開發研究

資產再評價制度의 投資誘因效果

郭泰元

金利效果의 構造的 分析

朴元巖

中小企業金融과 信用保證에 관한 小考

姜文秀

失業期間의 決定要因과 動學的 勞動 移動分析

張鉉俊

教育目的税의 運營實態의 向後發展方向 金 明 淑

市場構造의 技術革新

李元暎鄭鎭勝

技術集約產業發展과 地域開發政策

金鍾基



韓國開發研究院

韓國開發研究 季刊

第7卷 第4號

1985. 12

資產再評價制度의 投資誘因效果郭	泰	元…	2
金利效果의 構造的 分析林	元	巖…	14
中小企業金融과 信用保證에 관한 小考姜	文	秀…	39
失業期間의 決定要因斗 動學的 勞動移動分析	鉉	俊…	67
教育目的税의 運營實態와 向後 發展方向金	明	淑…1	103
市場構造斗 技術革新李鄭			
技術集約產業發展斗 地域開發政策·······金	锸	其1	32
- ローライレロ 3人 たへ ハト	WEE.	₩ 1	04

----編輯委員-----

朱 鶴 中(委員長)

朴 埈 卿(幹 事)

金 栽 元 朴 烜 求

俞 正 鎬 郭 泰 元

編輯問議:編輯委員會(962-8410)

購讀問議: 發刊資料相談室(967-3287)

「韓國開發研究」는 우리나라 經濟・社會開發과 관련되 는 諸般課題를 理論的 및 實證的으로 다룬 論文과 關聯 硏究資料를 수록하여 年 4回(3月, 6月, 9月, 12月) 發行 한다.

이 研究誌는 本研究院의 研究結果에 立脚한 論文과 研 究資料를 보다 광범위하고 신속하게 紹介하는 것을 主目 的으로 하고, 경우에 따라 特別招請 形式으로 外部人士 의 原稿도 수록할 수 있다.

本誌에 실린 論文의 結論과 政策建議를 포함한 모든 內容은 論文作成者의 意見이며 결코 本研究院이나 編輯 委員會의 公式意見을 反映하는 것은 아니다. 本誌의 內 容은 出處明示 慣例를 지키는 한 자유로이 引用할 수 있다.

資產再評價制度의 投資誘因効果

郭 泰 元

- I. 序 論
- Ⅱ. 우리나라 資產再評價制度의 內容
- Ⅲ. 資產再評價制度의 有効性
- N. 要約 및 結論

I. 序 論

資產再評價制度는 減價償却制度의 중요한 일 부분이며 따라서 稅制의 중요한 한 부분이다. 이 制度의 導入은 資源配分의 効率化라는 經 濟學的인 理由에 주로 근거하고 있음에도 불 구하고 이 制度에 대한 經濟學的인 分析은 매 우 부족한 형편이다.

本稿는 이 制度가 도입된 원래 목적에 비추 어 이 制度의 有効性을 分析할 수 있는 틀을 開發하고 이를 이용하여 우리나라의 資產再評 價制度를 再評價함을 주된 目的으로 한다.

먼저 第Ⅱ章에서는 우리나라 資產再評價制度의 沿革과 現況을 간단히 살펴본다. 다음으로 第Ⅲ章에서는 資產再評價制度의 投資誘因効果를 분석할 수 있는 模型을 개발하고 이들이용하여 시뮬레이션分析을 실시한다. 마지막으로 第Ⅳ章에서 간단한 要約과 結論으로 本稿를 맺는다.

Ⅱ. 우리나라 資產再評價制度의內容

1. 資產再評價制度의 意義

耐久性이 있는 有無形 固定資產의 會計에 있어서 傳統的으로 取得原價를 基準으로 하는 이른바 原價主義가 널리 채택되어 왔다. 그러나 原價主義를 채택할 경우 과거의 우리나라처럼

筆者:韓國開發研究院 研究委員

^{*} 이 論文은 筆者의 研究報告書『減價償却制度의 資本所 得課稅』(1985)의 第4章을 다시 整理한 것이다. 아울 더 本稿를 읽고 有益한 助言을 해준 李永琪 박사에게 깊이 감사드리며 남아 있는 어떠한 미비점도 筆者의 책임임을 밝혀 둔다.

物價上昇의 폭이 클 때에는 取得原價와 時價 間에 커다란 괴리가 나타남으로써 會計上의 여 러 가지 問題가 발생하게 된다. 특히 減價償 却會計에 있어서 取得原價를 減價償却의 基準 價額으로 할 경우 資產의 耐用期間中에 인플 레이션이 있다면 會計上 減價償却總額의 實質 價値는 그동아 消耗된 해당자산의 진정한 價 値를 반영하지 못한다". 이에 따라 課稅對象 이 되는 名目所得은 過大評價되어 더 많은 稅 金을 내게 되므로 資本의 費用이 증가하고 다 른 條件이 동일하다면 生產要素結合의 歪曲과 生產의 萎縮을 가져 오게 된다. 바꾸어 말하 면 인플레하에서 原價主義에 입각한 減價償却 制度는 사용된 固定資本의 名目價值上昇에 따 른 일종의 資本利得을 정상적인 企業의 利潤 혹은 資本에 대한 附加價値와 같이 취급하여 法人稅나 所得稅 등에 의하여 높은 率의 稅金 을 부과하기 때문에 궁극적으로 資源配分의 歪曲을 초래한다는 것이다. 이와 같은 非効率 性을 방지하기 위하여 채택된 制度의 하나가 資產再評價制度이다. 이것은 會計學的으로 보 면 原價主義의 時價主義의 折衷이라고 말할 수도 있는데 일정한 規定에 따라 耐久資產의 帳簿價額을 時價變動에 반영하여 修正해 가는 制度이다2).

우리나라에서는 현재 資產再評價法에 의하여 一定條件下에서 資產再評價를 할 수 있도록 허용하고 있다. 同法 第1條에서는 우리나

라 資產再評價制度의 目的을 "法人 또는 個人의 事業用資產을 현실에 적합하도록 再評價하여 適正한 減價償却을 이행하게 하고 企業資本의 正確을 기함으로써 經營의 合理化를 도모하게 함"이라고 規定하고 있다. 여기서 알수 있는 바와 같이 우리나라의 資產再評價制度는 基本的으로 減價償却에 物價上昇을 反映시킴으로써 인플레이션에 따른 投資沮害要因을 제거해 주자는 데 目的을 두고 있는 것이다.

2. 우리나라 資產再評價制度의 沿革

資產再評價制度는 세계제 1 차대전후 獨逸등에서 도입되었으며 세계제 2 차대전후에는 인 플레이션을 경험한 프랑스, 독일, 일본 등 여 러 나라에서 채택되었고 南美諸國에서도 채택하고 있다³⁾.

우리나라에서는 6.25動亂後의 復舊期에 나 타난 인플레이션이 鎭靜機微를 보이기 시작하 1950年代 後半에 당시까지 누적된 인플레이션 의 效果를 相殺할 目的으로 一時的인 資產再 評價制度가 처음 도입되었다. 資產再評價制度 는 一回的인 경우와 그렇지 않은 경우의 두 가지로 나누어 볼 수 있다. 前者는 과거에 특 수한 事情으로 상당한 인플레이션이 進行되어 資產의 帳簿價格과 實際價格間에 상당한 괴리 가 있으나 앞으로는 인플레이션이 계속되지 않 을 것으로 예상될 경우에 채택될 수 있는 制 度이고 後者는 일종의 인덱세이션(indexation) 으로서 物價上昇이 계속될 것으로 展望될 때 취해질 수 있는 制度이다. 1958年에 公布・實 施되었던 資產再評價法은 時限法으로서 前者 의 경우에 해당한다고 볼 수 있다. 休戰 이래 戰後인플레이션과 復舊過程에서의 인플레이션

¹⁾ 이 경우 會計上 減價償却總額은 取得原價를 넘을 수 없다.

²⁾ 우리나라 資產再評價法 第2條에서는 '再評價'는 事業用資產의 帳簿價額을 현실에 適正한 價格으로 '增額' 하는 것이라고 定義함으로써 資產價值 下落에 따른 下向調整은 排除하고 있다.

³⁾ 外國의 資產再評價制度에 관한 槪觀은 Lent(1976)에서 찾아볼 수 있다.

이 크게 진정됨에 따라 帳簿上 過小評價되고 있는 資產價值를 再評價할 필요에서 時限法으로 資產再評價法을 제정하고 法人은 강제적으로 그리고 個人은 任意選擇에 의해 資產再評價를 실시하도록 하였다. 再評價方法은 時價鑑定方法이 아닌 物價倍數를 적용하는 方法을 選擇하였고 再評價差益에 대해서는 1%의 資產再評價稅 이외의 다른 稅金은 稅除하였다.

그 후 1962年에는 財產再評價特別措置法을 제정하여 2年期間內에 任意選擇으로 資產뿐 아니라 負債까지 再評價할 수 있도록 하였다. 이 경우 역시 一回的인 再評價였으며 倍數評價와 時價評價를 併行하였다. 再評價稅는 資產의 경우 0.5%, 그리고 負債의 경우는 1%로 하였고 다른 稅金은 免除하였다. 뒤에 資產再評價期間이 연기되었다가 1965年에는 本格的인 資產再評價制度가 導入되었다.

一回的인 資產再評價制度의 경우에는 新規 投資에 대한 投資誘因效果가 뚜렷하게 나타나 지 않는다. 이미 投資된 資產의 減價償却基礎 價額을 높여줌으로써 인플레이션에 의한 資本 費用을 사실상 낮추어 주는 效果는 있으나 新 規投資에 대한 期待된 資本費用을 낮추어 주 는 效果는 論理的으로 명확하게 나타나지 않 는다. 이에 반해 資產再評價制度가 一回的이 아닌 制度로 定着되어 있을 경우 인플레이션 상황하에서 新規投資에 대한 앞으로의 資產再 評價는 당연히 期待되는 것이므로 期待된 혹 은 事前的인 資本費用을 낮추어 줌으로써 投 資가 促進되는(인플레이션 때문에 萎縮되 投 資가 正常化되는) 效果가 나타나다. 그러므로 1965年 3月에 現行 制度의 根幹이 되는 資產 再評價法이 公布됨으로써 비로소 인플레이션 에 의한 投資沮害要因을 막을 수 있는 制度가 적어도 法制上으로는 우리나라에 導入되었다고 볼 수 있다. 再評價 對象은 資產에 국한시 졌으며 任意選擇에 의해 資產再評價를 實施하되 再評價의 方法으로는 時價評價方法을 쓰도록 하였고 評價差益에 대해서는 資產再評價稅 만을 부과하도록 하였다. 資產再評價稅 할 수 있는 週期는 2年으로 하였다. 1969年 7月에는 再評價의 制限期間을 5年으로 연장하였다가 1971年末 다시 2年으로 短縮하였고 1974年末에는 再評價日을 基準으로 하여 都賣物價 指數가 25% 이상 상승한 경우가 아니면 再評價을 할 수 없도록 하였다.

정확한 經濟的 意味의 利潤會計와 이에 대 한 課稅을 통해서 資源配分의 歪曲을 없애기 위해서는 資產뿐 아니라 負債까지도 再評價해 야 한다. 固定資產이나 在庫資產의 價格變動 에 따른 名目上의 利潤을 정상적인 事業上의 實質利潤과 구분해서 課稅해야 한다면 인플레 時期의 負債의 實質價値 減少에 따른 實質的 인 利潤에는 事業上의 實質利潤에 준해서 課 稅해야 하기 때문이다. 현재 우리나라의 制度 는 事業用 資產만을 再評價할 수 있도록 되어 있어서 엄밀한 意味에서 資源配分의 歪曲을 없 앤다는 側面보다는 企業의 投資를 促進시킨다 는 側面이 더 강조되고 있는 것 같다. 本稿에 서는 減價償却制度와 관련하여 減價償却의 對 象이 되는 事業用 固定資產을 중심으로 論議를 전개하고자 한다.

Ⅲ. 資產再評價制度의 有効性

1. 基本模型

먼저 가장 단순한 資本費用(cost of capital)

模型을 생각한다. 法人稅의 減價償却制度만을 이 模型에 導入하고 인플레이션이 있다고 假定한다. 그리고 資金調達은 전적으로 內部留保에 의존한다고 假定한다. 그러면 資本費用(c)을 다음과 같이 쓸 수 있다".

$$c = \frac{(\rho + \delta - \pi)(1 - \tau z)}{(1 - \tau)} \quad \cdots \cdots (1)$$

여기서 ρ 는 割引率, δ 는 經濟的 意味의 資本 減價率, π 는 物價上昇率, τ 는 限界法人稅率 그리고 z는 單位投資에 대한 未來減價償却額 의 現在價值를 각각 나타낸다. ρ 는 여러 가지 로 定義할 수 있겠으나 여기서는 稅後實質收 益率에 인플레이션率을 합하여 구한 稅後名目 收益率로 다음과 같이 定義한다.

$$\rho = r(1-\tau) + \pi$$
 ······(2)

여기서 r는 稅前實質收益率이다. 위 式에서 사용되는 π, r, τ 등은 時間에 따라 그 값이 변하는 變數라고 하는 것이 더 現實的이지만 여기서는 일정한 값을 갖는 파라미터들이라고 假定한다. 이들은 앞으로의 期待値로서 資本費用方程式에 導入된 것이므로 이들을 파라미터로 생각하는 데 있어서 큰 무리는 없다고 판단된다. 다음으로 z는 편의상 連續時間模型을

想定하고「헐」과 「죨겐슨」(1967) 등을 따라 다음과 같이 定義한다.

$$z = \int_0^T D(s)e^{-\rho s}ds$$
(3)

여기서 T는 投資된 資產의 耐用年數, D(s)는 單位投資에 대한 매년의 稅法上 減價償却額의 算出公式, 그리고 s는 時間을 각각 나타 내다.

減價償却의 方法이 定率法인 경우만을 생각하기로 한다. 稅法上의 減價償却率이 經濟的 意味의 資本減價率과 다르고 資產再評價가 없는 경우, D(s)와 z는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$D(s) = de^{-ds} \qquad (4)$$

$$z = \int_0^\infty de^{-(d+\rho)s} ds = \frac{d}{d+\rho} \qquad (5)$$

여기서 d는 稅法上의 減價償却率을 나타내며 殘價率이 零인 경우 즉 有限한 耐用年數가 定 義되지 않는 경우를 假定하였다. 우리나라 現 行 稅制는 10%의 殘價率을 規定하고 있어서 定率法을 쓰는 경우에도 有限한 耐用年數가 定 義될 수 있다. 이 條件은 뒤에 실제로 投資誘 因效果를 계산할 때 감안하기로 한다. 이제 위의 z를 資本費用方程式에 代入함으로써 資 本費用을 계산할 수 있다.

만일에 稅法에 規定되어 있는 減價償却率이 經濟的 意味의 資本減價率과 같고 資產再評價 가 隨時로 이루어져서 固定資產의 會計에 완전한 :인덱세이션(indexation)이 도입되어 있다면 減價償却의 現在價值를 나타내는 方程式은 다음과 같아진다⁵⁾.

$$z = \int_0^\infty \delta e^{-(\delta + \rho - \pi)s} ds = \frac{\delta}{\delta + \rho - \pi} \cdots (6)$$

⁴⁾ 이것은 Jorgenson의 "資本의 使用者費用"(user cost of capital)을 資本財의 市場價格으로 나누어 준 것이다. 그러므로 이 式은 自己資金 1원을 投資했을 때 통상적인 法人稅制度下에서 機會費用概念으로 계산한 稅 復買期待收益率(資本의 減價分을 포함한 粗收益率)을 나타낸다고 볼 수 있다. Hall and Jorgenson(1967) 參昭.

⁵⁾ 이 경우를 經濟的 減價償却(economic depreciation) 이라고 한다.

이 결과를 資本費用의 方程式에 대입하면

$$c = \delta + r \cdots (7)$$

의 관계를 얻게 된다. 이것은 法人稅가 없는 경우의 資本費用과 동일하며 인플레이션이 있 다고 하더라도 이 경우에는 法人稅制度가 企 業의 投資行態를 歪曲시키지 않음을 나타낸다.

위의 두 국단적인 경우와 이들의 중간에 해당하는 몇 가지 경우의 資本費用을 導出하여 정리한 결과가 〈表 1〉에 提示되어 있다.

이 표에서 알 수 있는 것은 稅法上 減價價 却率이 經濟的 意味의 資本減價率과 일치하지 않거나 혹은 인플레이션이 존재함에도 이것을 企業의 固定資產 會計에 반영해 주지 못하는 경우에는 企業의 資本費用이 法人稅制 導入以前의 상태로부터 歪曲되는 것을 알 수 있다. 一般的으로 稅法上의 減價償却率을 經濟的 意味의 資本減價率보다 크게 함으로써 政策的으로 資本費用을 낮게 해주고 있으므로 이와 같은 投資誘因政策의 妥當性이 존재하는 한 資本費用의 下向歪曲은 문제가 될 것이 없으나

資產再評價制度가 없는 경우에는 物價上昇에 따라 資本費用이 높아지는 현상을 나타내어 投 資를 促進하려는 政策方向에 逆行하는 결과를 가져온다. 예컨대〈表 1〉의 두번째 경우, 즉 稅法上 減價償却率은 δ와 같고 再評價制度가存在하지 않는 경우의 資本費用方程式에서 인 플레이션의 效果를 보면 다음과 같이 資本費用을 높이는 분명한 效果를 갖고 있음을 알 수 있다.

$$\frac{\partial c}{\partial \pi} = \frac{\tau \delta \{r(1-\tau) + \delta\}}{(1-\tau) \{\delta + r(1-\tau) + \pi\}^2} > 0$$
......(8)

따라서 일반적인 인플레이션 상황하에서는 資產再評價制度를 도입함으로써 資本費用을 低下시키고 投資를 促進시켜 줄 수 있는 것이다. 앞의 表에서 볼 수 있는 것처럼 첫번째와 두번째 경우의 資本費用公式에서 $\pi=0$ 인 경우에는 각각 세번째와 다섯번째의 資本費用公式과 같아진다. 다시 말해서 완전한 資產再評價가 이루어질 경우에는 資產再評價가 없으면서 $\pi=0$ 인 경우의 資本費用과 같아지는 것이다.

〈表 1〉 資産再評價의 資本費用

(我 1/ 黄崖门部 英□ J	C-1 - D-C-11	
	z	С
 減價償却率: d 再	$\frac{\frac{d}{d+\rho}}{\frac{\delta}{\delta+\rho}}$ $\frac{d}{d+\rho-\tau}$ $\frac{d}{\delta+\rho-\pi}$	$\frac{\{r(1-\tau)+\delta\}\{(d+r)(1-\tau)+\pi\}}{(1-\tau)\{d+r(1-\tau)+\pi\}}$ $\frac{\{r(1-\tau)+\delta\}\{(\delta+r)(1-\tau)+\pi\}}{(1-\tau)\{\delta+r(1-\tau)+\pi\}}$ $\frac{\{r(1-\tau)+\delta\}(d+r)}{r(1-\tau)+d}$ $\frac{r(1-\tau)+\delta-\tau d}{1-\tau}$
 減價償却率:δ 再 評 價:時價, 연속적 資産再評價 	$rac{\delta}{\delta + ho - \pi}$	$r\!+\!\delta$

한편 物價上昇率이 陰인 경우를 제외하면 $\partial c/\partial \pi > 0$ 이므로 $\pi = 0$ 일 때 c는 最下가 된다. 따라서 $\pi > 0$ 이면 基本減價償却制度를 바꾸지 않고 資產再評價制度를 도입함으로써 資本費用을 $\pi = 0$ 인 경우에 해당하는 水準으로 낮추어줄 수 있는 것이다. 이와 같이 歷史的 費用에의한 減價償却制度下에서 인플레이션에 의한 資本費用上昇效果를 상쇄시켜 줌으로써 投資 沮害要因을 제거하려는 것이 資產再評價制度 導入의 基本的 目的인 것이다.

그러나 〈表 1〉에서 특히 有意해야 할 것은 네번째의 경우이다. 이 경우에는 稅法上의 減 價償却率 d의 經濟的意味의 資本減價率 δ 가 다 른 狀况下에서 時價에 따른 資產再評價를 하게 함으로써 단순한 인플레이션效果를 相殺하는 것 이상의 效果가 나타나게 된다. 만일 $d>\delta$ 라면 이 경우의 z는 세번째나 다섯번째 경우 보다 훨씬 더 크게 나타날 수 있다. 極端的인 경우에는 r>0인 경우라도 z가 1보다 커질 수 있으며 資本費用이 負의 값을 갖는 경우까지 나타날 수 있다. $d > \delta$ 의 경우를 넓은 의미에 서 加速償却의 경우라고 한다면 위의 現象은 加速償却이 있는 경우에 時價評價에 의한 再 評價制度로 말미암아 이미 상각된 부분을 減 價償却 基礎價額에 다시 편입시킴으로써 나타 나는 것이다.

2. 投資誘因効果

여기서는 위의 模型에 우리나라 現行制度의 구체적인 特性들을 反映시켜 실제로 代表的인 몇가지 資產에 投資할 경우 資產再評價制度가 가져다 주는 投資誘因效果, 즉 資本費用의 引 下效果를 실제로 계산해 보기로 한다.

資產再評價制度가 資本費用에 영향을 주는 가장 중요한 經路는 앞에서 설명한 인플레이 선效果의 상쇄에 의한 것이지만 현실적으로 다 른 직접적인 영향들까지 고려되어야 한다. 우 선 資本費用을 낮추어 주는 측면에서는 企業 의 資本金의 增額에 따른 여러 가지 節稅效果 나 그 밖에 보이지 않는 惠澤들을 생각할 수 있을 것이며 資本費用을 높여 주는 면에서는 가장 직접적이고 중요한 것으로 資產再評價稅 가 있고 그 밖에 資產의 鑑定手數料, 기타 資 產再評價에 따르는 行政的인 費用과 눈에 보 이지 않는 다른 不利益 등을 생각할 수 있을 것이다. 우리의 分析에서는 資產再評價制度의 가장 중요한 두 가지 効果, 즉 인플레이션의 相殺効果와 資產再評價稅効果만을 고려하여 資本費用의 變化를 계산해 보기로 한다.

우리나라의 現行 資產再評價制度는 資產再 評價實施 이후 累積된 物價上昇率이 25%이상 이 될 경우에만 資產再評價를 실시할 수 있도 록 하고 있으므로 資產再評價制度가 인플레이 선效果를 완전히 相殺시켜 주지는 못하고 있 는 형편이다. 여기서는 資產再評價가 전혀 없 는 경우 그리고 특정한 기간을 두고 資產再評 價를 실시할 경우 그리고 理想的인 경우로 資 產會計에 완벽한 인덱세이션制度가 도입되어 資產再評價가 연속적으로 실시되는 경우 등 세 가지 경우의 資本費用을 계산하고 그 결과들 을 比較해 보기로 한다. 이에 앞서 각 경우에 실제로 資本費用을 계산함에 있어 사용될 假 定들과 이러한 假定 및 현실적 制度를 반영하 여 變形된 資本費用의 方程式에 관하여 論議 하기로 한다.

資產再評價가 없는 경우: 기본적으로 〈表 1〉의 첫번째 경우에 해당된다. 다만 우리나라 稅法上 減價償却制度에 있어서 10%의 殘價率이 規定되어 있으므로 定率法을 사용할 경우有限한 耐用年數를 갖게 된다. 耐用年數 T와 減價償却率 d와는 T=-(ln0.1)/d의 관계가 성립한다 6 . 뿐만 아니라 T가 有限하므로 減價償却額의 現在價值는 다음과 같이 표시된다.

$$z_1 = \frac{d}{d+\rho} \left\{ 1 - e^{-\langle \rho + d \rangle T} \right\} \quad \dots (9)$$

그러므로 資本費用의 公式은 〈表 1〉의 첫번째 경우에서 다소 바뀌게 된다.

週期的 資產再評價(現行制度)의 경우7):

現行 資產再評價方法에는 원칙적으로 時價를 기준으로 하여 資產을 재평가하도록 하고 있고 稅法上의 減價償却率은 경제적 의미의 資本減價率과 같다고 볼 수 없으므로 기본적으로 〈表 1〉의 비번째 경우에 해당하는 模型을 사용할수 있다. 다만 이 法에서는 資產再評價의 期間을 누적된 物價上昇率이 25% 이상이 되는 기간으로 規定하고 있으며 또 앞에서의 경우와 마찬가지로 10% 殘價率 規定을 반영하여야하고 3%의 資產再評價稅를 포함시켜야 하므로 基本模型의 대폭적인 수정이 불가피하다.

그러나 결국 資本費用의 基本方程式인 式 (1)에서 減價償却으로 인한 稅減免效果를 나 타내는 72項을 調整해 줌으로써 수정된 資本 費用을 산출해 낼 수 있다. 즉 資產再評價를 반영한 修正된 減價償却額의 現在價值에 法人 稅率을 곱해 준 金額에서 資產再評價稅額의 現 在價值를 差減한 금액을 원래의 式의 72項에 대입해 줌으로써 수정된 資本費用을 계산해 낼 수 있는 것이다.

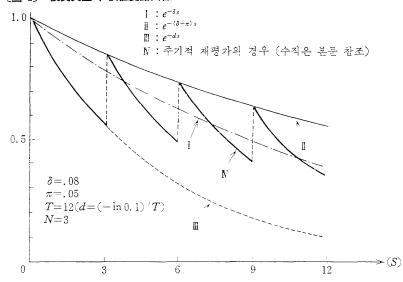
먼저 減價償却額의 現在價值를 計算하는 式을 誘導하기 위해서 投資된 資產의 價值變動을 나타내는 그림을 [圖1]로 그려 보았다. 資產取得年度의 不變價格으로 평가한 實質價值를 나타내는 曲線은 원래의 投資額이 1이라고할 때 e^{-δ}·로 나타난다. [圖1]의 曲線 【로표시된 指數曲線이다. 資產價格上昇率을 감안한名目價值曲線은 e^{-(δ-π)}·로 표시될 수 있으며 그림에서는 曲線 Ⅱ에 해당한다. 이것은 바로 資產의 時價를 나타내는 曲線이다. 曲線 Ⅲ은 資產의 時價를 나타내는 曲線이다. 曲線 Ⅲ은 資產再評價가 전혀 없는 경우 投資된 資產의 帳簿價格 變動過程을 나타내고 있으며 e^{-d}·로 定式化할 수 있다. 일반적으로 d>δ라는 假定下에 曲線 Ⅲ을 보다 더 원점에 가깝게 그렸다.

現行 資產再評價制度는 資產再評價 自體가任意規定이어서 要件을 갖춘 企業이 반드시 資產再評價를 실시한다고는 볼 수 없으나 이 分析의 비교를 보다 알기 쉽게 하기 위하여 資產再評價 要件이 만족되는 즉시 資產再評價가이루어진다고 가정한다. 資產再評價 實施時點이 法人의 경우 每事業年度 開始日로 되어 있어서 累積物價上昇率이 25%가 되는 條件이 만족되는 즉시 반드시 資產再評價를 實施한다는 우리의 假定은 반드시 法條文과 一致하지는 않으나 이와 같은 세부적 사항을 계산에 고려하는 데 따르는 비용에 비하여 그 得은 너무 작다고 말할 수 있다. 그러므로 資產再評價의 調期 N은 (In1.25)/元,즉物價上昇率이 π에서

⁶⁾ 稅法上에는 원래 耐用年數 T를 규정하고 不連續時間 概念을 사용하여 이를 계산하고 있다. 이때 $d=1-\frac{(0.1)}{T}$ 이 된다. 本稿에서는 基本模型이 連續時間槪念을 사용하고 있으므로 일관성을 위해 T와 d의 관계도 連續時間概念下에서의 관계를 사용한다.

⁷⁾ 현행 제도는 엄밀한 의미에서 주기적인 資產再評價制度는 아니다. 累積物價上昇率이 25% 이상이어야 하고 또 資產再評價의 실시 여부도 企業이 임의로 결정할 수 있기 때문이다. 여기서는 분석의 결과를 근본적으로 왜곡시키지 않는 범위내에서의 단순화를 위한 가정을 도입함으로써 주기적인 資產再評價가 이루어지는 특수한 경우를 생각하였다. 이 假定들은 物價上昇率이일정하다는 것과 資產再評價를 累積物價上昇率이 25%가 되는 시점에서 반드시 실시한다는 것이다.

[圖 1] 投資資產의 價值變動曲線



不變일 때 累積物價上昇率이 25%가 되는 기 간으로 하고 이 週期마다 반드시 再評價를 실 시하다고 가정하다. 이때의 帳簿價格을 나타내 는 曲線은 [圖 1]에서 굵은 선으로 표시된 不 連續의 曲線 N이다. 첫週期 동안에는 歷史的 費用에 의한 減價償却이 이루어질 때의 帳簿 價値 즉 曲線 Ⅲ 과 一致하나 每資產再評價 實 施時點마다 帳簿價値가 時價로 수정되므로 曲 線 Ⅱ가 나타내는 값까지 수정되어 다시 이 값 을 取得原價로 하고 減價償却이 실시되는 것 이다. 이것을 數式으로 표시하면 $e^{-(\delta-\pi)mN-d}$ (s-mN)이 되다. 여기서 m은 s 이전에 실시된 資產再評價의 횟수를 나타낸다. 그러므로 이 式의 첫부분, 즉 $e^{-(\delta-\pi)mN}$ 은 時點 s로부터 가장 최근에 실시된 資產再評價時點(mN)에서의 資 產再評價로 修正된 帳簿價額, 즉 該當資產의 당시의 時價를 나타내며 뒷부분, 즉 $e^{-d\,(s-mN)}$ 이 곱해진 것은 直前資產再評價時의 時價을 取 得原價로 하고 그 후의 經過期間(s-mN) 동 안 減價償却率 d로 減價償却한 후의 帳簿上 殘餘價値를 나타내기 위한 것이다.

바로 이 曲線(曲線 N)이 나타내는 減價償 却額을 現在價值로 환산하면 修正된 z값을 얻 을 수 있다. 修正된 z를 z2로 표시하면 다음과 같은 式을 얻는다.

$$z_{2} = \int_{0}^{N} de^{-(d+\rho)s} ds$$

$$+ e^{(d+\pi-\delta)N} \int_{N}^{2N} de^{-(d+\rho)s} ds + \cdots$$

$$+ e^{(d+\pi-\delta)M \cdot N} \int_{M \cdot N}^{T} de^{-(d+\rho)s} ds$$

$$= \frac{d}{d+\rho} \left[(1 - e^{-(d+\rho)N}) \right]$$

$$\left\{ 1 + e^{-(\delta+\rho-\pi)N} + \cdots$$

$$\cdots + e^{-(\delta+\rho-\pi)(M-1)N} \right\} + e^{(d+\pi-\delta)M \cdot N}$$

$$\left\{ e^{-(d+\rho)M \cdot N} - e^{-(d+\rho)T} \right\} \cdots (10)$$

이 式에서 M은 資產의 耐用年數 동안 실시하게 되는 資產再評價의 回數를 나타낸다.

다음으로 資產再評價稅의 現在價值를 계산 한다. 課稅對象이 되는 資產再評價 差益은 移 越缺損金 등을 고려하지 않는다면 새로 평가 된 資產價額에서 기존의 帳簿價額을 差減한 金 額이다. 그러므로 單位投資에 대한 未來 資產 再評價稅 納付額의 現在價值는 다음과 같이 계 산할 수 있다.

우선 m번째 資產再評價의 경우를 생각해 본다. 資產再評價 직전의 帳簿價額은 바로 직전資產再評價時의 帳簿價額에서 資產再評價 1週期 동안의 減價償却額을 뺀 나머지이므로 $e^{-(\delta-\pi)(m-1)N-dN}$ 이 된다. 이 당시의 資產의 時價는 $e^{-(\delta-\pi)m\cdot N}$ 이다. 따라서 m번째 資產再評價時의 資產再評價差益을 G_m 이라고 하면 이것을 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$G_m = e^{-(\delta - \pi)(m-1)N} (e^{-(\delta - \pi)N} - e^{-dN}) \cdots (11)$$

그러므로 資產再評價稅 負擔額의 現在價值를 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$R_2 = \theta \sum_{m=1}^{M} e^{-\rho mN} G_m \cdots (12)$$

여기서 θ 는 資產再評價稅率을 나타낸다.

이상의 결과를 이용하면 現資產再評價制度 를 반영하여 修正된 資本費用(c)을 다음과 같 이 계산할 수 있다.

$$c_2 = \frac{(\rho + \delta - \pi)(1 - \tau z + R_2)}{(1 - \tau)} \quad \cdots (13)$$

계속적 資產再評價制度의 경우: 이 경우에도 稅法上의 減價償却率은 6와 같다고 할 수 없으므로 〈表 1〉의 비번째 경우에 해당한다. 다만 여기서 追加的으로 고려되어야 할 것은 앞의 경우와 마찬가지로 殘價率을 規定하고 있어 T가 有限하다는 것과 또 이 경우에도 資產再評價稅를 내야 한다는 점이다. 減價償却의 現在價值는 다음과 같이 구할 수 있다.

한편 資產再評價稅 負擔의 現在價值는

$$R_{3} = \theta \int_{0}^{T} \pi e^{-(\delta - \pi)s} e^{-\rho s} ds$$

$$= \frac{\theta \pi}{\delta + \rho - \pi} \left\{ 1 - e^{-(\delta + \rho - \pi)T} \right\} \quad \dots (15)$$

따라서

그리고 이 결과를 利用하여 修正된 資本費用을 다음과 같이 算出할 수 있다.

$$c_3 = \frac{(\rho + \delta - \pi)(1 - \tau z_3 + R_3)}{(1 - \tau)} \cdots (17)$$

〈表 2〉 代表的 資產의 減價償却 관련 特性

資			產	T (年)	d (%)	δ(%)
產	業用	建	物	40	5. 76	5.41
機	械	類	I	10	23. 03	12.52
機	械	類	II	5	46.06	12.52
輸	送	裝	備	4	57. 56	23. 59

註:1) 產業用 建物은 鐵骨組 一般工場,機械類는 金雾製品 製造設備, 輸送裝備는 버스, 트럭 등 大型自動車를 기준으로 함.

- 2) 機械類 Ⅱ는 機械類 Ⅰ과 같은 機械에 100% 特別償却을 허용해 준 경우임.
- 3) 經濟的 資本減價率(δ)은 Hulten과 Wykoff(1980)의 推定値의 BEA推定値의 平均値인.
- 4) T는 法人稅法 施行規則上의 耐用年數이며, $d=(-\ln 0.1)/T$ 로 계산한 것임.

