

---

# GMM을 이용한 危險回避係數 推定 - 國民年金에서의 示唆點 -

尹 錫 明

---

합리적기대(Rational Expectations)를 이용하여 관찰 가능한 표본으로부터 母數를 추정하는 방법인 GMM(Generalized Method of Moments) 추정방식은 추정대상에 대한 확률분포의 情報없이도 一致推定量(Consistent Estimators)의 속성을 지니는 모수를 추정해 낼 수 있다는 면에서 매우 효과적인 추정방법이다.

GMM 추정방법을 이용하여 추정되는 위험회피계수( $\nu$ )는 상이한 두 기간 동안 消費의 상대가격 변화에 따른 消費의 변화를 파악한다. 환언하면, 위험회피계수는 저축 유인의 변화에 따라 우리나라 국민들이 소비 및 저축에 대해 반응하는 정도를 측정해 줄 수 있는 지표이다.

본 연구에서는 1981년 1/4분기부터 1997년 4/4분기까지 회사채 유통수익률의 분기별 자료를 이용하여 우리나라 국민들의 시간선호율 및 위험회피계수를 추정하였다. 경제활동인구 및 총인구를 이용하여 추정한 위험회피계수( $\nu$ )는 각각 0.492와 0.496으로 나타나고 있다. 이는 국민연금의 세대간 후생분석에서 흔히 사용되고 있는 위험회피계수 값인 0.1~0.25에 비해 매우 큰 수치이다. 위험회피계수가 이와 같이 큰 경우 국민연금제도의 도입이 자본축적과 노동공급 행위에 왜곡을 적게 미치게 된다. 따라서 국민연금제도의 도입이 세대간·세대내 소득계층별 후생수준을 크게 감소시킬 것이라는 기존의 연구는 후생수준 감소효과를 실제보다 과장하고 있음을 시사한다.

◎ 주요용어: GMM, 합리적기대, 위험회피계수, 국민연금제도

---

筆者: 本院 責任研究員

▶ 원고를 검독하여 주신 尹炳植 研究委員과 元鍾旭 副研究委員께 감사드립니다.

## I. 序論

본 연구에서는 GMM(Generalized Method of Moments) 추정방법을 이용하여 우리 나라 국민들의 현재와 미래소비에 대한 시간선호율 및 위험회피계수( $\gamma$ )를 추정하고 있다. 합리적 기대(Rational Expectations)를 이용하여 관찰 가능한 표본으로부터 母數를 추정하는 방법인 GMM 추정방식은 추정대상에 대한 확률분포 정보 없이도 일치추정량(Consistent Estimators)의 속성을 지니는 母數를 추정해 낼 수 있다는 면에서 매우 효과적인 추정방법이다. 일생 동안의 효용을 극대화하는 과정에서 유도되는 현재와 미래에 대한 시간선호율 및 위험회피계수 추정은 시간선호율이 효용함수에 대해 비선형(Non-linear)이기 때문에 선형모형을 추정하는 최소자승법(OLS) 추정방식에 의한 모수 추정이 불가능하다. 최소자승법과 함께 널리 사용되고 있는 최우법(MLE) 역시 자산가격결정모형(Asset Pricing Model)에서의 今期貯蓄이 유발하는 미래 수익률에 대한 확률밀도함수(p.d.f.) 관찰이 불가능함에 따라 동 방법에 의한 시간선호율 및 위험회피계수 추정이 불가능하다.

이러한 문제점을 인식하여 본 연구에서는 불변상대위험기피(CRRA: Constant Relative Risk Aversion) 효용함수 가정하의 GMM 추정방법에 따라 우리 나라 국민계정 최종소비지출 자료 및 회사채 유통수익률 자료를 이용하여 현재 소비와 미래 소비에 대한 시간선호율 및 위험회피계수를 추정하고 있다. 동 방법을 이용하여 위험회피계수를 파악하는 경우 파악된 위험회피계수를 통해 우리 나라 국민들이 일생 동안 효용을 극대화하기 위해 貯蓄誘因에 변화가 있는 경우 현재 소비와 미래 소비에 각각 어느 정도의 가중치를 두고 있는 지를 알 수 있게 된다. 즉, GMM 추정방법을 통해 시간선호율 및 위험회피계수가 추정되는 경우 국민연금제도의 도입이 세대간 및 세대내 소득계층별 후생수준에 미치는 효과를 분석하기 위한 기초자료로 사용될 수 있다.

한편 Auerbach and Kotlikoff(1987) 모형을 이용하여 우리 나라 국민연금제도 도입이 세대간·세대내 소득계층별에 미치는 후생효과를 분석한 기존의 연구는 미국에서 이용되고 있는 위험회피계수를 사용하고 있다(전영준, 1997; 1998). 그러나 세대간·세대내 소득계층별 후생효과 분석에서 위험회피계수의 크기는 자본축적과 노동공급을 통해 세대간 후생수준에 직접적인 영향을 미치기 때문에 외국에서 추정된 위험회피계수를 우리 나라에 그대로 적용하는 경우 분석결과의 신빙성에 문제가 야기될 수 있다.

