橫斷面 資料를 이용한 時間割引率의 推定

高 英 先

本 論文에서는 1993년에 퇴직한 公務員들에 대한 資料를 사용하여 이들의 時間割引率을 측정하였다. 時間割引率은 여러 경제학 모형에서 個人의 消費와 貯蓄行態를 결정짓는 중요한 요소로 등장한다. 時間割引率을 추정한 기존의 實證分析들은 1% 내외의 매우 낮은 推定値를 보고하고 있으며, 심지어 음(−)인 경우도 있다. 이러한 낮은 추정치는 時間割引率이 실질적으로 거의 아무런 역할을 하지 않음을 의미한다. 그러나 기존의 實證分析은 대부분 巨視 時系列資料를 사용하여 경제내의 代表的 個人(representative individual)이라는 가상적 존재의 時間割引率을 추정하였다는 단점을 갖는다. 本 論文에서는 우리나라의 퇴직공무원들에 대한 微視 橫斷面資料를 사용하여 실존하는 각 個人의 時間割引率을 추정하였고, 그 결과 기존의 硏究에서와는 달리 時間割引率이 평균적으로 14~15% 정도의 매우 높은 값을 가짐을 발견하였다. 이러한 결과는 個人의 老後生活 安定을 위한 貯蓄을 각 個人의 자발적인 의사에 일임하기보다는 公的, 私的年金制度를 통하여 강제하는 것이 합리적일 수 있음을 보여준다.

I. 序 論

많은 經濟學 理論에서는, 미래 消費가 주는 效用(utility)이 同一量의 현재 消費가 주는 效用보다 작다는 것을 가정하고 있다. 그리고 이러한 현재 소비와 미래 소비 사이의 효용차이를 時間割引要素(time discount factor)로 표현하고 있다. 예를 들어 어느 個人의 t期의 消費量을 c_t라 하고 이로부터 얻는 效用을 $u(c_t)$라 하면, a시점에서의 期待效用은 다음과 같은 형태를 취하는 것으로 가정된다.[1)]

$$\sum_{t=a}^{\infty} \beta^{t-a} p_{a,t} u(c_t) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

筆者 : 本院 專門硏究員

* 筆者는 바쁘신 가운데 本 論文의 草稿를 읽고 論評을 해 주신 柳一鎬, 金俊逸, 文亨杓 박사께 감사를 드린다.

1) 물론 式(1)과 같이 效用函數가 加法分割的(additively separable)이어야 할 理論的 當爲性은 없다. 예를 들어 Epstein and Zin (1989)은 이와는 다른 형태의 期待效用函數를 제시하고 있다.

여기에서 β는 앞에서 언급한 時間割引要素이며, $p_{a,t}$는 a시점에서 t시점까지 生存할 確率(生殘率)을 의미한다.

式(1)에서, 미래 소비가 同一量의 현재 소비보다 그 效用이 작다는 것[2]은 다음의 조건과 동일하다.

$$0 < \beta < 1 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (2)$$

本 論文에서는 β를 사용하는 대신에 時間割引率(time discount rate) δ를 사용하기로 한다. δ는 $\beta = 1/(1+\delta)$로 정의된다. 이 경우 式(2)의 조건은

$$\delta > 0 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (3)$$

의 조건과 동일하다.[3]

本 論文의 목적은 δ의 수준은 대개 어느 정도이며, 이것이 個人의 性이나 연령과 같은 特性에 따라 어떻게 변하는가를 살펴보는 것이다. 지금까지의 많은 論文에서 δ를 추정한 결과를 보면, 그 수준이 매우 낮으며 심지어 음(－)인 경우도 보고되고 있다. 예를 들어 Hansen and Singleton(1983)은 δ가 $-0.003 \sim 0.005$ 정도인 것으로 보고하고 있으며, Epstein and Zin(1991)은 $-0.004 \sim 0.004$ 정도인 것으로 보고하고 있다.

지금까지 δ를 추정한 論文들은 모두 國民計定上의 소비지출과 시장이자율 등에 관한 時系列 巨視資料를 사용하여 왔다. 本 論文은 이와 달리 우리나라 퇴직공무원들에 관한 橫斷面 微視資料를 사용하여 δ를 추정하고자 한다. 우리나라의 公務員年金制度에서는 在職期間이 20년 이상인 공무원이 퇴직할 때, 본인의 선택에 따라 年金, 一時金, 控除一時金 가운데 하나를 지급하고 있다. 本 論文은 퇴직공무원들의 效用函數가 線型이며(즉 危險中立的이며) 또한 미래의 年金給付를 담보로 他人으로부터 융자를 받을 수 없다는(즉 流動性의 制約이 작용한다는) 것을 假定하고, 이를 토대로 퇴직공무원들의 δ를 추정한다. 만일 퇴직공무원들의 效用函數가 危險回避的이거나 또는 流動性의 制約이 작용하지 않는 경우가 있다면, δ가 크더라도 年金을 선택할 확률이 커지므로 실제의 δ는 추정된 δ보다 클 것이다.[4] 따라서 本 論文에서 추정한 δ는 실제의 δ에 대하여 下限值(lower bound)로 해석될 수 있다.

本 論文의 추정결과는 우리나라 퇴직공무원들의 경우에 δ의 수준이 14～15%이며 또한 性 및 연령 등 個人的 特性에 따라 변함을 보여준다. 非敎育職 公務員의 경우에 추정된 δ의 中位數(median)는 14.4%인데, 이것은 우리가 평상적으로 예상하던 바에 비하여 매우 높은 것이다. 이러한 時間割引率下에서는, 예를 들어 5년후의 소비는

2) 1보다 작거나 같은 모든 $p_{a,t}$에 대하여.

3) β 대신에 δ를 사용한 이유는 式(3)의 조건하에서 δ에 로그(log)를 취함으로써 領域이 $(-\infty, \infty)$인 確率變數를 만들 수 있기 때문이다. 아래에서는 $\log\delta$가 로지스틱(logistic) 分布를 갖는다고 가정하였다.

4) 그 이유는 이 경우 Ⅲ章의 式(15)에서 $\underline{m_i}, \overline{m_i}$가 실제보다 크기 때문이다.

현재 소비에 비하여 51% 정도의 效用만을 주며, 10년후의 소비는 26%, 20년후의 소비는 7% 정도의 效用만을 주는 것으로 계산된다.

다음 Ⅱ章에서는 本 硏究와 관련된 범위내에서 公務員年金制度의 제도적 특성을 살펴본다. Ⅲ章에서는 제한적인 여러 假定을 세우고 이러한 假定 아래에서 模型을 도출한다. Ⅳ章에서는 추정에 사용된 資料에 대해 설명하고, Ⅴ章에서는 推定結果를 제시하며, Ⅵ章에서는 추정결과에 대해 논의한다. Ⅶ章은 結論으로 구성되어 있다.

Ⅱ. 公務員年金制度의 給與種類

우리나라의 중앙공무원 및 지방공무원들은 公務員年金制度에 義務加入되어 있다. 이들은 공무원으로 재직하는 동안 俸給의 一定率을 갹출료로 납입하고[5] 퇴직과 동시에 給與를 받게 된다. 퇴직시에 받는 급여의 종류는 在職期間에 따라 달라진다. 在職期間이 20년 미만인 경우에는 退職一時金만을 받을 수 있다. 그러나 在職期間이 20년 이상일 경우에는 退職年金, 退職年金一時金, 그리고 退職年金控除一時金 가운데 하나를 선택하게 된다.

退職年金은 퇴직 직후부터 사망시까지 매월 지급되는데, 그 額數는 다음과 같다.

$$\text{退職年金月額} = W \times [0.5 + (\frac{S}{12}) \times 0.02] \quad \cdots\cdots(4)$$

여기에서 W는 퇴직 직전의 最終報酬月額이며, S는 在職月數이다.[6]

退職年金一時金은 퇴직 직후에 一時金으로 지급되는 것으로서 그 額數는 다음과 같다.

$$\text{退職年金一時金額} = W \times \frac{S}{12} \times [1.5 + (\frac{S}{12} - 5) \times 0.01] \quad \cdots\cdots(5)$$

退職年金控除一時金이란 전체 재직기간 중 일부에 대해서만 年金을 지급받고 나머지에 대해서는 一時金으로 지급받기 원하는 경우에 지급되는 一時金이다. 예를 들어 33년을 재직한 공무원은 33년 가운데 20년에 대해서만 年金 지급을 선택하고 나머지 13년에 대해서는 一時金 지급을 신청할 수 있다. 총재직기간이 S개월이고 그중 k개월에 대해 控除一時金을 지급받을 때 控除一時金額은 다음과 같다.

$$\text{退職年金控除一時金額} = W \times \frac{k}{12} \times (1.5 + \frac{k}{12} \times 0.01) \quad \cdots\cdots(6)$$

이때 年金月額은 式(4)에서와 같은 방식으로 계산된다. 즉

5) 현재의 醵出料率은 5.5%이다.

