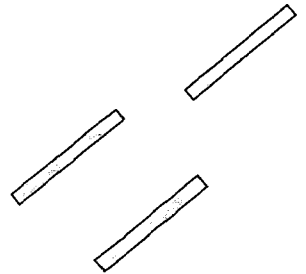


# 財政金融研究



1994년 11월 7일 登錄  
登錄番號 사-1738



勤勞所得稅 特別控除 調整에 따른 稅收效果 分析을 위한  
 保險料 및 醫療費 支出分布의 推定 ..... 成明幸

教育서비스와 所得分布 平等化에 관한 理論的 考察 ..... 鞠重鎬

우리나라 經常收支의 行態分析  
 - 期間間 最適模型을 中心으로 - ..... 金圭漢·李明薰

우리나라 會社債 流通收益率의 決定要因 分析 ..... 金宗萬

株價變動性的 推定과 活用 ..... 李濬行·崔興植

# 財政金融研究

## *Review of Fiscal and Financial Studies*

---

第4卷 第2號(通卷 7號)

1997年 12月

---

### 目 次

論文 勤勞所得稅 特別控除 調整에 따른 稅收效果 分析을 위한 ... 成明宰 ...	1
保險料 및 醫療費 支出分布의 推定	
教育서비스와 所得分布 平等化에 관한 理論的 考察 .....	鞠重鎬 ... 33
우리나라 經常收支의 行態分析 .....	金圭漢·李明薰 ... 53
- 期間間 最適模型을 中心으로 -	
우리나라 會社債 流通收益率의 決定要因 分析 .....	金宗萬 ... 79
株價變動性的의 推定과 活用 .....	李濬行·崔興植 ... 117
英文抄錄 .....	161

# 勤勞所得稅 特別控除 調整에 따른 稅收效果 分析을 위한 保險料 및 醫療費 支出分布의 推定

成 明 宰\*

## 要 約

근로소득세의 공제항목 가운데 특별공제의 경우에는 인적자본의 유지 보수와 관련된 의료보험료와 보장성 보험료, 의료비 지출액에 대해 각각 전액, 50만원, 100만원(총급여의 3% 초과분 대상)을 한도로 소득공제를 해준다. 근로소득세 연말정산 신고서에는 이들 항목에 대한 총지출액이 나타나지 않고 항목별 공제한도의 범위 내에서만 공제금액이 기재된다. 그러므로 이들 항목에 대한 공제한도를 조정함에 따른 세수효과 및 분배효과 등을 추정하는 것이 제한된다.

따라서 본 연구에서는 이들 공제항목에 대해 지출분포를 추정해 봄으로써 공제한도 조정에 따른 세수 및 분배효과를 정확히 추정할 수 있는 기초연구를 목적으로 한다.

## I. 問題의 提起

### 1. 勤勞所得稅의 課稅方法

1997년 현재 勤勞所得稅는 總給與에서 非課稅所得, 勤勞所得控除, 基本控除, 追加控除, 特別控除(또는 標準控除)를 차감하여 課稅標準을 산출하고, (綜合) 所得稅率을 적용하여 세액을 산출하며 각종 稅額控除를 차감하여 決定稅額을

\* 韓國租稅研究院 專門研究委員

산출한다.

勤勞所得控除은 과세소득 500만원 이하분은 전액, 500만원 초과분은 30%를 공제하되 900만원을 상한으로 한다. 基本控除은 本人, 配偶者, 扶養家族 1인당 100만원, 追加控除은 基本控除 對象者 가운데 障礙者, 老人 등을 대상으로 1인당 50만원씩 定額控除해 준다. 特別控除은 保險料, 醫療費, 教育費, 寄附金 등 實費辨償의 性格을 지니면서 불가피하게 본인이 부담하는 社會保障的 支出에 대한 控除 또는 低所得層에 대한 支援을 위해 공제해 준다. 保險料控除은 의료보험료와 보장성 보험료를 대상으로 前者는 전액, 後者는 50만원을 한도로 공제해 준다. 醫療費控除은 의료비 지출액 가운데 총급여의 3% 초과분에 대해 100만원을 한도로 공제해 준다. 教育費控除은 본인 및 직계비속에 대한 초·중·고 교육비를 전액(대학생과 유치원생은 각각 230만원과 70만원 한도) 공제해 준다. 寄附金特別控除은 法定寄附金과 指定寄附金을 대상으로 前者는 소득세법 등에 규정된 경우 전액, 後者는 총급여의 100분의 5(사립학교는 100분의 10)를 한도로 공제해 준다. 특별공제를 신청하지 않거나 근로소득이 없는 종합소득세 납세자는 60만원을 정액공제(標準控除)해 준다. 위의 과정을 거쳐 課稅標準이 산출되면 종합소득세율을 적용하고 세액공제를 차감하여 세율을 결정한다<sup>1)</sup>.

勤勞所得稅는 費用控除의 측면에서 여타의 所得稅와 상당히 다른 특성을 지니고 있다. 예를 들어 事業所得稅의 경우에는 總收入에서 각종 비용 및 인적공제와 표준공제 등을 차감하여 所得稅 課標를 산출한다. 또한 사업소득세의 경우에는 物的資產의 蓄積, 維持, 管理, 補修를 위해 소요된 비용에 대한 공제가 허용되지만 勤勞所得稅의 경우에는 人的資產의 蓄積, 維持, 管理, 補修를 위해 소요된 비용에 대한 공제가 허용되지 않는다. 따라서 投資라는 측면에서 동일한 특성을 가지고 있음에도 불구하고 투자대상의 형태에 따라 세제상 비용공제의 차이가 발생한다. 이를 보완하기 위해 비용공제적 성격을 지니는 교육비, 의

1) 세액공제 가운데에는 勤勞所得稅額控除가 가장 비중이 크다. 勤勞所得稅額控除은 산출세액 50만원 이하분은 45%, 50만원 초과분은 30%의 비율로 60만원을 한도로 세액공제해 준다.

료비, 보험료 등에 대해 근로소득자에게 특별공제를 허용해 주는 것으로 볼 수 있는바 그러한 측면에서 특별공제의 의의를 찾을 수 있다.

## 2. 稅法改正效果 推定時의 問題點

勤勞所得稅 年末精算 申告書에는 給與, 所得控除額, 控除對象 人員數, 算出稅額, 稅額控除, 決定稅額 등이 기재된다. 이 가운데 特別控除는 해당 공제항목에 대해 실제로 지출한 支出總額이 기재되는 것이 아니라 공제가 허용되는 일부의 지출액이 기재된다. 예를 들면 保險料控除의 경우 保障性 保險料 支出額이 控除上限(50만원) 이하인 경우에는 총지출액이 기재(증빙서류 첨부)되지만 한도 초과시에는 공제한도(50만원)만 기재된다. 따라서 연말정산 신고자료만으로는 보험료 지출액이 50만원을 초과하는 부분에 대해서는 분포를 알 수 없다. 만약 보험료 지출총액 기재를 의무화한다 하더라도 공제한도 초과분에 대해서는 공제혜택이 없기 때문에 납세자가 費用(증빙서류 관련 부대비용)을 지불하면서까지 초과지출분을 신고할 誘引이 없어 分布를 알 수 없기는 마찬가지이다. 물론 『도시가계연보』나 「대우패널자료」 등으로부터 특별공제 항목에 대한 지출 분포를 유추할 수 있다. 그러나 이들 자료에 나타난 지출액은 표본선정 및 표본추출률의 차이, 조사항목의 신뢰성 등이 의문시되는 점이 많기 때문에 별도의 검증 없이 그러한 자료를 사용하면 문제가 될 수 있다.

이러한 문제는 관련 연구에서도 잘 나타나고 있다. 일례로 成明宰(1997)의 연구에서는 勤勞所得稅 年末精算 資料를 바탕으로 勤勞所得稅의 稅收 및 稅法改正時의 稅收效果를 추정하였다. 所得控除나 稅率, 課稅階級區間 등의 조정에 따른 稅收效果 推定에 대해서는 별 문제가 없었으나 特別控除와 같이 控除限度가 주어진 경우에는 限度調整에 따른 稅收效果는 推定할 수 없다. 이는 勤勞所得稅 年末精算 申告書에서 特別控除 項目에 대한 限度超過支出分이 기재되지 않아 控除限度 調整時의 課標 및 稅收效果에 대한 추정이 불가능하기 때문이다.

成明宰(1997)에 의하면 特別控除額이 전체 勤勞所得金額에서 차지하는 비중

이 상당히 크다. 이는 곧 특별공제의 공제 한도를 조정하는 경우 稅收效果가 상당히 큼을 암시해 준다. 따라서 본 연구에서는 特別控除의 공제 한도를 조정하는 것에 대한 稅收效果를 제대로 추정할 수 있도록 특별공제 항목에 대한 지출 분포를 추정하고자 한다.

### 3. 分析模型에 대한 一考

本 研究의 분석대상은 보험료와 의료비 지출분포이다. 이들 지출항목에 대한 소득공제는 上限 또는 下限이 주어져 있기 때문에 토빗模型을 이용하여 분석한다.

본 연구에서 분석하는 保險料 및 醫療費控除의 경우에는 자료가 부분단절(censored)되는 부분이 2개이기 때문에 부분단절되는 부분이 하나인 標準토빗模型에 대한 추정방법 및 추정량의 형태와 상당히 다른 형태를 가지는 추정방법이 요청된다. 계량경제학 교과서에서는 표준토빗모형을 중심으로 추정방법 및 추정치의 점근적 특성에 대해 잘 기술하고 있다. 그러나 본 연구에서와 같이 자료가 부분단절되는 부분이 2개인 경우에 대해서는 구체적인 언급이 없다. 따라서 보험료와 의료비에 대한 지출분포를 추정하기 위해서는 토빗模型의 設計, 母數 推定量 및 점근적 분산행렬(asymptotic variance matrix)에 대한 분석이 선행되어야 한다. 그러므로 본 연구에서는 새로운 모수 추정량을 도출함은 물론이고 지출함수와 분포의 추정에 대해서도 함께 논의한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 第II節에서는 分析에 사용되는 模型과 分析方法에 대해 살펴본다. 第III節에서는 支出函數에 대한 추정결과를 살펴보고, 第IV節에서는 지출함수의 추정결과를 바탕으로 지출분포를 추정해 본다. 第V節에서는 본 연구의 주요 내용을 요약한다.

## II. 分析模型의 設計

勤勞所得稅 特別控除는 실제의 지출총액이 아닌 일부만이 부분단절되어 관찰되는바 이는 토빗模型의 형태로 형상화할 수 있다. 본절에서는 특별공제 항목에 대한 실제 지출분포를 추정하기 위해 토빗模型의 設計와 分析方法에 대해 살펴본다.

### 1. 標準토빗模型

흔히 피설명변수가 특정한 범위 내의 값을 가질 때에만 본래의 값이 관측되고 일정한 범주를 벗어나는 경우에는 특정한 값을 가지는 경우를 볼 수 있다. 소양호의 얼음의 두께가 좋은 예이다. 이 경우 현재 기온 및 최근 수일간의 기온, 물이 함유하고 있는 물질의 농도 등이 얼음의 두께에 영향을 미친다. 그러면 피설명변수, 즉 소양호의 얼음의 두께는 현재 및 최근 수일간의 기온, 결빙에 영향을 미치는 물질의 농도 등이 일정한 조건을 충족시켜 주는 경우에만陽의 값을 가질 수 있다. 만약 그러한 조건이 갖추어지지 않는다면 얼음의 두께는 零(0)으로 관측된다.

이를 수식으로 설명하면 다음과 같다. 說明變數와 誤差項을  $x (\equiv (1, x_1, \dots, x_k)')$ 와  $u$ 라 하고  $y' \equiv \beta'x + u$ 라고 정의하자(단,  $\beta \equiv (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k)'$ ). 실제로 관측되는 얼음의 두께를  $y$ 라 하고 그때  $y$ 와  $y'$ 간에는 다음의 관계가 성립한다고 하자<sup>2)</sup>.

$$y = \begin{cases} y', & y' > 0 \\ 0, & y' \leq 0 \end{cases} \text{ 또는 } y = \max(0, y') = \max(0, \beta'x + u) \dots\dots (1)$$

2) 기본적으로  $y'$ 는 常數  $\beta_0$ 를 포함하고 있다. 따라서  $y' = \beta'x + u$ 가 특정한 상수  $c$ 보다 작을 때에는  $y$ 가 零의 값을 가지고,  $y'$ 가  $c$ 보다 클 때에는  $y$ 가 항상 陽數가 되도록 常數  $\beta_0$ 의 값을 조정할 수 있다는 점에 유의하기 바란다.

式 (1)로 표현되는 토빗模型은 일반적인 토빗模型으로 標準토빗模型(standard Tobit model)이라고 불린다. 만약  $u$ 가 사전적으로 알려진 확률분포를 따른다고 하면 最尤推定法(maximum likelihood estimation)으로  $\beta$ 를 추정할 수 있다. 흔히  $u$ 는  $N(0, \sigma^2)$ 의 正規分布를 따른다고 가정하는 경우가 많다. 본 연구에서도 이를 가정한다.  $u$ 의 누적분포함수를  $F$ , 표준정규분포를  $\Phi$ 라고 하고 다음의 관계를 정의하자.

$$F_1 = F_1(\beta' x_p, \sigma^2) = \int_{-\infty}^{\beta' x_i} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{t^2}{2\sigma^2}} dt \dots\dots\dots (2)$$

$$f_1 = f_1(\beta' x_p, \sigma^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(\beta' x_i)^2}{2\sigma^2}} \dots\dots\dots (3)$$

$$\Phi_1 = F_1 = \int_{-\infty}^{\beta' x_i/\sigma} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \dots\dots\dots (4)$$

$$\varphi_1 = \varphi_1\left(\frac{\beta' x_i}{\sigma}, 1\right) = \sigma f_1 = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\beta' x_i/\sigma)^2}{2}} \dots\dots\dots (5)$$

$y$ 가 썩어 될 확률은  $\text{Prob}(y=0) = \text{Prob}(u < -\beta' x) = 1 - \text{Prob}(u \geq -\beta' x) = 1 - \text{Prob}(u < \beta' x) = 1 - F(\beta' x) = 1 - \Phi(\beta' x/\sigma)$ 이다. 모집단으로부터 무작위로  $N$ 개의 관측치  $(y_p, x_i)$ ,  $i=1, \dots, N$ 을 추출하자. 그러면 尤度函數(likelihood function)는 다음과 같다.

$$L = \prod_{y_i=0} [1 - F(\beta' x_i)] \prod_{y_i>0} f(y_i - \beta' x_i) \dots\dots\dots (6)$$

또는

$$L = \prod_{y_i=0} \left[ 1 - \Phi\left(\frac{\beta' x_i}{\sigma}\right) \right] \prod_{y_i>0} \sigma^{-1} \varphi\left(\frac{y_i - \beta' x_i}{\sigma}\right) \dots\dots\dots (7)$$

이상과 같이  $u$ 가 정의되면 프로빗 最尤推定法(probit maximum likelihood

estimation), Heckman의 2단계 推定法, 非線形最小自乘法(nonlinear least squares estimation) 등의 방법으로  $\beta$ 를 추정할 수 있다<sup>3)</sup>. 그 밖에  $u$ 의 確率分布가 알려져 있지 않은 반면 최소한의 正規性 條件(regularity condition)을 만족시켜 주면서  $x$ 와 통계적으로 獨立 또는 平均獨立, 중앙값獨立인 경우에는 Härdle and Stoker(1989), Ichimura(1993), Nahm(1989), Powell, Stock and Stoker(1989), Sung(1992) 등과 같이 非母數的(nonparametric) 또는 半母數的(semiparametric) 推定方法을 이용하여  $\beta$ 를 相互比例的(up to scale)으로 추정할 수 있다<sup>4)</sup>.

## 2. 分析模型 : 特殊한 形態의 토빗模型

本 研究의 分析對象은 勤勞所得稅 關聯 特別控除 項目 가운데 控除의 限度가 설정되어 있는 保險料, 醫療費, 寄附金에 대한 支出分布이다. 寄附金特別控除의 경우에는 法定寄附金은 全額, 指定寄附金은 總급여의 100분의 5(사립학교는 100분의 10)를 한도로 공제해 준다. 그러나 寄附金控除의 경우에는 정보부족으로 인해 사실상 분석이 불가능하다. 왜냐하면 근로소득세 연말정산 신고자료에는 법정기부금과 지정기부금의 구분 없이 총액만이 기재되어 있기 때문이다. 따라서 寄附金控除의 경우에는 추가적인 정보가 없는 한 분석이 불가능하여 분석에서 제외하였다.

### 가. 保險料控除

保險料는 醫療保險料가 전액, 保障性 保險料는 50만원을 한도로 控除된다. 勤勞所得稅 年末精算 申告資料에는 두 가지 보험료에 대한 공제총액만 기재되어 있다. 따라서 연말정산 신고자료에 기재된 내용만으로는 의료보험료와 보장

3) 이에 대한 보다 자세한 내용은 Amemiya(1985)의 第10章을 참조하기 바란다.

4) Härdle and Stoker(1989), Powell, Stock and Stoker(1989), Sung(1992) 등의 연구에서는 설명변수가 연속이어야 한다는 조건이 있다. 본 연구에서는 설명변수로 부양가족의 수, 배우자 유무 등과 같은 離散變數를 사용하기 때문에 그러한 방법으로는 추정이 불가능하다.

성 보험료를 구분할 수 없다. 그러나 의료보험료는 매월 정기적으로 수령하는 기본급(또는 표준보수액)을 기준으로 1.5%(被雇傭者 負擔分)를 지불하는 만큼 기본급으로부터 의료보험료를 역산할 수 있다. 따라서 保障性 保險料에 대한 控除額은 總保險料( $\equiv y^0$ ) 控除額에서 醫療保險料( $\equiv y^1$ )를 차감한 것이다. 이 경우 保障性 保險料에 대한 控除限度가 50만원이기 때문에 保障性 保險料( $\equiv y^*$ )의 控除( $\equiv y$ )에 대한 토빗模型은 다음과 같이 정의할 수 있다. 논의의 편의상 본 연구에서는  $y^*$ 를 설명변수의 선형결합으로 구성된다고 하자.

$$\begin{aligned}
 y^0 &\equiv 0.015 \times \text{基本給 (醫療保險料)} \\
 y^* &\equiv \beta' x + u \\
 y^{*0} &\equiv y^* + y^0 = y^* + 0.015 \times \text{基本給 (總保險料 控除)} \\
 y &= \begin{cases} 0\text{원}, & y^* < 0 \\ y^*, & 0 < y^* < 50\text{만원 (保障性保險 控除)} \dots\dots\dots (8) \\ 50\text{만원}, & 50\text{만원} \leq y^* \end{cases}
 \end{aligned}$$

保障性 保險料는 保險料 支出額이 總給與의 50만원 이하인 경우에는 全額, 50만원을 초과시에는 50만원이 공제되는 등 0원과 50만원에서 觀測值가 부분 단절(censored)된다.  $u$ 가 정규분포를 따르는 경우  $y$ 가 0원 또는 50만원의 값을 가지는 경우의 확률과 우도함수는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 \text{Prob}(y = 0) &= \text{Prob}(u < -\beta' x) = 1 - \text{Prob}(u \geq -\beta' x) \\
 &= 1 - \text{Prob}(u < \beta' x) = 1 - \Phi(\beta' x / \sigma) = 1 - \Phi \\
 \text{Prob}(y = 50\text{만}) &= \text{Prob}(u > 50\text{만} - \beta' x) = \text{Prob}(u < \beta' x - 50\text{만}) \\
 &= \Phi((\beta' x - 50\text{만}) / \sigma) = \Phi_{50}
 \end{aligned}$$

$$L = \prod_{y_i=0} (1 - \Phi) \prod_{0 < y_i < 50\text{만}} \sigma^{-1} \varphi \left( \frac{y_i - \beta' x_i}{\sigma} \right) \prod_{y_i=50\text{만}} \Phi_{50i} \dots\dots\dots (9)$$

여기서 하첨자 50이 붙은 것은  $y$ 가 50만원의 값을 가지는 확률을 나타낸다.

나. 醫療費控除

醫療費는 총급여의 3% 초과분을 대상으로 100만원을 한도로 공제된다. 따

라서 납세자  $i$ 의 의료비공제액은 다음과 같이 표현된다.

$$y_i^* \equiv \beta' x_i + u_i$$

$$y_i^0 \equiv y_i^* - 0.03 \text{ 總給與}_i = -0.03 \text{ 總給與}_i + \beta' x_i + u_i$$

$$y_i = \begin{cases} 0\text{원}, & y_i^0 \leq 0 \\ y_i^0, & 0 < y_i^0 < 100\text{만원} \\ 100\text{만원}, & 100\text{만원} \leq y_i^0 \end{cases}$$

또는

$$y_i = \begin{cases} 0\text{원}, & y_i^* \leq 0.03 \times \text{總給與}_i \\ y_i^* - 0.03 \times \text{總給與}_i, & 0.03 \times \text{總給與}_i < y_i^* < 0.03 \times \text{總給與}_i + 100\text{만원} \dots\dots (10) \\ 100\text{만원}, & 0.03 \times \text{總給與}_i + 100\text{만원} \leq y_i^* \end{cases}$$

醫療費는 支出額이 總給與의 3% 미만이거나 總給與의 3% + 100만원을 초과하는 경우에 0원 또는 100만원으로 기재되는 등 두 점에서 觀測值가 부분단절(censored)된다. 다만 이 경우 자료가 부분단절되는 수준은 관측치  $i$ 의 총급여 수준에 따라 달라진다. 이때  $u$ 가 정규분포를 따른다고 하면 尤度函數는 다음과 같다.

$$L = \prod_{y_i=0} \left[ 1 - \Phi \left( \frac{\beta' X_i - 0.03 \times \text{總給與}_i}{\sigma} \right) \right] \times \prod_{0 < y_i < 100\text{만}} \sigma^{-1} \varphi \left( \frac{y_i - \beta' x_i + 0.03 \times \text{總給與}_i}{\sigma} \right) \times \dots\dots\dots (11) \prod_{y_i < 100\text{만}} \Phi \left( \frac{\beta' x_i - 0.03 \times \text{總給與}_i - 100\text{만}}{\sigma} \right)$$

본 연구에서는 설명변수 가운데 總給與가 포함되어 있다. 따라서 式 (9)와 (11)의 형태로 토빗模型이 설정된다고 하더라도 式 (8) 및 式 (9)의 경우와 마찬가지로

의 결과를 나타낸다. 그 이유는 다음과 같다. 편의상 總給與를  $x_1$ 이라고 하자. 그러면

$$\begin{aligned} \beta' x_1 - 0.03 \times \text{總給與}_i &= \beta' x_1 - 0.03x_{11} \\ &= \beta_0 + \beta_1 x_{11} + \beta_2 x_{21} + \dots + \beta_k x_{k1} - 0.03x_{11} \\ &= \beta_0 + (\beta_1 - 0.03)x_{11} + \beta_2 x_{21} + \dots + \beta_k x_{k1} \\ &= b' x_1 \end{aligned}$$

$$\text{단, } b \equiv (\beta_0, b_1, \beta_2, \dots, \beta_k)', \quad b_1 = \beta_1 - 0.03$$

이 된다.  $(\beta' x_1 - 0.03x_1)$   $b' x_1$ 로 대체하면 보험료의 경우와 완전히 동일한 형태로 변환된다. 따라서  $b$ 를 추정하고  $\beta_1 = b_1 + 0.03$ 을 계산하면  $\beta$ 를 추정할 수 있다.

### 3. 分析資料

본 연구에서 사용하는 자료는 1995년 귀속분 근로소득세 연말정산 신고자료이다. 총납세자는 1,070만 1,095명으로 이 가운데 16만 6,176명을 무작위추출하였다.

勤勞所得稅 年末精算 申告資料의 構成은 신고항목 가운데 납세자의 인적정보를 제외하고, 근로소득세 결정세액을 산출하기 위해 필요한 과세정보를 망라하고 있다. 주요 항목은 총급여, 비과세소득 및 과세소득, 배우자 유무, 부양가족의 수, 장애인 또는 노인의 수, 부녀자세대주 여부, 보험료, 의료비, 교육비, 기부금 등과, 주택마련저축과 개인연금저축 등에 대한 불입액에 대한 소득공제액, 근로소득세액공제를 포함한 각종 세액공제 등이 있다.

本 研究에서 사용하는 자료는 勤勞所得稅의 납세외무자를 대상으로 하고 있지만 成明宰(1997)와 成明宰·全瑛俊·崔濬旭(1997)에서 지적하였듯이 근로소득이 있지만 연말정산을 하지 않은 근로소득자에 대한 정보는 담고 있지 않아

이러한 것이 분석결과의 신뢰성을 저해할 가능성이 있다. 그러나 연말정산을 하지 않은 근로소득자는 모집단에 비해 그 수가 매우 작을 것으로 판단된다. 따라서 그에 따른 분석오류의 가능성이 작아 무시할 수 있을 정도인 것으로 판단된다.

본 연구에서는 지출분포를 추정함에 있어 總給與, 配偶者 有無, 扶養家族의 數(配偶者 除外), 扶養家族 가운데 障礙者와 老人의 數를 설명변수로 사용한다. 물론 이 외에도 지출분포에 영향을 미치는 요인이 많지만 연말정산 자료에는 이상의 자료 이외에는 추가적인 정보가 없기 때문에 나머지에 대해서는 불가피하게 무시하기로 한다.

#### 4. 分析方法

##### 가. 標準토빗模型

본 연구에서는 여러 가지 토빗模型 推定方法 가운데 프로빗 最尤推定法을 이용하여  $\beta$ 와  $\sigma^2$ 를 추정하는 방법을 살펴본다<sup>5)</sup>. 式 (1)의 형태로 推定하고자 하는 方程式이 설정되면, 실제로 관찰되는  $y$ 의 값은 陽數와 零의 두 가지로 구분된다. 이때 誤差項  $u$ 가  $N(0, \sigma^2)$ 의 정규분포를 따른다고 하면 式 (2)의 형태를 가지는 우도함수를 1차 미분하여 최적화 조건을 만족시키는  $\beta$ 와  $\sigma^2$ 에 대한 추정치를 구할 수 있으며 우도함수를 2차 미분하여  $\beta$ 와  $\sigma^2$ 의 추정치에 대한 분산행렬을 추정할 수 있다<sup>6)</sup>. 이를 식으로 표현하기 위해 다음의 관계를 살펴보자.

5) Heckman의 2단계 推定法과 같은 방법으로도 추정할 수 있으나 Heckman 推定法의 1 단계에서  $\beta/\sigma$ 를 추정하는 경우 매우 복잡한 형태의 最適化(optimization) 문제가 결부되어 전산 프로그램이 잘 수렴하지 않는 경향이 있어 부득이 프로빗 最尤推定法을 사용하였다.

6) 우도함수의 2차 미분을 통한 분산의 산출방법에 대한 구체적인 내용은 Manski(1988)를 참조하기 바란다.

$$\frac{\partial F_1}{\partial \beta} = f_1 x_1 \dots\dots\dots (12)$$

$$\frac{\partial F_1}{\partial \sigma^2} = -\frac{1}{2\sigma^2}(\beta' x_1) f_1 \dots\dots\dots (13)$$

$$\frac{\partial f_1}{\partial \beta} = -\frac{1}{\sigma^2}(\beta' x_1) f_1 x_1 \dots\dots\dots (14)$$

$$\frac{\partial f_1}{\partial \sigma^2} = \frac{(\beta' x_1)^2 - \sigma^2}{2\sigma^4} f_1 \dots\dots\dots (15)$$

式 (12)~式 (15)를 이용하여 우도함수(式 (6))에 自然對數를 취한 것을  $\beta$ 와  $\sigma^2$ 에 대해 1차 미분하면 다음의 결과를 얻을 수 있다.

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \beta} = -\sum_0 \frac{f_1}{1-F_1} x_1 + \frac{1}{\sigma^2} \sum_1 (y_1 - \beta' x_1) x_1 = 0 \dots\dots\dots (16)$$

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \sigma^2} = \frac{1}{2\sigma^2} \sum_0 \frac{(\beta' x_1) f_1}{1-F_1} - \frac{N_1}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4} \sum_1 (y_1 - \beta' x_1)^2 = 0 \dots\dots\dots (17)$$

式 (16)에  $\beta'/2\sigma^2$ 를 곱하여 式 (17)에 더해 주고, 式 (16)에  $\sigma$ 를 곱하여  $\beta$ 에 대해 정리하여 行列의 형태로  $\beta$ 와  $\sigma^2$ 에 대한 모수 추정량을 표현하면 다음과 같다.

$$\sigma^2 = \frac{1}{N_1} \sum_1 (y_1 - \beta' x_1) y_1 = \frac{1}{N_1} Y_1' (Y_1 - X_1 \beta) \dots\dots\dots (18)$$

$$\begin{aligned} \beta &= (X_1' X_1)^{-1} X_1' Y_1 - \sigma (X_1' X_1)^{-1} X_0' \gamma_0 \\ &= \beta_{LS} - \sigma (X_1' X_1)^{-1} X_0' \gamma_0 \dots\dots\dots (19) \end{aligned}$$

단,  $\beta_{LS} = (X_1' X_1)^{-1} X_1' Y_1$ ,  $\gamma_0 = (\gamma_{N_1+1}, \gamma_{N_1+2}, \dots, \gamma_N)$ ,  $\gamma_1 = \phi / (1 - \phi_1) = \sigma f_1 / (1 - F_1)$ ,  $\sum_0$ 와  $\sum_1$ 는 각각  $y$ 의 값이 0인 경우와 陽數인 경우에 대

한 합을 나타냄.

式 (16)과 式 (17)을 미분하여 역행렬을 취하면  $\beta$ 와  $\sigma^2$ 의 추정치에 대한 分散行列( $\equiv V^{-1}$ )을 구할 수 있다<sup>7)</sup>. 다만 그 과정에서  $y$ 가 0인 경우와 陽數인 경우에 대한 합을 나타내는  $\sum_0$ 와  $\sum_1$ 는 각각  $\Sigma(1-F_1)$ 와  $\Sigma F_1$ 로 대체하여 자료 전체에 대한 합을 나타내는 표현으로 대체하여 단순화하는 것이 필요하다<sup>8)</sup>.

$$\text{단, } V = \begin{pmatrix} \sum_{a_i x_i} & \sum_{b_i x_i} \\ \sum_{b_i x_i'} & \sum_{c_i} \end{pmatrix} \dots\dots\dots (20)$$

$$\text{단, } a_1 = -\frac{1}{\sigma^2} \left( z_1 \phi_1 - \frac{\phi_1^2}{1-\phi_1} - \phi_1 \right)$$

$$b_1 = \frac{1}{2\sigma^3} \left( z_1^2 \phi_1 + \phi_1 - \frac{z_1 \phi_1^2}{1-\phi_1} \right)$$

$$c_1 = -\frac{1}{4\sigma^4} \left( z_1^3 \phi_1 - 3 z_1 \phi_1 - \frac{z_1^2 \phi_1^2}{1-\phi_1} - 2\phi_1 \right)$$

$$z_1 = \beta' x_1 / \sigma$$

나. 特殊한 形態의 토빗模型<sup>9)</sup>

保險料나 醫療費에 대한 지출분포를 토빗모형으로 정형화하면 尤度函數가 式 (9) 또는 式 (11)의 형태로 표현된다. 자연대수를 취한 후 우도함수를 1차, 2차로 미분한 결과는 標準토빗模型의 경우와 다소 상이하다. 이를 정리하면 다음과 같다.

7) 분산행렬의 산출과정에 대한 자세한 내용은 Maddala(1983)와 Amemiya(1985)를 참조하기 바란다. 다만 두 책에서는  $c_1$ 를 구하는 과정에서 오류를 범하였기 때문에 이를 정정하였음에 유의하기 바란다.  
 8) 이에 대해서는 Maddala(1983)의 p.155를 참조하기 바란다.  
 9) 보다 자세한 내용에 대해서는 Nelson(1976)과 Pratt(1981)를 참조하기 바란다.

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \beta} = -\sum_0 \frac{f_1 X_1}{1-F_1} + \frac{1}{\sigma^2} \sum_1 (Y_1 - \beta' X_1) X_1 + \sum_{50} \frac{f_{50} X_1}{1-F_{50}} = 0 \dots (21)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L}{\partial \sigma^2} &= \frac{1}{2\sigma^2} \sum_0 \frac{(\beta' X_1) f_1}{1-F_1} - \frac{N_1}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4} \sum_1 (Y_1 - \beta' X_1)^2 \\ &\quad - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{50} \frac{(\beta' X_1 - 50\text{만}) f_{50}}{1-F_{50}} = 0 \dots (22) \end{aligned}$$

하첨자 50이 붙은  $f_{50}$ 와  $F_{50}$ 는 각각  $(\beta' x_1 - 50\text{만})$ 에서 평가한 누적 및 확률 분포함수의 값을 나타낸다.  $N$ 개의 표본을  $y_1$ 의 값이 陽數( $N_1$ 개), 零( $N_0$ 개), 50만원을 가지는 순서대로 재배열하자. 그러면 式 (21)과 式 (22)를 정리하여 행렬의 형태로 표현하면 다음의 결과를 얻을 수 있다.

$$\sigma^2 = \frac{1}{N_1} \sum_1 (Y_1 - \beta' X_1) Y_1 = \frac{1}{N_1} Y_1' (Y_1 - X_1 \beta) \dots (23)$$

$$\begin{aligned} \beta &= (X_1' X_1)^{-1} X_1' Y_1 - \sigma (X_1' X_1)^{-1} X_0' \gamma_0 + \sigma (X_1' X_1)^{-1} X_{50}' \delta_{50} \\ &= \beta_{LS} - \sigma (X_1' X_1)^{-1} X_0' \gamma_0 + \sigma (X_1' X_1)^{-1} X_{50}' \delta_{50} \dots (24) \end{aligned}$$

단,  $\gamma_0 = (\gamma_{N_1+1}, \gamma_{N_1+2}, \dots, \gamma_{N_1+N_0})$ ,  $\gamma_1 = \varphi / (1 - \Phi_1) = \sigma f_1 / (1 - F_1)$ ,

$$\delta_{50} = (\delta_{N_1+N_0+1}, \delta_{N_1+N_0+2}, \dots, \delta_N)$$
,  $\delta_1 = \varphi_{50} / \Phi_{50} = \sigma f_{50} / F_{50}$

式 (23)은 式 (18)과 완전히 동일한 형태를 가지며 분산행렬은 式 (20)과 같은 형태를 가진다. 다만  $a_1$ ,  $b_1$ ,  $c_1$ 가 아래와 같이 다소 차이를 보인다.

$$a_1 = -\frac{1}{\sigma^2} \left( z_1 \varphi_1 - \frac{\varphi_1^2}{1 - \Phi_1} - \Phi_1 - \frac{\varphi_{50}}{\Phi_{50}} - z_{50} \varphi_{50} \right)$$

$$b_1 = \frac{1}{2\sigma^3} \left( z_1^2 \varphi_1 - \frac{z_1 \varphi_1^2}{1 - \Phi_1} - z_{50}^2 \varphi_{50} \frac{z_{50} \varphi_{50}}{\Phi_{50}} + \varphi_{50} \right)$$

$$c_1 = -\frac{1}{4\sigma^4} \left( z_1^3 \varphi_{z_1} - 3z_1 \varphi_{z_1} - \frac{z_1^2 \varphi_{z_1}^2}{1-\varphi_{z_1}} - 2\varphi_{z_1} - z_{501}^3 \varphi_{z_{501}} + 3z_{501} \varphi_{z_{501}} - \frac{z_{501}^2 \varphi_{z_{501}}^2}{\varphi_{z_{501}}} \right) \dots\dots\dots (25)$$

단,  $z_1 = \frac{\beta' X_1}{\sigma}$ ,  $z_{501} = \frac{\beta' X_1 - 50\text{만}}{\sigma}$

이상과 같이  $\beta$ 와  $\sigma^2$ 의 추정치에 대한 점근적 정규분포에서의 분산행렬에 대한 추정량을 보았다. 위의 형태를 이용하여 모수 및 분산에 대한 추정치를 추정함에 있어서는 여러 가지 방법이 있다. 그 가운데 본 연구에서는 Fair(1977)의 방법을 사용하기로 한다. 즉,  $\beta$ 에 대한 초기값( $\beta^{(1)}$ )을 임의적으로 가정하고 式 (23)을 이용하여  $\beta^{(1)}$ 에 대응하는  $\sigma^2$ 를 산출하고, 그 결과를 이용하여  $\gamma_0$ 와  $\delta_{50}$ 을 추정한 후 이를 式 (24)에 대입하여  $\beta(\beta^{(2)})$ 를 추정하고, 式 (26)을 이용하여 새로이 ( $\beta^{(3)}$ )를 추정한다. 그리고 다시 초기상태로 돌아가  $\sigma^2$ 와  $\beta$ 를 반복적으로 추정한다.  $\beta$ 와  $\sigma^2$ 에 대한 추정치가 수렴할 때까지 이러한 과정을 반복하여  $\beta$ 와  $\sigma^2$ 를 추정하면 소기의  $\beta$ 와  $\sigma^2$ 를 추정할 수 있다.

$$\beta^{(3)} = \beta^{(1)} + \lambda(\beta^{(2)} - \beta^{(1)}), 0 < \lambda \leq 1 \dots\dots\dots (26)$$

### Ⅲ. 模型의 推定結果

#### 1. 保障性 保險料 支出 推定結果

保障性 保險料 支出에 대한 토빗模型 推定結果는 <表 1>에 나타난 바와 같다. 總給與, 配偶者 有無, 扶養家族의 數, 扶養家族 가운데 障礙者와 老人의 數에 대한 계수 추정치 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이 가운데 配偶者 有無, 扶養家族의 數, 扶養家族 가운데 障礙者의 數는 계수가 陽으로 나타

나 일반적인 상식과 부합되는 결과를 나타내었다. 그러나 總給與와 老人의 數는 保險料 支出과 逆의 關係에 있는 것으로 나타나 다소 의외로 여겨진다. 이에 대해서는 다음과 같은 해석이 가능하다.

總給與가 증가하면 保障性 保險에 가입할 수 있는 경제적 능력이 확대된다. 따라서 소득이 일정 수준에 도달할 때까지 소득이 증가하는 경우에는 보험가입을 위한 지출이 증가한다고 볼 수 있다. 그러나 소득이 일정 수준을 초과하여 계속 증가하는 경우에는 소득이 충분히 크기 때문에 오히려 保障性 保險 加入에 대한 誘因이 적어질 수 있다. 만약 이러한 가설이 사실이고 특히 전자에 비해 후자의 비중이 상대적으로 더 크다면 전체적으로 總給與에 대한 係數가 陰의 값을 가질 수 있다. 이러한 것은 이론경제학적으로 분석해 볼 수도 있겠으나 현실적으로 어떠한 결과를 나타내는지는 경험적으로 검정해 볼 필요가 있다. 따라서 표본을 總給與 水準別로 다섯 구간으로 나누어 동일한 방법으로 지출분포를 추정해 보았으며 그 결과는 부록에 수록하였다. 給與 水準別로 區分하여 분석해 본 결과를 보면 總給與가 2천만원 이하인 구간의 경우에는 總給與에 대한 계수가 陽의 값을 가지는 반면 2천만원을 초과하는 구간의 경우에는 계수가 陰의 값을 가지는 것으로 나타났다.

이 외에도 고소득층의 경우에는 급여에 포함되지 않는 부가급여적 성격을 지니는 것으로서 차량보조 및 제반 부대비용을 고용주가 대신 부담하는 것이 상당히 광범위하게 이루어지고 있다는 점도 고소득층에 대한 보장성 보험 지출의 소득탄력성이 陰의 값을 가지게 되는 한 요인이 되는 것으로 볼 수 있다.

扶養家族 가운데 老人이 있는 경우에는 그렇지 아니한 경우에 비해 보험을 가입할 誘因이 상대적으로 낮다. 이는 餘生 동안 損失을 입게 될 危險에 대한 費用과, 危險에 대비하여 保險을 가입함으로써 얻게 되는 便益의 상대적 크기가 老人인지의 여부에 따라 다르기 때문이다. 즉 老人의 경우에는 費用이 便益보다 더 큰 경우가 많기 때문에 다른 조건이 동일하다면 扶養家族 가운데 老人이 있는 경우가 그렇지 않은 경우보다 낮은 보험료를 지불할 가능성이 높다. 따라서 본 연구의 추정결과도 그러한 것을 반영하고 있는 것으로 판단되며 그러한 결과는 總給與 水準別로 구분하여 추정한 결과에서도 마찬가지로의 결과를

보여주고 있다<sup>10)</sup>.

〈表 1〉 保障性 保險料 支出額 推定結果

	母數 推定值	標準偏差	t-값
常 數	84,316.24905	1,159.03103	72.74719
總 給 與	-0.00191	0.00003	-58.10726
配偶者 有無	101,052.11383	1,381.20430	73.16232
扶養家族의 數	35,306.54855	518.17223	68.13670
障礙者의 數	6,553.14381	3,069.35473	2.13502
老人의 數	-17,796.15924	1,054.03083	-16.88391
分 散	45,217,543,992.63765	31,645,410.32548	1,428.88158

## 2. 醫療費 支出 推定結果

醫療費 支出에 대한 토빗模型 推定結果는 〈表 2〉에 나타난 바와 같다. 總給與, 配偶者 有無, 扶養家族의 數, 扶養家族 가운데 障礙者와 老人의 數 모두에 대한 계수 추정치가 陽의 값을 가지면서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

保障性 保險料의 경우와 달리 醫療費 支出의 경우에는 總給與에 대한 계수가 陽의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이는 저소득층의 경우에는 병원이나 약국 치료를 받아야 하는 경우가 있더라도 소득수준이 낮기 때문에 치료비 지불능력이 낮아 의료비 지출이 낮은 반면 고소득층의 경우에는 경제적 여력이 충분하기 때문에 고액의 치료비라고 하더라도 실제로 지출하는 경우가 많기 때문에 醫療費 支出과 總給與間에는 正의 關係가 성립하는 것으로 사료된다. 그 밖에도 동일한 종류의 질병이라고 하더라도 저소득층의 경우에는 상대적으로 의료

10) 이러한 결과는 적절한 설명변수가 회귀모형에서 배제된 경우(omitted variables)에 의해서도 그러한 결과가 나타날 가능성이 있다. 다만 주어진 자료를 가지고는 더 이상 그러한 문제에 대해 분석이 불가능하였다는 점에 유의하기 바란다.

수가 낮은 의원이나 약국을 이용하는 비중이 높은 반면 고소득층의 경우에는 종합병원 등 상대적으로 고가의 의료수가 적용되는 기관을 더 많이 이용할 뿐만 아니라 종합건강검진이나 고가의 검사항목에 대한 부담도 더 많이 하는 것도 한 요인인 것으로 판단된다.

老人의 數가 증가하는 경우에도 의료비 지출이 증가하는 것으로 나타났다. 이는 보험료의 경우에는 실제로 위험이 발생하지 않을 가능성이 있기 때문에 위험이 발생할 가능성을 스스로 감수하는 경우가 많은 반면, 실제로 질병이나 사고 등으로 인해 병·의원에서 치료를 받아야 하는 경우가 발생하는 경우에는 경제적 여력과 치료를 위한 의지가 있는 한 의료비 지출을 증대시키는 것이 일반적이다.

〈表 2〉 醫療費 支出額 推定結果

	母數 推定值	標準偏差	t-값
常 數	-1,252,666.21137	6,996.90295	-179.03153
總 給 與	0.02988	0.00004	670.90564
配 偶 者 有 無	284,180.93672	8,466.66026	33.56470
扶 養 家 族 的 數	78,219.61445	2,943.54286	26.57329
障 碍 者 的 數	165,499.60524	15,230.98792	10.86598
老 人 的 數	42,388.10902	5,910.10912	7.17214
分 散	830,781,673,705.88159	31,622,829.82022	26,271.57906

추정결과를 보면 부양가족이 1명 있는 경우라면 그렇지 않은 경우에 비해 평균적으로 약 7만 8천원 정도의 의료비를 더 지출하며 만약 해당 부양가족이 노인이라면 추가적으로 약 4만 2천원 정도의 의료비를 더 지출한다고 볼 수 있다. 즉, 부양가족이 노인이 아닌 경우에는 부양가족 1인당 의료비 지출이 약 7만 8천원 정도 증가하지만 만약 부양가족이 노인이라면 부양가족 1인 추가에 따른 7만 8천원과 부양가족이 노인이라는 것에 대한 추가적 지출분 4만 2천원

을 합하여 12만원 정도의 의료비 지출이 증가한다고 할 수 있다.

## IV. 支出分布 推定

### 1. 支出分布의 推定方法

본절에서는 第III절의 支出函數 推定結果를 바탕으로 保障性 保險料와 醫療費 支出分布를 추정한다. 다만 第II절에서 이미 오차항  $u$ 에 대한 분포를 정규분포로 가정하였기 때문에 지출분포는 정규분포를 따른다. 본 연구의 목적은 保險料 및 醫療費에 대한 特別控除의 限度를 上向調整하는 경우에 예상되는 근로소득세 특별공제의 공제규모 변화효과를 추정하기 위한 기초자료를 제공하는 데 있다. 따라서 지출분포의 추정은, 공제상한을 각각 50만원과 100만원에서 10만원 또는 20만원씩 상향조정함에 있어 현재 공제상한을 충족하고 있는 납세자 가운데 새로이 설정되는 상한을 초과하는 납세자의 비율을 추정해 봄으로써 얼마만큼의 공제효과가 있을 것인지에 대해 간접적으로 추론해 보고자 한다. 즉, 현재 공제상한만큼의 공제를 받고 있는 납세자 가운데 공제한도를 인상하는 경우 여전히 새로운 공제한도 이상의 지출을 보이는 납세자의 비율을 보고자 한다. 따라서 1에서 이 비율을 차감하면 현재의 공제상한과 새로운 공제상한 사이에 있는 납세자의 비율을 알 수 있다<sup>11)</sup>.

지출분포 추정에 있어서는 논의의 편의상 式 (8) 또는 式 (10)에서의  $y$  대신  $y^*$ 의 분포, 즉 실제로 지출 또는 공제받은 保險料 및 醫療費 支出額 대신 관찰되지 않는 변수  $y^*$ 를 추정하기로 한다. 따라서 이와 같이 지출분포를 추정하는 경우에는  $y^*$ 가 陰의 값을 가질 수 있기 때문에 支出額 平均이 陰의 값을 가질

11) 본모를 현재 공제상한 이상의 공제혜택을 누리고 있는 납세자로 잡은 이유는, 연말정산 자료로부터 자동적으로 이들 납세자의 비율을 알 수 있으며, 공제상한 이하의 지출을 보이고 있는 납세자의 경우에는 공제상한을 상향조정하더라도 공제한도 조정에 따른 추가적인 공제혜택이 없으므로 아무런 변화가 없기 때문이다.