〈表 3〉 資產再評價에 의한 資本費用 引下効果

(당위:%)

要に続き)											(단위	:%)
本費用	實質割引	再評價가	弓	下	効 界	Ę	再評價	가_	弓	下	効 果	<u> </u>
本費用		없는 경 우의 沓	週 期	的	連續	 的	없는 기	경 쫕	週期	的	連緩	自的
企業用 建物 ボー2% ボー2% ボー5% 14.24 .25 .30 .57 .67 14.82 .68 .86 1.00 1.25 10 .22 .36 .13 .17 .41 .51 .22 .83 .44 .60 .73 .98 .29 .44 .55 .80	平(忧夜)		$\overline{\theta}=3\%$	-0.07	$\theta=3\%$	0.07	本費用	$\cap ar{ heta}$				3_00
			- 0	-0%		7=0%	l.	!_	- 0	=0%		1=0%
14. 24 .25 .30 .57 .67 14. 82 .68 .86 1.00 1.25 10	(産業用 建	物)					1					
$\begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$		ĺ							$\pi = 5$	5%		
15							l .	- 1				
### 10% ### 1: 1.37 1.47 1.37 1.86 15.80 1.21 1.81 1.49 2.23 10 23.39 .76 1.15 1.04 1.54 23.76 .91 1.52 1.16 1.91 15 31.47 .54 .91 .79 1.29 31.83 .68 1.26 .90 1.65 (機械類 I:一般産業機械) ### 22%		1		- 1			1	- 1		1		
15. 43	15	30.58			. 30	. 40	30.9	38			. 55	.80
10	_	17 40)			1 07	1 00	1-	201			1.40	0.00
15				i				- 1				
(機械類 I:一般産業機械)		1					1	- 1		I		
フィータ カー マータ マータ マータ マータ マータ マータ マータ マータ マータ マー	19	31.47	. 34	. 91	. 19	1. 29	51.0	00	. 00	1. 20	.90	1. 05
5		:一般產業	(機械)									
10 27.96 .00 .00 4.07 4.16 28.65 1.39 1.67 4.63 4.85 15 35.51 .00 .00 3.92 4.01 36.18 1.20 1.46 4.45 4.68			$\pi=2$	%	_				$\pi = 5$	%		
15	5	20.69	.00	.00	4.10	4.18	21.3	36	1.53	1.82	4.64	4.85
ボー10%	10	27.96	.00	.00	4.07	4.16	28.6	35	1.39	1.67	4.63	4.85
5	15	35. 51	.00	.00	3.92	4.01	36.1	18	1.20	1.46	4.45	4.68
10			$\pi=10$	%					$\pi=15$	%		
15 37.14 2.56 3.10 5.18 5.64 37.94 3.41 4.20 5.74 6.44 (機械類 II: 重要産業機械)	5	22. 29				5. 78	23.0)3	3.76	4.50	5.90	6.52
(機械類 II: 重要産業機械)							l		3.65	4.43		
カーション カー・ファイ カー・フェー カー・フェ	15	37. 14	2.56	3. 10	5. 18	5.64	37.9	4	3. 41	4. 20	5. 74	6.44
19.78	_(機械類 Ⅱ	:重要產業	(機械)									
10			$\pi=2$	%					$\pi = 5$	%		
15	5	19. 78	.00	.00	8.44	8.50	20.1	9	.61	. 94	8.76	8.91
	10	26. 28	.00	.00	9.42	9.49	26.7	4	.61	. 95	9.78	9.95
5 20.81 3.11 3.72 9.23 9.53 21.36 4.50 5.32 9.64 10.08 10 27.45 3.33 4.01 10.32 10.66 28.08 4.89 5.82 10.78 11.29 15 34.32 3.42 4.13 11.03 11.40 35.01 5.09 6.08 11.53 12.09 (輸送用 器機) 5 31.94 .00 .00 10.37 10.44 32.50 .00 .00 10.83 11.00 10 38.60 .00 .00 10.91 10.98 39.19 .00 .00 11.39 11.57 15 45.46 .00 .00 11.24 11.32 46.08 .00 .00 11.75 11.94 第三15% 33.36 3.14 3.61 11.52 11.86 34.14 5.02 5.82 12.13 12.64 10 40.11 3.17 3.66 12.12 12.49 40.94 5.13 5.98 12.77 13.32 15 47.04 <td>15</td> <td>33. 04</td> <td>.00</td> <td>.00</td> <td>10.05</td> <td>10.12</td> <td>33.5</td> <td>55</td> <td>. 59</td> <td>. 92</td> <td>10.44</td> <td>10.63</td>	15	33. 04	.00	.00	10.05	10.12	33.5	55	. 59	. 92	10.44	10.63
10 27. 45 3. 33 4. 01 10. 32 10. 66 28. 08 4. 89 5. 82 10. 78 11. 29 15 34. 32 3. 42 4. 13 11. 03 11. 40 35. 01 5. 09 6. 08 11. 53 12. 09 (輸送用 器機)			$\pi=10$	%					$\pi=15$	%		
15 34.32 3.42 4.13 11.03 11.40 35.01 5.09 6.08 11.53 12.09 (輸送用 器機)	5	E !	3.11			1	1	- 1	4.50	1		
(輸送用 器機)		8 1	3. 33	1		1			4.89	- 1		
$\begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	15	34. 32	3. 42	4. 13	11.03	11.40	35.0)1	5.09	6.08	11.53	12.09
$\begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	(輸送用器	機)										
$\begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$			$\pi=2$	%		ĺ			$\pi = 5$	%		
$\begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	5	31.94	.00				32. 5	50	.00	1		
$\begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	10	38. 60		1			39.1	9		. 00	11.39	11.57
5 33. 36 3. 14 3. 61 11. 52 11. 86 34. 14 5. 02 5. 82 12. 13 12. 64 10 40. 11 3. 17 3. 66 12. 12 12. 49 40. 94 5. 13 5. 98 12. 77 13. 32 15 47. 04 3. 13 3. 64 12. 51 12. 90 47. 91 5. 14 6. 02 13. 18 13. 77	15	45.46			11.24	11.32	46.0	8	.00	. 00	11.75	11.94
10												
15 47. 04 3. 13 3. 64 12. 51 12. 90 47. 91 5. 14 6. 02 13. 18 13. 77		i !					ł	- 1		1		
				- 1		1	1					
	15	47. 04		3.64		12.90	47.9	1	5.14	6. 02	13. 18	13. 77

註:1) 資產의 특성에 관해서는 〈表 2〉 參照.

²⁾ 資本費用引下効果는 再評價가 없는 경우의 資本費用에서 각 경우의 資本費用을 뺀 것임.

 $[\]theta$ 3) θ = 資產再評價稅率, π = 物價上昇率

⁴⁾ 名目稅率은 40%로 假定함.

資本費用引下效果의 推定: 이상의 결과를 이용하여 〈表 2〉에 나타나 있는 네 가지 資產의 資本費用을 경우 별로 假定된 여러 가지 인플레이션率과 割引率下에서 推定하였다. 推定結果는 〈表 3〉에 要約되어 있다.

이 결과에서 현행 資產再評價制度가 가지고 있는 몇가지 特徵을 찾아볼 수 있다. 첫째로 資産再評價制度로 이하 資本費用 引下效果는 一般的으로 상당히 큰 것으로 나타나고 있음 을 알 수 있다. 物價上昇率이나 實質割引率 및 資產形態 등에 따라 그 引下幅은 상당한 차이 를 보이고 있으나 대부분의 경우 資本費用 引 下效果의 절대규모는 무시하기 어려운 수준이 라고 판단된다. 더구나 우리나라의 資產再評 價制度는 時價評價을 따르고 있기 때문에 輸 送用器機나 機械類 I 등처럼 d와 δ의 차이가 큰 경우에는 資本費用이 크게 떨어지는 현상 이 나타나고 있다. 사실 資產再評價가 없는 경 우의 資本費用 水準의 變動에서 볼 수 있는 바 와 같이 物價上昇率이 2%에서 15%로 변해도 資本費用의 變化는 대개 2~3% 「포인트」를 크 게 넘지 않는다. 이것과 連續的 資產再評價의 경우의 資本費用 引下效果를 비교해 보면 이와 같은 引下效果의 대부분이 $(d-\delta)$ 의 效果에서 연유한 것으로 판단된다. 둘째로 物價上昇率 이 클수록 資產再評價의 引下幅이 커지는 것 은 앞에서 數式으로 資本費用이 物價上昇率의 增加函數임을 보인 것과 같은 內容이다. 다만 累積物價上昇率이 일정수준 이상인 경우에만 資產再評價가 허용되는 現行制度에 있어서는 稅法上의 耐用年數가 충분히 길지 않은 資產 의 경우 物價上昇率이 낮을 때에는 資產再評 價의 혜택을 전혀 받을 수 없는 경우가 생김 을 불 수 있다. 세째로 實質割引率의 變化는 資產再評價制度의 效果에는 큰 영향을 주지 못함을 알 수 있다. 네째로 資產再評價制度 의 效果는 일반적으로 稅法上의 耐用年數가 짧을수록 크게 나타남을 알 수 있다. 다만 앞 에서 본 것처럼 우리나라의 現行制度와 같은 週期的인 資產再評價의 경우에는 物價上昇率 이 충분히 낮으면 耐用年數가 짧은 資產의 혜 택은 없어지는 경우가 있다. 機械類 [과 機械 類Ⅱ의 비교에서 볼 수 있는 것처럼 同一資產 이라 할지라도 特別減價償却 등으로 耐用年數 가 짧아지면 資產再評價의 혜택은 훨씬 더 커 짐을 알 수 있다. 계속적인 資產再評價의 경 우에는 特別減價償却에 의한 資本費用 引下效 果(資產再評價가 없는 경우의 資本費用差異)보 다도 資產再評價에 의한 資本費用 引下效果의 차이가 더 금을 알 수 있다. 그러므로 資產再 評價制度는 特別償却效果를 더욱 減少시켜 준 다고 말할 수 있다. 다섯째로 現行制度와 같 은 週期的인 資產再評價制度로서는 物價上昇 에 의한 資產의 실질적인 低償却效果를 충분 히 상쇄해 주지 못하고 있다. 資產의 耐用年 數가 길고 物價上昇率이 높은 경우에는 週期的 方法과 連續的 方法의 차이가 비교적 작다고 할 수 있으나 그렇지 않은 경우에는 두 가지 再評價方法間의 資本費用 引下效果의 차이는 매우 큰 것으로 나타나고 있다. 마지막으로 3%의 資產再評價稅가 있는 경우와 資產再評 價稅가 전혀 없는 경우의 資本費用 引下效果는 상대적으로 그렇게 크지는 않다고 볼 수 있다. 資產의 耐用年數가 ව수록, 그리고 連續的 再 評價時보다 週期的 資產再評價時에 資產再評 價稅의 상대적 영향이 더 커진다고는 말할 수 있으나 資產再評價稅 때문에 資產再評價制度의 혜택이 심각하게 줄어든다고는 보기 어렵다.

N. 要約 및 結論

本稿에서는 우리나라 資產再評價制度의 內容을 개관하고 이 制度가 企業投資沮害要因의除去라는 원래 目的에 얼마나 기여할 수 있는 가를 資本費用에 미치는 効果를 통해서 分析하기 위한 간단한 模型을 개발하였다. 그리고이 分析體制를 이용하여 우리나라의 現行制度뿐 아니라 概念的으로 생각할 수 있는 몇 가지資產再評價制度의 類型別로 관련된 여러 가지데이타와 파라미터의 變化에 따른 資本費用에의 영향을 시뮬레이션하였다. 이 分析結果에서 얻을 수 있는 結論은 다음과 같다.

첫째, 資產再評價制度로 인한 資本費用의 引下効果는 일반적으로 상당히 크다.

둘째,物價上昇率이 높을수록 資產再評價에 따른 資本費用의 引下効果가 커진다는 것은 당 연하지만 現行制度(특히 累積物價上昇率이 25 % 이상이어야만 資產再評價를 할 수 있다는 規定)下에서 法定耐用年數가 짧은 資產의 경 우 物價上昇率이 충분히 크지 못하면 資產再 評價制度의 惠澤을 전혀 받을 수 없다.

세째, 實質割引率의 變化는 資產再評價制度 의 効果에 큰 영향을 주지 않는다.

네째, 資產再評價制度의 効果는 物價上昇率 이 충분히 크다면 法定耐用年數가 짧은 資產 에서 더 크게 나타난다.

다섯째, 現行制度로서는 物價上昇에 의한 資產의 實質的 低價却効果를 충분히 상쇄해 주지 못한다. 그리고 마지막으로 3%의 資產 再評價稅는 資本費用 引下効果의 크기에 비해 상대적으로 미미한 効果를 줄 뿐이다.

이 硏究의 結果로 企業에 주는 資產再評價의 利益이 상당히 큰 것으로 나타나고 있으나이 制度가 모든 企業에 널리 받아들여지지 않는 理由에 대해서는 앞으로 더 많은 硏究가 필요하다고 생각된다. 아울러 이 制度의 改善方案에 관해서도 더 광범한 硏究와 討議가 있어야 할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 <

- 郭泰元,『減價償却制度斗 資本所得課稅』, 韓國開發研究院, 1985.
- Hall, R.E. and D.W. Jorgenson, "Tax Policy and Investment Behavior," *American Economic Review*, Vol. 57, June 1967, pp. 391~414.
- Hulten, C.R. and F.C. Wykoff, "The Measurement of Economic Depreciation," in C.R. Hulten (ed.), *Depreciation, Infla-*
- tion, and the Taxation of Income from Capital, Washington: The Urban Institute Press, 1981.
- Lent, G.E., "Adjusting Taxable Profits for Inflation :the Foreign Experience", in H.J. Aaron(ed), Inflation and the Income Tax, The Brookings Institution, Washington, D.C., 1976.

金利效果의 構造的 分析

朴 元 巖

;·····□ 封 次 ◁·····□

- 1. 序
- I. 우리나라의 金利,物價 및 成長에 관한 觀察
- Ⅱ. 模型
- N. 金利引上의 構造的 分析
- V. 金利引上의 政策시뮬레이션
- Ⅵ. 結 論

1. 序

전통적으로 中央銀行은 景氣變動에 대처하여 公開市場操作,支準率政策,再割引率政策 및 再割引窓口管理 등의 政策手段을 통하여 적절한 通貨量供給 및 利子率 設定에 주력하여 왔으며,市中銀行의 預金 및 貸出金利規制 를 통한 利子率政策도 景氣調節에 중요한 역

할을 하여 왔다. 그러나 이러한 公金利의 變動이 經濟를 不况局面으로 이끌어 갈 것인가 또는 擴張局面으로 이끌어 갈 것인가에 대해 서는 여러 가지 見解가 제시되고 있고 이에 관한 論爭을 包括的으로 "金利論爭"이라고 부 르기도 한다.

우리나라의 경우 지난 1965年 9月 金利現實化 이전과 1972年 8月부터 1978年 6月까지의기간에는 企業에 값싼 資金을 많이 공급하기위하여 金利가 낮게 策定되어 높은 인플레하에서, 때로는 負의 實質利子率을 示顯하기도하였으나 1965年 9月 30日부터 1972年 8.3措置 이전까지의 기간과 1978年 6月부터 1981年 11月 金利引下 직전까지의 기간에는 오히려 金利가 높게 策定되어 負의 實質利子率에서탈피하려 하였다.

이렇게 金利가 變動하게 된 배경에는 景氣 變動에 직면하여 꾸준한 經濟成長을 이룩하려는 政策當局의 意志가 숨어 있기도 하지만 지 난 20여 년의 通貨量과 利子率 變動의 推移를 살펴보면 정통적(orthodox)이고 敎科書的인

筆者:韓國開發研究院 研究委員

^{*} 草稿를 읽고 助言을 해준 姜文秀 博士와 金融研究會 月例討論會 參加者들에 깊은 감사를 드린다. 本論文은 全國銀行聯合會 金融研究會에서 發表된 論文 「金利論 딸의 一考察」을 修正・補完한 것이다.

見解로는 說明하기 어려운 무엇을 발견할 수 있다. 무엇보다도 銀行利子率과 通貨增加率이 같은 방향으로 변화하여 왔다는 사실인데 이러한 현상은 McKinnon과 Shaw의 負債仲介理論(debt intermediation view)과 무관하지 않을 것이다.

投資가 利子率에 彈力的일 경우 정통적(orthodox)인 見解에 따르면 金利引上은 대체로 投資不振과 成長鈍化를 초래하나 經濟發展論的 立場에서 金利引上이 오히려 投資 및 成長을 促進할 수 있다고 주장하기도 한다. 즉 Mc-Kinnon과 Shaw에 의하면 公金利引上에 따라 金融圈貯蓄이 提高되고 實物貯蓄 또한 증대되 므로 投資財源의 원활한 調達에 힘입어 成長 이 促進될 수 있다는 것이다. 대체로 政府는 이러한 見解를 받아들여 金利引上을 選好하는 편이고 業界에서는 金利引上이 企業金融費用 을 上昇시킨다는 점에서 金利引下를 주장하고 있다.

本稿는 어느 한 쪽의 立場에 서서 成長을 위한 金利引上이나 金利引下의 結論을 도출하기보다는 오히려 우리나라 金融市場의 構造的 特性과 金融市場에 크게 의존하는 生產活動을 勘案한 模型을 構築하여 이 模型에서 도출되는 結論을 음미하여 보고자 한다. 우리나라의 경우 企業資金調達面에서 중요한 역할을 하는 私債市場의 존재를 認定하고 公金利와 私金利는 상호간 어떤 관계가 있는가를 중점적으로 考察하며 貯蓄函數의 利子率彈力性 問題를 論議하려 한다.

投資函數가 負의 利子率彈力性을 가진다는 점에는 일반적으로 의견의 일치를 보고 있으나 貯蓄函數가 正의 利子率彈力性을 가질 것 인가 하는 점에는 의견의 일치를 보지 못하고 있다. 個人貯蓄은 일반적으로 正의 利子率彈 力性을 가지나 法人貯蓄은 金利引上의 金融費 用引上效果로 말미암아 負의 利子率彈力性을 갖는 경향이 있기 때문이다.

또한 消費가 利子率에 대하여 負의 彈力性을 가질 때 利子率의 上昇으로 消費가 減少하여 貯蓄이 증대할 수 있으나 이는 暗默的으로 總供給이 消費減少에 따른 總需要의 減少에도 불구하고 일정함을 假定하고 있으며 다른 한편으로 利子率上昇에 따른 金融費用引上으로總供給이 오히려 줄어들 수도 있다는 가능성은 고려하고 있지 않다.

따라서, 貯蓄과 投資의 캡(gap)으로 인플레 率이 변화한다고 想定할 때, 公金利引上으로 과연 物價가 上昇할 것인지 下落할 것인지의 문제는 經驗的으로나 理論的으로나 論難의 여 지가 많은 부분이다.

어쨌든 公金利變動이 經濟에 미치는 效果는 公金利引上에 따른 金融市場에서의 資產間 代 替效果와 貯蓄의 利子率彈力性에 있는 것인 만큼 本稿에서도 이 점을 강조하여 論議를 진 행시키기로 한다. 특히 本稿에서는 本格的인 債券 및 株式市場 대신에 私金融 및「인플데 레지」(inflation hedge)가 존재하는 이른바 金 融後進經濟(financially repressed economy)에 서 어떻게 IS-LM分析을 시도하여야 할 것인 가도 提示하였다.

金利引上을 選好하는 見解는 McKinnon (1973)의 貨幣와 資本의 補完性假說(complementary hypothesis)이나 Shaw의 負債仲介理 論(debt intermediation view)에 根據를 두고 있는데 이들의 主張에 따르면 金利를 引上함으로써 負의 實質利子率을 배제하고 投資配分의 效率性을 도모하는 한편 貯蓄을 增進함으

로써 經濟成長 및 物價安定을 이룩할 수 있다 는 것이다. 우리나라에서도 1965年에 Gurley, Patrick과 Shaw(1965)의 권고에 따라 金利를 대폭적으로 引上할 때 이들의 主張이 절대적 으로 반영되었는데 이러한 대폭적인 金利引上 결과 成長率이 높아지고 인플레率이 낮아졌던 것은 周知의 사실이다. 그러나 McKinnon과 Shaw의 見解에 반대하는 論者들은 1965年의 金利引上이 바람직한 결과를 낳은 것이 高金利 의 영향이라기보다는 동시에 推進된 資本市場 開放 및 國內外 金利差에 의한 資本移動에 따 라 많은 企業資金이 海外로부터 供給되었기 때문이라고 본다(Wijnbergen, 1983). 또한 1965年에 金利가 대폭적으로 引上된 후 1967年 부터 계속하여 金利가 下落된 점도 金利引下를 選好하는 또다른 證據가 된다고 보며 低開發 國에서 貯蓄과 利子率이 正의 과계를 갖는다 는 Shaw(1973)와 Fry(1978, 1980)의 經驗的硏 究에도 회의를 갖는다(Giovannini, 1983). 더 우기 南美의 경우 1970年代에 金融自由化의 旗幟 아래 金融後進性을 극복하기 위한 일련 의 政策들이 실패로 끝났다는 經驗的 事實들 은 이러한 反對論者의 主張을 더한층 드높이 게 되었다(Argentina의 경우 Cavallo, 1977; Brazil의 경우 Lara-Resende, 1979; Taylor, 1983; Diaz Alejandro, 1980, 1981).

金利引上의 賛反論者들의 主張을 綜合해 보 면, 兩者 모두 다 低金利가 負의 實質利子率 을 초래하여 資源配分을 왜곡시키고 金融後進 (financial repression)의 原因이 된다는 점에는 의견의 일치를 보이고 있으나 이를 해소하기 위한 방법으로서 公金利의 대폭적인 引上이라든지 高金利法(usury law)의 廢止,政府役割의 排除 등에 대해서는 의견의 일치를 보지 못하고 있다. 反對論者들은 불완전한 資本市場이라는 構造的 脆弱性을 가진 經濟에서 金融自由化 政策은 흔히 딜레마에 빠지기 쉽다는 점을 주장하고 있는 것이다.

美國에서도 預金金利가 債券이나 株式의 利 廻率보다는 낮은 수준에서 規定Q에 예속되어 있음을 勘案할 때 本稿는 우리나라의 경우에 도 公・私金利의 隔差에만 주목하여 그 隔差를 줄이기 위한 일방적이고 대폭적인 金利引上이 우리나라 金融市場의 構造的인 脆弱性으로 인 하여 어떠한 逆作用을 초래할 수 있는가를 보 이고자 한다. 公ㆍ私金利間의 關係分析을 위 하여 銀行預金과 私債 사이의 公金利에 대한 代替効果와 이에 더하여 「인플레 헤지」에 대 한 投機活動이 强調되었으며 物價効果를 分析 하기 위하여서는 Cambridge型 貯蓄函數를 도 입하여 高金利가 인플레이션을 초래한다는 이 른바 「패트만 |効果(Patman effect)1)를 고려하 였다. 金融仲介理論에 치우친 論文(Kapur, 19 76; Mathieson, 1980)들은 金融市場을 單一化 하여 오직 預金 및 貸出市場만이 존재한다고 보고 이에 대응하는 非金融市場으로「인플레 헤지」市場을 상정하고 있다. 따라서 預金金利 가 오르면 暗默的으로 非金融市場의 "非生產 的'인 資金이 銀行圈으로 流入될 것을 假定하 고 있다. 그러나 後進國의 金融市場은 이렇게 간단하지는 않다. 실제로는 慢性的인 資金의 超過需要와 낮은 預金金利에 직면하여 民間投 資家들은 私金融市場을 조직하고 資金을 供給

¹⁾ 作故한 美下院議員 Wright Patman은 高利子率이 인 플레이션을 초래한다고 하였다. 이는 利子率이 生產費用에 연결된다는 見解이며,通貨緊縮에 대한 정통적 見解에 배치되고 있다. Tobin(1980)은 利子率費用과 安定化政策에 관한 論議에서 Patman效果라는 用語를 사용하였으며 Driskill과 Sheffrin(1985)도 Patman效果를 포함시켜 安定化政策을 論議하였다.

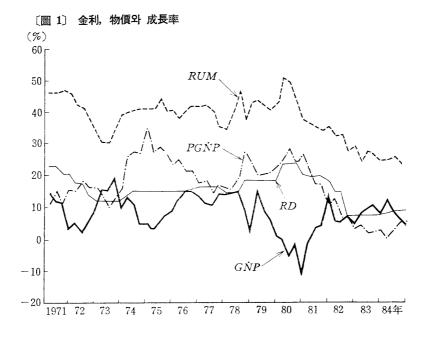
하고 있으며 비록 株式 및 長短期債券市場이 존재한다고 하더라도 기실 私金融市場의 장식 물인 경우가 허다하다. 이러한 私金融市場의 重要性은 이미 Bruno(1979)와 Wijnbergen (1983)에 의하여 强調되었으며 本稿는 이들의 分析을 簡略化하여 어떤 條件에서 公金利引上이 私金利引上을 초래할 수 있는가를 보이고 不動產市場으로 상징되는 「인플레 레지」市場을 추가하여 보다 體系的인 研究를 도모하였다. 經驗的으로도 銀行預金과 私債는 金利에 대해서는 代替的이지만 인플레 핵에 대해서는 補完的이기 때문에 「인플레 헤지」市場을 추가하지 않을 수 없었다.

本稿의 第 『章에서는 우리나라에 있어서 金利,通貨量, 인플레이션 및 成長率 등의 主要經濟變數間의 相關關係를 統計資料를 이용하여 簡略하게 記述하고 있다. 第 『章에서는 金融後進國의 構造的 特徵을 나타내는 單純模型

을 설명하고 第N章에서는 公·私金利의 關係, 貯蓄의 利子率彈力性問題 및 不動產의 役割 등을 다루었다. 第V章에서는 計量經濟模型을 이용한 金利政策시물레이션結果를 論議하고 마지막으로 結論은 第NI章에 서술되어 있다.

I. 우리나라의 金利, 物價및 成長에 과한 觀察

먼저 지난 15年間 金利,物價 및 成長率이어떻게 연관되어 변화하였는가를 단순히 統計資料의 觀察을 통하여 살펴보기로 하자. 다음의 [圖 1]과〈表 1〉은 우리나라의 金利,物價및 成長의 관계를, [圖 2]와〈表 2〉는 金利와



註:符號는〈表 I〉 참조

通貨의 관계를 보여주고 있다. 〈表 1〉과 〈表 2〉에서는 統計資料를 1972 [~1984 N 의 全 期間, 오일 쇼크(oil shock) 및 극심한 低成長의 기간인 1974 II ~1975 II, 1979 N ~1981 I 을 제외한 기간과 1981 I ~1984 N 의 3개 기간

으로 나누어 相關係數 分析을 하였다. [圖 1] 과 〈表 1〉은 公金利와 私金利가 매우 밀접하 게(相關係數 ρ =0.79) 관련되어 움직이며, 私 金利와 物價도 매우 큰 相關係數를 가짐을 보 여주고 있다. 다시 말하여 公金利의 引上은

〈表 1〉 金利,物價와 成長率(相關係數)

(期間:1972 I ~1984 N)

	RD	RUM	IFP	CP	GNP	GŅP	$PG\dot{N}P$	CPI
RD	1.00							
RUM	0.79	1.00						
IFP	-0.13	-0.38	1.00					
CP	-0.25	-0.54	0.90	1.00				
GNP	-0.19	-0.41	0.83	0.86	1.00			
$G\dot{N}P$	-0.43	-0.20	-0.20	-0.22	-0.21	1.00		
$PG\dot{N}P$	0.72	0.83	-0.47	-0.56	-0.43	-0.28	1.00	
CPI	0.76	0.70	-0.23	-0.29	-0.21	-0.51	0.85	1.00

(期間:1974 Ⅲ~1975 Ⅱ, 1979 Ⅳ~1981 Ⅰ 제외)

	RD	RUM	IFP	CP	GNP	G NP	PGNP	CĖI
RD	1.00							
RUM	0.80	1.00						
IFP	-0.27	-0.47	1.00					
CP	-0.41	-0.64	0.90	1.00				
GNP	-0.31	-0.48	0.84	0.86	1.00			
$G\dot{N}P$	-0.04	0.13	-0.25	-0.28	-0.27	1.00		
$PG\dot{N}P$	0.76	0.84	-0.53	-0.64	-0.51	0.09	1.00	
CPI	0.73	0. 67	-0.27	-0.36	-0.27	-0.12	0.82	1.00

(期間:1981 I ~1984 N)

	RD	RUM	IFP	CP	GNP	GNP	PGNP	СÞІ
RD	1.00							
RUM	0.92	1.00						
IFP	-0.62	-0.58	1.00					
CP	-0.57	-0.71	0.67	1.00				
GNP	-0.44	-0.43	0.68	0.75	1.00			
$G\dot{N}P$	-0.41	-0.40	0.36	0.26	0.26	1.00		
$PG\dot{N}P$	0.91	0.84	-0.71	-0.61	-0.51	-0.65	1.00	
CPI	0.95	0.90	-0.65	-0.67	-0.49	-0.51	0.96	1.00

註:RD:1年滿期 定期預金 金利

IFP: 民間投資 *GNP*: 國民總生產

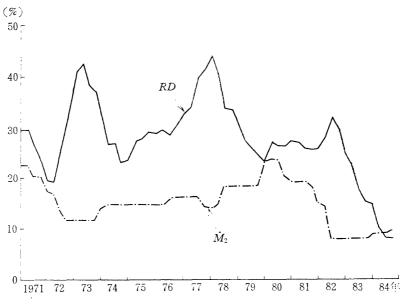
PGNP: GNP[디플레이터]上昇率

RUM: 私債金利

CP:民間消費

GNP:國民總生產 成長率 CPI:消費者物價指數 上昇率

[圖 2] 金利와 通貨



註: 符號는 〈表 2〉 참조

物價引上에 연계되어 있다는 것이다. 或者는 物價 引上이「피셔」效果(Fisher effect)를 통하여 私金利引上을 초래한다고 논하거나 物價上昇期에 景氣를 억제하기 위하여 金利를 引上하였다고 논할지 모르나 資料의 단순한 觀察만으로 金利와 物價間의 因果關係(causality)를 판단할 수는 없다. 그러나「피셔」效果를 통하여 物價上昇이 金利를 引上시키기까지 소요되는 시간이 우리나라의 경우 西歐나 美國에비해 매우 짧다는 사실이나 〈表 2〉에서와 같

또한 인플레率과 成長率이 陰의 相關關係를 갖는다는 사실을 주목할 필요가 있다. 즉 成長率이 低下할 때 인플레가 上昇하는 「스태그플레이션」效果가 나타나고 있다. 이는 經濟變動이 需要側 要因보다는 供給側 要因에 의해발생함을 강력하게 시사하고 있는데 西歐나美國의 경우 Phillips曲線의 중요성이 강조되는 것과 비교하여 고찰할 필요가 있다³⁾.

金利와 관련지어 볼 때 或者는 高金利가 低成長을 초래하였다고 主張할 수 있고, 或者는 低成長의 時期에 金利를 引上한 결과 成長率 이 더욱 낮아졌다고 主張할 수 있다. 역시 因 果關係는 분명하지 않지만 低成長의 時期에 金利를 引上한 결과 景氣鈍化現象이 조금 나 아졌다고 主張하는 사람은 드물다.

이 金利 및 通貨增加率이 같은 방향으로 움직여 왔다는 사실에서 위의 주장의 취약점을 발 견할 수 있다²⁾.

²⁾ 최근 金大植(1985)의 연구에 의하면 金融費用이 附加價值에서 차지하는 比率은 製造業 平均 20.2%이러製造業 全體의 金融費用構成比率은 1973年 이후 平均약 16%의 水準을 維持하다가 1980年 이후 급격하게 상승하여 1980~84年의 평균은 25% 수준에 이르렀다고 한다. 1980~84年中 金利 1%「포인트」 引上으로 GNP「더플레이터」는 總借入金의 경우 平均 0.58%「포인트」,銀行借入金의 경우 0.33%「포인트」인상됨을 보였다.

³⁾ 油價引上에 의한 低成長의 期間을 제외한 〈表 1〉의 두번째 표에서는 인플레率과 成長率이 미미하나마 陽 의 相關關係를 갖기도 하였다.

한편 [圖 2]와 〈表 2〉는 公金利와 通貨量의 關係를 나타내고 있는데 公金利引上時 通貨量 의 絕對水準은 줄어드나 通貨增加率은 上昇하

〈表 2〉 金利와 通貨(相關係數)

(期間:1972 I ~1984 N)

	RD	M_2	$\dot{ ext{M}}_2$	DC	\dot{DC}
RD	1.00				
M_2	-0.39	1.00			
$\dot{ m M}_2$	0.20	-0.61	1.00		
DC	-0.41	0.99	-0.63	1.00	
DC	0. 56	-0.42	0.28	-0.42	1.00

(期間:1974Ⅲ~75Ⅱ,1979Ⅳ~1981Ⅰ제외)

	RD	\mathbf{M}_2	$\dot{ ext{M}}_2$	DC	\dot{DC}
RD	1. 00				
M_2	-0.56	1.00			
$\dot{\mathrm{M}}_{2}$	0.33	-0.66	1.00		
DC	-0.57	0.99	-0.68	1.00	1
\dot{DC}	0.61	-0.42	0.47	-0.43	1.00

(期間:1981 I ~84 N)

	RD	M_2	$\dot{ ext{M}}_2$	DC	\dot{DC}
RD	1.00				
\mathbf{M}_2	-0.88	1.00			
$\dot{ ext{M}}_2$	0.43	-0.78	1.00		
DC	-0.85	0.99	-0.80	1.00	!
\dot{DC}	0.84	-0.97	0.83	-0.96	1.00

註: RD:1年滿期 定期預金 金利

 M_2 :總通貨(月末平均) \dot{M}_2 :總通貨增加率 DC:民間信用(月末平均) $D\dot{C}$:民間信用增加率

〈表 3〉 金利와 會社債 收益率(相關係數)

(期間:1973 Ⅱ~1984 №)

	RD	YCB	RUM	
RD	1.00			
YCB	0.92	1.00		
RUM	0.79	0.77	1.00	

註: RD: 1年滿期 定期預金 金利 YCB: 會社債收益率

RUM:私債金利

고 있다. 또한 通貨가 급격히 增加하는 몇몇 기간에는 金利가 약간 下落하는 경향이 있음을 간과해서는 안될 것이다. 通貨膨脹時에 公金利도 引上된다는 사실로 말미암아, 通貨膨脹으로 物價가 上昇한다면 物價上昇이 公金利 引上에 연유한다고 主張하는 데에도 어려움이 있지만 만약 McKinnon-Shaw의 主張대로 公金利引上時 金融貯蓄이 增大된다면 왜 通貨量의 절대수준이 減少하는지 의문을 제기하여야 마땅하다.

마지막으로 〈表 3〉은 公·私金利와 會社債 收益率間의 관계를 보여주고 있는데 〈表 3〉에 서 私金利와 會社債 收益率의 相關係數가 매 우 크므로 만약 私金利 資料의 신빙성이 낮다 면 會社債 收益率로 대체하여도 무방함을 알 수 있다.

경험적으로 金利引上의 效果를 도출하는 것은 결코 용이하지 않다. 모름지기 그 效果를 도출하는 理論的 模型이 마련되어야 하며 그 模型을 構成하는 個別式들이 경험적으로 타당하여야 할 것이다.

Ⅲ. 模型

먼저 開發途上國의 金融部門과 實物部門의 構造的 特徵을 포착할 수 있는 閉鎖經濟下의 單純巨視經濟模型을 提示하려고 한다. 金融市 場은 制度圈市場과 非制度圈市場인 私債市場 으로 構成되어 있고 非金融市場은 不動產市場 으로 代表되는 「인플레 헤지」市場으로 보기로 한다. 本稿에서는 利子率의 調整에 따른 資本 移動, 國際收支 및 外債利子支給問題 등은 고 려하지 않기로 한다.

1. 金融部門

單純化된 中央銀行,預金銀行,企業과 民間 部門의 貸借對照表가〈表 4〉에 나타나 있다.

民間部門은 現金(C), 貯蓄性預金(D_t), 私債(L_t) 및「인플레 헤지」(P_tZ)의 네 가지 富(W)를 所有하고 있다. 「인플레 헤지」는 金 및 不動產으로 상징되며(이하 不動產으로 부르기로 한다.) 非生產的 47 이고 그 實物「스톡」(Z)은 변화하지 않는다고 假定한다. 따라서 不動產의 名目「스톡」은 投機活動에 따른 資本 利得(capital gain)이나 資本損失(capital loss)로 변화하며 바로 이 資本利得이 富의 形成에

기여하게 된다. 따라서 本模型에서 富의 增加 는 貯蓄 및 資本利得에 의해 결정된다.

第2金融圈 및 株式·社債市場이 制度圈市場과 私債市場의 橋梁役割을 하고 있고 私債資金이 第2金融圈의 資金流通에 決定的인 영향을 미친다는 점을 勘案해서 이들 市場을 제외하였다. 本模型에서는 金融市場을 制度圈市場과 非制度圈市場으로 二分하고 있으므로第2金融圈市場이 制度圈市場에 포함될 것인가 혹은 非制度圈市場에 포함될 것인가 하는문제는 중요하지 않을 수도 있다. 또한 要求拂預金은 後述하는 바와 같이 貯蓄性預金과私金融을 통한 運轉資金供給形態에 따라 결정된다.

民間部門의 資產選好行熊는 Tobin(1969, 19)

〈表 4〉 金融部門 貸借對照表

		中	央	銀	行		
政府負債	F			本源	預通貨	Н	
		預	金	銀	行		
支拂準備金 貸 出 金	$\mu D_{P} + \eta D_{f}$ $(1 - \mu) D_{P} + ($	$(1-\eta)$	D_f	R .		· · ·	
			企	業			
物的資本運轉資本	PK D_f			私信	5貸出金 賃貸付金 已資本	$(1-\mu)D_p + (1-\eta)D_f$ L_p PK	•
			民	間			
現 金 貯蓄性預金 私債貸付金 不 動 産	$C \ D_{\dot{P}} \ L_{\dot{P}} \ P_z Z$			富		W	

⁴⁾ 土地의 要素生產性을 고려하여 地價를 결정할 수 있는데 비록 生產的이라고 가정하더라도 地價의 급격한 변동현상을 說明할 수 있다(Feldstein, 1980).

82)型의 資產構成模型을 接用하였다. 즉 富의單位彈力性을 가정하고 說明變數로는 貯蓄性預金利率 (i_a) ,私債利子率(i),期待物價上昇率 (π) ,期待不動產價格上昇率 (π_z) 과 產出量一資本比率 $(Y/K)^{5}$ 을 채택하였다. 說明變數 중貯蓄性預金利率 (i_d) 은 政策當局에 의해 外生的으로 결정되며, i,π 및 π_z 는 模型內에서 內生的으로 결정되다.