6) 在職期間이 20년 이상인 경우에만 退職年金을 수급할 수 있으므로 $S \geqq 240$이다. 또한 在職期間이 33년을 넘을 경우 그 이상의 在職年數는 給與計算에서 제외된다. 즉 $S \leqq 396$이다. 따라서 $240 \leqq S \leqq 396$이다.

$$退職年金月額 = W \times \left[0.5 + \left(\frac{S-k}{12} - 20\right) \times 0.02\right] \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(7)$$

이 된다. 이 경우 年金으로 지급받기를 원하는 재직기간은 20년 이상이어야 한다. 즉 $S-k \geqq 240$이어야 한다. 따라서 재직기간이 20년인 퇴직자는 退職年金控除一時金을 선택할 수 없으며 退職年金 또는 退職年金一時金 가운데 하나만을 선택해야 한다.

아래에서는 退職年金을 단순히 年金이라 부르고, 退職年金一時金을 一時金, 退職年金控除一時金을 控除一時金이라 부르기로 한다.

一時金과 控除一時金은 우리나라에만 존재하는 특이한 급여로서, 대부분의 나라에서는 우리나라와 달리 年金만을 지급하고 있다. 바로 이러한 특이성 때문에 우리나라의 公務員年金 資料는 다른 나라의 자료에서는 찾아볼 수 없는 중요한 정보를 가지고 있다. 이것은 퇴직공무원이 어떤 종류의 給與(一時金, 年金 또는 控除一時金)를 선택하였는가를 살펴봄으로써 그의 時間割引率을 추정할 수 있기 때문이다.

단순히 말하여 一時金을 선택하는 사람들은 年金을 선택하는 사람들보다 時間割引率이 크다. 일반적으로 퇴직공무원이 사망시까지 수급하게 되는 年金의 總現在價値는 一時金額보다 많다. 그럼에도 불구하고 年金을 선택하지 않고 一時金을 선택하였다는 것은, 미래에 年金을 받아 소비함으로써 얻는 效用보다 현재에 一時金을 받아 소비함으로써 얻는 效用이 더 크다는 것을 의미한다.

물론 이러한 論理展開에는 많은 제약이 따른다. 첫째, 주택이나 승용차와 같은 非分割財(indivisible goods)를 구입하고자 하는 경우에는 時間割引率이 낮음에도 불구하고 一時金을 선택할 수 있다. 賃貸借市場(lease market)이 잘 발달되어 있지 않은 우리나라에서는 특히 이러한 현상이 많이 발생할 수 있을 것이다.

둘째, 一時金을 지급받아 이를 事業投資의 財源으로 사용하고자 하는 경우이다. 즉 主觀的인 投資의 機會費用이 市場利子率보다 높은 결과 年金의 현재가치가 一時金額보다 낮아질 수 있다.

셋째, 退職年金의 支給停止로 인해 年金을 전혀 받지 못하거나 1/2만을 받는 경우가 있다. 이것은 퇴직자가 國家나 地方自治團體와 연관된 기관 또는 私立學校에 재취직하여 이로부터 報酬 및 기타 給與를 받는 경우인데,[7] 이 경우에는 年金月額이 정상적인 경우의 0% 또는 50%에 불과하므로 다른 경우보다 一時金을 선호하는 경향이 클 것이다.[8]

7) 구체적으로 支給停止對象機關에는 國家나 地方自治團體의 機關, 私立學校教員年金法의 적용을 받는 學校機關, 그리고 國家나 地方自治團體가 資本金의 1/2 이상을 출연한 機關 등이 있다.

8) 年金受給者 중 이러한 支給停止規定으로 인해 年金全額을 수급하지 못하고 있는 사람들의 數는 전체 年金受給者의 약 10%이다.

또한 公立學校 敎職員이 私立學校로 轉職하는 경우에는 다른 이유에서 一時金을 지급받고자 하는 현상이 발생하는데, 그것은 公務員年金과 私立學校敎員年金(私學年金)이 연계되어 있기 때문이다. 즉 公務員年金에서 탈퇴하면서 一時金을 지급받아 이를 私學年金에 납입하면, 私立學校에서 퇴직할 때에는 公立學校에서의 재직기간과 私立學校에서의 재직기간을 통산한 재직기간을 기준으로 年金 또는 一時金을 지급받는다. 따라서 老後에 年金을 지급받기 원하는 경우에는 私立學校로 전직할 때 公務員年金으로부터 一時金을 선택하여 지급받는다.

이처럼 時間割引率이 낮음에도 불구하고 一時金을 선택하게 되는 여러가지 경우를 생각해 볼 수 있을 것이다. 本 論文에서는 이러한 경우들을 무시하고, 給與種類의 선택이 순전히 個人의 時間割引率에 따라서 결정된다고 가정한다. 이것은 위에서 언급한 가능성들이 현실적으로 그리 중요하지 않기 때문이 아니라, 현재 이용가능한 자료의 범위내에서 이러한 가능성들을 고려할 방법이 없기 때문이다. 따라서 아래의 模型 推定結果를 해석하는 데 있어서는 이러한 제한적 假定이 의미하는 바를 염두에 두어야 할 것이다.

9) 예를 들어 在職期間이 20년인 퇴직자의 경우 一時金額은 5.5년치의 年金額에 불과하다.

10) 式(8)에서는 年金所得뿐 아니라 其他所得에 대해서도 流動性의 制約이 작용한다고 가정하였다.

Ⅲ. 模 型

1. 流動性의 制約

本 論文의 模型은 퇴직공무원의 效用函數 및 豫算制約에 관한 몇가지의 假定에 기초한다. 먼저 퇴직공무원들은 미래에 받을 年金을 담보로 대출을 받을 수 없다고 가정한다. 만일 이것이 가능하다면 누구나 年金을 선택할 것이다. 왜냐하면 市場利子率로 계산하였을 때 年金의 現在價値는 一時金額보다 훨씬 크기 때문이다.[9] 현실적으로 많은 퇴직자들이 一時金 또는 控除一時金을 선택한다는 사실은 이러한 流動性의 制約(liquidity constraint)이 작용함을 의미한다.

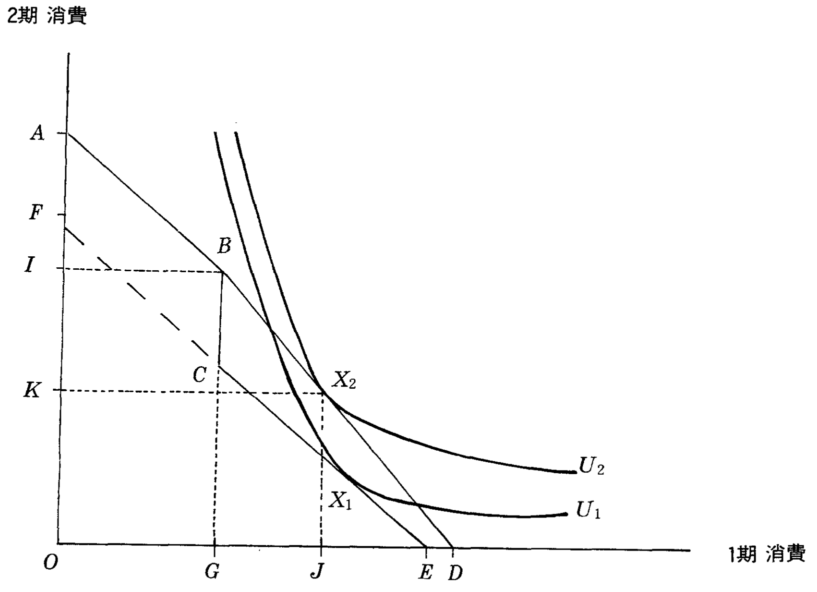
이러한 流動性의 制約下에서 퇴직자가 年金을 선택하였을 때의 豫算制約式은 다음과 같다.

$$c_t + s_t = q_t + (1+r)s_{t-1} + y_t,\ \ s_t \geqq 0,\quad \forall t \geqq a \quad \cdots\cdots (8)$$

여기에서 q_t는 t期의 年金額을 말하며, s_t는 t期末의 資産額을, r는 利子率을, y_t는 其他所得을, a는 現在時點을 의미한다. 위에서 언급한 流動性의 制約은 式(8)에서 $s_t \geqq 0$로 표현되었다. 즉 미래의 연금소득을 담보로 하여 대출을 받음으로써 음(−)의 資産을 갖는 일이 불가능하다.[10]

이러한 流動性의 制約은 일반적으로 年金

[圖 1] 流動性의 制約과 豫算制約式



보다는 一時金을 선택하도록 만든다. 예를 들어 퇴직후 2期만 생존하는 경우를 생각해 보자. 또한 年金과 一時金 가운데 하나만을 선택할 수 있으며, 기타소득이 0이고 退職前의 資産 역시 0이라고 가정하자. 이때 퇴직자의 豫算制約式은 [圖 1]과 같이 주어진다.