수도 있음에 유의하기 바란다. 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$P(y^* \geq z | y^* \geq 50 \text{ 또는 } 100\text{만원}) \times 100 = \frac{P(y^* \geq z)}{P(y^* \geq 50 \text{ 또는 } 100\text{만원})} \times 100 \dots\dots\dots (27)$$

2. 保障性 保險料 支出分布의 推定

總給與가 1천만원, 1천 5백만원, 3천만원, 5천만원, 8천만원인 경우 保障性 保險料의 지출평균, 즉  $y^*$  (또는  $\beta x$ )의 평균은 단독가구의 경우 약 65,000~ -68,000원 정도로 總給與가 증가함에 따라 감소하는 모습을 보이고 있다. 그리고 부양가족이 증가함에 따라 지출액(또는 공제액)은 2인 가구와 4인 가구의 경우 각각 약 166,000~33,000원, 237,000~103,000원 정도로 1인 가구에 비해 크게 증가하는 모습을 보이고 있다.

총급여 수준이 상승함에 따라 보험료 지출평균이 감소하는 것은 지출함수에서 總給與에 대한 계수가 陰의 값을 가지는 데 기인한다. 그리고 1인 가구로서 소득이 5천만원 또는 8천만원인 경우에는 保險料 支出平均이 陰의 값을 가지는 것으로 나타났는데 이는 저소득층에 비해 실제로 지출하는 보험료(여기서는  $y^*$ 가 아니라  $y$ 임)가 0원인 납세자의 비율이 더 크다는 것을 간접적으로 시사해 주는 것으로 볼 수 있다.

總給與가 1천만원이고 配偶者 및 2명의 부양가족이 있으면서 노인이 없고 50만원 이상의 保障性 保險料를 지출하고 있는 근로소득자 가운데 60만원 이상을 지출하고 있는 납세자는 29.1%이고 70만원 이상을 지출하는 납세자는 6.9%이다. 그러므로 보험료 지출액이 50~60만원인 납세자의 비율은 70.9%이다.

보험료 지출액이 50만원 이상인 납세자 가운데 지출액이 60만원 또는 70만원 이상인 납세자의 비율은 가구원의 수가 증가할수록 증가하는 모습을 보이고 있다. 이는 상대적으로 가구원의 수가 많을수록 위험기피적인 성향이 증가하기 때문인 것으로 사료된다. 이러한 모습은 총급여 수준에 관계없이 일치되는 모

〈表 3〉 保障性 保險料 支出平均과 分布

(單位：萬圓, 圓, %)

總給與		1,000	1,500	3,000	5,000	8,000
平均 支出額	1人 家口	65,216	55,666	27,016	-11,184	-68,484
	2人 家口	166,268	156,718	128,068	89,868	32,568
	4人 家口	236,881	227,331	198,681	160,481	103,181
Z		60 70	60 70	60 70	60 70	60 70
50만원 超過者 對比 Z원 超過者 比率	1人 家口	29.1 6.9	28.6 6.7	27.0 5.9	25.0 5.1	22.2 4.0
	2人 家口	35.5 10.4	34.9 10.0	33.0 8.9	30.6 7.7	27.3 6.1
	4人 家口	40.6 13.6	39.9 13.1	37.8 11.8	35.1 10.1	31.4 8.1

註：2人 家口는 본인과 배우자로 구성되고, 4人 家口는 본인, 배우자 및 부양가족 2인으로 구성된 가구를 지칭함.

습을 보이고 있다.

### 3. 醫療費 支出分布의 推定

醫療費 支出은 총급여 수준이 증가하면서 지출평균이 점차 상승하는 모습을 보이고 있다. 이는 앞에서도 언급하였듯이 의료비 지출능력을 간접적으로 나타내는 총급여 수준과 실제의 의료비 지출액간에는 正의 관계가 있음을 보여준다고 할 수 있다.

1인 가구에 대한 總給與의 3% 控除前 醫療費 支出平均은 총급여가 1천만원, 1,500만원, 3천만원, 5천만원, 8천만원의 경우 각각 약 -954,000~1,138,000원, 2인 가구 및 4인 가구의 경우에는 각각 약 -670,000~1,422,000원, 약 -513,000~1,578,000원 정도로 증가하는 모습을 보이고 있다. 총급여가 1천만원 또는 1,500만원인 납세자의 경우에는 의료비 지출액 평균이 陰의 값을 가지고 있는데 이들 계층은 대부분 최저소득층에 속한다고 할 수 있는바 실제로

치료비로 지출하는 비용이 매우 낮거나 지출하지 않는 경우가 상당히 많은 것을 시사해 주는 것으로 판단된다.

〈表 4〉 醫療費 支出平均과 分布

(單位：萬圓, 圓, %)

總給與		1,000	1,500	3,000	5,000	8,000
平均支出額 (3% 控除前)	1人 家口	-953,866	-804,466	-356,266	241,334	1,137,734
	2人 家口	-669,685	-520,285	-72,085	525,515	1,421,915
	4人 家口	-513,246	-363,846	84,354	681,954	1,578,354
平均支出額 (3% 控除後)	1人 家口	-1,253,866	-1,254,466	-1,256,266	-1,258,666	-1,262,266
	2人 家口	-969,685	-970,285	-972,085	-974,485	-978,085
	4人 家口	-813,246	-813,846	-815,646	-818,046	-821,646
Z		110 120	110 120	110 120	110 120	110 120
100만원 超過者 對比 Z원 超過者 比率	1人 家口	73.2 52.9	73.2 52.9	73.1 52.9	73.1 52.9	73.1 52.8
	2人 家口	75.5 56.3	75.5 56.3	75.4 56.3	75.4 56.3	75.4 56.2
	4人 家口	76.7 58.3	76.7 58.3	76.7 58.2	76.7 58.2	76.7 58.2

註：2人 家口는 본인과 배우자로 구성되고, 4人 家口는 본인, 배우자 및 부양가족 2인으로 구성된 가구를 지칭함.

總給與의 3% 控除後 醫療費 支出平均은 총급여가 1천만원, 1,500만원, 3천만원, 5천만원, 8천만원의 경우 각각 약 -1,254,000~1,262,000원, 2인 가구 및 4인 가구의 경우에는 각각 약 -970,000~978,000원, -813,000~822,000원 정도로 증가하는 모습을 보이고 있다.

保障性 保險料의 경우에서와 마찬가지로 의료비 공제수준, 즉 총급여의 3%를 초과하는 의료비 지출액이 100만원 이상인 근로소득자 가운데 의료비 지출액이 총급여의 3%+110만원을 초과하는 근로소득자의 비율은 총급여가 1천만원인 1인 가구의 경우 73.2%, 총급여의 3%+120만원을 초과하는 근로소득자

의 비율은 52.9%이다. 이러한 비율은 부양가족의 수가 많아질수록, 그리고 총 급여 수준이 증가할수록 높아짐을 볼 수 있다. 즉, 부양가족이 많을수록, 의료비 부담능력이 커질수록 실제로 지출하는 의료비가 더 커진다는 것을 유추할 수 있다<sup>12)</sup>.

## V. 맺음말

現在 勤勞所得에 대해서는 근로소득공제와 기본공제 및 추가공제 등의 인적 공제에 추가하여 인적자본의 形成·維持에 소요되는 필요경비적 성격을 지닌 일부의 지출에 대해 特別控除라 하여 소득공제를 허용하고 있다. 다만 特別控除를 허용함에 있어서는 保障性 保險料, 醫療費, 寄附金 등 일부 항목의 경우에는 대규모의 稅收減少를 방지하기 위해 공제상한을 설정하여 과도한 공제를 제한하고 있다.

그러나 물가가 상승하거나 필요경비적 성격이 짙은 항목에 대한 공제한도를 현실화할 필요성이 발생할 수 있다. 그러한 경우에는 세수여건을 감안하면서 공제한도를 상향조정하는 것이 바람직하다. 공제한도에 미달하는 지출을 보이는 납세자의 경우에는 공제한도를 상향조정한다고 하더라도 행태에 별다른 영향이 없을 것이다. 그러나 공제한도 이상의 지출을 가진 납세자의 경우에는 공제한도의 조정에 따라 공제규모가 달라진다. 따라서 세수감소 효과는 이들로부터 나타난다고 볼 수 있다.

근로소득세 연말정산 신고서에서는 실제로 지출한 지출액을 기재하는 것이 아니라 공제액만을 기재하고 있다. 따라서 공제한도를 상향조정하는 경우에 공제한도 이상의 지출을 보이면서 공제상한만큼을 공제받고 있는 납세자의 경우

12) 의료비공제의 경우 조세회피적 수단인 하나로서 허위과다 보고되고 있는 점을 고려할 때 본 연구에서의 의료비지출분포에 대한 추정결과는 上向偏倚(upward bias)의 가능성이 있는 것으로 판단된다. 다만 이에 대해서는 현 시점에서 검증이 사실상 불가능하기 때문에 더 이상의 분석이 불가능하였음에 유의하기 바란다.

에 세수감소가 발생하지만 주어진 자료로는 세수감소 규모를 알 수 없다. 그러므로 공제한도 조정에 따른 세수효과를 추정하기 위해서는 지출함수에 대한 추정을 통해 지출분포를 추정함으로써 근로소득세 과표의 변화 및 세수효과를 추정하여야 한다.

지출함수의 추정은 지출액 관련 자료가 0원과 공제한도의 두 군데에서 자료가 부분절단되는 특성을 가지고 있기 때문에 토빗模型을 이용하여 추정할 수 있으며 다만 확률분포에 대해서는 정보가 없기 때문에 본 연구에서는 정규분포를 따른다는 가정을 도입하여 지출분포를 추정하였다. 保障性 保險料의 경우에는 總給與와 老人의 數와는 逆의 關係가 있으며 配偶者 유무나 扶養家族의 數와는 正의 關係가 있는 것으로 나타났으며 醫療費 支出의 경우에는 설명변수 모두 正의 關係가 있는 것으로 나타났다.

### 〈附錄〉 支出分布의 推定結果

#### 1. 所得區間別 保障性 保險料 및 醫療費 支出函數의 推定

지출함수를 추정함에 있어 소득구간은 總給與를 기준으로 1천만원 이하, 1천만~2천만원, 2천만~4천만원, 4천만~6천만원, 6천만원 초과의 다섯 구간으로 구분하였다.

〈附表 1〉 保障性 保險料 支出額 推定結果(1천만원 이하)

	母數 推定值	標準偏差	t-값
常 數	-249,810.49225	5,032.80264	-49.63646
總 給 與	0.02256	0.00078	28.83689
配 偶 者 有 無	25,206.10663	7,284.06588	3.46044
扶 養 家 族 의 數	29,312.27677	3,934.88580	7.44933
障 碍 者 의 數	-3,592.39038	32,614.27305	-0.11015
老 人 의 數	-12,127.63076	9,956.22113	-1.21810
分 散	69,784,678,476.82997	31,623,384.64475	2,206.74287

〈附表 2〉 保障性 保險料 支出額 推定結果(1천만~2천만원)

	母數 推定值	標準偏差	t-값
常 數	-225,504.12788	8,553.04180	-26.36537
總 給 與	0.01849	0.00056	32.92625
配 偶 者 有 無	72,893.85115	3,628.39338	20.08984
扶 養 家 族 의 數	33,347.44147	1,703.07537	19.58072
障 碍 者 의 數	-4,776.16430	12,125.81796	-0.39388
老 人 의 數	-22,864.78606	3,784.59083	-6.04155
分 散	75,070,216,021.86281	31,623,868.99684	2,373.84667

〈附表 3〉 保障性 保險料 支出額 推定結果(2천만~4천만원)

	母數 推定值	標準偏差	t-값
常 數	254,447.40267	3,267.75522	77.86611
總 給 與	-0.00238	0.00011	-22.44883
配 偶 者 有 無	18,425.13103	1,560.02411	11.81080
扶 養 家 族 의 數	16,582.32584	518.74689	31.96612
障 碍 者 의 數	-1,671.72071	3,609.55604	-0.46314
老 人 의 數	-11,944.77288	1,028.18540	-11.61733
分 散	26,666,055,680.96325	31,629,024.96831	843.08814

〈附表 4〉 保障性 保險料 支出額 推定結果(4천만~6천만원)

	母數 推定值	標準偏差	t-값
常 數	397,726.43071	10,977.06186	36.23250
總 給 與	-0.00758	0.00021	-35.25260
配 偶 者 有 無	60,414.93925	3,760.76117	16.06455
扶 養 家 族 의 數	10,547.10999	1,128.05258	9.34984
障 碍 者 의 數	19,317.04924	7,104.99199	2.71880
老 人 의 數	-837.58712	1,989.01705	-0.42111
分 散	20,600,222,931.94733	31,645,586.96616	650.96669

〈附表 5〉 保障性 保險料 支出額 推定結果(6천만원 초과)

	母數 推定值	標準偏差	t-값
常 數	269,091.78297	19,117.28693	14.07584
總 給 與	-0.00577	0.00023	-25.46132
配 偶 者 有 無	57,794.83975	9,443.10475	6.12032
扶 養 家 族 의 數	12,078.29738	2,820.50779	4.28231
障 碍 者 의 數	-27,369.52365	8,456.61773	-3.23646
老 人 의 數	-2,655.05543	5,166.01564	-0.51395
分 散	39,910,309,631.14317	31,624,191.75342	1,262.01833

〈附表 6〉 醫療費 支出額 推定結果(1천만원 이하)

	母數 推定值	標準偏差	t-값
常 數	-2,418,025.28211	47,409.85539	-51.00259
總 給 與	0.13163	0.00646	20.37955
配 偶 者 有 無	172,794.52827	50,317.63279	3.43408
扶 養 家 族 의 數	85,966.65460	26,440.90805	3.25127
障 碍 者 의 數	373,649.49821	158,563.00092	2.35647
老 人 의 數	-60,881.13633	69,910.03369	-0.87085
分 散	859,683,184,893.63147	31,622,797.51040	27,185.55133

〈附表 7〉 醫療費 支出額 推定結果(1천만원~2천만원 이하)

	母數 推定值	標準偏差	t-값
常 數	-1,534,533.62632	38,917.46383	-39.43046
總 給 與	0.05977	0.00252	23.72531
配 偶 者 有 無	149,728.27240	16,037.68820	9.33603
扶 養 家 族 의 數	99,512.35588	7,221.97400	13.77911
障 碍 者 의 數	117,763.00754	47,930.87422	2.45693
老 人 의 數	-44,098.09311	15,758.15832	-2.79843
分 散	651,172,493,083.22498	31,622,798.99958	20,591.86769

〈附表 8〉 醫療費 支出額 推定結果(2천만원~4천만원)

	母數 推定值	標準偏差	t-값
常 數	-917,498.35426	23,123.95461	-39.67740
總 給 與	0.03526	0.00074	47.69746
配 偶 者 有 無	72,055.65705	11,156.92590	6.45838
扶 養 家 族 의 數	10,028.11548	3,631.31444	2.76157
障 碍 者 의 數	163,100.75800	23,279.08169	7.00632
老 人 의 數	92,825.13421	6,992.55828	13.27485
分 散	762,648,489,781.04468	31,622,782.21592	24,117.05854

〈附表 9〉 醫療費 支出額 推定結果(4천만원~6천만원)

	母數 推定值	標準偏差	t-값
常 數	-431,234.36264	123,390.04793	-3.49489
總 給 與	0.00524	0.00242	2.16698
配 偶 者 有 無	243,688.15312	45,242.74109	5.38624
扶 養 家 族 의 數	52,862.55016	12,295.18534	4.29945
障 碍 者 의 數	293,509.08037	64,866.50240	4.52482
老 人 의 數	109,731.67184	20,752.73748	5.28758
分 散	1,064,810,492,388.35364	31,622,782.35146	33,672.25820

〈附表 10〉 醫療費 支出額 推定結果(6천만원 초과)

	母數 推定值	標準偏差	t-값
常 數	-2,299,459.48925	83,788.33670	-27.44367
總 給 與	0.03003	0.00003	872.78242
配 偶 者 有 無	77,430.73890	86,549.82724	0.89464
扶 養 家 族 의 數	42,604.43883	16,532.81508	2.57696
障 碍 者 의 數	-77,953.67472	68,332.07620	-1.14081
老 人 의 數	127,183.76376	43,995.09339	2.89086
分 散	1,420,405,361,202.87573	31,622,779.85805	44,917.15680

2. 所得區間別 保障性 保險料 및 醫療費 支出分布의 推定

保險料 및 醫療費 지출분포에 대해서는 해당 總給與에 대응하는 소득구간별 保障性 保險料 및 醫療費 支出函數에 대한 추정결과를 바탕으로 근로소득세 납세자 1인당(또는 1 가구당) 평균지출액 및 현재 공제액이 50만원 또는 100만원인 납세자 가운데 60만원, 70만원 또는 110만원, 120만원을 초과하는 납세자의 비율을 추정하였다.

〈附表 11〉 保章性 保險料 支出平均과 分布 II(〈附表 1〉~〈附表 5〉 基準)

(單位：萬圓, 圓, %)

總 給 與		1,000	1,500	3,000	5,000	8,000
平 均 支 出 額	1人 家口	-24,210	51,846	183,047	18,726	-192,508
	2人 家口	996	124,740	201,473	79,141	-134,713
	4人 家口	59,620	191,435	234,637	100,236	-110,557
Z		60 70	60 70	60 70	60 70	60 70
50萬圓 超過者 對比 Z圓 超過者 比率	1人 家口	38.4 13.0	44.6 17.7	20.4 3.0	6.4 0.3	13.8 1.5
	2人 家口	39.7 13.8	48.5 20.9	21.7 3.4	8.5 0.5	15.8 2.0
	4人 家口	42.7 16.1	52.3 24.4	24.3 4.2	9.3 0.5	16.7 2.2

註：2人 家口는 본인과 배우자로 구성되고, 4人 家口는 본인, 배우자 및 부양가족 2인으로 구성된 가구를 지칭함.

〈附表 12〉 保章性 保險料 支出平均과 分布 II(〈附表 6〉~〈附表 10〉 基準)

(單位：萬圓, 圓, %)

總 給 與		1,000	1,500	3,000	5,000	8,000
平 均 支 出 額 (3%控除前)	1人 家口	-1,101,725	-637,984	140,302	-169,234	102,941
	2人 家口	-928,931	-488,255	212,357	74,454	180,372
	4人 家口	-756,997	-289,231	232,414	180,179	265,581
平 均 支 出 額 (3%控除額)	1人 家口	-1,401,725	-1,087,984	-759,698	-1,669,234	-2,297,059
	2人 家口	-1,228,931	-938,255	-687,643	-1,425,546	-2,219,628
	4人 家口	-1,056,997	-739,231	-667,586	-1,319,821	-2,134,419
Z		110 120	110 120	110 120	110 120	110 120
100萬圓 超過者 對比 Z圓 超過者 比率	1人 家口	72.7 52.3	69.3 47.4	75.6 56.6	75.2 56.0	77.1 59.0
	2人 家口	74.1 54.3	70.8 49.4	76.3 57.5	76.7 58.4	77.4 59.6
	4人 家口	75.4 56.3	72.8 52.2	76.5 57.8	77.4 59.5	77.9 60.3

註：2人 家口는 본인과 배우자로 구성되고, 4人 家口는 본인, 배우자 및 부양가족 2인으로 구성된 가구를 지칭함.

## 參考文獻

- 羅城麟, 『韓國의 租稅－社會扶助模型 I』, 政策研究資料 91－41, 韓國開發研究院, 1991.
- 羅城麟·玄鎮權, 「韓國의 租稅－社會扶助模型 2: 母集團化 適用을 통한 租稅－社會扶助의 所得分配 效果」, 『財政論集』, 第7集, 韓國財政學會, 1993A.
- \_\_\_\_\_, 『租稅 및 社會扶助 政策의 效果分析: Tax-Benefit 模型을 중심으로』, 研究報告書 93－09, 韓國租稅研究院, 1993B.
- 成明宰, 『微視的 接近方法을 이용한 勤勞所得稅 稅收推計와 稅收效果 推定에 관한 研究』, 研究報告書 97－05, 韓國租稅研究院, 1997.
- 成明宰·全瑛俊·崔濬旭, 『勤勞所得稅 分離課稅에 대한 妥當性 檢討와 所得稅制의 改編方向』, 其他報告書(內部資料), 韓國租稅研究院, 1997.
- Amemiya, Takeshi, *Advanced Econometrics*, Basil Blackwell, 1985.
- Fair, R. C., "A Note on the Computation of the Tobit Estimator," *Econometrica*, 45(7), 1977, pp. 1723~1727.
- Han, A. K., "A Nonparametric Analysis of Transformations," *Journal of Econometrics*, 35, 1987A, pp. 191~209.
- \_\_\_\_\_, "Nonparametric Analysis of a Generalized Regression Model, The Maximum Rank Correlation Estimator," *Journal of Econometrics*, 35, 1987B, pp. 303~316.
- Härdle, W., *Applied Nonparametric Regression*, Econometric Society Monographs, Cambridge, 1990.
- Härdle, W. and T. M. Stoker, "Investigating Smooth Multiple Regression by the Method of Average Derivatives," *Journal of the American Statistical Association*, 84, 1989, pp. 986~995.
- Ichimura, H., "Semiparametric Least Squares(SLS) and Weighted SLS

- Estimation of Single Index Models,” *Journal of Econometrics*, 58, 1993, pp. 71~120.
- Ichimura, H. and L. Lee, “Semiparametric Least Squares Estimation of Multiple Index Models : Single Equation Estimation,” W. Barnett, J. Powell and G. Tauchen(eds.), *Nonparametric and Semiparametric Methods in Econometrics and Statistics*, Cambridge: Cambridge University Press, 1991.
- Maddala, G. S., *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Econometric Society Monographs in Qualitative Economics, Econometric Society Publication No. 3, Cambridge : Cambridge University Press, 1983.
- Manski, C. F., “Maximum Score Estimation of the Stochastic Utility Model of Choice,” *Journal of Econometrics*, 3, 1975, pp. 205~228.
- \_\_\_\_\_, *Analog Estimation Methods in Econometrics*, Chapman and Hall, 1988.
- Nahm, J., “Nonparametric Least Absolute Deviations Estimation,” Doctoral Dissertation, the University of Wisconsin-Madison, 1989.
- Nelson, F. D., “On a General Algorithm for the Analysis of Models with Limited Dependent Variables,” *Annals of Economic and Social Measurement*, 5(4), 1976, pp. 493~509.
- Powell, J. L., “Estimation of Monotonic Regression Models under Quantile Restrictions,” Social Systems Research Institute Workshop Series 8818, University of Wisconsin-Madison, 1988.
- Powell, J. L., James H. Stock and T. M. Stoker, “Semiparametric Estimation of Index Coefficients,” *Econometrica*, 57, 1989, pp. 1403~1430.
- Pratt, J. W., “Concavity of the Log-Likelihood,” *Journal of the American Statistical Association*, 76, 1981, pp. 137~159.

- Stoker, T. M., "Equivalence of Direct and Indirect Estimators of Average Derivatives," W. Barnett, J. Powell, and G. Tauchen (eds.), *Nonparametric and Semiparametric Methods in Econometrics and Statistics*, Cambridge : Cambridge University Press, 1990.
- Sung, Myung Jae, "Two-Stage Nonparametric Average Median Derivatives Estimation of Index Coefficients Using Mean Value Theorem," First Essay of Doctoral Dissertation, University of Wisconsin-Madison. 1992.

財政金融研究 第4卷 第2號(1997年 12月)

## 教育서비스와 所得分布 平等化에 관한 理論的 考察

鞠 重 鎬\*

### 要 約

본고의 목적은 교육서비스가 소득분포를 평등화시키는 역할을 하고 있음을 보여주는 데 있다. 평등화 효과를 가져오는 이유는 공적주체가 제공하는 교육서비스가 경제주체에게 광범위한 편익을 가져다 주는 공공재적 성질이 있기 때문이다. 이 경우 저소득층의 소득에서 차지하는 교육서비스의 편익이 고소득층의 그것보다 클 것이기 때문에 시간이 지남에 따라 소득불평등이 감소하여 소득분포의 평등화를 가져오는 효과가 있다. 본고에서는 이를 인적자본의 수준과 그 증가율의 관계 및 인적자본의 불평등도를 이용하여 이를 보여주고 있다. 아울러 인적자본의 동학경로를 구하여 인적자본과 파라메타와의 관계에 관해서도 살펴보고 있다.

### I. 序 論

일반적으로 所得移轉은 物的移轉과 教育投資(人的移轉)로 구분된다. 教育投資는 가득능력의 증가를 통하여 소득의 증가를 가져온다는 특징을 지니고 있다. 그리고 教育서비스의 供給에는 공공주체가 공급하는 서비스와 사적주체가 공급하는 서비스가 있다. 이때 의무교육 등의 公的 教育서비스는 공공재로서의 성질을 갖고 있으므로 정부가 稅收入을 재원으로 하여 서비스를 제공하고 있다.

\* 韓國租稅研究院 招請研究委員

유익한 논평을 해 주신 익명의 심사위원들께 감사를 표한다.

만일 공적교육서비스가 공공재로서의 성질에 의해 누구에게나 동일한 便益을 가져다 준다면 低所得層의 소득 중 그 便益이 차지하는 비율은 고소득층의 그것보다 높게 되고 그 결과 시간이 지남에 따라 所得水準의 불평등이 감소하여 所得分布의 평등화를 가져오는 효과가 있을 것이다.

본고에서는 이와 같은 教育서비스가 所得分布에 미치는 영향에 대해 살펴보고자 한다. 즉, 인적투자가 형성하는 人的資本을 상정하고 인적자본을 소득수준의 대용변수로 보는 경우 시간이 지남에 따라 어떠한 이유로 인해 소득수준이 점차 평등화되어 가는가를 동학 모델을 통해 고찰해 보는 것이다.

주지하듯이 Romer(1986), Lucas(1988) 및 Caballe and Santos(1993) 등의 內生的 經濟成長모델에서는 教育投資가 경제성장의 원동력이라는 논의가 활발히 이루어졌다. 이들 연구는 物的資本뿐만 아니라 人的資本이 經濟成長에 중요한 역할을 수행하였음을 분석했다는 점에서 주목할만한 가치가 있다. 그러나 이들 연구는 教育서비스가 소득분포에 미치는 영향에 대해 분석하기보다는 주로 私的인 教育投資를 상정하여 그것이 生産函數에 미치는 영향에 대해 분석하고 있다.

Tamura(1991)의 연구에서는 평균 이상의 인적자본을 가진 개인으로부터 평균 이하의 인적자본을 가진 개인으로의 擴散效果(spillover effect)에 의해 所得水準이 수렴되어 간다는 것을 보이고 있다. 이는 개인의 人的資本의 外部效果에 의한 가득능력의 평준화를 의미하는 것으로 생산재로서의 인적자본의 외부효과를 상정하여 국가간의 지속적인 경제성장의 격차를 논의한 Lucas(1988)의 모델과는 대조적이다. 이때 Tamura(1991)에서와 같이 개인의 인적자본에 대하여 확산효과 또는 외부효과를 상정하여 소득수준의 수렴현상을 다룰 수 있겠으나 이러한 외부효과는 공적 教育서비스로부터 연유하는 면이 있음도 고려해야 할 필요가 있다<sup>1)</sup>.

1) Tamura(1991)의 연구는 공적교육서비스가 소득분포에 미치는 효과에 대해서는 언급하고 있지는 않다. 본고에서는 효용최대화를 추구하는 경우 공적교육서비스는 개인이 제어할 수 없는 변수로서 효용함수를 고려하고 있으며 그 서비스가 인적자본에 미치는 효과는 Tamura(1991)에서의 인적자본의 확산효과와 유사하다고 할 수 있다.

본고에서는 教育서비스를 個人的 效用函數와 그 제약조건에 고려하여 인적자본의 동학경로를 도출하여 인적자본과 다른 변수와의 관계에 대해 살펴본 다음, 소득분포의 평등화현상을 보이기로 한다<sup>2)</sup>. 그 구성으로서 제 II절에서는 기본 모델에 관해 설명하고, 제 III절에서는 所得水準(人的資本)의 동학경로를 도출하며, 인적자본에 영향을 미치는 해당 변수와의 관계에 관하여 논의한다. 제 IV절에서는 公的 教育서비스가 존재할 경우 所得水準의 平等化에 관해 살펴본다. 제 V절은 요약 및 결론이다.

## II. 基本 모델

公的 教育서비스를 고려하는 경우 所得分布의 平等化와 관련된 문제를 살펴보기 위하여 다음과 같은 가정하에서 모델을 구축한다.

이질적인 經濟主體가 두 기간 동안 생존하고 공적주체가 공급하는 교육서비스는 이 경제주체가 제어할 수 없는 同質의 서비스라 가정한다<sup>3)</sup>. 논의의 단순화를 위해 人口成長이 없는 經濟를 상정한다. 각 경제주체는 良質의 교육서비스가 제공되는 것을 원한다. 이는 소비뿐만 아니라 자신에게 공급되는 공적교육서비스로부터도 효용을 느낀다는 것을 의미하며 따라서 效用函數에 자신의 소비를 더하여 교육서비스를 고려한 상태에서 效用極大化를 추구하게 된다<sup>4)</sup>.

여기서 각 경제주체는 賦存資源(endowment)으로서 한 단위의 시간을 가진다고 가정하자. 이것은 후술하는 바와 같이 人的資本을 형성하기 위해서는 일

2) 인적자본과 소득분포의 관계를 다룬 연구로서 Galor and Zeira(1993)가 있다. 이들은 인적투자자의 유동성제약과 자본시장의 불완전성이 있을 때 저소득층 및 고소득층으로 분화되는 소득계층의 분화현상을 도출해내고 있다. 이때 소득계층의 분화현상을 방지하기 위한 교육비용의 인하정책은 공적교육서비스를 제공하는 것과 밀접한 관련이 있다. 그러나 Galor and Zeira(1993)의 연구에서는 공적교육서비스의 외부성 등의 개념에 관해서는 언급이 없다. 소득계층의 분화현상과 그 방지를 위한 재정정책에 관해서는 鞠重鎬(1996)를 참조하기 바란다.

3) 따라서 공적교육투자의 편익이 평등하다고 가정한다면 그것은 사적교육투자보다도 소득분포의 평등화효과가 크다고 생각된다. 공적·사적교육투자에 의한 소득의 평등화효과에 관한 연구로서는 Glomm and Ravikumar(1992)가 있다.

정한 시간배분이 필요하기 때문이다. 이때 인적자본의 형성은 곧 所得水準의 增加와 연결된다. 따라서 이 개인에게는 자신의 소비뿐만 아니라 인적자본형성을 위한 시간배분도 선택변수가 된다.

위와 같은 상황에서 개인의 效用函數로서 아래의 식 (1)과 같은 대수효용함수의 형태를 취한다고 하자.

$$U_t = \ln(1-v_t)C_t C_{t+1} Z_{t+1} \\ = \ln(1-v_t) + \ln C_t + \ln C_{t+1} + \ln Z_{t+1}, \text{ where } 0 < v_t < 1 \dots\dots\dots (1)$$

여기에서  $C_t$ ,  $C_{t+1}$ 은  $t$ 기와  $(t+1)$ 기의 소비를 나타내고,  $Z_{t+1}$ 은  $(t+1)$ 기의 교육서비스를 나타낸다. 그리고  $v_t$ 는 한 단위의 시간 중 인적자본 형성을 위한 배분시간이다. 즉 식 (1)의 效用函數는 자신의 消費뿐만 아니라  $(t+1)$ 기의 教育서비스의 함수로 되어 있으며, 여기에 人的資本 形成을 위한 配分時間도 선택변수가 된다<sup>4)</sup>.

다음으로 인적자본의 형성을 위한 生産函數에 관해서 살펴보자. 여기서는 물적자본이 아닌 인적자본에 초점을 맞추고 있기 때문에 人的資本의 형성을 위한 投資는 소득수준에 직접적인 영향을 미친다고 가정한다. 즉, 인적자본투자를 所得의 대용변수(proxy variable)로 간주한다. 또한  $(t+1)$ 기의 인적자본 형성은  $t$ 기의 인적자본에 직접적으로 영향을 받는다고 하자. 그 외에 인적자본의 형성에 영향을 미치는 변수로서는  $t$ 기에 형성된 교육서비스가 있다.

이상의 인적자본의 형성관계를 나타내는 生産函數는 콥-더글라스(Cobb-Douglas)형으로 특정화하여 논의한다.

4) 물론 부모세대의 인적자본뿐만 아니라 물적자본도 인적자본의 형성에 중요한 역할을 담당하나 논의의 단순화를 위하여 물적유산동기에 관해서는 捨象한다.

5) Glomm and Ravikumar(1992)의 모델에서는  $t$ 기의 소비에 관해서는 언급이 없으며, 부존자원으로서 주어지 있는 1단위의 시간 중 일부는 여가로, 일부는 인적자본의 축적으로 풀리고 있다. 이에 비해 본고는 1단위의 시간의 사용은 그들의 모델과 동일하나 각기의 소비선택문제를 고려하고 있으며 개인의 효용함수와 제약조건도 그들의 것과는 다르다.

$$h_{t+1} = Av_t h_t^\beta Z_t^\gamma, \text{ where } 0 < \beta, \gamma < 1 \dots\dots\dots (2)$$

여기에서  $h_t, h_{t+1}$ 은  $t$ 기 및  $(t+1)$ 기의 인적자본이며,  $Z_t$ 는  $t$ 기의 교육서비스, 그리고  $A$ 는 임의의 상수이다.

이제 人的資本의 분포에 관한 가정과 教育서비스의 예산제약에 관해 살펴보자. 먼저 人的資本의 분포에 관해서는 그 인적자본  $h_t$ 는 평균  $v_t$ , 분산  $\sigma^2$ 의 값을 가지는 대수정규분포(lognormal distribution)를 가정한다. 이는 “만일  $h_t$ 가 평균  $\mu$ 분산  $\sigma^2$ 의 값을 갖는 대수정규분포라고 하면,  $\ln h_t$ 는 평균  $\mu$  분산  $\sigma^2$ 의 값을 갖는 정규분포(normal distribution)이다” 라는 것을 의미한다. 또한 인적자본  $h_t$ 의 確率密度函數를  $f(h_t)$ 라 하자<sup>6)</sup>. 그러면 평균의 정의식에 의해 평균인적자본을 나타내는 식은 다음과 같다.

$$\bar{h}_t = \int h_t f(h_t) dh_t \dots\dots\dots (3)$$

이 성립한다.  $\bar{h}_t$ 는  $t$ 기의 평균인적자본을 나타낸다.

한편, 教育서비스를 제공하기 위해 정부는 각 개인으로부터 稅金을 징수하고 公的 教育서비스는 稅率의 증가함수라 하자<sup>7)</sup>. 이를 간단히 하기 위해 정부가 課稅하여 公적教育서비스를 조달할 때의  $Z_t$ 와  $\bar{h}_t$ 의 관계식은 이하와 같이 線形關係에 있는 것으로 한다. 즉,

$$Z_t = \tau_t \bar{h}_t = \tau_t \int h_t f(h_t) dh_t \dots\dots\dots (4)$$

이때 정부가 공급하는 教育서비스는 개인이 제어할 수 없다고 상정한다. 즉,  $t$ 기에 청년기를 사는 개인이 각각의 시점에서 公적教育서비스의 양을 주어진 것으로 하여 效用極大化를 추구한다고 가정한다. 이상과 같은 상황하에서 개인의 效用최대화 문제는 이하와 같다.

6) 소득의 분포는 이와 같이 대수정규분포를 가정하는 경우가 많다.

7) 한편, 세율을 정하기 위한 메커니즘으로서 다수결원리에 의한 결정을 다룬 분석으로서 는 Fernandez and Rogerson(1992)과 Glomm and Ravikumar(1992)가 있다.

$$\text{Maximize } U_t = \ln(1 - v_t) + \ln C_t + \ln C_{t+1} + \ln Z_{t+1} \dots\dots\dots(5)$$

$$\text{s.t. } C_t + \frac{C_{t+1}}{1+r_{t+1}} = (1-\tau_t)w_t h_t + \frac{(1-r_{t+1})w_{t+1}h_{t+1}}{1+r_{t+1}} \dots(6)$$

$$h_{t+1} = Av_t h_t^\beta Z_t^\gamma \dots\dots\dots(7)$$

여기서  $w_t, w_{t+1}$ 은 각각  $t$ 기와  $(t+1)$ 기의 賃金水準을 나타내며,  $\tau_t, \tau_{t+1}$ 은 이들 임금에 대한 세율이다. 식 (7)을 식 (6)에 대입하여 Lagrange함수를 구성하면 이하의 식 (8)이 된다.

$$\Psi_t = \ln(1 - v_t) + \ln C_t + \ln C_{t+1} + \ln Z_{t+1} + \lambda \left[ C_t + \frac{C_{t+1}}{1+r_{t+1}} - (1-\tau_t)w_t h_t - \frac{(1-r_{t+1})w_{t+1}Av_t h_t^\beta Z_t^\gamma}{1+r_{t+1}} \right] \dots(8)$$

식 (8)을 이용하여 개인의 賦存資源(endowment)인 한 단위의 시간 중 인적 자본 형성을 위한 시간배분  $v_t$ 와 기타 변수와의 관계식 및 人的資本의 동학경로에 관해 알아볼 수 있다. 본고의 모델은 部分均衡分析모델이므로  $t$ 기와  $(t+1)$ 기의 임금변화율, 과세율 및 이자율이 일정하다고 가정하여 논의한다<sup>8)</sup>.  $w_t = w_{t+1} = w$ , 즉,  $\tau_t = \tau_{t+1} = \tau$ ,  $\gamma_{t+1} = \gamma$ 를 상정하여 각 선택변수의 1계 조건을 도출하여 각 변수와의 관계식을 보면 먼저 식 (8)을 이용한  $v_t$ 의 관계식은 다음과 같다<sup>9)</sup>.

$$v_t = \frac{1}{3} \left[ 2 - \frac{(1+r)h_t^{1-\beta}}{AZ_t^\gamma} \right] \dots\dots\dots(9)$$

---

8) 본고는 일반균형분석이 아닌 부분균형분석이기 때문에 이들 변수가 일정하다고 가정하는 것은 그 일반성을 잃지 않는다.  
 9) 이 식의 도출과정에 관해서는 <附錄 1>을 참조하기 바란다.

식 (9)에서 알 수 있듯이  $t$ 기의 인적자본  $h_t$ 가 늘어나게 되면  $t$ 기의 人的資本에 대한 배분시간  $v_t$ 는 줄어들게 된다. 왜냐하면 人的資本의 양이 늘어남에 따라 인적자본의 限界收益率이 체감하므로  $(t+1)$ 기의 인적자본을 생산하기 위한  $t$ 기의 인적자본의 限界생산성은 줄어들기 때문이다. 이로 인하여 인적자본형성을 위한 配分時間의 메리트는 줄어드는 것이다. 이에 비해  $t$ 기의 공적교육서비스  $Z_t$ 가 크다면  $t$ 기의 인적자본에의 배분시간  $v_t$ 도 크게 된다. 왜냐하면  $(t+1)$ 기의 인적자본을 생산함에 있어  $t$ 기의 공적교육서비스가 클 경우 그에 따른 限界生産力도 증가하므로 人的資本에 대한 時間配分이 늘어날 것이기 때문이다.

한편, 본고의 모델은 이산적 모델이므로 동학경로를 구하기 위해서는 우선 인적자본을 차분방정식의 형태로 나타낼 필요가 있다. 식 (9)를 제약식 (7)에 대입하여 정리함으로써 식 (10)과 같은 차분방정식을 구할 수 있다.

$$h_{t+1} = \frac{2}{3}Ah_t^\beta Z_t^\gamma - \frac{1}{3}(1+\gamma)h_t \dots\dots\dots(10)$$

식 (10)을 이용하여 본고의 중요한 논점이 되는 公的교육서비스가 존재하는 소득분포의 평등화를 설명할 수 있다. 이에 대해서는 제Ⅳ절에서 논하기로 하고 다음 절에서는 위의 모델에 기초하여 人的資本의 동학경로에 관해 살펴보기로 한다.

### III. 人的資本의 動學經路

제Ⅱ절의 모델에서는 각 개인이 각 시점에서 效用極大化할 경우 공적교육서비스의 양은 주어진 것으로 가정하고 있다.  $Z_t$ 를 정수로 간주하여 최적화의 1계조건을 도출하였다. 그러나 일반적으로 公共教育서비스의 量  $Z_t$ 는 정수가 아니며 시간이 지남에 따라 변화한다. 왜냐하면 각 개인의 선택결과로서 人的資本의 量이 변화하고(동시에 그 평균치인  $\bar{h}_t$ 도 변화한다), 그 결과  $\bar{h}_t$ 와 선형

의 관계에 있는  $Z_t$ 도 時間과 함께 변화하기 때문이다.

모델에서 사용되고 있는 諸變數間의 관계에 관하여 구체적으로 짚어보기로 하자. 먼저  $t$ 기에 청년기인 개인은  $\bar{h}_t, Z_t$ 를 주어진 것으로 하여, 효용을 최대화 하기 위한  $v_t$ 를 선택한다<sup>10)</sup>. 다음으로 人的資本의 生産函數式 (2)에 따라  $(t+1)$ 기의 인적자본  $h_{t+1}$ 이 결정되고  $(t+1)$ 기의 인적자본의 평균치  $\bar{h}_{t+1}$ 이 결정 된다. 일반적으로  $\bar{h}_{t+1} \neq \bar{h}_t$ 이며 또한  $Z_{t+1} = \tau_{t+1} \bar{h}_{t+1}$ 의 관계의 의해  $Z_{t+1}$ 이 결정되므로  $Z_{t+1} \neq Z_t$ 가 된다. 다시  $(t+1)$ 기에 청년기인 개인은  $t$ 기와는 다른 수준에서 주어지는 公的教育서비스의 量  $Z_{t+1}$ 을 주어진 것으로 效用最大化를 추구하며 이러한 과정이 반복된다.

이상의 변수관계로부터 알 수 있듯이 본 모델에서는 人的資本의 平均値 및 公的教育서비스의 量은 일반적으로 時間과 함께 변화해 간다. 따라서 인적자본의 동학경로를 도출하기 위해서는, 즉 그 차분방정식을 풀기 위해서는 이들 변수와의 관계를 고려해야 한다. 그 과정으로서  $Z_t$ 와  $h_t$ 의 관계식인 식 (4)를 식 (10)에 대입한 뒤  $h_t$ 에 관해 식을 정리할 필요가 있다. 식 (4)를 식 (10)에 대입하여 식 (10)의 우변의 두번째 항을 좌변으로 이항하면

$$h_{t+1} + \frac{1}{3}(1+r)h_t = \frac{2}{3}Ah_t^\beta(\tau_t \bar{h}_t)^\gamma \dots\dots\dots (11)$$

이 된다. 식 (11)은 人的資本의 동학경로를 구하기 위해 필요한 식이다. 이 식에는 우변에서  $h_t$ 가 지수형태의 항을 포함하고 있으므로  $h_t$ 의 동학경로를 구하기 위해서는 베르누리(Bernoullis)의 미분방정식을 이용한 풀이방법이 필요하다. 이를 이용하여  $h_t$ 의 동학경로를 구하는 과정에 관해서는 〈附錄 2〉를 참조하기 바란다. 그 계산결과는 식 (12)와 같다.

$$h_t = \left[ A_\omega \left[ 1 - \left( \frac{4+r}{3} \right) (1-\beta) \right]^t + \frac{2A(\tau_t \bar{h}_t)^\gamma}{4+r} \right]^{1/(1-\beta)} \dots\dots\dots (12)$$

10) 이것은 제 II절에서 다루어지고 있다.

여기에서  $A_\omega$ 는  $h_t$ 의 初期條件과 관련 있는 정수이다. 식 (12)의 동학경로에서는 파라미터뿐만 아니라 平均人的資本과의 관계를 나타내고 있다.

그런데 平均人的資本  $\bar{h}_t$ 는 식 (3)에서 알 수 있듯이  $h_t$ 의 확률밀도함수  $f(h_t)$ 가 어떠한 분포인가에 따라 달라진다.  $h_t$ 의 분포는 제 II 절에서 밝힌 바와 같이 대수정규분포를 가정하고 있으므로 대수정규분포의 성질에 따라 그 평균치는  $e^{\mu_t + \sigma_t^2/2}$ 이 된다<sup>11)</sup>. 이 평균치를 식 (12)에 대입하면

$$h_t = \left[ A_\omega \left\{ 1 - \left( \frac{4+r}{3} \right) (1-\beta) \right\}^t + \frac{2A(\tau_t e^{\mu_t + \sigma_t^2/2})^r}{4+r} \right]^{1/(1-\beta)} \dots\dots\dots (13)$$

을 얻을 수 있다. 식 (13)에서  $h_t$ 의 분포를 대수정규분포라 가정할 경우 人的資本의 경로는 초기조건, 인적자본에 대한 분배율, 평균인적자본에 대한 세율, 이자율, 인적자본의 평균뿐만 아니라 분산에도 의존하고 있다는 것을 알 수 있다.

파라미터인 人的資本의 分配率(指數)  $\beta$ 가 클수록, 그리고 平均人的資本에 대한 稅率  $\tau_t$ 가 높을수록 人的資本의 量도 많게 된다. 이때 공적교육서비스는 평균인적자본에 대한 세율과 「플러스」의 관계가 있으므로 이는 곧 公的敎育서비스의 양이 많으면 많을수록 人的資本이 높아짐을 의미한다. 한편, 利子率이 낮을수록 인적자본의 수준은 높게 된다. 왜냐하면 이자율이 낮을수록 장래 인적자본 축적의 機會費用이 낮아지므로 인적자본의 수준을 높이기 위하여 배분하는 인적자본에의 배분시간이 많아지는 관계에 있고, 그 결과 식 (2)의 인적자본의 관계식으로부터 알 수 있듯이 人的資本의 수준도 높아지기 때문이다.

이상은 동학경로의 해를 구하여 인적자본과 관련된 파라미터와 인적자본과의 관계를 논의한 것이다. 다음 절에서는 교육서비스가 존재하는 경우에 인적자본의 수준과 그 증가율의 관계, 그리고 인적자본의 분산(불평등도)을 구하여 時間의 경과와 함께 그 분포의 평등화가 진행된다는 것에 대하여 논의하기로 한다.

11) Greene(1993, p. 60) 참조.

#### IV. 人的資本 分布에 미치는 效果

##### 1. 所得分布의 平等化(a) : 인적자본 수준과 그 증가율 관계를 이용하여

본항에서는 人的資本에 관한 차분방정식을 이용하여 인적자본(소득수준)이 높은 경우에는 증가율이 낮고, 인적자본이 낮은 경우에는 증가율이 높다는 것을 도출하여 소득분포가 평등해진다는 것을 논의하고자 한다. 제 II 절에서는 이산적 모델로서 식 (10)과 같은 인적자본에 대한 차분방정식을 구하였다. 이 때 식 (10)을 이하와 같이 변형해 보면, 본고의 중요한 논점이 되는 公的教育서비스가 존재하는 경우의 시간의 경과에 따른 소득분포의 추이를 좀더 명확하게 파악해 볼 수 있다.

$$\frac{h_{t+1} - h_t}{h_t} = \frac{2}{3} Ah_t^{\beta-1} Z_t^r - \frac{4+r}{3} \dots\dots\dots (14)$$

식 (14)의 좌변은 人的資本의 增加率이다. 그리고 우변의 公적교육서비스나 이자율 등은 개인이 제어할 수 없는 변수이다. 따라서 식 (14)를 이용해  $h_t$ 의 변화율과  $h_t$ 의 관계를 파악할 수 있다. 여기서  $0 < \beta < 1$ 이기 때문에 식 (14)에서는 인적자본의 수준과 그 변화율은 역관계에 있음을 보이고 있다. 이는 인적자본이 풍부한 계층이 풍부하지 않은 계층보다도 그 증가율이 낮음을 의미한다. 이 때 앞서 지적하였듯이 人的資本을 所得水準의 대용변수로 보는 경우 人的資本이 풍부한 계층을 고소득층, 그렇지 않은 계층을 저소득층이라 하면 식 (14)는 所得分布의 平等化效果를 나타낸다고 할 수 있다.