전영준(1997)이 지적했듯이 위험회피계수를 통해 유도되는 기간간 대체탄력성(Intertemporal Substitution Elasticity)이 높은 경우에는 균형자본축적량이 높고 또한 자본축적량 변동에 대한 균형이자율의 변동이 적어 이로 인해 발생하는 노동행위의 왜곡이 적기 때문에 국민연금제도가 도입되는 경우 대체탄력성이 낮은 경우와 비교시 후생수준이 균형상태에서 높게 나타나게 된다.

이러한 문제 의식하에 국민연금제도 도입이 우리 나라 세대간 소득계층별 후생수준에 미칠 효과를 분석하고 있는 기존의 연구가 미국의 위험회피계수를 이용하고 있다는 점에 주목하여 우리 나라 국민들의 위험회피계수를 추정하였다는 것이 본 논문의 연구 의의라고 하겠다.

## II. 資產價格決定模型(Asset Pricing Model)

경제주체가 무한한 시간대에서 효용을 극대화하기 위해 每期 소비와 저축을 최적화하는 다음과 같은 자산가격결정모형(Asset Pricing Model)을 상정해 보자.<sup>1)</sup>

---

1) 자산가격결정모형에 관한 상세한 설명을 원하는 독자는 Thomas J. Sargent의 *Dynamic Macroeconomic Theory*(1987)을 참고하기 바람.

$$\text{Max } E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t), \quad 0 < \beta < 1,$$

$$\text{subject to } A_{t+1} = R_t(A_t - C_t)$$

단,  $U(c_t)=C_t$ ,  $A_t$ ,  $R_t$ 는 특정형태의 확률과정(Stochastic Process)으로 정의됨.  $E$ 는 경제주체들의 기대치를 표시하며,  $C_t$ 는  $t$ 기의 소비,  $A_t$ 는  $t$ 기에 보유하고 있는 자산(The Amount of An Asset),  $R_t$ 는  $t$ 기와  $t+1$ 기 사이에 보유하고 있는 자산의 실질 총수익률(The Real Gross Rate of Return on The Asset between Dates  $t$  and  $(t+1)$ )

$C_t$ ,  $R_t$ 에 관한 관측값(Observed Values)이 주어진 상황에서  $\beta$ 를 추정해야 하는 문제를 생각해 보자.  $\beta$ 가 비선형함수이기 때문에 고전적인 선형모형(Classical Linear Framework)을 다루는 OLS 추정방법은 적당한 추정방법이 아니며, 최우법(MLE: Maximum Likelihood Estimation) 역시  $R_t$ 의 확률밀도함수(p.d.f.)에 대한 정보가 없기 때문에 적당한 추정방법이 아니다.

상기 모형에서 비선형함수인  $\beta$ 를 추정하기 위해 Hansen(1982)에 의해 개발되어 후속 연구자들에 의해精緻化되어 일반화된 모멘트 방법(GMM: Generalized Method of Moments)이 널리 사용되고 있다. 이하에서는 GMM 추정방법을 간략히 살펴보도록 한다.

### III. GMM을 利用한 動態的인 合理的 期待模型 (Estimation of Dynamic Rational Expectations Models) 推定方法

사람들의 행동은 흔히 미래에 대한 그들의 기대(Expectations)에 의해

영향받지만 현실적으로 우리는 이러한 기대 행위를 직접 관찰할 수 없다. 그러나 사람들이 미래를 예측함에 있어 생겨나는 예측오차(Forecasting Error)가 예측자들에게 예측시점에 이용 가능한 정보와 상관되어 있지 않다는 의미로서 기대가 합리적(Rational)이라면 행태모형(Behaviorial Models)을 추정하고 검증하는 것이 가능하다. 사람들이 실제로 사용하고 있는 정보집합의 부분집합(Subset)을 계량경제학자들이 관찰할 수 있는 한 합리적 기대가설(Rational Expectations Hypothesis)은 GMM 추정방법에서 사용될 수 있는 대각조건들(Orthogonality Conditions)을 제시해 준다.

이하에서는 GMM 추정방법에 앞서 Hansen and Singleton(1982)에 의해 연구된 자산선택(Portfolio Decision) 결과를 이용한 시간선택효율 추정을 간략하게 살펴보고자 한다.<sup>2)</sup>  $c_t$ 는  $t$ 기 동안 특정소비자의 소비재에 대한 전체 지출을 표시하며, 동 소비자가 이러한 소비지출로부터 얻는 만족 또는 효용이 효용함수  $u(c_t)$ 에 의해 표시된다고 하자. 한편 효용함수가 다음과 같은 일반적인 가정을 충족시킨다고 하자.

$$\frac{\partial u(c_t)}{\partial(c_t)} > 0, \quad \frac{\partial^2 u(c_t)}{\partial(c_t)^2} < 0$$

이러한 가정 하에서 특정 소비자는 식 (1)을 극대화함으로써 일생 동안의 효용을 극대화한다고 가정하자.

$$\sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau} E\{ u(c_{t+\tau}) | X_t^* \} \dots\dots\dots$$

(1)

단,  $X_t^*$ 는  $t$ 시점에 상기 소비자에게 이용 가능한 모든 정보(All The Information)를 나타내며,  $\beta$ 는  $0 < \beta < 1$ 을 만족하는

---

2) Hansen and Singleton(1982)의 미국 자료를 이용한 GMM 추정방법에 대한 설명이 Hamilton(1994)에 자세히 기술되어 있음. GMM 추정방법 개요는 Hamilton(1994)을 참조하였음.