[圖 1]에서 OG와 OI는 각각 1期와 2期의 年金額이며, OE는 一時金額이다.

먼저 미래의 年金給與를 담보로 전혀 貸出을 받을 수 없는 경우에는 豫算制約式이 $ABCE$와 같이 주어진다. 이것은 年金을 선택하였을 때의 예산제약식 ABG와 一時金을 선택하였을 때의 예산제약식 FCE를 합성한 것이다. 그림에서는 等效用曲線 U_1이 點 X_1에서 예산제약식과 접하므로 이 사람은 一時金을 선택하게 된다.

그러나 미래의 年金給與를 담보로 貸出을 받을 수 있을 때에는 예산제약식이 ABD와 같이 주어진다. 여기에서 貸出利子率은 貯蓄利子率보다 높은 것으로 가정하였으며, 그 결과 BD의 기울기가 AB 또는 CE의 기울기보다 절대값이 큰 것으로 그려졌다. [圖 1]에서 等效用曲線 U_2가 點 X_2에서 예산제약식과 접하므로 이 사람은 年金을 선택하게 된다. 그리고 1期에는 2期에 받을 年金을 담보로 GJ만큼을 대출받아 OJ를 소비한다. 2期에는 OI의 年金을 받아 이중 KI만큼을 利子 및 元金으로 상환하고 OK를 소비하게 된다.

높은 利子率에서나마 이처럼 미래의 年金을 現在價値化할 수 있을 때 퇴직자들은 一時金보다 年金을 선호하는 경향이 커지게 된다. 그럼에도 불구하고 一時金을 선택한

퇴직자는 δ가 상당히 큰 퇴직자이다. 따라서 어느 특정 퇴직자가 一時金을 선택하였을 때, 이 사람이 미래 年金을 現在價値化할 능력이 있다고 가정하는 경우와 없다고 가정하는 경우에 δ의 推定値가 달라질 수 있다. 前者의 경우에는 年金을 현재가치화할 수 있음에도 불구하고 一時金을 선택하였으므로 δ가 상당히 높다는 것을 의미한다. 따라서 本 論文에서처럼 모든 퇴직자가 미래 年金을 전혀 현재가치화할 수 없다고 가정하면, δ의 推定値는 실제의 δ보다 작게 될 것이다.

2. 危險中立的 效用函數 및 其他의 假定

퇴직자는 豫算制約式 (8)하에서 式(1)로 표현되는 效用函數를 極大化한다. 그리고 이때의 效用水準과 一時金 또는 控除一時金을 선택하였을 때의 最大 效用水準을 비교한다. 이 가운데 만일 年金이 가장 높은 效用을 준다면 이 퇴직자는 年金을 선택하게 된다. 이와 같은 效用極大化의 問題는 퇴직자의 效用函數가 危險中立的이라고 가정하면 매우 간단해진다. 즉 式(1)에서 $u(c_t)=c_t$라면, 퇴직 직전의 자산액(s_{a-1}), 시장이자율(r), 기타소득(y_t)에 대한 정보가 없어도 S, a, $\{p_{a,t}\}$, β만을 알고 있으면 어떤 給與를 선택할 것인가를 결정할 수 있다. 本 論文에서 사용한 資料에는 s_{a-1}, r, y_t가 없으므로 이러한 單純化가 필수 불가결하였다.

만일 퇴직자의 效用函數가 危險忌避的이라면, 危險中立的인 경우보다 全生涯에 걸쳐 消費를 平準化(smoothing)하려는 경향이 강하고, 그 결과 一時金보다는 年金을 선호하게 된다.[11] 따라서 危險忌避的인 效用函數를 가지고 있음에도 불구하고 一時金을 선택한 퇴직자가 있다면, 이 퇴직자의 δ는 상당히 높을 것임을 추론할 수 있다. 이 경우 만일 本 論文에서처럼 危險中立性을 가정하고 δ를 추정한다면 실제의 δ는 추정치보다 높을 것이다. 즉 危險中立性은 앞의 流動性의 制約과 마찬가지로 δ를 過小推定하게 만든다.

危險中立性에 더하여 本 論文에서는 r과 y_t 사이에 다음과 같은 관계가 존재한다고 가정한다.

$$(1+r)\,\beta\,(p_{a,t}/p_{a,t-1}) < 1,\ \forall t > a \qquad \cdots\cdots(9)$$

式(9)는 r이 가질 수 있는 값에 上限線을 두기 위한 것으로서, 이것을 가정하지 않을 경우에는 今期의 年金을 모두 저축하여 다음 期에 소비하는 결과가 발생할 수 있다.

또한 本 論文에서는 年金月額이 物價上昇率에 따라 증가한다고 퇴직공무원들이 인식하고 있는 것으로 가정하였다. 그러나 실제

11) 예를 들어 式(9)에서처럼 $(1+r)\beta p < 1$의 조건이 충족되며, 퇴직자가 CRRA 效用函數(constant relative risk aversion utility function)를 가지고 있고, [圖 1]에서와 같이 2期만을 생존할 때, 相對危險忌避度가 증가할수록 1期 消費가 증가함을 증명할 수 있다.

에 있어 年金月額은 賃金上昇率에 따라 증가하며,[12] 임금상승률은 대개 물가상승률보다 높다. 그러나 실제로 年金月額이 물가상승률 이상으로 증가한다는 사실을 인식하고 있는 퇴직공무원들은 많지 않을 것이며, 대부분의 경우 年金月額의 實質價値만이 유지된다고 생각할 것이다. 이 경우에는 年金月額이 물가상승률에 따라 증가한다고 가정하는 것이 本 論文의 목적상 합당하다. 반대로 年金月額이 임금상승률에 따라 증가한다는 사실을 퇴직공무원들이 인식하고 있더라도 큰 문제는 되지 않을 것인데, 그 이유는 이 경우 本 論文에서 추정한 δ가 실제의 δ보다 작게 되기 때문이다. 즉 流動性의 制約 및 危險中立性과 마찬가지로 이 假定 역시 δ를 過小推定하도록 한다.

또한 本 論文에서는 遺族年金이 없는 것으로 가정하였다. 遺族年金은 年金을 받던 퇴직자가 사망할 때 그 遺族에게 지급되는 것으로서, 액수는 退職年金額의 70%로 정해져 있다. 퇴직자가 자신의 遺族이 받게 될 遺族年金에 대하여 效用을 느낀다면 年金을 선택할 誘引이 더 커진다. 따라서 遺族年金이 없다고 假定하는 것은 앞의 여러 假定과 마찬가지로 δ를 過小推定하게 만든다. 本 論文에서 사용한 자료에는 퇴직자들의 가족관계가 나타나 있지 않았기 때문에 遺族年金을 고려할 수 없었다.

마지막으로 本 論文에서는 퇴직자의 退職給與 選擇過程이 退職時點 決定過程에 영향을 미치지 않는다고 가정하였다. 퇴직자들은 먼저 현재 시점에서 퇴직을 할 것인가 아닌가를 결정하고, 그후에 一時金, 控除一時金, 年金 가운데 어느 것을 선택할 것인가를 결정한다. 이러한 假定은 模型을 가능한 한 單純化시키기 위하여 필요하였다.[13] 그러나 많은 경우 退職을 고려하는 公務員들은 현재 時點에서 퇴직할 때 받을 수 있는 一時金 및 年金의 수준을 고려하여 퇴직할 것인가 아닌가를 결정할 것이다.

3. 給與種類의 選擇과 尤度函數의 導出

이상과 같은 가정하에서 年金을 선택했을 때의 最大效用은

$$P(a, S) = [0.5 + (\frac{S}{12} - 20) \times 0.02] \times B(a) \times W \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (10)$$

임을 알 수 있다.[14] 여기에서

$$B(a) = 1 + \beta p_{a,a+1} + \beta^2 p_{a,a+2} + \cdots \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (11)$$

12) 그 이유는, 式(4)의 最終報酬月額 W는 만일 퇴직자가 퇴직 직전의 職級과 號俸을 유지한 채로 계속 근무한다면 받았을 報酬를 말하며, 따라서 W는 현직공무원의 報酬引上率과 동일한 增加率로 증가하기 때문이다.

13) 이러한 가정하에서 本 論文의 模型은 連續로짓模型(sequential logit model; Amemiya 1985, p. 310)의 한 部分으로 이해될 수 있다.

14) 이것은 충분히 큰 t에 대하여 $p_{a,t}$가 0이라고 가정한 후에, 간단한 動態最適化方法(dynamic optimization)을 사용하여 증명할 수 있다.