이상의 결과는 인적자본의 수준과 그 증가율의 관계를 이용한 분석이며, 그 분포를 이용하여 분석하고 있는 것은 아니므로 그 분포에 대한 고려도 필요하다. 본고에서는 소득분포에 관하여 대수정규분포를 가정하고 있다. 이하에서는 이러한 소득분포를 나타내는 척도를 이용하여 제1항의 보완적인 관점에서 시간의 경과에 따른 인적자본(소득)분포의 경로를 구하여 그 추이에 관하여 살펴보기로 한다.

2. 所得分布의 平等化(b) : 인적자본의 불평등도를 이용하여

公的教育서비스가 존재할 때 인적자본의 분포의 대응변수로서 그 分散을 이용하여 살펴보기로 한다. 人的資本의 분포로서 分散을 구하기 위하여 식 (10)이나 제 III절에서의 논의를 그대로 이용하면 대수분포의 파라미터가 매우 복잡하게 됨을 알 수 있다<sup>12)</sup>. 여기서는 일반성을 잃지 않으면서 모델의 단순화를 위해 Nerlove et al.(1993)의 모델을 응용하여 제1기의 소비가 N이라는 일정한 값으로 주어진 것으로 하여 논의를 진행하기로 한다.

이 경우의 개인의 효용 최대화문제는 이하와 같다.

$$\text{Maximize } U_t = \ln(1 - v_t) + \ln C_t + \ln C_{t+1} + \ln Z_{t+1} \dots\dots\dots (5)$$

$$\text{s.t } C_t = N \dots\dots\dots (6-1)$$

$$C_{t+1} = (1 - \tau_{t+1}) w_{t+1} h_{t+1} \dots\dots\dots (6-2)$$

$$h_{t+1} = A v_t h_t^\beta Z_t^\gamma \dots\dots\dots (7)$$

상기의 효용최대화문제의 1계조건으로부터 人的資本에 대한 배분시간을 구하면  $v_t = 1/2$ 의 값을 얻을 수 있다. 이 값을 식 (7)에 대입하면  $h_{t+1} = \frac{A}{2} h_t^\beta Z_t^\gamma$ 를 얻을 수 있고, 이 식에 대수를 취하면

$$\ln h_{t+1} = \ln \frac{A}{2} Z_t^\gamma + \ln h_t^\beta \dots\dots\dots (15)$$

로 된다. 여기서 인적자본  $h_t$ 에 대수를 취한  $\ln h_t$ 의 평균과 분산이 각각  $\mu \sigma^2$ 인 정규분포를 갖는다는 대수정규분포의 성질을 이용하면 식 (15)로부터 다음의 관계를 구할 수 있다.

12) 식 (10)에 대수를 취하면,

$$\ln h_{t+1} = \ln \left[ \frac{2}{3} A h_t^{\beta-1} Z_t^\gamma - \frac{1}{3} (1+r) \right] + \ln h_t$$

로 되어 인적자본이 대수정규분포(lognormal distribution)라 상정했을 때의 분포문제를 다루는 것은 매우 복잡하게 된다.

$$\mu_{t+1} = \ln \frac{A}{2} Z_t^\gamma + \beta \mu_t \dots\dots\dots (16)$$

여기서 식 (16)이 성립하는 것은 公的教育서비스  $Z_t$ 가 개인이 제어할 수 없는 변수이기 때문이다. 따라서 이 경우의 分散은

$$\sigma_{t+1}^2 = \beta^2 \sigma_t^2 \dots\dots\dots (17)$$

로 된다.  $0 < \beta < 1$ 이기 때문에 식 (17)로부터 알 수 있듯이 分散의 관계식이 1계 차분방정식의 형태로 나타나게 된다. 따라서 人的資本의 불평등을 그 分散으로 나타내면 식 (17)은 시간의 경과와 함께 人的資本의 불평등이 감소하게 된다는 것, 즉 소득분포가 평등화되어 감을 의미한다.

이 결과는 인적자본의 축적이 적은 저소득층이 그것이 많은 고소득층보다도 그 증가율이 높으므로 所得分布는 平等化되어 간다는 제1항의 논의와 부합한다. 즉, 이러한 소득분포의 평등화 현상은 高所得層(인적자본이 많은 계층)의 人的資本의 成長率이 저소득층의 인적자본의 성장률보다 낮기 때문에 나타나는 것이다.

### V. 要約 및 結論

본고에서는 公的教育서비스를 누구에게라도 그 便益이 동일하게 돌아가는 공공재라 상정할 경우 그 공공재적인 성질에 의해 所得分布를 평등화시킨다는 것을 이론적인 관점에서 살펴보았다. 제 II절에서는 우선, 人的資本의 양이 늘어남에 따라 인적자본의 限界收益率이 체감하므로 장래((t+1)기)의 인적자본을 생산하기 위한 현재(t기)의 인적자본의 한계생산성은 줄어들기 때문에 人的資本에 대한 配分時間의 메리트는 줄어든다는 것을 지적하였다. 다음으로 교육서비스가 많을 경우 그에 따른 인적자본의 限界生産力도 증가하므로 人的資本에 대한 時間配분이 늘어난다는 것을 언급하였다.

제Ⅲ절에서는 人的資本의 동학경로를 구하여 人的資本과 다른 변수와의 관계에 관해 알아보았다. 그 결과에 의하면 개인의 인적자본은 그 分配率이나 公的 教育서비스의 量이 많을수록 늘어나게 된다. 한편, 이자율이 낮을수록 인적자본의 수준은 높게 된다. 그 이유는 이자율이 낮을수록 장래 인적자본 축적의 기회비용이 낮아지므로 인적자본의 수준을 높이기 위해 인적자본에 배분하는 시간이 많아지기 때문이다.

제Ⅳ절에서는 우선, 人的資本과 그 增加率 사이에 逆의 관계가 있음을 도출하여 人的資本의 分布가 平等化되는 것에 대해 살펴보았다. 이때 인적자본이 적은 계층을 저소득층, 많은 계층을 고소득층이라 한다면 이는 低所得層의 所得增加率이 고소득층보다 높다는 것을 의미한다. 이러한 논의를 보완하는 관점에서 公的 教育서비스가 존재할 경우 人的資本의 分散(불평등도)이 시간의 경과와 함께 작아짐을 보였다.

이상과 같이 본고는 公共서비스가 존재할 경우 所得分布의 平等化 효과를 이론적인 관점에서 명백히 하였다는 데에 그 의의가 있다고 하겠다. 그럼에도 불구하고 본고는 다음과 같은 限界와 과제를 남겨 두고 있다고 하겠다.

첫째, 본고는 人的資本만을 상정하여 그것을 소득수준의 대응변수로 하여 사용하고 있다. 그러나 所得分布에 영향을 미치는 것으로서 인적자본뿐만 아니라 物的資本도 존재한다. 본고에서는 범위를 물적자본이 존재하지 않는 논의에 한정하고 있기 때문에 人的資本뿐만 아니라 物的資本이 존재하는 경우에 본 고의 논의가 그대로 성립할지의 여부에 관해서는 보다 발전된 모델이 필요하다고 사료된다.

둘째, 본고에서는 公的 教育서비스를 外部效果가 크다는 공공재적 성질을 전제로 하여 다루고 있으나 公的 教育서비스의 종류에 따라 외부효과 정도가 다르다고 할 수 있다. 예를 들면 公的인 기초교육투자와 公的인 고등교육투자는 그 성격이 다르다. 따라서 소득분포에 미치는 효과도 다를 것이지만 본고에서는 이러한 구분을 구체적으로 행하지 않고 공공재적 성질이 강한 教育서비스를 그 대상으로 하였다.

셋째, 教育서비스의 공급에는 公的 教育서비스만이 아닌 私的機關으로부터

의 교육서비스도 존재한다. 특히, 고등교육일수록 이러한 사적교육서비스의 공급의 비율이 높게 된다. 이렇게 私的으로 공급하는 서비스도 外部效果가 존재할 수 있을 것이다. 또한 사적교육서비스의 공급은 조세수입을 재원으로 하여 공급되는 것이 아니므로 사적교육서비스까지 고려할 경우 훨씬 더 복잡한 문제가 발생할 것이나 본고에서는 이에 대한 분석을 행하지 않았다.

마지막으로 덧붙이고 싶은 것은 公的敎育서비스를 공급하는 주체로는 중앙정부만이 아니라 地方自治團體도 있다는 점이다. 우리나라의 경우는 그 재원 중에 많은 부분이 중앙정부에 의해 조달되고 있지만 지방자치단체의 역할도 무시할 수는 없다. 이제까지 所得分配의 역할은 주로 중앙정부차원에서 논의되고 있었으나 본고의 모델에서와 같이 敎育서비스의 供給에 따른 所得分布의 平等化 役割이 강조된다고 하면 앞으로는 지방자치단체 차원의 소득 분포에 관한 기능이 더욱 중요시된다고 할 것이다.

## 參 考 文 獻

- 국중호, 「소득계층분화의 가능성과 그 방지를 위한 소득과세 정책」, 『재정논집』, 제11집, 한국재정학회, 1996.
- Agarwal, Ravi P., *Difference Equations and Inequalities: Theory, Method, and Applications*, Marcel Dekker, Inc., 1992.
- Banerjee, Abhijit V. and Andrew F. Newman, "Risk-Bearing and the Theory of Income Distribution," *Review of Economic Studies* 58, 1991, pp. 211~235.
- Caballe, Jordi and Manuel S. Santos, "On Endogenous Growth with Physical and Human Capital," *Journal of Political Economy*, 101-6, 1993, pp. 1042~1067.
- Fernandez, Raquel and Richard Rogerson, "Human Capital Accumulation and Income Distribution," *NBER Working Paper*, No. 3994, February 1992.
- Galor, O. and Zeira J., "Income Distribution and Macroeconomics," *Review of Economic Studies*, 60, 1993, pp. 35~52.
- Glomm, Gerhard and B. Ravikumar, "Public versus and Private Investment in Human Capital: Endogenous Growth and Income Inequality," *Journal of Political Economy*, 100-4, 1992, pp. 818~834.
- Greene, William H., *Econometric Analysis*, Prentice-Hall, 1993.
- Ihori, Toshihiro, "Intergenerational Transfers and Economic Growth with Alternative Bequest Motives," *Journal of the Japanese and International Economics*, 8, 1994, pp. 329~342.
- Lucas, R. E., Jr., "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics*, 22, 1988, pp. 3~42.
- Nerlove, Mark.. Assaf Razin. Efraim Sadka and Robert K.. von Weiz-

sacker, "Comprehensive Income Taxation, Invest in Human and Physical Capital, and Productivity," *Journal of Public Economics*, 50, 1993, pp. 397~406.

Perotti, R., "Political Equilibrium, Income Distribution, and Growth," *Review of Economic Studies*, 60, 1993, pp. 755~776.

Romer, P. M., "Increasing Returns and Long-run Growth," *Journal of Political Economy*, 94, 1986, pp. 1002~1037.

Tamura, Robert, "Income Convergence in an Endogeneous Growth Model," *Journal of Political Economy*, 99-3, 1991, pp. 522~540.

Trostel, Philip A., "The Effect of Taxation on Human Capital," *Journal of Political Economy*, 101-2, 1993, pp. 327~350.

〈附錄 1〉  $v_t$ 의 關係式의 導出

본문의 식 (8)로부터 1계조건을 구하면 다음과 같다.

$$\frac{\partial \Psi_t}{\partial v_t} = \frac{-1}{1-v_t} - \lambda \frac{(1-\tau_{t+1})w_{t+1} Ah_t^\beta Z_t^\gamma}{1+r_{t+1}} = 0 \dots\dots\dots (a1)$$

$$\frac{\partial \Psi_t}{\partial C_t} = \frac{1}{C_t} + \lambda = 0 \dots\dots\dots (a2)$$

$$\frac{\partial \Psi_t}{\partial C_{t+1}} = \frac{1}{C_{t+1}} + \lambda \frac{1}{1+r_{t+1}} = 0 \dots\dots\dots (a3)$$

$$\frac{\partial \Psi}{\partial \lambda} = C_t + \frac{C_{t+1}}{1+r_{t+1}} - (1-\tau_t)w_t h_t - \frac{(1-\tau_{t+1})w_{t+1} Av_t h_t^\beta Z_t^\gamma}{1+r_{t+1}} = 0 \dots\dots\dots (a4)$$

여기에서 본문에서 서술한 바와 같이  $w_t + w_{t+1} = w$ ,  $\tau_t = \tau_{t+1} = \tau$ ,  $r_{t+1} = r$ 을 상정하여 논의하고 있으므로 식 (a2)와 식 (a3)에 의해

$$C_{t+1} = (1+r) C_t \dots\dots\dots (b)$$

의 관계식이 성립하며 이것을 식 (a4)에 대입하면

$$2C_t - (1-\tau)w h_t - \frac{(1-\tau) w Av_t h_t^\beta Z_t^\gamma}{(1+r)} = 0 \dots\dots\dots(a4-1)$$

로 된다. 한편 식 (a2)의  $\lambda = -\frac{1}{C_t}$ 의 관계식을 식 (a1)에 대입하여  $C_t$ 를 구하면

$$C_t = \frac{(1-v_t)(1-\tau_t)w_t Ah_t^\beta Z_t^\gamma}{1+r} \dots\dots\dots (c)$$

가 얻어진다. 식 (c)를 식 (a4-1)에 대입하여  $v_t$ 에 관해 정리하면 다음과 같은 본문의 식 (9)를 얻을 수 있다.

$$v_t = \frac{1}{3} \left( 2 - \frac{(1+r) h_t^{1-\beta}}{AZ_t^\gamma} \right) \dots\dots\dots (9)$$

### 〈附錄 2〉 人的資本의 動學經路 導出

인적자본의 동학경로를 도출하기 위해 그 차분방정식을 풀 때에는  $Z_t$ 와  $\bar{h}_t$ 의 관계식인 식 (4)를 식 (10)에 대입한 다음  $h_t$ 에 관해 푼 결과가 다음과 같은 본문의 식 (11)이다.

$$h_{t+1} + \frac{1}{3}(1+r)h_t = \frac{2}{3}Ah_t^\beta(\tau_t \bar{h}_t)^\gamma \dots\dots\dots (11)$$

이를 간단히 하기 위해 식 (11)의 방정식에서  $h_t$ 와 파라미터 및  $\bar{h}_t$ 와의 관계 식으로써 동학방정식을 도출함에 있어 식 (11)을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$h_{t+1} + B_1h_t = B_2h_t^\beta \quad \text{where} \quad B_1 \equiv \frac{1}{3}(1+r), \quad B_2 \equiv \frac{2}{3}A(\tau_t \bar{h}_t)^\gamma \dots(11a)$$

식 (11a)의 차분방정식에서 동학경로를 구하기 위하여 이하와 같은 Bernoullis의 미분방정식을 생각한다<sup>13)</sup>.

$$y' + Ry = Ty^\alpha \dots\dots\dots (d)$$

여기서 R과 T는 임의의 정수를 나타낸다. 이때 식 (d)의 이산화된 형태는 다음과 같다.

$$\frac{h_{t+1} - h_t}{\Delta t} + Rh_t = Th_t^\alpha \dots\dots\dots (e)$$

식 (d)의 양변을  $y^\alpha$ 로 나누어 정리하면 식 (f)가 된다.

$$y^{-\alpha} y' + Ry^{1-\alpha} = T \dots\dots\dots (f)$$

---

13) Agarwal(1992, pp. 118~119) 참조.

평균치정리에 의해

$$\frac{y^{1-\alpha}(t+1) - y^{1-\alpha}(t)}{\Delta t} = (1-\alpha)y^{-\alpha}(p)y'(p), \text{ where } t < p < t+1 \dots (g)$$

라는 관계가 성립한다. 따라서 식 (f)는 이하의 식과 같이 근사시킬 수 있다.

$$\frac{h_{t+1}^{1-\alpha} - h_t^{1-\alpha}}{\Delta t(1-\alpha)} + Rh_t^{1-\alpha} = T$$

$$\text{또는 } h_{t+1}^{1-\alpha} - h_t^{1-\alpha} + \Delta t(1-\alpha)Rh_t^{1-\alpha} = \Delta t(1-\alpha)T \dots\dots\dots (h)$$

여기서  $\Delta t \equiv 1$ ,  $h_t^{1-\alpha} \equiv w_t$ 라 놓으면 식 (i)가 된다.

$$w_{t+1} + [(1-\alpha)R-1]w_t = (1-\alpha)T \dots\dots\dots (i)$$

이 식의 해를 구하면 다음과 같다.

$$w_t = A_w [1 - (1-\alpha)R]^t + \frac{T}{R} \dots\dots\dots (j)$$

이때  $h_t^{1-\alpha} \equiv w_t$ 의 관계식을 이용하여  $h_t$ 를 구하면 아래와 같이 식 (k)가 얻어진다.

$$h_t = \left[ A_w \left\{ 1 - (1-\alpha)R \right\}^t + \frac{T}{R} \right]^{1/(1-\alpha)} \dots\dots\dots (k)$$

그런데 식 (11a)를 풀기 위하여 식 (e)로부터  $\Delta t \equiv 1$ 로 놓으면 식 (1)이 되는데

$$h_{t+1} + (R-1)h_t = Th_t^\alpha \dots\dots\dots (1)$$

식 (11a)와 식 (1)을 비교하면 다음과 같은 관계가 성립한다.

$$B_1 = R-1 \text{ or } R = B_1 + 1, T = B_2, \alpha = \beta$$

따라서 식 (k)로부터  $h_t$ 의 동학경로로서 본문의 식 (12)의 결과를 얻을 수 있다.

$$h_t = \left[ A_w \left\{ 1 - (1-\beta)(1+B_1) \right\}^t + \frac{B_2}{B_1+1} \right]^{1/(1-\beta)}$$

$$h_t = \left[ A_w \left\{ 1 - \left( \frac{4+r}{3} \right) (1-\beta) \right\}^t + \frac{2A(\tau_t \bar{h}_t)^r}{4+r} \right]^{1/(1-\beta)} \dots\dots\dots (12)$$

# 우리나라 經常收支의 行態分析

## — 期間間 最適模型을 中心으로 —

金圭漢\*·李明薰\*\*

### 要 約

우리나라의 經常收支는 오랜 기간동안 적자기조에서 벗어나지 못하다가 1980년대 후반에 흑자로 전환됨으로써 흑자 및 균형기조가 지속될 것이라는 기대가 형성되었으나 1990년대에 들어와 적자폭이 다시 크게 확대되면서 이에 대한 우려의 목소리가 커지고 있다.

이에 본 연구는 실제 경상수지의 赤字幅이 적정수준보다 과대하였는가 또는 黑字幅이 적정수준보다 과소하였는가를 살펴봄으로써 실제 경상수지가 얼마나 국민의 厚生을 極大化시키는 방향으로 움직여 왔는가를 분석해 봄과 동시에 적자기간중에 행하였던 적자폭 축소노력의 타당성과 흑자기간중에 논란을 빚었던 흑자관리정책의 공과를 판별해 보고자 하였다.

본 연구의 실증분석방법을 살펴보면 첫째, 경상수지 시계열의 定常性(stationarity) 여부를 검정하고, 둘째는 순산출량의 감소기대분의 변화와 경상수지로 구성된 VAR 모형에서 이론적으로 주어진 制約條件을 검정하며, 셋째는 경상수지의 VAR 모형 豫測值와 實際值를 비교하는 것이다.

분석결과를 종합해 보면 全體期間에서는 우리나라 경상수지의 행태가 경제주체의 合理的 行爲를 반영한 결과라기보다는 경제주체의 非合理性, 제도적인 不完全性 등의 요소가 크게 작용하여 왔다고 볼 수 있다. 그러나 1990년대 이후의 자료를 분석해 보면 우리나라 경상수지의 움직임이 어느 정도 市場機能의 회복과 소비자의 合理的인 意思決定을 반영하고 있다고 판단된다. 여전히 경상수지의 실적치가 이론적인 최적치보다 일관되게 下向偏倚되어 있고 變動性이 큰 것으로 분석된 점으로 볼 때, 경상수지 적자폭을 縮小시키는 것과 더불어 경상수지의 변동폭을 줄이는 정책적인 노력이 필요하다. 이러한 노력은 최근의 경제적인 어려움을 극복하는 동시에 社會厚生을 증진시키는 데에도 기여할 것이다.

\* 祥明大學校 貿易學科 教授.

\*\* 明知大學校 經濟學科 教授.

## I. 머리말

우리나라의 經常收支는 오랜 기간동안 赤字基調에서 벗어나지 못하다가 1980년대 후반에 黑字로 전환됨으로써 흑자 및 균형기조가 지속될 것이라는 기대가 형성되었으나 1990년대에 들어와 적자폭이 다시 크게 확대되면서 이에 대한 우려의 목소리가 커지고 있다. 이와 같은 최근의 경상수지의 大幅的인 적자는 고임금·고지대·고금리 등 고생산비용, 엔화의 약세전환 등으로 인한 수출 경쟁력의 저하, 사치성 소비재 등 불요불급한 수입의 급증 등이 주된 요인으로 지목되고 있다.

이와 같이 경상수지의 변동이 심했던 현상에 대하여 경상수지의 적자폭이 適正水準보다 過大하였는가 또는 흑자폭이 적정수준보다 過少하였는가를 분석해 봄으로써 적자기간중에 행하였던 赤字幅 縮小努力的 타당성과 흑자기간중에 논란을 빚었던 黑字管理政策의 功過를 판별해보는 것은 그 의의가 크다고 생각된다.

경상수지의 변동요인을 설명하기 위하여 초기의 연구에서는 주로 輸出과 輸入變動의 요인분석이 동원되었다. 그러나 본고에서는 새로운 관점에서 우리나라 경상수지의 변동에 관한 분석을 시도해 보고자 한다. 즉, 1970년대 중반 이후 우리나라 경상수지의 변동이 대표소비자의 期間間 最適化模型에 입각한 모형에 의하여 설명될 수 있는가를 분석하는 것으로서 이는 우리나라의 경상수지 변동이 恒常所得假說에서 보여주는 소비의 평준화 등 경제주체들의 합리적 경제행위를 반영하는 것인가를 분석하고자 하는 것이다. 구체적으로 이와 같은 분석방법은 Campbell(1987)과 Campbell and Shiller(1987)가 개발한 現在價值模型의 검정방법을 이용하여 현재가치 경상수지모형을 검정하는 방법으로서 1990년대에 들어와 미국, 캐나다, 독일, 일본 등 선진국은 물론 대만 등을 대상으로 한 실증분석에 활발히 이용되고 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 II절에서는 최근까지 개발된 經常收支 決定理論과 함께 1980년대 후반 이후 전개되어 온 기간간 최적화모형에 입각한 경상수지모형의 實證分析研究를 정리해 보고 제 III절에서는 1970년대 이후 최

근까지의 경상수지변동을 세 기간으로 구분하여 貿易收支, 貿易外收支, 移轉收支 등 부문별로 개관하고자 한다. 그리고 제Ⅳ절에서는 경상수지 결정에 관한 현재가치모형을 설정해 보고 제Ⅴ절에서는 우리나라 경상수지의 변동을 현재가치 경상수지모형으로 有意性 있게 설명할 수 있는지 몇 가지 檢定을 행하고 그 결과를 토대로 몇 가지 示唆點을 모색해 보고자 한다. 끝으로 제Ⅵ절에서는 본 논문의 내용을 要約하면서 結論을 맺고자 한다.

## II. 既存研究의 概觀

1930년대 이후 국제수지 결정에 관하여 많은 연구가 이루어졌다. 초기에는 彈力性 接近方式(elasticity approach), 케인즈 乘數接近方式(Keynesian multiplier approach) 등 주로 무역수지를 다루는 이론들이 출현하였으며, 1970년대에 들어와 국가간 자본이동이 활발해지면서 비로소 通貨論的 接近方式(monetary approach) 등 종합수지를 다룬 이론들이 소개되었다. 특히 1970년대 중반 이후 활발하게 연구가 진행된 자산시장 접근방식은 저축에서 투자를 뺀 순저축이 경상수지와 동일하다는 사실에 기초하여 資產選擇理論을 이용한 저축과 투자의 분석을 통하여 국제수지에 관한 결정이론을 전개하였다(Dornbusch (1975)와 Lee(1980, 1982) 등).

1980년대에 들어와 Sachs(1981, 1982) 등은 개별경제주체의 期間間 最適化(intertemporal optimization)에 기초하여 저축과 투자행위를 분석하는 경상수지의 결정모형을 개발하였다. 이들 모형에 따르면 일국의 경상수지는 순외채의 변동으로 측정되므로 산출량, 정부지출 등 주요 경제변수의 현재와 미래의 값에 의하여 결정된다. 따라서 이들 변수의 恒久的인 교란과 一時的인 교란이 경상수지에 주는 영향은 다르다. 예를 들면, 산출량의 일시적인 감소는 해외차입으로 조정되므로 경상수지를 악화시키나, 항구적인 증가는 국내소비의 증가로 조정되므로 경상수지에 영향을 미치지 않는다. 이는 恒常所得假說(permanent-income hypothesis)과 平生週期假說(life-cycle hypothesis)의 요지인 소비

의 평준화(consumption smoothing)에 연유하는 것으로 산출량의 항구적 교란은 소비의 항구적인 변동을 초래한다는 것이다. 반면에 산출량의 일시적인 교란은 소비의 변동을 초래하지 않게 되므로 경상수지에 큰 영향을 미치게 된다. 그 후 Obstfeld(1981), Aizenman(1983) 등은 이와 같은 항상소득가설에 기초한 경상수지모형에 화폐적인 요인을 추가함과 더불어 경상수지의 動態性을 설명하는 모형을 소개하였다.

한편, 기간간 최적화모형에 입각한 경상수지 결정이론의 발전과 함께 1980년대 중반 이후에는 동 모형의 유의성을 검정하는 여러 형태의 실증분석이 행하여져 왔다.

초기의 실증분석은 경상수지가 산출량, 정부지출 및 투자의 實際値와 각 변수의 恒久値와의 차이가 경상수지를 결정한다는 기간간 최적화 경상수지모형에 기초하고 있다. Sachs(1982)는 간단한 두 기간 경상수지모형을 기초로 OECD 등 여러 국가(1968~1979)를 대상으로 투자가 경상수지에 미치는 영향을 실증적으로 분석함으로써 모형의 有意性을 입증하였다. Johnson(1986)은 캐나다(1952~1976)를 대상으로 국채가 민간의 순자산으로 되는 경우와 그렇지 않은 경우로 구분하여 투자, 산출량 및 금융자산 등이 소비에 미치는 영향을 분석함으로써 기간간 최적화모형에서 도출한 消費函數의 유의성을 검정하였다. 검정 결과에 따르면 민간이 國債를 순자산으로 간주하는 경우 상기 변수들이 소비를 유의성 있게 설명하는 것으로 나타났으며 이는 국채의 증가가 민간소비를 늘리고 따라서 경상수지를 악화시킨다는 사실을 보여주고 있다.

Ahmed(1986)는 영국(1900~1980)을 대상으로 合理的 期待假說에 입각한 기간간 대체모형을 이용하여 정부지출의 변동 중 항구적인 부분과 일시적인 부분이 무역수지에 미치는 영향을 이론적 그리고 실증적으로 비교분석하였다. 실증분석결과에 따르면, 1·2차 세계대전 시기의 一時的인 정부지출의 증가는 무역수지를 크게 악화시킨 반면, 恒久的인 정부지출의 변동은 무역수지에 별 영향을 주지 못한 것을 실증적으로 밝혔다. Roubini(1988)는 민간의 소비평준화(consumption smoothing)와 정부의 조세평준화(tax smoothing)의 가정하에서 도출한 기간간 최적화모형을 이용하여 경상수지와 재정적자, 투자 및 일시

적인 산출량의 교란간의 관계를 이론적으로 정립하고 이를 OECD 국가를 대상으로 실증적으로 분석하였다. 실증분석결과에 따르면, 종전의 경상수지모형은 財政赤字를 설명변수에서 제외하였기 때문에 模型設定의 誤謬를 범하고 있으며 국가간 재정적자를 설명변수로 추가하면 資本移動性이 미약하다는 'Feldstein-Horioka puzzle'을 풀 수 있다는 결론을 내리고 있다.

Sheffrin and Woo(1990a)는 기간간 경상수지모형의 유의성을 검정하기 위하여 벨기에, 캐나다, 독일 및 영국을 대상으로 항상소득가설에 입각한 開放經濟下의 소비함수를 이용하였다. 종전의 경상수지모형에 관한 실증적 연구는 산출량, 정부지출(일시적 또는 항구적), 재정적자 또는 투자 등 특정변수가 경상수지에 미치는 영향에 관심을 두었던 반면, 이들은 결국 상기 변수의 영향을 모두 포괄하는 개방경제하에서의 기간간 소비함수 자체에 관심을 두었다는 점에서 특징이 있다. 이들의 실증분석결과에 따르면, 벨기에를 제외한 캐나다, 독일, 영국의 경우에는 소비의 평준화에 기초를 두고 도출된 개방경제하의 소비함수가 유의적이라는 사실을 입증하였다.

1990년대에 들어와 종전과는 다른 방법론이 Sheffrin and Woo(1990b), Otto(1992), Ghosh(1995) 등에 의하여 소개되었는데 이는 Campbell and Shiller(1987), Campbell(1987)의 現在價值模型의 검정방법을 이용하여 현재 가치 경상수지모형을 검정하는 방법이다. 검정내용을 개략적으로 살펴보면, 우선 국내총생산에서 투자와 정부지출를 뺀 변수를 민간의 순현금흐름(net private noninterest cash flow)이라 할 때 경상수지는 장래 기대되는 민간의 순현금흐름의 감소분으로 정의된다. 구체적으로 민간의 순현금흐름이 增加할 것이라고 예상되면 경상수지는 赤字가 되며 반대의 경우는 黑字가 된다. 초기 접근방식과의 기본적 차이점은 민간의 순현금흐름의 期待值를 구하기 위하여 과거의 경상수지에 관한 정보를 이용한다는 점이다.

동 방법의 검정내용을 살펴보면 첫째, 경상수지 시계열의 定常性(stationarity) 여부를 검정하고, 둘째는 순산출량의 감소기대분의 변화와 경상수지로 구성된 VAR 모형에서 이론적으로 주어진 制約條件을 검정하며, 셋째는 경상수지의 VAR 모형 豫測值와 實際值를 비교하는 것이다. Sheffrin and Woo(1990b)

는 벨기에, 덴마크, 캐나다, 영국 등 4개국(1955~1985)을 대상으로 분석해 본 결과, 벨기에의 경우만이 경상수지의 기간간 최적화모형의 適合性を 지지하는 것으로 나타났다. 한편, Otto(1992)의 미국(1950~1988)과 캐나다(1959~1987)를 대상으로 한 분석결과는 두 국가 모두 경상수지의 기간간 최적화모형의 적합성을 否定하는 것으로 그리고 Ghosh(1995)의 캐나다, 독일, 일본, 영국, 미국 등 5개국(1960~1988)을 대상으로 한 분석결과는 미국을 제외한 나머지 국가가 기간간 최적화모형의 적합성을 부정하는 것으로 나타났다.

### III. 우리나라 經常收支의 變動 推移

우리나라의 경상수지는 [圖 1]에서 보는 바와 같이 1970년대 이후 오랜 기간의 적자에서 1980년대 후반에 이르러 수년간 흑자로 전환되었다가 1990년대에 들어와 다시 적자기조를 보이고 있다. 경상수지를 구성하는 貿易收支, 貿易外收支 및 移轉收支의 변동추이를 1970년대 이후 개괄적으로 살펴보면, 무역수지는 경상수지의 가장 큰 구성요소이므로 이의 변동추이는 경상수지와 아주 흡사하다. 무역외수지는 1970년대의 石油波動을 겪지 않은 기간과 1980년대 후반의 기간을 제외하고는 줄곧 적자를 시현하고 있으며 특히 1990년대에 들어와서는 무역수지적자를 한때 능가할 정도로 적자폭이 크게 확대되었다. 이전수지는 줄곧 흑자기조를 유지하여 왔으나 최근 적자로 反轉되었다.

1970년대 이후의 경상수지변동의 내용과 원인을 다음의 세 기간으로 나누어 보다 구체적으로 살펴보면 아래와 같다.

첫번째의 기간은 1970년부터 1985년까지로서 1977년에 소폭의 흑자를 낸 것을 제외하고는 赤字를 持續한 기간이다. 동 기간중에는 경상수지의 적자로 인한 外換不足現象을 극복하기 위하여 차관, 외국인 해외직접투자 등 장기자본의 도입을 적극적으로 추진하였다. 두 차례에 걸친 석유파동기간(제1차 : 1974~1975년, 제2차 : 1979~1981년)에는 경상수지가 크게 악화되고 그 외의 기간에는 적자폭이 점차 축소되는 W자 형태의 변동추이를 보였다. 특히 1982년

이후에는 무역수지를 중심으로 완만하게 개선되어 1985년에 이르러서는 均衡狀態에 도달하였다.

貿易收支는 석유파동기간에는 석유수입부담의 급증과 세계경기의 침체로 인한 수출의 부진으로 큰 적자를 보였으나 1982년 이후부터는 환율조정 등 수출 촉진정책에 힘입어 수출이 급신장한 반면, 지속적인 긴축정책과 수입대체노력으로 수입증가율이 둔화됨으로써 크게 개선되었다. 貿易外收支는 1970년대에는 제1차 석유파동기간을 제외하고는 흑자기조를 유지하였으나 제2차 석유파동기간 이후 외채의 누증과 국제고금리로 인한 대외이자지급의 급증으로 적자로 전환되었다. 移轉收支는 교포들의 국내송금의 증가에 힘입어 흑자기조를 지속하는 가운데 흑자폭도 점차 확대되는 추세를 보였다(〈表 1〉 참조).

〈表 1〉 經常收支 推移(1970~85)

(單位：억달러, %)

	1970~73	1974~75	1976~78	1979~81	1982~85
경 상 수 지	-5.4	-19.5	-4.6	-47.1	-16.3
무 역 수 지	-7.8	-18.0	-9.5	-41.4	-13.5
무역외수지	-0.6	-3.8	1.4	-10.3	-8.3
이 전 수 지	1.8	2.3	3.5	4.6	5.5
경상수지/GNP	-5.7	-10.0	-1.1	-7.4	-2.1

두번째의 기간은 1986년부터 1989년까지로서 원유가와 국제금리의 큰 폭 하락, 달러화의 약세지속 등 대외적인 여건호전에 힘입어 흑자를 기록한 기간이다. 동 기간중에는 대규모의 흑자로 인한 해외부문으로부터의 通貨增加를 상쇄시키기 위하여 외채상환 등 資本流出을 적극적으로 도모하였다.

무역수지는 시장개방압력, 수입자유화의 확대 등으로 수입증가세가 지속적으로 확대되었음에도 불구하고 엔화 강세, 주요 선진국의 경기호조 지속, 수출단가의 높은 상승, 수출시장의 다변화 노력 등으로 수출의 신장세가 높게 지속됨으로써 큰 폭의 흑자를 기록하였다. 무역외수지는 국제금리의 하향 안정세 지

속 및 외채규모의 감소로 대외이자의 지급이 크게 줄어든 데다 올림픽 개최에 따른 여행수입의 호조 및 해외건설수입의 큰 증가에 힘입어 흑자 규모가 크게 확대되었다. 이전수지는 원화의 평가절상 예상에 따른 핫머니의 유입으로 흑자 규모가 크게 확대되었다(〈表 2〉 참조).

〈表 2〉 經常收支 推移(1986~89)

(單位：억달러, %)

	1986	1987	1988	1989
경 상 수 지	46.2	98.5	141.6	50.5
무 역 수 지	42.1	76.6	114.5	46.0
무 역 외수지	-6.3	9.8	12.7	2.1
이 전 수 지	10.4	12.2	14.5	2.5
경상수지/GNP	4.4	7.4	7.9	2.3

세번째의 기간은 1990년 이후의 기간으로서 경상수지가 다시 赤字로 反轉된 시기이다. 동 기간중에는 금리자유화가 확대 실시되고 市場平均換率制度가 도입되는 등 금리와 환율의 가격기능이 제고되었고 株式市場이 일부 개방되는 등 資本自由化가 크게 진전되었다. 이에 따라 국내금리가 해외금리보다 높은 상황 하에서 외국인주식투자자금, 외채발행 등 장기자본을 중심으로 자본유입이 크게 늘어나 平價切上壓力이 상존한 데다 후발개도국의 추격, 그간의 높은 임금 및 지가상승 등으로 수출의 價格競爭力이 크게 약화되었다. 그 결과 1993년을 제외하고는 경상수지가 크게 악화되어 경상수지적자의 축소가 최우선 정책목표로 되었다.

무역수지는 반도체 등 주요수출품목의 단가가 대폭 하락하고 수출상품의 가격경쟁력이 크게 약화됨으로써 輸出의 신장세가 감소된 반면, 기업의 자동화 설비투자 확대, 건설투자 및 민간소비 등 내수의 급속한 신장으로 輸入이 크게 증가함으로써 적자 규모가 크게 확대일로에 있다. 무역외수지는 여행수지가 크게 악화되고 대외이자지급 및 기술용역대가가 큰 폭으로 늘어나 赤字幅이 增加

되었다. 이전수지는 1991년과 1995년에 걸프전분담금 지급, 개인의 해외송금, 무환수출의 증가로 적자로 반전되었다.

〈表 3〉 經常收支 推移(1990~95)

(單位：억달러, %)

	1990	1991	1992	1993	1994	1995
경 상 수 지	-21.8	-87.3	-45.3	3.8	-45.3	-89.5
무 역 수 지	-20.0	-69.8	-21.5	18.6	-31.5	-47.5
무 역 외 수 지	-4.5	-16.0	-26.1	-26.1	-19.9	-36.4
이 전 수 지	2.7	-1.5	2.3	4.9	6.0	-5.6
경상수지/GNP	-0.9	-3.0	-1.5	0.1	-1.2	-2.0

앞에서 살펴본 바와 같이 경상수지가 적자에서 흑자로, 흑자에서 적자로 반전되는 등 변동이 심하였다. 따라서 실제 경상수지의 행태가 適正하였는가를 판별해 보는 것은 의의가 크다고 하겠다. 즉 실제 경상수지의 적자폭이 적정수준보다 過大하였는가 또는 흑자폭이 적정수준보다 過少하였는가를 살펴봄으로써 적자기간중에 행하였던 赤字幅 縮小努力의 타당성과 흑자기간중에 논란을 빚었던 黑字管理政策의 공과를 판별해 볼 수 있을 것이다.

#### IV. 模型의 設定

소규모의 개방경제(small open economy)의 代表消費者가 합리적 기대하에서 기간간 기대효용(intertemporal expected utility)을 극대화한다는 것을 기초로 하여 한 나라의 경상수지의 행태를 분석하고자 한다. 개방된 소국을 가정하였기 때문에 대표소비자는 세계의 고정된 이자율로 차입 및 대출이 가능하고 국내이자율이 국제이자율과 같아진다는 것을 모형에 반영시킨다. 대표소비자의

기간간 최적화모형은 다음과 같이 설정된다<sup>1)</sup>.

$$\begin{aligned} \text{Max } E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i U(C_{t+i}) \dots\dots\dots (1) \\ \text{s.t. } NFA_{t+1} = (1+r)NFA_t + Q_t - C_t - I_t - G_t \end{aligned}$$

여기서  $C$ 는 消費,  $NFA$ 는 純海外資産,  $Q$ 는 國內總生産(GDP),  $I$ 는 投資,  $G$ 는 政府支出을 나타낸다. 그리고  $E_t$ 는  $t$ 기까지의 이용가능한 정보를 고려한 조건부 기대치,  $\beta (= \frac{1}{1+\delta})$ 는 할인인자(discount factor),  $\delta$ 는 시간선호율(rate of time preference)을 각각 나타낸다.

期間間 豫算制約式을 모든 기간에 대해 더한 후 양변에 기대값을 취하면 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$\sum_{i=0}^{\infty} (\frac{1}{1+r})^i E_t C_{t+i} = \sum_{i=0}^{\infty} (\frac{1}{1+r})^i E_t (Q_{t+i} - I_{t+i} - G_{t+i}) + (1+r)NFA_t \quad (2)$$

효용극대화의 문제에서 이자율과 시간선호율을 같게 놓고 효용함수를 2차식 형태로 가정하면 최적화조건은 다음과 같이 소비가 martingale의 특성을 갖는 Euler방정식으로 표시된다<sup>2)</sup>.

$$E_t(C_{t+1}) = C_t \dots\dots\dots (3)$$

여기서 반복적 기대의 법칙 [예 :  $E_t(E_{t+1}(C_{t+2})) = E_t C_{t+2}$ ]을 이용하면 모든  $i$ 에 대하여  $E_t(C_{t+i}) = C_t$ 가 성립된다. 이와 같은 관계식을 식 (2)에 대

1) 이와 같은 모형의 설정에 관하여는 Sheffrin and Woo(1990), Otto(1992), Ghosh (1995) 등을 참조할 것.  
 2) 만약 이자율과 시간선호율이 다르다면 익명의 논문 심사자가 지적한 바와 같이 이를 반영하는 추가적인 상수를 별도로 추정할 필요가 있다. 그러나 본고에서는 Otto (1992), Huang(1993) 등과 같이 모형의 단순화를 위하여 이자율과 시간선호율이 같다고 가정하였다.

입하면 最適消費( $C_t^*$ )는 다음과 같이 구해진다<sup>3)</sup>.

$$C_t^* = \left(\frac{r}{1+r}\right) \left[ \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^i E_t(Q_{t+i} - I_{t+i} - C_{t+i}) + (1+r)NFA_t \right] \quad \dots (4)$$

경상수지( $CA_t$ )는 순해외자산의 변동분으로 정의되며 이를 기간간 예산제약식을 이용하여 정리하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} CA_t &= NFA_{t+1} - NFA_t = rNFA_t + Q_t - I_t - G_t - C_t \\ &= Y_t - I_t - G_t - C_t \quad \dots \dots \dots (5) \end{aligned}$$

단,  $Y_t$ 는 국민총생산(GNP)이다. 여기서 소비가 효용극대화의 원리에 의하여 결정된다는 항상소득가설을 채택한다면 경상수지의 행태도 極大化의 原理에 근거하여 설명할 수 있는 다음과 같은 모형이 도출된다<sup>4)</sup>.

$$\begin{aligned} CA_t &= Q_t - I_t - G_t - \left(\frac{r}{1+r}\right) \left[ \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^i E_t(Q_{t+i} - I_{t+i} - G_{t+i}) \right] \\ &= - \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^i E_t(\Delta Q_{t+i} - \Delta I_{t+i} - \Delta G_{t+i}) \\ &= - \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^i E_t \Delta X_{t+i} \quad \dots \dots \dots (6) \end{aligned}$$

식 (6)은 국민현금수취액(national cash receipts :  $X = Q - I - G$ )이 앞으로 增加 또는 減少할 것으로 기대되면 이에 따라 경상수지가 적자 또는 흑자를 보임을 의미한다. 그러므로 대표소비자가 합리적 기대 하에서 항상소득가설에 따

3) 효용극대화의 최적조건으로부터 소비함수가 명시적으로 도출되는 경우는 기대효용함수에서는 2차효용(quadratic utility)함수와 선형예산제약식 및 CRRA(constant relative risk aversion) 또는 CARA(constant absolute risk aversion)효용함수와 분산가능한 노동소득(diversifiable labor income)하에서 소득변수가 예산제약식에 포함되지 않는 두 가지 경우이고 비기대효용함수에서는 RINCE(risk neutral constant elasticity)와 효용함수와 선형예산제약식의 경우이다.

4) 자세한 도출과정은 Campbell(1987), Campbell and Shiller(1987) 등을 참조할 것.

라 최적 소비행위를 한다면, 현재의 경상수지는 미래의 국민소득 상황변화에 대한 좋은 指標가 될 수 있다.

항상소득가설에 따른 소비자의 최적행위의 결과로 경상수지가 결정된다면 소득변화가 一時的인지 恒久的인지에 따라 소비의 행태가 달라지고 이에 따라 경상수지에 미치는 효과도 달라진다. 즉 소득의 변화가 일시적이라면 소비의 변동은 미미하고 소득변화의 대부분이 對外的으로 조정되기 때문에 경상수지의 변동이 커지게 되는 반면, 소득의 변화가 항구적이라면 소득변화의 대부분이 소비에 반영되기 때문에 경상수지의 變動幅은 작아지게 된다.

다음으로 경상수지의 행태를 시계열적 특성이 반영된 관계식을 통해 분석하기 위하여  $X_t = \frac{r}{1+r} \sum_{i=0}^{\infty} (\frac{1}{1+r})^i E_t X_{t+i}$ 의 관계를 이용하여 식 (6)에  $(1+r)$ 을 곱하고 시간을 한 기간 過去時差로 하여 식 (6)으로부터 빼면 식 (7)을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned}
 & CA_t - (1+r)CA_{t-1} \\
 &= -\frac{r}{1+r} \sum_{i=0}^{\infty} (\frac{r}{1+r})^i E_t (X_{t+i} - X_t) + \frac{r}{1+r} \sum_{i=0}^{\infty} (\frac{1}{1+r})^{i-1} E_{t-1} (X_{t-1+i} - X_{t-1}) \\
 &= -\frac{r}{1+r} \sum_{i=0}^{\infty} (\frac{1}{1+r})^i E_t (X_{t+i} - X_t) + \frac{r}{1+r} \sum_{i=0}^{\infty} (\frac{1}{1+r})^i E_{t-1} (X_{t+i} - X_{t-1}) \\
 &= -\frac{r}{1+r} \sum_{i=0}^{\infty} (\frac{1}{1+r})^i (E_t - E_{t-1}) X_{t+i} + X_t - X_{t-1} \dots\dots\dots (7)
 \end{aligned}$$

식 (7)을 정리하면 다음과 같다.

$$CA_t - \Delta X_t - (1+r)CA_{t-1} = u_t \dots\dots\dots (8)$$

$$\text{단, } u_t = -\frac{r}{1+r} \sum_{i=0}^{\infty} (\frac{1}{1+r})^i (E_t - E_{t-1}) X_{t+i}, E_{t-1}(u_t) = 0$$

식 (6)과 식 (8)로부터 경상수지에 대한 항상소득가설적인 접근법에 대하여 검정할 수 있는 推定式이 도출된다.