모수임.  $\beta$ 값이 적을수록 미래소비에 대한 가중치가 적음.

$t$ 시점에서 일생 동안의 효용을 극대화하려는 특정 소비자는 최적 소비·저축 행태의 일환으로서  $m$  종류의 자산 중 어느 자산에 투자할 것인가를 결정해야 한다. 여기서 시점  $t$ 에 자산  $i$ 에 투자된 1원은 시점  $t+1$ 에  $(1+r_{i,t+1})$ 의 총 수익률을 얻을 것이라고 가정되며, 시점  $t$ 에서는 상기 수익률에 대한 확실한 정보를 얻는 것이 불가능하다고 가정한다. 특정 소비자가 이들  $m$ 개의 자산 모두에 투자한다고 가정하는 경우의 최적포트폴리오(Optimal Portfolio)는 식 (2)로 유도된다.

$$u'(c_t) = \beta E\{(1+r_{i,t+1})u'(c_{t+1}) | X_t^*\} \text{ for } i=1, 2, \dots, m, \dots \dots \dots (2)$$

단,  $u'(c_t) = \partial u / \partial c_t$ 임.

흔히 오일러 방정식이라 불리는 최적화의 1차 조건인 상기 식이 충족될 때에만 효용극대화를 달성할 수 있다.<sup>3)</sup> 이제 식(1)의 효용함수가 다음과 같이 주어진다고 가정하자.

$$u(c_t) = \frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \text{ for } \gamma > 0 \text{ and } \gamma \neq 1,$$

$$u(c_t) = \log c_t \text{ for } \gamma = 1$$

상기 효용함수에서 상대위험회피계수(Coefficient of Relative Risk Aversion)라 불리는 모수  $\gamma$ 는 일정(constant)하며,  $u(c_t)$ 는 불변상대위험기피(CRRA:

---

3) 흔히 오일러 방정식이라 불리는 최적화의 1차 조건인 상기 식을 이해하기 위해 식 (2)를 만족하지 않는 경우를 가정해 보도록 하자. 구체적으로 차변(Left Side)이 대변(Right Side)보다 적은 경우를 상정하여 합리적인 소비자가 시점  $t$ 에 1원을 더 저축하여 자산  $i$ 에 투자하는 경우를 살펴보자. 특정 소비자가 이러한 소비·저축 행태를 취하는 경우 시점  $t$ 에서의 소비가 1원 감소하는 반면[식 (2) 왼편에 주어진 값에 의해 식 (1)을 감소시킴],  $t+1$ 기의 소비는  $(1+r_{i,t+1})$ 에 의해 증가한다[식 (2)의 대변에 의해 주어진 값에 의해 식 (1)을 증가시킴]. 식 (2)의 차변이 대변보다 적은 경우 소비자의 목적함수인 식 (1)의 효용은 증가할 것이다. 따라서 식 (2)가 충족될 때만 특정 소비자는 효용 극대화라는 목표를 달성하게 된다.

Constant Relative Risk Aversion) 효용함수로 알려져 있다. 이러한 효용함수를 식 (2) 형태로 표현하면 식 (2)는 식 (3)으로 대체된다.

$$c_t^{-\gamma} = \beta E\{(1+r_{i,t+1}) c_{t+1}^{-\gamma} | X_t^*\} \dots\dots\dots (3)$$

이제 식 (3)을  $c_t^{-\gamma}$ 로 나누면 식 (4)가 유도된다.

$$1 = \beta E\{(1+r_{i,t+1}) (c_{t+1}/c_t)^{-\gamma} | X_t^*\} \dots\dots\dots (4)$$

식 (4)에서  $c_t$ 는  $X_t^*$ 에 포함된 정보에만 의존하는 의사결정을 나타내기 때문에 조건부 기대 연산자(Conditional Expectations Operator) 안으로 이동할 수 있다. 한편 식 (4)는 식 (5)로 표시되는 확률변수(Random Variable)가 특정소비자가 보유하는 특정자산  $i$ 를 위한 정보집합  $X_t^*$ 에 포함되는 변수와 상관되지 않기(Uncorrelate)를 요구한다.

$$1 - \beta\{(1+r_{i,t+1}) (c_{t+1}/c_t)^{-\gamma}\} \dots\dots\dots (5)$$

지금까지의 논의를 종합하면 식 (6)이 유도된다.

$$E\{1 - \beta\{(1+r_{i,t+1}) (c_{t+1}/c_t)^{-\gamma}\} | X_t^*\} = 0 \dots\dots\dots (6)$$

단,  $X_t^*$ 는 계량경제학자들이 관측할 수 있는 소비자 정보집합  $X_t^*$ 의 특정 부분집합(Any Subset)임.