이며, β는 1개월 단위의 時間割引要素이다.[15]

또한 一時金을 선택했을 때의 效用은

$$M(a, S) = \frac{S}{12} \times [1.5 + (\frac{S}{12} - 5) \times 0.01] \times W \cdots\cdots\cdots\cdots (12)$$

이다. 그리고 k개월에 대하여 控除一時金을 선택하였을 때의 效用은

$$D(a, S, k) = [0.5 + (\frac{S-k}{12} - 20) \times 0.02] \times B(a) \times W + (1.5 + \frac{k}{12} \times 0.01) \times \frac{k}{12} \times W \cdots\cdots\cdots (13)$$

이다.

a와 $\{p_{a,a+1}, p_{a,a+2}, \ldots\}$, 그리고 β가 주어졌을 때 각 퇴직자는 式(10), (12), (13) 가운데 가장 큰 것을 선택하게 된다. 예를 들어 $P(a, S) > M(a, S)$이고 $P(a, S) > D(a, S, k)(\forall k = 0,1,\ldots,S-240)$이라면 年金을 선택하게 된다. 마찬가지로 $M(a, S) > P(a, S)$이고 $M(a, S) > D(a, S, k)(\forall k)$이라면 一時金을 선택하게 된다. 또 어떤 K에 대하여 $D(a, S, K) > P(a, S)$, $D(a, S, K) > M(a, S)$, $D(a, S, K) > D(a, S, K)$ $(\forall k \neq K)$라면 K개월에 대한 控除一時金을 선택하게 된다. 다음 定理는 $B(a)$ 및 S의 값에 따라 이러한 선택이 결정됨을 보여준다.

15) 이는 매월 年金月額이 지급되기 때문이다. 그러나 다음의 Ⅳ章 이하에서는 β 및 δ를 年率(annual rate)로 환산하여 결과를 제시하였다.

定理 : 위와 같은 假定下에서 다음의 관계가 성립한다.

① $S > 240$ 일 때;

$B(a) \geqq S/24 + 65$인 퇴직자들은 年金을 선택한다.

$B(a) \leqq 7S/120 + 52$인 퇴직자들은 一時金을 선택한다.

$7S/120+52 \leqq B(a) \leqq S/24+65$인 퇴직자들은 控除一時金을 선택한다. 또한 이 경우 $k=S-240$이다.

② $S=240$ 일 때;

$B(a) \geqq 7S/120 + 52$인 퇴직자들은 年金을 선택한다.

$B(a) \leqq 7S/120 + 52$인 퇴직자들은 一時金을 선택한다.

위의 定理에 따르면 $B(a)$가 클수록 年金을 선택하게 된다. 式(11)에서 알 수 있듯이 $B(a)$는 미래의 각 月에 한 單位만큼을 소비할 때 이로부터 얻는 期待效用의 합계이다. 따라서 $B(a)$가 크다는 것은 미래 소비를 상대적으로 높이 평가한다는 것을 의미하며, 따라서 $B(a)$가 큰 퇴직자일수록 年金을 선호하게 되는 것이다.

또한 위의 定理에 의하면, 控除一時金을 선택하는 경우에는 최소기간인 20년만을 年金 부분에 배당하고 나머지에 대해서는 모두 控除一時金으로 지급받는다. 예를 들어 재직기간이 33년인 경우 控除一時金을 선택

하였다면 20년에 대해서만 年金을 신청하고 나머지 13년에 대해서는 控除一時金을 신청한다. 이와 같은 결과가 나타난 이유는 本 論文에서 危險中立的인 效用函數를 가정하였기 때문이다. 재미있는 사실은, 本 論文에서 사용한 資料에서 실제로 控除一時金을 선택한 퇴직자의 86%가 이와 같은 행태를 보였다는 것이다. 따라서 危險中立的 效用函數의 假定이 자료와 크게 상충을 일으키지는 않는 것으로 보인다.

이제 우리가 각 개인에 대하여 $\{p_{a,a+1}, p_{a,a+2}, \ldots\}$의 값을 알고 있으며, 충분히 큰 T에 대하여 $p_{a,a+t}=0,\ \forall t > T$이라고 가정하자.[16] 그러면 定理에서 제시하는 $B(a)$의 영역에 상응하는 δ의 영역을 계산할 수 있다. 예를 들면 $B(a) \geqq S/24+65$는

$$1+\beta p_{a,a+1}+\beta^2 p_{a,a+2}+\cdots +\beta^T p_{a,a+T} \geqq S/24+65 \quad \cdots(14)$$

이며, 이것은 β에 대한 T次의 不等式이다. 또한 $\beta=1/(1+\delta)$이므로 이것은 δ에 대한 不等式이기도 하다. 이 부등식의 解를 $\delta \leqq \underline{m}$라 하자.[17]

마찬가지 방법으로 $B(a) \leqq 7S/120+52$의 해를 구했을 때 그 해를 $\delta \geqq \overline{m}$라 하자. 式(14)에서 알 수 있듯이 $\underline{m}$, $\overline{m}$는 $\{p_{a,t}\}$와 S의 값에 따라 달라지며, $\{p_{a,t}\}$는 또 연령 및 性에 따라 달라진다. 따라서 $\underline{m}$, $\overline{m}$는 연령, 性, 그리고 S에 따라 달라진다. 이제 이 세 變數를 사용하여 각 퇴직자에 대하여 $\underline{m}$, $\overline{m}$를 계산하고 난 후에, 그가 어떤 給與를 선택하였는지를 살펴보면 그의 δ가 가지는 값의 범위를 알 수 있다. 즉 年金을 선택하였다면 $\delta \leqq \underline{m}$이며, 一時金을 선택하였다면 $\delta \geqq \overline{m}$이고, 控除一時金을 선택하였다면 $\underline{m} \leqq \delta \leqq \overline{m}$이다. 이제 이와 같은 사실을 이용하여 다음과 같이 尤度函數를 구성할 수 있다.

$$L=\prod_{i\in P}\Pr(\delta_i \leqq \underline{m}_i)\times\prod_{i\in D}\Pr(\underline{m}_i \leqq \delta_i \leqq \overline{m}_i)\times\prod_{i\in M}\Pr(\delta_i \geqq \overline{m}_i) \quad \cdots(15)$$

여기에서 P는 年金을 선택한 퇴직자들의 집합, D는 控除一時金을 선택한 퇴직자들의 집합, M은 一時金을 선택한 퇴직자들의 집합을 의미한다.[18]

만일 $\log\delta_i$의 確率分布가 母數 θ와 個人的 特性 x_i에 의존하며, $F(\cdot\,;\theta, x_i)$로 표현

16) 本 論文에서는 保險會社에서 사용하는 無配當死亡率을 이용하여 $\{p_{a,a+1}, p_{a,a+2}, \ldots\}$를 계산하였다. 물론 개인에 따라 期待生殘率이 다르겠지만 그 차이는 무시해도 좋다고 생각되었다. 無配當死亡率의 資料를 제공하여 주신 吳昌洙 教授에게 감사드린다. 統計廳에서 발표하는 生殘率을 사용하지 않은 이유는, 後者의 生殘率은 80세 이후에는 0이 되는 반면에 無配當死亡率은 男子의 경우에는 102세까지, 女子의 경우에는 108세까지 연장되기 때문이다.

17) 이 不等式에 대해서는 제시된 바와 같은 형태의 유일한 解가 존재한다. 解를 구하는 데 있어서는 LOTUS의 IRR函數를 이용하였다. 또한 年金이 퇴직후 6개월이 지난 다음부터 6개월마다 한번씩 지급되는 것으로 假定하였는데, 실제로는 퇴직 직후부터 每月 지급되기 때문에 이 假定 역시 δ를 과소추정하도록 만든다.

18) $S=240$이면서 年金을 선택한 경우에는 $\delta_i \leqq \underline{m}_i$ 대신 $\delta_i \leqq \overline{m}_i$를 式(15)의 右邊에 대입한다.

되는 累積分布函數를 갖는다면, 式(15)의 尤度函數 L은 다음과 같이 표현될 수 있다.19)

$$\begin{aligned}\log L = &\sum_{i\in P} \log F(\log(\underline{m}_i);\theta,x_i)\\ &+\sum_{i\in D} \log[F(\log(\overline{m}_i);\theta,x_i)\\ &-F(\log(\underline{m}_i);\theta,x_i)]\\ &+\sum_{i\in M} \log[1-F(\log(\overline{m}_i);\theta,x_i)] \quad \cdots\cdots\cdots\cdots(16)\end{aligned}$$

本 論文에서는 $\log\delta$가 평균이 $x'\gamma$이고 분산이 $\sigma^2\pi^2/3$인 로지스틱(logistic)分布를 갖는다고 가정하였다. 즉

$$\begin{aligned}F(z;\,\theta,x) &= \Pr(\log\delta \leq z)\\ &= [1+\exp(-\frac{z-x'\gamma}{\sigma})]^{-1},\\ \theta &= \begin{bmatrix}\gamma\\ \sigma\end{bmatrix} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(17)\end{aligned}$$

이다.20)

式(17)을 式(16)에 대입한 후 式(16)을 γ와 σ에 대하여 極大化함으로써 母數들을 추정할 수 있다.21) 다음 章에서는 推定에 사용한 資料에 대하여 설명하기로 한다.