## V. 實證分析

### 1. 推定 및 檢定方法

#### 가. 單位根 檢定

경상수지에 대한 현재가치모형인 식 (6)이 성립한다면  $\Delta X_t$ 와  $CA_t$ 는 安定的인(stationary) 변수이어야 하며  $CA_t = EX_t - IM_t + NFI_t$ 에서  $EX_t$ (수출),  $IM_t$ (수입),  $NFI_t$ (대외순수취요소소득)는 각각 단위근이 존재하더라도(1, -1, 1)을 벡터로 하는 線形結合인  $CA_t$ 는 안정적이기 때문에  $EX_t$ ,  $IM_t$ ,  $NFI_t$ 는 서로 共積分 관계에 있다고 할 수 있다. 이와 같은 관점에서  $X_t$ ,  $EX_t$ ,  $IM_t$ ,  $NFI_t$ 들은 단위근이 존재하더라도  $\Delta X_t$ 와  $CA_t$ 는 단위근이 존재하지 않는 안정적인 時系列이라는 것을 판별하기 위해 상기 6개의 변수에 대하여 單位根 檢定을 실시한다. 이 검정법은 본격적인 검정에 대한 예비적(preliminary)이고 사전적 검정(pretest)의 성격을 가지기 때문에 경상수지에 대한 현재가치모형의 검정으로서 가장 약한 형태의 검정이다.

#### 나. 因果關係 檢定

식 (6)은 경상수지(CA)가 국민현금수취액의 변화분( $\Delta X$ )에 대해 일방적인 인과관계에 있음을 의미하고 있다. 따라서 경상수지가 最適水準을 따라 움직이는가를 검정하기 위하여  $\Delta X_t$ 와  $CA_t$ 로 구성된 벡터自己回歸模型(VAR)을 설정하여 인과관계 검정을 행한다<sup>5)</sup>.

5) 경상수지의 현재가치모형이 성립한다면 VAR모형의 변수는 모두 안정적(stationary)이다. 따라서  $X$ 가  $I(1)$ 이고  $\Delta X$ 가  $I(0)$ ,  $CA$ 를 구성하고 있는  $rFA_t$ ,  $X_t$ ,  $C_t$ 는 각각  $I(1)$ 이더라도  $CA = [1 \ -1 \ 1] Z_t$ ,  $Z_t = [rFA_t, X_t, C_t]$ 는 세 변수가 공적분관계에 있으므로  $I(0)$ 이 되어야 한다. 이 결과  $A(L)\Delta Z_t = -\delta CA_{t-1} + e_t$ 인 오차수정모형으로부터 식 (9)가 도출된다. 자세한 도출과정은 Campbell(1987), Campbell and Shiller(1987)를 참조할 것.

$$\begin{bmatrix} \Delta X_t \\ CA_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a(L) & b(L) \\ c(L) & d(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta X_{t-1} \\ CA_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \dots\dots\dots (9)$$

여기서  $H_0: b(L) = 0$ 과  $H_0: c(L) = 0$ 을 각각 검정한 결과  $b(L) \neq 0$ 이고  $c(L) = 0$ 이면 CA에서  $\Delta X$ 로 一方的인 인과관계가 성립하여 경상수지에 대한 현재가치모형의 예측이 타당한 것으로 판별된다.

이와 같은 인과관계 검정은 경상수지가 국민현금수취액의 변화를 예측하는데 有用한가를 판별한다. 그러나 이는 경상수지의 현재가치모형의 성립여부를 엄밀히 가리기에는 불충분한 방법이다. 그러므로 보다 엄밀한 검정방법이 필요한데 이는 식 (6)으로부터 도출되는 식 (8)에 의한 直交性 檢定을 통하여 행하여진다.

다. 直交性 檢定

식 (6)으로부터 도출되는 식 (8)에 의하면  $CA_t - \Delta X_t - (1+r)CA_{t-1}$ 은 情報集에 포함되어 있는 변수에 의해 영향을 받지 않는 直交性(orthogonality)을 가진다. 따라서 다음과 같은 회귀방정식을 설정한 후에 情報集에 포함되어 있는 변수의 有意性 여부를 검정함으로써 경상수지의 현재가치모형의 성립 여부를 보다 엄밀히 판별할 수 있다.

$$D_t = CA_t - \Delta X_t - (1+r)CA_{t-1} = \alpha + \sum \beta_i CA_{t-i} + \sum \gamma_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (10)$$

식 (10)에서  $H_0: \beta_i = \gamma_i = 0, \forall_i$ 가 성립하면 모형의 적합성이 유효한 것이고  $\beta_i$ 와  $\gamma_i$ 가 통계적으로 유의하면 模型의 適合성이 성립되지 않는 것이다.

다음으로 지금까지는 일시적 소비가 없는 것으로 가정하였으나 일시적 소비의 존재를 모형에 반영시킨다면 2기 이상의 과거 시차변수들이 情報集에 포함되기 때문에 推定式을 다음과 같이 설정한다.

$$D_{t+1} = CA_{t+1} - \Delta X_{t+1} - (1+r)CA_t = \alpha + \sum \beta_i CA_{t-i} + \sum \gamma_i \Delta X_{t-i} + U_{t+1}$$

..... (11)

동일한 방법으로 식 (11)에서  $H_0 : \beta_i = \gamma_i = 0, \forall i$ 를 검정한다.

라. VAR 豫測值에 의한 檢定

식 (9)의 VAR모형을 companion matrix(A)를 이용하여 변형하면 다음과 같다.

$$y_t = Ay_{t-1} + v_t \text{ ..... (12)}$$

여기서  $y'_t = [\Delta X_t, \dots, \Delta X_{t-p+1}, CA_t, \dots, CA_{t-p+1}]$ ,  $v'_t = [v_{1t}, 0, \dots, 0, v_{2t}, 0, \dots, 0]$ 이고

$$A = \begin{bmatrix} a_1 \dots a_p & b_1 \dots b_p \\ 1 \dots 0 & 0 \\ \vdots & \vdots \\ 0 \dots 1 & 0 \\ c_1 \dots c_p & d_1 \dots d_p \\ & 1 \dots 0 \\ & 0 \quad \vdots \quad \vdots \\ & 0 \dots 1 & 0 \end{bmatrix}$$

이다. 이때  $E(y_{t+i} | H_t) = A^i y_t$ ,  $H_t = \{\Delta X_{t-i}, CA_{t-i}, i=0, 1, \dots\}$ 과

$E_t(\Delta X_{t+i}) = h' A^i y_t$ 를 이용하여 식 (6)을 변형하면 다음과 같다.

$$\widehat{CA}_t = g' y_t = - \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^i h' A^i y_t = -h' (1+r)^{-1} A [I - (1+r)^{-1} A]^{-1} y_t \text{ (13)}$$

여기서  $g' = (0, \dots, 0, 1, \dots, 0)$ 와  $h' = (1, 0, \dots, 0, 0, \dots, 0)$ 는 각각 (p+1)번째 원소와 첫번째 원소가 1이고 나머지 원소는 모두 0인 벡터이다.

따라서 실제 경상수지계열인  $CA_t$ 와 VAR예측치인  $\widehat{CA}_t$ 를 비교하여 얼마나  $CA_t$ 가  $\widehat{CA}_t$ 에 近接하는가를 판별함으로써 모형의 적합성을 가늠할 수 있다. 판별법으로는  $CA_t$ 와  $\widehat{CA}_t$ 간의 相關係數를 구해보는 것과 각각의 標準偏差의 상대적 크기를 비교하는 방법이 있다. 그리고 그래프를 통하여 두 시계열간의 근접성을 살펴볼 수 있다.

## 2. 實證分析 結果

먼저 실증분석에 이용된 資料를 살펴보면 1975년 1분기에서 1996년 2분기까지 國民計定上의 GNP, GDP, 소비(C), 투자(I), 정부지출(G), 수출(EX), 수입(IM), 대외순수취요소소득(NFD)이며 이들의 不變價格資料를 季節性이 있는 경우에는 X-11 ARIMA방식에 의해 季節調整하였다. 그리고 대표소비자에 대한 분석임을 감안하여 모든 변수를 인구수로 나누어서 1인당 변수화하였다. 경상수지 자료는 국민소득항등식의 관계를 이용하여 수출-수입+대외순수취요소소득으로 구하였다. 네 가지 검정결과를 차례로 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 경상수지의 현재가치모형에 포함되어 있는 국민현금수취액의 변화분( $\Delta X$ )과 경상수지(CA)가 安定的(stationary)인가를 단위근 검정을 통하여 분석하였다(〈表 4〉 참조). 그 결과 전체기간(1975~1996)의 경우 X, EX, IM, NFD는 대부분 單位根이 존재하는 것으로 나타났다. 반면,  $\Delta X$ 는 DF검정, 시차가 4인 ADF검정, 및 Phillips-Perron검정에서 안정적인 것으로 나타났으나 CA는 모든 경우에 있어서 단위근이 존재하는 不安定的인 시계열인 것으로 분석되었다.

이와 같은 단위근 검정의 결과는 본격적인 검정에 대한 豫備的 性格의 검정이지만 전체기간으로 볼 때는 경상수지의 현재가치모형이 성립되지 않는 것으로 판단된다.

그러나 분석기간을 대외거래가 상대적으로 자유롭게 이루어졌던 1989년 이후로 한정해 보면,  $\Delta X$ 와 CA가 어느 정도 안정적인 시계열인 것으로 나타나

모형의 適合性이 그 이전에 비해서는 增進되고 있다고 판단해 볼 수 있다.

둘째, 경상수지의 현재가치모형이 시사하는 바와 같이, 경상수지의 국민현금 수취액의 변화분에 대한 一方的인 因果關係가 성립하는지의 여부를 판별하기 위하여 그랜저 因果關係 檢定을 행하였다.

〈表 4〉 單位根 檢定

변수	DF	ADF		Phillips-Perron	
		시차=4	시차=8	window시차=4	window시차=8
(1975. I ~ 1996. II)					
X	-1.39	-1.30	-1.48	-0.97	-1.01
$\Delta X$	-12.23***	-3.17**	-2.83	-12.90***	-12.93***
EX	-1.89	-2.90	-2.57	-2.34	-2.33
IM	-2.15	-2.20	-2.42	-2.34	-2.29
NFI	-3.49***	-3.00	-2.64	-3.64***	-3.77***
CA	-2.08	-2.11	-2.06	-2.19	-2.32
(1989. I ~ 1996. II)					
X	-3.47*	-1.97	-3.02	-3.68***	-3.92***
$\Delta X$	-7.17***	-1.90	-2.37	-8.10***	-8.88***
EX	-1.85	-1.84	-1.72	-1.93	-1.94
IM	-1.85	-1.86	-1.70	-1.92	-1.90
NFI	-1.02	-1.56	-1.69	-1.18	-1.27
CA	-3.15	-3.18*	-2.81	-3.33*	-3.45*

註 : 1. DF와 ADF는  $\Delta Y_t = \mu + \beta t + a Y_{t-1} + \sum \gamma_i \Delta Y_{t-i}$ 에서  $H_0 : a = 0$ 를 검정한 통계량이고 Phillips-Perron은  $\Delta Y_t = \mu + \beta t + a Y_{t-1}$ 에서  $H_0 : a = 0$ 를 window시차를 조정해서 검정한 통계량임.

2. \*\*\* : 1%에서 유의, \*\* : 5%에서 유의, \* : 10%에서 유의

〈表 5〉 그랜저 因果關係 檢定

	$\Delta X_t$	CA
(1975. I ~ 1996. II)		
$\Delta X_{t-1}$	0.05**	0.18
$CA_{t-1}$	0.15	0.00
$\Delta X_{t-i} \quad i=1, \dots, 4$	0.14	0.57
$CA_{t-i} \quad i=1, \dots, 4$	0.43	0.00
(1989. I ~ 1996. II)		
$\Delta X_{t-1}$	0.33	0.21
$CA_{t-1}$	0.01***	0.00
$\Delta X_{t-i} \quad i=1, \dots, 4$	0.62	0.91
$CA_{t-i} \quad i=1, \dots, 4$	0.08*	0.05

註 : 1.  $\Delta X_t = \alpha^1 + \sum \beta_i^1 \Delta X_{t-i} + \sum \gamma_i^1 CA_{t-i}$  와  $CA_t = \alpha^2 + \sum \beta_i^2 \Delta X_{t-i} + \sum \gamma_i^2 CA_{t-i}$  에서  $H_0 : \beta_i^j = 0, \forall i$  와  $\gamma_i^j = 0, j=1, 2$  를 각각  $F$ 값으로 검정

2. 〈表 5〉의 숫자는 상기 검정에 대한 한계유의수준을 나타냄.

3. \*\*\* : 1%에서 유의, \*\* : 5%에서 유의, \* : 10%에서 유의

〈表 5〉에서 보는 바와 같이 全體期間의 경우 설명변수의 시차를 1기와 1~4기로 나누어 추정계수의 합이 유의적인가를 검정한 결과 모두 경상수지가 국민현금수취액에 대해 인과관계가 성립하지 않는 것으로 나타났다. 그리고 국민현금수취액도 미래 경상수지에 대해 인과관계가 성립하지 않는 것으로 분석되어 양자는 서로 獨立의인 관계인 것으로 나타났다. 이러한 결과는 현재가치모형이 경상수지의 행태를 설명하는 데 適合하지 않음을 시사하고 있다.

그러나 1989. I ~ 1996. II의 기간만을 分析對象으로 할 경우, 1기의 시차와 1~4기의 시차 모두 경상수지의 推定係數의 합이 미래의 국민현금수취액에

대해서는 1~10%에서 有意的이나, 국민현금수취액의 추정계수의 합은 미래경상수지에 대해 유의적이지 않게 나타났다. 즉 경상수지가 국민현금수취액의 변화분에 대해 一方的인 因果關係를 갖는 것으로 분석되었다.

이러한 분석결과를 종합해 보면 전반적으로는 우리나라의 경상수지의 행태는 最適行爲의 결과라기보다는 경제주체의 非合理性, 제도적인 不完全性 등의 요소가 강하게 작용하여 왔다고 볼 수 있다. 그러나 장차 市場機能이 회복되고 소비자의 합리성에 대한 의식이 제고되고 있는 최근의 경제구조를 반영하는 자료가 시사하는 바는 경상수지의 움직임이 점진적으로 합리적으로 바뀌어 가고 있다고 해석할 수 있을 것이다.

셋째, 경상수지 모형에 대한 本格的인 검정으로서 경상수지의 시계열적 특성을 나타내는 식 (8)이 성립되는가를 보기 위해 식 (8)의 좌변에 대하여 여타 정보집합에 포함되어 있는 시차변수들이 영향을 미치는가를 直交性 檢定을 통해 살펴보았다(〈表 5〉 참조). 모형에서 가정하는 바와 같이 개방된 소국을 대상으로 했기 때문에 이자율은 연 8%의 일정한 값을 갖는 것으로 가정하였다<sup>6)</sup>.

전체분석기간의 경우  $D_t$ 는 1기의 시차에 대한 情報集合變數에 대해 직교성이 성립하는 것으로 나타났으나 1~4기의 시차의 경우에는 직교성이 성립하지 않았다. 그러나 1989년 이후의 자료로 한정된 경우에 있어서는 1기의 시차와 1~4기의 시차 모두 정보집합변수에 대해 直交性이 성립되는 것으로 나타나 單位根 檢定과 直交性 檢定の 결과와 유사하게 최근으로 올수록 경상수지 행태의 合理性이 점차 증가한다고 볼 수 있다.

한편 一時的 消費( $u_t : E_t u_{t+1} = 0$ )의 존재를 모형에 반영시킬 경우  $D_{t+1}$ 은 2기의 시차에 대하여는 직교성이 성립하나 2~5기의 時差에 대하여는 직교성이 성립하지 않는 것으로 분석되었다. 그리고 1989년 이후에는 시차의 수에 관계없이 직교성이 성립하지 않는 것으로 나타났다. 일시적 소비를 고려할 경우 경상수지 행태의 합리성이 증진될 것으로 예상했으나 오히려 직교성이 더욱 성

6) 이자율을 연 12%, 연 4%로 가정하여도 본 실증분석결과에 대하여 거의 질적인 차이를 보이지 않았기 때문에 본 연구에서는 연 8%의 결과만을 보고하였다.

립되지 않는 것으로 나타난 것은 정상수지모형의 適合性이 성립하지 않음을 시사하는 것이라 하겠다.

〈表 6〉 直交性 檢定

	$D_t$	$D_{t+1}$
(1975. I ~ 1996. II)		
$\Delta X_{t-1}$	0.20	0.38
$CA_{t-1}$	0.43	0.11
$\Delta X_{t-i} \quad i=1, \dots, 4$	0.04**	0.00***
$CA_{t-i} \quad i=1, \dots, 4$	0.16	0.00***
(1989. I ~ 1996. II)		
$\Delta X_{t-1}$	0.58	0.01**
$CA_{t-1}$	0.43	0.78
$\Delta X_{t-i} \quad i=1, \dots, 4$	0.15	0.03**
$CA_{t-i} \quad i=1, \dots, 4$	0.85	0.57

註 : 1.  $D_t = CA_t - \Delta X_t - (1+\gamma)CA_{t-1}$

2.  $D_{t+j} = a + \sum \beta_i \Delta X_{t-1} + \sum \gamma_i CA_{t-i} \quad (j = 0, 1)$ 에서  $H_0 : \beta_{1i} = 0, \forall i$ 와  $H_0 : \gamma_i = 0, \forall i$ 를 각각  $F$ 값으로 검정

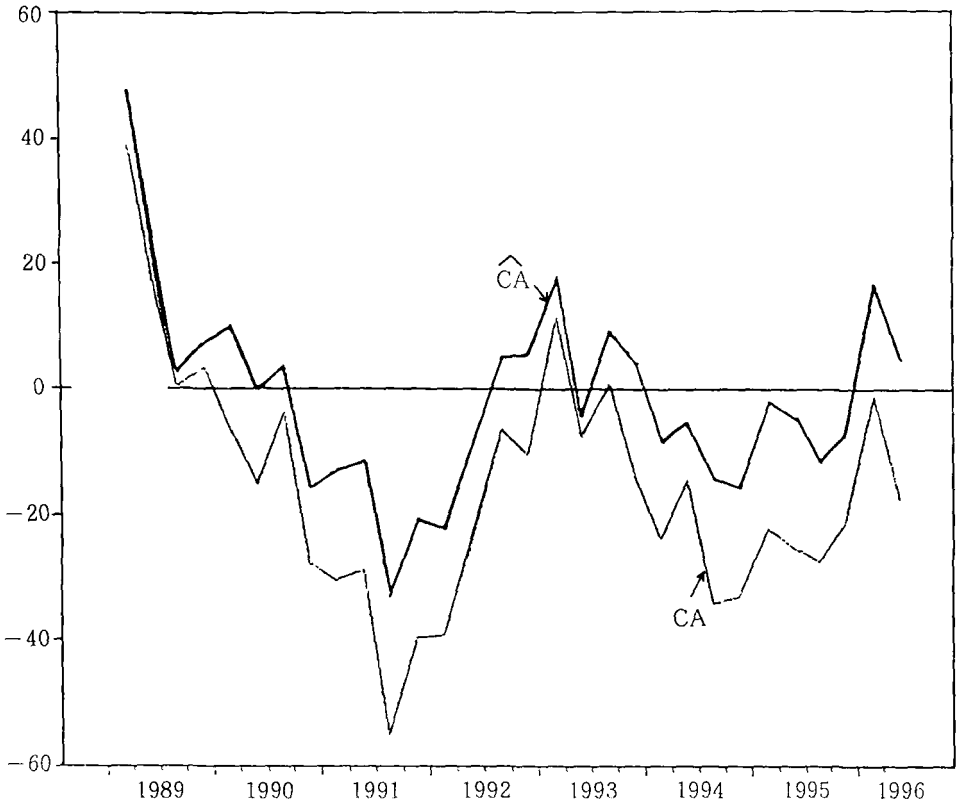
3. 〈表 6〉의 숫자는 상기 검정에 대한 한계유의수준을 나타냄.

4. \*\*\* : 1%에서 유의, \*\* : 5%에서 유의, \* : 10%에서 유의

5.  $D_{t+1}$ 의 경우 표준오차는 회귀방정식 오차항의 이분산성(heteroskedasticity) 과 자기상관(serial correlation)을 고려하여 계산함.

넷째, 경상수지의 現在價値模型이 전반적으로 기각되는 상황에서 경상수지의 實際值( $CA_t$ )와 경상수지에 대한 VAR 豫測值( $\hat{CA}_t$ )의 괴리정도를 그래프로 살펴보았다<sup>7)</sup>. [圖 1]에서 보는 바와 같이 1989. I ~ 1996. II의 기간중 경상수지의 실적치는 이론적인 VAR 예측치와 어느 정도 근접하게 보이나 경상수지의 실적치는 이론적인 VAR 예측치보다 下向偏倚(downward bias)되어 있는

[圖 1] 經常收支 VAR 豫測值



7) 익명의 논문심사자가 지적한 바와 같이 경상수지의 실적치와 VAR 예측치가 매우 유사한 경우에는 Obstfeld & Rogoff(1994)와 같이 모형의 적합성에 대한 검정을 행하여야 하나 본 연구에서는 경상수지의 실적치와 VAR 예측치가 매우 다르게 나타났기 때문에 이를 생략하였다.

것으로 나타났다<sup>8)</sup>. 이를 토대로 1980년대 후반의 경상수지 赤字期間을 評價해 보면, 당시에는 흑자폭이 過多하다고 판단되어 外債償還, 輸入自由化의 擴大 등으로 흑자를 줄이려는 노력을 하였다. 그러나 본 연구 결과에 의하면 당시의 흑자폭이 過少했다고 분석됨으로써 赤字縮小努力은 不必要했던 것으로 판단된다. 그리고 최근의 경상수지 적자시기를 평가해 보면 적자폭이 最適水準을 超過하는 것으로 나타났다. 따라서 경상수지 적자폭의 축소가 重要的 政策課題가 되어야 할 것이다. 그리고  $CA_t$ 와  $\hat{CA}_t$ 의 상관계수는 0.962이었으나 표준편차의 상대적 크기( $\sigma(CA_t)/\sigma(\hat{CA}_t)$ )가 1.225를 보여 경상수지의 실적치가 이론적인 VAR 예측치보다 변동성이 큰 것으로 나타났다. 결국 경상수지 적자폭의 축소와 더불어 경상수지의 변동폭을 줄이는 것도 社會厚生을 增進시키는 방안이 될 수 있다고 판단된다.

## VI. 맺음말

최근 우리나라는 경상수지 赤字幅이 크게 擴大되고 이에 따른 外債增加의 우려가 확산됨으로써 경제적인 어려움을 겪고 있다. 이에 본 논문은 실제 경상수지가 얼마나 국민의 후생을 극대화시키는 방향으로 움직여 왔는가를 기간간 최적화모형을 통해 검증해 보고 이와 아울러 適正한 경상수지와 얼마나 괴리가 있는지 방향과 규모를 推定해 보았다.

개방된 소국의 대표소비자가 합리적 기대하에서 기간간 기대효용을 극대화한다는 것을 기초로 하여 우리나라의 경상수지행태를 분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 경상수지의 現在價值模型에 포함되어 있는 국민현금수취액의 변화분( $\Delta X$ )과 경상수지( $CA$ )의 時系列이 安定的(stationary)인가를 單位根檢定을 통하여 분석한 결과,  $\Delta X$ 는  $DF$  검정, 시차가 4인  $ADF$  검정 그리고 Phillips

8) 우리나라의 결과를 미국·캐나다와 비교해 보면 미국의 경우 경상수지의 실적치가 이론적인 VAR 예측치와 가장 근접해 있고 그 다음이 한국이고 캐나다의 경우는 양자가 큰 괴리를 보이고 있다(Otto, 1992 참조).

-Perron검정에서 안정적인 것으로 나타났으나 CA는 모든 경우에 있어서 단위근이 존재하는 不安定的인 시계열인 것으로 분석되었다.

둘째, 경상수지의 현재가치모형이 시사하는 바와 같이, 경상수지가 국민현금수취액의 변화분에 대하여 一方的으로 因果關係를 보이는가를 판별하기 위하여 그랜저 인과관계검정을 행하였다. 전체기간을 대상으로 했을 때 경상수지가 국민현금수취액에 대하여 인과관계를 보이지 않는 것으로 나타났으며 국민현금수취액도 미래 경상수지에 대하여 인과관계가 成立하지 않는 것으로 분석되었다. 그러나 1989. I ~ 1996. II의 기간만을 분석대상으로 했을 때는 경상수지가 국민현금수취액의 변화분에 대하여 일방적으로 인과관계를 갖는 것으로 分析되었다.

셋째, 경상수지의 현재가치모형이 시사하는 경상수지의 시계열상의 특징을 나타내는 식이 성립되는가를 直交性 檢定을 통하여 살펴보았다. 전체기간을 대상으로 할 경우,  $D_t (= CA_t - \Delta X_t - (1+r)CA_{t-1})$ 는 1기 시차의 情報集合變數에 대하여 직교성이 성립하는 것으로 나타났으나 1~4기 시차의 경우에는 직교성이 성립하지 않았다. 그러나 1989년 이후의 자료로 한정된 경우에 있어서는 1기의 시차와 1~4기의 시차 모두 정보집합변수에 대해 직교성이 성립되는 것으로 나타나 단위근 검정과 직교성 검정의 결과와 유사하게 최근의 기간에 가까워질수록 경상수지행태의 合理性이 점차 增加한다고 볼 수 있다.

넷째, 경상수지의 현재가치모형이 전반적으로 기각되는 상황에서 경상수지의 實際值( $CA_t$ )와 경상수지에 대한 VAR 豫測值( $\hat{CA}_t$ )를 비교하여 모형의 적합성을 그래프를 이용하여 살펴본 결과, 1989. I ~ 1996. II의 기간중 경상수지의 실제치는 이론적인 VAR 예측치와 어느 정도 근접하게 보이나 경상수지의 실제치는 이론적인 VAR 예측치보다 下向偏倚(downward bias)되어 있는 것으로 나타났다. 그리고 경상수지의 실적치가 이론적인 VAR 예측치보다 變動性이 큰 것으로 나타났다.

이러한 分析結果를 종합해 보면 전반적으로는 우리나라의 경상수지의 행태는 最適行爲의 結果라기보다는 경제주체의 비합리성, 제도적인 불완전성 등의 요소가 강하게 작용하여 왔다고 볼 수 있다. 예를 들면 우리나라의 경우 그간 민간의 해외차입, 해외증권투자 등 자본이동에 대한 각종 제약으로 말미암아 경

제주체가 저축, 투자 등 의사결정을 합리적으로 할 수 없었다는 점 등을 들 수 있다. 그러나 장차 시장기능이 회복되고 소비자의 합리성에 대한 의식이 제고되고 있는 최근의 경제구조를 반영하는 자료가 시사하는 바는 경상수지의 움직임이 점진적으로 합리적으로 바뀌어 가고 있다고 해석할 수 있을 것이다. 그러나 여전히 경상수지의 실제치가 이론적인 최적치보다 一貫되게 下向偏倚되어 있고 경상수지의 실적치가 이론적인 최적치보다 변동성이 큰 것으로 분석된 실증결과를 토대로 볼 때 향후 경상수지 赤字幅을 縮小시키는 것과 더불어 경상수지의 변동폭을 줄이는 정책적인 노력을 지속하는 것이 최근의 경제적인 어려움을 극복하는 동시에 社會厚生을 增進시키는 데에도 기여할 것이다.

한편 본 연구는 다음과 같은 한계점을 열거함으로써 이 분야에 있어서 앞으로의 연구방향을 제시하고자 한다. 첫째, 이론적 모형설정과 관련하여 시간선호율과 이자율의 수준이 동일하다고 가정한 것 등 이론의 단순화에서 비롯되는 한계점이다. 둘째, 실증분석과 관련하여 모형의 특수성 때문에 현재 주관심사가 되고 있는 경상수지적자의 지속성 여부(sustainability)를 판단할 수 있는 정보를 제공하지 못했다는 점이다. 이와 같은 과제는 향후 별도의 다른 모형으로 시도해 볼 수 있을 것이다.

## 參 考 文 獻

- 양정균, 「우리나라 경상수지의 변동요인 분석」, 『조사통계월보』, 한국은행, 1985.
- 윤여봉, 「무역외수지의 구조적 변화」, 『조사통계월보』, 한국은행, 1986.  
한국은행, 『연차보고서』, 각 연도.
- Ahmed, S., “Temporary and Permanent Government Spending in an Open Economy : Some Evidence for the United Kindom,” *Journal of Monetary Economics* 17, 1986, pp. 197~224.
- Aizenman, J., “A Theory of Current Account and Exchange Rate Determination,” *European Economic Review*, 1983.
- Campbell, J. Y., “Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis,” *Econometrica* 55, 1987, pp. 1249~1274.
- Campbell, J. Y. and R. J. Shiller, “Cointegration and Tests of Present Value Models,” *Journal of Political Economy* 95, 1987, pp. 1062~1088.
- Dornbusch, R., “A Portfolio Balance Model of the Open Economy,” *Journal of Monetary Economics* 1, 1975, pp. 3~20.
- Ghosh, A., “Capital Mobility amongst the Major Industrialized Countries: Too Little or Too Much?,” *Economic Journal* 105, 1995.
- Huang, C. H., “An Empirical Study on Taiwan’s Current Account : 1961~90,” *Applied Economics* 25, 1993, pp. 927~936.
- Johnson, D., “Consumption, Permanent Income, and Financial Wealth in Canada: Empirical Evidence on the Intertemporal Approach to the Current Account,” *Canadian Journal of Economics* 19, 1986,

pp. 189~206.

Lee, C. J., "Capital Mobility, Economic Policies, and Balance of Payments," *Weltwirtschaftliches Archiv*, 1980, pp. 622~638.

\_\_\_\_\_, "Capital Movements, Growth and Balance of Payments," *Journal of Macroeconomics* 4, 1982, pp. 433~447.

Obstfeld, M., "Macroeconomic Policy, Exchange Rate Dynamics, and Optimal Asset Accumulation," *Journal of Political Economy* 89, 1981, pp. 1142~1161.

Obstfeld, M. & K. Rogoff, "The International Approach to the Current Account," NBER Working Paper No. 4893, 1994.

Otto, G., "Testing a Present-Value Model of the Current Account: Evidence from U.S. and Canadian Time Series," *Journal of International Money and Finance* 11, 1992, pp. 495~517.

Roubini, N., "Current Accounts and Budget Deficits in an Intertemporal Model of Consumption and Taxation Smoothing," NBER Working Paper No. 2773, 1988.

Sachs, J. D., "The Current Account and Macroeconomic Adjustment in the 1970s," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1981, pp. 201~268.

\_\_\_\_\_, "The Current Account in the Macroeconomic Adjustment Process," *Scandinavian Journal of Economics* 84, 1982, pp. 147~159.

Sheffrin, S. M. and W. T. Woo, "Testing an Optimizing Model of the Current Account via the Consumption Function," *Journal of International Money and Finance* 9, 1990, pp. 220~233.

\_\_\_\_\_, "Present Value Tests of an Intertemporal Model of the Current Account," *Journal of International Economics* 29, 1990, pp. 237~253.

# 우리나라 會社債 流通收益率의 決定要因 分析

金 宗 萬\*

## 要 約

우리나라의 會社債 流通收益率의 변동요인을 분석한 결과 期待인플레이션率이나 通貨量 및 景氣狀況의 변동 이외에 資金需給을 결정하는 投資나 貯蓄의 변동도 회사채 유통수익률에 큰 영향을 미치는 것으로 파악되었다. 또한 土地를 비롯한 不動產價格이 상승할 경우 會社債 流通收益率도 상승하는 관계에 있는 것으로 분석되었다.

그러나 國內外 금리간 裁定去來의 효과를 나타내는 유러달러 利子率과 원/달러 환율변동에 대한 期待의 변동이 會社債 流通收益率에 미치는 영향은 크지 않은 것으로 분석되었다. 또한 어음不渡率이나 會社債 및 公共債 發行物量 등 자금시장의 상황변동을 표시하는 요소들의 변동으로 인한 會社債 流通收益率의 변동효과도 크지 않은 것으로 파악되었다. 이와 같은 결과는 그간 정책당국이 자본유출입에 대하여 규제하였음과 동시에 회사채를 비롯한 債券의 발행물량을 규제하는 등의 수단을 통하여 資金의 需給을 조절하였기 때문일 수도 있을 것이다.

## I. 序 論

金融自律化와 金利自由化가 진행됨에 따라 資金市場의 상황변동을 반영하는 實勢金利가 어떻게 변동할 것인지에 대하여 관심이 높아지고 있다. 또한 外換 및 資本自由化가 추진되고 있기 때문에 앞으로 國際金利의 변동과 海外資本의

\* 韓國租稅研究院 研究委員.

동효과를 종합적으로 검토해 보았다. 아울러 우리나라 金融市場의 특수성을 고려하여 資金市場의 상황변동을 표시하는 여러 指標들의 변동이 利率에 미치는 영향도 파악해 보았다.

실증분석의 결과 우리나라의 會社債 流通收益率에 큰 영향을 미치는 요소에는 기존의 연구결과에서 파악된 期待인플레이션率이나 通貨量 및 實質GDP의 변동 이외에 貸付資金說의 관점에서 볼 때 資金需給을 결정하는 요소들로 파악할 수 있는 投資나 貯蓄의 변동 등도 있는 것으로 파악되었다. 또한 土地를 비롯한 不動產價格이 상승할 경우 會社債 流通收益率도 상승하는 관계에 있는 것으로 분석되었다. 그러나 國內外 금리간 裁定去來의 효과를 나타내는 유러달러 利率과 원/달러 환율변동에 대한 期待의 변동이 會社債 流通收益率에 미치는 영향은 크지 않은 것으로 분석되었다.

資金市場의 상황변동을 표시하는 指標들의 영향을 분석한 결과 經常收支가 개선될 경우 會社債 流通收益率이 하락하는 관계에 있는 것으로 파악되었다. 그러나 全國어음不渡率이나 會社債 및 公共債 發行物量의 변동으로 인한 會社債 流通收益率의 변동효과는 크지 않거나 때로는 영향이 기대하는 것과 반대로 나타난 경우도 있었다.

이와 같은 분석의 결과 파악된 사실들은 金利가 하락하도록 유도하기 위한 政策이나 外換 및 資本自由化와 관련된 政策을 입안함에 있어서 유의해야 할 주요한 示唆點들을 내포하고 있는 것으로 판단된다.

이 글의 내용은, 이어지는 제 II 절에는 金利決定과 관련된 여러 理論들과 우리나라의 이자율 결정에 관한 기존의 연구결과들을 종합적으로 고려하여 실증분석을 위한 基本模型을 정립하는 과정과 그 결과를 정리하였다. 제 III 절에는 실증분석에 사용된 각 자료의 시계열들의 安定性を 검정한 결과를 고려하여 通常的인 回歸分析의 기법과 共積分·誤差修正模型의 기법을 적용하여 會社債 流通收益率의 변동요인을 분석한 결과를 정리하였다. 마지막으로 제 IV 절에는 연구의 결과를 요약하고 政策立案에 있어서 유의할 示唆點들을 정리하였다.

## II. 理論的 考察 및 基本模型의 定立

閉鎖經濟體制下에서 피셔假說을 반영하여 名目利子率과 期待인플레이션率 사이의 관계를 다음 식 (1)과 같이 표시할 수 있다.

$$i^c = r^e + \pi^e \dots\dots\dots (1)$$

여기서  $i^c$ 는 閉鎖經濟體制下에서의 名目利子率,  $r^e$ 는 期待實質利子率,  $\pi^e$ 는 期待인플레이션率을 각각 표시한다.

期待實質利子率은 景氣變動의 영향을 받지 않는 資本의 限界生産性으로 인한 自然利子率과 景氣變動의 영향을 받는 부분으로 구성되어 있는 것으로 가정할 경우 다음 식 (2)와 같이 나타낼 수 있다.

$$r^e = r^n + r^s \dots\dots\dots (2)$$

여기서  $r^n$ 은 資本의 限界生産性으로 인한 自然實質利子率,  $r^s$ 는 貯蓄·投資의 상대적인 변동, 景氣變動과 通貨供給의 변동으로 인한 流動性 및 資金市場의 狀況變動 등의 영향을 받는 實質利子率을 각각 표시한다.

먼델(Mundell)·토빈(Tobin) 效果를 고려할 경우 自然實質利子率과 期待인플레이션率과의 관계는 다음 식 (3)과 같이 표시할 수 있다<sup>2)</sup>.

$$r^n = \alpha_0 - \alpha_1 \pi^e \dots\dots\dots (3)$$

여기서  $\alpha_0 (>0)$ 는 인플레이션과 관계 없는 資本의 限界生産性으로 인한 實質利子率,  $\alpha_1 (>0)$ 은 인플레이션이 期待됨에 따라 通貨의 實質殘高를 감소시키고 實物資産의 보유를 증가시키기 때문에 資本의 限界生産性 감소로 인하여 實質利子率이 하락하는 정도를 표시하는 모수를 각각 표시한다.

---

2) Mundell(1963)과 Tobin(1965)은 實質殘高效果로 인하여 期待인플레이션率이 상승함에 따라 實質利子率이 하락하게 된다고 주장하였다. 즉 인플레이션은 通貨保有에 따르는 비용에 해당하기 때문에 期待인플레이션率이 상승할 경우 通貨殘高가 감소하는 대신 實質資本이 증가하게 되고 이에 따라 資本의 限界生産性이 낮아지기 때문에 實質利子率이 下落하게 된다는 주장이다.

流動性選好說<sup>3)</sup> 및 貸付資金說<sup>4)</sup> 등을 고려할 때 貯蓄·投資의 상대적인 변동과 所得의 變動, 通貨供給의 변동은 利率에 영향을 미치는 요소들인 것으로 파악할 수 있다. 또한 餘裕資金을 投資하는 곳으로 不動產市場이 金融市場과 競爭關係에 있는 경우 不動產價格의 변동은 利率에 영향을 미치게 될 것이다. 이와 같은 점들을 고려하여  $r^s$ 는 다음 식 (4)와 같이 결정되는 것으로 나타낼 수 있다.

3) 케인즈(Keynes)의 流動性選好說에서는 단기적으로 所得과 物價가 변동하지 않는 것으로 보고 通貨供給을 증가시킬 경우 流動性選好로 인하여 보유하려는 通貨量보다 供給량이 많아지기 때문에 자금사용의 대가인 金利가 일시적으로 하락하게 된다고 설명하고 있다. 그러나 시간이 경과함에 따라 所得과 物價가 변동할 경우 通貨供給의 流動性效果로 인한 金利의 下落效果는 점차 소멸하게 되어 원래의 수준으로 되돌아가게 된다. 즉 金利의 下落으로 인하여 投資가 증가하고 이에 따라 所得이 증가하게 되면 通貨에 대한 수요가 증가하기 때문에 超過流動性이 감소하게 되어 利率이 점차 상향조정된다. 또한 物價가 상승함에 따라 實質殘高가 감소하기 때문에 利率은 상승하게 된다. 通貨供給의 증가로 인한 流動性效果가 지속되는 기간에 대하여 많은 논란이 있다. 케인지언들은 利率이 하락하더라도 投資增加로 인하여 所得이 증가하기까지 상당히 장기간이 소요되는 것으로 보고 있다. 또한 物價는 短期的으로 非彈力的(sticky)이기 때문에 流動性效果로 인하여 金利가 하락한 상황이 상당히 장기간 지속된다고 주장하고 있다. 이에 대하여 通貨論者(Monetarist)들은 通貨供給이 증가할 경우 流動性效果로 인한 金利의 下落效果는 그다지 크지 않은 것으로 보고 있다. 게다가 通貨供給을 확대한 결과 物價상승이 기대될 경우 피셔效果로 인하여 名目金利가 상승하기 때문에 金利가 하락한 狀況이 지속되는 기간은 단기간에 불과하다고 주장하고 있다. 長期的으로 통화의 중립성이 성립할 경우에는 인플레이션率이 通貨增加率과 일치하기 때문에 市場金利의 상승폭은 通貨增加率에 수렴하게 되어 通貨供給의 증가를 통하여 利率을 인하하려는 政策은 결국 성공을 거두지 못하게 된다고 주장하고 있다. 한편 合理的期待假說을 신봉하는 사람들은 이미 예상된 通貨供給의 增加는 인플레이션期待에 반영되었기 때문에 피셔效果로 인하여 名目金利가 상승하게 되어 流動性效果가 지속되는 기간이 극히 단기간에 불과하다고 주장하고 있다. 그러나 예기치 못한 通貨供給의 增加는 인플레이션에 대한 期待의 형성에 반영되지 않았기 때문에 金利水準과 所得에 영향을 미칠 수 있는 것으로 설명하고 있다.

4) 로버트슨(Robertson), 올린(Ohlin) 등이 주장한 貸付資金說에서 金利는 通貨의 需要와 供給뿐만이 아니고 實物部門의 貯蓄 및 投資까지를 감안한 貸付資金의 수요와 공급에 의하여 결정된다고 보고 있다. 즉 貸付資金의 需要는 投資와 通貨需要에 의하여 결정되는 반면 供給은 貯蓄 및 通貨供給에 의하여 결정되는바 貸付資金의 需要와 供給을 일치시키는 수준에서 均衡金利가 결정된다는 理論이다. 요컨대 金利變動의 원인을 파악하기 위해서는 貨幣市場의 범위를 넘어서 資金에 대한 전반적인 需要와 供給을 변동시키는 요인을 검토하여야 된다는 이론이다. 따라서 이 理論에서는 貯蓄 및 投資의 상대적인 변동과 景氣의 변동 및 資金市場에서 자금흐름의 변동 등도 金利에 영향을 미치는 요소인 것으로 파악하고 있다.

$$r^s = \beta_1 V - \beta_2 S + \beta_3 Y - \beta_4 (M/P) + \beta_5 (dRS - \pi) \dots\dots\dots (4)$$

여기서  $V, S$ 는 각각 投資와 貯蓄을,  $Y, M, P$ 는 각각 所得, 通貨供給, 물가수준을,  $dRS$ 와  $\pi$ 는 각각 不動產價格의 상승률과 物價上昇率을 표시하며  $\beta_1 (>0), \beta_2 (>0), \beta_3 (>0)$  및  $\beta_4 (>0)$ 는 각각 國內貯蓄에 비한 投資超過, 外資導入, 所得의 增加, 通貨供給의 증가 및 不動產價格의 상승이 實質利率에 미치는 영향을 나타내는 모수를 표시한다.

식 (2)~(4)를 식 (1)에 대입하여 다음 식 (5)와 같이 정리할 수 있다.

$$i^c = \alpha_0 + (1 - \alpha_1)\pi^e + \beta_1 V - \beta_2 S + \beta_3 Y - \beta_4 (M/P) + \beta_5 (dRS - \pi) \dots\dots\dots (5)$$

한편, 開放經濟體制下에서 換率變動 등으로 인한 危險을 고려하지 않을 경우 利率裁定으로 인하여 國內金利와 海外金利 및 換率變動率에 대한 期待 사이에 식 (6)의 관계가 성립하게 된다.

$$i^o = i^f + ex^e \dots\dots\dots (6)$$

여기서  $i^o$ 는 開放經濟體制下에서의 國內利率을,  $i^f$ 와  $ex^e$ 는 각각 海外利率과 換率上昇(國內通貨의 가치하락)率에 대한 期待値를 표시한다.

실제 利率은 完全閉鎖經濟體制下에서의 利率( $i^c$ )과 完全開放經濟體制下에서의 利率( $i^o$ )의 加重平均으로 결정된다고 가정할 경우 다음 식 (7)과 같이 표시할 수 있다.

$$i = (1 - \lambda)i^c + \lambda i^o \dots\dots\dots (7)$$

여기서  $\lambda(0 < \lambda < 1)$ 는 經濟體制가 開放된 정도를 나타내는 모수를 표시한다.

식 (5)와 (6)을 (7)에 대입하여 식 (8)과 같이 정리할 수 있다.

$$i = \delta_0 + \delta_1 \pi^e + \delta_2 V - \delta_3 S + \delta_4 Y - \delta_5 (M/P) + \delta_6 (dRS - \pi) + \delta_7 (i^f + ex^e) \dots\dots\dots (8)$$

여기서  $\delta_0 = (1-\lambda)\alpha_0$ ,  $\delta_1 = (1-\lambda)(1-\alpha_1)$ ,  $\delta_2 = (1-\lambda)\beta_1$ ,  $\delta_3 = (1-\lambda)\beta_2$ ,  
 $\delta_4 = (1-\lambda)\beta_3$ ,  $\delta_5 = (1-\lambda)\beta_4$ ,  $\delta_6 = (1-\lambda)\beta_5$  및  $\beta_7 = \lambda$ 이다.

식 (8)에서 名目利率을 결정하는 요소에는 期待인플레이션率( $\pi^e$ )과 實質通貨量( $M/P$ ) 이외에도 投資( $V$ ), 貯蓄( $S$ ), 所得( $Y$ ) 등 景氣狀況에 따라 변동하는 요소들과 不動產價格의 상승률(實質:  $dRS-\pi$ ) 등이 있는 것으로 나타나고 있다. 또한 經濟開放의 정도에 따라 海外利率( $i^f$ ) 및 國內通貨價値의 예상하락률( $ex^e$ )도 國內金利에 영향을 미치게 된다. 다음의 實證分析에서는 이들 要素의 변동이 우리나라의 대표적인 實勢金利인 會社債 流通收益率에 미치는 영향을 추정해 보겠다. 아울러 資金市場의 상황변동을 표시하는 요소들의 변동으로 인한 會社債 流通收益率의 변동효과도 분석해 보기로 하겠다.

### III. 實證分析

#### 1. 時系列資料의 安定性 檢定

시계열로 정리된 자료를 사용한 實證分析을 함에 있어서는 분석의 대상이 되는 시계열이 安定的(stationary)인지의 여부에 따라 분석의 방법을 달리해야 하는 문제가 있다. 會社債 流通收益率의 시계열자료를 이용하여 그 결정요인을 분석하기에 앞서 基本模型인 식 (8)에 포함된 經濟變數들의 분기별 시계열자료에 각각 1개의 單位根(unit root)이 존재하는지 여부를 검정한 결과는 〈表 1〉에 정리되어 있다<sup>5)</sup>.

이 表에서 會社債 流通收益率의 분기별 시계열은 매분기 마지막 달의 평균(예를 들면 매년 1/4분기의 경우 3월의 평균)을 기준으로 집계된 것이다<sup>6)</sup>. 소

5) 〈表 1〉의 내용은 1980년 3/4분기부터 1996년 4/4분기까지의 분기별 자료를 사용하여 單位根 檢定을 한 결과이다.