이제  $\theta \equiv (\beta, \gamma)'$ 는 추정되어야 할 미지의 모수를 나타내며,  $w_t \equiv (r_{1,t+1}, r_{2,t+1}, \dots, r_{m,t+1}, c_{t+1}/c_t, X_t^*)'$ 는 시점  $t$ 에서 계량경제학자에 의해 관측되는 변수들의 벡터를 표시한다고 하자.  $i = 1, 2, \dots, m$  경우 식 (6)에 있는 방정식들을 묶으면  $\theta$  추정에 사용될 수 있는  $r$ 묶음의 대각조건(Orthogonality Conditions)을 얻을 수 있다.

$$h(\theta, w_t) = \begin{bmatrix} [1 - \beta(1 + r_{1,t+1})(c_{t+1}/c_t)^{-\gamma}] X_t \\ [1 - \beta(1 + r_{2,t+1})(c_{t+1}/c_t)^{-\gamma}] X_t \\ \vdots \\ [1 - \beta(1 + r_{m,t+1})(c_{t+1}/c_t)^{-\gamma}] X_t \end{bmatrix} \quad (7)$$

한편  $h(\theta, w_t)$ 의 표본평균은

$$g(\theta; Y_T) \equiv (1/T) \sum_{t=1}^T h(\theta, w_t),$$

GMM 목적함수는 식 (8)로 표시된다.

$$Q(\theta; Y_T) = [g(\theta; Y_T)]' \widehat{S}_T^{-1} [g(\theta; Y_T)] \dots \dots \dots (8)$$

식 (8)은  $\theta$ 에 관해 수량적으로(Numerically) 최소화될 수 있는데 본 연구에서는 이 값을 구하기 위해 GAUSS를 이용하였다. 이론에 따르면 식 (5)의 값이 시점  $t$ 에서 특정소비자에게 가용한 정보[식 (5)의 시차변수(Lagged Value)들을 포함하는 정보]들과 상관관계가 없어야 하기 때문에 식 (7)의 벡터는 그 자신의 시차값들과 상관관계가 없어야 하며, 이는 다음 식에 의해  $S$ 가 일치되게 추정(Consistently Estimate)될 수 있음을 의미한다.<sup>4)</sup>

---

4) Hansen과 Singleton(1982)은 전체 미국 실질 소비지출을 미국 인구로 나눈 값을  $c_t$ 의 측정치로 사용하였으며, 1달러가 NYSE에 상장된 모든 주식에 투자되었을 경우 얻을 수 있는 인플레이션이 감안된 수익률(The Inflation-adjusted Return)을  $r_{1t}$ 로 사용하였다.  $r_{2t}$ 로는 1달러가 NYSE에 상장된 모든 주식에 투자되었을 경우 얻을 수 있는 가치 가중평균 및 인플레이션이 감안된 수익률(a Value-weighted Inflation-adjusted Return)을 사용하였다. 도구변수(Instrument Variables)로 상수(a Constant), 시차 소비증가율(Lagged Consumption Growth Rate), 시차수익률(Lagged Rates of Return)을 사용하였다.

$$\mathbf{x}_t = (1, c_t/c_{t-1}, c_{t-1}/c_{t-2}, \dots, c_{t-l+1}/c_{t-l}, r_{1t}, r_{1t-1}, \dots, r_{1,t-l+1}, r_{2t}, r_{2,t-1}, \dots, r_{2,t-l+1})'$$

$l$ 개의 시차( $l$  lags)가 사용될 때  $\mathbf{x}_t$ 에는  $3l+1$ 의 원소(element)가 있게 되어  $r = 2(3l+1)$ 개의 독립된 대각조건들이 식 (7)에 의해 표시(represent)된다.  $a=2$ 인 모수가 추정되기 때문에 식 (7)의  $\mathbf{x}'_t$ 는  $6l$ 의 자유도를 갖게 된다.

GMM을 이용한 危險回避係數 推定: 國民年金에서의 示唆點

$$\hat{S}_T = \left( \frac{1}{T} \right) \sum_{t=1}^T \{ [h(\hat{\theta}, w_t)] [h(\hat{\theta}, w_t)]' \}$$

단,  $\hat{\theta}$  초기 일치 추정치(Initial Consistent Estimate)이다. 이 초기 추정치는  $S_T=I_T$ 을 이용하여 식 (8)을 최소화함으로써 얻어짐.

#### IV. GMM을 이용한 우리나라 국민들의 時間選好 및 危險回避係數 推定

##### 1. 推定에 使用된 데이터

GMM을 이용하여 우리 나라 국민들의 시간선호율을 추정하기 위해 통계청 Kosis에서 제공하는 1981년 1/4분기부터 1997년 4/4분기까지의 분기별 자료를 사용하였다. 구체적으로 소비자 물가지수의 경우 1995년 디플레이터(Deflator)를, 소비는 국민소득계정의 최종 가계소비지출, 투자수단으로는 회사채 유통수익률을 사용하였으며, 인구변화에 따른 민감도를 살펴보기 위해 경제활동인구와 총인구를 동시에 사용하였다.

GMM 추정방법은 기본적으로 조건부 모우멘트 조건을 비조건부 모우멘트 조건으로 변환시키는 것이기 때문에  $(1/N \sum U_i = EU_i)$ , 사전적으로 설정된(Predetermined or Expected) 예측과 예상치 못하는 예측오차( $E_i$ : Unexpected)가 시계열 상으로 상관관계가 있는 경우 추정에 많은 어려움이 생겨난다.