 $\begin{array}{l} -3.82) & (3.53) \\ +0.85 ln(QM/CPI)_{-1} -0.04D_2 -0.04D_3 -0.90D_4 \end{array}$

(23.25) (-2.45)(-2.24)(-2.61) R^2 =0.99 D.W=1.84 S.E=0.03

단,推定기간:1972 [~1983 №

CM: 現金通貨 DM: 預金通貨 QM: 準通貨

CPI:消費者物價指數(1980=100)

GNP: 實質國民總生產(80年基準)

RD:1年滿期 定期預金 金利 RUM: 私债金利 $D_2,D_3,D_4:$ 季節Dummy

소위 Fisher effect에 따른 私債金利와 인플레의 相關 關係를 假定한다면 韓國銀行의 計量模型에서도 비슷 한 결과를 얻을 수 있다(丁文建, 1983).

위의 式에서 變數 위의 符號는 偏微分係數의 符號를 의미한다. 또 合計條件(adding-up condition)으로부터 다음을 얻는다.

마지막으로 粗代替性의 假定(gross-substitute assumption)을 부여하여 資產의 需要는 그 資產의 實質收益率에 대해서는 陽의 反應을 하나 餘他資產의 實質收益率에 대해서는 陰의 反應을 보이도록 하였다. 이제 式(1)을 名目利率에 대하여 정리하고 物價上昇率을 추가적인 說明變數로 보면 다음과 같다.

$$C = \Delta(i_{d}, i, \pi, \pi_{z}, Y/K)W\cdots\cdots(3a)$$

$$+ - - - -$$

$$D_{p} = \Psi(i_{d}, i, \pi, \pi_{z}, Y/K)W\cdots\cdots(3b)$$

$$- + - -$$

$$L_{p} = \Gamma(i_{d}, i, \pi, \pi_{z}, Y/K)W\cdots\cdots(3c)$$

$$- - + +$$

$$P.Z = \xi(i_{d}, i, \pi, \pi_{z}, Y/K)W\cdots\cdots(3d)$$

위의 式에서 i_a , i_a , π_z 의 偏微分係數의 符號에 대해서는 異論의 여지가 없으나 物價上昇率의 偏微分係數의 符號에 대해서는 論難의 여지가 있다. 그러나 物價上昇에 따른 金融資產으로부터 非金融資產으로의 資金移轉現象을 고려할 때 式(3)에서와 같은 物價上昇率에 대한假定은 合理的인 것으로 보인다 6).

또한 貯蓄性預金 및 要求拂預金의 支給準備 率을 각각 μ , η 이라 표시하고 (μ < η) 銀行의

⁵⁾ Tobin(1969)의 模型에서 産出量—資本比率은 産出量 —富의 比率이 된다.

⁶⁾ 代替關係에 대한 假定은 經驗的 事實에 근거한 것이 다. 筆者(朴元巖, 1985)의 韓國經濟의 短期豫測模型 중 貨幣部門의 推定結果를 따르면 ln(CM/CPI) = -0.64 - 0.23ln(1+CPI) + 0.27ln(-1.99)(-2.83) $\begin{array}{c} (GNP) + 0.77 ln (CM/CPI)_{-1} - 0.15 D_2 - 0.04 D_4 \\ (11.64) & (-5.95) & (-0.65) \end{array}$ $R^2 = 0.99$ D.W = 1.7S.E = 0.04In(DM/CPI) = 0.36 - 0.92 ln(1 + RD/100) - 0.26 ln(1.16) (-2.17) (-1.37) $(1+C\dot{P}I)+0.16ln(GNP)+0.79ln(DM/CPI)_{-1}$ (2.19)(11.80) $\begin{array}{c} -0.09D_2 -0.07D_3 -0.10D_4 \\ (-2.85) \ (-2.21)(-1.99) \end{array}$ D.W = 1.6S.E = 0.07 $R^2 = 0.95$ ln(QM/CPI) = -0.23 + 0.26ln(1 + RD/100)(-1.23)(1.41)-0.61ln(1+RUM/100)+0.19ln(GNP)

信用創出機能을 고려하였다.

통상 企業은 賃金支拂 등을 위하여 運轉資金 金(D_f)을 필요로 한다. 本模型에서 運轉資金 은 商品이 販賣되어 代金이 回收되기 이전에 雇傭者의 賃金支拂을 위하여 필요한 資金을 의미하나 D_f를 企業이 지고 있는 一定量의 銀行負債라고 보아도 分析上의 하자가 없다. 물론 運轉資金의 概念은 商品在庫나 外上去來를 포괄하여 定義될 수도 있다. 金融後進國에서銀行金利는 私金利보다 매우 낮은 수준에 있으므로 企業은 먼저 銀行을 통하여 所要資金을 조달하고 不足分을 私債市場에서 調達하며이렇게 調達된 資金을 銀行의 要求拂預金口座에 預置한다고 假定한다.

$$D_f = RL = \frac{(1-\mu)D_p + L_p}{\eta}$$
(4)
단, $R =$ 名目賃金, $L =$ 勞動量

위의 式에서 總賃金支拂額(wage bill)을 「스톡」으로 간주하고 있음에 留意하여야 할 것이다. 이는 含蓄的으로 「스톡」과 「플로우」間의轉換關係가 일정함을 의미하며 生產期間에 따른 「스톡」과 「플로우」間의轉換關係變化 등은고려하고 있지 않다.

이제 〈表 4〉의 貸借對照表로부터 몇 개의 恒 等式을 導出해 보자.

本模型에서는 株式市場이 고려되지 않기 때문

에 企業의 貸借對照表上의 自己資本(net worth), *PK*는 企業의 留保利潤을 통하여 蓄積된 것이다. 또한 不動產價格은 實物「스톡」이 固定되어 있으므로 式(3*d*)로부터 不動產市場의需要狀態를 반영하여 결정된다.

마지막으로 合理的 期待假說을 援用하여 期待物價上昇率이 實際物價上昇率과 일치한다고 假定한다. 이는 合理的期待假說이 適應的期待 假說 등 여타 期待假說보다 經驗的으로 더욱 타당하기 때문이 아니며 分析하기 용이하고 政策樹立者들에게도 目標變數의 變化方向에 대한 有用한 示唆를 해주기 때문이다.

$$\pi=\hat{P}, \pi_z=\hat{P}_z$$
 ··················(8)
吐, $\hat{P}=$ 實際物價上昇率
 $\hat{P}_z=$ 實際不動產價格上昇率

2. 實物部門

實物部門은 아주 단순하게 貯蓄函數와 投資函數로 나타내지며 物價上昇의 메카니즘으로서 投資와 貯蓄間의 「인플레 갭」(inflation gap)을 고려하기로 한다. 本節에서 物價上昇이 「인플레 갭」에 의존한다고 假定하는 것은 첫째로, 흔히 開發途上國에서 物價上昇을 說明하기 위하여「인플레 갭」을 이용하기 때문이며 둘째로 金融部門에 비하여 상대적으로느린 實物部門의 適應速度를 고려해서이다 (Fischer, 1972).

$$\frac{I}{Y} = \alpha + \beta(i - \hat{P}) \qquad (9)$$

$$\frac{S}{Y} = \gamma + \delta(i - \hat{P}) \qquad (10)$$

$$\hat{P} = \lambda \left(\frac{I}{Y} - \frac{S}{Y}\right)$$

$$=\lambda \left[(\alpha - \gamma) + (\beta - \delta) (i - \hat{P}) \right] \cdots (11)$$

吐, $\beta < 0$, λ : 調整係數($0 < \lambda < 1$)

위의 式에서 投資가 陰의 利子率彈力性을 보이는 것은 일반적으로 認定되고 있지만, 貯蓄이 利子率에 陽으로 反應하는가 하는 점은 아직 의견의 일치를 보지 못하고 있다. 따라 서 δ 의 符號는 未定이다.

이제 金融部門과 實物部門을 綜合하여 보면 金融市場의 需給을 나타내는 方程式(4),不動 產價格決定式(3d)과 物價方程式(11)이 巨視 經濟模型을 構成하게 된다. 模型內 方程式을 資本 1單位를 기준으로 測定하면 다음과 같다.

$$\begin{split} \eta \frac{RL}{PK} &= (1-\mu) \varPsi (V+U) + \varGamma (V \\ &+ U) \qquad (12) \\ \hat{P} &= \lambda \big[(\alpha - \gamma) + (\beta - \delta) (i - \hat{P}) \big] \quad \cdots (11) \\ U &= \xi (V+U) \qquad (13) \\ \text{Th}, \quad V &= \frac{H}{PK}, \quad U &= \frac{P_z Z}{PK} \end{split}$$

模型의 첫번째式(12)는 私債市場의 均衡條件으로 바로 私債金利를 결정하는 方程式이 되며 이 式에서는 私債金利를 市場淸算利率이라고 보고 있다". 두번째 式은 超過需要와 超過供給에 따른 物價變化式이다. 마지막 式은 實物供給이 일정한 不動產의 價格이 需要事情에

따라 변화함을 나타내고 있다. 따라서 本模型은 企業資金의 需給을 위한 公‧私金融市場, 不動產市場으로 상징되는 非金融市場 및 商品市場의 3個의 市場으로 構成되어 있으며 3個의 市場이 i,\hat{P},\hat{P}_z 를 결정한다. 한편 貯蓄性預金의 利子率 (i_d) 및 支給準備率 (μ,η) 은 政策變數로 假定한다.

動態分析을 위한 狀態變數(state variable)는 本源通貨의 名目不動產「스톡」의 名目資本에 대한 比率인 V의 U인데 여기서 V는 Cambridge k로 볼 수도 있으며 金融仲介度(index of financial intermediation)를 나타낸다고 볼 수도 있다.

N. 金利引上의 構造的 分析

1. 單純模型의 靜態分析

分析의 편의상 不動產市場을 제외하고 金利 引上의 效果를 살펴보기로 하자. 民間部門의 資產項目에서 不動產을 제외시키면 앞장의 模 型式은 다음과 같이 변형된다.

$$egin{align} \eta wb &= (1-\mu) \varPsi(i_d, \ i, \ \pi, \ Y/K) V \\ &+ \varGamma(i_d, \ i, \ \pi, \ Y/K) V \\ \hat{P} &= \lambda(\alpha-\gamma) + \lambda(\beta-\delta)(i-\hat{P}) \\ \forall h, \ w &= R/P, \ b &= L/K \ \end{array}$$

이하에서는 Lewis型의 勞動過剩經濟를 가정하여 制度的으로 결정된 低水準의 實質賃金, w(=R/P)에서 무제한의 勞動供給이 이루어진다고 본다. 또한 Harrod-Domar流의 生產函數 8 를 가정하여 產出量—資本比率(a) 및 勞

⁷⁾ 私債市場 不均衡論者들은 私債市場에서 동일조건의 貸付資金에 대하여 相異한 金利가 부과되는 것을 債 私市場의 不均衡의 증거라고 보고 있으나(Wai, 1957) 均衡論者들은 資金需要者別로 相異한 金利를 부과하는 것이 결코 不均衡이나 信用割當의 증거가 될 수 없다고 보고 있다(信用割當과 不均衡 문제에 대해서는 Jaffee and Modigliani, 1969). 우리나라의 경우均衡假說에 대한 검정으로 Amemiya(1974)의 방법을 따르면 대체로 私金利가 貨幣의 需要와 供給을 일치시키는 역할을 함을 알 수 있다.

⁸⁾ 동일한 형태의 生產函數가 Kapur(1976)와 Mathieson (1979, 1980)의 模型에 援用되었다.

動一資本比率(b=L/K)이 모두 일정하다고 본다. 「루이스」型 經濟下에서의 一定實質賃金은 일정한 要素集約度를 결정하므로 新古典學派의 生產函數를 가정하더라도 별다른 지장이없다. 아마 putty-clay 假說은 고정된 產出量一資本比率과 勞動一資本比率을 說明하는 또다른 이유가 될 것이다.

金利引上 직후 狀態變數 V, 또는 金融仲介度가 일정하다고 보고 公金利引上에 따른 私 金利(i) 및 物價上昇率 (\hat{P}) 의 變化方向을 조사하자. 위의 두 式을 均衡值 부근에서 微分하면다음을 얻는다.

$$\begin{bmatrix} -\left[(1-\mu)\varPsi_i + \varGamma_i\right] & -\left[(1-\mu)\varPsi_p + \varGamma_p\right] \\ \lambda(\beta - \delta) & -\lambda(\beta - \delta) - 1 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} di \\ d\hat{P} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (1-\mu)\varPsi_d + \varGamma_d \\ 0 \end{bmatrix} di_d$$

$$\Rightarrow \exists \lambda,$$

$$\frac{di}{di_d} = -\frac{1}{\det(A)} \left[(1-\mu)\varPsi_d + \varGamma_d \right] \left[\lambda(\beta - \delta) + 1 \right] \cdots \cdots (14)$$

$$\frac{d\hat{P}}{di_d} = -\frac{1}{\det(A)} \left[(1-\mu)\varPsi_d + \varGamma_d \right] \lambda(\beta - \delta) \cdots \cdots (15)$$
단, $A = \Rightarrow \exists \beta \in \exists \lambda \in$

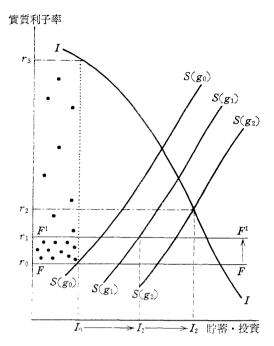
 $\Psi_i = \frac{\partial \Psi}{\partial i} \in \Xi$

模型의 安定條件으로부터 行列의 主對角線 上의 요소는 陰의 符號를 가져야 하고 行列式 의 값은 陽 $(\det(A)>0)$ 이어야 하는데 이중 특 히 $(1-\mu)V_i+\Gamma_i>0$ 의 조건은 粗代替性의 가 정에 의하여 언제나 만족된다.

式(14)에서 公金利引上에 따라 私金利도 같이 인상되느냐 그렇지 않느냐 하는 것은 전적으로 $(1-\mu)\Psi_a+\Gamma_a$ 의 符號에 의존하게 된다.

만약 貯蓄性預金과 私債가 預金金利에 대하여 밀접한 代替關係에 있거나 貯蓄性預金의 支給 準備率(μ)이 크다면 $(1-\mu)\Psi_d+\Gamma_d<0$ 의 부호가 陰이 되며 預金金利와 私金利는 正의 關係를 보이게 된다. 즉 貯蓄性預金과 私債가 預金金利에 대하여 밀접한 代替關係에 있으면 預金金利가 오를 때 資金이 私債市場으로부터 制度圈으로 流入되며,制度圈으로 流入된 資金의 일부는 支給準備金으로 銀行에 유보되어 公・私金融市場을 총괄하여 보면 企業資金供給이 限界的으로 줄어들게 되므로 오히려 私債金利도 오른다는 것이며,이는 本稿에서 가장 강조하고자 하는 점임을 밝혀 둔다.

이때 公・私金利의 격차가 金利引上 이정보 다 확대되는가 또는 축소되는가를 모형으로부 터 결정하기는 어려우나 다만 公金利가 상승 할 때 資產間 代替效果와 支給準備效果로 私 金利도 상승할 수 있으며 따라서 公・私金利 의 격차를 줄이기 위하여 公金利를 引上하여야 한다는 주장에 취약점이 있음은 분명하다. 私 金利가 높아지는 것은 資金의 만성적인 초과 수요로 銀行을 통하여 공급되는 資金만으로는 충분하지 않아서 資金需要者들이 私金融市場 으로 몰리기 때문이며 이를 해결하기 위하여 公金利를 올리면 資金이 銀行圈으로 몰려서 바람직한 결과를 낳지 않겠느냐는 주장은 銀 行圈으로 몰린 資金의 출처를 생각하여 볼 때 피상적인 主張에 불과하다. 만약 公金利引上時 非金融資產인 不動產이나 個人이 보유하고 있 는 現金을 銀行에 예치한다면 소망스러운 결 과를 거둘 수 있으나 公金利引上으로 資金이 私金融市場으로부터 銀行圈으로 「쉬프트」된다 면 金融市場 전체로 본 資金供給規模는 銀行預 金에 부과되는 支給準備로 오히려 줄어들 수 [圖 3]



있다.

또한 式(15)로부터 公金利引上으로 物價를 낮출 수 있다는 주장의 타당성도 公‧私金利間의 관계 및 貯蓄의 利子率彈力性에 달려 있음을 알 수 있다. 式(15)에서 $(1-\mu)\Psi_d+\Gamma_d$ $<0,\beta<0$ 일 때 $\delta>0$ 이면 金利引上으로 「인플레 갭」이 줄어들게 되지만 $\delta<0$ 이면 오히려 投資와 貯蓄간의 갭이 확대되어 物價가 上昇할수도 있다. 貯蓄의 利子率彈力性 문제는 Tobin이 定義한 「패트만」效果와 관련하여 다음 節에서 상세히 논하기로 한다.

2. 「패트만」效果와「인플레 갭」

公金利引上으로 貯蓄을 늘리고 投資의 效率 性을 제고하여 보다 높은 成長과 더불어 物價 도 낮출 수 있다는 McKinnon과 Shaw의 模型은 [圖 3]에 의해서 가장 잘 설명될 수 있다(Fry, 1982). [圖 3]에서 $S(g_0)$ 는 經濟成長率 g_0 일 때 實質利子率의 函數로서의 貯蓄函數이다. 預金金利가 매우 낮게 r_0 에 고정되어 있을 때 投資는 貯蓄에 의해 制限되어 I_0 밖에 이루어지지 않으며 이때 貸出金利가 자유롭게 결정된다면 貸出金利는 r_3 가 된다. 이제 公金利를 r_1 수준으로 올리면 [圖 3]의 어두운 부분의 投資는 불가능해지며 貯蓄이 늘어 成長率이 늘아지므로 貯蓄函數는 오른쪽으로 이동하는 한편 「인플레 갭」은 더욱 줄어들고 實質 利子率이 더욱 상승하여 마침내는 均衡點 I_2 , r_2 에 도달한다는 것이다.

그러나 現實은 이렇게 간단하지는 않다. 公 金利를 인상하면 民間消費가 줄어들지도 모르 나 企業은 더 많은 利子를 부담하여야 하므로 法人貯蓄이 줄어들게 된다. 또한 民間消費의 減少는 總需要의 위축을 초래하여 總供給을 줄일 수도 있다. 즉 貯蓄은 利子率에 대하여 陰의 탄력성을 가질 수도 있다는 것이다.

위와 같은 전해에 따라 利子率上昇이 단기 간에 物價를 상승시킬 수도 있다는 소위 「패 트만」效果를 포괄하는 새로운 貯蓄函數를 구 축하기로 한다.

企業의 費用은 運轉資金 자체인 總賃金支拂 額과 資金調達費用으로 構成되며 企業資金調 達費用은 實質賃金이 일정할 때 實質利率로 測定되는데 이는 賃金을 미리 支拂함으로써 期末에 支拂할 때보다 物價上昇率만큼 利益을 얻기 때문이다⁹⁾. 또한 企業은 부족된 資金을 調達하기 위하여 公金融 및 私金融에 의존하 게 되므로 調達費用은 銀行을 통한 調達費用 과 私債市場을 통한 調達費用의 加重平均이어

⁹⁾ 이와 같은 生產要素의 投入과 產出間의 時差를 Austrian lag라고 한다.

야 한다. 이제 $\eta=1$ 이라고 하고 式(4)를 이용 이러한 補助金的 效果를 무시하고 論議를 전 하멲

企業의 費用

$$=D_f[1+rac{L_p}{D_f}(i-\hat{P})+rac{(1-\mu)D_p}{D_f}(i_L-\hat{P}) \ =D_f(1+i-\hat{P})+(1-\mu)D_p(i_L-i) \ \ (16) \ \$$
 다, $i_I=$ 銀行貸付利子率

위의 式에서 두번째 項 $(1-\mu)D_p(i_L-i)$ 은 貸付金利 (i_L) 가 私金利보다 낮을 때 陰의 부 호를 가지므로 企業이 銀行貸付를 받음으로 언는 補助金的 利益을 나타낸다. 金融市場의 二重構造現象은 바로 銀行貸付金利와 私債金 利의 격차로 나타나며 金利自律化論의 대부분 은 이 격차 해소에 치중하고 있다. 그러나 前 節에서 밝혔듯이 銀行의 貸付金利를 올리는 것 이 兩金利간의 격차를 해소시키는 것이라거나 또는 銀行貯蓄을 늘림으로써 企業에 값싸 銀 行資金을 더 많이 供給할 수 있을 것이라고 간단히 판단되어서는 안된다는 점을 강조하고 자 한다. 단순히 생각하더라도 銀行의 貸付金 利를 올릴 때 私債金利가 전혀 반응하지 않더 라도 企業이 값싼 銀行資金을 더 많이 供給반 을 수 있음은 사실이나 이는 銀行貸付金利와 私債金利間의 격차를 줄임으로써 실제로 企業 이 얻는 補助金的 혜택은 줄어들 수도 있다. 또한 公金利引上으로 私金利도 引上되다면 兩 金利隔差가 줄어들지 않고 引上된 公・私金利 의 相反作用으로 金融貯蓄도 거의 변화하지 않을 수 있다. 보다 완전한 分析을 위해서는 銀行貸付金利를 변동시킬 때 私債金利가 어떤 방향으로 움직이는가 하는 점과 銀行貯蓄이 資產間 代替效果를 통하여 과연 증가하는가 하는 점을 연구하여야 할 것이다. 이후에는

개하기로 하자.

企業의 費用=
$$D_f(1+i-\hat{P})$$
 ………(17)

企業의 利潤率을 名目資本에 대한 利潤額의 比率로 定義하면

$$\gamma = \frac{PY - 企業의 費用}{PK}$$

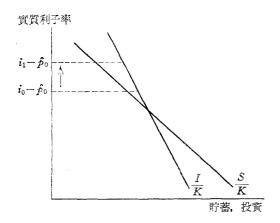
$$= a - wb(1 + i - \hat{P})$$

利潤率과 貯蓄間의 相關關係를 강조하여 Cambridge型의 貯蓄函數를 假定하면

本模型에서 利潤率과 貯蓄間의 比列的 關係 를 假定하여 暗默的으로 負의 利子彈力性을 假定하고 있는 것은 우리나라와 같이 家計貯 蓄이 企業貯蓄에 비하여 부진한 상태에서 企 業貯蓄의 중요성을 강조하는 것이며, 경험적 연구를 통하여 立證된 결과를 나타내는 것은 아니다.

式(18)에서 貯蓄은 資本所得을 포함하는 可 處分所得의 函數가 아니므로 蓄積된 貯蓄은 富의「스톡」과 일치하지 않는다. 또한 式(18) 에서 物價上昇의 强制貯蓄效果를 고려하고 있 는데 여기에서는 일정한 實質賃金을 假定하고 物價上昇에 따른 企業의 利潤率上昇과 實質利 子所得 下落(利子率의 所得分配效果)을 강조 하는 점에서 實質賃金의 下落을 통한 强制貯 蓄을 강조하는 통상적인 Kalecki-Kaldor模型 과는 다르다. 資本의 成長率은 Tobin의 q의 變形인 利潤率과 實質利子率의 차이에 의존한 다.

[圖 4]



$$\begin{split} &\frac{I}{K} = h[\gamma - (i - \hat{P})] \\ &= h(a - wb) - h(wb + 1)(i - \hat{P}) \cdots (19) \end{split}$$

따라서 物價는 다음과 같이 變化한다.

$$\hat{P}$$
= $\lambda \frac{1}{K}(I-S)$
= $\lambda [(h-s)(a-wb)-\{h+(h-s)wb\}(i-\hat{P})]$
단, λ 는 調整係數 $(0<\lambda<1)$

이제 도표를 이용하여 지금까지의 논의를 정리하면 [圖 4]와 같이 된다.

[圖 4]에서는 [圖 3]에서와는 달리 貯蓄函數가 陰의 기울기를 갖게 되어 公金利引上이 私金利引上을 초래할 때 오히려「인플레 갭」이 확대될 수 있다.

3. 不動產의 역할과 動態分析

本節에서는 民間部門의 資產構成項目에 不 動產을 포함하고 資金調達費用의 供給抑制機 能을 고려하여 보다 완전한 分析을 하기로 한 다. 模型은 다음과 같은 3個의 方程式으로 構成되다.

$$wb = (1 - \mu) \Psi(V + U) + \Gamma(V + U) \cdots (20)$$

$$\hat{P} = \lambda [(h - s)(a - wb) - \{h + (h - s)wb\}(i - \hat{P})] \cdots (21)$$

$$U = \xi(V + U) \cdots (13)$$

$$Et, V = \frac{H}{PK}, U = \frac{P_z Z}{PK}$$

가. 靜態分析

金利引上의 外生的 충격은 不動產投機活動을 통하여 狀態變數(또는 流通速度)에 영향을 미치므로 두 단계로 논의를 진행시키기로 한다. 먼저 狀態變數가 일정하다고 가정하는 靜態分析을 하고 投機活動과 연관된 動態分析을 하기로 한다.

金利引上 직후 i, \hat{P} , \hat{P}_z 에 미치는 영향을 조사하자. 式(20), (21), (13)을 均衡點에서 線型 化하면

$$\begin{bmatrix} -\left[(1-\mu)\boldsymbol{\varPsi}_{i}+\boldsymbol{\varGamma}_{i}\right] & -\left[(1-\mu)\boldsymbol{\varPsi}_{p}+\boldsymbol{\varGamma}_{p}\right] \\ -\lambda f & \lambda f-1 \\ -\xi_{i} & -\xi_{p} \\ -\left[(1-\mu)\boldsymbol{\varPsi}_{pz}+\boldsymbol{\varGamma}_{pz}\right] & \begin{bmatrix} di \\ d\hat{P} \\ d\hat{P}_{z} \end{bmatrix} \\ = \begin{bmatrix} (1-\mu)\boldsymbol{\varPsi}_{d}+\boldsymbol{\varGamma}_{d} \\ 0 \\ \xi_{d} \end{bmatrix} di_{d} & \cdots (22)$$

단, f=h+(h-s)wb<0 (安定條件)

따라서,

$$\frac{di}{di_d} = \frac{1}{\det(A)} [\{(1-\mu) \varPsi_d + \varGamma_d\} M_{\rm ll}]$$

$$+\xi_{d}M_{31}$$
 > 0
 $\frac{d\hat{P}}{di_{d}} = -\frac{1}{det(A)} [\{(1-\mu)\Psi_{d} + \Gamma_{d}\}M_{12} + \xi M_{32}]$ > 0

단, A는 위의 行列을 나타내고 M_{ij} 는 위行列의 i번째 行과 j번째 列의 要素 (a_{ij}) 에 대한 小行列式을 나타낸다.

附錄에서 설명되는 바와 같이 本模型의 安定條件으로부터 f와 行列 A의 行列式인 det (A)가 陰의 符號를 가짐을 알 수 있다. 貯蓄性預金과 私債가 預金金利에 대하여 민감히 반응하고 貯蓄性預金 支給準備率(μ)이 작지 않을 때(즉 $(1-\mu)\Psi_d+P_d$ <0), $M_{11}>0$, $M_{12}<0$, $M_{13}>0$, $M_{32}<0$, $\xi_d<0$ 이므로 公金利引 上으로 私金利 및 인플레率이 모두 상승하며

$$egin{aligned} rac{dg}{di_d} &= -swb \Big(rac{di}{di_d} - rac{d\hat{P}}{di_d} \Big) \ &= -rac{swb}{det(A)} ig[\{ (1-\mu) \Psi_d + \Gamma_d \} \, \xi_{_{ar{P}Z}} \ &- \xi_d \{ (1-\mu) \Psi_{_{ar{P}Z}} + \Gamma_{_{ar{P}Z}} \} ig] < 0 \end{aligned}$$
 당, $g = oldsymbol{x}$ 長秦 10

이므로 實質利子率도 증가하게 되어 金利引上의 靜態的 効果는 成長率을 낮추고 物價를 높인다는 점에서 「스태그플레이션」的이다. 위에서 金利引上이 不動產價格上昇率에 미치는 영향에 대한 靜態分析이 제외된 것은 그 영향이動態分析으로 究明되어져야 하기 때문이다.

本節에서 强調하려고 하는 점은 다음과 같다.

첫째, 公·私金利의 變動方向은 金融市場에 서의 資產選擇形態에 의해 결정되며 實物市場 에서의 貯蓄彈力性의 영향을 받지 않는다.

둘째, 貯蓄이 利子率에 陰으로 反應하기 때문에 $a_{21}>0$ 이 되어 公金利引上이 物價를 上昇시키고 있다.

세째, 不動產市場을 想定하여 公金利引上으로 金融資金이 不動產市場으로 流出되는 現象을 관찰할 수 있다. 즉 公金利引上으로 不動產을 덜 수요할 때 短期的으로는 不動產의 實質價值가 일정하므로 不動產의 價格이 오를 것이라는 期待를 形成하여 資金이 不動產市場으로 逆流할 수 있다. 물론 公・私金融間의 利子率에 대한 密接한 代替關係를 假定한다면 ξ_a 는 무시할 만큼 작아야 하고 이때에는 위와 같은 効果를 排除할 수 있다. 그러나 ξ_a =0인 경우에도 商品價格上昇으로 資金이 金融圈밖으로 流出될 계기를 不動產이 마련하여 주고 있다.

요약하면 公金利引上에 따라 私債市場으로 부터 制度圈으로의 資金流入이 늘어날 때 公‧ 私金融間의 利子率에 대한 代替効果 및 預金 支給準備金으로 銀行과 私債市場을 包括한 金 融市場을 통하여 企業에 供給되는 運轉資金의 供給이 줄어들며 따라서 實勢金利가 上昇한 다. 補助金効果를 排除할 때 이는 企業의 利 潤率을 떨어뜨리며 貯蓄 및 投資가 다같이 부 진하게 되나 특히 利子費用의 供給抑制機能에 主導되어 인플레率이 높아질 수 있다.

나. 動態分析

위에서 우리는 短期에 V와 U가 일정하다고 假定하였는데 이와 같은 假定은 非現實的이다. 예를 들면, 物價가 上昇할 때 不動產에

¹⁰⁾ 여기서 成長이 貯蓄에 의하여 制約된다는 점을 고려하여 $g=rac{S}{K}$ 로 定義되었다. $g=rac{I}{K}$ 로 보아도 좋다.

대한 投機로 말미암아 不動產價格이 急上昇할 수 있기 때문이다. 즉 狀態變數 V와 U는 i, \hat{P}, \hat{P}_z 가 변할 때 같이 변하게 되는데 이려한 動態的 運動過程을 통하여 狀態變數가 中期均齊狀態(medium-run steady state)에 도달하는 과정, 즉 貨幣流通速度가 安定되는 과정을 分析하고자 한다. $\dot{V}=\dot{U}=0$ 이 만족되는 中期均齊狀態下에서는 모든 實質變數가 內生的으로 결정된 一定率로 成長하게 되며 通貨의名目資本에 대한 比率(또는 일정한產出量一資本比率을 假定할 때 通貨의流通速度)도 일정한 均齊狀態值를 갖게 되다.

本源通貨의 名目資本「스톡」에 대한 比率인 V(=H/PK)는 다음과 같이 변화한다.

$$\hat{V} = \frac{\dot{V}}{V} = \frac{\dot{H}}{H} - \hat{P} - \frac{\dot{K}}{K}$$

$$= \sigma - s(a - wb) + swbi - (1$$

$$+ swb) \hat{P} - \dots (23)$$
단, $\sigma = \frac{\dot{H}}{H}$ 이며, 成長率 $\frac{\dot{K}}{K}$ 는 貯蓄에 의해 制約되고 있다.

또한 名目不動產「스톡」의 名目資本에 대한 比率($U=P_zZ/PK$)은 다음과 같이 변화한다.

$$\hat{U} = \frac{\dot{U}}{U} = \hat{P}_z - \hat{P} - \frac{\dot{K}}{K}$$

$$= \hat{P}_z - s(a - wb) + swbi - (1 + swb) \hat{P} \cdot \dots (24)$$

式(23)과 式(24)를 *V*와 *U*에 대하여 微分하면 式(25)를 얻게 된다.

$$\begin{bmatrix} d\hat{V} \\ d\hat{U} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} k\frac{\partial i}{\partial V} - (1+k)\frac{\partial \hat{P}}{\partial V} \\ k\frac{\partial i}{\partial V} - (1+k)\frac{\partial \hat{P}}{\partial V} + \frac{\partial \hat{P}_z}{\partial V} \end{bmatrix}$$

$$k\frac{\partial i}{\partial U} - (1+k)\frac{\partial \hat{P}}{\partial U}$$

$$k\frac{\partial i}{\partial U} - (1+k)\frac{\partial \hat{P}}{\partial U} + \frac{\partial \hat{P}_z}{\partial U}$$

$$\vdots, k = swb$$

$$dV$$

$$dV$$

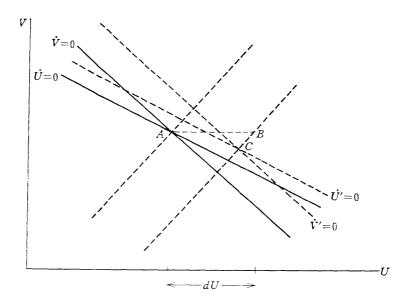
이제 位相圖(phase diagram)를 그리기 위하여 內生變數 i, \hat{P}, \hat{P}_z 를 狀態變數 V와 U의 函數로 표시하다.

단, 變數 위의 符號는 偏微分係數의 符號를 나타내며 導出過程은 附錄에 실려 있다.

V의 上昇에 따른 富의 증가로 資金의 供給이 늘어나므로 私金利가 下落하며 物價上昇率도 下落한다. 또한 富의 증가와 인플레率이 각각 不動產需要에 미치는 영향은 서로 相反되므로 \hat{P}_z 에 미치는 영향은 불확실하다. 한편不動產實質價值(U)의 內生變數에 대한 効果도 매우 불확실하다. 富의 증가로 資金供給이늘어나므로 i,\hat{P}_z 가 下落하게 되지만 U의 增加는 \hat{P}_z 를 높여 資金이 投機性化할 수 있기 때문이다.

위의 式(26)을 이용하여 式(25) 중 行列의 個個要素는 陰의 符號를 가진다고 假定할 수 있고(附錄 참조), 이에 따라 $\dot{V}=0$, $\dot{U}=0$ 이 되는 V—線과 U—線의 궤적을 그리면 [圖 5]와 같다. [圖 5]에서 화살표는 運動의 방향을 나타내며 點線은 均衡點으로의 鞍線(saddle path)을 나타내고 있다. 즉 어떤 임의의 V값에 대

〔圖 5〕 動態分析



하여 經濟를 均齊狀態에 이르게 하는 U의 값은 유일하게 존재하며 이외의 다른 U값에 대해서는 결코 均齊狀態에 이르지 못하고 均衡에 이르는 과정에서 V와 U는 正의 關係를 갖는다.

이제 公金利 (i_d) 를 引上하면 [圖 5]에서 V-線과 U-線은 어떤 방향으로 움직이는가?

$$\begin{split} \frac{d\hat{V}}{di_d} &= k \frac{di}{di_d} - (1+k) \frac{d\hat{P}}{di_d} \\ &= \frac{1}{\det(A)} - (k+\lambda f) \left[\left\{ (1-\mu) \mathcal{V}_d \right. \\ &+ \Gamma_d \right\} \xi_{pz} - \xi_d \left\{ (1-\mu) \mathcal{V}_{pz} + \Gamma_{pz} \right\} \left. \right] \\ \frac{d\hat{U}}{di_d} &= k \frac{di}{di_d} - (1+k) \frac{d\hat{P}}{di_d} + \frac{d\hat{P}_z}{di_d} \\ &= \frac{d\hat{V}}{di_d} + \frac{d\hat{P}_z}{di_d} \end{split}$$

이므로 $\dfrac{d\hat{V}}{di_d}>$ 0 이나 $\dfrac{d\hat{U}}{di_d}$ 의 符號는 미정이다. $\dfrac{d\hat{P}_z}{di_d}$ 의 效果가 작다고 가정하면 [圖 5]

에서 V-線과 U-線은 모두 右側으로 이동하나 安定條件(f<0)에 의하여 V-線이 더 큰 폭으 로 움직이며 이에 따라 鞍線도 右側으로 이동 한다.

金利引上衝擊후 經濟는 어떻게 변화할 것인가? 不動產價格이 商品價格에 비해 훨씬 伸縮的으로 변화하는 점을 고려한다면 經濟는 安定的 投機活動(stabilizing speculation)으로 B點으로 이동한다. 즉 不動產價格이 급격히 상승하여 不動產의 實質價值 증가에 따른 資本利得이 창출된다. 이후 經濟는 새로운 均齊均衡點 C로 향하며 不動產의 實質價值는 꾸준히 하락한다. 결국 不動產價格은 충격후 과민한 반응을 보여 均齊值 이상의 수준으로 오르게 되는데 이는 不動產價格의 過剩反應現象 (overshooting phenomenon)을 나타내고 있다.