6) 會社債 流通收益率과 같은 利率의 분기간 변동요인을 분석함에 있어서는 매 분기말을 기준으로 집계된 자료를 대상을 분석하는 것이 가장 정확할 것이다. 그런데 우리나라

비자물가의 변동률 및 원/달러 換率變動率의 期待値는 부록에서 설명한 바와 같이 각각 식 (A-1)' 와 식 (A-2)' 및 (A-3)' 의 추정결과를 사용하여 산출한 자료이다<sup>7)</sup>. 全國土地價格指數와 總通貨는 각각 消費者物價指數와 生産者物價指數로 나누어 실질화하였다<sup>8)</sup>. 設備 및 建設投資와 實質GDP는 각각 1990년 不變價格으로 집계된 금액자료이며 總貯蓄은 같은 기준으로 집계된 GDP에서 總消費를 공제한 금액을 사용하였다<sup>9)</sup>.

검정을 위해 統計値와 表의 아랫부분에 정리된 각 有意水準別 臨界値들을 비교해 보면 會社債 流通收益率의 수준에 한 개의 單位根이 존재한다는 歸無假說을 디키-풀러(Dickey-Fuller : DF) 檢定에서는 5% 有意水準에서는 기각할

라의 경우 분기말(월말) 기준으로 집계된 會社債 流通收益率의 시계열자료는 1987년 이후부터 韓國銀行의 내부 자료로 정리되어 있고 그 이전의 자료는 집계되어 있지 않기 때문에 이 자료를 대상으로 실증분석을 하기에는 標本의 수가 충분하지 못한 문제가 있다. 월간 평균으로 집계된 會社債 流通收益率의 시계열자료는 1975년 1월부터 정리되어 있는 것으로 확인되었다. 본 연구에서는 의미있는 實證分析을 하기에 충분한 기간의 자료를 확보하는 문제와 매 분기 마지막 달에 있어서 會社債 流通收益率의 평균을 분석의 대상으로 결정하였다(威貞鎬·崔雲奎(1991) 및 張洪範(1996) 등은 매 분기 평균(월간 평균의 분기간 평균일 것으로 판단됨)으로 집계된 會社債 流通收益率 자료를 분석의 대상이었다). 그런데 月平均으로 집계된 資料의 경우에도 1992년 9월을 전후하여 집계의 대상이 되는 회사채의 성격이 바뀌었다. 즉 1992년 9월 이전에는 만기가 다양한 會社債의 場內價格을 평균하여 流通收益率을 산출하였음에 대하여 그 이후에는 3년만기 銀行保證附 會社債의 場外呼價을 기준으로 流通收益率을 산정하고 있다. 韓國銀行은 새로운 기준에 따라 집계된 會社債 流通收益率의 월평균 자료를 1987년 1월부터 내부자료로 보유하고 있다. 본 연구에서 1987년 1/4분기부터는 새로운 기준에 따라 월평균으로 집계된 會社債 流通收益率 자료와 그 이전에는 과거의 기준에 따라 월평균으로 집계된 자료를 이어서 사용하였다. 따라서 본 연구에서 사용한 會社債 流通收益率 집계방법의 一貫性에 다소 문제가 있다.

- 7) 유러달러 金利의 경우 年率로 표시된 收益率이다. 그런데 부록의 식 (A-2)' 및 (A-3)' 의 추정결과를 이용하여 산출한 원/달러 換率變動率의 期待値는 분기간 변동에 대한 예상치이다. 이와 같은 기간차이를 조정하기 위하여 환율변동률의 기대치를 4배하여 年率로 환산한 다음 유러달러 利子率에 합산하였다.
- 8) 全國土地價格 資料는 建設交通部(과거 建設部)가 地價動向에서 발표하고 있는 地價指數를 기준으로 하였다. 그런데 이 資料는 1987년 이후에는 分期別로 발표되고 있으나 그 이전에는 年度別 혹은 半期別로 발표되었기 때문에 分期別 時系列資料 중 누락된 관측들이 있다. 이들 漏落된 관측들은 許世霖(1992)이 誤差修正模型과 水準資料 및 差分資料에 대한 回歸分析 등 세 가지 방법으로 추정한 값들을 平均하여 사용하였다.
- 9) <表 1>의 安定性檢定 및 본 연구의 다른 분석에서 사용한 자료들의 내용 및 출처 등에 관한 설명은 <附表 1>의 내용 참조.

수 있지만 1% 有意水準으로는 기각할 수는 없음을 알 수 있다. 한편 같은 歸無假說을 보정한 디키-풀러(Augmented Dickey-Fuller : ADF) 檢定에서는 1% 有意水準으로 기각할 수 있는 것으로 나타나고 있다.

〈表 1〉 基本模型 關聯資料의 單位根 檢定

	水 準 資 料		1次 差分 資料	
	Dickey-Fuller (DF) 檢定	Augmented DF 檢定	Dickey-Fuller (DF)檢定	Augmented DF 檢定
	檢定 統計	檢定 統計	檢定 統計	檢定 統計
會社債 收益率(每分期 마지막 달 平均)	3.5276	4.0355	6.4923	8.4580
消費者物價變動率期待值	4.0283	4.9052	9.0511	10.3151
全國地價指數 實質變動率	5.6226	4.8853	11.5520	11.2812
유리달러 利子率 + 원/달러換率變動率期待值	2.8293	2.4602	9.9769	7.8058
設備·建設投資 自然對數	1.2991	0.3889	16.8723	8.6123
總通貨(平殘)/生産者物價 自然對數	0.5398	0.7858	6.8362	6.9619
總貯蓄 自然對數	3.4831	1.6205	15.4444	9.1960
實質 GDP 自然對數	1.7134	0.7314	13.9396	9.4212
假說檢定の 臨界值				
1% 有意水準	3.5328	3.5345	3.5345	3.5362
5% 有意水準	2.9062	2.9069	2.9069	2.9077
10% 有意水準	2.5903	2.5907	2.5907	2.5911

- 註 : 1. Dickey-Fuller 檢定統計는 常數項과 變數의 1次 lag만을 포함하여 산출하였으며 Augmented Dickey-Fuller 檢定統計는 常數項과 變數의 1次 lag 및 變數의 1次 差分의 1次 lag만을 포함하여 산출하였음.
2. 消費者物價 變動率 期待值 및 원/달러 換率變動率 期待值는 각각 부록의 식 (A-1)' 와 (A-2)' 및 (A-3)' 의 추정 결과를 기준으로 산출한 자료임.
3. 全國土地價格의 實質 變動率은 土地價格指數를 消費者物價指數로 나누어 變動率(自然對數의 1次 差分)을 산출한 것임.

다른 변수들의水準資料에 각각 한 개의 단위근이 존재한다는 歸無假說은 消費者物價變動率 期待値와 全國土地價格指數 實質變動率의 경우  $DF$  檢定과  $A$   $DF$  檢定 모두에서 1% 有意水準으로 기각할 수 있는 것으로 나타나고 있다. 유러달러 利率과 원/달러 換率變動率 期待値의 합계의 경우  $DF$  檢定에서는 10% 有意水準으로 기각할 수 있는 것으로 나타나고 있으나  $ADF$  檢定에서는 10% 有意水準으로도 기각할 수 없는 것으로 나타나고 있다. 總貯蓄(自然對數)의 경우  $DF$  檢定에서는 5% 유의수준으로 기각할 수 있으나  $ADF$  檢定에서는 10% 유의수준으로도 기각할 수 없다. 다른 변수들의 경우  $DF$  檢定과  $A$   $DF$  檢定 모두에서 10% 有意水準으로 기각할 수 없는 것으로 나타나고 있다.

한편 각 변수들의 1次 差分 資料에 각각 1개의 單位根이 존재한다는 歸無假說은  $DF$  檢定과  $ADF$  檢定 모두에서 매우 높은 유의수준으로 기각할 수 있는 것으로 나타나고 있다. 이와 같은 단위근 검정의 결과를 종합할 때 會社債 流通收益率의水準은 다소의 주저가 있기는 하지만 安定的인 시계열에 가까운 것으로 평가할 수 있다<sup>10)</sup>. 消費者物價 變動率에 대한 期待値와 全國土地價格의 實質變動率은 安定的인 시계열인 것으로 보아도 무방할 것으로 판단된다. 이에 대하여 다른 변수들水準資料의 경우 安定的인 시계열인 것으로 보기 어렵다. 한편 모든 변수의 1次 差分 자료의 경우 安定的인 시계열들인 것으로 보아도 안전할 것으로 판단된다.

## 2. 通常的인 回歸分析

會社債 流通收益率의水準이 安定的인 시계열인 것으로 가정할 경우에는 수준자체를 通常的인 回歸分析의 技法을 사용하여 변동요인을 분석한 결과 추정된 係數를 기준으로 假說檢定 등을 하더라도 문제가 없는 것으로 알려지고 있다. 이때 安定的인 시계열인 것으로 평가되는 消費者物價變動率에 대한 期待値

10) 會社債 流通收益率의 분기간 평균의水準資料를 사용하여 單位根 檢定을 한 결과에서도 유사한 결론에 도달하게 되었다.

나 全國土地價格의 實質變動率 등은 1次 差分을 하지 않고 說明變數로 사용할 수 있을 것이다. 그러나 수준자료가 不安定的인 시계열인 것으로 판정된 다른 변수들의 경우 1次 差分(變動率)을 하여 안정적인 시계열로 변형한 다음 설명 변수로 사용하는 것이 안전할 것이다.

이와 같은 점들을 고려하여 會社債 流通收益率의 변동을 분석하기 위한 回歸方程式을 (9)와 같이 정립하였다<sup>11)</sup>.

$$\begin{aligned}
 cr_t = & \alpha + \sum_{i_1=0}^{K_1} \beta_{i_1} edcp_{t-i_1} + \sum_{i_2=0}^{K_2} \gamma_{i_2} dv_{t-i_2} + \sum_{i_3=0}^{K_3} \delta_{i_3} ds_{t-i_3} \\
 & + \sum_{i_4=0}^{K_4} \zeta_{i_4} dmr_{t-i_4} + \sum_{i_5=0}^{K_5} \theta_{i_5} dy_{t-i_5} + \sum_{i_6=0}^{K_6} desr_{t-i_6} \\
 & + \phi frex_t + \varepsilon_t \dots\dots\dots (9)
 \end{aligned}$$

여기서 t期の 會社債 流通收益率(水準),  $edcp_t$ 는 t기에 예측한 t+1期の 消費者物價變動率 期待值(年率로 환산:  $edcp_{t-1}$ 은 t-1기에 예측한 t期の 消費者物價變動率 期待值)를 표시하며,  $dv_t$ ,  $ds_t$ ,  $dmr_t$  및  $dy_t$ 는 각각 t期の 投資(設備+建設投資), 總貯蓄, 實質通貨(M2) 및 實質GDP의 變動率(自然對數의 1次 差分)을 표시하고,  $desr_t$ 는 t期 全國土地價格의 實質變動率을 나타낸다. 또한  $frex_t$ 는 t期の 유러달러 利率에 t기에 예측한 t+1기에 있어서의 원/달러 換率變動率 期待值(年率로 환산)의 합계를 나타내고  $\varepsilon_t$ 는 回歸分析에 있어서 통상적인 誤差項을 표시한다.

1981년 1/4분기부터 1996년 4/4분기까지의 자료를 사용하고, 일반적인 형태로부터 특수한 형태(general to the specific)로 說明變數들의 時差를 결정

11) 回歸方程式 (12)에서 會社債 流通收益率은 연율로 표시함에 대하여 消費者物價變動率에 대한 期待值는 직후 분기에 있어서 期待되는 變動率의 예상치로 할 경우 기간대응의 차이로 인하여 誤差假說이 의미하는 利率과 期待인플레이션率 사이의 1對1 對應關係가 성립하는지 여부를 직접 확인하기 어렵다. 이와 같은 기간대응의 문제를 회피하기 위하여 본 연구에서는 식 (9)의 추정결과를 기준으로 산출한 消費者物價變動率 期待值를 4배하여 年率로 환산한 후 說明變數로 사용하였다. 單位根檢定의 결과에서 유러달러 利率과 원/달러 換率變動率 期待值의 합계는 안정적인 시계열로 보기 어려운 것으로 나타났지만 會社債 流通收益率과 같은 형태를 취하기 위하여 水準資料를 그대로 說明變數로 사용하였다.

하는 방법을 적용하여 會社債 流通收益率의 수준을 설명하는 回歸方程式 (9)를 추정한 결과는 식 (9')에 정리되어 있다.

이 추정의 결과를 기준으로 우리나라 會社債 流通收益率의 변동요인을 살펴 보면, 먼저 利率과 期待인플레이션率 사이의 관계에서 消費者物價 上昇率에 대한 期待值이 1% 포인트 상승할 경우 會社債 流通收益率은 같은 분기와 직후 1분기에 걸쳐서 약 0.46% 포인트 상승하게 되는 관계에 있는 것으로 나타나고 있다. 따라서 이 추정의 결과를 기준으로 판단할 때 우리나라의 경우 期待인플레이션率의 변동이 利率의 변동에 큰 영향을 미치는 것은 아니지만 피셔假說이 의미하는 1對1 對應關係는 성립하지 않는 것으로 평가할 수 있다<sup>12)</sup>.

$$\begin{aligned}
 cr_t = & 0.101(6.054) + 0.278(2.930)edcp_t + 0.180(1.822)edcp_{t-1} \\
 & + 0.014(0.493)dv_t - 0.072(6.086)ds_{t-3} - 0.060(5.404)ds_{t-4} \\
 & - 0.224(2.855)dmr_{t-1} - 0.202(2.663)dmr_{t-2} + 0.125(1.746)dy_t \\
 & + 0.270(2.781)dy_{t-1} + 0.244(2.468)dy_{t-2} + 0.427(4.319)dy_{t-3} \\
 & + 0.281(4.608)dy_{t-4} + 0.119(2.206)desr_{t-1} + 0.016(0.461)frex_t \\
 & \dots\dots\dots (9')
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 R^2/\overline{R^2} &= 0.934/0.912, \quad DW=1.440, \quad p = 0.894(17.341), \\
 Q(21) &= 21.936(p.v.=0.403)
 \end{aligned}$$

12) 咸貞鎬·崔雲奎(1991) 및 張洪範(1996)의 연구에서도 같은 결론에 도달하였다. 그러나 엄격한 의미에서 (9')의 추정결과만을 기준으로 利率과 期待인플레이션率의 변동 사이에 1對1 對應關係가 성립하지 않는다고 단정짓기는 어렵다. 왜냐하면 會社債의 만기는 대개 3년 정도로 장기간임에 대하여 부록의 식 (A-1)'의 추정결과를 기준으로 산출한 期待인플레이션率은 직후분기에 예상되는 단기적인 消費者物價의 上昇率로서 期間對應에 문제가 있기 때문이다. 期待인플레이션率이 단기적으로 상승하더라도 長期的으로는 하락할 것으로 기대될 경우 會社債 流通收益率과 같은 長期金利는 단기적인 期待인플레이션率보다 낮은 비율로 상승하게 되는 것이 일반적이다. 이와 같은 期間對應의 문제를 피하기 위해서는 短期債券(예를 들면 CD 등)의 收益率과 단기적인 期待인플레이션率을 대응시키거나 長期債券의 收益率을 장기간에 걸친 期待인플레이션率(예를 들면 3년)과 대응시켜야 할 것이다. 그런데 우리나라의 경우 短期債券의 收益率 자료는 충분한 자료가 없고 장기간에 걸친 인플레이션率에 대한 期待值의 산정에 있어서 기술적인 문제가 있기 때문에 實證分析을 함에 있어서 利率의 집계에 있어서 기준이 되는 債券의 만기와 期待인플레이션率의 산정의 기간을 정확하게 일치시키기는 어렵다.

여기서 ( )안의 숫자는 추정된 해당 係數의 t統計(절대값)를 표시하며,  $R^2/\overline{R^2}$ 은 전체적인 추정의 適合度를 표시하는 統計를,  $D.W.$ 는 더빈-왓슨 統計를,  $\rho$ 는 誤差項의 1次 自己相關係數의 추정치를,  $Q$ 는 박스-용 統計( $p.v.$ 는  $p$ 값)를 각각 표시한다.

貸付資金說에 입각하여 자금에 대한 수요와 공급의 변동이 이자율에 미치는 영향을 살펴보면, 먼저 資金에 대한 需要를 증가시키는 요인에 해당하는 設備 및 建設投資의 증가로 인한 會社債 流通收益率의 상승효과는 크지 않은 것으로 추정되었다. 이에 대하여 資金의 供給을 증가시키는 요인에 해당하는 總貯蓄의 증가율이 1% 포인트 상승할 경우 會社債 流通收益率의 하락효과는 약 0.13%로 상당히 크게 추정되었다. 그런데 이와 같은 貯蓄의 증가로 인한 會社債 流通收益率의 하락효과는 3~4분기 후에 실현되는 것으로 나타나고 있다. 이와 같은 추정의 결과를 고려할 때 國內企業의 경쟁력을 강화하기 위한 목적으로 國內金利의 하락을 유도하기 위해서는 貯蓄을 增大시킬 수 있는 방안이 강구되어야 할 것으로 판단된다.

流動性選好說에 입각하여 통화의 공급으로 인한 利率의 변동효과를 살펴보면, 總通貨의 實質殘高의 증가율이 1% 포인트 상승할 경우 會社債 流通收益率은 직후 1분기와 2분기에 걸쳐서 약 0.42% 포인트 하락하는 것으로 추정되었다. 이와 같은 추정의 결과를 감안할 때 우리나라의 경우 通貨供給의 증가로 인한 市中流動性의 증가가 利率에 미치는 하락효과는 상당히 큰 것으로 평가할 수 있다.

資金에 대한 需要를 증가시키는 요인인 동시에 景氣의 상황을 나타내는 지표인 것으로 판단되는 所得 증가율의 상승으로 인한 利率의 상승효과는 매우 큰 것으로 추정되었다. 實質GDP 증가율이 1% 포인트 상승할 경우 會社債 流通收益率은 1년여의 기간(같은 분기부터 4분기 후까지)에 걸쳐서 약 1.35% 포인트 상승하게 되는 것으로 나타나고 있다.

한편 우리나라에서 여유자금을 投資하는 수단으로 金融資産과 경쟁관계에 있는 것으로 판단되는 土地 등 부동산 가격이 상승할 경우 利率도 상승하는 관계에 있는 것으로 추정되었다. 全國土地價格의 실질상승률이 1% 포인트 상승할 경우 會社債 流通收益率은 약 0.12% 포인트 상승하는 것으로 나타나고

있다<sup>13)</sup>. 이와 같은 추정의 결과를 고려할 때 金利가 하락하도록 유도하기 위해서는 土地를 비롯한 不動產의 가격이 안정되도록 하는 조치가 필요할 것으로 판단된다.

과거 우리나라는 資本의 流出入을 자유롭게 허용하지 않았기 때문에 國內外 금리간 裁定去來의 결과 海外金利 및 換率變動에 대한 期待의 변동이 國內金利에 미치는 영향은 크지 않았던 것으로 판단된다. 추정의 결과에서 유러달러 이자율과 원/달러 환율변동에 대한 기대치의 합계가 1% 포인트 상승할 경우 국내 會社債 流通收益率의 상승효과는 약 0.02% 포인트로 작게 나타났다<sup>14)</sup>. 그런데 앞으로 外換 및 資本 自由化가 진전될 경우 海外金利나 換率의 변동에 대한 期待의 변동이 國內金利에 미치는 영향이 확대될 수도 있을 것이다.

### 3. 共積分·誤差修正模型의 技法을 이용한 分析

會社債 流通收益率 자료의 시계열이 不安定的(nonstationary)인 것으로 가정할 경우에는 앞에서와 같이 通常的인 回歸分析의 기법으로 분석한 결과는 의미가 없는 것으로 알려지고 있다. 그런데 이때 會社債 流通收益率과 說明變數의 시계열들 사이에 共積分(cointegration)關係가 존재할 경우에는 誤差修正模型(error correction model)의 기법으로 변동요인을 분석할 수 있다<sup>15)</sup>.

會社債 流通收益率과 說明變數들 수준자료의 시계열 사이에 共積分關係가 존

13) 張洪範(1996)의 연구결과에서는 住宅價格의 상승이 會社債 流通收益率을 상승시키는 요인으로 작용하는 것으로 파악되었다.

14) 咸貞鎬·崔雲奎(1991) 및 張洪範(1996)의 분석결과에서는 유러달러 利率 및 원/달러 환율의 변동이 會社債 流通收益率에 상당히 큰 영향을 미치는 것으로 파악되었다.

15) Engle and Granger(1987) 참조. 咸貞鎬·崔雲奎(1991) 및 張洪範(1996)은 會社債 流通收益率의 시계열이 불안정적인 것으로 가정하고 共積分·誤差修正模型의 기법을 적용하여 그 변동요인을 분석하였다.

16) 被說明變數가 不安定的인 시계열일 경우 안정적인 시계열인 說明變數와의 장기적인 관계는 정의되지 않는다. 따라서 單位根檢定の 결과 消費者物價의 變動率에 대한 期待値와 全國土地價格의 實質變動率은 안정적인 시계열인 것으로 판정이 되었으므로 會社債 流通收益率과의 장기적인 관계를 파악하는 共積分 회귀분석의 모형인 식 (13)에서는 說明變數에서 제외하고 대신 實質化한 全國土地價格 水準의 自然對數를 설명변수로 사용하였다

재하는지 여부를 파악하기 위한 回歸方程式은 (10)과 같다<sup>16)</sup>.

$$cr_t = \delta_0 + \delta_1 v_t + \delta_2 s_t + \delta_3 mr_t + \delta_4 y_t + \delta_5 esr_t + \delta_6 frex_t + cre_t \dots\dots\dots (10)$$

여기서  $cr_t$ 는  $t$ 기의 會社債 流通收益率(水準)을 표시하며,  $v_t, s_t, mr_t, y_t$  및  $esr_t$ 는 각각  $t$ 기의 設備 및 建設投資, 總貯蓄, 總通貨(實質), 實質GDP 및 全國土地價格指數를 消費者物價指數로 나는 값의 自然對數를 표시하며  $frex_t$ 는 식 (12)에서와 같다.  $cre_t$ 는  $t$ 기 會社債 流通收益率의 수준이 장기적인 均衡水準으로부터 벗어난 정도를 나타내는 誤差項이다.

1980년 3/4분기부터 1996년 4/4분기까지의 자료를 사용하여 共積分 回歸方程式 (13)을 추정 한 결과는 식 (10)' 에 정리되어 있다.

$$cr_t = -1.795(3.531) + 0.033(0.875)v_t - 0.144(3.510)s_t - 0.203(5.601)mr_t + 0.380(3.673)y_t + 0.094(4.447)esr_t + 0.154(2.951)frex_t \dots\dots\dots (10)'$$

$$R^2/\overline{R^2} = 0.668/0.634, CRDW=0.900, DF=4.801, ADF(k=1)=5.172$$

여기서  $CRDW, DF$  및  $ADF$ 는 각각 共積分 더빈-왓슨 統計, 디키-풀러 統計 및 補正된 디키-풀러 統計(差分의 1次 lag까지 說明變數로 포함한 경우)를 표시한다.

이 추정의 결과에서 먼저 會社債 流通收益率과 說明變수들 사이에 共積分關係가 존재하는지 여부를 표시하는 共積分 더빈-왓슨( $CRDW$ ), 디키-풀러( $DF$ ) 및 補正된 디키-풀러( $ADF$ ) 統計의 크기를 검토해 보면 共積分關係가 존재하지 않는다는 歸無假說을 상당히 높은 有意水準에서 기각할 수 있음을 알 수 있다<sup>17)</sup>. 따라서 會社債 流通收益率과 說明變수들의 집단 사이에 共積分關係가 존재하는 것으로 평가하여도 무방할 것이다.

한편 같은 추정의 결과에서 會社債 流通收益率과 說明變數들 사이의 장기적인

17) 標本の 數가 100인 경우 共積分關係가 존재하지 않는다는 歸無假說을 1% 有意水準에서 기각하기 위한  $CRDW, DF$  및  $ADF$  統計의 臨界値는 각각 0.511, 4.07, 3.77이다 (Engle and Granger(1987), p. 269, Table II 참조).

관계를 살펴보면 設備 및 建設投資의 증가로 인한 會社債 流通收益率의 상승효과는 크지 않은 것으로 나타나고 있다. 이에 대하여 總貯蓄이 1% 증가할 경우 會社債 流通收益率의 하락효과는 약 0.14% 포인트로 상당히 큰 것으로 추정되었다. 또한 會社債 流通收益率은 總通貨의 實質殘高가 1% 증가할 경우에는 약 0.2% 포인트 하락하고 實質GDP가 1% 증가하는 경우와 全國土地價格(實質)이 1% 상승할 경우에는 각각 약 0.38% 포인트와 0.09% 포인트 상승하는 장기적인 관계에 있는 것으로 추정되었다. 식 (12)'의 추정결과와 비교할 때 가장 큰 차이점은 유러달러 利率과 원/달러 換率變動率에 대한 期待值의 합계가 1% 포인트 상승할 경우 會社債 流通收益率의 상승효과는 약 0.15% 포인트로 상당히 크게 나타난 점이다.

會社債 流通收益率과 說明變數들의 집단 사이에 共積分關係가 존재하고 장기적인 均衡關係가 식 (10)'의 추정결과와 같은 것으로 가정하고 短期的인 調整關係를 나타내는 誤差修正模型은 식 (11)과 같이 정립하였다.

$$\begin{aligned}
 dcr_t = & \alpha + \sum_{i_1=0}^{K_1} \beta_{i_1} edcp_{t-i_1} + \sum_{i_2=0}^{K_2} \gamma_{i_2} dv_{t-i_2} + \sum_{i_3=0}^{K_3} \delta_{i_3} ds_{t-i_3} \\
 & + \sum_{i_4=0}^{K_4} \theta_{i_4} dmr_{t-i_4} + \sum_{i_5=0}^{K_5} \phi_{i_5} dy_{t-i_5} + \sum_{i_6=0}^{K_6} \nu_{i_6} desr_{t-i_6} \\
 & + \lambda dfrex_t + \psi cre_{t-1} + \sum_{i_7=1}^{K_7} \rho_{i_7} dcr_{t-i_7} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (11)
 \end{aligned}$$

여기서  $dcr_t$ 와  $dfrex_t$ 는 각각  $t$ 기 會社債 流通收益率과 유러달러 利率에 원/달러 換率變動率 期待值( $t$ 기)에 예측한  $t+1$ 기의 예상치)를 합한 값의 변동치를 표시하며  $cre_{t-1}$ 은  $t-1$ 기에 있어서 會社債 流通收益率의 수준이 식 (13)'의 추정결과를 기준으로 산출한 長期的인 均衡水準으로부터 이탈한 정도를 표시한다. 다른 說明變數들의 경우 식 (12)에서와 같다.

1981년 1/4분기부터 1996년 4/4분기까지의 자료를 사용하여 誤差修正模型 回歸方程式 (11)를 추정한 결과는 식 (11)'에 정리되어 있다<sup>18)</sup>.

$$\begin{aligned}
 dcr_t = & -0.015(1.858) + 0.169(2.638)edcp_t + 0.100(3.194)dv_t \\
 & - 0.048(3.125)ds_{t-2} - 0.104(5.931)ds_{t-3} - 0.034(1.724)ds_{t-4} \\
 & - 0.179(2.113)dmr_t - 0.176(2.200)dmr_{t-1} + 0.167(3.075)dy_{t-1} \\
 & + 0.207(3.738)dy_{t-2} + 0.345(5.466)dy_{t-3} + 0.143(1.824)dy_{t-4} \\
 & + 0.085(1.865)desr_t - 0.015(0.488)dfrex_t - 0.308(3.960)cre_{t-1} \\
 & + 0.201(1.935)dcr_{t-1} - 0.177(2.072)dcr_{t-2} \dots\dots\dots (11)'
 \end{aligned}$$

$$R^2/\overline{R^2} = 0.817/0.755, DW=1.713, Q(24)=20.696(p.v.=0.657)$$

이 추정의 결과를 기준으로 會社債 流通收益率과 설명변수들 사이의 단기적인 調整關係를 검토해 보면, 먼저 消費者物價上昇率에 대한 期待値가 1% 포인트 상승할 경우 會社債 流通收益率은 약 0.17% 포인트 상승하는 관계에 있는 것으로 나타났다. 따라서 이 추정의 결과를 기준으로 평가할 때 短期的인 調整關係에서도 會社債 流通收益率과 期待인플레이션率의 변동 사이에 1對1 대응 관계는 성립하지 않는 것으로 판단할 수 있다.

단기적인 調整關係에서는 貯蓄뿐만이 아니고 投資의 변동도 會社債 流通收益率에 상당히 큰 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 設備 및 建設投資의 증가율이 1% 포인트 상승할 경우 會社債 流通收益率은 같은 분기에 약 0.1% 포인트 상승하는 관계에 있는 것으로 추정되었다. 이에 대하여 總貯蓄의 증가율이 1% 포인트 상승할 경우에는 會社債 流通收益率은 2분기 후부터 4분기 후까지의 기간에 걸쳐서 약 0.19% 포인트 상승하게 되는 것으로 나타났다.

한편 會社債 流通收益率은 總通貨 實質殘高의 증가율이 1% 포인트 상승할 경우에 같은 분기와 직후분기에 걸쳐서 약 0.36% 포인트 하락하고 實質GDP의 증가율이 1% 포인트 상승할 경우에는 직후분기부터 4분기 후까지의 기간

---

18) 說明變數들의 時差를 선택함에 있어서는 식 (9)'의 추정에서와 같이 일반적인 형태로 부터 특수한 형태(general to the specific)를 추정하는 技法을 적용하였다. 식 (11)'에 대한 주기는 식 (9)'의 주기 참조.

에 걸쳐서 약 0.86% 포인트 상승하는 관계에 있는 것으로 추정되었다. 이 밖에도 全國土地價格의 실질상승률이 1% 포인트 상승할 경우 會社債 流通收益率에 미치는 상승효과는 약 0.09% 포인트로 상당히 크게 추정되었다. 이와 같은 추정의 결과에서 유러달러 利率 및 원/달러 환율변동에 대한 期待의 변동이 會社債 流通收益率에 미치는 단기적인 조정효과는 크지 않은 것으로 나타났다. 한편 會社債 流通收益率이 장기적인 均衡水準으로부터 1% 포인트 이탈할 경우 이 중 약 0.31% 포인트는 직후분기에 長期均衡水準으로부터의 괴리를 축소시키는 방향으로 조정되는 것으로 추정되었다.

#### 4. 資金市場 狀況變動의 影響

지금까지는 식 (8)에서 정립한 利率 결정에 관한 基本模型에 포함된 요소들의 변동으로 인한 會社債 流通收益率의 변동효과를 중심으로 분석해 보았다. 그런데 金利에 영향을 미치는 요소에는 이와 같은 요소들 이외에 여러 가지 다른 요소들도 있을 것으로 판단된다. 특히 각 나라 金融市場의 특성이 다른만큼 資金市場의 상황변동을 나타내는 여러 指標들의 변동으로 인한 利率의 변동효과가 나라마다 다를 수 있다는 것이다<sup>19)</sup>.

우리나라의 金融市場에서 전체적인 자금의 유통이 어느 정도 원활하게 이루어지고 있는가를 나타내는 指標로서 어음부도율을 생각해 볼 수 있다<sup>20)</sup>. 資金流通이 원활하게 이루어지지 못할 경우 어음부도율이 상승하게 되는 것으로 알려지고 있다. 따라서 資金事情의 악화로 인하여 利率이 상승할 경우 어음부도

19) 資金市場의 상황변동 이외에 利率에 영향을 미칠 수 있는 요소로서 危險의 변동을 들 수 있다. 그런데 債券投資에 따르는 危險의 변동을 표시하는 指標의 자료를 구하기는 쉽지 않다. 咸貞鎬·崔雲奎(1991)에서는 인플레이 危險의 변동이 利率에 미치는 영향을 분석하기 위하여 최근 消費者物價 상승률 제곱의 합을 會社債 流通收益率의 변동을 설명하는 변수로 사용하였다. 그 결과 인플레이 危險이 증가할 경우 會社債 流通收益率이 상승하는 관계에 있는 것으로 파악하였다. 그런데 인플레이 危險의 정도를 파악하기 위해서는 消費者物價 상승률의 제곱보다는 消費者物價 상승률 豫測誤差의 제곱을 기준으로 하는 것이 보다 합리적인 것으로 판단된다. 필자가 최근 消費者物價 상승률 豫測誤差의 합을 설명변수로 하여 추정해 본 결과 會社債 流通收益率에 미치는 영향은 크지 않은 것으로 나타났다.

율과 會社債 流通收益率이 동시에 상승하는 관계가 성립될 수 있을 것이다.

한편, 資金에 대한 需要의 변동을 나타내는 指標로서 投資 및 景氣의 변동과 같은 요소들 이외에 債券物量의 변동을 생각해 볼 수 있다. 企業들에 의한 資金의 需要가 증가할 경우 會社債 등 債券의 發行物量이 증가하게 될 것이다. 中央政府나 地方政府 및 公共機關들이 자금시장을 통한 재원조달의 규모를 확대할 경우 國債, 地方債 및 公共債의 發行物量이 증가하게 될 것이다. 또한 우리나라의 경우 그간 中央銀行이 通貨를 還收하기 위하여 通貨安定證券을 발행해 왔다. 債券의 발행물량이 증가할 경우 그 가격이 하락하게 되고 반대로 그 收益率을 비롯한 利子率은 상승하게 될 것이다. 이와 같은 점을 고려하여 會社債의 발행물량과 國公債 및 通貨安定證券 등 공공적인 성격을 띤 債券物量의 변동이 會社債 流通收益率에 미치는 영향을 분석해 볼 필요가 있을 것이다<sup>21)</sup>.

우리나라는 輸出依存도가 높기 때문에 輸出의 활성화 등으로 인하여 經常收支가 개선될 경우 企業들의 資金事情도 개선되는 경우가 많았다. 특히 과거에는 輸出을 지원하기 위하여 銀行들은 企業들이 信用狀(L/C)을 근거로 발행한 貿易어음을 할인해 주었고 이때 一般商業어음의 경우에 비하여 낮은 割引率을 적용하였다<sup>22)</sup>. 따라서 經常收支가 개선될 경우 企業들의 外部資金에 대한 수요가 감소하기 때문에 金利가 하락하는 효과가 나타날 수도 있었을 것이다<sup>23)</sup>.

20) 李光周(1993)는 우리나라 金融市場의 전반적인 資金事情의 변동을 나타내는 指標로서 어음不渡率의 여러 가지 부적절한 점이 있음을 지적하였다. 동시에 그는 銀行들의 無財源他店券 增加率의 변동이 전반적인 資金事情의 변동을 보다 적절하게 나타내는 指標라고 주장하고 있다. 그런데 筆者는 많은 노력에도 불구하고 無財源他店券에 대한 자료는 입수할 수 없었다.

21) 이 밖에도 金融機關들이 발행하는 金融債가 있다. 그런데 金融機關들은 資金의 최종 需要者が 아니고 仲介하는 기관에 해당하기 때문에 金融債의 發行物量과 資金에 대한 需要의 변동과는 직접적인 관계가 없을 수도 있을 것이다. 따라서 본 연구에서는 金融債 發行物量의 변동으로 인한 효과는 분석하지 않기로 결정하였다. 같은 이유로 金融機關들이 발행한 社債는 會社債 발행물량에서 제외하였다.

22) 1982년 이전까지는 中央銀行이 貿易어음에 대하여서는 전액 再割引해 주었다.

23) 張洪範(1996)은 輸出이 會社債 流通收益率에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 輸出이 증가할 경우 會社債 流通收益率이 상승하는 관계에 있는 것으로 파악하였다(p. 51, <表 2-2>에서 (16-1), (16-2) 및 (17-1)의 추정결과 참조). 그런데 이와 같은 관계는 輸出과 景氣와 밀접한 관계에 있기 때문인 것으로 판단된다. 輸出이 활성화될 경우 景氣가 호황에 접어들게 되고 이에 따라 資金에 대한 需要가 증가하기 때문에 利子

資金市場에서 일어나는 상황의 변동으로 인한 會社債 流通收益率의 변동효과를 알아보기 위하여 回歸方程式 (12)에 全國어음不渡率의 변동(1次 差分)과 會社債 發行物量의 증가율과 國公債와 通貨安定證券을 합한 물량의 증가율(自然對數의 1次 差分) 및 總通貨에 대한 經常收支金額(원화표시)의 비율을 설명변수로 추가하여 추정한 결과는 식 (9)''에 정리되어 있다<sup>24)</sup>.

$$\begin{aligned}
 cr_t = & 0.102(6.185) + 0.317(2.695)edcp_t + 0.003(0.104)dv_t \\
 & - 0.073(4.708)ds_{t-3} - 0.067(4.498)ds_{t-4} - 0.181(2.060)dmr_{t-1} \\
 & - 0.173(2.176)dmr_{t-2} + 0.086(1.008)dy_t + 0.248(2.412)dy_{t-1} \\
 & + 0.231(2.168)dy_{t-2} + 0.436(4.439)dy_{t-3} + 0.331(4.940)dy_{t-4} \\
 & + 0.144(2.752)desr_{t-1} - 0.007(0.180)frex_t + 6.580(1.352)dsb_t \\
 & + 0.078(1.885)dcob_t + 0.052(1.649)dpub_t - 0.141(1.172)curr_t \\
 & - 0.160(1.483)curr_{t-1} \dots\dots\dots (9)''
 \end{aligned}$$

率이 상승하게 될 수도 있을 것이다. 그의 연구에서 輸出金額 대신 GDP에 대한 輸出金額의 비율을 설명변수로 사용하여 추정한 결과에서는 輸出金額의 비율이 상승할 경우에는 會社債 流通收益率이 하락하는 관계에 있는 것으로 나타났다(같은 표에서 (17-2) 및 (18-1)의 추정결과 참조). 이와 같이 輸出의 변동으로 인한 會社債 流通收益率의 변동효과가 다르게 나타난 이유는 輸出金額을 GDP로 나누는 과정에서 景氣變動의 요소가 제거되었기 때문인 것으로 판단된다. 이와 같은 점을 고려할 때 輸出金額과 實質GDP를 동시에 설명변수로 사용할 경우 多重線形性(multicollinearity) 문제가 발생할 수도 있을 것이다. 따라서 본 연구에서는 輸出 대신 經常收支의 변동으로 인한 會社債 流通收益率의 변동효과를 분석해 보기로 하였다.

24) 單位根檢定の 결과 전국 어음부도율과 會社債 發行물량 및 公共債(國債+公債+通貨安定證券) 發行물량 자연대수의 수준은 모두 불안정적인 시계열에 가까운 것으로 파악되었다(DF 및 ADF(k=2) 통계는 어음부도율의 경우 각각 1.968과 1.688로, 會社債 發行물량의 자연대수의 경우 각각 2.410과 1.688로, 公共債 發行물량 自然對數의 경우 각각 2.727과 1.802로 추정되었다). 따라서 이들 변수의 수준을 1차 차분하여 說明變數로 사용하였다. 經常收支金額을 설명변수로 사용할 경우 경제규모의 확대 등으로 인한 異分散(heteroscasticity) 문제가 발생할 수 있다. 그런데 經常收支는 때때로 赤字(-)를 기록하기 때문에 異分散問題를 피하기 위하여 自然對數를 취할 수 없다. 경제규모의 확대효과를 제거하기 위하여 본 연구에서는 원貨로 환산한 經常收支의 金額(달러화로 표시된 經常收支金額을 같은 기간 원/달러 平均換率을 곱하여 산출)을 總通貨로 나눈 비율을 說明變數로 사용하였다. 總通貨에 대비한 經常收支金額의 比率의 安定性은 판단하기 어려운 것으로 파악되었다(DF 및 ADF(k=4) 통계가 각각 2.708, 2.226인 것으로 추정되었다). 總通貨에 經常收支金額 비율의 수준 대신 그 變動(1次 差分)을 설명변수로 사용하여 추정한 결과 회사채 유통수익률에 미치는 영향이 매우 작은 것으로 확인되었다.

$$R^2/\overline{R^2}=0.941/0.915, DW=1.389, \rho=0.875(16.78),$$

$$Q(21)=27.64(p. v.=0.151)$$

여기서  $dsb_t$  및  $dcob_t$  와  $dpub_t$ 는 각각  $t$ 기 全國어음不渡率의 변동 및 會社債와 公共債(國債+公債+通貨安定證券) 發行物量の 변동률(自然對數의 1次 差分)을 표시하며  $curr_t$ 는  $t$ 기 總通貨에 대비한 經常收支金額(원화표시)의 비율을 표시한다. 나머지 다른 變數는 식 (9)'에서와 같다.

이 추정의 결과와 식 (9)'에서 추정된 결과를 비교해 보면 基本模型에 포함된 要素들의 변동으로 인한 會社債 流通收益率의 변동효과는 큰 차이가 없음을 알 수 있다<sup>25)</sup>. 資金市場의 상황변동을 나타내는 指標들의 변동으로 인한 효과를 살펴보면, 먼저 全國어음不渡率이 1% 포인트 상승할 경우 會社債 流通收益率은 약 6.6% 포인트 상승하는 관계에 있는 것으로 나타나고 있다<sup>26)</sup>. 會社債와 公共債 發行物量の 증가율이 1% 포인트 상승할 경우 會社債 流通收益率은 각각 0.08% 포인트, 0.05% 포인트 상승하는 관계에 있는 것으로 추정되었다<sup>27)</sup>. 한편 總通貨에 대비한 經常收支 黑字金額의 비율이 1% 포인트 상승할 경우 會社債 流通收益率은 같은 분기와 직후분기에 걸쳐서 약 0.3% 포인트 하락하는 관계에 있는 것으로 나타나고 있다.

共積分關係를 파악하기 위한 回歸方程式 (10)에 資金市場의 상황변동을 나타내는 指標들을 설명변수로 추가하여 추정한 결과는 식 (10)''에 정리되어 있다.

25) 資金市場의 상황변동을 표시하는 변수들을 說明變數로 추가할 경우 직전분기의 消費者物價變動率에 대한 기대치의 변동으로 인한 會社債 流通收益率의 변동효과는 크지 않은 것으로 파악되었기 때문에 (12)''의 추정에서는 說明變數에서 제외하였다.

26) 全國어음不渡率은 0.1~0.2%의 범위에 머무르고 실제로 1% 포인트 상승하는 경우는 거의 없다. 이 추정의 결과를 기준으로 全國어음不渡率이 0.01% 포인트 상승할 경우 會社債 流通收益率은 약 0.07% 포인트 상승하는 관계에 있는 것으로 해석할 수 있다. 그런데 추정된 係數의  $t$ 統計를 기준으로 판단할 때 이와 같은 관계의 統計的 有意性은 그다지 높지 않다.

27) 우리나라의 경우 이자율을 관리하기 위하여 債券의 發行物量を 조절해 왔기 때문에 債券物量の 변동으로 인한 利率의 변동효과는 실제에 비하여 작게 추정되었을 수 있을 것으로 판단된다. 특히 會社債에 대해서는 當局이나 起債調整委員會가 會社債 流通收益率이 상승할 경우 발행물량을 축소하는 등의 방법으로 조정해 왔기 때문에(회사채 발행물량의 조정에 대하여 金世振·金炳烈(1996) 및 李光周(1993) 등 참조) 會社債 發行物量の 증가로 인한 流通收益率의 상승효과가 작게 추정되었을 것으로 판단된다.

$$\begin{aligned}
 cr_t = & -1.154(2.582) + 0.041(1.279)v_t - 0.089(2.500)s_t \\
 & - 0.066(0.751)mr_t + 0.250(2.759)y_t + 0.132(5.337)esr_t \\
 & - 0.052(0.751)frex_t + 16.21(1.829)sb_t - 0.074(2.103)cob_t \\
 & - 0.010(0.428)pub_t - 0.496(3.410)curr_t \dots\dots\dots (10)''
 \end{aligned}$$

$$R^2/\overline{R^2} = 0.786/0.747, CRDW = 0.978, DF = 4.687, ADF(k=1) = 4.688$$

여기서  $sb_t$ 는  $t$ 기 全國어음不渡率의 수준을 표시하며,  $cob_t$  및  $pub_t$ 는 각각  $t$ 기 會社債 및 公共債 발행물량 自然對數의 수준을 표시하고,  $curr_t$ 는  $t$ 기 總通貨에 대비한 經常收支金額의 비율을 표시한다. 나머지 다른 變數들은 식 (10)'에서와 같다.

이 추정의 결과와 (10)'의 추정결과를 비교할 때 가장 큰 차이점은 유러달러 이자율과 원/달러 換率變動에 대한 期待의 합이 상승할 경우 會社債 流通收益率이 작기는 하지만 하락하는 것으로 나타난 점이다. 또한 總通貨 實質殘額의 증가로 인한 會社債 流通收益率의 하락효과는 (10)'의 추정결과에 비해 작게 나타났다.

새롭게 설명변수로 추가된 資金市場의 상황변동을 표시하는 指標들의 변동효과를 살펴보면 全國어음不渡率의 상승으로 인한 會社債 流通收益率의 장기적인 상승효과는 상당히 크게 추정되었다. 또한 總通貨에 대비한 經常收支 黑字金額 비율의 상승으로 인한 會社債 流通收益率의 장기적인 하락효과도 상당히 크게 추정되었다.

한편 會社債 및 公共債 發行물량이 증가할 경우 會社債 流通收益率은 장기적으로 하락하는 관계에 있는 것으로 나타나 期待하는 영향의 방향과 반대로 추정되었다. 이와 같은 추정의 결과는 그간 當局이나 起債調整委員會 등이 實勢金利의 변동을 고려하여 會社債 및 公共債의 發行물량을 조절한 때문일 수도 있을 것이다.

會社債 流通收益率과 설명변수들 집단 사이의 長期的인 관계가 식 (10)''에서 추정한 결과와 같은 것으로 가정하고 短期的인 조정관계를 誤差修正模型의 기법을 사용하여 추정한 결과는 식 (11)''에 정리되어 있다.

$$\begin{aligned}
 dcr_t = & -0.012(1.427) + 0.124(1.832)edcp_t + 0.084(2.521)dv_t \\
 & - 0.066(4.168)ds_{t-2} - 0.108(5.911)ds_{t-3} - 0.042(2.182)ds_{t-4} \\
 & - 0.070(0.696)dmr_t - 0.185(2.079)dmr_{t-1} + 0.104(1.908)dy_{t-1} \\
 & + 0.207(3.571)dy_{t-2} + 0.313(4.474)dy_{t-3} + 0.139(1.748)dy_{t-4} \\
 & + 0.091(1.795)desr_t - 0.060(1.836)dfrex_t - 1.691(0.294)dsb_t \\
 & - 0.022(0.504)dcob_t + 0.024(1.012)dpub_t - 0.191(1.816)dcurr_t \\
 & - 0.371(3.805)cre'_{t-1} - 0.261(2.293)dcr_{t-1} \dots\dots\dots (11)'' \\
 R^2/\overline{R^2} = & 0.821/0.744, DW=1.645, Q(24)=27.54(p.v.=0.280)
 \end{aligned}$$

여기서  $cre'_{t-1}$ 은 식 (13)''에서 추정된 결과를 기준으로 산출한  $t-1$ 기 會社債 流通收益率이 장기적인 均衡水準으로부터 이탈한 정도를 표시하며,  $dcurr_t$ 는  $t$ 기 總通貨에 대비한 經常收支金額 비율의 변동을 표시한다. 나머지 다른 변수에 대한 설명은 식 (9)'' 및 (11)'에서와 같다.