이러한 이유로 인해 GMM 추정에서는 최적 수단변수 집합(Optimum Set of Instruments)의 선정 및 여기서 유래하는 분산·공분산 추정량(Variance Covariance Estimators for Dependent Process)이 가장 어려운 문제로 등장한다. 따라서 최적 가중치(Optimum Weighting) 부여가 GMM 추정방법에서 중요한 문제로 등장하나 일반적으로 1단계 추정에서는 항등행렬(Identity Matrix)을 이용하여 동일한 가중치를 부여하고,

2단계 추정에서는 일치 추정량(Consistent Estimator)을 얻도록 가중치를 조정한다.<sup>5)</sup> 한편, GMM 추정방법에서는 추정 대상모형의 설정(Model Specification)이 올바른지 여부에 대해  $\chi^2$  통계량을 이용하여 과대식별 테스트(Overidentifying Restriction Test)를 행하고 있다.

## 2. 1段階 推定値

〈表 1〉 1st stage output: 恒等行列(Identity Matrix)을 사용하였음.

	총인구의 경우	경제활동인구의 경우
$\beta$ (시간선회율)	0.95776325	0.95840995
$\nu$ (위험회피계수)	0.49693067	0.49663024

註: 기간간 대체탄력성(Intertemporal Substitution Elasticity)은  $(1/1-\nu)$ 임.

## 3. 2段階 推定値

### 가. 뉴이-웨스트 推定量

〈表 2〉 Newey-West Estimator

	총인구의 경우	경제활동인구의 경우
$\beta$ (시간선회율)	0.95947945	0.96001255
$\nu$ (위험회피계수)	0.49594366	0.49573154

註: 기간간 대체탄력성(Intertemporal Substitution Elasticity)은  $(1/1-\nu)$ 임.

### 나. 앤드류의 2次式 스펙트럴 커널

5) 일치추정량을 얻기 위해서는 공분산 행렬이 매우 중요한데 효과적인 공분산 행렬 추정방법을 뉴이-웨스트(Newey-West: 1987)와 앤드류(Andrews: 1991)가 각각 제시하였다. 분산·공분산 행렬의 경우 확정 정(Positive Definite)이 되어야 하나 선형가중치(Linear Weight)를 부여하는 경우 負(Negative)의 값을 가질 수 있기 때문이다. Hansen(1982)의 경우 시차변수를 하나만 사용하였기 때문에 분산·공분산 행렬이 負의 값이 나올 가능성이 있다. 이러한 문제를 극복하기 위하여 뉴이-웨스트는 선형 가중치 대신 바렛 윈도우(Bartlett's Window) 사용을 제안하였으며, 앤드류는 시차 선택(Lag Truncation) 과정이 사전적으로 배제되는 2차식의 스펙트럴 커널(Quadratic Spectral Kernel) 사용을 추천하였다.

GMM을 이용한 危險回避係數 推定: 國民年金에서의 示唆點

〈表 3〉 Andrew's Quadratic Spectral Kernel

	총인구의 경우	경제활동인구의 경우
$\beta$ (시간선호율)	0.95948072	0.95995708
$\nu$ (위험회피 계수)	0.49603055	0.49220274

註: 기간간 대체탄력성(Intertemporal Substitution Elasticity)은  $(1/1-\nu)$ 임.

일치 추정량(Consistent Estimator)을 얻기 위해 최적 가중치를 사용한 2단계 추정 중 앤드류의 2차식 스펙트럴 커널의 경우를 살펴보면 시간선호율이 0.959로 나타나 미래 소비에 대한 가중치가 매우 높음을 알 수 있다. 이와 함께 위험회피계수( $\nu$ )도 0.496으로 나타나 국민연금제도 도입에 따른 후생변화를 측정한 기존의 연구에서 사용한 0.1~0.2와 비교시 위험회피계수 값이 매우 높은 것을 알 수 있다.

#### 4. 過大識別 테스트(Overidentifying Restriction Test)

GMM 추정에서는 추정 모형의 모형설정(Model Specification)이 올바른지 여부를  $\chi^2$  통계량을 이용한 과대식별 테스트(Overidentifying Restriction Test)를 통해 판단한다. GMM 추정의 과대식별 검정에서 귀무가설과 대립가설은 다음과 같이 설정된다.

$H_0$ : 모형설정이 옳음

$H_A$ : 모형설정이 틀림

과대식별의 가설검정을 위한  $\chi^2$  통계량은 다음과 같다.

〈表 4〉  $\chi^2$  統計量

	총인구의 경우	경제활동인구의 경우
$\chi^2$ (Newey-West Estimate)	1.6957011e-11	2.7000414e-08
$\chi^2$ (Quadratic Spectral Kernel)	4.1912329e-11	2.0988143e-12

과대식별 검정에 의하면 뉴이-웨스트 추정량 및 앤드류의 2차 스펙트

릴 커널의 경우 각각  $\chi^2$  값이  $\chi^2_{1, 0.95}=3.84$ 보다 작기 때문에 모형설정이 옳다는 귀무가설 기각에 실패한다. 따라서 가설검정 결과는 우리가 추정 한 모형의 모형설정이 옳바르다는 것을 시사하고 있다.