마지막으로 不動產投機로 초래되는 經濟歪 曲에 대하여 언급하기로 하자. 本模型에서는 貯蓄이 可處分所得의 函數가 아니므로 可處分 所得增加에 따른 消費增加 및 貯蓄减少現象을 설명할 수는 없으나 不動產의 名目價值上昇과 더불어 不動產價格上昇率도 증가함으로써 資 金이 非金融市場으로 流出되어 私金利 및 物 價는 더욱 상승하게 된다.

지금까지 우리는 動態分析을 통하여 公金利 引上 후 不動產價格 및 그 上昇率의 變化推移 를 설명하였다. 公金利引上의 靜態的 效果가 [스태그플레이션] 的일 때 金利引上 후 不動產價格 및 그 上昇率이 함께 증가하여 金融資金이 不動產市場으로 流入되고 經濟構造가 歪曲될 수 있음은 通常的인 추측으로도 導出할 만하나 本稿에서는 이를 定型化하여 立證하려고하였다.

그러나 不動產投機로 증가된 富가 金融資產 으로 전환되어 式(26)에서 보였듯이 私金利 및 인플레를 낮추는 소망스러운 결과를 낳기 까지(즉 中期均衡에 이르기까지) 얼마나 시간 이 소요될지는 本模型에서도 시사하는 바가 없다. 단지 不動產投機로 증가된 富가 金融市 場으로 逆循環할 때에만 經濟는 投機로 인한 初期의 충격에서 회복할 수 있음을 보였다.

V. 金利引上의 政策 「시뮬레이셔 I

第N章에서 理論模型을 통하여 論議한 公金 利引上의 効果는 計量經濟模型의 政策「시뮬레 이선」으로 經驗的인 研究가 並行되어야 하는 데 이미 發表된 여러 模型의 金利政策「시뮬레 이선」結果를 살펴보자. 우선 韓國銀行模型(丁文建, 1983)을 따르면 1年滿期 定期預金 金利를「시뮬레이션」기간 동안 2%「포인트」引上하였을 때 經濟에 미치는 効果는 〈表 5〉와 같다. 公金利引上은 消費 및 投資의 利子率効果로 所得을 낮추고 物價를 높인다. 韓國銀行模型의 경우 所得은 總需要에 의하여 결정되므로 公金利引上은 需要萎縮을 초래하여 所得을 낮추고 이러한 所得變動이 物價에 영향을 미치게 되어 있는바 公金利引上이 貯蓄을 늘려 投資 및 所得을 提高시킨다는 McKinnon과 Shaw流의 고려는 하고 있지 않다.

한편 이후 改編된 韓國銀行模型(조성종·김명기, 1984)을 따르면 公金利引上은 所得과物價를 모두 낮추는 正統的 結果를 낳는데 兩模型의 物價「블럭」이 비슷한 形態를 취하고 있으므로 物價에 관한 相反된 結果가 어디에서 緣由하는지 분명하지 않다.

(表 5) 韓國銀行模型의 政策「시뮬레이션」結果 (단위:%)

	GNP	GNP 디플레이터	M_2
1年	-0.1	0.6	-0.3
2年	-0.2	1.0	-0.4
3年	-0.2	1.0	-0.4
4年	-0.1	0.8	-0.2
5年	-0.1	0.6	-0.1
6年	-0.1	0.6	-0.0

改編結果

(단위:%)

	GNP	GNP디플레이터
1年	-0.06	-0.00
2年	-0.13	-0.03
3年	-0.14	-0.11
4年	-0.09	-0.18
5年	-0.07	-0.26

또한 van Wijnbergen(1985)은 自身의 韓國 經濟模型을 이용한 公金利引上「시뮬레이션」結果를 발표한 바 있는데 이에 따르면 公金利引 上은 所得을 낮추고 短期的이나마 物價를 높이는 「스태그플레이션」效果가 있다는 것이다. van Wijnbergen의 模型에서도 所得은 總需要에 의해 결정되고 특히 物價方程式에서는 利子率을 說明變數로 포함시키고 있다.

마지막으로 筆者가 만들고 있는 KDI分期模型을 이용하여 1年滿期 定期預金 金利를 2% 「포인트」引上하였을 때의「시물레이션」結果는 〈表 6〉에 나타나 있다. 이 경우에도 所得은 總需要에 의하여 결정되나 利子率보다는 銀行信用利用 可能性이 投資의 說明變數로 등장하므로 投資의 減少는 利子率의 上昇에 따른 것보다는 所得의 減少에 의한 것이었다. 실제로 公金利를 2% 「포인트」上昇시킬 때 私金利는 대체로 1.5% 「포인트」上昇시킬 때 私金利는 대체로 1.5% 「포인트」上昇하였으며 總通貨는 미미하나마 上昇하는 傾向을 보였다. 또한物價는 初期에 극히 미미하게 上昇하다가 下落하고 있다.

이상의 分析을 통하여 計量經濟模型을 통한 政策効果分析에 있어서는 대부분 需要減少를 통한 所得減少効果를 중시하고 있으며 公金利 引上으로 貯蓄이 늘어 投資가 늘 수 있다는 고려는 하고 있지 않음을 알 수 있다. 或者는 消費의 利子率에 대한 負의 彈力性이 貯蓄의

〈表 6〉 KDI分期模型(暫定)

(단위:%)

	GNP	GNP디플레이터
1年	-0.01	
2年	-0.07	0.01
3年	-0.13	-0.01
4年	-0 24	-0.06
5年	-0.03	-0.13

陽의 彈力性을 의미한다고 논할지 모르나 이는 總供給이 利子率上昇에 따른 需要萎縮에도 불구하고 減少하지 않음을 前提로 하고 있음을 勘案하여야 할 것이다.

物價効果에 대해서는 模型에 따라 약간 다른 결과를 얻고 있으나 이는 根本的으로 物價 方程式을 어떻게 형성하는가에 달려 있다고하겠다. van Wijnbergen(1982)과 같이 利子率을 物價方程式의 說明變數로 포함시킬 수 있으나 實際推定過程을 통하여 적절한 物價方程式 形態를 결정하기란 매우 어려운 일이다. 왜냐하면 物價方程式의 대부분의 說明變數가매우 有意하며 推定의 決定係數도 매우 높게나타나는 傾向이 있어서 적절한 說明變數를 選擇하는 판단의 기준을 設定하기가 어렵기때문이다.

Ⅵ. 結 論

本稿는 私金融市場 및「인플레 헤지」市場이 중요한 역할을 하는 金融後進經濟(financially repressed economy)에서 資產間의 代替效果로 公・私金利가 같은 방향으로 움직이며 利子費用의 供給抑制機能(Patman effect)으로 公金利引上이 物價를 높이고 所得을 낮출 수 있다는 가능성을 考察하고 있다. 특히 McKinnon-Shaw流의 金利引上案이 그들의 주장대로 바람직한 성과를 거두기 위해서는 金利引上으로實物貯蓄 및 金融貯蓄이 동시에 증대되어야하는데 金融後進經濟下의 構造的 不完全性을 溫存한 채 金利引上으로實物 및 金融貯蓄이모두 증대하여 投資를 提高시키려면 여러가지

制約條件을 해결하여야 함을 明示하였다.

첫째로, 金利引上으로 과연 實物貯蓄을 증대시킬 수 있는지 검토되어야 한다. 金利引上이 消費를 줄이고 投資마저 위축시켜 內需不振으로 연결될 때 企業의 利潤率이 沮喪되고, 企 業의 利子費用마저 상승하여 總供給이 줄어들 수 있으며 이는 金利引上에 따른 家計貯蓄增 大動機를 減退시킨다. 非正統的이기는 하지만 이러한 供給萎縮은 物價마저 상승시킬 수 있 는데 物價引上의 效果에 대해서는 本稿는 여 러 가지 유보 사항을 남기고 있으며 實證的 分析으로도 명백한 사실을 발견하기 어려움을 강조하고 있다.

둘째로, 소위 浮動資金으로 표현되는 金融 資金의 신속한 순환으로 公金利가 인상될 때 私金利도 인상될 수 있음을 인식하여야 한다. 마지막으로, 不動產에 대한 投機는 언제나 經濟의 불안정을 加速化하는 방향으로 작용한 다는 것이다.

本稿에서는「인플레 헤지」市場을 資產市場에 포함시켜 不動產에 대한 投機活動이 經濟에 미치는 영향을 分析하고 定型化하였다. 開途國에서의 非金融市場이 經濟에 미치는 惡影響에 대해서 누차 언급되고 있으나 지금까지 開途國資產市場의 定型化된 模型이 없었다는 점에서 本稿의 기여도를 강조하고자 한다.

附 錄

1. 模型의 安定條件

模型은 3個의 方程式과 i, \hat{P}, \hat{P}_z 의 3個 內生 變數로 이루어져 있다. 狀態變數는 $V\left(=\frac{H}{PK}\right)$ 와 $U\left(=\frac{P_zZ}{PK}\right)$ 이며 편의상 η (要求拂預金準備率)=1이라고 가정한다.

$$\begin{aligned} wb &= (1-\mu) \varPsi(V+U) + \varGamma(V+U) \\ \hat{P} &= \left[\lambda(h-s) \left(a - wb \right) - \left\{ h + (h - s) wb \right\} \left(i - \hat{P} \right) \right] \\ U &= \xi(V+U) \end{aligned}$$

運轉資金에 대한 초과수요로 市場均衡利子 率이 상승하고 不動產의 초과수요는 그 實質 價値가 變化하지 않는 한 不動產價格上昇率을 낮춘다고 가정한다. 또한 商品의 초과수요로 물가가 상승한다는 單純한 가정을 한다.

$$\begin{split} & \dot{i} \! \propto \! wb \! - \! (1 \! - \! \mu) \varPsi(V \! + \! U) \! - \! \varGamma(V \! + \! U) \\ & \dot{\hat{P}} \! \propto \! \lambda \! \big[(h \! - \! s) awb \! - \! \{ h \! + \! (h \! - \! s) wb \} (i \! - \! \hat{P}) . \big] \\ & \dot{\hat{P}}_z \! \propto \! U \! - \! \xi(V \! + \! U) \end{split}$$

그러면

$$\begin{split} \frac{\partial \dot{i}}{\partial i} &= -\left[(1 - \mu) \Psi_i + \Gamma_i \right] (V + U) < 0 \\ \frac{\partial \dot{\hat{P}}}{\partial \hat{P}} &= \lambda \left[h + (h - s) w b \right] < 0 \\ \frac{\partial \dot{\hat{P}}_z}{\partial \hat{P}_z} &= -\xi_{\ell z} < 0 \end{split}$$

이어야 한다. 첫번째 조건은 粗代替性의 가정 으로 充分하지만 商品市場의 安定을 위해서는 다음과 같은 制約式이 추가되어야 한다.

$$f=h+(h-s)wb<0$$
 ······(A1)

이제 模型을 均衡點에서 線型化한 模型式의 安定性을 고찰하기로 하자.

$$\begin{bmatrix} -\left[(1-\mu)\mathcal{V}_{i}+\boldsymbol{\Gamma}_{i}\right] & -\left[(1-\mu)\mathcal{V}_{p}+\boldsymbol{\Gamma}_{p}\right] \\ -\lambda f & \lambda f - 1 \\ -\xi_{i} & -\xi_{p} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} -\left[(1-\mu)\mathcal{V}_{pz}+\boldsymbol{\Gamma}_{pz}\right] & di \\ d\hat{P} \\ -\xi_{pz} & d\hat{P}_{z} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} (A2)$$

위의 行列을 A라고 하면 다음과 같은 安定 化條件이 成立하여야 하다.

- (i) trace(A) < 0
- (ii) det(A) < 0

(iii)
$$-trace(A)$$
(2次行列式의 合) $+det(A)>0$

(i) 번 조건은 粗代替性 假定과 (A1)制約式 下에서 만족된다.

行列 A의 要素 a_{ij} 에 대한 小行列式을 M_i 라고 하고 참고로 小行列式의 符號를 알아 보면 다음과 같다.

$$M_{11}>0$$
 $M_{12}<0$ M_{13} ? M_{21} ? M_{22} ? M_{23} ? $M_{31}>0$ $M_{32}<0$ M_{33} ?

따라서 (iii)번 조건은 만족되지 않을 수도 있으므로 本模型은 3個의 陰根이나 鞍點(saddle point)을 갖는다.

2. 動態分析

模型式을 狀態變數에 대해 미부하면

$$\begin{split} \frac{\partial i}{\partial V} &= \frac{1}{\det(A)} \frac{1}{V+U} \left[\{ (1-\mu) \Psi \\ &+ \Gamma \} M_{11} + \xi M_{31} \right] < 0 \\ \frac{\partial \hat{P}}{\partial V} &= -\frac{1}{\det(A)} \frac{1}{V+U} \left[\{ (1-\mu) \Psi \\ &+ \Gamma \} M_{12} + \xi M_{32} \right] < 0 \\ \frac{\partial \hat{P}_z}{\partial V} &= \frac{1}{\det(A)} \frac{1}{V+U} \left[\{ (1-\mu) \Psi \\ &+ \Gamma \} M_{13} + \xi M_{33} \right] ? \end{split}$$

이고

$$\begin{split} \frac{\partial i}{\partial U} &= \frac{1}{\det(A)} \quad \frac{1}{V+U} \left[\left\{ (1-\mu) \Psi \right. \right. \\ &+ \varGamma \right\} M_{11} - (1-\xi) M_{31} \right] ? \\ \frac{\partial \hat{P}}{\partial U} &= -\frac{1}{\det(A)} \quad \frac{1}{V+U} \left[\left\{ (1-\mu) \Psi \right. \right. \\ &+ \varGamma \right\} M_{12} - (1-\xi) M_{32} \right] ? \\ \frac{\partial \hat{P}_z}{\partial U} &= \frac{1}{\det(A)} \quad \frac{1}{V+U} \left[\left\{ (1-\mu) \Psi \right. \right. \\ &+ \varGamma \right\} M_{13} - (1-\xi) M_{33} \right] ? \end{split}$$

다음에는 본문의 式(25)의 行列을 *B*라고 하고 각 요소를 *bij*라고 하면

$$\begin{split} b_{11} &= k \frac{\partial i}{\partial V} - (1+k) \frac{\partial \hat{P}}{\partial V} \\ &= \frac{1}{\det(A)} \frac{1}{V+U} (k+\lambda f) [\{(1-\mu)\Psi \\ &+ \Gamma\} \xi_{pz} - \xi \{(1-\mu)\Psi_{pz} + \Gamma_{pz}\}] \\ b_{12} &= k \frac{\partial i}{\partial u} - (1+k) \frac{\partial \hat{P}}{\partial U} \\ &= \frac{1}{\det(A)} \frac{1}{V+U} (k+\lambda f) [\{(1-\mu)\Psi \\ &+ \Gamma\} \xi_{pz} + (1-\xi) \{(1-\mu)\Psi_{pz} + \Gamma_{pz}\}] \end{split}$$

위에서 $k+\lambda f=\lambda h(1+wb)+(1-\lambda)swb(0<\lambda)$

<1)이므로 $k+\lambda f$ 는 陽의 符號를 가지며 $b_{11}>0$ 이 된다. 또한 $\{(1-\mu)\Psi+I'\}\xi_{pz}+(1-\xi)\{(1-\mu)\Psi+I'\}\xi_{pz}$

$$\mu \mathcal{W}_{pz} + \Gamma_{pz}$$

$$\begin{split} &= (1-\xi)\xi_{pz} \Big\{ \frac{(1-\mu)\varPsi + \varGamma}{\varDelta + \varPsi + \varGamma} \\ &- \frac{(1-\mu)\varPsi_{pz} + \varGamma_{pz}}{\varDelta_{pz} + \varPsi_{pz} + \varGamma_{pz}} \Big\} \end{split}$$

이므로 \hat{P}_z 상승時 金融資產보다 현금의 보유를 더 줄인다고 가정하면 $b_{12} < 0$ 이 된다. 한편,

$$egin{align} b_{21} = b_{11} + rac{\partial \hat{P}_z}{\partial V} \ b_{22} = b_{12} + rac{\partial \hat{P}_z}{\partial U} \ \end{matrix}$$

이므로 두번째項의 효과가 크지 않다고 가정하면 行列 B의 모든 要素가 陰의 符號를 갖는다. 또한 \hat{P} , \hat{P}_z 上昇時 金融資產보다 현금의 보유를 더 줄인다는 가정 아래에서 본문의 [圖 5]중 U-線의 경사가 V-線의 경사보다 더 완만함을 보일 수 있다.

▷參考文獻 <</td>

- 金大植,「金融費用增加斗 物價上昇에 관한 徵 視的 分析」, 연구총서 23, 韓國經濟研究 院, 1985.
- 金重雄,「適正金利水準의 摸索과 우리나라 金 利政策의 方向」,『韓國開發研究』, かき호, 韓國開發研究院, 1983.
- 閔丙均,「우리나라 金利論爭의 背景과 理論」, 『經濟發展과 金融產業』, 韓國投資金融株 式會社, 1981, pp.115~151.
- 朴元巖,「KDI 短期預測模型」, Workshop資料, 韓國開發研究院, 1985.
- 丁文建,「韓國經濟의 短期豫測模型」,『調查統計月報』,11月,韓國銀行,1983, pp.28~48.
- 조성종, 김명기, 「短期豫測模型 改編 結果」, 『調査統計月報』, 11月, 韓國銀行, 1984.
- Amemiya, T., "A Note on a Fair Jaffee model," *Econometirca*, July 1974.
- Bruno, Michael, "Stabilization and Stagflation in a Semi-industrialized Economy," in R. Dornbush and J. Frenkel, eds., *Inter*national Economic Policy, Theory and

- Evidence, Johns Hopkins University Press, Baltimore, 1979.
- Cavallo, Domingo F., "Stagflationary Effects of Monetarist Stabilization Policies," Ph.
 D. Dissertation, Harvard University, 19
 77.
- Diaz Alejandro, C.F., "Good-bye Financial Repression, Hello Financial Crash," 1980.
- Diaz Alejandro, C.F., "Southern Cone Stabilization Plans," in Cline, W. and S. Weintraub, eds., *Economic Stabilization in Developing Countries*, Brookings Institution, Washington, D.C., 1981.
- Driskill, R. and S. M. Sheffrin, "The 'Patman Effect' and Stabilization Policy," *The Quarterly Journal of Economics*, Feb. 1985, pp. 140~163.
- Feldstein, Martin, "Inflation, Tax Rules, and the Prices of Land and Gold," *Journal of Public Economics*, 14, 1980, pp. 309~317.
- Fischer, Stanley, "Keynes-Wicksell and Neo-

- classical Models of Money and Growth," *American Economic Review*, 52, No. 5, Dec. 1972, pp. 880~890.
- Fry, M.J., "Money and Capital or Financial Deepening in Economic Development?,"

 Journal of Money, Credit and Banking,
 10, No. 4, Nov. 1978, pp. 464~475.
- Fry, M.J., "Saving, Investment, Growth and the Cost of Financial Repression," World Development, 8, No.4, Apr. 1980, pp. 317~327.
- Giovannini, Alberto, "The Interest Elasticity of Saving in Developing Countries: The Existing Evidence," World Development, 11, July 1983, pp. 601~607.
- Gurley, J.G., H.T. Patrick, and E.S. Shaw, The Financial Structure in Korea, Manuscript, 1965.
- Jaffee, D.M. and F. Modigliani, "A Theory and Test of Credit Rationing," American Economic Review, 1969.
- Kaldor, Nicholas, "Alternative Theories of Distribution," *Review of Economic Studies*, 23, 1955, pp. 83~100.
- Kalecki, Micheal, "Distribution of National Income," in Selected Essays on the Dynamics of the Capitalist Economy, Cambridge University Press, New York and London, 1971.
- Kapur, B., "Alternative Stabilization Policies for Less Developed Economies," *Journal* of *Political Economy*, 84, No. 4, Aug. 1976, pp. 777~796.
- Lara-Resende, A.P., "Inflation, Growth, and Oligopolistic Pricing in a Semi-industrialized Economy: The Case of Brazil," Ph. D. dissertation, MIT. 1979.
- Mathieson, D., "Financial Reform and Capital Inflows in a Developing Economy," *IMF Staff Papers*, Sep. 1979.
- Mathieson, D., "Financial Reform and Stabi-

- lization Policy in a Developing economy,"

 Journal of Development Economics, 7,

 1980, pp. 359~395.
- McKinnon, R., Money and Capital in Economic Development, Brookings Institution, Washington, D.C., 1973a.
- McKinnon, R., ed., Money and Finance in Economic Growth and Development, Marcel Dekker, Inc., 1973b.
- Park, W.A., "Monetary Policies, Inflation, and Growth in a Financially Repressed Economy," mimeo, Dept. of Economics, MIT. 1983.
- Sargent, T.J. and N. Wallace, "The Stability of Models of Money and Growth with Perfect Foresight," *Economerica*, 41, No. 6, Nov. 1973, pp. 1043~1048.
- Shaw, E., Financial Deepening in Economic Development, Oxford University Press. 1973.
- Taylor, Lance, "IS-LM in the Tropics: Diagrammatics of the New Structuralist Macrocritique," in Cline, W. and S. Weintraub, eds., Economic Stabilization in Developing Countries, Brookings Institution, Washington, D.C., 1981.
- Taylor, Lance, Structuralist Macroeconomics, Basic Books, New York, 1983.
- Tobin, James, "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory," Journal of Money, Credit and Banking, 1, Feb. 19 69, pp. 15~29.
- Tobin, James, "Stabilization Policy Ten Years After," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1980, pp. 19~71.
- Tobin, James, "Money and Finance in the Macroeconomic Process," Journal of Money, Credit and Banking, 14, No. 2, May 1982, pp. 171~204.
- van Wijnbergen, Sweder, "Stagflationary Effects of Monetary Stabilization Poli-

- cies: A Quantitative Analysis of South Korea," *Journal of Development Economics*, 10, 1982, pp. 133~169.
- van Wijnbergen, Sweder, "Interest Rate Management in LDC's," Journal of Monatary Economics, 12, No. 3, Sep. 1983, pp. 433~452.
- van Wijnbergen, Sweder, "Macro-economic
- Effects of Changes in Bank Interest Rates: Simulation Results for South Korea." *Journal of Development Economics*, 18, 1985, pp. 541~554.
- Wai, U. Tun, "Interest Rates Outside the Organized Money Markets of Underdeveloped Countries," *IMF Staff Papers*' Nov. 1957.

中小企業金融과 信用保證에 관한 小考

姜 文 秀

- 1. 序 論
- 1. 企業의 資金調達構造의 中小企業金融의 行態
- ■. 中小企業 信用保證制度의 機能斗 問 顯點
- N. 結 論

I. 序 論

經濟環境의 變化와 中小企業의 役割

우리나라에서는 그동안 급속한 經濟成長을 成就하는 經濟開發過程에서 規模의 經濟가 지

筆者:韓國開發研究院 研究委員

나는 利點을 활용하기 위하여 企業의 대형화가 重視됨에 따라 中小企業의 發展은 大企業에 비하여 상대적으로 落後되었으며 中小企業의 國民經濟上의 比重도 낮아지게 되었다. 그러나 70年代末 이후 世界經濟의 沈滯와 技術革新 등으로 產業構造調整이 급속히 이루어지는 轉換期에 들어서 왕성한 適應力과 轉換能力을 가진 中小企業의 國民經濟에서 차지하는 役割 및 機能이 새로운 觀點에서 强調되었다.

「볼론」委員會(The Committee of Inquiry on Small Firms)의 報告에 의하면 中小企業은 經濟活動에 있어서 다음과 같은 역할을 遂行하고 있다. 즉① 企業心과 獨立精神이 풍부한 사람들에 대하여 강력한 에너지를 生產的으로 배출할 수 있는 길을 提供한다. ② 最適規模의 面에서 中小企業이 效率的인 產業分野가 많이 존재한다.③ 中小企業의 존재에 의하여보다 많은 商品과 서비스의 提供이 가능하다.④ 大企業에 대한 專門的인 部品의 供給者로서 중요하다.⑤ 大企業의 獨占을 防止하고效率的인 經濟體制의 運用에 貢獻하고 있다.

^{*} 筆者는 本研究의 資料를 提供하여 준 韓國銀行, 信用 保證基金 및 中小企業銀行 關係者들에 感謝하며 또한 本稿를 읽고 유익한 助言을 하여 준 金重雄, 盧成泰, 於俊卿 博士, 資料處理와 原稿整理를 하여 준 朴尚範 主任研究員, 徐貞子, 許永鍾 研究員에게 感謝를 표한 다. 그러나 本稿에 提示된 見解나 어떠한 誤謬도 全的 으로 筆者의 責任임을 밝혀 둔다.

⑥ 中小企業や 市場의 動向에 機動的으로 反 應하여 市場性과 將來性이 不確實하 技術과 商品에 대해서 進取的인 氣質을 가지고 挑戰 함으로써 技術革新과 新商品開發을 擔當한다. (7) 새로운 產業을 誕生시키는 苗床(seedbed)의 役割을 遂行한다. ⑧ 企業家的 才能을 가지고 있는 사람들에 대해서 個人이 事業에 參與할 수 있는 機會를 提供한다. 또한 최근에 들어 서 需要의 多樣化, 個性化 및 서비스需要의 증 가 등 中小企業이 成長・發展하여 갈 可能性 이 있는 分野가 擴大되어가고 있다. 이와 같 은 機會에 適應해 가기 위해서는 企業의 全力 投球와 自助努力이 필요함과 동시에 그 過程 을 원활히 하기 위해서 關係機關의 뒷받침이 종래보다 더욱 要請되는 時代에 들어서고 있 다. 최근에 美國, 英國, 프랑스, 日本 등 先 進諸國은 물론 臺灣과 같은 新興工業國家에서 도 위에서 언급한 바와 같은 中小企業의 役割, 특히 新技術의 開發과 雇傭의 安定에 있어서 中小企業의 役割과 機能을 活用하기 위하여 中 小企業에 대한 財政, 稅制 및 金融支援 등을 擴大, 强化하고 있다.

우리나라에서는 80年代에 들어서 政策當局

이 그동안의 經濟發展渦程에서 派生된 우리나 라 經濟構造의 不均衡을 是正하고 國民經濟의 體質을 改善함으로써 持續的인 經濟成長을 뒷 받침할 수 있는 基盤을 確立하기 위하여 經濟 構造調整政策을 推進하고 있다. 하평 1983年 末 현재 中小企業의 比重은 事業體數에 있어 서는 97.4%나 되나 從業員數(54.8%), 生產 額(34.7%) 및 附加價值額(37.2%)에 있어서 는 主要諸國, 특히 日本과 臺灣에 비하여 크게 뒤지고 있다(表 1 참조). 더구나 1982年 鑛工 業統計 및 中小企業實態調査資料에 의하면 從 業員 50人미만의 小規模企業이 全體中小企業 의 83%를 차지하고 있으며 企業形態別로는 個 人企業이 全體中小企業의 78%를 차지하고 있 어 規模의 零細性과 前近代的인 企業形態가 우 리나라 中小企業의 特性으로서 두드러지게 나 타나고 있다. 따라서 經濟構造를 調整하는 데 있어서 多角的인 支援施策을 活用하는 적극적 인 中小企業의 育成이 진요하다 하겠다.

產業政策面에서 政府는「中小企業振興法」을 制定하여 中小企業振興公團을 設立하는 한편 中小企業의 事業領域의 保護와 大企業과 中小企業間의 系列化 促進,有望中小企業의 發掘・

〈表 1〉 國別 中小企業의 地位(製造業)

(단위:%)

	韓國(1983)	日本(1983)	臺灣(1981)	美國(1977)	英國(1981)	西獨(1970)
中小企業分類基準10	300人 以下	300人 以下	300人 以下	249人 以下	499人 以下	499人 以下
事業體數	97. 4 ²⁾	99. 2	99.0	96.0	98.3	99.4
從 業 員 數	54.8	72. 2	74.0	43.4	50.1	50.0
出 荷 額	34. 7 ³⁾	51.8	92.8	36.6		45.8
附加價值額	37. 2	56.1	56.0	36.3	45. 44)	44.1

- 註:1) 從業員數 基準
 - 2) 4人以下 業體는 除外
 - 3) 生產額 基準
 - 4) 99人以下에 대해서는 資料 없음

資料:中小企業協同組合中央會,『中小企業現况』,1984.

- 中小企業振興公團,『中小企業經濟指標』,1985.
- 日本中小企業廳,『中小企業白書』,1985.

育成 등을 위한 諸般施策을 통하여 中小企業 支援政策을 강화하고 있다. 中小企業을 支援 하기 위한 金融政策도 大企業에 대한 與信偏 重을 止揚함으로써 中小企業에 대한 資金支援 을 擴大하는 등 中小企業支援金融制度를 꾸준 히 擴充해 오고 있다. 앞으로 金融政策에 있 어서 量的인 面만이 아니라 質的인 轉換을 행 할 必要性이 從來보다 더 커지고 있다.

앞에서 살펴본 바와 같이 80年代에 들어서 中小企業의 育成을 위하여 金融支援施策이 강화되고 있는바 本稿에서 우리는 지금까지 이루어진 中小企業에 대한 金融支援實態를 預金銀行의 貸出을 중심으로 點檢하고 앞으로 中小企業金融의 效率化와 發展을 위한 方案을 摸索하여 보고자 한다. 먼저 우리는 中小企業에 대한 金融이 當面하는 問題를 살펴보고 第 II 章에서 企業의 資金調達構造와 問題點 및 中小企業金融의 行態를 分析한 후 第 II 章에서는 信用保證制度의 運用과 問題點 등을 檢討하고 第 IV章에서는 中小企業金融과 信用保證制度의 發展을 위한 提言을 하고자 한다.

2. 中小企業金融 問題의 本質

中小企業金融의 問題는 基本的으로 中小企業이 大企業에 비하여 金融機關으로부터의 借入 및 어음割引 등 資金調達에 있어서 불리한 立場에 있다는 점에 緣由하고 있으며「월슨」委員會도"이와 같은 中小企業들의 金融難을 强調하고 있다. 물론 모든 中小企業이 金融難을 겪고 있는 것은 아니며, 전반적인 金融의

緩和와 緊縮에 따라 그 金融難의 정도에도 차이가 있다. 그러나 실제로 金融難을 呼訴하는 中小企業들이 언제나 적지 않다는 사실을 否定할 수는 없을 것이다.

그 內容을 살펴보면 첫째로, 中小企業은 필요한 資金을 確保하는데 大企業보다 더 큰 어려움을 겪는다. 즉 ① 一般金融機關으로부터의 借入이 곤란하고 ② 資本市場에서 社債 및株式의 發行이 어려우며 ③ 社內利益留保,減價償却充當金 등 內部資金의 蓄積이 불충분하다. 둘째로, 中小企業의 資金調達에 있어서 諸般條件이 大企業에 비하여 보다 엄격하다. 즉 ① 借入金利가 높고 融資期限이 短期인 傾向이 있으며 金融機關으로부터의 借入條件이 엄격하다. ② 企業間 信用을 통하여 資金을 調達하는 경우에 그 費用이 크다. 세째로, 中小企業에 있어서 資金調達의 難易度는 金融事情의 變化에 따라 大企業의 경우보다 더 敏感하게 變動한다.

中小企業이 資金調達에서 當面하는 이와 같은 不利性은 中小企業의 本質, 資金需要의 性格 및 金融機關의 資金供給에 관련되는 諸要因 등에 基因하고 있는데 그 가운데 중요한 것들은 다음과 같다. ① 中小企業의 信用力이 약하여 金融機關이 提示하는 貸出條件(金利, 保證人, 擔保 등)을 충족시킬 수 없는 경우가 있고 ② 실제로는 그 中小企業의 成長潜在力이 있으나 金融機關이 가지고 있는 그 企業에 관한 情報不足으로 인해 정확한 評價가 불가능한 경우가 있으며 ③ 金融緊縮時에나 또는 資金需要가 왕성하여 資金供給能力을 크게 상회할 때에는 金融機關은 이제까지 去來關係가 깊은 企業(주로 大企業)에 우선적으로 資金을 割當하고 그 이외의 企業(中小企業)에 대한 貸

 [&]quot;The Financing of Small Firms," Interim Report of the Committee to Review the Functioning of Financial Institutions, Cmnd 7503 HMSO, 1979.

出은 量的으로 制限하거나 제외하는 경우가 있다.

中小企業의 資金難은 평상시에도 발생하지 만 특히 金融緊縮期,不况期,產業構造의 變 化期 등에 발생하기 쉽다. 이러한 時期에는 中 小企業의 不安定性이 증대하기 쉽고, 관련된 情報도 충분히 수집할 수 없기 때문에 金融機 關은 與信에 있어서 평상시보다 더욱 신중하 게 된다". 이러한 狀況에서는 ① 小零細企業 ② 新設企業 ③ 不况業種에 속하는 企業 ④ 急 成長產業에 속하고 財務構成이 不健全한 企業 ⑤ 技術開發指向型 企業 ⑥ 事業轉換企業 ⑦ 大型投資가 필요한 企業 등과 같이 金融機關 側의 立場에서 보아 危險度(risk)가 높은 中小 企業들은 그 영향을 크게 받게 된다.

이와 같은 中小企業의 경우 採算性과 安定 性의 原則에 입각하여 운영하는 一般商業金融 機關으로부터 貸出을 받는 것이 어렵게 된다. 따라서 中小企業의 金融問題를 단순히 金融市 場의 「메카니즘」을 통해서만 해결하는 것은 거 의 불가능하며 中小企業이 資金調達上 당면하 는 不利性을 是正하지 않으면 결국 中小企業 우 部分的으로 거의 영구적으로 金融上 불리한 입장에 처하게 되기 때문에, 이러한 불리성을 補正하여 そ는 것이 中小企業金融政策의 課題 가 된다고 할 수 있다. 이 점에 관해 中小企業 基本法(第25條)은 中小企業金融의 원활화를 圖 謀하기 위한 財政 및 金融資金의 供給增大,專 擔金融機關의 機能强化, 外資導入 등에 관한 施策, 中小企業에 대한 貸出의 條件을 改善하 고 信用保證制度를 確立하기 위한 施策 그리고

中小企業金融이 中小企業施策에 따라 행해지 도록 金融機關을 指導하는 데 필요한 施策을 政府가 講究하여 실시할 것을 規定하고 있다³⁾.

Ⅱ.企業의 資金調達構造와 中小企業金融의 行態

1. 企業의 資金調達構造와 問題點

企業의 資金調達方法은 大別하여 內部金融 (internal financing)과 外部金融(external financing)의 두 가지 形態로 나누어 볼 수 있다. 內部金融은 利益의 社內留保의 減價償却充當金 등을 통하여 企業內部로부터 資金을 自體 調達하는 方式이며, 外部金融은 金融去來를 통하여 企業의 外部로부터 資金을 調達하는 方式이다.

企業의 資金調達에 있어서 물론 內部金融의 比重이 높은 것이 바람직하지만 事業의 機會 가 커지게 되면 外部로부터 資金을 導入하여 事業規模를 擴大하고자 하는 經營者가 많아지 게 되며 또한 短期間에 事業의 轉換을 도모하 는 경우에도 外部資金을 導入하게 된다.

우리나라 企業들의 資金調達構造를 살펴보면 總資金調達額 중에서 內部金融이 차지하는 比重은 1979~81年 期間中 平均 19.9%에 불과한 반면에 外部資金이 平均 80.1%의 압도적인 比重을 차지하고 있다(表 2 참조). 이와같은 현상의 主原因은 資本市場의 未發達과 政府의 급속한 高度成長政策 때문에 企業의 自己資本 蓄積의 시간이 없는 가운데 間接金融에 의한 企業成長이 불가피하였기 때문이다.

²⁾ 趙觀行, 『現代中小企業論』, 에코노미아, 1984, pp. 181~183.

³⁾ 上揭書, p. 185.

그러나 1982年 이후 企業의 社內貯蓄增大에 힘입어 社內留保金과 減價償却充當金이 크게 늘어남에 따라 1982~83年中에는 內部金融의 比重이 37.1%로 크게 높아졌다. 이는 金利引下와 賃金上昇率 鈍化, 그리고 出荷好調 등으로 인하여 企業의 經營收支가 改善된 데다가 企業의 社內留保의 增大를 圖謀하기 위한 政府의 政策的 誘導에 따라 企業의 配當率이 낮게 策定된 데 基因한 것이다.