이 추정의 결과에서 새롭게 說明變數로 추가된 資金市場의 상황변동을 표시하는 지표들의 변동으로 인한 會社債 流通收益率의 단기적인 조정효과를 살펴보면, 總通貨에 대비한 經常收支 黑字金額 비율의 상승으로 인한 會社債 流通收益率의 하락효과는 상당히 큰 것으로 나타났다. 그러나 全國어음不渡率의 상승 및 會社債 發行物量의 증가로 인한 會社債 流通收益率의 변동효과는 작기는 하지만 期待하는 방향과 반대로 나타났으며 公共債 發行物量의 증가로 인한 會社債 流通收益率의 상승효과는 그다지 크지 않은 것으로 추정되었다.

#### IV. 要約 및 結論

본 연구에서는 金利決定과 관련된 여러 理論들을 종합적으로 고려하여 利子率決定에 대한 基本模型을 정립하고 이에 입각하여 우리나라의 대표적인 實勢

金利인 會社債 流通收益率의 결정요인을 실증적으로 분석해 보았다.

분석의 결과 會社債 流通收益率에 영향을 미치는 중요한 요소로서 기존의 다른 연구에서 파악된 期待인플레이션率의 변동이나 通貨供給量 및 所得水準의 변동 이외에 貯蓄 및 土地를 비롯한 不動產價格의 변동 등이 있는 것으로 파악되었다. 또한 기존의 연구결과에서 파악된 바와는 달리 國內外金利間 裁定去來의 영향을 표시하는 유러달러 利率 및 원/달러 換率變動에 대한 期待의 변동으로 인한 국내 會社債 流通收益率의 변동효과는 크지 않은 것으로 파악되었다. 이는 그간 資本流出入에 대한 당국의 규제 등으로 인하여 國內外 資金市場의 金利裁定을 위한 자본거래가 활발하게 이루어지지 못하였기 때문인 것으로 판단된다.

金利決定에 관한 여러 理論들에서 利率에 영향을 미치는 것으로 지목하고 있는 요소들 이외에 우리나라 金融市場의 특수성을 고려하여 資金市場의 상황변동을 표시하는 여러 指標들의 변동으로 인한 會社債 流通收益率의 변동효과도 실증적으로 분석해 보았다. 그 결과 經常收支가 개선될 경우 會社債 流通收益率의 하락효과는 상당히 큰 것으로 추정되었다. 그러나 全國어음不渡率의 상승이나 公共債 등 債券物量의 증가로 인한 會社債 流通收益率의 상승효과는 크지 않게 나타나거나 영향의 방향이 기대한 바와 반대로 나타난 경우도 있었다. 특히 長期的인 관계를 나타내는 共積分分析의 결과에서 會社債 發行物量이 증가할 경우 會社債 流通收益率이 하락하는 것으로 나타났으며 短期的인 조정관계를 나타내는 誤差修正模型을 추정한 결과에서도 會社債 發行物量이 증가할 경우 會社債 流通收益率이 작기는 하지만 하락하는 관계에 있는 것으로 나타났다. 분석의 결과가 이와 같이 나타난 이유는 그간 會社債의 발행물량을 조정함에 있어서 當局이나 起債調整委員會가 實勢金利의 동향을 고려하였기 때문일 수도 있을 것이다.

본 연구에서 행한 實證分析의 결과 파악된 사실들을 기준으로 政策立案에 있어서 유의할 示唆點들을 정리해 보면, 먼저 貯蓄의 증가가 상당히 강력한 會社債 流通收益率의 하락요인이 되는 것으로 파악된 점을 고려할 때 國內外金利가 하락하도록 유도하기 위해서는 貯蓄을 增大시키기 위한 노력을 기울일 필요가

있는 것으로 판단된다. 또한 土地를 비롯한 不動產의 가격이 상승할 경우 會社債 流通收益率도 상승하는 관계에 있는 것으로 파악되었다. 이와 같은 분석의 결과를 고려할 때 金利의 하락 및 安定을 유도하기 위해서는 不動產價格의 안정이 필요한 것으로 판단된다.

資本市場의 開放과 관련하여 한 가지 유의할 점은 外換 및 資本自由化가 추진되더라도 국내외 자금시장 사이에 金利裁定을 위한 資本去來가 활발하게 일어나지 않을 경우 海外金利의 변동이 國內金利에 영향을 미치지 않을 수도 있다는 사실이다. 外國人의 國內株式에 대한 投資를 허용하더라도 債券市場이 완전히 개방되지 않을 경우 金利裁定을 위한 자본거래는 일어나기 어려울 것이다. 또한 국내 債券市場이 개방되더라도 先物換去來 등 換率變動으로 인한 外換危險을 회피할 수 있는 장치가 마련되지 않으면 金利裁定은 일어나기 어려울 것이다. 外換 및 資本自由化를 추진하더라도 외국인의 國內債券에 대한 직접투자는 당분간 제한할 계획이다. 또한 국내 外換市場에서 先物換去來가 허용되고 있기는 하지만 대부분의 거래가 원貨와 달러貨 사이에 이루어지고 있고 계약의 만기가 超短期이기 때문에 국내외 금리재정을 위한 자본거래에 따르는 外換危險을 헤지하기에는 부족한 점이 많은 실정이다.

이와 같은 사실들을 고려할 때 外換 및 資本自由化가 추진되더라도 당분간은 國內金利가 자동적으로 하향조정되어 海外金利 수준까지 하락할 것으로 기대하기는 어려운 것으로 판단된다. 따라서 國內企業의 競爭力을 강화시키는 방편으로 國內金利가 하락하도록 유도하기 위해서는 앞에서 지적한 바와 같이 貯蓄을 增大시키고 不動產의 價格을 안정시키기 위한 조치가 필요할 것이다.

## 參 考 文 獻

- 金東源·咸貞鎬, 「金利上昇現象의 原因과 金利安定의 課題」, 韓國銀行 金融經濟研究所, 1992. 3.
- 金聖民, 「通貨指標로서의 通貨總量과 市場金利」, 『조사통계월보』, 韓國銀行, 1989. 2, pp. 17~33.
- 金聖民·吳鎬一, 「長短期金利와 實物經濟」, 『조사통계월보』, 韓國銀行, 1989. 2, pp. 18~35.
- 金世振·金炳烈, 「우리나라 會社債金利 變動要因分析」, 『국민금융』, 國民銀行, 1996. 1, pp. 1~31.
- 金應震, 「金利變動의 行態와 要因分析」, 『조사통계월보』, 韓國銀行, 1993. 4, pp. 3~29.
- 金宗萬, 『우리나라 換率制度의 改編方向』, 研究報告書 96-05, 韓國租稅研究院, 1996.
- \_\_\_\_\_, 『外換 및 資本自由化가 國內金利에 미치는 影響』, 研究報告書 97-09, 韓國租稅研究院, 1997.
- \_\_\_\_\_, 『外換 및 資本自由化가 換率에 미치는 影響』, 研究報告書 95-03, 韓國租稅研究院, 1995.
- \_\_\_\_\_, 『主要 換率變動의 特性과 政策 示唆點』, 政策研究 91-02, 對外經濟政策研究院, 1991.
- \_\_\_\_\_, 『換率, 輸出 및 賃金變動이 우리나라 輸出에 미치는 影響』, 政策研究 92-27, 對外經濟政策研究院, 1992.
- \_\_\_\_\_, 『換率運用과 輸出競爭力』, 研究報告書 94-09, 韓國租稅研究院, 1994.
- 金鎮浩, 「國內 金利의 長期 피셔效果 및 實質金利의 定常性 分析—分數差分 (fractional difference) 模型을 중심으로—」, 金融경제연구 NO. 94-2, 韓國金融研究院, 1994.
- 金柱勳·李明薰, 「우리나라 金利의 變動패턴과 通貨 및 實物變數의 關係分析」,

- 금융경제연구 제54호, 韓國銀行 金融經濟研究所, 1993. 3.
- 朴元巖, 「우리나라 金利決定構造와 期待의 역할」, 『經濟分析』, 제2권 제1호, 韓國銀行 金融經濟研究所, 1996. 2, pp. 137~167.
- 李光周, 「우리나라의 金利決定構造—金融市場 實態調査를 中心으로—」, 『금융 경제연구』, 제51호, 韓國銀行 金融經濟研究所, 1993. 1.
- 張洪範, 「金利決定要因 分析」, 『經濟分析』, 제2권 제2호, 韓國銀行 金融經濟研究所, 1996. 5, pp. 33~70.
- 咸貞鎬·崔雲奎, 「우리나라의 金利決定要因分析」, 『조사통계월보』, 韓國銀行, 1991. 3, pp. 3~50.
- 許世霖, 「不動產 市場이 존재하는 巨視經濟에서의 政策波及效果—通貨政策을 중심으로—」, 高麗大學交 博士學位 論文, 1992.
- Cagan, P. D. and A. Gandolfi, "The Lag in Monetary Policy as Implied by the Time Pattern of Monetary Effects on Interest Rates," *American Economic Review*, May 1969, pp. 277~284.
- Carlson, J., "Expected Inflation and Interest Rates," *Economic Inquiry*, Vol. 17, No. 4, October 1979, pp. 579~608.
- Darby, M. R., "The Financial and Tax Effects of Monetary Policy on Interest Rates," *Economic Inquiry*, Vol. 13, June 1975, pp. 266~276.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, "Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of American Statistical Association*, Vol. 74, 1979, pp. 427~431.
- Edwards, S. and M. S. Kahn, "Interest Rate Determination in Developing Countries," *IMF Staff Papers*, Vol. 32, No. 3, September 1985, pp. 377~403.
- Engle, R. F. and G. W. J. Granger, "Co-integration and Error Correction: Additional Evidence," *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 251~276.

- Engle, R. F. and B. S. Yoo, "Forecasting and Testing in Co-integrated Systems," *Journal of Econometrics*, Vol. 35, pp. 143~149.
- Fama, E., "Short-term Interest Rates as Predictors of Inflation," *American Economic Review*, Vol. 65, 1975, pp. 269~282.
- Feldstein, M. S., "Inflation, Income Taxes and the Rate of Interest: A Theoretical Analysis," *American Economic Review*, Vol. 66, No. 5, December 1976, pp. 809~820.
- Friedman, M. and A. J. Schwartz, *Monetary Trends in the United States and the United Kingdom: Their Relations to Income, Prices, and Interest Rates 1867~1975*, University of Chicago Press, 1982.
- Gibson, W. E., "The Lag Effect of Monetary Policy on Income and Interest Rates," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 84, No. 2, May 1970, pp. 288~300.
- \_\_\_\_\_, "Interest Rates and Inflationary Expectation: New Evidence," *American Economic Review*, Vol. 62, December 1972, pp. 854~865.
- Levi, M. and J. Makin, "Anticipated Inflation and Interest Rates," *American Economic Review*, Vol. 68, December 1978, pp. 801~812.
- Makin, J. H., "Anticipated Inflation and Interest Rates in Open Economy," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 10, August 1978, pp. 275~291.
- \_\_\_\_\_, "Real Interest, Money Surprises, Anticipated Inflation and Fiscal Deficits," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 65, No. 3, August 1983, pp. 374~384.
- Mehra, Y., "Inflationary Expectations, Money Growth, and The Vanishing Liquidity Effect of Money on Interest: A Further Investigation," *Economic Review*, FRB of Richmond, March/April 1985, pp. 23~35.
- Melvin, M., "The Vanishing Liquidity Effect of Money on Interest

- Rate : Analysis and Implications for Policy," *Economic Inquiry*, Vol. 21, April 1983, pp. 188~202.
- Mishikin, F. S., "Monetary Policy and Short-term Interest Rates : An Efficient Markets-Rational Expectation Approach," *Journal of Finance*, Vol. 37, No. 1, March 1982, pp. 63~72.
- \_\_\_\_\_, "Understanding Real Interest Rates," *NBER Working Paper*, No. 2691, August 1988.
- Mundell, R. A., "Inflation and Real Interest Rate," *Journal of Political Economy*, Vol. 71, June 1963, pp. 280~283.
- Nelson, C. and G. Schwert, "Short-term Interest Rates as Predictor of Inflation : On Testing the Hypothesis That the Real Interest Is Constant," *American Economic Review*, Vol. 67, June 1977, pp. 478~486.
- Tanzi, V., "Inflationary Expectations, Economic Activity, Taxes and Interest Rate," *Economic Review*, Vol. 70, No. 1, March 1980, pp. 12~21.
- Tobin, J., "Money and Economic Growth," *Econometrica*, Vol. 33, October 1965, pp. 671~684.
- Zilberfarb, B., "Interest Rate Determination in a High Inflation Economy," *Journal of Macroeconomics*, Vol. 11, No. 4, Fall 1989, pp. 533~549.

## 〈附錄〉 期待値의 推定

식 (8)에서 미래에 실현될 것으로 예상되는 期待要素로서 현재의 利子率에 영향을 미치는 것으로는 期待인플레이션率과 期待換率變動率이 있다. 利子率의 변동요인을 실증적으로 분석해 보기 위해서는 이들 期待變數의 형성과정에 대하여 고찰해 보고, 적절한 방법을 동원하여 기대치들을 추정한 다음 利子率의 변동을 설명하는 변수로 사용하여야 할 것이다.

利子는 미래의 消費를 위하여 현재의 소비를 희생하는 데 대한 대가로 지불된다는 관점에서 볼 때 여러 가지 物價 중에서 消費者物價의 변동에 대한 期待가 이자율의 변동과 가장 관련이 깊을 것으로 판단된다. 따라서 본 연구에서는 消費者物價를 기준으로 期待인플레이션率을 추정하겠다.

期待인플레이션率을 추정하기 위하여 物價에 영향을 미치는 요인들을 살펴보면 通貨數量說에서는 통화의 流通速度가 일정할 경우 生産量에 대비한 通貨供給의 규모가 物價水準을 결정하는 것으로 설명되고 있다. 실제로 필자의 다른 연구에서 우리나라의 通貨量과 實質GDP의 변동이 生産者物價에 큰 영향을 미치는 것으로 파악되었다<sup>28)</sup>. 같은 연구에서 生産者物價가 상승할 경우 일정한 時差를 두고 消費者物價도 상승하게 되는 것으로 파악되었다. 이 밖에도 우리나라의 경우 原材料, 食糧 및 에너지製品 등의 輸入依存도가 높기 때문에 輸入品의 국내가격이 상승할 경우 전반적인 물가상승의 요인으로 작용하게 되는 것으로 분석되었다. 또한 景氣의 변동 등으로 인하여 失業率이 상승할 경우 消費心理가 위축되기 때문에 消費者物價를 하락시키는 요인으로 작용하게 되는 것으로 파악되었다. 이와 같은 점들을 고려하여 消費者物價 상승률에 대한 期待値를 추정하기 위한 回歸方程式을 다음의 식 (A-1)과 같이 정립하였다<sup>29)</sup>.

28) 金宗萬(1994), p. 96, 〈表 IV-2〉 참조.

29) 實證分析의 결과 같은 분기의 生産者物價 상승률도 消費者物價에 상당히 큰 영향을 미치는 것으로 파악되었다.  $t$ 분기에서  $t+1$ 분기의 소비자물가 상승률을 예측하기 위한 回歸方程式에  $t+1$  분기의 生産者物價 변동률을 說明變數로 사용할 경우 消費者物價

$$\begin{aligned}
 dcp_t = & \alpha + \sum_{i=1}^{l_1} \beta_i dm2_{t-i} + \sum_{j=1}^{l_2} r_j dpp_{t-j} + \sum_{k=1}^{l_3} \delta_k dmp_{t-k} \\
 & + \zeta aun_t + \theta d_2 + \xi d_3 + \psi d_4 + \varepsilon_t \quad \dots\dots\dots (A-1)
 \end{aligned}$$

여기서  $dcp_t$ ,  $dpp_t$ ,  $dmp_t$ 는 각각  $t$ 分期 消費者物價指數, 生産者物價指數 및 輸入品 國內價格(원貨 表示)指數 變動率(自然對數의 1次 差分),  $dm2_t$ 는  $t$ 分期 總通貨 變動率(自然對數의 1次 差分),  $aun_t$ 는 과거 12분기(직전 분기부터 과거 12분기 전까지 : 3년) 平均 失業率을 각각 표시하며  $d_2$ ,  $d_3$  및  $d_4$ 는 각각 2/4분기, 3/4분기 및 4/4분기를 표시하는 더미변수이다.  $l_1$ ,  $l_2$  및  $l_3$ 는 각각 總通貨, 生産者物價 및 輸入物價 변동률의 最大時差를 표시하는 자연수이고  $\varepsilon_t$ 는 回歸分析에 있어서 통상적인 오차항이다.

1980년 1/4분기부터 1996년 4/4분기까지의 분기간 자료를 사용하여 각 분기에 있어서 직후분기에 기대되는 消費者物價 변동률을 산정하기 위한 回歸方程式(A-1)을 추정한 결과는 식(A-1)'에 정리되어 있다<sup>30)</sup>. 이 추정의 결과에서 2분기 전의 總通貨(M2) 1% 증가와 직전분기 輸入品の 국내가격 1% 상승이 消費者物價에 미치는 직접적인 상승효과는 각각 약 0.09%와 0.07%인 것으로 나타나고 있다<sup>31)</sup>. 生産者物價가 1% 상승할 경우 소비자물가는 직후 분기

---

상승률을 예측하기 위하여 먼저 生産者物價 상승률을 예측하여야 하는 문제가 발생하기 때문에 식(9)에서는 같은 분기의 생산자물가 상승률은 說明變數에서 제외하고 과거의 자료만으로 예측하는 것으로 하였다.

30) 식(A-1)'를 비롯한 본 연구의 모든 回歸分析에서 각 설명변수의 시차를 선택함에 있어서 먼저 충분한 시차의 변수들을 설명변수로 포함하여 추정한 결과 계수 추정치의 통계적 유의성이 낮은 時差부터는 說明變數群에서 제외하는 이른바 general to specific method를 적용하였다. 總通貨(M2)와 生産者物價의 분기별 시계열 자료는 季節性이 있는 것으로 파악되었다. 대부분의 다른 실증분석에서는 이와 같은 계절성을 조정한 후 설명변수로 사용하고 있다. 그런데 EZX11 등의 기법을 동원하여 각 변수에 대하여 獨立의으로 季節性을 조정할 경우 변수들 사이에 존재하는 유기적인 관계가 변질될 수 있다(Engle and Granger(1987) 참조). 따라서 본 연구에서는 계절조정을 하지 않은 자료를 사용하여 回歸分析을 하였으며 被說明變數의 季節性은 분기를 표시하는 더미變數를 사용하여 조정하였다. 계절조정을 한 자료를 사용하여 回歸方程式(A-1)을 추정한 결과 전체적인 適合度를 나타내는 自由度調整後  $R^2$ 이 식(A-1)'에 비해 낮은 것으로 파악되었다. 식(A-1)'의 추정에 있어서 誤差項의 1차 自己相關關係를 조정하기 위하여 Cochrane-Orcutt 기법을 적용하였다.

31) 이들 요소의 변동이 消費者物價에 미치는 영향은 이와 같은 직접적인 효과 이외에 生産者物價의 변동을 통한 간접적인 효과도 있는 것으로 파악되었다.

와 3분기 후까지의 기간에 걸쳐서 약 0.47% 상승하게 되는 것으로 추정되었다. 또한 과거 3년간의 평균 失業率이 1% 포인트 상승한 경우 消費者物價는 약 0.27% 하락하는 효과가 있는 것으로 추정되었다.

$$\begin{aligned}
 dcp_t = & 0.018(3.261) + 0.093(1.228)dm2_{t-2} + 0.071(0.805)dpp_{t-1} \\
 & + 0.167(2.736)dpp_{t-2} + 0.234(4.283)dpp_{t-3} + 0.069(1.641)dmp_{t-1} \\
 & - 0.269(2.109)aun_t + 0.002(0.613)d_2 - 0.005(1.772)d_3 \\
 & - 0.010(3.214)d_4 \dots\dots\dots (A-1)'
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 R^2/\overline{R^2} &= 0.791/0.754, \quad DW = 2.016, \quad Q(24) = 20.172(p.v.=0.687) \\
 \rho &= 0.123(0.841)
 \end{aligned}$$

여기서 ( )안의 숫자는 추정된 係數의 t統計(절대값)를 표시하며  $R^2/\overline{R^2}$ 은 전체적인 推定의 適合度(自由度 調整後 適合度)를 표시하는 統計, DW는 Durbin-Watson 統計,  $Q(p.v.)$ 는 Box-Ljung 統計(p값),  $\rho$ 는 誤差項의 1次 自己相關係數의 추정치를 각각 표시한다.

전체적인 추정의 적합도를 나타내는 자유도조정후  $R^2$ 은 약 0.75인 것으로 나타나고 있다. 따라서 標本內 예측에 있어서 추정에 포함된 說明變數들의 변동이 消費者物價의 變動性を 설명하는 비율이 약 75%로 상당히 높다. 誤差項 사이의 自己相關係는 그다지 높지 않은 것으로 나타나고 있다. 消費者物價의 변동을 설명하기 위하여 같은 분기의 說明變數를 포함하지 않았기 때문에 미래 消費者物價의 변동을 예측함에 있어서 說明變數의 미래 값을 예측하지 않아도 된다는 현실적인 점을 지적할 수 있다. 이와 같은 점들을 고려하여 다음의 會社債 流通收益率의 변동요인을 분석함에 있어서 식 (A-1)'에서 추정된 消費者物價 상승률에 대한 期待値를 期待인플레이션率로 사용하였다<sup>32)</sup>.

32) 消費者物價의 變動要因을 분석하기 위한 回歸方程式 (A-1)의 構造的인 타당성에 대하여 의문이 제기될 수 있다. 즉, 通貨量이나 所得, 景氣變動 등 전반적으로 物價에 영향을 미치는 요소들의 변동으로 인하여 生産者物價와 消費者物價가 동시에 변동할 경우 生産者物價의 변동을 消費者物價 변동의 요인으로 보는 식 (A-1)는 적절하지 못

다음으로 원/달러 換率 변동률 期待値의 산정에 대하여 검토해 보기로 하자. 換率決定에 관한 理論들의 내용을 검토해 보면 換率의 자유로운 변동을 허용하는 變動換率制度下에서 환율에 영향을 미치는 經濟變數에는 通貨量을 비롯하여 所得(GDP), 利率, 經常收支 및 資本收支의 변동 등이 있는 것으로 파악할 수 있다<sup>33)</sup>. 또한 變動換率制度를 채택하고 있는 나라들의 경우에도 환율을 적정한 수준에서 관리하기 위하여 中央銀行이 때때로 外換市場에 개입하고 있음을 감안할 때 이와 같은 中央銀行의 개입도 환율에 영향을 미칠 수 있을 것으로 파악된다. 1973년 3월 이후 비교적 자유로운 변동이 허용되고 있는 엔/달러 및 마르크/달러 환율의 변동을 분석한 결과 관련된 나라들의 利率, 經常收支 및 資本收支의 상대적인 변동은 換率에 상당히 큰 영향을 미치는 것으로 파악되었다<sup>34)</sup>.

우리나라의 경우 1980년 초에 管理變動換率制度로 이행한 후에도 換率(특히 원/달러 換率)의 결정에 있어서 當局의 입김이 강하게 작용하고 있다<sup>35)</sup>. 따라서 실증분석의 결과 원/달러 換率의 決定要因은 엔/달러 환율이나 마르크/달러 환율 등의 경우와 상당히 다른 것으로 파악되었다<sup>36)</sup>. 그간 管理當局이 수출에 미치는 영향 등을 고려하여 換率의 급격한 변동을 방지하고 漸進적으로 조

---

하다는 비판이 있을 수 있다. 본 연구의 목적은 未來의 인플레이션에 대한 期待가 利率에 미치는 영향을 분석하는 것이다. 따라서 이러한 構造의인 문제를 떠나서 미래의 인플레이션율을 어떻게 효과적으로 예측할 수 있는지가 주안점이 될 것이다. 실제 商品의 生産 및 流通構造를 고려할 때 식 (A-1)의 妥當성이 전혀 없는 것은 아니다. 生産者物價가 상승할 경우 商品의 生産原價가 상승하기 때문에 어느 정도의 時差를 가지고 消費者物價도 상승하게 될 것이다. 이와 같은 時差關係는 生産 및 流通構造가 급격하게 변하지 않는 한 상당히 안정적으로 존재하게 될 것이다.

33) 換率決定에 관한 대표적인 理論에는 通貨論의接近法(monetary approach)과 포트폴리오 殘額接近法(portfolio balance approach) 등이 있다.

34) 先進國 통화간 換率變動의 요인을 분석한 결과에 대해서는 金宗萬(1991, 1995) 등 참조.

35) 1980년 2월 이후 채택된 複數通貨 바스켓페그 換率制度下에서는 당국이 주요 통화간 換率의 상대적인 변동을 고려하여 원/달러 換率을 적정한 수준에서 결정하였다. 1990년 3월부터 적용된 市場平均換率制度下에서는 換率의 日間 變動幅을 직전 거래일의 加重平均換率을 기준으로 일정한 범위 이내로 제한하고 있다.

36) 원/달러 換率의 변동요인에 대한 實證分析의 결과에 대해서는 金宗萬(1995), p. 149, <表 V-3>, p. 154, <表 V-4> 및 p. 160, <表 V-5> 참조.

정되도록 유도해 왔다. 따라서 원/달러 換率變動의 양상을 분석한 결과 파악된 가장 두드러진 특징은 變動率의 時系列資料 사이에 높은 自己相關關係가 존재하게 되었다는 점이다. 이와 같은 사실들을 고려하여 複數通貨 바스켓페그 換率制度를 채택한 기간동안 원/달러 換率의 변동을 예측하기 위한 回歸方程式을 식 (A-2)와 같이 결정하였다.

$$dwd_t = \alpha_0 + \alpha_1 dwd_{t-1} + \alpha_2 dy_{t-1} + \alpha_3 dpp_{t-1} + \alpha_4 dpp_{t-2} + \alpha_5 crb_{t-1} + \epsilon_t \dots\dots\dots (A-2)$$

여기서  $dwp_t$ ,  $dy_t$  및  $dpp_t$ 는 각각 t期 중 원/달러 換率(分期間 平均), 實質GDP 및 生産者物價의 變動率(自然對數의 1次 差分)을 표시하며,  $crb_t$ 는 t期 중 經常收支金額(單位: 10億달러)을 표시한다.  $\epsilon_t$ 는 回歸分析의 통상적인 誤差項을 나타낸다.

1980년 2/4분기부터 1990년 1/4분기까지의 분기간 資料를 사용하여 回歸方程式 (A-2)를 추정한 결과는 식 (A-2)'에 정리되어 있다<sup>37)</sup>. 이 추정의 결과에서 원/달러 환율이 직전분기에 1% 상승한 경우 이어지는 직후분기에 약 0.55% 상승한 관계에 있었던 것으로 나타나고 있다. 국내 生産者物價의 변동과 환율의 변동 사이에는 다소 복잡한 관계가 존재하였던 것으로 나타나고 있다. 生産者物價가 1% 상승한 경우 원/달러 환율은 이어지는 직후분기에 약 0.55% 하락(원貨 가치 상승)한 관계에 있었던 것으로 추정되었다. 이와 같이 國內物價의 상승이 원貨 가치의 상승요인으로 작용한 이유는 當局이 물가를 관리하기 위한 수단으로 換率을 조정하였기 때문일 수도 있을 것이다. 즉 國內物價가 상승할 경우 物價를 안정시키기 위하여 輸入品 국내가격을 하락시킴으로써 국내통화의 가치가 상승하도록 유도하였을 수도 있을 것이다. 같은 추정의 결과에서 生産者物價가 1% 상승한 2분기 후에는 원/달러 換率이 약 0.44% 상승(원貨 價值 下落)한 것으로 나타나고 있다. 또한 經常收支의 赤字金額의

37) 본문에서 설명한 바와 같이 자료상의 한계로 인하여 본 연구에서는 會社債 流通收益率의 월간 平均資料를 사용하여 그 변동요인을 분석하였다. 이에 상응하여 원/달러 換率도 기말 기준으로 집계된 자료가 이년 분기간 평균을 사용하였다.

증가는 원貨 가치를 상승시키는 요인으로 작용하였던 것으로 추정되었다.

$$dwd_t = 0.0033(1.3315) + 0.5510(3.6874)dwd_{t-1} - 0.0047(0.5132)dy_{t-1} \\ - 0.5483(3.2743)dpp_{t-1} + 0.4376(3.5691)dpp_{t-2} \\ - 0.0042(1.9944)crb_{t-1} \dots\dots\dots (A-2)'$$

$$R^2/\overline{R^2} = 0.7893/0.7574, DW = 1.7414, Q(18) = 17.5314(p.v.=0.4991)$$

한편 실증분석의 결과 市場平均換率制度로 이행한 이후에는 원/달러 환율 변동의 요인이 다소 달라진 것으로 파악된 점을 고려하여 환율변동을 예측하기 위한 回歸方程式을 (A-3)과 같이 정하였다.

$$dwd_t = \beta_0 + \beta_1 dwd_{t-1} + \beta_2 dpp_{t-1} + \beta_3 crb_{t-1} \\ + \beta_4 cpb_{t-1} + \omega_t \dots\dots\dots (A-3)$$

여기서 다른 變數의 경우 식 (10)에서와 같고  $cpb_t$ 는  $t$ 기 중 資本收支金額(단위: 10億달러)을,  $\omega_t$ 는 通常的인 誤差項을 각각 나타낸다.

1990년 2/4분기부터 1996년 4/4분기까지의 자료를 사용하여 回歸方程式 (A-3)을 추정한 결과는 식 (A-3)'에 정리되어 있다. 이 추정의 결과에서 원/달러 환율변동률의 시계열 사이에 1次 自己相關關係가 複數通貨 바스켓페그 換率制度를 채택하였던 기간에 비해 다소 약화된 것으로 나타나고 있다. 複數通貨 바스켓페그 換率制度로 이행한 후에도 生産者物價가 1% 상승한 경우 원/달러 환율은 직후분기에 약 0.57% 下落(원貨 가치 상승)한 것으로 나타나고 있다. 이는 管理當局이 물가변동의 추세를 고려하여 換率이 조정되도록 유도하였기 때문일 수도 있을 것이다<sup>38)</sup>.

같은 추정의 결과에서 資本收支의 흑자규모가 증가한 경우 직후분기에 원/달러 換率이 하락한 것으로 나타났다. 이에 대하여 經常收支의 흑자규모가 증가

38) 市場平均換率制度로 이행한 이후의 기간에 있어서는 2분기 전의 生産者物價 변동은 원/달러 환율의 변동에 큰 영향을 미치지 않은 것으로 확인되었다.

한 경우 직후분기에 원/달러 換率이 상승한 것으로 추정되었다. 經常收支와 換率 사이의 이와 같은 관계는 管理當局이 經常收支의 추이를 고려하여 換率을 조정되도록 유도한 때문일 수도 있을 것이다<sup>39)</sup>.

$$dwd_t = 0.0012(0.2296) + 0.5045(2.6854)dwd_{t-1} - 0.5666(1.7948)dph_{t-1} \\ - 0.0013(0.9930)crb_{t-1} + 0.0021(1.2595)cph_{t-1} \dots\dots\dots (A-3)'$$

$$R^2/\overline{R^2} = 0.4386/0.3365, DW = 2.2033, Q(13) = 7.7028 (p. v. = 0.8624)$$

會社債 流通收益率의 변동요인을 분석함에 있어서는 식 (A-2)'와 (A-3)'를 이용하여 추산한 원/달러 환율변동률의 期待值들을 연결하여 說明變數로 사용하였다.

---

39) 같은 분기 經常收支와 환율변동 사이의 관계는 經常收支의 흑자규모가 증가한 경우 원/달러 換率이 下落(원화 가치 상승)한 것으로 확인되었다. 이와 같은 관계는 經常收支의 개선으로 인하여 外換의 공급이 증가할 경우 國內通貨의 가치가 상승하는 정상적인 관계로 파악할 수 있다. 그런데 식 (A-3)'의 추정결과에서 직전분기의 經常收支가 개선된 경우 원貨의 가치가 하락한 것으로 나타나는 것은 外換需給의 변동으로 설명하기 어렵다.

〈附表 1〉 實證分析에 使用된 資料의 明細

資料區分	項 目	觀 測 週 期	資料의 出處
利 子 率 資 料	會社債 流通收益率 場外市場(3年滿期) 場內市場 平均 유리달리 金利(3個月滿期)	月末, 月平均(87.1~) 月平均(75.12~92.9) 分期間 平均	韓國銀行內部資料 韓國銀行內部資料 IMF, IFS tape
物 價 資 料	生産者物價指數(1990=100) 消費者物價指數(1990=100)	分期間 分期間	韓國銀行 Data Base 韓國銀行 Data Base
換 率 資 料	원/달러 名目換率	分期平均	IMF, IFS tape
所 得 投 資 資 料 及 貯 蓄 資 料	實質 GDP (1990年 價格) 設備投資 (1990年 價格) 建設投資 (1990年 價格) GDP (1990年 價格) 總消費支出(1990年 價格)	分期間 分期間 分期間 分期間 分期間	韓國銀行 Data Base 韓國銀行 Data Base 韓國銀行 Data Base 韓國銀行 Data Base 韓國銀行 Data Base
通 貨 量 資 料	總通貨 殘額	分期間 平均	韓國銀行 Data Base
債 券 發 行 殘 額	會社債 發行殘額 通貨安定證券發行殘額 國債發行殘額 公債發行殘額	分期末 分期末 分期末 分期末	韓國銀行 Data Base 韓國銀行 Data Base 韓國銀行 Data Base 韓國銀行 Data Base
어 음 不 渡 率	全國어음不渡率	月 間	韓國銀行 Data Base
不 動 產 價 格 指 數	全國地價指數	分期間	許世霖(1992), 全國地價動向 (建設交通部)
國 際 收 支 資 料	經常收支 長期資本收支 短期資本收支	分期間 分期間 分期間	韓國銀行 Data Base 韓國銀行 Data Base 韓國銀行 Data Base
輸 入 價 格	달러표시 輸入單價指數	分期間	IMF, IFS tape
失 業 率 資 料	失業率	分期間	統計廳

## 株價變動性的推定과 活用

李濬行\*·崔興植\*\*

### 要 約

本論文에서는 株式收益率의 變動性을 측정하는 다양한 방법을 비교 검토하여 규제 감독 및 시장제도의 설계 등의 活用目的에 적합한 변동성 측정방법을 제시하고자 하였다. 變動性 測定方法으로 역사적 자료에 의한 방법, GARCH모형에 의한 방법, 결합예측모형에 의한 방법, 일중자료에 의한 방법을 논의하고, 이 방법들을 이용하여 KOSPI 200 주가지수의 변동성을 추정하였다. 變動性 推定值의 豫測力을 살펴본 결과, 結合推定方法의 변동성 예측력이 가장 높은 것으로 나타났다.

각 변동성 추정방법은 變動性의 活用目的에 따라 그 유용성이 달라질 수 있기 때문에 기업의 내부위험 평가, 감독기관의 건전성 규제, 적정증거금의 산정 및 옵션평가 등에 적합한 변동성 추정치를 제시하였다. 이들 목적에 가장 광범위하게 활용될 수 있는 추정치는 推定期間이 긴 歷史的 變動性이라 할 수 있다. 이외에 企業의 內部危險評價目的으로는 결합변동성과 GARCH 추정치를, 適正 證據金 算定時에는 결합변동성 및 ARCH 추정치를 사용하는 것이 유용하다는 결론을 얻었다. 監督機關의 健全性規制 目的으로는 추정기간이 긴 역사적 변동성 추정치의 3배를 위험평가의 기준으로 사용하는 것이 바람직하며, 옵션평가에도 추정기간을 길게 하여 평균개념으로 추정한 역사적 변동성이 우월한 예측력을 보이고 있다.

\* 水原大學校 貿易學科 教授

\*\* 韓國租稅研究院 先任研究委員

## I. 序 論

일반적으로 危險은 어떤 투자로부터 얻게 되는 결과에 대한 불확실성으로 인하여 발생하는 變動性(volatility)으로 정의된다. 금융시장 참여자들은 신용위험(credit risk), 운영위험(operational risk), 유동성 위험(liquidity risk), 시장위험(market risk) 등 많은 종류의 위험에 직면하고 있다. 이 중에서도 특히 시장위험은 자산의 가격, 이자율 등 시장의 상황이 변할 때 나타날 수 있는 미래 수익에 대한 불확실성으로 정의할 수 있다. 최근에는 랜덤하게 움직이는 시장상황에 따라 나타날 수 있는 가장 나쁜 결과에 대한 잠재적 미래 손실을 위험으로 정의하기도 한다. 시장위험은 이제 매우 일상적인 용어가 되었으며, 규제기관뿐 아니라 일반기업, 기관투자자들도 해당 기관들이 감수해야 하는 시장 위험수준을 보다 정확히 측정하기 위한 방법의 개발에 많은 관심을 보이고 있다. 시장위험은 시장에서 나타날 수 있는 상황(market scenarios)에 따라 발생하는 미래손익의 추정치로 측정한다. 이러한 시장위험을 추정하기 위해서는 대상상품의 가격변화 즉, 주가지수 관련 파생상품의 경우 주식시장의 가격변동성에 대한 분석이 중요하다.

株式市場의 變動性에 대한 분석은 이론적으로 다음과 같은 분야에서 중요한 역할을 담당해 왔다. 첫째, 여러 형태의 자산가격결정모형(asset pricing models)에서 事前的(ex ante) 變動性이 기대수익률을 측정하는 데 쓰이고 있기 때문에 變動性 豫測은 필수적이다. 둘째, 다양한 옵션가격결정모형에서 옵션의 이론가격을 결정하기 위해서는 당해 옵션의 남은 만기 동안의 變動性이 예측되어야 한다. 셋째, 실제 주식수익률의 분포형태는 재무관리분야의 중요한 관심사 중의 하나인데 이것의 명확한 규명을 위해서는 收益率 變動性에 대한 이해가 전제조건이다.

그러나 이러한 이론적인 이유에서 뿐만 아니라 실무적으로도 주식관련 파생상품시장의 안정적인 관리감독체계의 구축과 효율적인 결제시스템의 도입을 위해서도 株式市場의 變動性에 대한 분석이 필요하다. 즉, 관리감독과 관련해서는

일정기간 동안에 발생가능한 최대손실액에 대한 지표를 제시할 수 있으며 시장제도와 관련해서는 적정증거금수준의 결정 및 가격제한폭 설정 등에 유용하게 사용될 수 있다. 이외에도 내부통제와 성과측정, 그리고 규제목적으로도 이용된다. 그러나 실제로 變動性을 측정하는 방법은 매우 다양하여 어떤 방법으로 측정된 變動性을 사용해야 하는가가 어려운 문제이다.

本稿에서는 여러 가지 상이한 變動性 測定方法을 비교하여 향후 우리나라에서 도입될 주식관련 파생상품의 효율적인 관리감독방안 및 시장제도를 마련하는 데 적절하다고 판단되는 變動性을 찾아보고자 한다. 이를 위하여 제II절에서는 변동성 측정방법들을 살펴보고 이를 기초로 제III절에서는 실증분석 결과를 제시하며 제IV절에서 변동성 측정치의 유용성을 살펴본다. 제V절은 기업의 내부위험 평가, 금융기관의 건전성 규제, 옵션평가 등 각 사용목적에 적합한 변동성 추정치를 검토한다. 제VI절은 결론이다.

## II. 變動性的의 測定方法

個別株式 및 株價指數의 收益率 變動性이 시계열적으로 어떤 형태를 보이는가에 대해서는 만족할 만한 이론 및 실증결과가 아직 나와 있지 않다. 즉, 株式 收益率의 變動性이 시계열적으로 비안정적(nonstationary) 혹은 확률적(stochastic)이라는 주장과 안정적 과정(stationary process)을 보인다는 주장으로 대립되어 있다.

주식수익률의 시계열분포의 성격과 주요 영향변수의 실체가 명확하게 밝혀져 있지 않은 관계로 여러가지 방향으로 株式收益率의 實際 變動性(actual volatility)을 측정하는 이론적 모형들이 개발되어 왔다. 본 연구에서는 주가수익률의 시계열자료만을 이용하여 變動性을 측정하는 방법을 살펴보기로 한다. 우선, 가장 기본적인 형태는 최근의 주식수익률로부터 산출된 歷史的 變動性(historical volatility)을 사용하여 다음 期間의 變動性을 예측하는 방법이다. 이 접근 방법은 주식수익률이 시계열적으로 비안정적으로 변동하더라도 어떤 한 시점에

서 급격하게 변하지는 않으며 收益率 變動性에 대한 경제내외의 충격들이 단기간 동안에는 존속한다는 실증결과에 기초하고 있다.

시계열분석과 관련한 다른 접근방법으로 GARCH(generalized autoregressive conditional heteroskedastic) 모형에 의한 變動性 推定을 들 수 있다. 이 모형에서는 주식수익률의 분포에 근거하여 현재 입수가능한 정보의 영향이 반영된 條件變動性(conditional volatility)을 도출함으로써 實際 變動性을 측정한다. GARCH 모형은 株式收益率 및 變動性의 時系列 形態上的 諸般 特性을 이론적으로 내재화하고 있고 Bollerslev(1987), French, Schwert and Stambaugh (1987), Akgiray(1989)의 연구에 의해 그 현실적 타당성이 실증된 바 있으므로 유용성이 있을 것이다.

變動性 測定과 관련된 또다른 접근방법은 이미 도출된 여러 가지의 측정치들을 가중평균하여 최종 예측치를 도출하는 結合豫測模型을 생각할 수 있다. 이 예측치는 어떤 개별측정치보다 많은 정보를 반영하고 있으며 예측오차의 분산이 작다는 점에서 그 유용성을 찾을 수 있다.

이 외에도 옵션과 관련된 예측모형으로서 옵션의 시장가격에 내포되어 있는 收益率의 內在變動性(implied volatility)을 다양한 옵션가격결정모형으로부터 계산하여 당해 옵션의 남은 만기 동안의 基礎資產(underlying asset)의 實際 變動性에 대한 예측치를 측정하는 방법이 있다. 우리나라에서도 1997년 7월에 주가지수옵션거래가 도입되어 내재변동성 측정이 가능하다. 그러나 아직 실증적으로 분석하기에는 자료 축적이 충분하지 않아 본 연구에서는 사용하지 않는다.

## 1. 歷史的 變動性

여러 가지 다양한 측정방법 중에서 가장 보편적으로 사용되는 방법으로 위험을 收益率의 變動性으로 정의하고 이 變動性을 수익률의 분산이나 표준편차로 측정하는 방법이 있다. 이 歷史的 變動性 推定方法은 그 측정의 간편성에 비해 실제로 과거 자료를 이용하여 變動性을 측정할 때 어떤 자료를 어떻게 이용하

느냐에 따라 變動性 測定値가 달라질 가능성이 높다. 過去 變動性的의 測定에 영향을 미치는 요인으로 추정기간(sample period)의 장·단기, 사용되는 수익률 자료빈도(return data frequency) 등에 대해서 검토하기로 한다.

가. 推定期間(sample period)과 變動性

變動性的의 推定에 가장 크게 영향을 미치는 요인으로서 우선, 데이터 추정기간의 장·단이 거론된다. 이는 過去 變動性的을 추정하기 위해 과거 얼마 동안의 자료를 이용하느냐는 것으로, 본 연구에서는 歴史的 變動性的을 사용하는 추정기간에 따라 다음과 같이 정의한다.

$$\sigma_t(N) = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (R_{t-i+1} - \mu)^2}{(n-1)}} \dots\dots\dots (1)$$

이때,

$$\mu = \frac{\sum_{i=1}^n R_{t-i+1}}{n} \dots\dots\dots (2)$$

$R_t$  = t시점의 수익률

$\sigma_t(N)$  = t시점에서 과거 N개월의 수익률자료를 이용하여 계산한 표준편차

n = N개월 동안의 거래일수

본 연구에서는 月別 變動性的을 變動性 指標로 사용한다<sup>1)</sup>. 따라서 1개월 자료를 사용하는  $\sigma(1)$ 을 제외하고  $\sigma(3)$ ,  $\sigma(6)$ ,  $\sigma(12)$ 의 시계열 추정치는 자료가 중복 사용된다. 예를 들면 1992년 3월의  $\sigma(3)$ 는 1992년 1월부터 3월까지의 수익률 자료를 이용하여 계산한 變動性이고, 1992년 4월의  $\sigma(3)$ 는 1992년 2월부터 4월까지의 자료를 이용하여 계산하게 된다<sup>2)</sup>.

---

1) 본 연구에서는 일별수익률 또는 주별수익률에 근거한 月別變動性(monthly volatility)을 變動性 指標로 사용하는데 이것은 월별 혹은 연수익률 자료를 사용했을 경우 충분한 표본크기(sample size)를 확보하기 어렵기 때문이다.  
 2) 추정기간을 1개월씩 빼고 추가하는 방법(moving windows/overlapping 방법)으로서 變動性的의 時系列은 2개월간의 자료가 중복되고 이에 따라 자기상관의 문제가 발생하게 된다. 그러나 이러한 자기상관의 문제는 이 자료를 이용하여 시계열 분석(예를 들면 ARMA분석 등)을 행할 경우에는 문제가 되나 特定時點의 變動性에 대한 추정치로서는 문제되지 않는다.

## 나. 收益率 資料頻度(return data frequency)와 變動性

실제로 變動性 추정시 결정해야 할 중요한 것은 어떤 수익률자료를 사용할 것인가 하는 것이다. 즉 같은 관측기간(sample period)을 이용한다 하더라도 일별수익률 자료를 사용하여 추정된 日別 變動性和 주별수익률을 사용하여 추정된 變動性과는 이론적으로 요구되는 관계가 성립하지 않을 가능성이 있다<sup>3)</sup>.

일반적으로 수익률 측정기간에 따라 측정되는 變動性 사이에는 다음과 같은 관계가 성립한다고 알려져 있다. 즉 일별수익률로 측정된 變動性을  $Var(1)$ 이라 하고,  $k$ 일간의 수익률로 측정된 變動性을  $Var(k)$ 라 하면,

$$Var(k) = Var(1) \cdot \sqrt{k} \dots\dots\dots (3)$$

라는 관계가 성립한다. 이는 수익률이 독립적인 확률변수로서 그 분포가 동일하다는 가정으로부터 도출되었다. 따라서 실무적으로는 추정된 變動性을 연율로 환산할 때 거래일수( $k$ )의 제곱근(square root)을 곱하여 사용한다. 예를 들면 日別 變動性을 추정하면 300의 제곱근을 곱하여 연율로 환산하고, 週別 變動性을 추정한 경우에는 52의 제곱근을 곱하여 연율로 환산한다.