## V. 適用例: 國民年金에 있어서의 示唆點

노후 소득보장용의 강제적 공적 저축제도인 국민연금의 연금재정운용 방식이 국민경제 및 소득재분배에 미치는 영향에 대해 이론적인 측면과 모의실험(Simulation) 모형에 의존한 연구가 국내외에서 진행되었다. 특히 연금재정방식이 미치는 효과를 분석하기 위해서는 세대간 형평성의 문제와 경제전체의 거시변수 변동에 대한 영향이 동시에 고려되어야 할 것이라는 주장이 제기되었다.

이러한 필요에 의해 도출된 Auerbach and Kotlikoff(1987) 모형은 경제주체의 최적화행위에 기초를 둔 동태적 일반균형모형(Dynamic General Equilibrium Model)으로서 이전의 모형과 달리 세대별 후생효과를 분석했다는 점에서 그 의의를 찾을 수 있다. 특히 인구노령화의 동태적 분석, 사회보장 각출료 수준, 개인의 후생변화, 공적연금제도의 도입이 경제 및 세대간 후생에 미치는 영향을 분석할 수 있다는 측면에서 Auerbach and Kotlikoff 모형은 분석모형으로서의 강점이 있다.

전영준(1997a, 1997b, 1998)은 Auerbach and Kotlikoff 모형을 이용하여 국민연금제도의 도입이 우리 나라 국민들의 세대간·세대내 소득계층별 후생수준에 미칠 영향을 분석하였으며 분석결과를 다음과 같이 요약하고 있다. “우리 나라 인구구조를 반영한 세대간의 후생분석 결과에 의하면 연금재정의 수입증대방안은 재정의 수급불균형의 해소에 기여하는

GMM을 이용한 危險回避係數 推定: 國民年金에서의 示唆點

바는 미미한 반면 향후 미래세대에 전가되는 후생비용이 큰 것으로 나타나고 있으며, 연금지급 지출규모의 축소방안들은 장기적인 저축증대를 통한 미래세대의 후생을 크게 증가하는 것으로 나타나고 있다.”(1997a:168) 전영준(1997a:151)이 지적했듯이 이러한 결과를 얻기 위해 전영준은 모델 캘리브레이션을 위해 선택된 여러 파라미터들, 특히 기간간 대체탄력성( $v$ )과 기간내 대체탄력성( $p$ )을 엄밀한 계량경제학적 분석에 의해 얻어진 추정치가 아닌 현실 경제에서 관찰되는 거시경제 변수와 흡사한 수치가 시뮬레이션에 의해 산출될 수 있도록 조정한 것이라고 기술하고 있다. 실제로 전영준(1997a:154)은 위험회피계수값으로 0.2를 선택하여 국민연금제도가 미치는 후생효과를 분석하였다.

그러나 GMM 추정방법에 따른 우리 나라 국민들의 위험회피계수는 0.49로 나타나고 있어 전영준이 사용한 값과 큰 차이를 보이고 있다. 전영준(1997b:63)이 지적하였듯이 그의 분석결과는 파라미터 값들이 변화함에 따라 자원배분, 후생비용의 수준면에서 상당한 차이를 보이고 있다. 예를 들어 기간간 대체탄력성( $v$ )이 높은 경우에는 균형 자본축적량이 높고 또한 자본축적량 변동에 대한 균형이자율의 변동이 적어 이로 인해 발생하는 노동공급행위의 왜곡이 적기 때문에 후생수준이 균형에서 높게 나타나게 된다.

〈表 5〉 政策代案別 厚生效果 比較:  $v=0.1$ 인 경우

계층	연금제도 부재	현행제도	보험각출률 인상
중졸 이하	100.00	94.71	94.26
초대졸 이하	100.00	94.18	93.69
대졸 이상	100.00	93.17	92.61

資料: 전영준, 『국민연금의 소득계층별 후생분석』, 조세연구원, 1997에서 재구성.

〈表 6〉 政策代案別 厚生效果 比較:  $v=0.25$ 인 경우

계층	연금제도 부재	현행제도	보험각출률 인상
중졸 이하	100.00	97.01	96.72
초대졸 이하	100.00	96.42	96.09
대졸 이상	100.00	95.56	95.18

資料: 전영준, 『국민연금의 소득계층별 후생분석』, 조세연구원, 1997에서 재구성.

<表 5>, <表 6>에서 알 수 있듯이 위험회피계수( $\nu$ ) 값이 0.1로부터 0.25로 증가함에 따라 모든 계층의 후생수준이 급격히 증가하고 있음을 알 수 있다. 따라서 GMM 방법을 이용하여 추정한 위험회피계수( $\nu$ ) 값 0.49가 사용될 경우 자원배분, 후생비용의 수준에서 전영준의 분석과는 상당한 차이를 보일 것으로 예상된다.

이러한 추론에 따라 국민연금제도 도입이 후생비용 수준에서 연금제도不在의 경우와 큰 차이가 존재하지 않을 경우 국민연금제도가 야기할 노동공급과 소비행태에 있어서 일정부분의 왜곡은, 국가가 濫情的 간섭주의 입장(Paternalism)에서 노후소득보장을 위해 강제적으로 국민연금제도를 도입했음을 상기하면 연금재정 및 급여지출 증대가 미래세대에 대해 상당한 규모의 후생비용을 발생시킬 것이라는 기존의 주장이 상당부분 과대 계상되고 있다고 판단된다.