1982~83年中 大企業의 外部로부터의 資金 調達內譯을 보면 金融緊縮의 영향을 받아 償 還期間이 비교적 短期인 銀行借入金의 比重이 크게 低下하고 특히 企業의 設備投資의 低調로 長期借入金의 比重이 급격히 下落하였다. 그러나 활발한 有償增資와 政府의 잇따른 改善措置에 힘입은 會社債發行의 急增에 따라 安定的 長期資金調達이 크게 늘어남으로써 大企

業의 資金調達構造는 크게 改善되었다.

中小企業의 資金調達構造에 있어서도 內部 金融의 比重이 1979~81年 期間中의 平均 17.3 %에서 1982~83年 期間中에는 28.4%로 높아 졌으나 아직도 製造業平均 比重 37.1%나 大 企業의 內部資金比重 38.6%에 비해서는 크게 낮은 실정이다. 이는 中小企業의 社內留保와 減價償却充當金이 大企業에 비하여 低調하 데 基因한다. 이에 따라 中小企業은 外部資金에 크게 依存하게 되어 그 外部資金依存度는 1982 ~83年 期間中 71.6% 로 大企業의 外部資金依 存度 61.5%보다 크게 높다. 이러한 中小企業 의 外部資金調達을 보면 中小企業은 外部資金 의 대부분을 銀行 등의 金融機關借入과 企業 間信用에 크게 의존하고 있으며 直接金融手段 인 會社債發行에 의한 資金調達比率은 大企業 에 비하여 대우 低調하다. 이는 會社債發行에

〈表 2〉 法人企業의 資金調達 構成比 推移(1979~83)

(단위:%)

	製	善業	大 红	業	中 小	企業
	1979~81	1982~83	1979~81	1982~83	1979~81	1982~83
1. 內 部 金 融	19. 9	37.1	20.7	38.6	17.3	28.4
內部留保	1. 1	8.8	0.7	9.5	4.2	4.7
減價償却	16.5	24.7	17.8	25. 3	11.1	20.7
充 當 金	2.3	3.7	2.4	3.8	2.0	3.1
2. 外 部 金 融	80.1	62.9	79. 3	61.5	82.7	71.6
가. 直接金融	10.6	18.1	10.7	18.8	9.9	13.9
增資	7. 1	6.8	6.9	6.5	8.9	9.0
社 債	3. 5	11.3	3.8	12.4	1.0	5.0
나. 間接金融	33. 7	17. 2	33.0	15.5	38. 7	26.7
銀行借入金	25. 6	11.4	24.7	9.9	30.0	20.1
(長期)	(11.0)	(2.4)	(10.0)	(2.9)	(16, 7)	(△0.5)
其他借入金	8. 1	5.8	8.3	5.6	8.7	6.6
다. 外國借款	3. 4	$\triangle 2.4$	3. 7	△3.0	0.1	0.9
라. 企業間信用	14, 4	13.4	12.8	12.0	21.2	21.4
마. 其 他	18, 0	16.8	19.1	18.2	13.3	8, 8
計	100. 0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

資料:韓國銀行,『企業經營分析』,各年度.

있어서 中小企業이 당면하는 安定性, 擔保力, 資本金 및 準備金規模 등으로 인한 發行資格 制限과 發行限度制約 등에 基因하는 것으로 보 인다. 그리고 中小企業의 金融機關借入中에서 設備投資를 위한 長期借入은 최근에 급격히 감 소하였으며 金融機關借入은 短期運營資金의 融 通을 위한 借入為主로 運用되고 있다. 이로 인 한 中小企業의 設備投資의 부진은 장기적으로 中小企業의 生產設備의 擴充 및 生產性向上에 대하여 障碍要因으로 作用하게 될 것이다.

한편 先進諸國에 있어서 企業의 資金調達을 살펴보면 〈表 3〉에서 보는 바와 같이 西獨과 日本의 경우 1978~82年의 期間中 減價償却充 當金을 중심으로 한 自己資金이 總資金調達의

〈表 3〉 各國企業 資金調達 構成比 (製造業, 1978~82 平均)

(단위:%)

		韓國功	美 國	西獨	日本
1.	自己資金	33.8	59. 3	85. 6	74. 1
	內部留保2)	7.1	20. 9	27.9	18.1
	滅價償却	19.8	32. 9	53.5	44.5
	妹 式	7.0	5.4	4.1	11.5
2.	他人資金	66. 2	40.7	14.4	25.9
	社 債	6.6	9.2	-2.2	2.4
	借入金	27. 1	8.0	3.0	4.8
	其 他3)	32. 5	23. 5	9.2	18.7
	計	100.0	100.0	100.0	100.0

註:1) 1979~83年 平均

2) 內部留保는 充當金을 包含

3) 其他는 企業間信用, 有價證券 등을 包含

資料:韓國銀行,『企業經營分析』,各年度. 日本銀行,『國際比較統計』,1984.6. 74~86%, 그리고 美國의 경우 이보다 낮은 59 %를 차지하여 自己資金의 比重이 壓倒的이다. 그러나 우리나라 企業의 資金調達에서는 이와 대조적으로 自己資金에 의한 資金調達은 總額의 33.8%에 불과하고 借入金을 비롯한 他人資金의 比重이 무려 66.2%에 달하고 있다. 특히 우리나라 企業의 資金調達에 있어서 減價價却充當金과 內部留保에 의한 資金調達이 西獨, 日本, 美國 등에 비하여 매우 低調한 것으로 나타나고 있다. 이와 같이 높은 他人資金依存度는 우리나라 企業의 財務構造가 脆弱하고 企業의 장기적 安定性이 虚弱함을 示唆해 주고 있다.

2. 中小企業金融의 行態分析

우리나라의 金融市場은 資金의 慢性的 超過 需要라는 不完全競爭狀態를 그 特徵으로 하고 있다. 따라서 貸出市場에 있어서 金利는 資金 需給事情을 충분히 考慮하여 價格決定「메카 니즘 |에 따라 自律的으로 결정되지 못하고 대 부분 通貨當局에 의하여 결정되고 있다. 그 결 과 어떠하 形態로든지 信用割當(credit rationing)이 존재할 가능성이 있다. Silber와 Polakoff⁴⁾(1970), 貝塚啓明・小野寺弘夫⁵⁾(1974) 는 信用割當에 있어서 貸出에 따른 危險度 (default risk)가 높은 中小企業은 金融緊縮期 에「인플레이션」壓力을 완화하기 위한 信用割 當의 대상이 될 가능성이 높다고 主張하고 있 다. 그 바면 Bach와 Huizenga⁶⁾(1961)는 銀行 이 金融緊縮期에 貸出에 있어서 中小企業에 대하여 차별을 행하고 있지 않다는 見解를 披 瀝하였다.

아무렇든 中小企業에 대한 銀行貸出比率의

W.L. Silber and Polakoff, M.E., "The Differential Effects of Tight Money: An Econometric Study". The Journal of Finance, March 1970.

⁵⁾ 貝塚啓明・小野寺弘夫,「信用割當について」,『經濟研究』,第25卷 第1號, 1974.

G.L. Bach and Huizenga, "The Differential Effects of Tight Money", American Economic Review, March 1961.

變化는 資金供給에 있어서 企業의 規模에 따른 差別的 取扱을 나타내는 指標가 될 수 있다". 특히 銀行貸出金利가 韓國銀行의 最高 利率 결정에 의하여 영향을 받고 있기 때문에 企業信用의 危險度가 높고 그 결과 貸出金利가 높은 中小零細企業에 대하여 量的 制約이보다 강하게 작용할 가능성이 있다. 그러므로 여기에서는 中小企業에 대한 銀行貸出比率의움직임을 考察하여 보고자 한다. 여기에서 中小企業이란 金融機關與信運用規定上中小企業金融의 대상이 되는 中小企業, 즉 中小企業基本法上의中小企業外에 常時從業員數 300人以下의 農林水產業者 및 電氣・가스・水道業者를 포함한다.

⟨表 4⟩와 [圖 1]에서 보는 바와 같이 먼저

市中銀行의 總貸出發額中에서 中小企業에 대한 貸出殘額이 차지하는 比率은 高成長을 記錄하 였던 1973年에는 30.4%에 이르렀으나 1973年 末의 石油波動으로 인하여 景氣不况을 겪었던 1975年에는 18.7%로 급격히 下落하였다. 1974 ~75年의 景氣沈滯期 이후 金融政策當局의 적 극적인 中小企業金融支援體制의 擴充⁶⁾에 크게 힘입어 同比率은 지속적인 上昇傾向을 보여 1979年에 비로소 1973年의 수준을 回復하였고 나아가 1984年末에는 33.7%를 記錄하기에 이 르렀다.

다음에는 景氣循環局面에서 市中銀行貸出에 있어서 中小企業에 대한 差別的 取扱의 可能性 與否를 檢討하기 위하여 中小企業에 대한 貸出增減額이 大企業을 포함하는 總貸出增減

〈表 4〉 市中銀行의 中小企業貸出比率

(다위:億위,%)

								(단위 :	億号,%)
				總 貸 出 殘 額(1)	中小企業 貸 出 残 額(2)	總貸出增減(3)	中小企業 貸 出 增減 (4)	殘額基準 (2)/(1)	增減額 基準 (4)/(3)
1	9	6	9	3 , 44 5	1,080			31.3	
1	9	7	0	4,150	1,332	705	252	32. 1	35. 7
1	9	7	1	5 , 235	1,579	1,085	247	30.2	22.8
1	9	7	2	6, 690	1,974	1 , 455	395	29.5	27.1
1	9	7	3	8, 657	2 , 633	1,967	659	30.4	33. 5
1	9	7	4	13, 267	3,911	4,610	1,278	29.5	27. 7
1	9	7	5	15, 216	2,849	1,949	-1,062	18.7	-54.5
1	9	7	6	18,618	4,981	3 , 402	2, 132	26.8	62.7
1	9	7	7	22,425	6,323	3,807	1,342	28.2	35. 3
1	9	7	8	30, 152	9,086	7,727	2 , 763	30.1	35.8
1	9	7	9	43,902	13,580	13,750	4, 494	30.9	32.7
1	9	8	0	56 , 679	17,820	12,777	4, 240	31.4	33. 2
1	9	8	1	74, 298	24, 288	17,619	6,468	32.7	36.7
1	9	8	2	102,570	33, 161	28, 272	8,873	32.3	31.4
1	9	8	3	121,204	40,516	18,634	7,355	33.4	39.5
1	9	8	4	137, 603	46, 334	16, 399	5, 818	33.7	35. 5

註:1) 1982年에는 同年度에 신설된 新韓銀行은 除外됨.

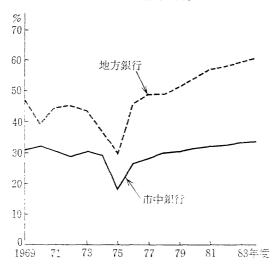
2) 1982~84年에는 外換銀行이 포함됨.

資料: 중소기업은행, 『연차보고서』, 각년도.

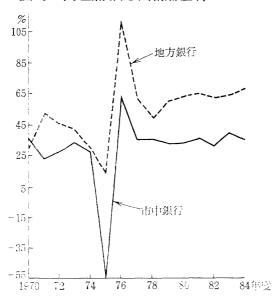
⁷⁾ 岩田一政・洪田宏一,『金融政策と銀行行動』,東洋經濟新報社,1980.

⁸⁾ 한국은행, 「우리나라의 중소기업지원금융제도(2)」, 『주간내외경제』, 1984.11.

[圖 1] 中小企業貸出比率(殘額基準)



[圖 2] 中小企業貸出比率(增減額基準)



額에서 차지하는 比率의 推移를 살펴보고자 한다. 여기에서 增減額은 統計資料의 制約으로 인하여 年中 貸出償還額이 파악되지 않기 때문에 단순히 當期의 貸出殘額에서 前期의 貸出 殘額을 差減한 數值로서 年中 純增加額을 나타낸다. 〈表 4〉와 [圖 2]에 의하면 1969年末부터 1971年初까지 安定化政策의 一環으로 金融

緊縮政策이 취해점에 따라 1971年中에 中小企業에 대한 貸出比率(增減額基準)은 下落하였으나 이와 대조적으로 金融緩和를 포함한 8.3 措置라는 강력한 景氣浮揚策이 실시된 1972年에는 同貸出比率이 上昇하기 시작하였다. 資源波動에 따른 景氣不况이 시작된 1974年에는 同比率은 다시 下落하기 시작하여 특히 不况의 底點인 1975年에는 通貨當局이 金融緊縮基調를 堅持함에 따라 中小企業貸出殘額이 減少하였으며 同比率은 -54.5%를 記錄하였다. 그러나 1976年中 內外景氣回復에 따른 高度成長을 뒷받침하기 위하여 通貨供給을 擴大하는 등金融緩和政策이 취해지고 中小企業에 대한 貸出이 크게 증가함에 따라 同比率은 62.7%로 대폭 上昇하였다.

이와 같은 현상은 金融緊縮政策이 시작되면 中小企業의 資金需要가 大企業의 資金需要에 비하여 크게 減退한다고 하는 資金需要面에서 의 非對稱性이 존재하지 않는 한 中小企業에 대한 貸出에 量的 制約이 보다 강하게 작용하 고 있음을 나타내는 指標의 하나로 볼 수 있을 것이다.

한편 1976年 韓國銀行은 1965年부터 市中銀行을 비롯한 一般銀行에 권장하여 온 中小企業에 대한 貸出比率을 종래의 總貸出金의 30%이상(市中銀行의 경우)과 40%이상(地方銀行의 경우)으로 변경하는 동시에 同比率을 義務的으로 준수하도록 하였다. 이어 1980年에 韓國銀行은 一般銀行에 대하여 賦課된 中小企業에 대한 貸出比率을 貸出增加額의 35%(市中銀行의 경우)와 55%(地方銀行의 경우)로 각각 提高시킴으로써 中小企業을 支援하기 위한 選別的 金融政策手段을 강화하였다. 또한 1982年 7月 韓國

銀行은 金融機關의 中小企業에 대한 적극적인 資金支援을 誘導하기 위하여 金融機關의 中 小企業貸出에 대하여 資金을 支援하기 시작하 였으며 현재는 金融機關의 中小企業貸出義務 比率의 履行實績에 따라 差等支援하고 있다.

上述한 바와 같은 中小企業을 위한 選別的 金融政策의 실시와 1980年 이후의 經濟安定化施策 등에 힘입어 市中銀行의 中小企業에 대한貸出比率은 巨額어음不渡事件 등의 餘波가 컸던 1982年을 제외하고는 1977年 이후 33~40%의 범위내에서 비교적 안정적인 추세를 堅持하고 있다.

이상은 市中銀行의 中小企業에 대한 貸出의 行態에 관한 分析이지만 〈表 5〉와 [圖 1] 및 [圖 2]에서 보는 바와 같이 地方銀行에서도 거 의 비슷한 傾向이 나타나고 있다.

끝으로 中小企業金融에 있어서 中小企業에 많은 量의 資金이 供給되는 것도 중요하지만 中小企業이 원하는 資金을 원하는 시기에 맞추어 資金이 適期에 供給되는 것도 중요하다. 즉 안정적인 資金의 供給이 중요한 것이다. 그러나 銀行 특히 市中銀行은 一般中小企業을 限界的 貸出對象으로 취급하는 경향이 없지 않은 것 같다. 限界的 貸出對象이란 市中資金事情이좋은 金融緩和期에는 貸出을 받을 수 있으나金融緊縮期에는 資金事情이 어려울 경우 그 貸出額이 削減되거나 또한 借換을 拒絕당하게 되는 貸出先을 意味하다.

이러한 경향은 70年代末 이후 中小企業을 支援하기 위한 選別的 金融政策이 강화되면서부터 다소 是正되는 것같이 보이지만 아직도 근본적으로 消滅된 것 같지는 않다. 이를 보다구체적으로 檢證하기 위하여 우리는 〈表 6〉에서 지난 1971年부터 1984年까지 預金銀行의 貸出先別 貸出增加額의 構成比率의 推移를 銀行貸出에 관한 統計資料의 制約으로 인하여 中

〈表 5〉 地方銀行의 中小企業貸出比率

(단위:億원,%)

	_							10. []	
				總 貸 出 殘 額(1)	中小企業 貸 出 殘 額(2)	總 貸 出 增 減(3)	中小企業 貸 出 増 減(4)	殘額基準 (2)/(1)	增減額 基 (4)/(3)
1	9	6	9	120	56	_	_	46.7	_
1	9	7	0	220	86	100	30	39.1	30.0
1	9	7	1	371	165	151	79	44. 5	52.3
1	9	7	2	594	268	223	103	45. 1	46.2
1	9	7	3	1,019	446	425	178	43.8	41.9
1	9	7	4	1,956	723	937	277	37.0	29.6
1	9	7	5	2,776	840	820	117	30.3	14.3
1	9	7	6	3,461	1,596	685	756	46.1	110.4
1	9	7	7	4, 176	2 , 04 5	715	449	49.0	62.8
1	9	7	8	5,530	2,730	1,354	685	49.4	50.6
1	9	7	9	7,168	3,718	1,638	988	51. 9	60.3
1	9	8	0	9, 264	5,044	2,096	1,326	54.4	63.3
1	9	8	1	12,679	7,232	3,415	2,188	57.0	64. 1
1	9	8	2	16,033	9,306	3, 354	2,074	58.0	61.8
1	9	8	3	19,270	11,378	3, 237	2,072	59.0	64.0
1	9	8	4	24, 197	14, 717	4,927	3,339	60.8	67.8

資料: 중소기업은행, 『연차보고서』 각년도.

小企業에 대한 貸出과 大企業 및 個人에 대한 貸出로 兩分하여 分期資料를 이용하여 살펴보 았다. 〈表 6〉에 나타난 預金銀行의 中小企業 에 대한 貸出比率(增減額基準)의 變動은 中小 企業에 대한 預金銀行貸出의 不安定性을 여실 히 보여주고 있으며 一般銀行이 中小企業을 限 界的 貸出對象으로 취급하는 경향이 消滅되지 않고 常存하고 있음을 示唆하여 주고 있는 것 같다.

결국 일반적으로 말하면 銀行의 大企業에 대한 資金供給은 大企業의 資金需要에 對應하여 행하여지는 경향이 있는 데 반하여 一般中小企業에 대한 資金供給은 銀行의 金融事情과 通貨政策當局의 中小企業을 支援하기 위한 選別的 金融政策에 크게 의존하고 있다고 할 수 있을 것이다.

지금까지 우리는 中小企業의 資金調達上 상

대적인 不利, 즉 大企業과 中小企業間의 外部 資金調達上의 隔差가 존재하고 있으며 특히 金 融緊縮期에는 銀行의 中小企業貸出이 불안정 함을 살펴보았다. 中小企業이 外部資金調達에 있어서 당면하는 중요한 障碍는 中小企業에 대 한 貸出이 危險度가 높은 반면 中小企業에는 適切한 擔保가 부족하다는 데 있다. 中小企業 이 이러한 난관을 극복하고 金融機關으로부터 融資를 원활하게 받을 수 있도록 그 信用力을 補强해 주는 制度가 바로 信用保證制度인바다 음 章에서 信用保證制度의 運用과 問題點을 考察하여 보기로 한다.

〈表 6〉 預金銀行의 企業規模別 貸出增減額의 構成比率

(단위:%)

		中 小 企業貸出	大企業 및 其他貸出		中 小 企業貸出	大企業以 其他貸出		中 小 企業貸出	大企業以 其他貸出
1971	1/4	16.9	83. 1	4/4	-379.9	479.9	3/4	17. 1	82.9
	2/4	15.7	84.3	1976 1/4	11.5	88.5	4/4	34.3	65. 7
	3/4	28.7	71.3	2/4	31.8	68.2	1981 1/4	34.3	65.7
	4/4	42.6	57.4	3/4	20.5	79.5	2/4	32.7	67.3
1972	1/4	33.2	66.8	4/4	83.0	17.0	3/4	42.6	57.4
	2/4	22.8	77.2	1977 1/4	55. 7	44.3	4/4	41.7	58.3
	3/4	35.7	64.3	2/4	20.6	79.4	1982 1/4	17.0	83.0
	4/4	42.6	57.4	3/4	21.7	78.3	2/4	-9.9	109.9
1973	1/4	32.2	67.8	4/4	130.0	-30.0	3/4	7.4	92.6
	2/4	69.4	30.6	1978 1/4	23.5	76.5	4/4	32.0	68.0
	3/4	12.9	87.1	2/4	13.1	86.9	1983 1/4	28.5	71.5
	4/4	40.9	59.1	3/4	32.9	67.1	2/4	61.1	38.9
1974	1/4	24.6	75.4	4/4	41.8	58.2	3/4	29.8	70.2
	2/4	25.2	74.8	1979 1/4	40.8	59.2	4/4	30.7	69.3
	3/4	26.3	73. 7	2/4	42.4	57.6	1984 1/4	27.9	72.1
	4/4	-32.1	132.1	3/4	28.9	71.1	2/4	24.1	75.9
1975	1/4	203.9	-103.9	4/4	36. 9	63.1	3/4	28.3	71.7
	2/4	51.5	48.5	1980 1/4	39.3	60.7	4/4	84.5	15.5
	3/4	25.4	74. 6	2/4	33.8	66. 2			

Ⅲ. 中小企業 信用保證制度의 機能과 問題點

1. 信用保證制度의 機能

信用保證制度는 一般金融과 政策金融의 중간에 위치하는 制度라고 말할 수 있다". 資金調達에 있어서 中小企業의 相對的인 不利, 소위「백밀란 갭」(Macmillan gap) 또는 金融隔差(financial gap)를 解消하여 주는 것이 바로政策金融이다. 中小企業金融에 이와 같은 金融隔差가 발생하는 데는 대체로 다음 두 가지理由가 있다고 할 수 있다. 첫째, 中小企業에 대한 貸出에 따르는 危險度(risk)가 大企業에 대한 貸出에 따르는 危險度(risk)가 大企業에 대한 貸出에 비하여 크기 때문에 民間金融機關의 貸出審查基準에 비교적 適合하지 않다. 둘째, 銀行 특히 市中銀行들은 大企業들에 대한 貸出에 偏重한 결과 貸出의 危險度에 관계없이 中小企業에 供給할 餘裕資金을 그다지 많이 갖고 있지 않다.

지금까지 中小企業 政策金融에 있어서는 中 小企業分野에 대한 資金流入을 極大化하는 데 에 政策의 重點이 있었다고 할 수 있다. 이러 한 資金에 대하여 超過需要가 常存하는 金融 基調下에서는 그와 같은 政策에 그 나름대로 의 이유가 있다고 할 수 있을 것이다. 그러나 安定的 低成長時代로 移行하여 金融市場의 資 金需給事情이 완화되고 中小企業에 대한 貸出 에 따르는 危險을 制度的으로 補完하여 주는 制度가 效率的으로 運用되게 되면 政策當局이 巨額의 政策金融資金을 직접 供給하지 않더라도 보다 많은 民間資金이 中小企業分野에 流入될 수 있을 것으로 期待된다. 이와 같은 機能을 遂行하는 것이 바로 中小企業信用補完制度이며 同制度는 信用保證과 信用保險으로 나누어진다. 현재 우리나라에서는 信用保證基金이 信用保證業務를 취급하고 있으나 信用保險은 아직 實施되고 있지 않다.

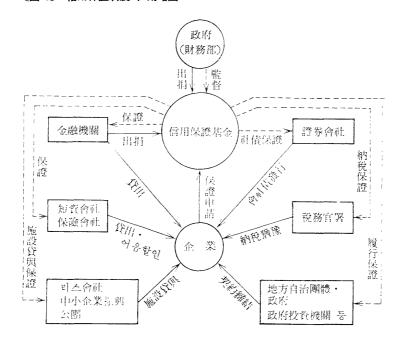
政策金融을 위한 財源調達에 制約이 있는 이상 中小企業에 대한 政策金融을 無制限 擴大하는 것은 매우 곤란하며 또한 그다지 바람직하지도 않을 것이다. 따라서 中小企業에 資金을 供給하는 데 있어서 보다 效率的인 方法이講究되지 않으면 안되며 그러한 資金供給手段으로서 信用補完制度를 再檢討해 볼 필요가 있을 것이다.

信用保證은 對象企業에 대하여 信用保證基金 基本財產의 數倍의 保證을 행할 수 있기 때문에 政府系 金融機關의 直接貸出에 비해서 資金을 보다 유효하게 이용할 수 있다. 물론 信用保證制度를 이용함으로써 中小企業金融에 관련된 모든 問題를 解決할 수는 없다. 그러므로 政策金融과 信用保證制度를 적절히 調和하여 運用하는 것이 바람직하다.

우리나라의 信用保證制度는 1961年 中小企業銀行의 設立과 함께 導入되어 運用되었다. 1967年「中小企業信用保證法」의 制定에 따라信用保證의 對象은 全金融機關의 中小企業貸出로 擴大되었으며 中小企業銀行의 信用保證準備金과 政府의 出捐金을 財源으로 하여 信用保證基金이 中小企業銀行內에 設置되었다. 이어 1972年 [8.3 緊急措置]에 따라 信用保證

⁹⁾ 山下邦男,『中小企業金融の方向と政策』; 加藤誠一・ 水野武・小林靖雄 編輯,『經濟政策と中小企業』, 同友 館, 1977.

「圖 3〕 信用保證制度의 概略圖



의 對象範圍가 大企業에까지 擴大되고 政府出 捐金(10億원)과 金融機關出捐金(貸出利子 收 入額의 0.5% 相當額)을 財源으로 하는 信用 保證基金이 各金融機關內에 設置・運用되게 되었다. 그 후 1976年 6月 새로운「信用保證 基金法」에 의거하여 現行과 같은「信用保證基 金」이 發足되어 信用保證業務를 擔當하게 되 었다¹⁰⁾(圖 3 참조).

2. 信用保證運用 現况과 問題點

信用保證基金은 擔保能力이 부족한 企業이 金融機關으로부터 필요로 하는 資金을 融資받 지 못할 경우에 該當企業의 經營能力과 事業 性 등을 擔保로 하여 該當企業의 債務를 保證 하여 줌으로써 企業의 資金融通을 원활히 할 특히 信用保

수 있도록 支援하여 주고 있다.

信用保證基金이 大企業에 비하여 상대적으로 擔保能力이 미약한 中小企業에 대한 信用保證을 우선적으로 推進함에 따라 總保證殘額中 中小企業保證이 차지하는 構成比는 1980年이후 매년 크게 上昇하는 趨勢를 보이고 있다(表 7 참조). 그 반면 主去來銀行 與信管理對象企業 및 海外建設業體 등에 대한 新規保證의 抑制, 旣支援된 保證의 回收 등 大企業에대한 保證支援의 抑制로 인하여 大企業保證殘額은 1982年이후 減少하고 있으며, 이에 따라總保證殘額中 大企業保證이 차지하는 構成比도 1976年 이후 급격히 줄어드는 추세를 示顯

證基金法(施行令 第20條)은 擔保力이 微弱한 中小企業에 대하여 總保證額의 40% 이상을 優先 保證하도록 規定하고 있으며 1983~84年中에는 新規保證은 中小企業에 한하여 運用되었다.

¹⁰⁾ 張韋相,『信用保證』,翰學社,1980.

〈表 7〉 信用保證基金의 保證取扱 實績(殘額基準)

(단위:億원,%)

		件			數			金			額	
	全 體 大		大 企	企 業 中小企業		企業	全 體		大 企	業	中小小	企業
	件數構	 構成比	件 數	構成比	件 數	構成比	金 額	構成比	金 額	構成比	金 額	構成比
1 9 7 6	10,973	100.0	388	3.5	10,585	96.5	1,579	100.0	933	59.1	646	40.9
1 9 7 7	13, 255 (20. 8)	100.0	423 (9.0)	3.2	12,832 (21.2)	96.8	2,654 (68.1)	100.0	1,423 (52.5)		1,231 (90.6)	46.4
1 9 7 8	15, 312 (15. 5)	100.0	583 (37. 8)	3.8	14,729 (14.8)	96.2	4, 081 (53. 8)	100.0	1,869 (31.3)	45.8	2, 212 (79. 7)	
1 9 7 9	16, 645 (8. 7)	100.0	979 (67. 9)		15,666 (6.4)		7,008 (71.7)	100.0	3,028 (62.0)	43.2	3,980 (79.9)	
1 9 8 0	23, 662 (42. 2)	100.0	1,591 (62.5)	6. 7	22,071 (40.5)		12,552 (79.1)		5, 254 (72. 9)		7, 298 (83. 4)	
1981	27, 386 (15. 7)	100.0	(-20.8)	4.6	26, 125 (18. 7)	95.4	15, 442 (23. 0)		5,695 (8.4)		9, 747 (33. 6)	63.1
1 9 8 2	27, 942 (2. 0)	100. 0	796 (-36.9)	2.8	27, 146 (3. 9)		13,576 (-12.1)		3,546 (-37.7)		10,030 (2.9)	
1983	(-6.9)	100. 0	534 (-32 . 1)	2.1	25,481 (-6.2)		13, 102 $(-3, 5)$		$\begin{pmatrix} 2,411 \\ (-32.0) \end{pmatrix}$		10, 691 (6. 6)	81.6
1984	27, 113 (4. 2)		(-10.3)		26,634 (4.5)		15,500 (18.3)	100.0	$ \begin{array}{c} 1,896 \\ (-21.4) \end{array} $		13, 604 (27, 2)	
年 平 均增 加 率	12.8	8	9.	. 6	13	.0	37	. 3	17	. 0	50	. 5

註:()안은 前年對比 增加率임.

資料:信用保證基金

〈表 8〉 信用保證基金의 保證承諾 推移

(단위:件, 億원)

											(征刊・1十) 愿位/			
					中小	企 業		大 企 業			全			體
				件	數	金 額	件	數	金額	Į	件	數	金	額
1	9	7	6		6,638	53	9	186		577		6,824		1, 116
1	9	7	7		12,887 (94.1)			339 (82. 3)	1, 1 (100.	158 7)		13,226 (93.8)		2,729 (144.5)
1	9	7	8		13,648 (5.8)	2, 43 (54. 7	0	654 (92. 9)	1,2	259 7)		14, 302 (8, 1)		3,689 (35.2)
1	9	7	9		15, 401 (12. 9)	4, 39 (81. 0	8	1,282 (96.0)		391 9)		16,683 (16.6)		6,789 (84.0)
1	9	8	0		30,823 (100.1)		7	4,115 (221.0)		304 4)		34, 938 109. 4)		17,611 (159.4)
1	9	8	1		36, 208 (17. 5)	13, 08 (33. 5	9 ((-35, 7)		327 7)		38, 856 (11. 2)		18,416 (4.6)
1	9	8	2		33,433 (-7.7)	12,64 (-3.4)	5	(-61, 6)	2,8 (-46.	346 6)		34, 449 -11. 3)	(15,491 -15.9)
1	9	8	3		31,212 (-6.6)	12, 90 (2. 0		545 (-46, 4)		959 3)		31, 757 -7. 8)	($13,860 \\ -10.5)$
1	9	8	4		$ \begin{array}{c} 31,184 \\ (-0.1) \end{array} $			(-21.3)		250 3)		31,613 -0.5)		16,491 (19.0)

註:()안은 前年比 增加率임.

資料:信用保證基金

하고 있다. 1984年末 현재 總保證殘額은 1兆 5,500億원에 달하며 그 構成比를 보면 中小企 業保證이 87.8%, 大企業保證이 12.2%를 각각 차지하고 있어 이제 信用保證制度가 中小企業 爲主로 運用되고 있음을 보여주고 있다.

가. 信用保證活用度

1979年의 第 2 次 石油波動을 계기로 한 景 氣의 沈滯는 國民經濟 전반에 걸쳐 많은 영향 을 끼쳤지만 특히 企業體質이 약한 中小企業 들은 企業存立 그 자체가 심각한 狀况에 처하 게 되었다. 이러한 狀况은 中小企業金融의 一 面인 信用保證에 있어서도 여실히 나타났는바 石油危機와 10.26 事態 등의 不安要因 등으로 인하여 景氣가 後退하였던 1979年과 1980年의 保證承諾額은 前年比 각각 84.0% 및 159.4% 라는 높은 增加를 示顯하였다(表 8 참조). 1件 當 平均 保證承諾額 또한 1976年 이후 꾸준히

〈表 9〉 韓・日保證承諾實績比較

					韓			國	F		本		
						保 證	承 諾			保 證	承 諾		
				件	數	金 額 (億원)	前年比增 加率(%)	1 件 當 平均金額 (百萬원)	件 數	金額(億円)	前年比增加率(%)	1 件 當 平均金額 (百萬円)	
1	9	7	6		6,824	1, 116		16.4	1,047,092	39,015	8.6	3.7	
1	9	7	7		13, 226	2 , 7 29	144.6	20.6	1,076,687	42,751	9.6	4.0	
1	9	7	8] :	14, 302	3 , 689	35. 2	25.8	1,000,132	42, 320	△1.0	4.2	
1	9	7	9		16, 683	6, 788	84.0	40.7	967, 797	43, 192	2.1	4.5	
1	9	8	0		34 , 938	17, 611	159.4	50.4	1,046,684	52 , 030	20.5	5. 0	
1	9	8	1	:	38 , 856	18, 416	4.6	47.4	1,030,320	52,348	0.6	5.1	
1	9	8	2		34 , 449	15, 490	△15.9	45.0	1,003,353	53, 248	1.7	5.3	
1	9	8	3	:	31, 757	13,860	△10.5	43.6	988, 249	54, 023	1.5	5. 5	
1	9	8	4	1 :	31,613	16, 491	19.0	52. 2	985 , 883	57, 124	5.7	5.8	

資料:信用保證基金,『保證月報』, 1985.9.

〈表 10〉 信用保證 活用度의 推移

		_								
				信用保	證基金	預 金	銀行	信用保證活用度(%)2)		
 		-		總保證殘額	中小企業保證養額(2)	總貸出 (3)	中小企業 貸出(4) ¹⁾	(1)/(3)	(2)/(4)	
 1	9	7	6	1,579	646	37, 249	9, 759	4.24	6.62	
1	9	7	7	2,654	1,231	47,090	13,370	5. 64	9. 21	
1	9	7	8	4, 081	2,212	66, 090	18, 482	6.17	11.97	
1	9	7	9	7,008	3,980	89,778	26, 994	7.81	14. 74	
1	9	8	0	12, 552	7,298	122,044	37, 052	10.28	19.70	
1	9	8	1	15, 442	9, 747	159, 550	51, 335	9 . 6 8	18. 99	
1	9	8	2	13, 576	10.030	202, 258	64,059	6. 71	15.66	
1	9	8	3	13, 102	10,691	2 41, 5 53	79, 499	5 . 4 2	13. 45	
1	9	8	4	15, 500	13,604	279, 789	94, 112	5. 54	14.46	

註:1) 市中銀行, 地方銀行, 國民銀行, 中小企業銀行, 外換銀行, 新韓銀行, 韓美銀行이 포함된다.

2) 金額 活用度= 保證債務殘額 中小企業에 대한 貸出額

資料:韓國銀行,『通貨金融統計』, 1984. 信用保證基金,『保證月報』, 1985. 9. 增大되어 1984年中에는 52.2百萬원에 달하였으며 이로써 日本에서의 1件當 平均 保證承諾額 5.8百萬「엔」을 크게 上廻하고 있다(表 9 참 조).

이와 같은 信用保證의 급격한 增大에 따라 預金銀行의 總貸出에 있어서의 信用保證活用 度,즉 總貸出金에 대한 信用保證基金의 總保 證額의 比率은 1980年末에 10.28%를 기록하 였으나 1980年 이후 信用保證基金의 保證財源 인 基本財産의 制約과 保守的인 信用保證의 運用에 基因하여 1983年末에는 5.42%로 크게 下落하였으며 1984年末에는 5.54%로 前年과 비슷한 수준을 維持하였다(表 10 참조).

한편 預金銀行의 中小企業에 대한 貸出에 있어서의 信用保證活用度는 中小企業에 대한 우 성적이 信用保證支援에 따라 總貸出에 있어서 의 信用保證活用度를 크게 上廻하는 추세를 보이고 있다. 中小企業貸出에 있어서 信用保證活用度(金額基準)는 1976年의 6.62%에서 1980年에는 19.7%로 급격히 높아졌으나 1980年이후保守的인 信用保證의 運用에 따라 다소 낮아져 1984年에는 14.46%를 記錄하였다.