19) 本 模型은 整列로짓模型(ordered logit model)의 계열에 속한다(Amemiya [1985], pp. 292~295).

20) 실제의 分布가 로지스틱分布를 따르지 않을 경우에 대비하기 위하여 母數推定值의 標準偏差는 White(1982)의 misspecification-robust covariance matrix를 사용하여 계산하였다.

21) 실제에 있어서는 式(16)을 γ, σ에 대하여 극대화하지 않고 γ/σ, $1/\sigma$에 대하여 극대화한 후, 이로부터 γ, σ의 推定值 및 分散行列을 계산하였다. 극대화에는 GAUSS의 MAX LIK 루틴을 사용하였다.

Ⅳ. 資　　料

本 論文에서 사용한 資料는 公務員年金管理公團에서 제공한 1993년의 退職者 파일과 公務員年金寄與金照見表에서 추출하였다. 추출된 標本의 數는 9,982개이며 이중 31.6%는 年金을, 27.2%는 控除一時金을, 41.2%는 一時金을 선택하였다.

이들 資料에서 추출한 變數들은 다음과 같다.

- *SEX* = 男子는 1, 女子는 2
- *AGE* = 退職者의 年齡
- *S* = 在職月數
- *W* = 最終報酬月額
- *SEOUL* = 退職前 勤務地가 서울이면 1, 기타 0
- *CITY* = 退職前 勤務地가 5大都市(부산, 대구, 인천, 광주, 대전)이면 1, 기타 0
- *EDU* = 教育職 公務員은 1, 기타 0
- *POL* = 警察職 公務員(警察, 消防公務員, 請願警察, 公安職公務員)은 1, 기타 0
- *BLU* = 技能職 公務員(技能職 및 雇傭職 公務員)은 1, 기타 0

각 變數의 평균, 표준편차, 최소값, 최대값은 〈表 1〉과 같다. 전체 퇴직자 중 教育公務員들의 비중은 33.6%이며, 教育公務員, 警察公務員, 技能職公務員 들을 모두

〈表 1〉 統計値

變數	平均	標準偏差	最小값	最大값
SEX	1.067	0.249	1.000	2.000
AGE	57.588	6.191	37.400	72.400
S	356.763	48.342	240.000	396.000
W	1,708,934.281	352,644.618	796,233.000	4,054,466.000
SEOUL	0.251	0.434	0.000	1.000
CITY	0.202	0.401	0.000	1.000
EDU	0.336	0.472	0.000	1.000
POL	0.131	0.337	0.000	1.000
BLU	0.098	0.297	0.000	1.000

〈表 2〉 相關係數

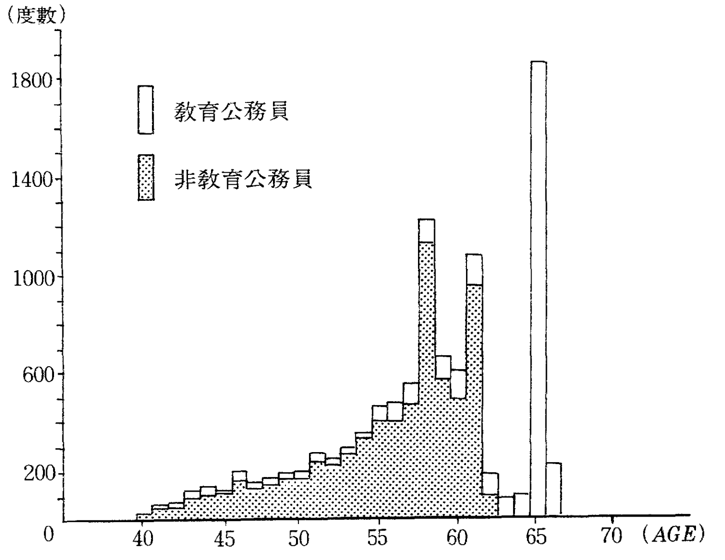
變數	*SEX*	*AGE*	*S*	*W*	*SEOUL*	*CITY*	*EDU*	*POL*	*BLU*
SEX	1.000	−0.133	−0.077	0.017	0.074	0.008	0.291	−0.099	−0.042
AGE	−0.133	1.000	0.692	0.594	−0.170	0.005	0.478	−0.245	−0.105
S	−0.077	0.692	1.000	0.583	−0.078	−0.010	0.297	−0.095	−0.234
W	0.017	0.594	0.583	1.000	−0.029	−0.034	0.564	−0.304	−0.486
SEOUL	0.074	−0.170	−0.078	−0.029	1.000	−0.291	−0.154	0.075	0.016
CITY	0.008	0.005	−0.010	−0.034	−0.291	1.000	0.012	0.077	0.042
EDU	0.291	0.478	0.297	0.564	−0.154	0.012	1.000	−0.276	−0.234
POL	−0.099	−0.245	−0.095	−0.304	0.075	0.077	−0.276	1.000	−0.128
BLU	−0.042	−0.105	−0.234	−0.486	0.016	0.042	−0.234	−0.128	1.000

〈表 3〉 log$W$의 回歸分析 結果

說明變數	全體標本		$AGE < 57.5$		$AGE \geqq 57.5$	
常數項	10.616	[176.432]	10.525	[120.986]	9.400	[42.548]
SEX	−0.047	[−13.119]	−0.034	[−7.065]	−0.033	[−6.406]
log*AGE*	0.320	[17.783]	0.288	[8.979]	0.677	[12.822]
log *S*	0.420	[29.688]	0.455	[20.907]	0.376	[20.124]
SEOUL	0.045	[12.987]	0.047	[9.154]	0.043	[9.759]
CITY	0.012	[4.227]	0.013	[2.300]	0.011	[3.508]
EDU	0.122	[46.986]	0.091	[20.304]	0.102	[22.095]
POL	−0.149	[−31.321]	−0.145	[−24.472]	−0.151	[−18.289]
BLU	−0.310	[−61.867]	−0.250	[−39.289]	−0.369	[−51.949]
R^2	0.708		0.525		0.753	
標本數	9,982		4,025		5,957	

註 : [ ] 안의 數는 White(1980)의 heteroskedasticity-robust t-값.

[圖 2] AGE의 分布



합하였을 때 이들의 비중은 56.5%이다. 나머지는 대개 一般職公務員들이다.

〈表 2〉는 變數들간의 相關係數를 보여준다.

一般職公務員들의 正規退職年齡은 58세이며, 61세까지 퇴직을 연기하는 것이 가능하다. 敎育公務員들의 正規退職年齡은 65세이다. [圖 2]는 퇴직자들의 연령분포를 보여준다. [圖 2]에 따르면 많은 非敎育職公務員들이 정규퇴직연령인 58세에 퇴직하며, 61세를 전후하여 이들의 퇴직이 대부분 종료된다. 반면 敎育公務員들은 상당수가 65세에 퇴직하는 것으로 나타나 있다.

〈表 3〉은 $\log W$를 여타 變數에 대하여 回歸分析해 본 결과를 제시한다. 〈表 3〉에 따르면 女子는 男子보다 임금수준이 낮다. 또한 임금은 在職期間과 年齡에 따라 증가하고, 서울 및 5大都市의 임금수준은 여타 지역에 비하여 높다. 또한 敎育公務員의 임금수준은 여타 公務員의 임금수준에 비하여 높으며, 반대로 警察公務員과 技能職公務員들의 임금수준은 상대적으로 낮다. 이러한 결과는 57.5세를 前後하여 全體標本을 두 部分標本으로 분할하여 각각에 대해서 回歸分析을 실시하였을 때에도 나타난다.