## 2. 結合推定値에 의한 變動性

일반적으로 경제 변수들 사이의 관계는 항상 일정하기가 어렵기 때문에 특정 개별추정방법이 항상 다른 추정방법에 비하여 우월하기는 어렵다. 따라서 여러 가지 방법으로 추정된 개별추정치를 적절한 가중치로 결합하여 얻어지는 결합 추정치는 그때그때 변화하는 시장상황을 잘 반영할 수 있다는 점에서 우수한

3) 특히 우리나라의 경우 주가의 상·하한가가 존재하여 일별수익률을 이용한 경우 價格 變動性이 과소평가될 가능성이 있다는 주장도 제기되고 있다. 상·하한가 제도는 주식 투자자들에게 냉각기간을 제공해서 주식시장 정보를 재평가할 수 있게 해주므로 과민 반응을 자제하게 만들어 내재가치의 변화와 관련 없는 심한 주가동락을 방지하게 해 준다는 것이다. 그러나 상·하한가 제도가 새로운 정보에 대한 주가의 반응 속도를 단순히 지연시켜 주거나, 가격변화를 다음 거래일로 연기시키는 작용만을 할 뿐이어서 株價變動性을 감소시켜 주지 못한다는 주장도 제기되고 있다.

예측력이 기대된다<sup>4)</sup>. 이러한 유용성에도 불구하고 결합예측치는 개별추정치들 모두 구한 다음에야 산출이 가능하다는 점에서 실무적으로는 번거로운 작업이 요구된다. 그러나 일단 개별 추정치를 얻게 되면 개별추정치의 예측오차의 분산을 고려하여 적절한 가중치를 찾아내어 상대적으로 예측력이 높은 결합추정치들을 얻을 수 있다. 이때 각 추정치의 가중치는 개별추정치의 예측력이 높을수록 커지도록 하고 각 가중치의 합은 1이 되도록 하는데 이를 위하여 크게 두 가지의 방법이 이용된다.

첫째는 개별추정치의 예측오차의 분산 및 공분산을 이용하여 적절한 가중치를 찾는 방법으로 우선 결합추정치  $C_t$ 를 다음과 같이 표기한다.

$$C_t = W_1\sigma_t(1) + W_2 \cdot \sigma_t(3) + W_3 \cdot \sigma_t(6) + W_4 \cdot \sigma_t(12) \dots\dots\dots (4)$$

이때 가중치는 다음과 같이 얻어진다.

$$W = \frac{\sum^{-1}i}{i' \sum^{-1}i} \dots\dots\dots (5)$$

$W$  = 가중치의 열벡터

$\Sigma$  = 예측오차의 분산·공분산 행렬

$i$  = 개별추정치의 수만큼의 1로 구성된 열벡터

여기서  $\Sigma$ 의  $i, j$ 번째 요소인  $\Sigma_{i,j}$ 는 다음과 같이 추정된다.

$$\hat{\Sigma}_{i,j} = \sum_{t=1}^T e_{it} \cdot e_{jt} \dots\dots\dots (6)$$

이때,  $e_{it}$  =  $i$ 번째 개별추정치의 예측오차임.

둘째 방법은 변동가중치 회귀분석법(time-varying weight regression method)으로 이는 개별추정치와 實際 變動性的의 관계가 일정하지 않다는 점을 감안하여 최근의 예측도가 높은 추정치일수록 더 큰 가중치를 부여하는 방법이다.

이는 분산·공분산 방법에서의  $\Sigma$ 를 다음과 같이 추정함으로써 얻어진다. 즉

---

4) Granger(1980)는 예측오차의 變動性을 비교함으로써 경제변수에 대한 결합예측치가 그것을 구성하고 있는 개별예측치보다 이론적으로 우수한 예측력을 보임을 밝혔다.

$\Sigma$ 의  $i, j$ 번째 요소는 다음과 같이 추정된다.

$$\hat{\Sigma}_{i,j} = \left( \sum_{t=1}^T \lambda^t \cdot e_{it} \cdot e_{jt} \right) / \left( \sum_{t=1}^T \lambda^t \right), \lambda \geq 1 \dots\dots\dots (7)$$

본 연구에서는 최근의 예측도가 높은 추정치의 가중치가 기하급수적으로 (geometrically) 증가하는 가중치 기법을 사용하여 시간에 따라 변동하는 가중치를 구한다.

### 3. ARCH/GARCH 模型에 의한 變動性

ARCH/GARCH 모형에 의한 變動性和 歷史的 變動性的 근본적인 차이는 變動性的 時系列 形態에 대한 상이한 가정이다. 즉 歷史的 變動性은 주가수익률의 無條件變動性(unconditional volatility)이 추정기간 동안에 일정하다고 가정하는 데 반하여 ARCH/GARCH 모형은 無條件變動性은 일정하지만 현재 수집가능한 정보를 조건으로 하는 條件變動性(conditional volatility)은 시간에 따라 변한다고 가정하는 것이다.

본 연구에서는 株價收益率의 變動性을 추정하는 데 있어서 ARCH(1)과 GARCH(1,1) 모형이 적절하다는<sup>5)</sup> 그 동안의 연구결과에 따라 다음과 같이 모형을 표기한다.

ARCH(1) 모형

$$\begin{aligned} R_t &= \mu + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t | \varepsilon_{t-1} &\sim N(0, h_t) \\ h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \\ \alpha_0 &> 0, 0 \leq \alpha_1 < 1 \end{aligned}$$

---

5) ARCH/GARCH 모형의 차수를 높이는 것( $p > 2, q > 2$ )은 모형의 적합도(goodness-of-fit)를 유의하게 증진시키지 못한다는 연구결과에 따른 것이다(Park(1990) 참조). 모델의 낮은 차수는 모수의 추정을 위한 최우추정(maximum likelihood estimation) 알고리즘의 수렴(convergence)을 위해서도 유용하다

GARCH(1,1) 모형

$$\begin{aligned}
 R_t &= \mu + \varepsilon_t \\
 \varepsilon_t \mid \varepsilon_{t-1} &\sim N(0, h_t) \\
 h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \\
 \alpha_0 &> 0, 0 \leq \alpha_1 < 1, 0 \leq \beta_1 < 1
 \end{aligned}$$

#### 4. 其他 變動性 推定方法

앞에서 제시한 變動性 測定方法 이외에도 收益率 變動性的 時系列이 Poterba and Summers(1986), Bollerslev(1987), Akgiray(1989)가 보인 것처럼 계열상관(serial correlation)을 나타낸다면 그것의 행태는 Box-Jenkins (1976)의 ARMA기법들을 사용하여 의미있는 變動性 豫測值를 도출할 수 있을 것이다. 시계열분석과 관련된 또다른 모형은 ARMAX모형이다. ARMAX 모형에서는 變動性的 時系列 行態를 설명하기 위해서 전통적인 ARMA 모형에 變動性에 영향을 미치는 독립변수들의 시계열을 추가한다. 따라서 종속변수로서의 收益率 變動性은 過去(lagged) 變動性뿐만 아니라 變動性的 說明에 유용하다고 생각되는 獨立變數들의 時系列에 의해서도 영향을 받게 된다.

한편 Garman-Klass(1980)는 주가의 終價資料만에 의존하는 전통적 방법과는 달리 시가, 종가, 최고가, 최저가 자료를 동시에 사용하여 보다 효율적인 주가기복을 추정하는 방법을 제시하였다. 終價資料를 이용하여 측정된 變動性的 長點은 사용이 간편하고, 종가의 측정이 균일한 방식으로 이루어짐에 따라 편의나 오차로부터 벗어날 수 있는 점에 있다. 그러나 단점은 추정의 효율성을 향상시키고 편의를 제거할 수 있는 여타 이용 가능한 추가정보를 반영시키지 못하는 점이다. 이에 따라 여러 가지 상이한 접근방법으로 주가기복의 측정방법이 제시되고 있다. 예컨대, Parkinson(1980)은 극치방법(extreme value method)을 사용하여 주가변동의 분산을 측정하는 방법을 제시하였다. 이 방법에 의한 측정치는 終價로 測定한 變動性에 비하여 낮게 측정되는 특징이 있다.

### III. 實證分析

#### 1. 資料의 特性

變動性を 측정하기 위해 1990년 1월부터 1995년 12월까지 6년 동안 KOSPI 200의 일별·주별수익률 자료를 이용하였다. 수익률을 계산함에 있어서 주가는 기하산포과정(geometric diffusion process)을 따른다고 가정하여 로그 수익률을 사용하였으며 수익률은 다음과 같이 계산하여 사용한다.

$$R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \dots\dots\dots (8)$$

- $R_t = t$ 시점의 수익률
- $P_t = t$ 시점의 KOSPI 200
- $P_{t-1} = (t-1)$ 시점의 KOSPI 200

이때 주별수익률은 KOSPI 200의 목요일 종가를 이용하여 산출하였다.

다음의 <表 1>에서는 일별수익률과 주별수익률의 기술통계량을 보여주고 있다. 표에 따르면 수익률의 평균은 분석기간중 평균수익률은 零(0)인 것으로 나타났으며 歪度(skewness)는 0보다 약간 큰 값을 보여 분포가 약간 오른쪽으로 치우친 것으로 나타났다. 반면에 尖度(kurtosis)는 정규분포에 비하여 큰 값을 보여 약간의 leptokurtosis가 존재하는 것으로 나타났다. 이를 좀더 자세히 보기 위하여 일별수익률을 구간별로 나누어 히스토그램으로 실증분포를 알아보았다.

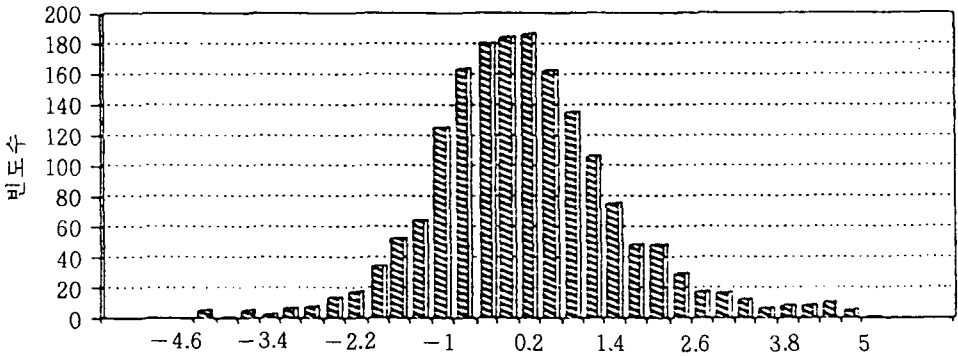
<表 1> 日別收益率과 週別收益率의 記述統計量

	평 균	표준편차	최 소 치	최 대 치	왜 도	첨 도 <sup>1)</sup>
일별 수익률	0.00	0.0133	-0.0458	0.0485	0.3951	1.3778
주별 수익률	0.00	0.0320	-0.073	0.139	0.6340	1.1139

註 : 1) excess kurtosis

[圖 1]에서는 분석기간인 1990년 1월부터 1995년 12월까지의 일별수익률의 분포를 보여주고 있다. 이를 정규분포와 비교하기 위해  $1\sigma$ ,  $2\sigma$ ,  $3\sigma$  벗어난 정도를 살펴본 결과  $1\sigma$  내의 비율이 전체의 74.5%로 나타나 정규분포(68%)보다 상당히 크게 나타난 반면,  $1\sigma$ 와  $3\sigma$  사이에서는 약 23%를 보여 정규분포(31.7%)보다 상대적으로 작게 나타났다. 그러나 다시  $3\sigma$ 를 벗어나는 부분(1.53%)은 정규분포(0.3%)보다 크게 나타나고 있다. 따라서 KOSPI 200 수익률의 분포는 정규분포보다 평균을 중심으로 더 집중되어 있으며 양꼬리는 더 두터운 것으로 나타나 leptokurtosis가 존재한다는 것을 알 수 있다.

[圖 1] KOSPI 200 日別 收益率의 分布



## 2. 實證分析 結果

### 가. 歷史的 變動性

여기서는 KOSPI 200의 일별증가와 식 (8)에 의하여 산출된 일별수익률과 주별수익률을 이용하여 식 (1)에 의해 變動性을 추정하고 추정기간을 달리할 경우 變動性 推定值를 서로 비교한다. 이때 일별수익률·주별수익률을 이용하되 측정간격은 월별로 하여, 月別 變動性(monthly volatility)이 예측을 위한 基準變動性

으로 이용된다. 따라서 6년 동안 총 72개의 月別 變動性 推定이 가능한데 歷史的 變動性의 경우 moving window/overlapping 방법에 의해 추정되므로  $\sigma(1)$ 은 72개 추정치를 얻지만 추정기간이 길어짐에 따라 추정치의 수가 작아지게 된다.

우선, 일별수익률을 이용한 歷史的 變動性 推定值의 기술통계량은 <表 2>에 나타나 있다. 추정결과에 따르면 분석기간 동안 變動性은 추정방법에 따라 다르지만 평균 1.25~1.33%를 보여 연율로 환산하면 약 21.6~23%의 變動性을 보이는 것으로 나타났다. 또한 추정기간이 길어짐에 따라 變動性 推定值의 平均은 증가하는 것으로 나타났으나 그 크기는 미미한 정도여서 추정기간에 따라 평균은 큰 차이가 없는 것으로 나타났다.

<表 2> 歷史的 變動性 推定值의 記述統計量(日別收益率)

(單位：%)

	평균(A)	표준편차(B)	B/A	최대치	최소치
$\sigma(1)$	1.25	0.46	0.37	2.66	0.61
$\sigma(3)$	1.30	0.35	0.27	2.01	0.82
$\sigma(6)$	1.32	0.29	0.22	1.92	0.87
$\sigma(12)$	1.33	0.24	0.18	1.73	0.99

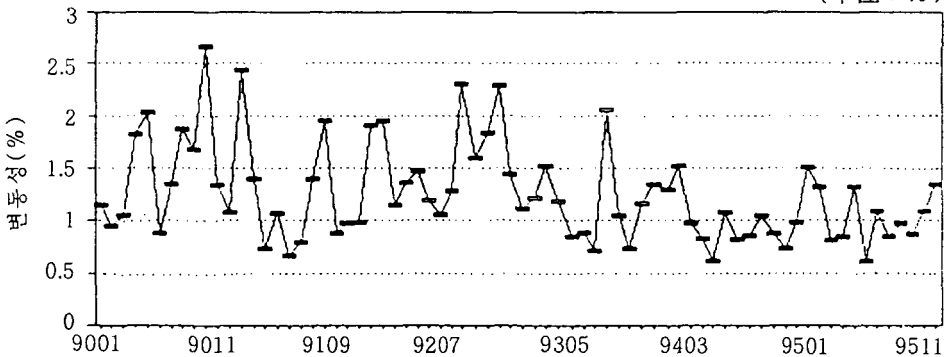
그러나 變動性 推定值의 標準偏差는 추정기간에 따라 큰 차이를 보이고 있다. 즉 추정기간이 길수록 표준편차가 작아지고 있는데 이는 추정방법의 특성상 예상된 결과이며 이는 그림에서 보다 확연히 나타난다. [圖 2]~[圖 6]에서는 일별수익률을 이용한 경우, 추정기간에 따른 각 월별 變動性 推定值를 보여 주고 있는데 추정기간이 길수록 變動性 推定值의 變化가 상대적으로 작고 안정적임을 알 수 있다. 이를테면, 1個月 變動性인  $\sigma(1)$ 은 그 변동이 매우 심할 뿐 아니라 추정치의 시계열자료의 특징적인 패턴을 찾기도 어려워, 추정기간이 짧을 경우 變動性의 豫測이 매우 어려울 것임을 시사하고 있다. 반면 12個月 變動性인  $\sigma(12)$ 의 시계열자료는 추정기간이 11개월이나 중복되기 때문

에 강한 자기상관관계(autocorrelation)를 보이고 있으며 추정치의 변화가 상대적으로 작고 안정적이다. 그러나  $\sigma(12)$ 의 추정치도 분석기간중 최대치가 최소치의 2배에 가깝게 추정된 점을 감안하면 그 평균값인 23%(연율)를 우리나라 株價指數의 變動性이라고 말하기에는 變動性의 變化가 크다고 할 수 있다.

이와 같이  $\sigma(12)$ 가  $\sigma(1)$ 에 비하여 안정성이 높은 것은 사실이지만 그렇다고  $\sigma(12)$ 가  $\sigma(1)$ 보다 우월한 추정치라고는 볼 수 없다. 왜냐하면 우월한 추정치의 조건은 안정성이 높은 것도 하나의 기준이 될 수 있겠지만 그보다는 어느 추정치가 향후 變動性을 예측하는 데 더 유용한 정보를 제공하는가 하는 것이므로 예측력을 비교해 보아야 할 것이기 때문이다.

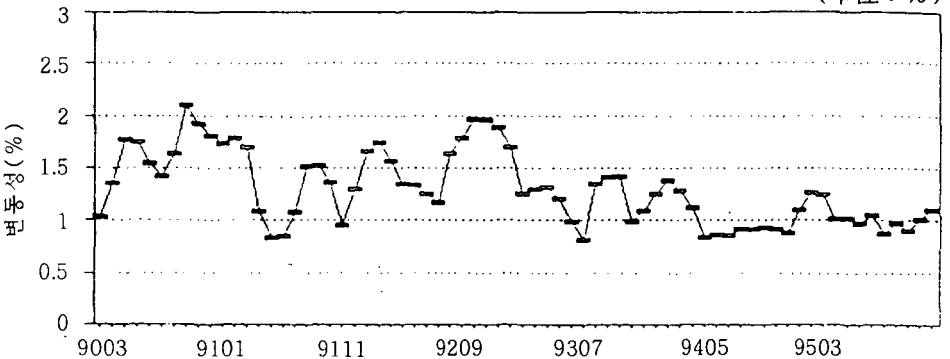
[圖 2] 1個月 變動性(日別收益率)

(單位: %)



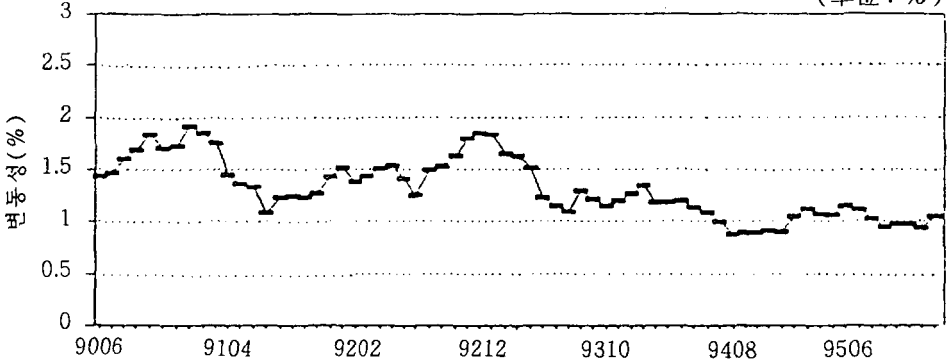
[圖 3] 3個月 移動變動性(日別收益率)

(單位: %)



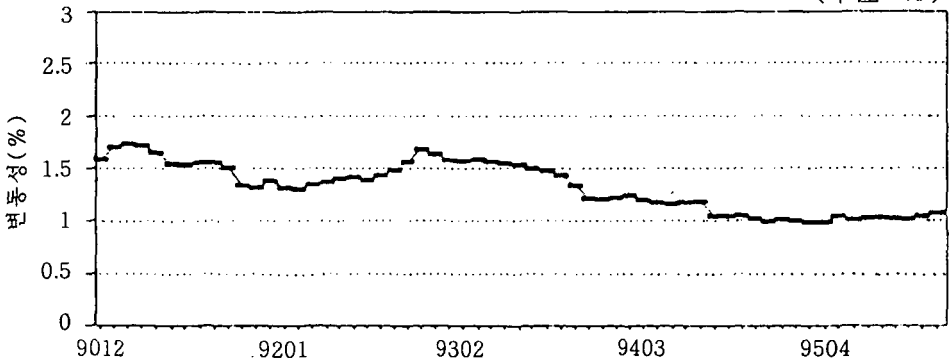
[圖 4] 6個月 移動變動性(日別收益率)

(單位：%)



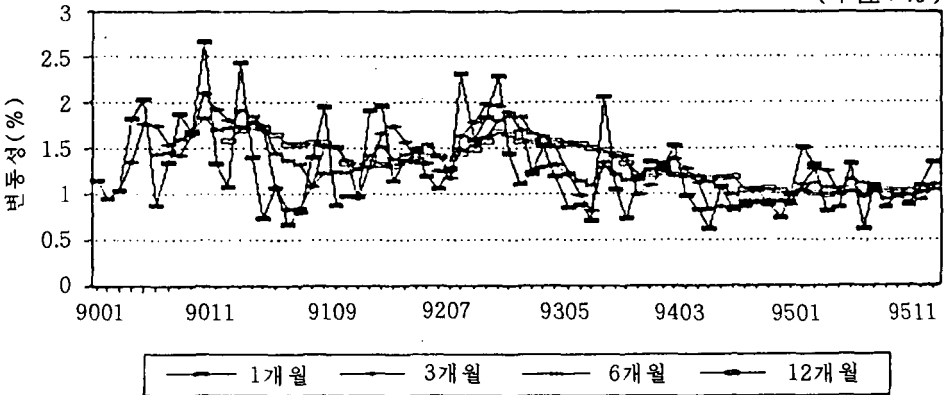
[圖 5] 12個月 移動變動性(日別收益率)

(單位：%)



[圖 6] 推定된 變動性의 變化推移(日別收益率)

(單位：%)



한편 <表 3>에서는 주별수익률을 이용한 경우의 추정결과를 보여주고 있다. 분석기간 동안 週別 變動性은 평균 2.7~3.15%로 나타나 연율로 환산할 경우 약 19.7~22.7%의 變動性을 보이는 것으로 나타났다. 이는 일별수익률을 이용한 경우에 비해 약간 작지만 거의 비슷한 수치로서 평균적으로는 일별수익률을 이용하는 경우나 주별수익률을 이용하는 경우에 큰 차이가 없음을 보여주고 있다.

<表 3> 歴史的 變動性 推定値의 記述統計量(日別收益率)

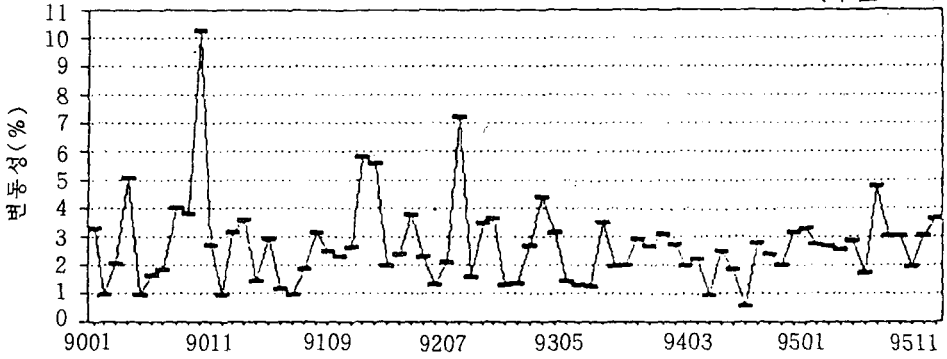
(單位：%)

	평균(A)	표준편차(B)	B/A	최대치	최소치
$\sigma(1)$	2.73	1.52	0.56	10.26	0.56
$\sigma(3)$	3.04	0.95	0.31	6.09	1.65
$\sigma(6)$	3.15	0.69	0.22	4.55	2.20
$\sigma(12)$	3.06	0.48	0.16	3.99	2.37

變動性 推定値의 安定性은 일별수익률을 이용한 경우의 추정치와 비슷한 특성을 보이고 있다. 다만 1개월 추정치인  $\sigma(1)$ 의 표준편차가 매우 큰 것으로 나타나고 있는데 이는  $\sigma(1)$ 을 추정하기 위해 사용된 관찰치의 수가 너무 작아서 (4~5개) 생긴 결과로서 주별수익률을 이용한  $\sigma(1)$  추정치는 사용에 신중을 기해야 할 것임을 보여주고 있다. [圖 7]~[圖 11]에서는 주별수익률을 이용한 경우, 추정기간에 따른 각 월별 變動性 추정치를 보여 주고 있는데 추정기간이 길수록 變動性 추정치의 변화가 상대적으로 작고 안정적임을 보여줄 뿐 아니라 그 형태도 일별수익률을 사용한 경우와 유사하게 나타나고 있다.

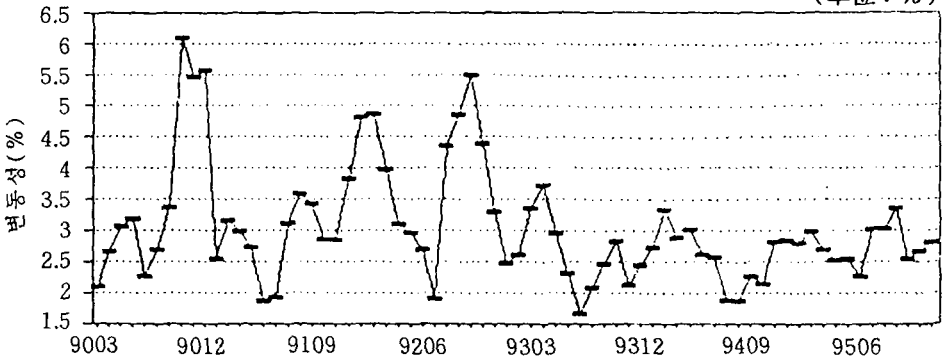
【圖 7】 1個月 變動性(週別收益率)

(單位：%)



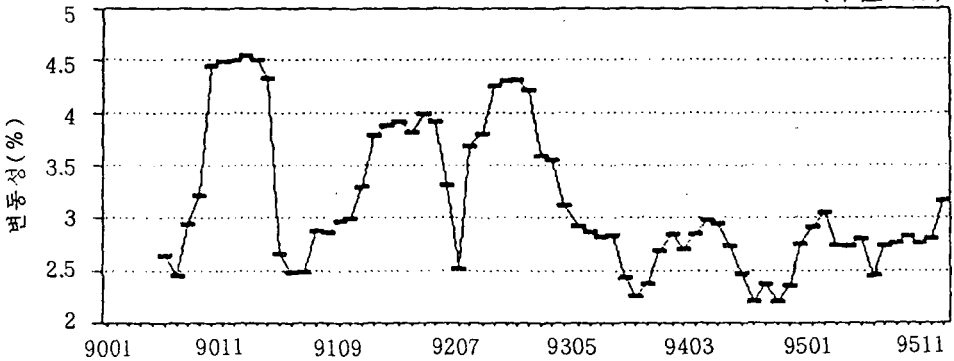
【圖 8】 3個月 移動變動性(週別收益率)

(單位：%)



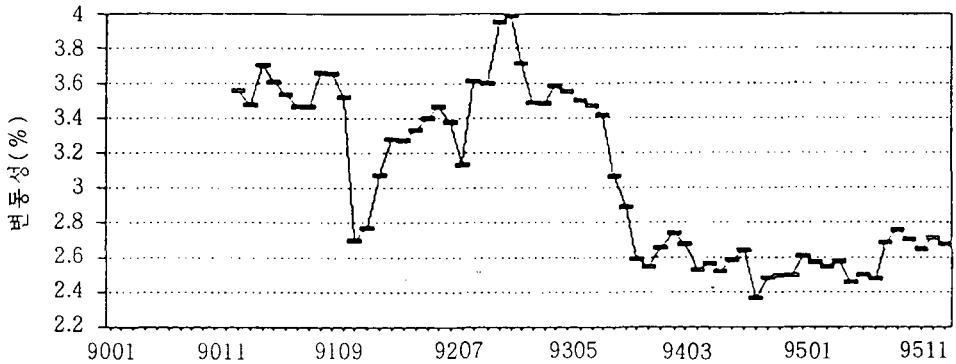
【圖 9】 6個月 移動變動性(週別收益率)

(單位：%)



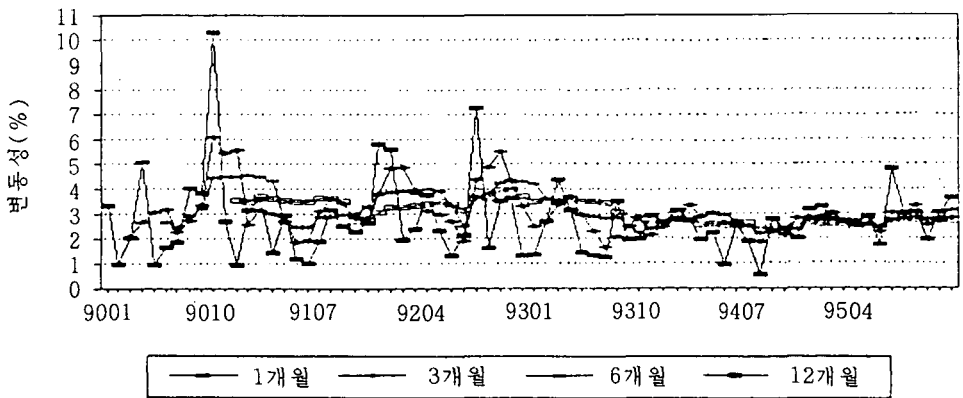
[圖 10] 12個月 移動變動性(週別收益率)

(單位：%)



[圖 11] 推定된 變動性的 變化推移(週別收益率)

(單位：%)



한편 일별수익률을 사용해서 추정 한 日別 變動性和 주별수익률을 사용하여 추정 한 週別 變動性을 같은 기간동안(예를 들면 연율)으로 환산했을 경우 얼마나 다른지를 비교하기 위해 變動性 比率檢定(volatility ratio test)을 행하여 보았다. 變動性 比率檢定은 일별수익률로 측정 한 變動性和 주별수익률로 측정 한 變動性 사이에 식 (3)의 관계가 성립하는지를 알아보는 방법으로 식 (3)을 다음과 같이 변형하여 검정에 사용한다.

$$VR(k) = \frac{VAR(1) \cdot \sqrt{k}}{VAR(k)} \dots\dots\dots (9)$$

이때  $VR(k)$ 의 값이 1보다 크다면 이는 日別變動性(daily volatility)을 週別變動性(weekly volatility) 추정치로 환산했을 때 이 값이 週別變動性보다 크다는 것을 의미한다.

〈表 4〉 歴史的 比率 檢定の 記述統計量

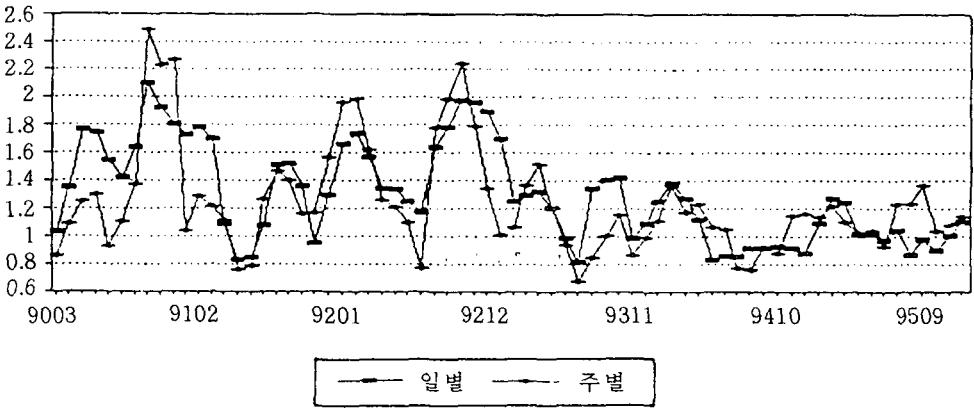
	평 균	표준편차	최 대 치	최 소 치
$\sigma(1)$	1.32	0.72	5.21	0.56
$\sigma(3)$	1.07	0.23	1.68	0.71
$\sigma(6)$	1.03	0.15	1.46	0.80
$\sigma(12)$	1.06	0.08	1.27	0.92

〈表 4〉는 變動性 비율검정의 수치를 요약한 결과인데  $VR(k)$ 의 값이 1보다 크게 나타나는 경향을 보이고 있다. 그러나  $\sigma(1)$ 을 제외한 나머지 추정치들은 일별수익률에 의한 變動性 推定値와 주별수익률에 의한 變動性 推定値의 차이가 미미한 것으로 나타나고 있다. 즉, 두 방법 사이에 큰 차이는 없는 것으로 보인다. 하지만  $VR(k)$ 의 값이 1보다 크다는 사실은 일별수익률간에 양(+)의 상관관계보다는 음(-)의 상관관계가 있음을 보여주고 있다. 따라서 상·하한가 제도가 존재함에 따라 나타날 수 있는 日別收益率 變動性의 과소추정 가능성, 또는 정보반영의 지연으로 인한 수익률간의 강한 양의 상관관계의 가능성이 있을 수 있다는 추론과는 오히려 반대되는 결과이다. 결과 중에서 추정기간을 1개월로 한  $\sigma(1)$ 의 경우에는 그 크기가 상당히 큰 수치를 보이고 있는데, 추정기간을 1개월로 하여 週別 變動性을 추정하는 경우 표본의 수가 너무 작아서 생긴 현상으로 보여진다. 어쨌든 이 결과는 추정기간을 1개월로 할 경우에는 어떤 수익률 자료를 사용하느냐에 따라 變動性 推定値가 크게 달라질 수 있음

을 시사하고 있다.

한편 [圖 12]는 주별수익률을 이용하여 측정한 週間 變動性を 日日 變動性으로 환산한 후, 일별수익률을 이용하여 측정한 變動性和 각월별로 비교한 것이다. 대상은  $VR(k)$ 의 값이 1에 가까운  $\sigma(3)$ 을 사용하였는데, 두 방법에 의한 變動性 推定值가 매우 유사한 형태를 보이고 있으나, 주별수익률을 사용하는 경우에 변동이 심한 것이 특징이다.

[圖 12] 週別收益率과 日別收益率( $\sigma(3)$ )의 推移 比較



나. 結合推定值에 의한 變動性

결합추정치를 이용한 變動性,  $C_t$ 는 개별추정치의 가중치를 구하기 위한 회귀 분석의 최소 관찰치를 필요로 하기 때문에 1993년 1월 이후의 36개 추정치를 구하였다.

결합추정치는 개별추정치의 예측오차 분산을 고려하여 가중치를 찾아내어 이 가중치로 결합하여 얻을 수 있는데, 다음에서 보여주는 결합추정치  $C(1)$ 은 다음 달의  $\sigma(1)$ 을 가장 잘 예측할 수 있는 가중치를 찾아내어 결합한 추정치이며  $C(3)$ 는 다음달의  $\sigma(3)$ 를,  $C(6)$ 는 다음달의  $\sigma(6)$ 를,  $C(12)$ 는 다음달의  $\sigma(12)$ 를 각각 가장 잘 예측할 수 있는 가중치를 찾아내어 결합한 추정치이다. 이때

가중치는 최근의 예측도가 높은 추정치에 가중치가 기하급수적으로 증가하도록 하여  $\lambda$ 값으로 1.04를 사용하였다.

〈表 5〉에서는 일별수익률로 추정된 歴史的 變動性을 이용한 결합추정치들의 기술통계량을 보여주고 있는데 그 평균은 〈表 2〉의 歴史的 變動性 推定值의 平均보다 작은 것이 특징이다. 결합추정치는 각 역사적 추정치의 가중평균이므로 그 표준편차가 작은 것이 특징이다. 즉, 결합추정치는 그 변화가 상대적으로 작고 안정적인 수치를 제공하고 있다.

〈表 5〉 結合推定值의 記述統計量(日別收益率)

(單位：%)

	평균(A)	표준편차(B)	B/A	최대치	최소치
C(1)	1.23	0.24	0.20	1.86	0.89
C(3)	1.22	0.29	0.24	2.02	0.82
C(6)	1.24	0.26	0.21	1.85	0.89
C(12)	1.27	0.22	0.17	1.70	0.98

〈表 6〉 結合推定值의 記述統計量(週別收益率)

(單位：%)

	평균(A)	표준편차(B)	B/A	최대치	최소치
C(1)	2.91	0.62	0.21	5.12	1.80
C(3)	2.89	0.70	0.24	5.03	1.70
C(6)	3.03	0.59	0.19	4.35	2.14
C(12)	2.97	0.46	0.15	4.00	2.32

#### 다. ARCH/GARCH에 의한 變動性

여기서는 일별수익률과 주별수익률을 이용하여 ARCH(1)모형과 GARCH(1,1)모형을 추정하였다. 일별수익률을 이용한 경우의 추정결과는 아래와 같다.

■ 일별수익률의 ARCH(1)의 추정 결과

$$R_t = 0.000062 + \varepsilon_t$$

(-0.02)

$$h_t = 0.000132 + 0.257\varepsilon_{t-1}^2$$

(28.73) (7.05)

■ 일별수익률의 GARCH(1,1) 추정 결과

$$R_t = -0.0000846 + \varepsilon_t$$

(-0.34)

$$h_t = 0.0000215 + 0.222\varepsilon_{t-1}^2 + 0.660h_{t-1}$$

(7.83) (7.37) (20.07)

추정기간 동안의 평균수익률은 ARCH/GARCH 모형에서 동일하게 음의 값을 갖는 것으로 추정되었으나  $t$ 값이 유의하지 못하여 수익률은 랜덤워크(random walk)를 보인다고 해석할 수 있다. 반면에 조건부 분산은 前期의 정보가 유용하게 이용될 수 있음을 보여주고 있다. ARCH(1)모형이나 GARCH(1,1) 모형에서 공히 前期의 정보가 이번 期の 變動性을 설명하는 데 유용한 것으로 나타났으며  $t$ 값도 매우 높은 것으로 나타났다.

그러나 주별수익률을 이용한 경우에는 ARCH(1)모형은 유용한 것으로 나타났으나 GARCH(1,1)모형은 MA 부분의 파라미터가 유의하지 못한 것으로 나타나 향후 분석에서 배제하기로 하였다.

■ 주별수익률의 ARCH(1)의 추정 결과

$$R_t = -0.00047 + \varepsilon_t$$

(-0.26)

$$h_t = 0.00081 + 0.199\varepsilon_{t-1}^2$$

(9.49) (3.06)

■ 주별수익률의 GARCH(1,1)의 추정 결과

$$R_t = -0.00051 + \epsilon_t$$

(-0.28)

$$h_t = 0.00078 + 0.197\epsilon_{t-1}^2 + 0.035h_{t-1}$$

(2.42)      (2.83)      (0.11)

〈表 7〉에서는 ARCH/GARCH모형에 의한 變動性 推定値의 記述統計量을 보여주고 있다. 變動性 推定値의 平均은 歷史的 變動性 方法에 의한 推定値와 유사한 것으로 나타났으나 變動性의 標準偏差는 ARCH 方法에 의하면 매우 작은 것으로 나타나 상대적으로 變動性이 안정적임을 보여주고 있다. 그러나 GARCH에 의한 경우에는 표준편차가 오히려 크게 나타나는데 이는 모형의 특성상 GARCH 추정치가 前期의 變動性 推定値에 훨씬 많이 의존하기 때문이다.

〈表 7〉 ARCH/GARCH 變動性 推定値의 記述統計量

(單位: %)

		평균(A)	표준편차(B)	B/A	최대치	최소치
ARCH	일별수익률	1.31	0.25	0.19	2.71	1.15
	주별수익률	3.15	0.45	0.14	6.84	2.85
GARCH	일별수익률	1.28	0.40	0.31	3.44	0.46

라. 其他 變動性

여기서는 종가 수익률자료에 의존하지 않고 시가, 고가, 저가, 종가 등의 일중자료를 이용하여 變動性을 추정하는 방법 중에서 일중 최고가와 최저가의 정보를 이용하여 추정하는 Parkinson 方法을 선택하여 變動性을 추정하였다. 이 變動性은 식 (10)과 같이 추정된다. 이때 자료는 1995년 1년 동안의 일중자료를 이용하여 추정하였다.

$$\sigma = \frac{0.627}{n} \sum_{i=1}^n \log(H_i/L_i) \dots\dots\dots (10)$$

그런데 일증자료를 이용하면 變動性은 증가자료로 측정된 變動性에 비하여 낮게 측정되는 특징이 있는 것으로 알려졌는데 이는 <表 8>의 推定結果에서도 확인되었다. 즉 증가로 추정된 變動性 推定値는 평균이 약 1.3%였으나 Parkinson 變動性은 평균이 약 0.8%로 나타나 40% 정도 낮게 측정되었다.

한편 증가로 추정한 變動性과 Parkinson 變動性의 상관관계를 살펴보면 일별수익률로 추정한 1個月 變動性과의 상관관계는 약 0.63으로 비교적 높은 것으로 나타났다. 그러나 變動性 推定期間이 길어질수록 상관관계는 낮아져서 12個月 變動性 推定値와는 -0.01의 상관관계를 보여준다. 또한 주별수익률로 추정한 1個月 變動性과의 相關關係는 0.48로 나타나고 추정기간이 길어질수록 상관관계가 낮아지는 것으로 나타나, 일증거래 자료를 이용하는 變動性 推定値와 歷史的 變動性 추정치와의 상관관계는 變動性 推定期間과 수익률계산빈도 (data frequency)가 짧을수록 높아지는 것을 알 수 있다.

<表 8> Parkinson 變動性 推定値

(單位：%)

연 월	變動性 推定値
1995년 1월	1.13
1995년 2월	1.16
1995년 3월	0.87
1995년 4월	0.90
1995년 5월	0.88
1995년 6월	0.62
1995년 7월	0.89
1995년 8월	0.69
1995년 9월	0.62
1995년 10월	0.10
1995년 11월	0.82
1995년 12월	0.99

## IV. 有用性 檢定

통계적으로 측정된 추정치의 유용성을 검증할 때에는 그 추정치의 예측력을 비교하고 예측력이 높은 것을 선택하는 것이 일반적이다. 이를 위해서는 예측을 위한 실제치(true value)가 필요한데, 이는 일정 예측기간 후의 수치로서 1개월 후의 주가지수 또는 3개월 후의 달러환율 등 예측하고자 하는 실제값을 말한다. 그러나 變動性의 경우 비교대상이 되는 실제치를 정하는 것이 쉽지 않다. 왜냐하면 가격변수와는 달리 특정 시점에서 수치가 존재하지 않을 뿐 아니라, 예측기간도 變動性을 어떤 목적으로 사용할 것인가에 따라 각각 다를 것이기 때문이다.

### 1. 豫測力의 單純比較

여기서는 임의로 예측기간을 정하여 그 기간동안 실제로 나타난 수익률의 표준편차를 실제치로 하고, 각 방법에 의해 추정된 變動性의 예측력을 비교하기로 한다. 옵션거래자들은 옵션基準物의 變動性을 추정하기 위해 歷史的 變動性을 이용할 경우 대상 옵션만기까지의 잔존기간과 비슷한 추정기간을 선택하여 變動性을 계산하는 방법을 많이 사용한다. 따라서 옵션만기까지의 잔존기간 동안의 價格變動性을 얼마나 잘 예측할 수 있는가가 중요하다. 여기서 變動性 推定時 사용했던 1개월, 3개월, 6개월, 12개월을 예측기간으로 사용하고 RMSE (root mean squared error)를 사용하여 예측력을 측정하기로 한다. 이때 예측력을 비교하는 기간은 1993년부터 1995년까지를 대상으로 하였는데 이는 결합 추정치가 1993년 이후에만 추정되었기 때문이다<sup>6)</sup>.

〈表 9〉에서는 일별수익률을 이용하여 각 방법에 의해 추정된 여러 가지 變動性의 豫測期間에 따른 예측오차를 보여주고 있다. 결과에 의하면 歷史的 變動性

6) 결합추정치를 계산하기 위해 1990년부터 1992년의 자료를 이용하여 회귀분석을 행했기 때문이다. 그러나 예측력을 비교하는 기간에 1993년 이전의 기간을 포함하여도 歷史的 變動性 推定值의 예측력 결과는 유사하게 나타났다.

性的 推定期間에 따른 예측력은 예측기간에 관계없이 추정기간이 긴 變動性 推定值의 豫測力이 높은 것으로 나타났다. 이는 예측기간에 대응하는 추정기간을 가진 추정치의 예측력이 높을 것이라는 기대와는 다른 결과이다. 즉, 1개월 동안의 향후 價格變動性에 대한 예측에서  $\sigma(1)$ 은 오히려 가장 낮은 예측력을 보이고 있으며 추정기간이 비교적 길어 안정적으로 추정된  $\sigma(6)$ 와  $\sigma(12)$ 가 평균적으로 작은 예측오차를 보여주고 있다. 이는 월별로 추정한 變動性的의 時系列資料 사이에는 유의한 상관관계가 존재하지 않으며 거의 랜덤하게 움직임을 시사하는 것으로 결국, 月別로 變動性을 관측할 경우에 최근의 자료가 향후 예측에 크게 유용하지 못함을 시사하고 있는 것이다.

한편 이론적으로 결합추정치는 개별추정치보다 많은 정보를 이용하기 때문에 예측력이 높은 것으로 알려져 있는데, 표에 나타난 결과에서도 결합추정치는 가장 높은 예측력을 보이고 있다. 특히, 향후 1개월 동안의 變動性 豫測에서는 가장 높은 예측력을 보이고 있다. 그러나 예측기간이 길어질 때 개별추정치보다 예측력이 떨어지는 경우도 발생하고 있는데 이는 결합추정치의 가중치를 구할 때 1개월 후의 자료만 이용했기 때문으로 보여진다.

〈表 9〉 各 變動性 推定值의 豫測誤差(日別收益率)

	1個月 變動性	3個月 變動性	6個月 變動性	12個月 變動性
$\sigma(1)$	0.42	0.38	0.34	0.32
$\sigma(3)$	0.39	0.28	0.25	0.23
$\sigma(6)$	0.36	0.28	0.25	0.24
$\sigma(12)$	0.37	0.27	0.23	0.26
$C(\cdot)^{1)}$	0.33	0.27	0.23	0.25
ARCH	0.40	0.33	0.31	0.30
GARCH	0.45	0.37	0.37	0.26

註 : 1) 예측기간에 대응되는 결합추정치를 사용하였음.

1. 분석기간은 1993.1~1995.11임.

ARCH/GARCH에 의한 추정치의 예측력은 條件附變動性의 시간변화에 따른 변동을 허용하는 등 실제 상황을 모형에 내재화하고 있어서 높은 예측력이 기대되었으나 예상 외로 높지 않은 것으로 나타났다. 그 중에서도 GARCH의 성과가 더 나쁘게 나타나고 있어 시계열 상관 정도를 이용한 株價指數 變動性 推定이 실제 예측에 크게 유용하지 못함을 보여주고 있다.

〈表 10〉은 주별수익률을 이용한 경우의 各 變動性 推定值의 豫測力을 나타내고 있는데 일별수익률을 이용한 경우의 결과와 매우 유사한 행태를 보이고 있어서 結合추정치의 예측력이 가장 높은 것으로 나타났다.

〈表 10〉 各 變動性 推定值의 豫測誤差(週別收益率)

	1個月 變動性	3個月 變動性	6個月 變動性	12個月 變動性
$\sigma(1)$	1.17	1.05	0.97	0.96
$\sigma(3)$	1.03	0.74	0.66	0.53
$\sigma(6)$	0.97	0.62	0.57	0.52
$\sigma(12)$	1.01	0.66	0.54	0.53
$C(\cdot)^{1)}$	0.93	0.68	0.53	0.51
ARCH	1.10	0.76	0.76	0.69

註: 1) 예측기간에 대응되는 結合추정치를 사용하였음.