中小企業貸出에 있어서의 信用保證活用度를 金融機關別로 살펴보면(表 11 참조) 1984年末 現在 中小企業銀行과 國民銀行은 각각 11.3% 및 17.9%에 달하였으나 7個市中銀行과 地方銀行은 각각 8.0% 및 7.4%에 그쳐 市中銀行과 地方銀行은 각각 8.0% 및 7.4%에 그쳐 市中銀行과 地方와 地方銀行의 中小企業貸出에 있어서 信用保證의 活用이 中小企業銀行과 國民銀行에 비하여 상대적으로 低調한 것으로 나타났다. 따라서 앞으로 信用保證制度의 活性化를 위해서는 市中銀行과 地方銀行의 貸出에 있어서의 信用

〈表 11〉 金融機關別 信用保證活用狀况10(1984年末)

(단위: 億원,%)

						10. C) 1-)
	總貸出金 (A)	總保證額 (B)	活 用 度 (B)/(A)	中小企業 貸 出 金 (C)	中小企業 保 證 (D)	活 用 度 (D)/(C)
中小企業銀行	23, 623	2,555	10.8	22 , 552	2, 549	11.3
國民銀行	25, 282	1,880	7.4	10, 509	1,878	17.9
市中銀行2)	120,709	3,971	3.3	41, 130	3, 303	8.0
地方銀行	24, 197	1,133	4.7	14,717	1,083	7.4
計	193, 811	9,539	4.9	88, 908	8, 813	9.9

註:1) 殘額基準임.

2) 市中銀行에는 한미은행과 신한은행이 포함되어 있음.

資料:信用保證基金.

중소기업은행, 『연차보고서』, 1985.

〈表 12〉 銀行의 擔保條件別 融資額 構成比(製造業)

(단위:%)

	不動產	動產	支給保證	信用保證基 金	信用
製 造 業	79. 7	2.3	4.1	3. 7	10.2
5 ~ 9人	85.8	1.5	0.4	1.1	11.2
10 ~ 19人	88.7	1.8	3.5	3.8	2.2
20 ~ 49人	76. 8	2.2	8.9	2.7	9.4
50 ~ 99人	76.9	2.8	1.2	5.0	14.1

資料:국민은행, 『소규모 기업실태조사브고서』, 1984, p. 212.

保證活用度를 보다 提高하는 것이 緊要하다 하겠다.

한편 從業員 5人以上 100人未滿의 小規模企業(製造業部門)을 대상으로 한 預金銀行의 擔保條件別 融資額의 構成比 調查에 의하면 〈表 12〉에서 보는 바와 같이 不動產擔保貸出이 79.7%를 차지하여 大宗을 이루고 있는 반면信用貸出과 信用保證基金의 信用保證을 이용한 銀行貸出은 각각 10.2% 및 3.7%에 불과한 것으로 나타났다. 이로써 中小企業中에서도 小規模企業 또는 中小零細企業에 있어서는 아직도 信用保證의 活用이 低調한 것으로 나타나고 있다.

위에서 살펴본 바와 같이 우리나라의 信用 保證制度는 짧은 역사에도 불구하고 그동안 급 속한 量的成長을 이룩하였으나 우리나라의 1件 當 平均 保證承諾額이 日本의 경우 보다 훨씬 큰 사실 등을 감안하여 볼 때 信用保證은 이제 까지 中小企業 중에서도 小規模企業보다는 中 規模企業 爲主로 運用되어 온 것같이 보인다. 全體 信用保證의 約 70%가 小規模企業에 保證 되고 있는 日本에서는 中小企業者의 約 33.5% (1984年 現在)가 信用保證制度를 活用하고 있 는 데 반하여 우리나라에서는 小規模企業의 信 用保證活用이 매우 低調한 실정임을 감안하여 小規模企業에 대한 信用保證이 더욱 강화되어 야 할 것이다.

나. 信用保證基金의 基本財產 造成

信用保證基金은 無資本公益法人이므로 基金의 信用保證引受能力을 나타내는 指標는 基金

의 基本財産이다. 따라서 基金의 基本財產은 株式會社의 自己資本에 해당되며 代位辨濟를 위한 準備金的인 性格과 金融機關 등에 대한 保證債務의 最終擔保로서의 性格도 지니고 있 다. 현재 信用保證基金이 保證한 수 있는 總 保證限度는 基本財產과 移越利益金의 合計金 額의 15倍 이내로 限定되어 있다.

基本財產의 造成은 政府의 出捐金, 金融機關의 出捐金 및 企業의 出捐金에 의하도록 規定되어 있으며(信用保證基金法 第6條) 특히金融機關은 그 貸出金의 0.5%(1980年 이후1990年까지는 0.3%)를 基金에 出捐하도록 規定되어 있다. 이에 따라 사실상 基金의 基本財產은 1976年 信用保證基金의 設立 이후 거의 전적으로 金融機關의 出捐金에 의존하여 왔으며 信用保證基金法 施行後 이제까지 2次에 전처 金融機關의 出捐期限을 延長하게 되었다.이를 반영하여 1982年末 현재에는 金融機關出捐金이 總出捐金의 98.7%를 차지하게 되었다(表 13 참조).

信用保證基金에 대한 金融機關의 出捐이 金融機關의 貸出에 따르는 損失을 補填하기 위한 相互共濟的,相互保險的 性格을 지니고 있다고 하지만 外國에 비하여 金融機關의 負擔率이 높다고 할 수 있다. 自由中國의 中小企業 信用保證基金의 경우에는 1983年 6月末 現在 政府 및 公共機關의 出捐金이 약 9億NT「달러」,金融機關의 出捐金이 약 3億NT「달러」」 金融機關의 出捐金이 약 3億NT「달러」로 政府 및 公共機關이 總出捐金의 75%를 그리고 金融機關은 25%를 각각 負擔하고 있는實情이다110. 그리고 日本의 경우에는 1984年末 現在 信用保證協會에 대한 出捐金의 65%는 地方公共團體로부터의 出捐으로 調達되고 있으며 金融機關의 出捐과 負擔金은 전체의

¹¹⁾ 韓國銀行,「우리나라의 主要企業의 中小企業支援制度」,『調査統計月報』,第38卷,1984.8.

34%를, 그리고 業者團體의 出捐金은 1%를 각각 차지하고 있다¹²⁾(表 14 참조).

1979~80年中 國內景氣의 沈滯로 인하여 많은 企業이 倒產함에 따라 基金의 代位辨濟가 급격히 증가하여 信用保證을 위한 財源의 擴充을 크게 沮害하게 되었으며, 이에 따라 企業에 대한 信用保證의 擴大供給도 곤란하게 되었다(表 15 참조). 이러한 사정을 감안하여 政策當局은 基金의 基本財產을 擴充하기 위하여 金融機關의 出捐期限을 1985年 12月 31日에서 1990年 12月 31日까지 延長하였으며 政府도

1982年과 1983年에 250億원과 150億원을 각각信用保證基金에 出捐하였다. 이에 따라 政府의 出捐金이 總出捐金中에서 차지하는 比重은 1982年末의 1.3%에서 1984年末에는 12.5%로 높아졌으나 아직도 信用保證基金에 대한 政府의 出捐은 外國에 비하여 低調한 실정이다. 한편 信用保證法에 規定된 基本財產의 造成을 위한 企業의 出捐金은 이제까지 全無한 실정이어서 앞으로 企業 또는 經濟團體의 出捐이 기대되고 있다.

〈表 13〉 信用保證基金의 基本財產 및 信用保證運用倍數 推移

(단위:億원,%)

	1976		1 9 7 7		1 9 7 8		1 9 7 9		1 9 8 0	
	金 額	構成比	金 額	構成比	金 額	構成比	金 額	構成比	金 額	構成比
1. 出 捐 金	353	100.0	494 (39. 9)	100.0	670 (35. 6)	100. 0	907 (35. 4)		1,116 (23.0)	100.0
(政 府	24	6.8	24	4.9	24	3.6	24	2.6	24	2.2
金融機關	329	93. 2	470	95. 1	646	96.4	883	97.4	1,092	97.8
2. 移越利益金	l	74	1	16	1	66	2	213	2	30
3. 合 計	4	127	6 (42.	5 10 9)	(37.	36 0)	1, 1 (34.		1, 3 (20.	
4. 信用保證總額 (殘額)	1, 579		2, 654		4,081		7,008		12, 5	52
5. 運 用 倍 數(4)/(3)	3.70		4. 35		4.88		6.	26	9.	33
	1 1 (0 1	1	0 0 0		1 0 0	0	1 0		

	1 9 8 1	1 9 8 2	1 9 8 3	1 9 8 4	平均
	金 額 構成出	金額構成比	金 額 構成比	金 額 構成比	十 均
1. 出 捐 金	1, 391 100. (24. 6)	0 1,813 100.0	2,606 100.0 (43.7)	3, 394 (30. 2) 100. 0	(32.8)
[政 府	24 1.	7 24 1.3	274 10.5	424 12.5	
金融機關	1,367 98.	3 1,789 98.7	2, 332 89. 5	2,970 87.5	
2. 移越利益金	△15	△690	△990	$\triangle 1,405$	
3. 合 計	1, 376 (2. 2)	1, 123 (-18.4)	1,616 (43.9)	1, 989 (23. 1)	(23. 1)
 信用保證總額 (殘額) 	15, 442	13, 576	13, 102	15, 500	
5. 運 用 倍 數 (4)/(3)	11.22	12.09	8.11	7. 79	

註:1)()안은 前年比 增加率임.

資料:信用保證基金

¹²⁾ 信用保證基金,「日本信用保證制度의 現况」,『保證月報』, 1985.9,

〈表 14〉 日本信用保證協會의 基本財產 및 出捐金 推移

(단위:億円, %)

	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984
1. 基 本 財 産	1,793	2,076	2 , 44 5	2,782	3, 129	3,491	3, 879
基金	812	897	971	1,047	1,123	1,200	1,293
基金準備金	981	1, 179	1,474	1,735	2,006	2, 291	2,586
2. 出 捐 金 計	811 100.0	897 100.0	971 100.0	1,047 100.0	1,123 100.0	1,200 100.0	1, 293 100.0
地方公共團體	540 66.6	590 65.8	631 65.0	675 64.5	723 64.4	777 64.8	842 65.1
金融機關"	263 32.4	299 33.3	332 34.2	364 34.8	392 34.9	415 34.6	443 34.3
業者團體	8 1.0	8 0.9	8 0.8	8 0.8	8 0.7	8 0.7	8 0.6
合 計(1)+(2)	2,604	2, 973	3,416	3,829	4, 252	4,691	5, 172

註:1) 負擔金이 포함되었음.

資料:信用保證基金,『保證月報』,第57號. 1985.9.

〈表 15〉 信用保證基金의 代位辨濟 推移

(단위:百萬원, 件, %)

			19	7 6	1 9 7	7 7	1 9	7 8	19	7 9	1 9	8 0
			金 額	構成比	金 額	構成比	金 額	構成比	金 額	構成比	金 額	構成比
中小企業	件	數	80	100.0	68	98.6	79	96.3	132	89. 2	27	91.3
	金	額	554	100.0	1,079	97.5	1,924	92.3	6 , 092	77.3	18,42	76.2
大 企 業	件	數	_		1	1.4	3	3. 7	16	10.8	2	8.7
	金	額	_	_	28	2.5	161	7. 7	1,793	22.7	5, 75	7 23.8
合 計	1) 件	數	80	100.0	6 9	100.0	82	100.0	148	100.0	29	3 100.0
	2) 金	額	554	100.0	1, 107 (99. 8)	100.0	2, 085 (88. 3)	100.0	7,885 (278.2)	100.0	24, 17 (206. 6)	3 100.0 _{>}
	3)平均代 濟金額		6.	9	16.	0	25.	4	53.	3	81	. 1
	4)信用保 額	證殘	157,	909	265, (68.	444 1)	408 , (53.		700, (71.		1, 25 (79	5, 235 . 1)
	5)代位辨 %,2)		0.35		0.42		0.51		1.13		1.93	
			198	3 1	198	8 2	1 9	8 3	1 9	8 4	į	†
				3 1 構成比		8 2 構成比		8 3 構成比		8 4 構成比		† 構成比
中小企業	件	數		構成比	金 額 1,085	構成比	金 額	構成比			金 額	構成比
中小企業	金	額	金額	構成比 94.5	金 額 1,085 94,988	構成比	金 額 1,503	構成比 98.4	金 額 1,571	構成比 98.4	金 額 5,52	構成比 97.0
中小企業大企業	-	額 數	金 額 732	構成比 94.5 80.0	金 額 1,085	構成比 97.1 78.7 2.9	金額 1,503 68,159 25	構成比 98.4 92.0	金 額 1,571	構成比 98.4 90.3 1.6	金 額 5,52	構成比 2 97.0 5 84.2
大企業	金 件 金	額數額	金額 732 49,843 43 12,423	構成比 94.5 80.0 5.5 20.2	金額 1,085 94,988 32 25,774	構成比 97.1 78.7 2.9 21.3	金額 1,503 68,159 25 5,960	構成比 98.4 92.0 1.6 8.0	金 額 1,571 82,135 26 8,853	構成比 98.4 90.3 1.6 9.7	金 額 5,52 323,19 17 60,74	構成比 2 97.0 5 84.2 2 3.0 9 15.8
,	金 件 金 1)件	額數額數	金額 732 49, 843 43 12, 423 775	構成比 94.5 80.0 5.5 20.2 100.0	金額 1,085 94,988 32 25,774 1,117	構成比 97.1 78.7 2.9 21.3 100.0	金額 1,503 68,159 25 5,960 1,528	構成比 98.4 92.0 1.6 8.0 100.0	金 額 1,571 82,135 26 8,853 1,597	構成比 98.4 90.3 1.6 9.7 100.0	金 額 5,52 323,19 17 60,74 5,69	構成比 2 97.0 5 84.2 2 3.0 9 15.8 4 100.0
大企業	金 件 金	額數額	金額 732 49,843 43 12,423	構成比 94.5 80.0 5.5 20.2 100.0	金額 1,085 94,988 32 25,774 1,117	構成比 97.1 78.7 2.9 21.3 100.0	金額 1,503 68,159 25 5,960 1,528	構成比 98.4 92.0 1.6 8.0 100.0	金 額 1,571 82,135 26 8,853 1,597	構成比 98.4 90.3 1.6 9.7 100.0	金 額 5,52 323,19 17 60,74 5,69	構成比 2 97.0 5 84.2 2 3.0 9 15.8
大企業	金 件 金 1)件	額 數 額 數 額 辨	金額 732 49,843 43 12,423 775 62,266	構成比 94.5 80.0 5.5 20.2 100.0	金 額 1,085 94,988 32 25,774 1,117 120,762	構成比 97.1 78.7 2.9 21.3 100.0	金額 1,503 68,159 25 5,960 1,528 74,119	構成比 98.4 92.0 1.6 8.0 100.0	金 額 1,571 82,135 26 8,853 1,597 90,988	構成比 98.4 90.3 1.6 9.7 100.0	金 額 5,52 323,19 17 60,74 5,69 383,94	構成比 2 97.0 5 84.2 2 3.0 15.8 4 100.0
大企業	金 件 金 1)件 2)金 3)平均代	額 數 額 數 額	金額 732 49, 843 43 12, 423 775 62, 266 (157.5)	構成比 94.5 80.0 5.5 20.2 100.0 100.0	金 額 1,085 94,988 32 25,774 1,117 120,762 (93.9)	構成比 97.1 78.7 2.9 21.3 100.0 100.0	金額 1,503 68,159 25 5,960 1,528 74,119 (-38.6)	構成比 98.4 92.0 1.6 8.0 100.0 100.0	金 額 1,571 82,135 26 8,853 1,597 90,988 (22.8)	構成比 98.4 90.3 1.6 9.7 100.0 100.0	金 額 5,52 323,19 17 60,74 5,69 383,94	構成比 2 97.0 5 84.2 2 3.0 15.8 4 100.0 4 100.0

註:()안의 숫자는 前年對比 增加率임.

資料:信用保證基金

한편 信用保證基金은 保證受惠企業으로부터 保證의 種類에 관계없이 保證金額에 대하여 年 1.5%이내의 保證料를 받고 있으나 中小企業 에 대한 保證에 있어서는 中小企業을 育成 支 援한다는 趣旨에서 年1.0% 이내의 保證料率 을 優先適用토록 規定되어 있다(信用保證基本 法 第33條). 원래 保證料는 信用保證基金의 所 要經費를 充當하고 信用保證債務에 대한 代位 辨濟에 따르는 損失補塡의 일부에 충당하기 위 하여 保證申請企業으로부터 信用保證의 代價 로서 徵求되는 것이다. 〈表 16〉에서 보는 바와 같이 信用保證基金의 保證料收入은 1976~78 年 中에는 代位辨濟金額을 초과하여 保證料收 入에 의한 代位辨濟의 補塡率은 148~159%에 달하였다. 그러나 1979年 이후 代位辨濟가 급 증하여 保證料收入을 대폭 上廻함으로써 同補 塡率은 급격히 下落하는 추세를 보여 1984年 에는 14.4%에 불과한 실정이다. 한편 同期間 中 保證承諾金額에 대한 保證料收入의 比率, 즉 實質的이 保證料率은 0.52~0.87%의 범위 내에서 머물러 있었으며, 특히 代位辨濟가 급 증하였던 1979~81年의 期間中에 實質的인 保 證料率은 1978年보다 오히려 下落하였다.

다. 代位辨濟

信用保證基金이 保證하 企業의 經營이 부실 하여 金融機關에 대한 債務의 償還能力을 잃 게 되면 信用保證基金은 債權者인 金融機關의 請求에 따라 金融機關의 義務履行狀况과 請求 金額의 適正與否 등을 檢討하여 免責事項에 抵 觸되지 않으면 保證人으로서의 保證債務를 履 行, 즉 代位辨濟를 하게 된다. 1976年 이후 保 證基金의 保證規模가 급속하게 擴大되어 왔으 나 1979~80年의 景氣後退로 인하여 保證企業, 특히 企業體質이 약한 中小企業의 倒產이 급 증하게 되었다. 이에 따라 信用保證基金의 代 位辨濟는 1979年에 79億원, 1980年에 242億원, 1981年에 623億원 그리고 1982年에는 1,208億 원으로 잇달아 크게 늘어났으며 1983年 이후에 야 그 規模가 다소 縮小되었다. 결국 1976~84 年中 代位辨濟는 무려 年平均 113.6%나 증가 하여 同期間中 保證殘額의 年平均增加率 37.3 %를 크게 상회하였다. 이를 반영하여 代位辨 齊率, 즉 信用保證基金의 保證殘額에 대한代

〈表 16〉 信用保證基金의 保證料收入 推移

(타위: 億위, %)

								1 • 100 (2) /0/
				保證承諾金額 (1)	保證料收入(2)	實質保證料率 (2)/(1)	代位辨濟金額 (3)	補 塡 率 (2)/(3)
1	9	7	6	1, 116	8.0	0.72	5. 5	145. 5
1	9	7	7	2, 729	17.6	0.64	11. 1	158. 6
1	9	7	8	3, 689	31. 1	0.84	20.9	148.8
1	9	7	9	6, 788	49.8	0.73	78.9	63. 1
1	9	8	0	17, 611	92.3	0.52	241.8	38.2
1	9	8	1	18,416	134.4	0.73	622. 7	21.6
1	9	8	2	15, 490	135.0	0.87	1, 207. 6	11.2
1	9	8	3	13,860	120.5	0.87	741. 2	16. 3
1	9	8	4	16, 491	130.7	0.79	909.9	14. 4
	ř	t		96, 190	719. 4	0.75	3, 839. 4	18.7

資料:信用保證基金,『保證月報』, 1985.5.

位辨濟額의 比率은 1976~78年中의 0.4~0.5%에서 1980年에 1.93%, 1981年 4.03%, 1982年에는 8.90%로 급격히 상승하였으며 1983~84年에는 5.7~5.9%수준으로下落하였다. 이와 같은 우리나라 信用保證基金의 代位辨濟率은 1975~82年中日本全國信用保證協會의代位辨濟率 1.5~2.8%에 비하여 상당히 높은수준이다(表 15 및表 17 참조).

이와 같은 代位辨濟를 信用保證對象企業의 規模別로 나누어 살펴보면 信用保證基金은 1984年中에 該當金融機關에 대하여 모두 1,597 件 910億원의 代位辨濟를 履行하였는바 그중 中小企業에 대한 信用保證으로 인한 代位辨濟 가 1,571件 821億원으로 件數로는 전체의 98.4 %를, 그리고 金額基準으로는 전체의 90.3% 라고 하는 壓倒的인 比重을 차지하고 있다. 그리고 1976年부터 1984年까지 9年間의 信用保證基金의 總代位辨濟(累計) 5,694件 3,839億원 중에서도 中小企業 信用保證에 따른 代位辨濟가 5,522件 3,232億원으로 件數로는 전체의 97%를, 金額으로는 전체의 84.2%를 각각 차지하고 있다.

또한 信用保證基金의 保證取扱實績〈表 7〉과 代位辨濟에 관한 資料〈表 15〉를 이용하여 作 成된 保證企業規模別 代位辨濟率의 推移〈表 18〉에 의하면 1984年中 中小企業 信用保證에

〈表 17〉 日本 全國信用保證協會의 槪况

(단위:億円,%)

	基本財産	保證債務	保證活用	度(%)	代 位	辨濟	代位辨濟	求貨權
	本 本別 生	殘 額	件 數	金 額	金 額	增加率	率	回收
1 9 7 5	1, 140	44, 353	31.8	5.8	660	60.6	1.49	82
1976	1, 331	50, 880	32. 9	5.9	1,090	65. 2	2. 14	137
1977	1,623	55 , 530	34. 2	5.4	1,496	37. 2	2. 69	182
1 9 7 8	1, 792	57, 769	33. 9	5.6	1,616	8.0	2.80	263
1 9 7 9	2,077	61,530	32.0	5. 7	1,633	1.1	2.65	304
1 9 8 0	2 , 44 5	71, 293	33. 9	6.1	1,835	12.3	2. 57	315
1 9 8 1	2, 782	76, 355	35. 2	6.0	1,987	8.3	2.60	361
1 9 8 2	3 , 129	79, 673	33. 4	5.9	2,098	5.6	2. 63	377
1 9 8 3	3,491	82, 189	33. 3	5.6	2, 147	2.3	2. 61	••
1 9 8 4	3, 879	86, 506	33. 5	5. 2	2, 150	0.1	2.49	••

註:1) 件數活用度= 保證債務殘額件數中小企業者數

2) 金額活用度= 保證債務發額額 中小企業에 대한 貸出發

資料:信用保證基金,『保證月報』,1985. 9. 日本大藏省,『財政金融統計月報』,1983. 8.

〈表 18〉 信用保證企業規模別 代位辨濟率의 推移(金額基準)

(단위:%)

1			1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984
中大	小 企 企	業業	0.86 —	0.88 0.02	0. 87 0. 09			1			6. 04 4. 67
全		體	0. 35	0.42	0. 51	1. 13	1. 93	4. 03	8. 90	5. 66	5.87

대한 代位辨濟率은 6.04%로 大企業 信用保證에 대한 代位辨濟率 4.67%보다 1.37% 포인트 높은 것으로 나타나고 있다. 한편 件當 平均 代位辨濟額은 1970年代末 이후 급증하여 1982年에는 108百萬원에 달하였으나 信用保證基金이 1983年 이후 거의 전적으로 中小企業에 대한 信用保證에 置重함에 따라 平均代位辨濟額은 1983年에는 49百萬원, 1984年에는 57百萬원으로 크게 줄어들었다.

위에서 살펴본 바와 같은 信用保證基金의 保 證承諾額 및 代位辨濟額의 增加는 市中金融機 關이 中小企業에 대한 貸出에 소극적인 不况 期에 信用保證을 통하여 中小企業의 원활한 金 融을 圖謀한다는 使命을 信用保證制度가 수행 하고 있음을 示唆하고 있다. 그러나 다른 한 편으로는 1980年 이후 大規模의 代位辨濟로 인 하여 信用保證基金의 基本財產의 擴大는 크게 制約받거나 減少하였으며 1982~83年中에는 保 證의 減縮運用이 불가피하게 되는 결과를 초 래하게 되었다.

3. 信用保證과 中小企業貸出의 相關關係 分析

觀測期間中 主要 中小企業貸出銀行(市中銀行,地方銀行,中小企業銀行 및 國民銀行)의中小企業에 대한 貸出에 관한 단순한 回歸分析의 결과로서 아래의 式들이 推定되었다. 觀測期間은 中小企業에 대한 貸出 및 信用保證에관한 資料의 형편상 1976年 2/4分期에서 1984年 4/4分期까지 35分期로 하였으며 推定에 사용된 資料는 原系列을 「X-11 ARIMA」方式에의하여 調整한 季節變動調整系列이다. 推定方式으로는 初期에 얻은 推定結果 가운데 系列相

關(serial correlation)이 뚜렷이 나타남에 따라 2段階 Cochrane-Orcutt 反復推定法(Iterative Technique)을 이용하였다.

〈表 19〉의 推定結果에 의하면 觀測期間中 對中小企業 銀行貸出의 信用保證에 대한 彈力性은 信用保證承諾額을 說明變數로 사용한 경우에 0.04~0.07, 그리고 信用保證殘額을 說明變數로 사용한 경우에는 0.08~0.11範圍의 값을 취하고 있다. 그리고 中小企業에 대한 銀行貸出財源이 되는 預金(資料形便上 預金銀行의 預金資料를 이용하였음)에 대한 對中小企業銀行貸出의 彈力性은 貯蓄性預金을 說明變數로 사용한 경우에 0.91~1.17, 總預金을 說明變數로 사용한 경우에는 1.07~1.19로 나타나고 있어 貸出財源이 되는 預金이 中小企業에 대한 銀行貸出에 보다 큰 영향을 미치고 있는 것으로 나타나고 있다.

한편 韓國銀行은 銀行이 자발적으로 中小企 業支援金融을 擴大토록 誘導하기 위하여 1982 年 7月부터 中小企業에 대한 銀行貸出增加額 의 一定比率만큼 當該銀行에 一般資金을 貸出 하여 주는 中小企業貸出支援制度를 採擇하여 실시해 오고 있다. 이와 같은 銀行에 대한 韓 國銀行의 中小企業貸出支援이 미치는 效果를 把握하기 위하여 위의 式(10)과 式(11)에서 擬制變數(dummy variable)를 이용하였으며 式(12)와 式(13)에서는 中小企業貸出銀行의 對韓國銀行總借入金 또는 對韓國銀行 一般資 金借入을 각각 說明變數로 이용하여 式을 推 定하였다. 同推定結果에 의하면 對中小企業 銀行貸出의 韓國銀行借入金에 대한 彈力性은 0.88~1.04로서 銀行에 대한 韓國銀行貸出金 도 기대한 바와 같이 貸出財源의 擴充 등을 통 하여 中小企業에 대한 銀行貸出에 큰 영향을

미치는 것으로 나타났다.

이와 같은 推定結果는 결국 觀測期間中에 金 利機能이 抑制되고 銀行의 中小企業貸出에 대 하여 超過需要가 常存하는 金融市場에서 中小 企業에 대한 銀行貸出은 預金 및 韓國銀行借 入金 등 貸出財源의 擴充에 크게 의존하고 있 음을 브여주고 있다. 信用保證도 銀行의 中小 企業貸出에 統計的으로 有意的인 영향을 미치 고 있으나 中小企業貸出에 대한 信用保證의 영 향은 그다지 크지 않은 것으로 나타나고 있는 데 이는 아직 信用保證制度가 충분히 발달되어 있지 못한 점과 그 效果를 統計的으로 정확히 測定하기 힘든 信用保證의 屬性 등에 基因하는 것으로 생각된다.

〈表 19〉 銀行의 中小企業貸出 및 信用保證에 관한 回歸方程式

$\begin{array}{cccc} (1) \ ln Y_t = & 13.2253 & + & 0.0375 \ ln \ GR_{1t} \\ & (43.98) & & (2.13) \end{array}$	$R^2 = 0.9991$	<i>D.W.</i> =1.7382
(2) $ln Y_t = 0.1122 T + 0.0457 ln GR_{1t}$ (1048. 27) (112. 18)	$R^2 = 0.9989$	D.W.=1.8064
(3) $ln Y_t = 0.1060 T + 0.0965 ln GR_{2t}$ (19.14) (2.48)	$R^2 = 0.9988$	D.W.=2.0181
$\begin{array}{ccc} (4) \ ln Y_t = & -3.4801 & + & 1.1919 \ ln D_{1t} \\ (-6.94) & & (28.28) \end{array}$	$R^2 = 0.9983$	D.W.=1.6775
(5) $lnY_t = -1.6219 + 0.9962 ln D_{2t}$ (-1.62) (26.84)	$R^2 = 0.9992$	D. W. = 2. 1593
(6) $lnY_t = -3.3298 + 1.1640 ln D_{1t} + 0.0237 ln GR_{1t}$ (-6.62) (21.87) (0.81)	$R^2 = 0.9984$	<i>D.W.</i> =1.8011
(7) $lnY_t = -2.9009 + 1.1326 ln D_{2t} + 0.0737 ln GR_{1t}$ (-4.10) (16.80) (2.5)	$R^2 = 0.9982$	<i>D.W.</i> =2.0686
(8) $lnY_t = -2.3409 + 1.0500 ln D_{2t} + 0.1092 ln GR_{2t} $ (-2.45) (8.72) (1.56)	$R^2 = 0.9979$	D.W.=1.8829
(9) $lnY_t = -2.7931 + 1.0736 ln D_{1t} + 0.0821 ln GR_{2t} $ (-4.01) (11.41) (1.40)	$R_2 = 0.9984$	D.W.=1.7089
$\begin{array}{cccc} (10) \ ln Y_t = & -2.7436 & + & 1.1661 \ ln D_{2t} + & 0.0692 \ DUM_t \\ (-5.03) & (24.22) & (12.06) \end{array}$	$R_2 = 0.9981$	D.W.=2.0545
(11) $lnY_t = 0.9078 ln D_{2z} + 0.0622 ln GR_{1z} + 0.0569 DUM_z$ (39.66) (2.50) (2.00)	$R^2 = 0.9986$	<i>D.W.</i> =2.0975
$\begin{array}{lll} (12) & lnY_t = & 0.2984 & + & 1.0438 ln CL_{1t} \\ & (1.96) & (66.27) \end{array}$	$R^2 = 0.9951$	D.W.=2.1840
(13) $ln Y_t = $ 3. 0492 + 0. 8763 $ln CL_{2t}$ (5. 11) (12. 91)	$R^2 = 0.9012$	D. W.=1. 8963

Y :中小企業에 대한 銀行貸出殘額

 GR_1 :信用保證基金의 保證承諾金額

GR2 : 信用保證基金의 保證殘額

 D1
 : 預金銀行의 總預金(殘額)

 D2
 : 預金銀行의 貯蓄性預金(殘額)

CL1 : 對韓國銀行 借入金

CL2 : 對韓國銀行 一般資金借入(預金銀行分)

T: Time

DUM: 擬制變數(dummy variable) 1982 3/4~1984 4/4는 1, 나머지는 0

()內는 t-統計値

N. 結 論

지금까지 우리는 中小企業의 資金調達構造 와 中小企業金融의 行態 및 信用保證制度運營 나의 問題點 등을 考察하였다.

앞으로 經濟發展過程에 따르는 產業構造의 변화에 대한 對應과 國際競爭力의 강화를 위 해서 技術集約的인 研究開發型 中小企業을 비 롯한 適應力과 創造力이 강한 中小企業의 振 興이 절실히 요청된다고 하겠다.

이러한 經濟政策目標의 推進過程에서 中小企業金融과 信用保證에 대한 需要의 增加 및 多樣化가 예상되는바 앞에서 살펴본 問題點을 克服하고 이에 效率的으로 대처하기 위한 中 小企業金融의 앞으로의 發展方向을 提示한다 면 다음과 같다.

1. 대체로 企業의 產業 또는 經濟活動을 政策當局이 意圖하는 방향으로 움직이게 하는 方策으로는 각종 政策手段에 의하여 强制 또는 誘導하여 가는 方法과 經濟의 「메카니즘」을 통하여 적절한 「인센티브」를 提供하여 政策當局이 원하는 方向으로 향하도록 해가는 方法이었다. 이제까지 우리나라 通貨政策當局의 中小企業을 支援하기 위한 選別的 金融政策은 그運用에 있어서 一般商業金融機關에 대하여 政策當局이 결정한 義務貸出比率을 賦課하여 이를 遵守토록 하는 등 前者의 方法에 많이 의존하여 왔다고 할 수 있을 것이다. 그러나 앞으로 金融의 自律化가 推進되는 過程에서 中小企業에 대한 金融支援을 보다 效率的으로 수

행하기 위해서는 經濟의 「메카니즘」을 통하여 「인센티브」를 賦與함으로써 一般商業金融機關 들이 자발적으로 그리고 相互競爭的으로 中小 企業에 대한 金融에 參與하도록 하는 方法에 政策의 重點이 두어져야 할 것으로 思料된다.

특히 信用力, 擔保力 및 償還能力 등의 脆弱으로 資金調達能力이 약한 小規模企業과 零細企業에 대한 資金의 利用可能性을 極大化함으로써 그들이 당면하는 金融難을 解消토록 하기 위해서는 貸出의 零細性 등으로 인하여 貸出에 따르는 去來費用(transaction cost)이 높은 少額貸出에 대한 貸出金利를 部分的으로 自由化하거나 또는 충분한 預貸「마진」이 保障되도록 貸出金利의 上限을 調整해 가는 것이 바람직하다.

2. 周知하는 바와 같이 우리나라 金融機關들 의 不實債權은 그동안 크게 늘어나 個別銀行은 自己資本의 數倍에 달하는 不實債權을 保有하 고 있다. 최근에는 상당한 量의 金融資金이 不 實企業의 資金難을 緩和하기 위하여 支援되고 있으며 이에 따라 健實한 中小企業에 대한 貸出 은 상대적으로 상당한 制約을 받고 있는 실정 이다. 인플레이션의 再發없이 한정된 金融資金 이 中小企業分野를 비롯한 經濟 各部門에 效 率的으로 배분되기 위해서는 金融産業의 發展 이 시급한 課題이며 그 前提로서 막대한 銀行 의 不實債權을 정리하여 銀行의 自立成長基盤 을 造成하는 것이 急先務라고 하겠다. 또한 金 融產業의 育成을 통하여 원활한 中小企業金融 의 擴大를 圖謀하기 위해서는 銀行의 責任經 營體制를 確立하는 한편 貸出審查專門家의 養 成과 權限의 强化를 통하여 金融機關自體의 信 用分析機能과 權限을 提高할 필요가 있다.

- 3. 中小企業金融機關과 中小企業과는 規模의 對應의 原理가 작용한다는 점을 감안하여 건실한 相互信用金庫와 信用協同組合을 小規模企業 내지 零細企業에 대한 金融을 專門으로 하는 한편 連帶性과 親密感을 통하여 地域社會의 밀접한 관련을 맺는 地域金融機關으로 發展할 수 있도록 育成하는 한편 이들에 대한指導와 監督을 강화하는 것이 바람직하다.
- 4. 品質改善,原價切減,生產能率의 向上 등 中小企業의 近代化 合理化를 促進하기 위하여 長期設備資金이 보다 擴大 供給되어야 할 것이며, 이를 뒷받침하기 위하여 中小企業金融 債券의 逆마진 運用의 解消 등을 비롯한 안정적인 長期財源의 確保方案이 講究되어야 할 것이다. 또한 리스會社 특히 新設된 中小企業 리스專擔會社와 地方리스會社의 育成을 통하여地方中小企業의 設備近代化를 促進하고 金融機關이 保有하고 있는 固定化 資產 중 工場과施設 등을 리스會社를 통하여 中小企業에 貸 與토록 함으로써 固定化資產의 效率的인 이용을 圖謀하는 것이 바람직하다.
- 5. 中小企業의 自己資本 充實化 특히 株式 資本의 調達을 促進하기 위하여 中小企業에 대 하여 계속 장기적으로 資本과 長期資金을 직 접 供給하고 中小企業이 證券市場에서 獨自的 으로 資本을 調達할 수 있는 수준에 이를 때 까지 中小企業에 대하여 經營, 技術上의 「콘 설팅」도 행하는 中小企業投資育成會社(Small Business Investment Company)를 設立하는 것이 바람직하다.
- 6. 우리나라 企業의 內部金融에 의한 資金調達能力이 脆弱하므로 이를 提高하기 위하여 中

- 小企業에 대한 紙上配當稅制度의 改善 등 企業의 社內貯蓄과 減價償却充當金의 擴大를 誘導할 수 있는 制度的 裝置를 補强하고 企業의 過度한 準租稅負擔을 輕減시키는 것이 바람직하다.
- 7. 中小企業에 있어서 資本市場을 통한 資金調達이 아직도 부진을 면치 못하고 있는바 中小企業에 상대적으로 불리하게 되어 있는 企業의 公開 및 上場要件을 완화하여 유망한 中堅企業 및 中小企業의 資本市場接近이 용이하도록 環境을 造成하여야 할 것이다. 또한 中小企業의 會社債發行을 促進하기 위하여 社債發行要件을 企業의 規模中心에서 企業의 經營狀態와 事業性 등을 綜合的으로 감안하는 방향으로 改善,補完하고 절차를 간소화하는 한편 社債發行金利가 市場의 實勢金利를 제대로반영하도록 부분적으로 自由化하거나 彈力的으로 調整해 나가는 것이 바람직하다.
- 8. 地方經濟의 活性化와 均衡的 發展을 圖謀하는 데 큰 沮害要因이 되고 있는 地方의 資金難을 解消하기 위하여 地方 大都市에 保險會社와 投資信託會社를 新設함으로써 地方資金이 서울로 流出 集中되는 것을 防止토록 하는 것이 바람직하다. 이와 함께 地域의 自主性 및 地域의 特性을 존중하고 地域의 실정에 적합한 대책이 講究되어야 할 것이다. 특히 地域經濟 및 金融의 情勢變化에 신속하게 對應할 수 있는 면밀한 金融政策의 遂行을 支援하기 위하여 韓國銀行 支店들의 機能과 역할을 擴大・强化하는 것이 바람직하다. 또한 中小企業團體活動의 充實,强化를 꾀하고 地方產業振興對策의 實施 등 地域에 密着된 施策의 積極的인 推進을 圖謀하여야 할 것이며 이를 支

援하기 위하여 各道와 市 등 地方政府의 經濟的 機能을 擴充・强化하는 것이 바람직하다.