V. 推定結果

이제 式(17)에서 $x'\gamma$를 다음과 같이 정의하기로 한다.

$$E(\log \delta) = x'\gamma$$
$$= \gamma_1 + \gamma_2 SEX + \gamma_3 AGE + \gamma_4 \log W + \gamma_{10}\, SEOUL + \gamma_{11}\, CITY$$

〈表 4〉 式(18)의 推定結果

係數	全體標本		AGE < 57.5		AGE ≧ 57.5	
γ_1	4.315	[20.781]	7.784	[12.818]	4.094	[13.391]
γ_2	0.057	[7.009]	−0.092	[−3.586]	0.133	[15.151]
γ_3	−0.183	[−7.678]	−0.066	[−0.882]	−0.475	[−7.779]
γ_4	−0.390	[−23.393]	−0.658	[−13.436]	−0.296	[−17.877]
γ_{10}	−0.063	[−13,538]	−0.090	[−6.576]	−0.053	[−12.203]
γ_{11}	−0.010	[−2.218]	0.003	[0.193]	−0.013	[−3.262]
γ_{12}	0.164	[29.461]	0.344	[13.595]	0.134	[21.967]
γ_{13}	−0.008	[−1.327]	0.029	[1.831]	−0.041	[−5.847]
γ_{14}	0.025	[2.965]	0.051	[2.362]	0.028	[3.085]
σ	0.093	[58.108]	0.186	[26.235]	0.062	[51.259]
$\log L$	−10,131.69		−3,829.77		−5,795.29	
標本數	9,982		4,025		5,957	

註 : [ ] 안의 數는 White(1982)의 misspecification-robust t-값.

$$+\gamma_{12}\, EDU + \gamma_{13}\, POL + \gamma_{14}\, BLU \qquad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (18)$$

式(18)의 母數들을 추정한 결과는 〈表 4〉와 같다.

〈表 4〉에서 먼저 全體標本에 대한 결과를 보면, SEX의 係數인 γ_2의 推定値는 양(+)으로서 유의하다. 즉 여자의 δ는 남자의 δ보다 높다. 또한 $\log AGE$와 $\log W$의 係數(γ_3, γ_4)가 유의한 음(−)의 推定値를 갖는다는 사실은 나이가 많을수록[22] 또 報酬月額이 많을수록 δ가 감소한다는 것을 의미한다. 또한 서울에서 근무하였던 사람, 5大都市에서 근무하였던 사람, 여타 지방에서 근무하였던 사람들을 비교하였을 때 서울에서 근무하였던 사람들의 δ가 가장 낮으며 그 다음이 5大都市이고 맨 마지막이 여타 지방임을 알 수 있다. 또한 教育公務員과 技能職公務員의 δ는 一般職公務員의 δ에 비하여 상대적으로 높다.

여기에서 주목할 만한 점은 〈表 4〉의 係數推定値들이 갖는 符號는 〈表 3〉의 係數推定値가 갖는 符號와 반대인 경우가 대부분이라는 것이다. 예를 들어 〈表 3〉에서는 음(−)의 係數를 갖는 SEX와 BLU가 〈表 4〉에서는 양(+)의 係數를 가지며, 〈表 3〉에서는 양(+)의 係數를 갖는 $\log AGE$, $SEOUL$, $CITY$가 〈表 4〉에서는 음(−)의 係數를 가진다. $\log W$ 자체는 〈表 4〉에서 음(−)의 係數를 가진다. 즉 賃金水準을 높게 하는 각 要因은 時間割引率과 음(−)의

22) 나이가 많을수록 δ가 높다는 것은 각 個人의 생애에 있어 δ는 변하지 않지만 年齢集團(age cohort)간에 δ가 차이를 보인다는 것을 의미한다.

상관관계가 있으며, 賃金水準 자체 역시 時間割引率과 음(－)의 상관관계가 있다.

그러나 이에 대한 例外가 있는데, 그것은 教育公務員들의 경우이다. *EDU*의 係數는 〈表 3〉에서 양(＋)이며 〈表 4〉에서도 양(＋)이다. 즉 教育公務員들은 賃金水準도 높지만 時間割引率도 높다. 時間割引率이 높다는 것은 바꾸어 말하면 一時金을 많이 선택하였다는 것인데, 이것은 앞의 Ⅱ章에서 설명한 것처럼 教育公務員들이 私立學校로 轉職하면서 一時金을 지급받아 이를 私學年金에 납입하기 때문에 나타난 결과일 수 있다. 만일 이것이 사실이라면 高年齡層일수록 年金을 선택하는 경향이 커야 한다. 高年齡層은 私立學校로 轉職하는 경우가 상대적으로 적고 대개 완전 은퇴한다고 생각되기 때문이다.

〈表 4〉의 두번째 列과 세번째 列은 全體標本을 57.5세를 기준으로 분리하여 각각의 경우에 式(18)을 추정한 결과를 보여준다. 이 두 列에서 *EDU*의 係數를 비교해 보면, 57.5세 미만의 경우 그 推定値가 57.5세 이상의 경우에 비하여 2.5배에 달함을 알 수 있다. 즉 젊은 퇴직자들은 나이많은 퇴직자에 비하여 時間割引率이 높은 것으로 나타나며, 이는 앞에서 설명한 대로 轉職으로 인해 一時金을 선택하는 경우가 많기 때문인 것으로 보인다.

그러나 57.5세 이상의 경우에도 *EDU*는 통계적으로 매우 유의한 양(＋)의 係數推定値를 갖는다. 즉 이들의 경우에도 一般職公務員들에 비해 一時金을 선택하는 경향이 강하다. 따라서 教育公務員들은 轉職의 경우가 아니더라도 유난히 一時金을 선호하는 것으로 보인다.

〈表 4〉에서 또 주의해야 할 점은 *SEX*의 係數推定値가 두 部分標本에서 반대의 符號를 갖는다는 점이다. 즉 57.5세 미만의 계층에서는 推定値가 음(－)인 데 반하여 57.5세 이상의 계층에서는 양(＋)이다. 또한 $\log AGE$와 $\log W$의 係數推定値도 符號는 동일하지만 그 絕對값이 많이 변하였다. 이와 같은 결과는 年齡에 따라 係數값들이 변한다는 것을 보여준다. 또한 여기에는 보고하지 않았으나 最終報酬에 따라서도 係數값이 변하는 것으로 밝혀졌다. 즉 *W*의 평균값을 기준으로 全體標本을 두 개의 部分標本으로 분할하여 模型을 추정하였을 때에도 두 部分標本간에 係數推定値가 차이를 보였다. 이와 같은 점을 고려하여 이번에는 *SEX*, $\log AGE$, $\log W$의 自乘項과 交叉項(cross product terms)을 식에 포함시켜 다음의 式을 추정하였다.

$$
\begin{aligned}
E(\log\delta) = {} & \gamma_1+\gamma_2 SEX+\gamma_3\log AGE \\
& +\gamma_4\log W+\gamma_5(\log AGE)^2 \\
& +\gamma_6(\log W)^2+\gamma_7(SEX\cdot\log AGE) \\
& +\gamma_8(SEX\cdot\log W)+\gamma_{10}SEOUL \\
& +\gamma_{11}CITY+\gamma_{12}EDU+\gamma_{13}POL \\
& +\gamma_{14}BLU\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(19)
\end{aligned}
$$

이와 같이 하였을 때 ε_{SEX}, ε_{AGE}, ε_W를 다음과 같이 정의하자.

〈表 5〉 式(19)의 推定結果

係 數	全體標本		非教育公務員		教育公務員	
γ_1	−14.555	[−1.461]	18.657	[1.333]	−86.703	[−1.918]
γ_2	−4.368	[−6.250]	−6.862	[−4.407]	−2.380	[−1.986]
γ_3	−5.640	[−3.596]	−18.171	[−6.732]	−0.050	[−0.009]
γ_4	4.132	[3.022]	3.167	[1.774]	12.491	[1.780]
γ_5	−0.008	[−0.038]	0.817	[2.902]	−1.123	[−2.305]
γ_6	−0.209	[−4.212]	−0.243	[−3.885]	−0.529	[−1.849]
γ_7	0.694	[8.393]	0.733	[3.777]	0.576	[5.635]
γ_8	0.114	[1.820]	0.280	[2.121]	0.008	[0.078]
γ_9	0.331	[2.271]	0.757	[3.806]	0.571	[0.955]
γ_{10}	−0.065	[−14.152]	−0.068	[−10.634]	−0.052	[−8.730]
γ_{11}	−0.011	[−2.302]	−0.001	[−0.191]	−0.018	[−3.487]
γ_{12}	0.170	[25.516]	−	−	−	−
γ_{13}	−0.011	[−1.819]	−0.008	[−1.039]	−	−
γ_{14}	0.043	[4.672]	0.053	[4.796]	−	−
σ	0.090	[57.993]	0.109	[44.567]	0.058	[35.919]
$\log L$	−10,008.89		−6,761.20		−3,068.44	
標本數	9,982		6,633		3,349	
$\bar{\varepsilon}_{SEX}$	0.093	[9.159]	0.089	[2.954]	0.145	[14.469]
$\bar{\varepsilon}_{AGE}$	−0.207	[−5.605]	−0.038	[−0.676]	−0.439	[−5.812]
$\bar{\varepsilon}_{W}$	−0.403	[−21.618]	−0.402	[−19.003]	−0.514	[−8.909]

註 : [ ] 안의 수는 White(1982)의 misspecification-robust t-값.
$\bar{\varepsilon}_{SEX}$, $\bar{\varepsilon}_{AGE}$, $\bar{\varepsilon}_{W}$는 SEX의 算術平均값과 AGE, W의 中位數에서 계산한 ε_{SEX}, ε_{AGE}, ε_{W}의 값임.

$$\varepsilon_{SEX} \equiv \frac{\partial E(\log \delta)}{\partial SEX} = \gamma_2 + \gamma_7 \log AGE + \gamma_8 \log W,$$
$$\varepsilon_{AGE} \equiv \frac{\partial E(\log \delta)}{\partial \log AGE} = \gamma_3 + 2\gamma_5 \log AGE + \gamma_7 SEX + \gamma_9 \log W,$$
$$\varepsilon_{W} \equiv \frac{\partial E(\log \delta)}{\partial \log W} = \gamma_4 + 2\gamma_6 \log W + \gamma_8 SEX + \gamma_9 \log AGE \quad \cdots(20)$$

ε_{SEX}, ε_{AGE}, ε_{W}는 각각 SEX, AGE, W가 δ에 미치는 영향을 표시한다.