1. 분석기간은 1993.1~1995.11임.

이 결과를 보면 최근의 자료가 유용한 정보를 제공하지 못하고 오히려 추정기간을 길게 하여 평균개념으로 추정된 變動性이 우월한 예측력을 보이고 있는 것으로 나타나고 있다. 그러나 실무적으로 짧은 추정기간을 이용한 變動性 推定值가 많이 이용되고 있는 점을 감안하여 시장상황이 다를 경우에 추정기간이 짧은 變動性 推定值의 유용성이 높아지는가를 알아보기로 한다. 이를 위해 호황일 때와 불황일 때의 各 變動性 推定值의 豫測結果가 어떻게 다르게 나타나는지를 비교하여 보기로 한다. 상승기와 하락기의 구분은 여러 가지 방법이 있으나 우선 분석기

간 동안인 1993년 1월부터 1995년 12월까지의 36개월중 월별 평균수익률이 양 (+)이면 상승기, 음(-)이면 하락기로 구분하여 분석하였다. 이렇게 구분하면 분석기간중 상승기는 18개월, 하락기는 17개월로 거의 비슷하게 나누어진다.

〈表 11〉에서는 상승기와 하락기로 구분하였을 경우<sup>7)</sup>, 1個月 變動性的 豫測 誤差를 보여주고 있는데 구분하지 않은 전체기간과 유사한 결과를 보여주고 있다. 즉 상승기와 하락기로 구분하여도  $\sigma(1)$ 의 예측성과는 두 기간에서 공히 가장 나쁜 것으로 나타났고, 상승기의 경우에는  $\sigma(6)$ 의 예측성과가, 하락기에는  $\sigma(12)$ 의 예측성과가 가장 좋은 것으로 나타났다. 그러나 상승기와 하락기의 예측력의 큰 차이는 발견하지 못하여 變動性 推定值의 豫測力이 시장상황에 따라 큰 차이가 없음을 보여주고 있다.

〈表 11〉 市場狀況에 따른 1個月 變動性 豫測誤差(上昇·下落期)

	상 승 기	하 락 기
$\sigma(1)$	0.40	0.44
$\sigma(3)$	0.33	0.43
$\sigma(6)$	0.32	0.39
$\sigma(12)$	0.35	0.39

註 : 1. 분석기간은 1993. 1~1995. 11임.

〈表 12〉 市場狀況에 따른 1個月 變動性 豫測誤差(上昇·下落·橫步期)

	상 승 기	하 락 기	횡 보 기
$\sigma(1)$	0.41	0.48	0.35
$\sigma(3)$	0.29	0.49	0.35
$\sigma(6)$	0.28	0.44	0.35
$\sigma(12)$	0.30	0.39	0.43

7) 상승기와 하락기 그리고 횡보기로 구분하기 위하여 이용한 분석기간 동안의 월평균 수익률은 0.0078이며  $\sigma$ 는 0.066이다.

상승기와 하락기를 좀더 확실하게 구분하기 위해 月收益率이(월평균 수익률  $+ (0.5\sigma)$ )를 초과하는 月은 上昇期로, (월평균 수익률  $- (0.5\sigma)$ )를 하회하는 月은 下落期, 그리고 나머지는 횡보기로 구분하여 동일한 분석을 행하였다. <表 12>에서는 상승기·하락기·횡보기로 구분하였을 경우 1個月 變動性의 豫測 誤差를 보여주고 있는데 이 경우에도 결과는 크게 달라지지 않는다. 다만 횡보기에  $\sigma(1)$ 의 예측성도가 개선되는 것으로 나타났으나 다른 추정치에 비해 월등한 것은 아니다. 결국 市場狀況에 따라 구분하여 예측력을 비교하여도  $\sigma(1)$ 의 豫測成果는 개선되지 못하고, 餘他 變動性 推定值에서도 상승기와 하락기에 예측력의 큰 차이를 발견하지 못하였다. 이는 變動性 推定值의 豫測力이 市場狀況에 따라 큰 차이가 없음을 보여주는 것이다.

## 2. 豫想危險 超過 頻度數 比較

變動性은 옵션상품의 危險을 평가하기 위해서도 사용된다. 예를 들어 투자기관이 Value at Risk와 같은 危險測定方法을 이용하거나 監督機關의 健全性 規制를 위하여 옵션의 위험을 평가할 필요가 있으며, 결제기관이 證據金 算定을 위해서도 옵션위험의 평가가 필요하다. 이 경우에는 향후 위험을 측정하고자 하는 기간 동안에 옵션으로부터 발생가능한 最大 損失可能額이 관심의 대상이 되며 이는 確率的인 概念으로 파악하게 된다. 이때 추정위험이 실제위험을 얼마나 잘 측정하는지에 따라 추정된 變動性의 有用性을 평가할 수 있을 것이다. 따라서 여기서는 推定된 變動性에 기초하여 위험을 산정한 경우, 豫想危險이 실제 위험을 초과하는 빈도가 원래의 가정보다 큰지 작은지를 비교하기로 한다.

이는 變動性을 이용하여 危險을 평가할 경우, 수익률이  $1\sigma$  이상 변동할 확률은 32% 이하이고,  $2\sigma$  이상 변동할 확률은 5% 이하이며,  $3\sigma$  이상 변동할 확률은 거의 없다는 통계이론을 이용하는 것이다. 예를 들면 특정시점에 추정된 日別 變動性이 1%였다면 향후 日別收益率이 2% 이상(즉,  $2\sigma$ )이 되는 경우는 예상된 확률인 5% 이하여야 하므로, 예상된 확률과 실제 나타나는 수익률을 비교하여 그 유용성을 검토하는 것이다.

그런데 이때 使用目的에 따라 危險을 측정하고자 하는 기간이 다를 것이기 때문에 두 가지 다른 방법에 의해 豫想危險 超過頻度を 측정하고자 한다. 첫째는 임의로 일정기간을 정하여 그 기간 동안에 收益率이 豫想危險을 초과하는 빈도를 측정하는 방법이고 둘째는 예측기간별로 그 기간 동안의 누적수익률이 예상위험을 초과하는 빈도를 측정하는 방법이다.

가. 一定期間 동안 豫想危險 超過頻度

〈表 13〉과 〈表 14〉는 첫번째 방법에 의하여 임의로 1개월을 정하여 그 기간 동안에 收益率이 豫想危險을 초과하는 頻度を 측정한 결과로서, 이 경우 예측기간은 收益率의 測定期間으로 해석할 수 있다. 즉, 日別收益率은 1일 후의 예상위험을 측정하는 지표로 이용되고 週別收益率은 1주 후의 예상위험을 측정하는 지표로 이용된다. 예를 들면 1993년 1월 초에 日別收益率을 이용하여 추정된 變動性이 1.3%라면 1993년 1월 동안 일별수익률이 1.3% ( $1\sigma$ ) 이상 상승하거나 하락한 횟수와 2.6% ( $2\sigma$ ) 이상 등락한 횟수, 3.9% ( $3\sigma$ ) 이상 등락한 횟수를 각각 측정하는 것이다. 이때 1개월 동안의 變動性은 月初에 추정된 變動性으로 일정하다는 가정하에 횟수를 측정한다. 이를 좀더 정확하게 측정하려면 매일매일의 變動性 推定値를 다시 구하고 이를 이용하여 바로 그 다음날의 收益率과 비교해야 할 것이다. 그러나 여기서는 變動性 觀測期間을 月別로 했기 때문에 앞의 방법을 사용한다.

〈表 13〉에 의하면 實際 收益率이  $1\sigma$ 의 예상위험(즉, 68%)에 가장 근접한 推定値는  $\sigma(1)$ 이며 그 외 추정치들은  $\sigma$ 를 과대평가한 것으로 나타났으며, 특히 推定期間이 길수록  $\sigma$ 를 더 과대평가하는 것으로 나타났다.  $2\sigma$ 의 豫想危險 (95%)의 경우에는 추정기간이 비교적 긴  $\sigma(6)$ ,  $\sigma(12)$ 와 結合推定値가 豫想危險에 가장 근접한 추정치인 것으로 나타났으며 추정기간이 짧은  $\sigma(1)$ ,  $\sigma(3)$ 는  $\sigma$ 를 과소평가하고 있고 ARCH에 의한 推定値는  $\sigma$ 를 과대평가하는 것으로 나타났다.  $3\sigma$ 의 예상위험(99.7%)의 경우에는 추정기간이 긴  $\sigma(12)$ 가 豫想危險에 가장 근접했으며, 결합추정치와 ARCH도 비교적 근접한 추정치를 제공하고 있는 것으로 나타났으나 기타 추정치들은  $\sigma$ 를 과소평가하고 있는 것으로 나타났다.

〈表 13〉 1個月 동안의 豫想危險 超過頻度(日別收益率)

	1σ	2σ	3σ
σ(1)	282(0.33)	69(0.08)	12(0.014)
σ(3)	255(0.30)	52(0.06)	10(0.012)
σ(6)	247(0.29)	40(0.05)	8(0.009)
σ(12)	224(0.26)	33(0.04)	3(0.004)
C(1)	245(0.28)	41(0.05)	5(0.006)
ARCH	177(0.21)	22(0.03)	2(0.002)
GARCH	222(0.26)	39(0.05)	7(0.008)

註：분석기간은 1993. 1 ~ 1995.12임.

이는 달리 해석하면 收益率의 分布가 정규분포보다 꼬리가 두꺼운(fat-tail)분포를 하고 있음에 기인한다고 볼 수도 있다.

〈表 14〉 1個月 동안의 豫想危險 超過頻度(週別收益率)

	1σ	2σ	3σ
σ(1)	52(0.36)	18(0.12)	12(0.083)
σ(3)	47(0.32)	11(0.08)	3(0.021)
σ(6)	44(0.30)	11(0.08)	2(0.014)
σ(12)	44(0.30)	8(0.06)	0(0.000)
C(1)	46(0.32)	10(0.07)	2(0.014)
ARCH(1)	36(0.25)	4(0.03)	0(0.000)

註：분석기간은 1993. 1 ~ 1995.12임.

일반적으로 危險評價에 사용하는 豫想危險은 2σ에서 3σ 사이의 경우가 대부분인데 〈表 13〉과 〈表 14〉의 결과는 σ(12)와 結合推定値가 2σ에서 3σ 사이에서

가장 豫想危險에 근접한 추정치를 제공하는 것으로 나타나, 이들이 危險評價에 가장 유용한 정보를 제공하는 추정치로 사용될 수 있음을 시사하고 있다.

#### 나. 豫測期間別 豫想危險 超過頻度

이는 특정시점에 日別收益率을 이용하여 추정된 變動性을  $\sigma$ 라고 할 때 일정 기간 후, 이를테면  $t$ 일 후의 豫想危險을  $\sigma\sqrt{t}$ 와 같다고 가정하고  $t$ 일간의 누적수익률이 예상위험을 초과하는 頻度を 측정하는 것이다.

예를 들면 1993년 1월 3일 추정된 變動性이 1%라면 2주 후의 豫想危險은  $1\sigma = 3.46\% (=1\% \times \sqrt{12})$ 로 정하고 실제 1993년 1월 3일부터 2주 동안의 누적수익률이  $1\sigma, 2\sigma, 3\sigma$ 를 초과하는 頻度數를 측정하는 것이다. 만약 3개월 후의 豫想危險 超過頻度を 측정하고자 한다면 예상위험은  $1\sigma = 8.48\% (=1\% \times \sqrt{72})$ 로 정하고 실제 1993년 1월 3일부터 3개월 동안의 누적수익률이  $1\sigma, 2\sigma, 3\sigma$ 를 초과하는 빈도수를 측정하는 것이다.

〈表 15〉에서는 豫測期間에 따라 실제 價格變動이 豫想危險을 초과한 빈도를 측정하는 결과를 보여주고 있다. 〈表 15〉에서  $1\sigma$ 의 豫想危險과 實際 收益率을 비교할 때 나타난 가장 두드러진 특징은 豫測期間이 길어질수록 실제 수익률의 豫想危險 超過頻度數가 증가한다는 점이다. 그러나 모든 推定方法에서 공통적으로 발견되는 이 특징은  $1\sigma$ 를 기준으로  $t$ 일 후  $1\sigma$ 의 價格變動性을  $1\sqrt{t}$ 로 측정하면 위험이 과소평가될 수 있다는 것을 나타내는 것이 아니라, 추정된 변동성이 시간이 지남에 따라 그 유용성이 감소한다는 것을 시사하고 있다. 즉  $t$ 일 동안의 변동성을  $\alpha\sqrt{t}$ 로 사용할 경우에는 너무 오래 전에 추정된(outdated)  $\sigma$ 의 사용은 피하는 것이 좋을 것을 시사하고 있다. 이러한 사실은 상대적으로 update의 필요성이 덜한 推定期間이 긴  $\sigma$ 를 사용할수록 예상위험 초과빈도가 작게 나타나고 있는 현상에서 더 뒷받침되고 있다.

$2\sigma$ 의 豫想危險에서는 추정기간이 짧은  $\sigma(1)$ 과  $\sigma(3)$ 를 사용할 경우 예측기간이 길어짐에 따라 豫想危險 超過頻도가 가정보다 훨씬 높게 나타나 적절한 추정치가 되지 못하는 것으로 보여진다. 한편 여타 추정방법에 의한 추정치들은

〈表 15〉 豫測期間別 豫想危險 超過頻度

		2주 [420]	1개월 [863]	2개월 [1,728]	3개월 [2,545]	6개월 [4,695]	12개월 [7,634]
$\sigma(1)$	1 $\sigma$	145 (0.35)	312 (0.36)	699 (0.41)	1,013 (0.40)	2,017 (0.43)	3,787 (0.50)
	2 $\sigma$	26 (0.06)	71 (0.08)	200 (0.12)	325 (0.13)	681 (0.15)	1,402 (0.14)
	3 $\sigma$	6 (0.014)	11 (0.013)	25 (0.014)	50 (0.02)	81 (0.017)	131 (0.017)
$\sigma(3)$	1 $\sigma$	126 (0.30)	279 (0.32)	665 (0.38)	960 (0.38)	1,936 (0.41)	3,639 (0.48)
	2 $\sigma$	19 (0.05)	52 (0.06)	145 (0.08)	226 (0.09)	423 (0.09)	626 (0.08)
	3 $\sigma$	2 (0.005)	5 (0.006)	5 (0.003)	5 (0.002)	7 (0.001)	11 (0.001)
$\sigma(6)$	1 $\sigma$	126 (0.30)	279 (0.32)	641 (0.37)	906 (0.36)	1,768 (0.38)	3,390 (0.44)
	2 $\sigma$	12 (0.03)	40 (0.05)	107 (0.06)	194 (0.08)	372 (0.08)	449 (0.06)
	3 $\sigma$	0 (0.000)	1 (0.001)	1 (0.0006)	3 (0.0012)	3 (0.0006)	3 (0.0004)
$\sigma(12)$	1 $\sigma$	118 (0.28)	261 (0.30)	610 (0.35)	870 (0.34)	1,680 (0.36)	3,097 (0.41)
	2 $\sigma$	9 (0.02)	24 (0.03)	58 (0.03)	97 (0.038)	143 (0.03)	148 (0.02)
	3 $\sigma$	0 (0.000)	0 (0.000)	0 (0.00)	0 (0.00)	0 (0.00)	0 (0.00)
C(1)	1 $\sigma$	128 (0.30)	284 (0.33)	656 (0.38)	940 (0.37)	1,841 (0.39)	3,510 (0.46)
	2 $\sigma$	13 (0.03)	38 (0.04)	100 (0.06)	176 (0.07)	279 (0.06)	319 (0.04)
	3 $\sigma$	0 (0.000)	0 (0.000)	0 (0.00)	0 (0.00)	0 (0.00)	0 (0.00)
ARCH	1 $\sigma$	106 (0.25)	220 (0.25)	524 (0.30)	779 (0.31)	1,531 (0.33)	3,106 (0.41)
	2 $\sigma$	5 (0.01)	13 (0.02)	27 (0.02)	45 (0.018)	66 (0.14)	92 (0.01)
	3 $\sigma$	0 (0.000)	0 (0.000)	0 (0.00)	0 (0.00)	0 (0.00)	0 (0.00)
GARCH	1 $\sigma$	120 (0.29)	250 (0.29)	600 (0.35)	877 (0.34)	1,724 (0.37)	3,393 (0.44)
	2 $\sigma$	15 (0.04)	43 (0.05)	95 (0.06)	155 (0.06)	240 (0.05)	355 (0.05)
	3 $\sigma$	2 (0.005)	5 (0.006)	5 (0.003)	8 (0.003)	16 (0.003)	16 (0.002)

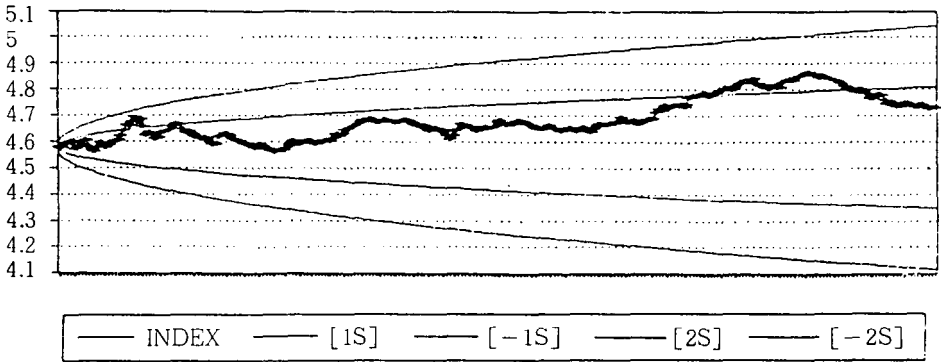
註 : 분석기간은 1993. 1~1995. 12이며, [ ] 안의 숫자는 총관찰치수, ( ) 안의 숫자는 총관찰치대비 비중을 나타냄.

豫想危險에 근접한 추정치를 보이고 있으나 ARCH에 의한 추정치는 豫想危險超過頻度數가 작게 나타나서  $\sigma$ 를 과대평가하고 있는 것으로 나타났다.

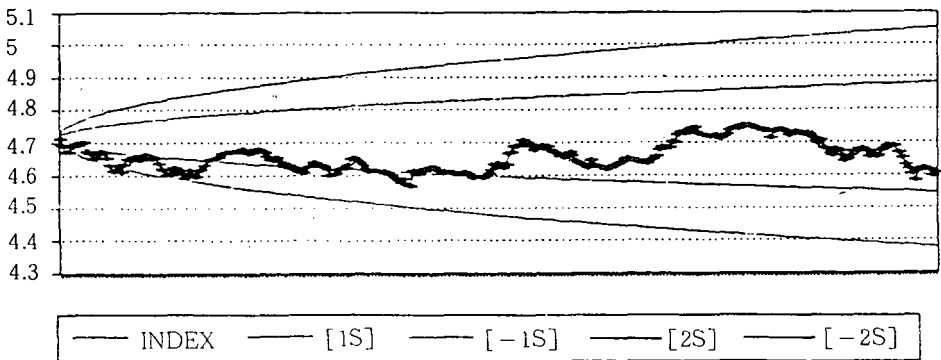
3 $\sigma$ 의 경우에는 豫測期間이 길어질수록 오히려 1 $\sigma$ 의 경우와는 달리 豫想危險超過頻度數가 작아지는 경향을 보이고 있다. 또한  $\sigma(1)$ 을 제외하고는 대부분 예상위험에 비해 실제 가격변동이 작게 나타나고 있다. 특히,  $\sigma(12)$ 와 결합추정치, ARCH 등은 3 $\sigma$  이상 價格變動이 일어난 경우가 1년 동안 한 번도 발생

하지 않는 것으로 나타났다. 이 결과를 <表 13>의 1개월 동안 豫想危險 超過 頻度와 비교하여 해석하면 일정기간 동안의 價格變動(누적수익률)이 실제로  $3\sigma$  이상 변화할 가능성은 1일 가격변동이  $3\sigma$ 를 초과할 위험에 비해 훨씬 작다는 것을 보여주는 것이다. [圖 13]에서 [圖 16]은 1994년과 1995년 초에 각 1년 동안 實際 價格變動이  $1\sigma$ ,  $2\sigma$ 의 예상위험을 얼마나 초과하는지를 예로 보여주고 있다.

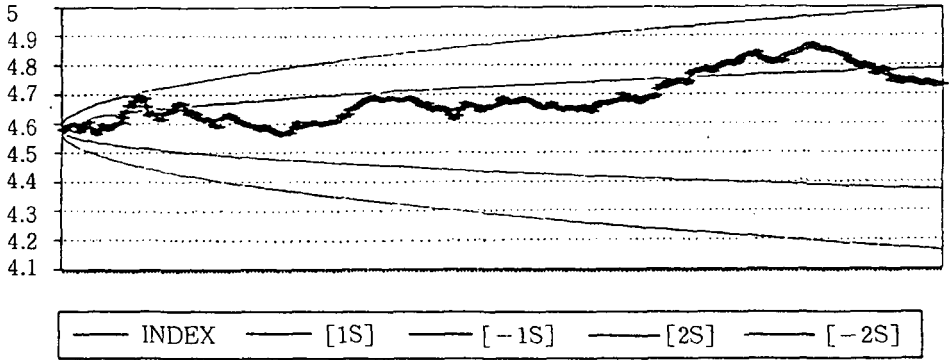
[圖 13] 12個月 實際 價格變動과 豫想危險( $\sigma(1)$ , 1994)



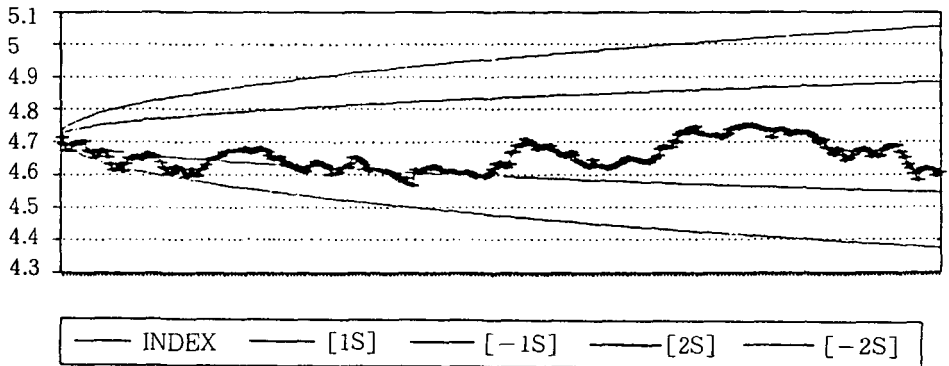
[圖 14] 12個月 實際 價格變動과 豫想危險( $\sigma(1)$ , 1995)



【圖 15】 12個月 實際 價格變動과 豫想危險( $\sigma(12)$ , 1994)



【圖 16】 12個月 實際 價格變動과 豫想危險( $\sigma(12)$ , 1995)



## V. 活用方案

變動性的 推定方法은 매우 다양하여 여러 가지 推定值를 얻을 수 있는데 어떤 방법에 의한 추정치가 가장 유용한 것인가는 變動性을 어떤 目的으로 사용할 것인가에 따라 다르다. 이하에서는 내부위험의 평가, 감독기관의 금융기관에 대한 건전성 규제, 증거금 산정의 기준, 옵션가격의 평가 등 使用目的에 따라 어느 變動性이 有用한지를 검토한다.

## 1. 内部危險의 評價目的<sup>8)</sup>

각 기업이 内部危險 評價用으로 VAR 또는 RAROC 등과 같은 危險測定方法에 變動性 推定値를 사용하는 경우로서 이들 방법은 일정기간 동안 投資商品의 포지션으로부터 발생할 수 있는 損失의 可能性을 확률로 표현하고 있다. 예를 들어 95% 확률하에서 1일간의 VAR이 5백만원이라면 이는 현재 資產價値가 향후 1일 동안 변동하여 損失이 5백만원 이하가 될 확률이 95%이고 손실이 5백만원 이상이 될 확률이 5%라는 것을 의미한다. 따라서 이 경우에는 1일간의 VAR 또는 1주일간의 VAR 등이 계산되었을 때, 적절한 危險評價를 위해 실제 그 기간 동안의 損失額이 계산된 VAR을 초과하는 頻度가 가정된 確率( $1\sigma$ 는 68%,  $2\sigma$ 는 95%,  $2.33\sigma$ 는 99%)에 가장 근접한 變動性 推定値가 필요하게 된다. 그런데 기업의 内部危險評價는 매일매일 이루어지는 것이 통상적이어서 危險測定期間은 매우 短期인 것이 특징이다. 또한 豫想損失額을 추정할 때에도 VAR의 경우 95%( $2\sigma$ )의 확률로, RAROC의 경우에는 99%( $2.33\sigma$ )의 확률을 사용하는 것이 일반적이어서  $2\sigma$ 와  $3\sigma$  사이에서 豫想危險에 가장 근접한 추정치를 찾는 것이 유용할 것이다.

예를 들어 95%의 確率로 1일 VAR을 계산할 경우  $\sigma(1)$ 을 추정치로 이용한다면, <表 13>의 결과는  $\sigma(1)$ 이 1일 VAR의 추정치로 적합하지 못함을 보여주고 있다. 즉, 表에 따르면 분석기간인 1993년 1월부터 1995년 12월중 日別 收益率(日別 損失可能額)은 1일 VAR을 69회 초과하고 있는 것으로 나타나고 있는데, 이는 確率的으로 8%에 달하는 것으로서  $2\sigma$ 의 가정된 확률 5%보다 크다. 따라서  $\sigma(1)$ 을 이용하여 VAR을 계산하면 실제 위험을 과소평가하게 된다. 반면에 ARCH에 의한 추정치를 사용했다면 같은 기간 日別收益率이 1일 VAR을 초과하는 횟수는 22회이고 確率的으로는 3%에 불과한 것으로 나타나고 있다. 이는 實際 價格變動에 따른 損失危險이 가정된 확률보다

8) 강종만·이준행·최홍식(1997)은 금융기관의 시장위험 측정 방법으로 VAR 측정기법을 비교·평가하고 VAR의 활용성과 한계점을 논의하고 있다.

낮은 것이어서 바람직한 것으로 생각할 수 있으나 VAR을 추정하는 경우 바람직한 것은 아니다. 왜냐하면 VAR의 목적은 危險을 가장 적절히 평가하는 것이므로, 확실적인 가정에 근접해야만 각 危險資產에의 적절한 資金配分을 이룰 수 있고 또한 危險調整收益率 등의 평가에도 효율적으로 이용될 수 있기 때문이다.

분석결과에 따르면  $2\sigma$ 와  $3\sigma$  사이에서  $\sigma(1)$ 과  $\sigma(3)$ 는 實際 價格變動危險을 과소평가하고 있으며 ARCH는 실제 가격변동위험을 과대평가하는 경향을 보이고 있기 때문에 적절한 VAR 등의 계산에 적합하지 못한 것으로 판단된다. 따라서 豫想危險에 가장 근접한 결과를 보이는  $\sigma(6)$ ,  $\sigma(12)$ , 結合推定値와 GARCH를 사용하여 內部危險을 평가하는 것이 유용할 것으로 판단된다.

그러나 <表 13>의 결과도 매일 매일 새로운 變動性を 추정한 것이 아니라 月別로 새로운 變動性を 추정했기 때문에 1개월 동안의 변동성은 일정하다는 것을 가정하는 데 한계가 있다. 또한 VAR이나 RAROC 등을 산출할 때 投資資產의 保有期間 동안의 價格變動危險에 관심을 가지는 경우도 많이 있다. 이러한 경우에는 일정기간 후의 예상위험을 나타내 주는 <表 15>의 결과가 유용하다. <表 15>에서도 推定期間이 짧은 變動性 推定値는 예상되는 위험을 초과하는 빈도수가 크게 나타나 위험을 과소평가하고 있으며 推定期間이 길어질수록 그 頻度數가 줄어드는 것으로 ARCH 추정치는 危險을 과대평가하는 것으로 나타났다.

결국, 企業의 內部危險 評價目的에 추정기간이 짧은 變動性 推定値(예를 들면  $\sigma(1)$ )를 사용하는 것에는 신중을 기해야 할 것이며, ARCH를 사용할 경우에는 危險이 지나치게 保守的으로 推定된다는 점을 기억해야 할 것이다. 반면에 결합추정치와 GARCH 추정치는 豫想危險에도 근접하고 있으며, 추정치의 성격상 단기간에 걸친 급격한 가격변동이 발생할 경우에도 이에 대처하는 능력이 우월한 것으로 보여져 企業의 내부위험 평가시에 유용할 것으로 보여진다.

## 2. 監督機關의 健全性 規制目的

이는 監督機關이 각 金融機關의 自己資本對比 危險資產의 規模를 적정수준 이하로 유지하도록 규제할 때 각 기관 保有資產의 危險을 평가하기 위해 變動性を 사용하는 경우이다. 監督機關의 危險評價는 일정기간 동안의 최대손실발생 가능액을 추정하는 것으로 기업처럼 危險을 매일 매일 평가하기가 어려운 危險評價期間이 길어질 뿐 아니라 파산가능성을 염두에 두고 위험을 평가해야 하기 때문에 상당히 保守的으로 추정되어야 할 것이다. 따라서 실제 손실이 예상되는 최대손실발생 가능액을 될 수 있으면 초과하지 않도록 기준을 설정하는 것이 중요하다.

〈表 15〉에서는 變動性的의 推定期間이 길수록 예상위험을 초과하는 빈도가 작게 나타나는 것을 보여주고 있다. 또한 表에서  $1\sigma$ 의 경우에는 危險評價期間이 길어질수록 豫想危險 超過頻度가 커지고 있으나, 보수적인 위험평가 기준인  $3\sigma$ 의 경우를 보면 위험평가기간이 길어질수록 예상위험의 초과빈도가 작게 나타나고 있다. 이는  $3\sigma$ 의 기준을 사용하면 부득이한 경우에 危險評價期間이 예상보다 길어지더라도 위험이 과소평가될 가능성이 없다는 것을 시사하고 있다. 따라서 추정기간이 가장 긴  $\sigma(12)$ 를 이용하여 추정한 추정치의  $3\sigma$ 를 危險評價의 基準으로 사용하는 것이 유용할 것으로 보여진다. 물론 ARCH나 結合推定値도 위험을 매우 보수적으로 추정하기는 한다. 그러나 監督機關이 사용하는 推定方法은 이용과 이해가 쉽도록 단순해야 하며, 위험평가 기준이 되는 變動性を 자주 추정하기가 어려운 현실을 감안한다면 추정치의 변화폭이 작아야 할 것이다. 따라서 ARCH나 結合推定値보다는  $\sigma(12)$ 가 유용할 것이다.

분석결과에 따르면  $\sigma(12)$ 를 사용할 경우 1년 이내에  $3\sigma$  이상 價格이 變動할 確率이 전무한 것으로 나타난 점을 감안하면  $\sigma(12)$ 로 추정된 變動性 推定値의 3배를 평가기간( $\sqrt{T}$ )으로 조정한 후 예상되는 최대 손실발생가능액 평가에 사용하는 것이 유용할 것이다.

### 3. 證據金 水準의 算定目的<sup>9)</sup>

증거금 산정시 고려할 사항은 지나치게 높은 證據金 水準은 市場의 效率性を 떨어뜨리고 너무 낮은 증거금 수준은 빈번한 마진콜(margin call) 등을 야기하여 市場의 安定性を 떨어뜨리게 된다는 점이다. 과거에는 증거금 수준을 결정할 때 商品別로 證據金을 산정하였는데 이 경우 증거금 수준은 지나치게 保守的으로 결정되어 效率的이지 못하다는 연구에 따라, 많은 청산소들이 포트폴리오의 전체 危險을 평가하여 證據金을 결정하는 제도를 채택하여 운영하는 추세이다. 이와 관련하여 적정 증거금 수준을 결정하는 데 가장 중요한 요인은 예상되는 價格變動性이므로 일정기간 동안 價格의 變動性이 클수록 청산소를 보호하는 데 필요한 증거금 수준을 더욱 높여야 한다. 적정 증거금 수준은 市場에 따라 다르고 證據金 算定方法에 따라 서로 다르지만 價格變動의 98~99%를 커버할 만큼 보수적으로 산정되어야 할 것이다.

이러한 점을 고려한다면 적정 증거금 산정시에 유용한 價格變動性 推定値는 實際價格變動이 예상되는 가격 변동을 잘 반영하여야 하며 급작스러운 큰 가격 변동시에도 혼란이 야기되지 않는 수준이 되어야 할 것이다. 그러나 이러한 급격한 價格變動을 지나치게 우려하여 證據金 水準을 너무 과다하게 결정할 경우 시장 유동성을 저해할 수 있기 때문에 주의를 요한다.

증거금의 산정은 日日精算方法에 의하고 즉시 납입해야 하기 때문에 日別 危險을 알 수 있는 <表 13>의 결과가 유용하게 이용될 수 있다. 이 결과에 따르면 추정기간이 짧은  $\sigma(1)$ ,  $\sigma(3)$  등은 危險을 과소평가하는 경향이 있어 사용하지 않는 편이 나올 것으로 보여진다. 12개월 移動 變動性 推定値인  $\sigma(12)$ 와 結合推定値는 豫想危險에 근접한 추정치를 제공하는 것으로 나타났으며 ARCH는 위험을 과대평가하는 것으로 나타나 모두 사용이 가능할 것이다. 즉, ARCH를 사용하면 마진콜이 발생할 確率이 훨씬 작다는 것을 의미하는데, 얼마나 자주

9) 최홍식(1997)은 안전성을 보장하는 최소한도의 증거금 수준 결정문제를 가격 확률과정의 첫 도달시간(first passage time) 문제로 인식하여 적정증거금 수준을 결정하는 방법을 제시하고 있다.

마진콜을 허용할 것인가는 판단의 문제이기 때문에 어느 추정치의 사용이 우월하다고 결론지을 수는 없다. 다만 향후 株價의 價格變動幅이 확대될 가능성을 감안한다면, 갑작스러운 가격변동이 일어날 경우 ARCH가 이에 대처하는 능력이 뛰어나다는 점이 추가적으로 고려될 수 있을 것으로 보여진다.

한편 옵션과 관련된 證據金 算定時 추가적으로 중요하게 고려되어야 할 사항은 基礎資産과 옵션價格의 관계가 非線形이므로 기초자산가격의 변화뿐 아니라 變動性的의 變化도 감안해야 한다는 것이다. 이 경우에도 保守的 基準을 사용한다면 變動性的의 變化가 가장 큰  $\sigma(1)$ 의 標準偏差를 증거금 산정시 고려하는 것이 유용할 것으로 보여진다.

#### 4. 옵션價格의 評價目的

옵션價格을 평가할 때 요구되는 變動性 推定値는 옵션 만기까지 잔존기간 동안의 實際 價格變動性이다. 따라서 옵션가격 평가목적으로 사용되는 變動性的의 有用性은 옵션 만기까지 잔존기간 동안의 價格變動性을 얼마나 잘 예측할 수 있는냐가 관건이다.

〈表 9〉와 〈表 10〉에 따르면 變動性 推定期間을 옵션 만기까지의 잔존기간과 일치시킨 경우 豫測力은 기대와는 달리 낮은 것으로 나타났다. 특히 推定期間이 짧은  $\sigma(1)$ ,  $\sigma(3)$ 의 추정치의 豫測力이 낮은 것으로 나타나 일률적으로 옵션 잔존기간과 추정기간을 일치시키는 것은 옵션價格評價에 바람직하지 못함을 시사하고 있다. 또한 외국의 경우에 變動性을 예측하는 데 유용한 것으로 알려진 ARCH/GARCH의 방법도 기대와는 달리 豫測力이 낮은 것으로 나타났다. 반면에 비교적 推定期間이 긴  $\sigma(12)$ 는 豫測期間에 관계없이 비교적 높은 예측력을 보여주고 있는데, 이러한 결과는 月別로 추정된 變動性的의 時系列資料가 거의 랜덤하게 움직이고 있어 추정기간을 길게 하여 平均概念으로 추정한 變動性이 우월한 예측력을 보이고 있음을 보여주는 것이다.

한편 최근의 변동성이 클 경우 향후 변동성도 클 것이라는 것이 일반적으로 받아들여지는 變動性的의 特性임을 감안하여, 推定期間을 2주로 짧게 하여 變動

性 推定値의 유용성을 분석하였으나 추정기간이 짧은 변동성 추정치의 유용성을 확인할 수 없었다. 推定期間이 超短期(예를 들면 1주일 이내)인 경우, 變動性 豫測에 추정기간이 짧은 變動性 推定値의 유용성이 커질 수 있을 것이란 추측은 가능하지만 지금으로서는 확인할 방법이 없다. 향후 옵션이 도입되면 옵션의 內在變動性을 이용하여 이러한 추측에 대한 검증이 가능할 것이다.

그러나 많은 정보를 이용하는 結合推定値는 예상대로 가장 높은 豫測力을 보여주고 있어서 적절한 加重値를 선택한다면 옵션가격 평가시 유용하게 사용될 수 있음을 시사하고 있다.

## VI. 結 論

국내에도 株價指數先物 및 옵션시장이 개설되어 활발히 거래가 이루어지고 있다. 이러한 주식관련 파생금융시장은 기초시장인 주식시장에 내재하고 있는 株價 變動性을 관리하기 위하여 생성된 시장이다. 따라서 정확한 주가 변동성의 예측은 성공적인 危險管理의 출발점이라 할 수 있다.

本 研究에서는 주식 수익률의 변동성을 측정하는 방법으로 역사적 자료에 의한 방법, GARCH 모형에 의한 방법, 결합예측모형에 의한 방법, 일중자료에 의한 방법들을 논의하고 이들 방법을 이용하여 실증적으로 KOSPI 200 주가지수의 변동성을 추정하였다. 變動性 推定値의 豫測力을 살펴본 결과, 역사적 변동성의 경우 추정기간이 긴 변동성 추정치의 예측력이 높은 것으로 나타났으며, 다른 추정 방법보다도 결합추정방법의 변동성 예측력이 가장 높은 것으로 나타났다.

각 변동성 추정방법은 變動性의 活用目的에 따라 그 유용성이 달라질 수 있기 때문에 사용목적에 따라 적합한 변동성 추정치를 제시하여 보았다. 企業의 內部危險評價目的으로는 추정기간이 긴 역사적 변동성, 결합변동성과 GARCH 추정치를 사용하는 것이 유용하다. 특히 결합추정치와 GARCH 추정치는 성격상 단기간에 걸친 급격한 가격변동이 발생하는 경우에도 이에 대처하는 능력이

우월한 것으로 평가되어 기업의 내부위험 평가시 유용할 것이다.

監督機關의 健全性 規制目的으로 사용되는 변동성의 경우에는 될 수 있으면 실제 손실이 예상되는 최대 손실발생 가능액을 초과하지 않도록 변동성 기준을 설정하는 것이 중요하다. 따라서 변동성 추정치의 변동폭이 크지 않고 추정기간이 긴 역사적 변동성 추정치의 3배를 위험평가의 기준으로 사용하는 것이 바람직할 것이다.

適正證據金 算定時에 유용한 가격변동폭 추정치는 급작스러운 큰 가격변동시에도 혼란이 야기되지 않는 수준으로 설정하는 것이 바람직하며 추정기간이 긴(12개월 정도) 역사적 추정치, 결합추정치 및 ARCH 추정치를 사용하는 것이 유용하다는 결론을 얻고 있다.

옵션評價에는 옵션만기까지 잔존기간 동안의 가격변동성을 얼마나 정확하게 예측하느냐가 관건이라 할 수 있다. 그러나 추정결과에 따르면 변동성 추정기간을 옵션 만기까지의 잔존기간과 일치시킨 경우 예측력이 기대와는 달리 낮은 것으로 나타났으며 오히려 예측기간에 관계없이 추정기간을 길게 하여 평균개념으로 추정한 역사적 변동성이 우월한 예측력을 보이고 있다.

本 研究에 제시한 결론들은 비교적 단기간(1990. 1 ~ 1995. 12)에 걸친 실증결과를 바탕으로 도출된 것이다. 향후 장기간에 걸친 자료를 바탕으로, 그리고 다양한 내재적 변동성 추정방법들을 이용하여 옵션가격에서 변동성을 추정하는 등 변동성 사용 목적에 적합한 변동성 추정에 끝없는 노력이 요구된다 하겠다.

## 參 考 文 獻

- 강종만·이준행·최홍식, 「金融機關의 市場危險 測定과 管理」, 1997년도 금융학회 춘계 학술대회 논문집, 1997. 3.
- 崔興植, 「證據金의 市場安定化 機能과 適正水準」, 崔洸·李基榮(編), 『韓國의 財政과 金融』, 鄭永儀 理事長 華甲 紀念 論文集, 1997. 5, pp. 713~743.
- Akgiray, V., "Conditional Heteroscedasticity in Time Series of Stock Returns : Evidence and Forecasts," *Journal of Business*, Vol. 62, No. 1, 1987, pp. 55~80.
- Bollerslev, T., "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, Vol. 31, 1986, pp. 307~327.
- \_\_\_\_\_, "A Conditional Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return," *Review of Economics and Statistics*, 1987, pp. 542~547.
- Box, G. E. P. and G. M. Jenkins, *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Holden-Day, 1976.
- French, K. R., G. W. Schwert and R. F. Stambaugh, "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial Economics*, Vol. 19, 1987, pp. 3~39.
- Garman, M. B. and M. J. Klass, "On the Estimation of Security Price Volatilities from Historical Data," *Journal of Business*, Vol. 53, 1980, pp. 67~78.
- Parkinson, M., "The Extreme Value Method for Estimating the Variance of the Rate of Return," *Journal of Business*, Vol. 53, 1980, pp. 61~65.
- Park, T. K., "Forecasting Stock Return Volatilities: An Investigation of

Alternative Methods," *Doctoral Dissertation, Indiana University*, August 1990.

Poterba, J. M. and L. H. Summers, "The Persistence of Volatility and Stock Market Fluctuations," *American Economic Review*, Vol. 76, No. 5, December 1986, pp. 1142~1151.

Schwert, G. W., "Why Does Stock Market Volatility Changes over Times," *Journal of Finance*, Vol. 33, 1978, pp. 129~147.

# *Review of fiscal and Financial Studies*

A Biannual Journal Published by the Korea Institute of Public Finance

---

Vol. 4, No. 2

December 1997

---

## ABSTRACT

### Estimating Expenditures Function of Non-Life Insurance and Medical Expenses in Korea

Myung Jae Sung

As of 1997 in Korea, the calculation of the individual labor income tax is based on the global income tax rates, of which the structure is progressive, as well as on the tax base, which comes from the calculation of the total wage income subtracted by nontaxable income, labor income deduction, standard deduction, additional deduction, and special deduction. Finally, the tax amount is determined after subtracting the labor income tax credit. Expenditures on medical insurance and non-life insurance, as well as medical expenses, are subject to special deductions which are allowed within certain amounts.

On the tax return form, only the deducted amounts within permissible limits are reported, regardless of the amount of the actual expenses. This generally causes bias in revenue estimates or in the distributional effects of the tax reforms related to the changes in deduction allowances.

Thus, this study aims to estimate the distributions of these special deduction items using Tobit models in order to facilitate the revenue estimation regarding labor income tax more correctly.

In fact, expenditures on medical and non-life insurance are negatively related to wage income and the number of the aged, but positively related to the number of dependents. On the other hand, medical expenses are positively related to wage income and the number of the aged, dependents, and the disabled among dependents.

## A Theory on Educational Services and the Equalization of Income Distribution

Joong-Ho Kook

This paper aims to show that educational services play an important role in equalizing income distribution. Educational services have the characteristic of a public good by which economic agents get equal benefits. As such, the portion of the benefits received by low income earners is higher than that received by higher level income earners, and thus, there is a tendency for income distribution to equalize over time. This is shown through the human capital level in relation to its growth rate, and also through the time path showing the variance, as an index

of inequality, in human capital. In addition to this, the relationship between human capital with other parameters, as solved through the time path of human capital, is closely examined.

## An Analysis of the Current Account in Korea – An Intertemporal Optimizing Model Approach –

Gyu Han Kim and Myung Hoon Yi

An intertemporal optimizing model for the determination of the current account determination is employed in order to analyze the optimality of current account behavior in Korea. A present value relationship for the current account is derived and its implications are tested on Korean data for the period 1975(1st quarter)~1996(2nd quarter).

An empirical analysis is conducted using the unit root test, Granger causality test, orthogonality test and an informal test of comparing actual current account data with VAR forecasts. The unit root test was performed on the current account and national cash receipts data to check the stationarity of the variables. And the Granger causality test was conducted on the current account and the difference in national cash receipts data to verify the direction of the causality, implied by the model. The strong formal test of orthogonality was also conducted.

The empirical results imply the rejection of the restrictions of the model for the period between the first quarter of 1975 to the 2nd quarter of 1996. The actual current accounts are shown to be downward biased, compared with the optimal current accounts. Although more recent data indicate that the current account behavior becomes more ra-

tional than previously, the reduction in the current account deficit should still be the major policy target in order to overcome the recent economic difficulties and to enhance social welfare.

## Analysis on the Movement of Corporate Bond Yields in Korea

Chongman Kim

In this paper, movements in the corporate bond rate, which operate as the anchor of the Korean financial market, were analysed using data from 1981 to 1996. The analysis reveals that the changes in inflation expectations, the money supply and the business cycle heavily impacted upon the interest rate in Korea. Further, those factors which affect the demand and supply of funds, such as total investment and savings, were found to have strongly influenced the interest rate. Moreover, a unique situation arose in Korea, where the prices of fixed assets, especially land price, were fairly influential in the determination of the level of interest rates—the interest rates rose significantly with increases in the price of land.

Curiously, on the other hand, neither the changes in the foreign interest rate nor the changing expectations in relation to movements in the won/dollar exchange rate, affected the Korean domestic interest rate very much. Similarly, those variables which reflect financial market conditions, such as the dishonored bill ratio and the quantity of the corporate bond or other debt securities, did little to affect the interest rate. Perhaps, it would not be far from accurate to surmise that these results

may have been caused by government regulations in the foreign exchange market, as well as in the control of the quantity of securities issued on the market.

## Stock Volatility Estimation and Its Application

Joonhaeng Lee and Heungsik Choe

This paper attempts to analyze the different estimation methods of stock return volatility. Using data from the period between 1990 to 1995, the volatility of the KOSPI 200 is estimated utilizing the historical stock return method, the GARCH (Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedastic) model, the combined weighting method of historical volatilities and the extreme value method with intraday data. The empirical results show that the most pertinent forecast for stock volatility can be obtained using the combined weighting method.

Different volatility estimation methods can be utilized in accordance with to the purpose of the application, such as the internal risk control of companies, prudential regulation of regulatory authorities, determination of appropriate margin requirements in futures trading and option pricing. It is found that the historical volatility estimation method with the long term estimation period can be extensively utilized for the varying purposes. It is also found that the combined weighting method and the GARCH method are appropriate for the purposes of internal risk control and that the combined weighting method and the ARCH method are suitable for the determination of margin requirements.