9. 현재 中小企業者團體인 協同組合의 役割과 機能이 脆弱한데 融資規模의 小規模性,個別中小企業의 信用度 低位 등에 基因한 中小企業의 不利性을 補完하기 위하여 中小企業에 대한 金融支援에 있어서 推薦 등을 통한 協同組合의 參與를 誘導하여 中小企業金融의 效率的인 推進과 運用을 圖謀하는 것이 바람직하다. 이와 함께 中小企業의 協同化事業 推進,各種 情報提供體制의 導入 및 對外交涉에 있어서 中小企業者들의 자발적인 共同努力을 勸獎하는 方案이 講究되어야 할 것이다.

끝으로 이제 과거와 같이 中小企業의 資金 調達難을 단순히 量的인 面에서 補完하는 것 이 中小企業金融政策의 主目的이었던 時代는 지나가고 中小企業이 처한 經濟實情에 即應하 는 세심하고 치밀한 施策을 講究함으로써 質 的인 面에서의 金融隔差를 補完하는 것이 보 다 중요하게 되는 시대가 다가오고 있다. 이 에 따라 金融政策도 質的인 轉換을 행할 必要 性이 從來보다 한층 더 커지고 있다.

앞으로 中小企業의 育成을 위한 政策의 推 進過程에서 지금까지 論議된 中小企業에 대한 金融支援施策의 效率化를 뒷받침하고 예상되 는 中小企業의 信用保證에 대한 需要의 增大 와 多樣化에 對處해 나가기 위한 信用保證制 度의 發展方向을 提示하고자 한다.

1. 信用保證需要의 增加와 多樣化에 對應하여 信用保證을 지속적으로 供與하기 위해서는 우선 현재의 과다한 代位辨濟를 長期的으로 감당할 수 있는 수준으로 減縮시키는 方案이 마

현되어야 할 것이다. 1970年代 후반 이후 代 位辨濟의 急增은 信用保證基金의 信用保證을 위한 財源의 擴充을 크게 沮害하는 한편 信用 保證에 따른 높은 代位辨濟率은 1980年代에 들 어서 中小企業에 대한 信用保證供與를 萎縮시 키는 결과를 초래하였다고 할 수 있다. 따라 서 信用保證의 급속한 量的 擴大에 보다 신중 을 기하고 信用調査 및 信用情報管理의 强化 등을 통하여 信用保證審査를 改善하는 한편 信 用保證에 따르는 道德的 危險(moral hazard) 에 대처하는 方案을 講究함으로써 현재의 높 은 代位辨濟率을 낮추어야 할 것이다.

- 2. 國民經濟的 次元에서 信用社會의 定着을 促進하기 위한 施策이 講究되어야 할 것이다. 中小企業들에 대하여 各級 有關機關을 통하여 自己信用의 管理에 관한 指導와 啓蒙을 꾸준 히 실시하는 한편 信用情報保有機關과 信用評 價機關이 細帶强化를 통하여 相互補完的으로 業務領域을 擴充하고 信用情報管理의 電算化 를 통하여 有關機關 相互間에 충실한 내용의 情報交換體制를 補强,全國的인 汎金融機關信 用情報網을 構築하는 것이 진요하다.
- · 中小零細企業에 대한 信用保證의 擴大가 바람직하다. 中小企業의 多層化를 위해서는 活力있고 創造性과 彈力性을 가진 中小零細企業의 新規進入과 건전한 發展이 진요한데 기존의 擔保 및 保證人主義의 貸出로는 中小企業의 多層化와 新規進入은 매우 어렵다. 한편 우리나라 信用保證制度는 최근에 이르려 中小企業 위주로 運用되어 오고 있으나 1件當 平均信用保證承諾額의 크기로 미루어 보아 아직도 小規模企業 내지 零細企業에 대한 信用保證供與는 低調한 實情임을 알 수 있다. 앞으로 信用

保證制度가 그 本然의 目的을 충실히 達成하고 그 底邊을 擴大하기 위해서는 中小零細企業에 대한 少額保證制度의 活用 등을 통하여 小規模企業 내지 零細企業에 대한 信用保證을 擴大하여야 할 것이다.

- 4. 中小零細企業에 대한 貸出을 많이 취급하고 있는 相互信用金庫를 信用保證對象 金融機關에 포함하는 동시에 그에 필요한 財源을 擴大하기 위해서 相互信用金庫도 信用保證基金에 出捐토록 하는 것이 바람직하다. 이는 零細規模에서 오는 脆弱性을 補完해 주고 나아가 優良 相互信用金庫를 中小企業金融機關으로 育成・發展시키는데도 크게 寄與할 것으로 思料된다.
- 5. 80年代에 들어서 民間主導 및 市場經濟 原理에 立脚하여 經濟各部門의 能率向上과 均 衡을 追求하는 經濟產業政策의 一環으로서 産 業構造調整과 開放經濟體制가 推進되고 있다. 이와 같은 經濟環境의 변화에 따른 中小企業 의 金融難을 打開하기 위하여 經濟產業政策에 連繫되는 새로운 制度的인 信用保證을 開發. 活用함으로써 中小企業이 經濟的 事情의 급격 한 변화에 彈力的으로 대처하고 適應할 수 있 도록 支援하는 동시에 經濟產業政策의 效率的 인 目標達成을 뒷받침할 수 있도록 하는 것이 바람직하다. 구체적으로는 ① 技術開發에 따 르는 危險을 分散하기 위한 新技術企業化 保 證制度 ② 去來企業의 倒產 등에 의한 連鎖倒 產을 防止하기 위한 倒產關聯 保證制度 ③ 構 造的 不况業種에 從事하는 中小企業者의 원활 한 事業轉換을 支援하기 위한 事業轉換 保證 制度 및 ④ 地域經濟의 核心을 이루고 있는 企 業이 構造的 不況의 영향을 받음에 따라 地域

全體가 不況에 빠지는 경우 그 特定地域內의 中小企業者가 필요로 하는 經營安定資金 등을 支援하기 위한 特定不況地域對策 保證制度 등 을 導入 活用하는 것이 긴요하다.

- 6. 信用保證基金의 基本財產을 擴充하기 위 한 長期對策이 樹立되어야 할 것이다. 70年代 末 이후 代位辨濟의 急增으로 인하여 信用保 證基金의 移越利益金이 1981年에 赤字로 反轉 한 이후 계속 그 赤字規模가 큰 폭으로 擴大 되고 있다. 이에 對應하는 한편 앞으로 계속 증가할 것으로 예상되는 다양한 信用保證需要 를 감당하기 위해서는 金融機關과 政府의 持 續的인 出捐을 통하여 長期的으로 信用保證을 뒷받침할 財源을 꾸준히 擴充해 나가는 것이 진요하다. 또한 信用保證의 役割, 機能 및 運 用現况 등을 再檢討하고 信用保證經營의 合理 化를 推進하는 한편 信用保證의 將來進路 등 에 관한 長期計劃을 樹立하고 對外信用의 維 持 및 信用保證의 成長을 위한 施策등을 推進 해나가는 것이 바람직하다.
- 7. 業種別 또는 地域別 經濟團體를 비롯한 民間의 主導에 의한 類似 信用保證制度의 導入 및 育成이 바람직하다. 스위스, 西獨 및 이탈리아 등 西歐諸國과 日本에서는 民間主導의 業種別 또는 地域別 信用保證機關에 의한信用保證이 활발하다. 우리나라에서도 中小企業共濟事業基金과 建設共濟組合 등이 組合員에게 貸出 또는 保證을 행하고 있는바 이들을類似民間信用保證機關으로 發展하도록 育成하는 한편 相互扶助와 相互連帶의 精神에 立脚하여 業種別 또는 地域別 經濟團體와 保險會社 등 民間機關의 主導에 의하여 類似 信用保證機關들이 設立될 수 있도록 政策的인 誘因을

提供하는 것이 바람직하다.

마지막으로 信用保證基金이 母企業의 推薦을 받아 受給企業인 中小企業에게 限度去來保證을 許容해 주는 信用保證連繫支援을 擴大하

는 것이 바람직하다. 母企業과 受給企業의 自 發的인 參與를 통한 이와 같은 信用保證支援 은 母企業과 受給企業間의 원활한 相互協力關 係를 構築하는데도 크게 寄與할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

國民銀行,『韓國의 小規模企業』, 1984.

析」,『保證月報』,信用保證基金,1984.2. 信用保證基金,「日本信用保證制度의 現况」,

『保證月報』, 1985.8,9月號

- 李敬儀,『經濟發展과 中小企業金融의 效率化』, 韓國經濟研究센터, 1979.
- 李滿基,「第二金融圈의 中小企業金融支援方案」,『中小企業研究論集』, 1984.
- 趙觀行,『現代中小企業論』, 에코노미아, 1984. 張韋相,『信用保證』, 翰學社, 1980.
- 中小企業銀行,「1983年度 日本의 中小企業育成施策」,『企銀調査月報』, 1983.1.
- 中小企業振興公團,『中小企業經濟指標』,1984. 中小企業銀行,「中小企業金融의 實態의 問題 點」,『韓國의 中小企業』,1983.
- 崔英在,「改正 信用保證基金法 解說」, 『保證 月報』, 1984.8.
- 崔仁基,「中小企業斗 會社債發行」,『中小企業 研究論集』, 1983.
- 韓國銀行,「우리나라와 主要國의 中小企業支援制度」,『조사통계월보』, 제38권, 1984.8 韓國銀行,「臺灣의 中小企業支援制度」,『週間 內外經濟』, 1984.12.
- _____, 「우리나라의 중소기업지원금융제도」 『週間內外經濟』, 1984.10.
- _____,「中小企業共濟制度의 主要內容」

『週間內外經濟』, 1984.6.

- ____, 『기업경영분석』, 1984.
- 林健久,「60年代は,公的金融の大幅整理縮小の時代に」,『金融シャーナル』,1984.12. 中小企業廳,『中小企業信用補完制度』,昭和53年.
- 信晴・山本順一編,『中小企業政策を見なおす』, 昭和58年
- 谷田庄三,『現代日本の銀行資本』, 1978.
- 加藤誠一,『經濟構造と中小企業』,昭和56年。
- 細野孝一,『中小企業の金融問題』,昭和43年.
- 日本信用金庫協會, 『金融効率化と中小企業金融』, 昭和54年.
- 加藤誠一・水野武 ・ 小林靖雄編集,『經濟政策 と中小企業』,同友館,1977.
- 山下邦男,「中小企業金融の方向と政策」,『經 濟政策と中小企業』,同友會館,1976.
- 相澤政司編,『信用保證讀本』, 金融財政事情研究会, 1980.
- 具塚啓明 ・ 小野寺弘夫,「信用割当について」, 『経済研究』,第25巻第1号,1974.
- 岩田一政・洪田宏一, 『金融政策と銀行行動』, 東洋経済新報社, 1980.
- Bach, G.L. and Huizenga, "The Differential Effects of Tight Money", American Economic Review, March 1961.
- Committee to Review the Functioning of Financial Institutions, Studies of Small Firms' Financing: Research Report No.3,

- HMSO, 1979.
- Jame Hatch, Larry Wynant and Mary Jane Grunt, "Federal Lending Programs For Small Business: No Longer Needed?" Canadian Public Policy, Sept. 1983.
- Joel Fried, "Government Loan and Guarantee Programs", Federal Reserve Bank of St. Louis, December 1983.
- Katrine Anderson Saito and Delano P. Villanueva, "Transaction Costs of Credit to the Small-Scale Sector in the Philippines", World Bank Reprint Series: Number 226,

- April 1981.
- Peter L. Struck and Lewis Mandel, "The Effect of Bank Deregulation on Small Business: A Note", The Journal of Finance, June 1983.
- Silber, W.L. and M.L. Silber and M.E. Polakoff, "The Differential Effects of Tight Money: An Econometric Study", *The Journal of Finance*, March 1970.
- Tibor Scitovsky, "Economic Development in Taiwan and South Korea: 1965~81," Food Research Institute Studies, 1985.

失業期間의 決定要因과 動學的 勞動移動分析

張 鉉 俊

- I. 머릿말
- Ⅱ. 失業期間 分析을 위한 理論模型
- Ⅲ. 期間模型의 實證分析模型
- N. 經驗的 推定值의 그 解釋
- V. 要約斗 結論

Ⅰ. 머 릿 말

오늘날 失業解消를 위한 적절한 勞動政策은 많은 나라에 있어 중요한 經濟政策의 하나이 다. 우리 經濟도 이제 高度化된 產業社會로 進 入하면서 종래의 巨視的 成長만이 失業을 위 한 유일한 對策으로 여기던 때는 지났다. 앞 으로는 失業의 發生原因, 場所 등을 좀더 微 視的 次元에서 規明하고 이에 따른 勞動政策 을 수립할 때가 왔다고 본다.

政策的인 次元에서뿐만이 아니라 學問的 次 元에서도 失業을 둘러싼 學派, 學者 사이의 論 爭은 「케인즈」(J.M. Keynes)가 一般理論을 발 표한 지 半世期가 지난 오늘에도 계속되고 있 다. 爭點 중 失業의 原因과 그 性格規明은 당연히 對策樹立方向에 영향을 미치기 때문에 學者들뿐만 아니라 經濟政策을 樹立해야 하 는 當局者들도 관심을 갖게 된다. 크게 보아 「케인즈」에 의한 '非自發的失業'(involuntary unemployment)의 假說로부터 [프리드만] (M. Freedman) 등의 '失業의 自然率(natural rate of unemployment hypothesis) 理論'을 거 쳐 최근의 '職業探索理論'(job-search theory) 및 '默示的 長期雇傭契約理論' (implicit longterm contract theory) 등 論爭의 종지부를 찍 기 위한 학문적 시도가 계속되고 있으나 아직 도 끝나기에는 요원한 느낌이다.

이 글은 위와 같은 맥락에서, 왜 어떤 사람은 동시에 직장을 잃거나 그만두어도 다른 사람보다 빨리 다른 직장을 찾을 수 있는가, 또

筆者:韓國開發研究院 研究委員

^{*} 이 論文은 筆者의 博士學位論文中의 一部이다. 원고정 리 과정에서 큰 도움을 준 李載班 硏究員에게 깊은 감 사를 드린다. 本報告書의 오류는 筆者의 책임이며 韓 國開發硏究院의 公式見解가 아님을 밝혀 둔다.

어떤 환경 속에서 그것이 가능한가 등 失業期間 및 勞動移動의 決定要因을 찾아보고 궁극적으로 失業의 性格을 規明함에 있어 도움이되고자 하는 데 그 뜻이 있다. 論議의 單純化를 위해서 이 글에서는 年齡과 失業期間 및 勞動移動과의 相關關係만을 중심으로 살펴보고자 한다. 일반적으로 美國을 비롯한 先進各國에서는 失業者 중 나이든 사람일수록 다른 직장을 찾기가 어려워 失業狀態에 오래 머무르는 것으로 統計가 集計되고 있다. 우리는 아직 失業期間에 대한 체계적인 統計를 集計하지 않고 있으므로 여기서는 美國資料를 利用"하여 論議를 展開시켜 보기로 한다.

특히 앞으로 導入될 것으로 보이는 失業保險制度 및 各種 經濟保障制度가 미치는 근로 의욕 감퇴문제 등을 잘 살펴서 施行해야 할 우리 입장에서 美國의 경험을 되새겨 보는데 그 기본 의의가 있다고 하겠다.

I. 失業期間 分析을 위한 理論模型

1. 序 論

나이가 많은 勞動者일수록 失業期間이 길어 지는 이유를 分析하기 위해서는 정밀한 설명

 여기서 이용된 資料는 Employment Opportunities Pilot Projects(EOPP) 資料이다. 資料에 대한 자세 한 내용은 생략한다. 을 제공해 줄 수 있는 模型이 필요하다. 本論 文은 이러한 목적을 위해서 探索(search)의 標 準經濟模型을 사용한다. 이하에서 論議되듯이, 標準探索模型은 勞動者가 職業을 探索하는 기 간에 영향을 줄 수 있는 몇 가지 經濟變數들 에 초점을 맞추고 있다. 특히 探索費用, 餘暇 의 價值,割引率,賃金分布의「파라매터」,職 業提供의 出現率(job arrival rate), 그리고 調 整變數서의 留保賃金(reservation wage) 등이 관심이 있는 變數들이다. 물론 다른 많은 要 因들이 探索期間에 영향을 줄 수 있는데 예를 들면, 各 個人의 特性, 健康, 同一集團의 압 력, 勤勞動機(motivation) 등이 있다. 本論文 에서 이러한 현상들은 생략한다. 本稿에서는 所得의 極大化를 추구하는 個人의 單純經濟模 型을 가지고 失業期間의 年齡別 差異를 가능 한 완전하게 설명하고자 한다.

探索理論은 上記의 經濟變數들을 探索期間 에 연결시켜 주는 일련의 假定을 제시해 준다. 예를 들면, 探索理論은 單位時間當 職業提供 出現率의 증가에 따라 探索期間은 減少할 것 으로 예측한다. 만일 年齡에 따라서 職業提供 出現率이 증가(감소)하면, 探索期間은 年齡에 따라 감소(증가)할 것이다. 그러나 여기에는 問題가 있다. 즉, 年齡에 따라서 職業提供出 現率이 증가하거나 감소하리라고 예측하는데 에 經濟的인 근거가 전혀 없다는 점이다. 그 出現率은 年齡에 따라 증가할 수도 있는데, 그 이유는 근로경험과 과거의 探索經驗때문에 年 齡이 많은 勞動者일수록 상대적으로 쉽게 職業 을 구할 수도 있기 때문이다. 그러나 만일 企 業이 年齡이 많은 勞動者의 雇傭을 꺼텨하거 나 年齡이 낮은 勞動者보다 작은 비율로 雇傭 할 경우에는 감소할 수도 있다2).

²⁾ 이 현상은 공급측면에서 볼 수도 있다. 즉, 여가의 가치증가와 건강문제로 인해서 연령이 많은 노동자가, 보다 낮은 강도로 탐색을 하면 할수록 연령이 많은 노동자에게 직업이 제공될 비율은 낮아지게 된다. Mortensen and Burdett(1978)는 이것을 相異한 탐색

따라서 本稿에서는 먼저 年齡의 기대되는 영향과 의미있는 결과를 導出하기 위해 필요한 조건을 導出하기로 한다. 그렇게 되면 探索理論은 경험적인 현상에 대한 가능한 설명의 목록을 찾아내는데 이용될 수 있다.

2. 二狀況 均衡探索構型(Two-State Search Model)

勞動者의 離職과 失業의 原因을 설명하기 위한 노력의 일환으로서,經濟學者들은 일차적으로 職業探索理論을 사용해 왔다. 失業期間을 分析하기 위한 單純連續時間模型을 導出하기 위해서는 다음과 같은 가정이 필요하다.

- 1. 失業狀態의 노동자는 期待平生所得의 割 引價値를 極大化한다.
- 2. 즉각적인 探索費用이 c일 때, 職業제공은 c(c>0)의 수준과는 독립적인「파라매터」 λ 로 「포아송」(Poisson) 변화를 한다. 기간 t 사이에 n의 職業提供을 받을 확률은,

 $J(n,t)=P_r(n \text{ offers}|t)=\exp(-\lambda t)(\lambda t)^n/n!$ 이다. 이 기간중 職業提供을 한번도 받지 못할수도 있다.

3. 賃金은 일정한 平均値를 가졌으며 알려진 완전히 연속적인 賃金分布 F(w)로 나타내지고 職業提供의 實現과는 獨立的이다. 일단,

그 제안이 거부되면, 더 이상 그 직업에 돌아 가서 일할 수 없다.

- 4. 勞動者가 外生的으로 해직되지 않는한 직장은 계속 유지되며 現職探索(on-the-job-search)은 없다. 現職은 「파라매터」 s에 의해 外生的으로 終結된다.
- 5. 期間中에 받는 직장의 제안數의 分布와 제공되는 賃金分布는 時間에 대해 不變이며, 모든 勞動者에게 알려져 있다.

이상의 假定下에서, 留保賃金과 失業期間에 대한 式을 구할 수 있다. 특히 留保賃金 w는다음 式의 解이다 3 .

여기에서 b는 餘暇의 價值, c는 探索費用, s는 이탈율 「화라매터」를 나타낸다 B(W)는 W의 賃金을 받고 일하면서 얻는 價值이며, V는 探索의 價值이다.

윗式에 대한 완전한 導出은 Lippman과 McCall(1976) 혹은 Mortensen(1984)에 실려있다. 그렇지만 式의 導出을 간략하게 살펴보는 것도 有用할 것이다. Bellman의 원칙으로부터 探索의 價值 V는 다음 式을 만족시켜야한다.

$$V = (b-c)t + \gamma(t) \left[\sum_{\infty}^{n=0} J(n,t)\right]$$

$$\int_{\omega}^{\infty} \max[V,B(W)]dG(W)$$

$$+J(0,t)V\right] \cdots (2.2)$$

노력의 의미에서 서로 다른 직업의 출현의 內生性 (Endogeneity)을 뜻하는 "탐색 강도(search-intensity)"의 문제라고 적절하게 표현하였다. 그러나 주어진 탐색노력하에서 상이한 연령집단에 대해서 서로 다른 직업제공출현율을 발견한다면, 이것을 대체적인 방법으로서 해석할 수 있을 것이다. 그러나 실제로 실증적수준에서는 이것은 확인되지 않는다.

E(|W|)<∞의 가정은 式(2.1)을 만족시키는 留保賃金이 존재한다는 것을 보장하는 데에 충분하다.

 $\gamma(t) = \exp(-rt)$ 로 표현하고 極限을 취해서 Δt $\rightarrow 0$, 그리고 式을 다시 정리하면 다음과 같이 된다.

$$rV = \omega = (b-c) + \lambda$$

$$\times \int_{\omega}^{\infty} \max[0, (B(W) - V)]$$

$$dF(W) \cdots (2.3)$$

F(W)가 絕對有限의 一次積率(first moment)을 가지므로 V는 有限하다. B(W)는 W에 대해 증가하며 制限된 期待値를 갖는다. 勞動者는 B(W)=V가 되게 하는 ω 의 所得과 失業狀態를 無差別하게 여긴다. 여기에서 ω 는 留保賃金으로서, W의 價値로 다음과 같이 定義되다.

$$B(\omega) = V = (\omega + sV)/(r+s)$$
 ·····(2.4)

따라서 $\omega = rV$ 이다.

雇傭의 最適價值 B(W)는 다음 式의 解이다.

$$B(W) = \gamma(t) [Wt + (1-st)]$$

$$B(W) + stV] \cdots (2.5)$$

여기에서 式의 우변에서 $\gamma(t)$ 는 期間 Δt 사이의 賃金提供호름의 割引價値이며, W(t)는 일하면서 얻는 소득과 계속 일할 確率을 곱한 것의 割引價値이며, (1-st)B(W)는 失業狀態로되는 것에 失業狀態로 남아 있을 확률을 곱한 것의 割引價値이다. 여기에서 다시 極限을 취하면 式은 다음과 같이 요약된다.

$$B(W) = (W+sV)/(r+s)\cdots(2.6)$$

式(2.2)의 결과를 式(2.6)과 결합시키면 式(2.1)에 나타난 것처럼, V>0에 대한 留保賃金方程式을 구할 수 있다.

留保賃金이 주어지면, 失業의 期待期間에 대한 式은 곧바로 導出할 수 있다. 특히 t단위의 시간동안에 실업상태에 머무를 확률은 다음의 式과 같다".

$$S(t) = \exp[-\lambda(1-F(\omega))t] \cdots (2.7)$$

윗式의 導出을 위해서는 50 두 가지 要素가 필요하다. 첫째는 t기간 동안에 제안을 받을 確率이고, 둘째는 단 하나의 주어진 제안도 거부할 確率이다. t의 分布와 t의 密度函數(t가 완전히 連續的이라고 假定할 때의)를 각각 F (t)와 f(t)로 표시하기로 하자.

假定에 의해 t기간중에 j의 제안이 들어올 確率은

$$P_r(j \text{ offers}|t) = \exp(-\lambda t)^j (\lambda t)/j!$$
......(2.8)

이다. 하나의 제안도 받아들이지 않을 確率은 $[F(w)]^j$ 이다. 生存函數(survivor function)의 定義가 주어진 下에서 生存函數는 모든 j에 대해 合算된 위의 두 가지 確率의 결과가 되며, 다음과 같이 導出할 수 있다.

$$\begin{split} S(t) = & P_r(T > t) = 1 - F(t) \\ = & \sum_{j=0}^{\infty} (\lambda t)^j / j! \times \exp(-\lambda t) [F(w)]^j \\ = & \exp[-\lambda (1 - F(\omega)) t] \cdots (2.9) \end{split}$$

따라서 失業期間에 대한 密度函數 t는 다음과 같이 주어진다.

^{4) &}quot;生存한다(survive)"라는 의미는 생의학 연구에서 비 롯되었다. 勞動分析에 있어서 "survive"라는 의미는 노동자가 예를 들어 실업상태에 남아 있다는 것을 의 미하다.

⁵⁾ 이 표현은 Mortensen(1984)의 논의에 기초하고 있다.

받아들인 賃金은 最低點의 절단으로서 ω의 斜 截頭의 確率變數이다. 받아들인 賃金의 밀도는

$$f(W|W \ge \omega) = f(W)/[1 - F(\omega)],$$

$$W \ge \omega \cdots (2.11)$$

이다. 不變의 留保賃金 ω가 주어지면, 勞動者 가 失業을 벗어날 수 있는 確率을 의미하는 回 避率(hazard rate)은 다음과 같다.

$$h(t_u) = -dlnS(T > t)dt$$
$$= \lambda[1 - F(\omega)] \cdots (2.12)$$

이 hazard의 내용은 職業提供出現率에 제안이 받아들여질 確率을 곱한 것이다. hazard의 값 이 클수록 失業狀態에서 보다 빠르게 빠져나 올 수 있다는 것을 의미한다.

여러 가지의 推移研究 중에서, h(t)의 명시는 매우 중요하다. 만일 dh(t)/dt=0이면 期間依存性은 存在하지 않는다고 일컬어진다. 期間에 대한 構造的인 解釋은 動學勞動理論에 의해 자주 암시되어지며, 이러한 理論들의 검증은 期間依存性의 형태를 결정함으로써 수행될수 있다. 만일, 留保賃金이 探索期間에 대해不變이라면, 失業中에 探索의 기간은 위험(회피)율의 遊과 동일한 平均을 가진 指數分布를한다.

앞에서 가정했듯이, 職場終結은 s率로 발생하며, 外生的으로 결정되어진다. 따라서 해고 될 수 있는 率은 다음과 같이 간단하게 주어 진다.

$$h(t_e) = s. \cdots (2.13)$$

여기서 t_s 는 雇傭期間이다. 그리고 여기서 s는 職業離脫中 自發的인 것과 非自發的인 것을 모두 포함하는 廣義의 의미로 해석할 수 있다.

3. 比較靜學(Comparative Statics)

위의 模型에서 失業期間에 영향을 줄 수 있는 供給側面의 變數는 세 가지로 餘暇의 價值, 探索費用, 그리고 利子率 등이다. 이러한 變數들은 失業期間에 직접적으로 영향을 주지는 못하며 留保賃金의 영향을 통해서만 期間에 영향을 주게 된다. 즉 供給變數는 間接効果만이 있다. 반면에 需要側面의 變數인 職業提供出 現率과 賃金提供分布의 常數들은 失業期間에 대해 直・間接効果를 모두 가지고 있다. 直接効果는 留保賃金을 일정하게 할 때에 구해질 수 있고, 間接効果는 留保賃金의 변화에 따른 失業期間의 變化이다.

供給側面의 比較靜學에서 다음과 같은 결과 는 式(2.1)을 전미분함으로써 쉽게 확립될 수 있다.

定理:需要側面의 變數, 예를 들어 職業提供 出現率과 賃金提供分布에 變化가 없다고 가정 하자. 그러면 다음의 結果들을 얻을 수 있다.

$$\partial \omega / \partial b > 0$$
 (2. 14a)
 $\partial \omega / \partial c < 0$ (2. 14b)
 $\partial \omega / \partial r < 0$ (2. 14c)
 $\partial h / \partial b > 0$ (2. 15a)
 $\partial h / \partial c < 0$ (2. 15b)
 $\partial h / \partial r < 0$ (2. 15c)

證明: 式(2.14)를 증명하기 위해서는 式(2.15)을 b,c,r에 대해 微分한다. 式(2.15)를 증명하기 위해서는 式(2.12)을 c,b,r에 대해 微分한다. 留保賃金이 c,b,r의 函數임에 유의하면 $\partial \omega/\partial b > 0$ 이고, $\partial h/\partial \omega < 0$ 이므로 $\partial h/\partial b = \partial w/\partial b \times \partial h/\partial \omega < 0$ 임을 알 수 있다. 나머지도 동일

하게 증명될 수 있다.

需要側面의 變數의 効果를 分析하기 위해서는 賃金提供分布의 變化가 의미하는 바를 설명해야 한다. 賃金提供分布의 변화는 賃金提供分布의 平均値의 變化 혹은 分散의 變化 또는양자 모두의 변화로 개념지을 수 있다. 分布의순간적인 變化를 보다 명확히 이해하기 위해서는 "分布位置變化의 法則(rule of translation of location)"과 斜截頭 平均函數의 分析, 그리고 "平均保存의 分散"(mean-preserving spread) 등에 관한 최근의 업적을 이용할 수 있다.

分布位置變化理論과 斜截頭 平均函數의 分析은 「챔벌레인」(Chamberlain)이 제안하고 그후에 Goldberger(1980)와 Burdett과 Ondrich (1980) 등이 확장시켰는데, 이는 조건부 평균의 변화분석에 있어서 分布函數의 일반적 조건을 제시해 준다. 賃金提供分布의 平均値의變化에 따른 失業期間의 결과에 대해 의미있는 豫測을 얻기 위해서는, 특정형태의 賃金分布를 가정하는 것이 필요하다.

蓄積分布函數 G는 다음의 式을 만족하는 常數 ϕ 가 존재하면 한 賃金分布의 위치변화로 일컬어진다.

$$G(W-\phi) = F(W) \cdots (2.16)$$

모든 W에 대해 만일에 ϕ <0, 예를 들어 위치변화가 우측이라면, G의 平均値는 F의 平均値보다 정확히 ϕ 단위만큼 크다. 이 경우에 G는 F를 "first-order stochastically dominate"

한다고 한다. 그 의미는 다른 것이 불변일 때 F의 平均値의 限界的인 증가는, F가 微分可能 하다면, W에서 F의 밀도와 동일한 양만큼으로 주어진 W의 價値와 동일하거나 적은 직장 제안을 얻을 確率을 감소시킨다. 그러나 特記할 點은 모든 높은 中心積率(moments)은 兩分布에 있어서 동일하다는 점이다. 그러므로 다음과 같이 변환시킬 수 있다".

$$\int_{\omega}^{\infty} (W - \omega) dF(W)$$

$$= \int_{0}^{\omega} W dF(W) - \omega +$$

$$\int_{0}^{\infty} F(W) dW, \quad 0 < \omega < \infty - \cdots (2.17)$$

式(2.1)에서의 留保賃金(reservation wage)은 다음과 같이 고쳐 쓸 수 있다.

$$\omega = rV = (1+r)^{-1} [E_G(W) + [\lambda/(r+s)]$$

$$\times \int_{-\omega}^{\infty} G(W) dW = r(b-c)]$$

$$= (1+r)^{-1} [\phi + E_F(W) + (b-c)] \cdots (2.18)$$

여기서 $E_G(W)$ 는 分布 G의 平均値이며, $\omega(\phi)$ 는 式(3.16)에서 정의된 F의 위치변화한 G와 관련된 留保賃金이다.

Rothschild와 Stiglitz(1970)에 의해 소개되고 Mortensen(1984)에 의해 응용된 "平均保存分散"의 槪念에 의해 失業探索結果의 분산의 變化에 따른 영향을 豫測할 수 있다. 分布 H는 다음 식을 만족하면 F의 平均保存分散된 分布라 일컬어진다.

$$\int_{0}^{\infty} H(W)dW > \int_{0}^{\infty} F(W)dW$$

단, F와 H는 모두 陽의 實數에서 정의되며 동일한 平均值를 가질 때이다. 바꿔 말하면,

⁶⁾ 여기의 論議는 비슷한 內容을 Mortensen(1984)에서 찾아볼 수 있다.

양변이 ω=0일 때 같고, ω에 대해 우변과 좌변이 동 일한 1차 도합수를 갖는다는 것을 보임으로써 증명될 수 있다.

만일 $H(W,\sigma)$ 는 σ 가 相對的인 分散의 「파라 대터」일 때 F의 平均保存分散의 群이며 따라 서 σ =0은 F의 群으로 정의되다.

平均保存分散의 증가가 있을 때 $\omega(\sigma)$ 는 보다 分散된 分布인 $H(W,\sigma)$ 와 관련된 留保賃金을 나타낸다. 정의에 의해서 이 分布와 F가동일한 平均値를 가지고 있으므로 式(2.18)은다음을 의미하게 된다.

$$\begin{split} \omega(\sigma) &= (1+r)^{-1} E_H(W) + \frac{\lambda}{r+s} \\ &\times \int_{-0}^{\infty} & H(W,\sigma) + r(b-c) \end{bmatrix} \cdots \quad (2.19) \end{split}$$

勞動者가 제안을 받아들이는 즉각적인 比率에 의해 측정되는 職業提供出現率의 증가는 留保賃金의 주어졌을 때, 동일한 증가는 실업에서 벗어나는 비율도 직접적으로 증가시킨다. 純効果는 陽의 直接效果와 陰의 間接效果의 습이다. 만일에 賃金分布가 "log-concave" 하다면 職業提供出現率이 失業期間에 미치는 純效果를 증명할 수 있다. 따라서 특정 결과는 賃金分布의 함수 형태와 그에 해당하는 平均斜截頭凾數에 의존한다. 需要側面變數에 관한 比較靜學의 結論에의해 다음과 같은 결과를 얻을 수 있다.

定理:供給側面變數에는 변화가 없다고 가정한다. 賃金分布가 \log concave하다고 가정하고, μ , σ 는 각각 平均과 分散을 나타낸다고하면 다음과 같은 결과를 얻는다.

$$0 < \frac{\partial \omega}{\partial \mu} < 1$$
 (2. 20a)
$$\frac{\partial \omega}{\partial \sigma} > 0$$
 (2. 20b)

$$\begin{array}{c|c} \frac{\partial \omega}{\partial \lambda} > 0 & \qquad & (2.20c) \\ \frac{\partial h}{\partial \mu} > 0 & \qquad & (2.21a) \\ \frac{\partial h}{\partial \sigma} \lessgtr 0 & \qquad & (2.21b) \\ \frac{\partial h}{\partial \lambda} > 0 & \qquad & (2.21c) \end{array}$$

증명:생략⁸⁾

4. 年齡이 失業期間에 미치는 効果

이제 우리는 세 개의 供給側面變數와 두 개의 需要側面變數가 留保賃金과 失業期間에 미치는 영향을 알게 되었다. 그러나 이러한 需要・供給의 變數들은 年齡階層이 변화함에 따라 다를 수도 있다. 위와 같은 理論的 體系가주어지면 年齡이 失業期間에 미치는 效果는 年齡이 λ , σ , μ , c, b 그리고 γ 에 미치는 效果의 분석을 통해 알 수 있다.