〈表 5〉는 式(19)의 係數推定値를 보여주고 있다. 또한 '평균적인' 경우에, 즉 SEX, AGE, W의 '평균값'을 대입하였을 때 式(20)의 값도 보여준다. 여기에서 SEX의 '평균값'으로는 算術平均을 사용하였으나 AGE와 W의 '평균값'으로는 中位數(median)를 사용하였다.[23] 〈表 5〉에서는 또한 敎育公務員과 非敎育公務員을 구분하여 각각에 대하여 式(19)를 추정하였다.

23) 전체표본의 경우에 SEX, AGE, W의 '평균값'은 각각 1.067, 58.3, 1,707,683이고, 非敎育公務員의 경우에는 각각 1.015, 57.2, 1,535,866이며, 敎育公務員의 경우에는 각각 1.168, 58.3, 2,080,800이다.

〈表 5〉에서 非敎育公務員과 敎育公務員의 係數推定値를 비교해 보면, 양자간에 상당히 많은 차이가 있음을 발견할 수 있다. 또한 尤度比檢定(likelihood ratio test)을 사용하여 $\gamma_2 \sim \gamma_{11}$와 δ가 양자간에 同一하다는 假說을 검증해 보면, 尤度比값은 358.5로서 p-값이 10^{-10} 이하이다. 따라서 非敎育公務員과 敎育公務員의 標本을 통합하여 模型을 추정하는 것(表 5의 첫째 列)은 큰 의미가 없다고 생각되며, 아래에서는 〈表 5〉의 둘째 列과 셋째 列을 중심으로 推定結果를 설명하기로 한다.

〈表 5〉의 둘째 列에 있는 非敎育公務員의 경우를 보면, $\bar{\varepsilon}_{SEX}$는 양(+)으로서 유의하다. 즉 '평균적인' 경우에 女子들은 男子보다 時間割引率이 높다. 또한 $\bar{\varepsilon}_{AGE}$의 t-값은 -0.676에 불과하므로 평균적인 경우에 年齡은 時間割引率에 큰 영향을 미치지 못하는 것으로 보인다. 또한 $\bar{\varepsilon}_{W}$은 음(−)으로서 유의하므로 평균적인 경우에 報酬月額이 많을수록 時間割引率은 감소하는 것으로 나타났다.

報酬月額이 時間割引率에 음(−)의 영향을 미친다는 사실은 〈表 4〉 및 〈表 5〉에서 공통적으로 나타나는 현상이다. 또한 여기에 보고되지는 않았으나 標本을 더 細分하여 模型을 추정한 경우에도 이러한 현상이 나타났다. 따라서 이 결과는 상당히 신뢰할 만한 것으로 보인다.

24) 앞에서 언급한 바와 같이 $\hat{\delta}$는 年率(anuual rate)로 표시되었다.

다음으로 *SEOUL*, *CITY*, *POL*, *BLU*의 係數推定値를 살펴보면, 이들의 符號 및 絶對값은 〈表 4〉의 결과와 대체적으로 일치함을 알 수 있다. 즉 *SEOUL*은 음(−)의 係數推定値를 가지며, *BLU*는 양(+)의 係數推定値를 갖는다. *CITY*와 *POL*의 係數推定値는 통계적으로 유의하지 않다.

〈表 5〉의 셋째 列에 나타나 있는 敎育公務員들에 대한 추정결과는 非敎育公務員들의 추정결과와 符號에 있어서는 유사하다. 그러나 絶對값에 있어서는 큰 차이를 보인다.

다음에는 〈表 5〉의 둘째 列과 셋째 列의 係數推定値를 사용하여 $E(\delta)$를 추정하였다. 앞에서 가정한 것처럼 $\log\delta$가 평균이 $x'\gamma$이고 분산이 $\sigma^2\pi^2/3$인 로지스틱分布를 가졌을 때, $E(\delta)$는 다음과 같다(Mood, Graybill, and Boes[1982], p. 543).

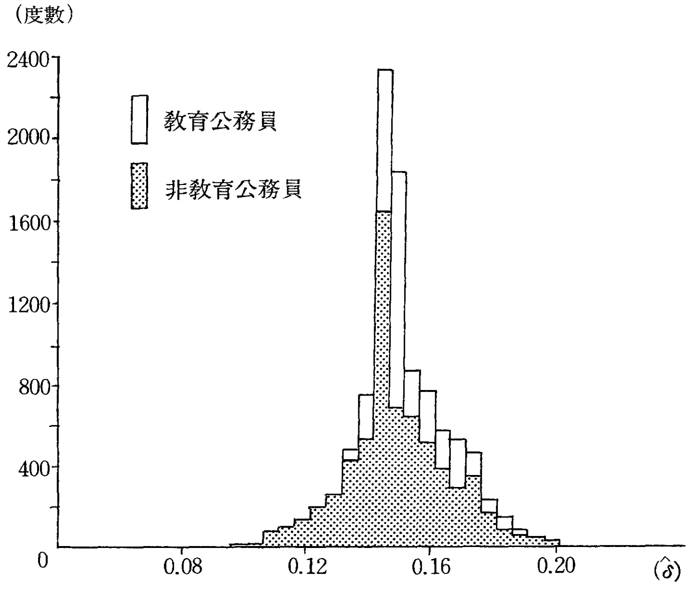
$$E(\delta) = \exp(x'\gamma)\ \pi\sigma\ \csc(\pi\sigma) \qquad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (21)$$

따라서 $E(\delta)$의 추정치 $\hat{\delta}$는 式(21)에 〈表 5〉의 母數推定値를 대입함으로써 구할 수 있다. [圖 3]은 이렇게 계산된 $\hat{\delta}$의 度數分布를 보여준다.[24] [圖 3]에서 보면 全體標本에서 $\hat{\delta}$의 最頻區間(mode)은 0.140~0.145이다. 이 區間은 또한 非敎育公務員 집단에서 $\hat{\delta}$의 最頻區間이기도 하다. 반면 敎育公務員에서 $\hat{\delta}$의 最頻區間은 0.145~0.150이다. 〈表 6〉은 $\hat{\delta}$의 統計値를 보여준다.

〈表 6〉 $\hat{\delta}$의 統計値

	平 均	標準偏差	最小값	最大값
非教育公務員	0.148	0.017	0.077	0.226
教育公務員	0.151	0.011	0.122	0.192

[圖 3] $\hat{\delta}$의 分布



Ⅵ. 結果에 대한 論議

1. 時間割引率의 絶對水準

[圖 3]에 따르면 時間割引率은 평균적으로 0.140~0.145에 이른다. 非教育公務員의 경우에 $\hat{\delta}$의 中位數는 0.144이며, 이를 時間割引要素(β)로 계산하면 0.874이다. 이를 기준으로 n년후의 1단위 소비에 대한 期待效用을 계산하면 그 결과는 〈表 7〉과 같다.

〈表 7〉에 따르면 40세 남성의 경우 20년 후인 60세에 1단위를 소비함으로써 얻는 期待效用은 현재 1단위를 소비할 때 얻는 效用의 5.4%에 불과하다. 또한 현재 연령이 65세인 경우에는 85세에 1단위를 소비할 때의 期待效用이 현재 1단위를 소비할 때 얻는 效用의 0.8%에 불과하다.[25)]

이와 같은 결과는 상당히 保守的인 假定

25) 이처럼 현재 연령이 높을수록 기대효용이 감소하는 것은 미래의 生存確率이 줄어들기 때문이다.

