \delta, \cdots\delta}_{k}, \ 0, \cdots)$로 정의하기로 하자. 즉 H^k는 k名의 前世代가 연속적으로 유산동기를 가졌던 家口를 의미한다. 물론 $U_{k=0}^{\infty} \ H^k=H_t$가 성립한다. 이때, H^k에 속한 家口의 所得 $Y(k)$ 및 人口比率은 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$Y(k)=(W+T)\left(\frac{1-\pi^{k+1}}{1-\pi}\right); \ (1-P)\cdot P^k,$$
$$k=0, \ 1, \ 2, \ \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(\text{A. 1})$$

따라서 정체균형의 평균소득 EY는 다음과 같다.

$$EY=\sum_{k=0}^{\infty}(1-P)P^k \, Y(k)$$
$$=(W+T)/(1-P\pi) \ \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(\text{A. 2})$$

(A. 2)에 $T=\theta\cdot\bar{B}=\theta P\pi \ EY/(1-\theta)$을 代入하여 T를 구하면 다음과 같다.

$$T=\frac{\theta P\pi}{1-\theta-P\pi}W\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(\text{A. 3})$$

따라서 (A. 1)과 (A. 3)으로부터

$$Y(k)=\frac{(1-\theta)\cdot(1-P\pi)\cdot(1-\pi^{k+1})}{(1-\theta-P\pi)\cdot(1-\pi)}\cdot W$$

가 된다. 또한 정체균형의 所得分布에서 최하위계층(Y_v)과 최상위계층(Y_u)의 소득은 각각 다음과 같다.

$$Y_v=Y(0)=\frac{(1-\theta)(1-P\pi)}{(1-\theta-P\pi)}W,$$
$$Y_u=Y(\infty)=\frac{Y_v}{(1-\pi)}$$

또한 $Y(k)$ 이상의 소득계층의 人口比率은

$$\lambda(Y(k))\equiv 1-F(Y(k))=\sum_{j=k}^{\infty}(1-P)\cdot P^j=P^k.$$