## VI. 結 論

세대간 계약에 따라 운영되는 사회보험제도, 특히 국민연금제도의 경우 객관적인 「적정 부담·적정급여」 논의를 위해서는 우리 나라 국민들의 세대간·세대내 대체탄력성 파악이 무엇보다도 중요하다. 지금까지 우리 나라 국민들의 세대간 및 세대내 대체탄력성에 대한 연구는 전무한 것으로 알려지고 있다.

본 연구에서는 이러한 문제 의식하에 GMM 추정방법을 이용하여 우리 나라 국민들의 시간간 대체탄력성(Intertemporal Substitution Elasticity)을

GMM을 이용한 危險回避係數 推定: 國民年金에서의 示唆點

추정하였다. 동 추정방법에 따른 우리 나라 국민들의 시간간 대체탄력성이 0.49로 추정되고 있어 국민연금제도 도입이 우리 나라 국민들에게 미칠 후생효과를 분석한 기존의 연구에서 사용하고 있는 0.2보다 훨씬 큰 값으로 나타나고 있다.

이는 국민연금제도가 도입됨으로써 미래세대의 후생수준이 크게 감소하리라는 기존의 연구들이 후생수준의 감소폭을 상당히 과장하고 있음을 시사한다. 즉, 젊은시절 안정적인 노후생활의 필요성을 과소평가하여 충분한 노후 대책을 마련하지 못하는 것을 방지하기 위해 도입한 국민연금제도가 필연적으로 수반하는 노동공급 및 저축 행태에서의 왜곡이 우리나라에서는 상당히 적을 것임을 함축하고 있다.

## 參考文獻

- 국민연금제도개선기획단, 『전국민연금 확대적용에 대비한 국민연금제도 개선』, 1997. 12.
- 통계청 Kosis, 『최종가계소비지출』, 각년도.  
\_\_\_\_\_, 『종합주가지수(KOSPI)』, 각년도.  
\_\_\_\_\_, 『소비자물가지수』, 각년도.
- 통계청, 『우리 나라 가구의 금융자산 보유실태 종합분석』, 1998.  
\_\_\_\_\_, 『금융자산과 소비와의 분석』, 1998.
- 전영준, 『국민연금의 소득계층별 후생분석』, 한국조세연구원, 1997a.  
\_\_\_\_\_, 『국민연금의 소득계층별 재분배효과』, 『재정논집』, 제12집 제1호, 1997b.  
\_\_\_\_\_, 『국민연금제도 개선안에 대한 후생분석』, 『1998년도 한국재정학회 정기학술대회 발표논문집』, 1998.
- Auerbach, A. and Kotlikoff, L., *Dynamic Fiscal Policy*, Cambridge University Press, 1987.
- Anderson, H., *Macroeconometrics*, Texas A & M University, 1996.
- Andrews, D., "Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation." *Econometrica*, Vol.59, 1991, pp.817~58.
- Davidson, R. and MacKinnon, J., *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, 1993.
- GAUSS, Aptech Systems, Inc., *Maple Valley*, WA, U.S.A., 1993.
- Hall, R., "Stochastic Implication of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, Vol.96, 1978, pp.971~87.
- Hamilton, J., *Time Series Analysis*, Princeton University Press,

U.S.A., 1994.

Hansen, L., "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators, *Econometrica*, Vol.50, No.4, 1982.

Hansen, L. and Singleton, K., "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectation Models", *Econometrica*, Vol.50, No.5, 1982.

Hurd, M., "Mortality Risk and Bequests," *Econometrica*, Vol.57, No.4, 1989, pp.779~813.

Kotlikoff, L., *Generational Accounting*, The Free Press, U.S.A., 1993.

Newey, W. and West, K., "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix." *Econometrica*, 55: 703~8, 1987.

Ogaki, M., "Generalized Method of Moments: Econometric Applications," in G.S. Maddala, C. R. Rao, and H. D. Vinod, eds., *Handbook of Statistics*, Vol.11, Econometrics, Amsterdam: North-Holland, 1993.

Romer, D., *Advanced Macroeconomics*, The McGraw-Hill Companies, Inc., U.S.A., 1996.

Sargent, T., *Dynamic Macroeconomic Theory*, Cambridge, Mass: Harvard University Press, 1987.

Sukmyung Yun, "Estimation of Dynamic Rational Expectation Model Using GMM," *Mimeo*, Texas A & M University, 1996.

Vahid, F., *Time Series Econometrics*, Texas A & M University, 1995.

\_\_\_\_\_, *Special Topics on the Econometrics*, Texas A & M University, 1996.