〈表 7〉 $\beta=0.874$일 때 n年後의 1單位 消費가 주는 期待效用

n	β^n	現在年齡		
		40세	55세	65세
0	1.000	1.000	1.000	1.000
1	0.874	0.871	0.859	0.839
2	0.764	0.759	0.737	0.701
5	0.510	0.500	0.460	0.398
10	0.260	0.245	0.200	0.139
15	0.133	0.117	0.080	0.040
20	0.068	0.054	0.028	0.008
25	0.035	0.023	0.008	0.001
30	0.018	0.009	0.002	0.000
35	0.009	0.003	0.000	0.000

註 : 오른쪽의 세 列은 β^n에 生殘率을 곱하여 구하였음. 生殘率은 男性의 生殘率을 사용하였음.

〈表 8〉 相對危險忌避度와 $\bar{m}$

相對危險忌避度	0.0	0.5	1.0	2.0	4.0
$\bar{m}$	0.203	0.446	0.652	1.091	2.217

註 : 재직기간이 20년인 40세 남자의 경우임. 퇴직전 資産과 기타소득이 모두 0이고, 實質利子率은 5%임.

下에서 얻어진 것이다. 즉 本 論文에서는 流動性의 制約과 線型(危險中立的)效用函數의 假定下에서 時間割引率을 추정하였다. 이러한 假定을 완화하면 時間割引率은 더욱 높게 추정된다. 예를 들어 效用函數가 線型이 아니라 CRRA(constant relative risk aversion)形態를 가졌으며, 퇴직전의 資産이 0이고 기타소득도 0이며, 實質利子率이 5%라고 가정하자. 이 경우 재직기간이 20년인 40세 남자의 $\bar{m}$는 相對危險忌避度가 변함에 따라 〈表 8〉과 같이 변한다.

相對危險忌避度가 0이라는 것은 效用函數가 線型임을 의미한다. 이때에 $\bar{m}$는 0.203이며, 相對危險忌避度가 증가할수록 $\bar{m}$는 기하급수적으로 커져서 相對危險忌避度가 2.0일 때는 약 다섯배인 1.091이 된다. 따라서 만일 相對危險忌避度가 2라고 가정하고 時間割引率을 추정하였다면 그 推定値는 本 論文에서 추정한 결과보다 약 다섯 배 정도 클 수 있음을 짐작할 수 있다.

2. 最終俸給과 時間割引率

앞의 추정결과는 最終俸給이 높을수록 時間割引率이 감소함을 보여준다. 이러한 결과는 여러가지 요인에 기인할 수 있다. 예

를 들어 效用函數가 非線型이며 最終俸給이 퇴직전의 資產額과 양(+)의 상관관계에 있다면, 실제에 있어 最終俸給이 時間割引率과 전혀 무관함에도 불구하고 이러한 현상이 나타날 수 있다. [圖 1]에 예시되어 있는 2期模型의 경우에 資產이 0이 아니라면 點 G와 E는 資產額만큼 오른쪽으로 이동하며 그 결과 AB 부분의 크기가 커진다.[26] 따라서 等效用曲線과 豫算制約線이 AB線上에서 만날 가능성이 커지며, 이는 年金을 선택할 가능성이 커짐을 의미한다.[27] 즉 동일한 時間割引率을 가지더라도 資產額이 많으면 年金을 선택할 가능성이 더 크며, 이러한 차이를 무시하고 時間割引率을 추정하면 時間割引率이 貯蓄額 및 最終俸給에 따라 감소하는 것으로 나타날 수 있다.

이외에도 여러가지 가능성을 상정할 수 있다. 특히 앞에서 언급한 非分割財의 문제 및 流動性의 문제는 最終俸給이 클수록 그 중요성이 감소할 수 있으며, 그 결과 最終俸給이 클수록 時間割引率과는 무관하게 一時金보다 年金을 선호하는 경향이 나타날 수 있다. 이 경우 역시 時間割引率은 最終俸給에 따라 감소하는 것으로 추정될 것이다.

26) 기타소득에 변화가 없다면 OI는 변하지 않는다.

27) 특히 효용함수가 CRRA함수와 같이 homothetic하다면 資產額이 충분히 클 때 等效用曲線이 예산제약선과 AB線上에서 접하게 됨을 보일 수 있다.

Ⅶ. 結　　論

本 論文에서는 몇가지의 단순한 假定下에 퇴직공무원들의 時間割引率을 추정해 보았다. 그 결과 평균적으로 時間割引率이 0.14~0.15임을 발견하였는데, 이는 대부분의 硏究에서 발견한 것보다 매우 높은 수준이다. 예를 들어 個人別로 추정된 時間割引率의 中位數인 0.144를 적용했을 때 20년후의 消費는 현재 소비에 비해 6.8% 이하의 效用을 주게 된다.

만일 效用函數가 CRRA函數의 형태를 가졌거나 미래의 年金所得을 담보로 貸出을 받을 수 있다면 실제의 時間割引率은 本 論文의 推定値보다 클 것으로 예상된다. 반면 非分割財의 존재로 인해 一時金을 선택할 수밖에 없는 퇴직자들이 많거나 또는 一時金을 투자하여 年金所得보다 더 높은 現金流入을 실현할 수 있다고 믿는 퇴직자들이 많다면 실제의 時間割引率은 本 論文의 推定値보다 작을 것으로 예상된다. 이러한 퇴직자들이 얼마나 많은가는 개별적인 설문조사를 통해서만 파악될 수 있다.

그러나 이러한 가능성을 고려하더라도 本 論文의 결과는 時間割引率이 기존의 硏究에서 추정한 수준보다 훨씬 높을 수 있음을 보여준다. 실제로 時間割引率의 수준이 本 論文에서 제시하는 바와 같다면, 미래의 소비보다는 현재의 소비에 치중하게 되므로 長期貯蓄에 힘쓰지 않게 된다. 일례로 지난

6월부터 실시되고 있는 個人年金制度의 中途解約이 크게 증가하고 있는 것(『每日經濟新聞』, 1994. 9. 30.)은 자발적인 長期貯蓄이 뿌리내리기 힘든 현실을 반영한다고 하겠다.[28] 이러한 상황에서는 개인의 老後生活安定을 자발적인 貯蓄에 의존하기보다 公的年金制度 또는 企業年金制度를 도입하여 강제적인 老後對備 貯蓄手段을 제공하는 것이 바람직할 것이다. 이러한 年金制度는 老人들이 경제적인 이유 때문에 社會의 疏外階層으로 전락하는 것을 방지하는 데 큰 역할을 할 것으로 기대된다.

우리나라의 퇴직공무원들에 관한 자료를 사용하여 추정한 本 論文의 결과가 다른 階層의 경우에 또는 外國의 경우에 그대로 적용되지는 않을 것이다. 공무원들의 경우에 국한하더라도 시간이 지남에 따라 평균적인 時間割引率은 감소하는 것으로 판단되는데, 이는 年金選擇率이 점차 증가하고 있기 때문이다. 예를 들어 10년전에는 年金과 控除一時金 선택자의 비율이 30% 정도였으나 이제는 50%를 넘어서고 있다(公務員年金管理公團, 1993). 이러한 年金選擇率의 증가는 한편으로 實質賃金이 상승함에 따라 나타나는 현상이기도 하겠으나,[29] 老後生活의 중요성에 대한 인식이 점차 확산되어 老後消費에 대한 時間割引率이 감소하는 것에도 기인할 것이다. 앞으로 時間割引率의 推移를 살펴보는 것은 매우 흥미로운 일이 될 것임에 틀림없다.

28) 물론 개인연금의 中途解約이 증가하고 있는 것은 實施 初期에 개인연금 취급기관들이 무조건 팔고보자는 식으로 거의 강매하다시피 年金商品을 팔았기 때문일 수 있다. 또 역사적으로 物價上昇率이 높았기 때문에 장기적 금융상품에 대한 一般人들의 신뢰도가 낮은 것도 개인연금에 대한 수요를 억제하는 요인일 수 있다.

29) 本 論文이 발견한 報酬月額과 時間割引率 사이의 부(－)의 상관관계라는 관점에서.

▷ 參 考 文 獻 ◁

公務員年金管理公團, 『年報』, 1993.

Amemiya, Takeshi, *Advanced Econometrics,* Harvard University Press: Cambridge, Mass., 1985.

Epstein, Larry G. and Stanley E. Zin, "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework," *Econometrica,* 57, 1989, pp. 937～969.

______, "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis," *Journal of Po-*

litical Economy, 99, 1991, pp. 263~286.

Hansen, Lars Peter and Kenneth J. Singleton, "Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns," *Journal of Political Economy,* 91, 1983, pp. 249~265.

Mood, Alexander, Franklin A. Graybill, and Duane C. Boes, *Introduction to the Theory of Statistics,* 3rd edition, McGraw-Hill: London, 1974.

White, Halbert, "Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models," *Econometrica,* 50, 1982, pp. 1~25.

______, "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica,* 48, 1980, pp. 817~838.