附錄：GMM 推定에 使用된 最適 加重行列(Optimal Weighting Matrix) 概要

참값(True Value)  $\theta_0$ 에서 평가될 때 확률분포(Process)  $\{h(\theta_0, w_t)\}_{t=-\infty}^{\infty}$ 가 평균이 제로인 엄밀한 의미에서 안정적(Strictly Stationary)이며,  $v$ 번째 자기공분산( $v^{\text{th}}$  Autocovariance)이 식 (1)에 의해 주어진다고 가정하자.

$$\Gamma_v = E\{[h(\theta_0, w_t)][h(\theta_0, w_{t-v})]'\} \dots\dots\dots (A.1)$$

이들 자기공분산이 절대(값)적으로 합해질 수 있다(Absolutly Summable)는 가정하에서 식 (2)를 정의할 수 있다.

$$S = \sum_{v=-\infty}^{\infty} \Gamma_v \dots\dots\dots (A.2)$$

단, S는  $h(\theta_0, w_t)$  표본평균의 점근적 분산(Asymptotic Variance of The Sample Mean)임.

$$S = \lim_{T \rightarrow \infty} T \cdot E\{[g(\theta_0, w_t)][g(\theta_0, w_t)]'\}$$

식 (3)을 통해 가중행렬(Weighting Matrix)  $W_T$ 의 최적값이  $S^{-1}$ (점근적 분산 행렬의 역행렬)임을 알 수 있다. 이에 따라 GMM 추정량( $\hat{\theta}_T$ )의 최소 점근적 분산은 식 (3)을 최소화하는  $\hat{\theta}_T$ 를 선택함으로써 얻을 수 있다.

$$Q(\theta; Y_T)=[g(\theta; Y_T)]'S^{-1}[g(\theta; Y_T)] \dots\dots\dots (A.3)$$

만약 벡터과정(Vector Process)  $\{h(\theta_0, w_t)\}_{t=-\infty}^{\infty}$ 가 시계열상관이 없는 경우(Serially Uncorrelated)라면 행렬 S는 식 (4)를 통해 일치되게 추정(Consistently Estimate)될 수 있다.

$$\hat{S}_T = \left(\frac{1}{T}\right) \sum_{t=1}^T [h(\theta_0, w_t)][h(\theta_0, w_t)]' \dots\dots\dots (A.4)$$

식 (4)의 값을 계산하기 위해서는  $\theta_0$ 의 값이 필요하나  $h(\theta_0, w_t)$ 가 시계열 상관관계가 없다는 가정하에서의  $\theta_0$ 에 관한 특정 일치추정치인  $\hat{\theta}_T$  경우에는 흔히 식 (5)로 표현된다.

$$\hat{S}_T = \left(\frac{1}{T}\right) \sum_{t=1}^T [h(\hat{\theta}_0, w_t)][h(\hat{\theta}_0, w_t)]' \xrightarrow{p} S \dots\dots\dots (A.5)$$

그러나 벡터과정(Vector Process)  $\{h(\theta_0, w_t)\}_{t=-\infty}^{\infty}$ 가 시계열 상관관계가 있는 경우(Serially Correlated)에는 S에 대해 식 (6)과 같은 Newey-West(1987) 추정치를 사용한다.

$$\hat{S}_T = \hat{\Gamma}_{0,T} + \sum_{v=1}^q \{1 - [v/(q+1)]\} (\hat{\Gamma}_{v,T} + \hat{\Gamma}'_{v,T}) \dots\dots\dots (A.6)$$

$$\text{단, } \hat{\Gamma}_{v,T} = \left(\frac{1}{T}\right) \sum_{t=1}^T [h(\hat{\theta}, w_t)][h(\hat{\theta}, w_{t-v})]' \dots\dots\dots (A.7)$$

$\hat{\theta}$ 은  $\theta_0$ 의 초기 일치 추정치(Initial Consistent Estimate)임.

한편 Andrews(1991)는 S에 대한 Newey-West(1987) 추정치 대신 식 (8)과 같이 T-1 추정된 자기공분산 추정량을 모두(All T-1 Estimated Autocovariance Estimators) 사용할 것을 추천하고 있다.

$$\hat{S} = \frac{T}{T-k} \left[ \hat{\Gamma}_0 + \sum_{v=1}^{T-1} k \left( \frac{v}{q+1} \right) (\hat{\Gamma}_v + \hat{\Gamma}'_v) \right] \dots\dots\dots (A.8)$$

구체적으로 k 설명변수를 가진 회귀분석으로부터 유도된 표본 OLS 잔차가  $\hat{u}$ 인( $y_t = x_t \hat{u}$ ) 경우 추정치에  $T/(T-k)$ 를 곱해줄 것을 추천하였음.

*Summary*

---

**Estimation of the Risk Aversion Coefficient  
Utilizing GMM(Generalized Method of Moments)  
– Implications of the National Pension Scheme**

*Sukmyung Yun*

---

The Generalized Method of Moments(GMM) is an effective estimation method because it provides parameter estimates, which have the properties of consistent estimators, without utilizing probability distribution information.

The risk aversion coefficient, derived from the GMM estimation method, allows us to observe changes in consumption resulting from relative price changes during two different periods. In other words, this indicator shows the magnitude of change in consumption and savings resulting from changes in savings incentives.

This paper estimated the risk aversion coefficient and time preference rate of the Korean consumers using quarterly data on the rate of return of corporate bonds from the first quarter in 1981 to the fourth quarter of 1997. The risk aversion coefficient for the economically active population is 0.492 and for the total population is 0.496. This is a relatively larger number than the risk aversion coefficient of 0.1~0.25 which is often used in inter-generational welfare analysis of the National Pension Scheme. A larger risk aversion coefficient results in less distortion of capital accumulation and labor supply behavior. Therefore, this paper shows that the worsening of inter-generational and intra-generational welfare, of different income classes, of future generations predicted in previous papers, resulting from introduction of the National Pension Scheme, is exaggerated.