예를 들면,

가. 年齡이 높아지는 것이 探索費用의 減少의 관련되어 있다면, 다른 條件이 동일 전 年齡이 높아짐에 따라 失業期間은 증가할 것이다.

나. 年齡이 높아지는 것이 時間選好率의 減少와 관련되어 있다면, 다른 條件이 동일할 때, 年齡이 높아짐에 따라 失業期間은 증가할 것이다.

이상은 새로운 정보를 제공하는 假定은 아니다. 언뜻 생각하기에 探索費用이 사실상 年齡에 따라 감소한다(혹은 γ 이 年齡에 따라 하락한다)고 주장할 수도 있다. 이러한 주장에 대한 몇가지의 근거를 보면 年齡이 많은 勞動者는 探索을 效率的이게 하는 과거의 探索經

⁸⁾ 요청에 의해서 필자로부터 입수가능함.

驗 때문에 市場과 진밀한 접촉을 유지할 수 있다. 이러한 이유 때문에 年齡이 많은 勞動者는 주어진 探索 노력하에서 探索費用을 감소시킬수 있다는 것이다. 年齡이 많은 勞動者의 짧은 잔여 경제활동 가능기간은 時間選好率에 負의 方向으로 영향을 줄 수 있다. 그러나 건강문제로 인해 年齡이 많은 勞動者의 探索費用은 증가할 수도 있다고 주장하기도 한다.

기억해 두어야 할 점은 年齡이 많은 勞動者는 더 긴 失業期間을 갖는다는 사실은 하나 이상의 요인에 기인한다는 것이다. 몇몇 要因들이 한 方向으로 작용하여 다른 方向으로 작용하는 요소들을 지배한다. 이렇듯 純粹理論은 年齡이 探索期間에 어떻게 영향을 주는가에 대해 많은 것을 제시해 주지는 않는다. 다시 말해서 年齡이 많은 勞動者의 失業期間이 보다긴 이유는 經驗的인 問題로 남아 있다.

이제까지 年齡과 探索費用 혹은 時間選好率 사이의 관계에 대해 경험적 단서를 제공해 주는 硏究는 거의 없다. 그러나 年齡과 職業出 現率(offer arrival rate) 혹은 賃金分布의「파라매터」사이의 관계에 대한 단서를 제공해 주는 몇 가지 연구는 있다. Mincer(1974)는 임금분포의 平均과 分散이 年齡의 增加函數임을 발견하였고, Creigh外 몇몇 學者(1980)는 年齡이 많은 勞動者일수록 求職機會는 감소한다고 발표하였다. 그러나 대부분의 經驗的 증거는 피상적인 것이다. 이 단계에서 우리가 理論的인 水準에서 예측할 수 있는 것이라고는, 年齡이 λ , σ , μ , γ , ϵ 에 미치는 영향에 대한지속적인 假定을 통해서 年齡이 期間에 미치는 効果뿐이다. 다음은 그 結果이다

우리는 回避函數(hazard function)를 다음과 같이 고쳐쓸 수 있다.

$$h(\omega, \mu, \sigma, \lambda) = \lambda(A)$$

 $\lceil 1 - F(\omega(\mu, \sigma, c, \gamma)) \rceil \cdots (2.22)$

여기서 A는 年齡變數이며, μ , γ , σ 는 모두 年齡의 函數이다. 年齡에 대해 미분하면 다음과 갑다.

$$\begin{split} \partial h/\partial A &= \partial \lambda/\partial A [1 - F(.)] \\ &- \lambda \frac{\partial F}{\partial \omega} \left(\frac{\partial \omega}{\partial \lambda} \right. \left. \frac{\partial \lambda}{\partial A} \right. \\ &+ \frac{\partial \omega}{\partial \mu} \left. \frac{\partial \mu}{\partial A} + \frac{\partial \omega}{\partial c} \right. \left. \frac{\partial c}{\partial A} \right. \\ &+ \frac{\partial \omega}{\partial r} \left. \frac{\partial r}{\partial A} + \frac{\partial \omega}{\partial \sigma} \left. \frac{\partial \sigma}{\partial A} \right) \cdots (2.23) \end{split}$$

따라서 年齡이 失業期間에 미치는 効果는 年齡이 여러가지의 需要・供給側面의 變數에 주는 効果와 이러한 「파라매터」들이 失業探索結果에 주는 영향의 복합적인 効果이다. 純効果는 陽・陰의 効果의 合이다. 의미있는 比較靜學의結論을 얻기 위해서는, 나머지의 「파라매터」들을 고정시킨 채로 하나의 특정 「파라매터」의 結果를 分析할 수 있다.

供給側面의 變數와 賃金分布에는 변화가 없다고 가정한다. 즉, hazard의 변화가 職業提供의 변화에만 의존한다면 다음의 假說을 얻을 수 있다.

假說 1:年齡에 따른 賃金分布에 변화가 없고,供給側面의 變數에도 변화가 없다고 가정한다. 또한 賃金提供分布는 \log concave하다고 가정한다. 그러면, $\partial \lambda/\partial A < 0$ 이라면 年齡이失業期間에 미치는 効果는 항상 陽이다.

證明: $h=\lambda(A)[1-G[\omega(\lambda(A)-\mu]]$ 라 하면

$$\frac{\partial h}{\partial \lambda} = \frac{\partial \lambda}{\partial A} [1 - G(.)]$$
$$-\lambda \frac{\partial G}{\partial \omega} \frac{\partial \omega}{\partial \lambda} \frac{\partial \lambda}{\partial A}$$

$$\begin{split} &= \frac{\partial \lambda}{\partial A} [1 - G(.)] \\ &- \lambda \frac{\partial G}{\partial \omega} \left[\frac{1 - G(\omega - \mu)}{r + \lambda (1 - G(\omega - \mu))} \right] \\ &\times [G(\omega - \mu) - (\omega - \mu)] \\ &= \frac{\partial \lambda}{\partial A} \frac{\lambda h}{r + \lambda h} \left[\frac{r}{\lambda} + (1 - G((.)) \right] \\ &\left[1 - \frac{g(w)}{1 - G(.)} \right] \\ &\times [G(\omega - \mu) - (\omega - \mu)] \end{split}$$

여기서 \log concavity에 의해 $\frac{g}{1-G} \times [g(\omega-\phi,0)-(\omega-\phi)]<1$ 이므로 靜態的인 상황에서는, $\partial h/\partial A<0$ 은 $\partial D/\partial A>0$ 을 의미하는데, 여기서 D는 期待失業期間이다. Q.E.D.

이번에는 職業出現率에 변화가 없다고 가정한다. 그러면 年齡이 失業回避率에 미치는 効果는 年齡이 賃金提供分布의 平均과 分散에 미치는 効果와, 平均과 分散의 변화가 留保賃金에 미치는 効果로부터 비롯된다. 이렇듯 平均이 먼저인 경우에는 다음과 같은 假說을 얻을 수 있다.

假說 2: 職業提供出現率과 提供分布의 分散 혹은 연령에 의한 供給側面의 變數에 변화가 없다고 가정한다. 그러면 $\partial \mu/\partial A > 0$ 이라면, 年 齡이 失業期間에 미치는 効果는 항상 陰이다.

證明: $h=\lambda[1-G(W-u(A))]$ 라 하면,

$$\begin{split} \frac{\partial h}{\partial \mu} &= \lambda \, \frac{\partial G}{\partial \omega} \left[1 - \, \frac{\partial \omega}{\partial \mu} \, \right] \frac{\partial \mu}{\partial A} \\ &= \lambda \frac{\partial G}{\partial \omega} \, \frac{\partial \mu}{\partial A} \left[1 - \frac{\lambda (1 - G)}{r + \lambda (1 - G)} \, \right] > 0. \\ \\ \text{라라서} \, \frac{\partial h}{\partial \mu} &> 0, \; \text{그리 및 } \frac{\partial D}{\partial \mu} < 0 \\ &\text{if } \partial \mu / \partial A > 0. \; Q. \; E. \; D. \end{split}$$

分散에 변화가 있을 경우에는 결론이 모호해 지는데, 그 이유는 문제가 되는 分布의 기울 기에 대해 分散의 變化의 부호가 不定이기 때 문이다. 즉

$$\frac{\partial h}{\partial \sigma} = -\lambda \frac{\partial H}{\partial \omega} \frac{\partial \omega}{\partial \sigma} \frac{\partial \sigma}{\partial A} - \lambda \frac{\partial H}{\partial \sigma} \frac{\partial \sigma}{\partial A} \dots (2.25)$$

여기서 $\partial H(.)/\partial \sigma$ 가 兩面的인 効果를 갖기 때문에 純効果는 모호해진다. Mincer(1976)와 Harris and Holmstrom(1982)는 年齡이 分散에 주는 効果는 陽이라는 것을 보였다. 만일이러한 주장이 타당하여 賃金分布의 分散이 分布의 기울기에 미치는 効果가 陽이라면 期間에대한 純効果는 陰일 것이다. 그러나 우리는 分散이 失業期間에 미치는 効果에 대해서는 정보가 거의 없다.

要約하면, 이제까지 年齡이 많은 勞動者의 失業期間이 보다 긴 이유를 살펴보았다. 提供 出現率,賃金分布의「파라매터」,探索費用,그 리고 割引率 등이 失業期間에 미치는 効果를 살펴보았다. 여기에서 提供出現率이 낮을수록, 年齡이 많은 勞動者의 失業期間을 보다 길게 한다는 것을 보였다.

Ⅲ. 期間模型의 實證分析 模型

1. 序論

이하에서 理論的 예측의 유효성을 검증하기 위해 二狀况模型의 계량적 定型化를 하고자 한 다. 論議는 세 가지 主題를 중심으로 전개되어 있다. 7. 外生的 要因을 통제한 후에 標本에서 年齡一失業期間사이에 陽의 관련이 있는지의 여부를 평가하기 위해서 縮約模型을 추정할 필요가 있다. 왜냐하면 계측 失業期間을 고려하는 유일한 방법이 失業回避理論分析이며 論議에서 hazard模型의 기본개념이 포함되어 있고,특히 hazard의 축약된 매개변수화가 포함되기때문이다.

나. "관찰되지 않은 異質性" (unobserved heterogeneity) 문제를 고려해 볼 때, 異質性 (heterogeneity)의 가능한 결과를 소개하고, 관찰되지 않은 異質性의 존재를 점검할 수 있는 방법을 제시한다.

다. 또한 Flinn과 Heckman(1982b)이 제안한 構造的 회피(위험)모형에 대해 논의하는데이는 總危險(total hazard)과는 별도로 職業提供出現率을 추정할 수 있게 해주며, 分析은指數形態(exponential)와 正規形態(normal)로가정된 賃金分布에 대해서만 행해진다.

우선, 기초적인 회피모형을 전개하고 난 후에, 특정형태의 賃金提供分布를 사용하여 基本模型을 연장시켜 보고자 한다. 模型으로는 Tuma 및 그외(1980) 및 Flinn과 Heckman (1982b)의 勞動移動模型을 따라서, 개인은 언제나 雇傭 혹은 失業의 두 가지 狀況에 놓여 있다고 가정한다. 그러므로 여기에서의 模型은 Burdett 및 그 외(1984)에 의해 발전된 多狀況動學模型의 특별한 경우이다. 관심의 대상이 老後의 은퇴행태에 있지 않기 때문에 非經濟活動의 狀况은 分析에서 제외된다.

二狀况 失業期間模型에서, log-concave한 賃金分布를 가정할 경우에 다음의 조건이 만족되면 年齡이 많은 勞動者의 失業期間은 길어질 것이라고 예측하는데 그 조건은 (1) 職業

提供出現率이 낮고, (2) 賃金分布의 平均値가 크머, (3) 年齡이 많은 勞動者에게는 探索費 用과 利子率이 낮다는 것 등이다. 따라서 實 證硏究에서 중요한 과제는, (1) 年齡이 적은 勞動者와 많은 勞動者에 대한 職業提供出現率, (2) 그들의 留保賃金, (3) 賃金分布의「과라 대터」, (4) 相異한 年齡集團에 있어서 探索費 用 등을 추정하는 것이다.

이러한 變數들을 추정하는 데에는 많은 量 의 情報가 필요하다. 막일 個人의 留保賃金이 나 개인의 職業提供出現率에 대한 명시적인 정 보가 하나라도 주어지지 않는다면, 이 模型으 로 모든 變數를 확인할 수는 없다. 문헌에서 는 이러한 문제점을 해결하는 두 가지의 접근 방법이 제시되어 있다. 그 하나는 모든 勞動 者의 職業提供出現率이 일정하다고 가정하고 서 회피함수의 결정요인을 추정하는 것이다. 이 접근방법은 推移分析의 계량적 연구에서 많 이 사용된다. 이 방법의 장점은 많은 개인의 특성, 혹은 經濟變數를 포함할 수 있으며 따 라서 회귀벡터의 係數들을 쉽게 추정할 수 있 다는 점이다. 이 方法을 사용하여 本研究에서 는 먼저 年齡變數를 포함한 회피함수의 계수를 추정하고자 한다. 그것은 年齡과 失業探索期 間 사이의 陽의 관계를 확인시켜 줄 것이다.

이 模型은 동일한 職業提供出現率을 가정하고 있기 때문에 회피함수와는 별도로 特定年齡의 職業提供出現率을 추정할 수는 없다. Flinn과 Heckman(1982b)에 의해 제시된 두번째의模型은, 同質的인 勞動者集團에 대해서 동일한 賃金分布를 가정하고서, 마치 추정된 賃金이 진정한 留保賃金인 것처럼 취급하여 集團留保賃金을 確率變數로서 추정한다. 일단 관찰된 最低收容賃金에 의해 留保賃金이 추정되면,

나머지의 추정절차는 尤度函數에 留保賃金을 삽입하여 最尤推定方法(maximum likelihood method)을 사용해서 集中尤度函數를 추정한 다.

分析에 있어서 連續的 時間模型에 最尤推定 方法을 적용하는 것의 장점은 최근의 여러 실증 적 연구에서 강조되고 있다. 「튜마」등(Tuma et al., 1980)은 同學的 模型으로 문제를 설정 하는 가장 큰 이점이 상이한 자료체계를 사용 해서 同一模型의 變數를 추정할 수 있는 것이 라고 주장한다. 그들은 이러한 방법이 자료분 석 절차의 다양성을 통합시켜 주는 방법이라고 제시하였다.

2. 基本回避模型

가. 여러 槪念의 定義와 聯關性

失業回避 혹은 生存分析은 事象의 相異한 狀况 사이에서의 변동을 통계적으로 分析하는 일 반적인 槪念이다. 예를 들어 생의학에서 수많은 技法들이 개발되었는데, 狀况은 삶과 즉음을 포함할 것이다. 回避分析도 역시 產業工學의 응용에서 발견되었다. 이 分析은 回避의 추정이나 推移의 조건부 확률을 포함한다. 勞動市場의 범주에서는 연속상황의 期間別 資料가주어지면, 개인의 특성이 失業과 雇傭 사이의推移率에 미치는 効果를 추정할 수 있다. 模型의 구성요소의 定義와 상호관련에 대한 개념은 Kalbfleisch와 Prentice(1980)에서 인용한 것으로, 다음과 같다.

二狀況 模型을 상정한다. 관찰은 初期狀況 1과 末期狀況 2 사이의 交帶의 길이로 구성 된다. *T*가 狀況1의 期間을 나타내는 連續確 率變數라 하면 T의 確率密度函數는 다음과 같다.

$$f_i(t) = \lim_{\Delta t \to 0} \frac{P(t < T < t + \Delta t \mid T > t)}{\Delta t \to 0}, i$$

$$= 1 \text{ or } 2 \cdot \dots \cdot (3.1)$$

回避凾數는 t가 지속된다는 조건하에서 t期의한 狀况으로부터의 즉각적인 離脫率을 나타낸다. 바꿔 말하면, 離脫한다는 조건하에서 개인당 단위시간에 離脫할 確率이다. 이는 다음과 같이 定義되다.

여기서 $S_i(t)=1-F_i(t)$ 로 生存函數(survival function)이다. 따라서,

$$f_{i}(t) = h_{i}(t)S_{i}(t)$$

$$= h_{i}(t)[1 - F_{i}(t)] \cdots (3,3)$$

그리고,

$$S_i(t) = \exp\left[-\int_0^t h_i(u)du\right] \cdots (3.4)$$

式(3.1)로부터

$$f_i(t) = h_i(t) \exp\left[-\int_0^t h_i(u)du\right] \cdots (3.5)$$

따라서 回避凾數(hazard function) $h_i(t)$ 는 密度函數 $f_i(t)$ 를 완전히 특징짓는다.

나. 年齢 不變인 職業出現率을 가진 指數 回避模型(exponential hazard)

우선 年齡別 職業提供出現率이 아닌 單純指數模型으로 시작하는 것이 편리하다. 單純回避模型을 추정하는 이유는 年齡一失業期間의관계를 찾기 위한 것이다. 線型回歸法을 사용하는 데에는 偏倚(bias)의 問題가 있으므로,이 模型의 推定에 있어서 不偏推定值를 구해야할 필요가 있다. 지수위험에 대한 강한 가정은 期間依存性의 存在를 파악하기 위해서 완화될 수도 있다. 이러한 目的을 위해서 Weibull hazard에 대한 論議가 다음 節에서 간략하게 제시될 것이다.

단순모형으로 인해 우리는 다양한 外生的 回 歸要因이 失業期間에 미치는 効果를 추정할 수 있다. 앞에서 구체화된 變移率은 回歸要因의 조건하에서 쉽게 구체화된 수 있다.

$$h_j(t) = h_j = \exp(X_i, \beta) \cdots (3.6)$$

여기서 $X=(X_1,\cdots,X_K)$ 는 回歸벡터 $(1\times K)$ 이 며 β 는 推定돼야 할 계수의 $K\times 1$ 「벡터」이다. 관련된 밀도함수와 생존함수는 다음과 같다.

$$f(t) = \exp(X_i\beta) \exp[-t \exp(X_i\beta)]$$
.....(3.7a)
$$S(t) = 1 - F(t)$$

 $=\exp[-t\exp(X_i\beta)]\cdots\cdots (3.7b)$

실제의 자료가 오른쪽으로 압축(right-censored)되어 있기 때문에, 尤度函數는 압축된 실업기간에서의 기여분을 포함한다. 만일 i번째 교대가 censored이면 i=0이라 정의하고, 그렇지 않으면 i=1이라 하자. 그려면 n개의 독립적인 과참에 대한 尤度函數는 다음과 같다.

$$L = \sum_{i=1}^{n} i X_i \beta - \sum_{i=1}^{n} t_i \exp(X_i \beta) \cdots (3.8)$$

最尤推定値(maximum likelihood estimator)는 다음을 풀면 얻게 된다.

$$\sum_{i=1}^{n} [i - t_i \exp(X_i \beta)] X_i = 0$$
 (3.9)

윗式은 다음과 같이 하여 풀릴 수 있는데

$$\beta^{K+1} = \beta^{K} + \left[\sum_{i=1}^{n} t_{i} \exp(X_{i}\beta) X_{i} X_{i} \right]$$

$$\sum_{i=1}^{n} \left[i - t_{i} \exp(X_{i}\beta) X_{i} \right] \cdots \cdots (3.10)$$

그리고 $\sqrt{N(\hat{\beta}-\beta)}$ 의 점근적 분포는 X의 과정이 규칙성의 조건하에서 N(0,s)으로 분포한다. 分散 s는 다음과 같이 주어진다.

$$s = \left[\sum_{i=1}^{n} t_i \exp(X_i \beta) X_i X_i\right] \cdots (3.11)$$

다. 推定方程式의 점검

지금까지의 실증적 논의에서 관찰되지 않는 異質性은 없다고 가정했다. 관찰되지 않은 異 質性의 問題는 期間變化의 分析에서 어려운 문 제중의 하나이다. 관찰되지 않은 異質性의 存 在는 一慣性이 결여된 推定을 結果하게 되므 로, 가정된 詳論을 점검해 볼필요가 있다. 비 록 本研究에서는 불필요한 異質性을 회피하기 위해 매우 同質的인 標本을 사용하지만, 個個 人은 失業을 經驗할 確率에 영향을 주는 측정 되지 않은 變數에 있어서는 다를 수 있다.

사실상, 期間變化에 영향을 주는 모든 變數를 관찰하는 것은 불가능하다. 더우기 측정오차 없이 관찰되리라는 보장도 없다. 線型回歸模型의 범주내에서는 생략된 變數들이 포함된 것들과 直交(orthogonal)하기만 하다면 문제는 생기지 않는다. 그러나 期間模型에 있어서

는 이것이 더 이상 有効하지 '않다. "離住者一定着者 문제"(mover-stayer problem)에서 널리 알려진 것처럼 한 變數의 생략은, 비록생략된 變數들이 포함된 回歸要因과 直交(orthogonal)한다해도,期間의 推定에 偏倚를일으킬 수 있다. 더우기 생략된 變數가 포함된 回歸要因과 相關이 있다면 推定係數의 偏倚는 심각한 것이다. 만일 측정되지 않은 變數들이 時間에 따라 相關되어 있어서 적절히통제되지 못한다면 과거 또는 현재의 失業이미래의 실업의 決定因子처럼 보일 수도 있는데,그 이유는 그것이 관찰되지 않은 것들과同時에 相關된 代理變數이기 때문이다. 이것이 '狀况依存性 對 異質性'論議에서 제기된 중심주제이다.

우연적인 變數들을 다루기 위하여 제시된 방법중에서 Bayesian(任意效果模型)과 마찬가지로 조건부, 限界可能原則(固定效果模型)들이 많다. 前者의 접근법의 장점은 단순성과 편리함이다. 그러나 多交代의 자료에는 적용할 수없는 단점이 있다. 後者의 접근법의 단점은 주어진 觀察變數의 비관찰된 異質性의 조건부 분포는 더 일반적인 적용가능성이 있을지라도 그선택이 恣意的이라는 점이다.

만일 式(3.6)에서 구체화된 模型이 옳다면 융는 일관적이고, 효율적이고 그리고 접근적 으로 式(3.11)에서 주어진 分散行列과 正規分 布(nomal distribution)를 한다. 그러나 만일 模型이 잘못 구체화되었다면, 이러한 성질들 은 有効하지 않게 된다. 回避函數形態가 다음 과 같다고 가정하면

$$h = g(X, u) \cdots (3.12)$$

여기서 g는 回歸要因(regressor)과 省略된 情

報一예를 들면 개개인의 취업의욕, 기호, 등 등—u의 函數이다. 待期時間(waiting time)의 분포가 指數形態라고 가정하면, 失業으로부터 벗어나는 확률은 다음과 같이 定型化된다.

$$h = \exp(X\beta + u) \cdot \cdots \cdot (3.13)$$

그러면, 생략된 개인요인의 영향은,

$$u = \log \lceil g(X, u) \rceil - X \cdots (3.14)$$

따라서 함수상의 오류는 省略變數의 경우로 쓰여질 수 있다. Kiefer(1984)는 u와 X 사이의 相關의 不在가 $\hat{\beta}$ 의 一慣性을 보장하지는 못한다는 점을 강조하였다.

X와 u가 주어진 상태에서 t期의 生存函數는 다음과 같다.

$$S(t|X,u) = \exp\left[-\int_{0}^{t} h(r|X,u)dr\right]$$
....(3.15)

生存函數는 관찰된 X가 式(3.14)의 產物이고 주어진 X에서 u의 密度 f(u|X)일 때의 경우이다. 式(3.15)를 u에 대해 積分하면 다음과 같다.

$$S(t|X) = f(u|X)$$

$$\exp\left[\int_{0}^{t} h(r|X, u) dr\right] du$$

$$= E\left[S(t|X, u)\right] \cdots (3.16)$$

回避率(hazard)은 式(3.13)에 의해 주어진 S에 대해 $-\partial lnS/\partial t$ 와 같이 X가 도출되어야만 주어질 수 있다; 이것은 u의 分布가 한시점에서 degenerate할 때에만 式(3.12)의 형태로 될것이다. 回避函數에서 u의 존재는 그것이 常數項 β_0 혹은 완전히 생략된 항에서 異質性을 허용한다는 명시적인 해석과는 별도의 많은 해석

이 내려질 수 있다.

관찰되지 않은 異質性을 조정하기 위한 불 안정한 方法들을 고려할 때, 이 연구는 標本 의 數를 제한함으로써 조정하는 대신, 관찰되 지 않은 異質性의 存在를 추적하는 데 초점을 맞추고 있다. 期間依存性 假定의 不在는 끝난 교대기간의 指數分布를 가정하는 것과 동일하 다. 指數分布를 검증하는 標準圖面方法은 한 地位의 交代에 쓰여진 時間의 蓄積確率圖를 살 핌으로써, 假定된 分布로부터의 발산효과를 살 펴보는 것이다. Kendall과 Stuart(1973)는 진 정한 指數分布가 주어질 때 交代의 蓄積分布 는 단위기간동안에 單一하다는 것을 보였다. 이렇게 하여 추정된 交代의 蓄積確率은 45도 선에 대해 분류되고 점이 구해진다. 그리고 假 定된 詳論을 검증하기 위한 視角的인 점검이 이루어질 수 있다. 蓄積殘餘函數가 각 연령집 단에 대해 그려질 수 있다. 혹은 우리가 線型 으로 예측한 交代의 實際期間에 대한 生存率 을 점으로 나타낼 수 있다. 이러한 검증의 결 과는 다음에서 제시되다.

형식적 檢證統計로서, 本研究는 Kiefer(19 84)에 의한 檢證統計를 사용한다. 檢證統計의 장황한 도출은 생략하고, 검증절차는 아래와 같이 要約될 수 있다.

- 1) $f(t|X) = \int_0^t f(t|X,u)f(u)du$ 를 u=0 점의 근처에서 Taylor expansion으로 접근시키고 적분하여 3次項 이상을 무시한 후 이것을 대 치시킨다.
- 2) 위의 密度를 표현하는 生存函數가 불완 전한 gamma函數로 나타나기 때문에, 尤度函 數는, 완성된 交代의 密度와 관찰된 交代의 生 存函數의 產物로서 구성될 수 있다.

3) $H: \sigma=0$ 의 점수검증을 고려하면, 점근적인 標準正規變數 $Z=s/\sqrt{V(s)}$ 는 0으로부터의 차이에 있어서 검증될 수 있으며, $\sqrt{(s)}$ 는 $\sigma=0$ 에서 평가된 σ 에 대한 평균치의 分散이다. 狀況 i에서 狀況 j로의 變移率은 個人의特性, X의 函數이지만, 期間 t와는 獨立的이다. 勞動移動에 관한 몇몇 理論家들은 이러한假定이 일정한 勞動市場호름에 制限的일 수 있다고 주장하였다.

라. 期間依存性의 分析에 있어서 Weibull hazard 模型

지금까지의 論議는 Markov模型에 해당된다. 이에 대하여 失業의 혼적이론(Scar theory of un-employment, Ellwood, 1978)에서는 개인의 失業狀態期間이 길어질수록 雇傭되기가더욱 어려워진다는 점을 제시하였다. 만일 이理論이 옳다면, 失業一雇傭의 變移에 있어 陰의 期間依存性을 예측할 수 있다. 이 概念은주로 10代의 失業經驗이 勞動狀況에 미치는 効果를 설명하는 데 사용되었다. 보다 傳統的인 水準에서 특정기업의 人的資本理論(Mincer, 1974)은 勞動者가 한 기업에 오래 雇傭될수록 離職하거나 解雇당할 확률이 적어진다고 예측하였다. 이는 雇傭一失業의 變移에 있어서 陰의 期間依存性을 제시하는 것이다.

期間依存性을 허용하는 論議中의 하나는 Weibull 回避函數이다. 時間變化의 回歸要因 이 없다면, Weibull hazard는 다음과 같이 표 현될 수 있다.

7가 陽의 값이면 陽의 期間依存性을 의미하고, 陰의 값이면 陰의 期間依存性을 의미한다. 만 일 γ 가 零이라면 模型은 指數形態의 위험으로 縮約되다.

Flinn and Heckman(1982a)이 지적했듯이, 예를 들어 γ <0인 경우 분명히 陰의 期間依存性이라고 해석하는 점에 주의를 要한다. 만일, 관련된 모든 異質性이 說明變數의 [벡터]에 의해 포착된다면, 期間變數의 推定値는, 비록그 推定値가 관찰되지 않은 異質性의 범위내에서는 偏倚되겠지만, 진정한 陰의 期間依存性의 不偏推定値가 된다. 이것은 이른바 "離住者一定着者" 문제 때문이다. "離住者"의 기본개념은 "定着者"를 남겨둔 채 한 狀況을 처음으로 빠져나가는 사람들이다. 따라서 그것은 위장된 陰의 期間依存性을 발생시킨다.

本研究에서는 관찰되지 않은 異質性問題를 다루기 위해 보다 간단한 接近法을 채택했다. 앞에서 標本選擇의 서술에서 언급한 바와 같 이, 本研究는 가능한 한 관찰되지 않은 異質 性을 감소시키기 위해서 몇몇 관찰되지 않은 異質性을 감소시키기 위해서 몇몇 관찰된 노동 자의 특성에 의해 標本을 制限한다. Weibull 危險模型을 推定한 후 本研究는 앞에서 論議 된 Kiefer의 點數檢證을 사용해서 관찰되지 않 은 異質性의 存在를 검증한다.

3. 特定年齢에 따른 提供出現率을 가진 指數形態의 回避模型

提供出現率이 개개노동자마다 다른 模型을 설정하기 위해서는, 모든 勞動者가 賃金分布 의 동일한 集團內에 있다는 假定을 유지하는 것이 필수적이다. 그렇지 않다면, 職業出現의 變數를 확인할 수 없다. 이러한 假定이 없다 면, 우리가 할 수 있는 것은 留保賃金 자체 (Kiefer and Neumann, 1979)보다는 留保賃 金의 分布를 推定할 수 있을 뿐이다. Flinn and Heckman(1982b)에 의해서, 우리는 少年, 基層年齡, 老年의 勞動者의 失業에 대한 獨立 的인 交代의 자료를 가지고 있다고 가정한다.

문헌에서는 留保賃金을 추정하는 몇가지 방법을 제시하고 있다. 留保賃金의 最尤推定值를 구하는 가장 단순한 방법은 Flinn and Heckman(1982b)을 따라서 관찰된 임금의 최저치를 계산하는 것이다. 그들은 계산된 留保賃金의 여명에 한다는 것이다. 그러나 留保賃金의 추정 치를 정당화시켰다. 그러나 留保賃金의 추정이 本硏究의 주된 관심은 아니므로, 이 문제는 자세하게 다루지는 않겠다. 우리가 어떤 방법을 사용하건간에, 추정의 필수요소는 推定된 留保賃金을 標本 log尤度函數에 삽입하고이 추정된 留保賃金을 나머지 變數의 점근적分布를 계산하는데 있어 진정한 留保賃金으로 취급하는 것이다.

앞에서 職業提供은 「포아송 프로세스」(Poisson process)下에 출현한다고 가정하였다. 따라서 期間 t중에 j의 제공을 받을 확률은 다음과 같다.

$$P_r(j \text{ offers}|t) = \exp(-\lambda t) [\lambda t]^j / j!,$$

 $\lambda > 0 \cdots (3.18)$

賃金分布가 f(W)일 때 j개의 제공이 하나도 받아들여지지 않을 확률, 예를 들어 모든 제공이 留保賃金 이하일 확률은 $[F(\omega)]^j$ 이다. 提供出現의 횟수와 제공된 임금이 독립적이라고 가정하면, 生存函數 $P_r(T>t)$ 는 이려한 두 가지 확률의 결과이다.

$$S(T>t) = \sum_{j=0}^{\infty} [\exp(-\lambda t)((\lambda t)^{j}/j!) [F(\omega)]^{j}$$

$$=\exp[-\lambda(1-F(\omega))t]$$
.....(3.19)

式(3.5)를 통한 式(3.2)의 관계에서 期間의 密 度 t는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$f(t) = \lambda [1 - F(\omega)] \exp[-\lambda (1 - F(\omega))t]$$
.....(3. 20)

期間과 受諾賃金의 結合密度를 도출하기 위해서는 더 많은 구조—예를 들어 受諾賃金의 密度—를 부가할 필요가 있다. 受諾賃金은 留保賃金 ω 를 斜截頭의 最低點으로 하는 斜截頭 確率變數이므로, 이 密度는 다음과 같이 구체화할 수 있다.

$$f(W|W \ge \omega) = f(W)/[1 - F(\omega)],$$

$$W \ge \omega \cdots (3.21)$$

資料의 標本이 T보다 큰 기간의 交代는관찰되지 않으므로, t<T의 조건하에서 期間 t와 관찰된 受諾賃金 W 사이의 結合密度는 다음과 같다.

$$q(W, t|t < T)$$

$$= \frac{\lambda(1 - F(\omega|\theta)) \exp(-\lambda(1 - F(\omega))}{[1 - \exp(-\lambda(1 - F(\omega|\theta))t]}$$

$$\frac{f(W|\theta)}{[1 - F(\omega|\theta)]} \dots (3.22)$$

여기서 分母의 첫번째 괄호 안은 t < T일 확률이다. 표본기간의 절단문제를 다루기 위해 i는 절단된 관찰(censored spells)의 指標, 즉 t < T이면 i=1이고 그렇지 않으면 i=0으로 한다. 그려면 y의 조건하에 i, t, W의 結合密度는 다음과 같다.

$$q(\omega, t, i | X) = [(f(W|\theta)\lambda \\ \exp[-\lambda(1 - F(\omega|\theta))t]]$$

$$\times \exp[-\lambda(1-F(\omega|\theta))t]\cdots(3.23a)$$

여기서

그리고

$$\omega = -c + \lambda / r \int_{\omega}^{\infty} (W - \omega) dF(W | \theta),$$

$$W \ge \omega \cdots (3.23c)$$

模型의 構造的인 推定은 式(3.23b)의 제약 하에 式(3.23a)로부터 尤度를 극대화하는 것이 필요**하**다. 式(3.23a)와 式(3.23b)를 사용하면 標本「로그」尤度函數는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$lnL = \sum_{j=1}^{n} jln\lambda + \sum_{j=1}^{n} jlnf(W|\theta)$$

$$- \sum_{j=1}^{n} j\lambda [1 - F(\omega|\theta)]t$$

$$+ \sum_{j=1}^{n} \alpha [W - \omega(c, \theta, \gamma, \lambda)]$$

$$+ \sum_{j=1}^{n} \gamma [\omega(c, \theta, \gamma, \lambda)] \cdots (3.24)$$

여기서 절단된 관찰에 대해서는 T=t이며 α , γ 는 각각의 관찰에서 정의된 乘數이다. 위의 乘數들이 잘 정의되었다고 가정하면, 추정된 留保賃金의 조건하에서 $\hat{\beta}_{\lambda}$, $\hat{\beta}_{\theta}$, $\hat{\beta}_{\epsilon}$ 에 대한 一階條件은 다음과 같다.

$$L_{\beta_{\lambda}} = 0 = \sum_{j=1}^{n} \left[i/\lambda - (1 - F(\omega | \theta))t + \lambda \frac{\partial F}{\partial \omega} \frac{\partial \omega}{\partial \lambda} + (\gamma - \alpha) \right] \frac{\partial \lambda}{\partial \beta_{\lambda}}$$

$$\dots (3.25a)$$

$$L_{\beta_{c}} = 0 = \sum_{j=1}^{n} \left[\lambda \frac{\partial F}{\partial \omega} t + (\gamma - \alpha) \frac{\partial \omega}{\partial c} \right] \frac{\partial c}{\partial \beta_{c}}$$

$$\dots (3.25b)$$

$$\begin{split} L_{\beta\theta} = & 0 = \sum_{j=1}^{n} \left[i \frac{\partial lnf}{\partial \theta} \lambda \left(\frac{\partial F}{\partial \omega} \frac{\partial \omega}{\partial \theta} \frac{\partial F}{\partial \theta} \right) \right. \\ & + (\gamma - \alpha) \frac{\partial \omega}{\partial \theta} \left[\frac{\partial \theta}{\partial \beta_{\theta}} \cdots (3.25c) \right] \end{split}$$

 $\hat{\omega}_{mle}$ 의 조전하에 推定値는 정보의 行列이 full rank라는 가정하에 점근적으로 正規分布를 하며 또한 一慣性이 있다. ω , θ , λ 의 推定値를 가지고 (3.23c)式로부터 c를 구할 수 있다. 따라서 우리는 老年과 少年의 兩勞動者에 대한 危險(h), 留保賃金(ω), 賃金分布의 變數(θ), 職業提供出現率(λ), 그리고 探索費用(c)를 추정할 수 있다. 추정은 첫 回의 과정에서 $\hat{\beta}$, $\hat{\beta}_{\theta}$, 그리고 $\hat{\beta}_{c}$ 의 推定値를 구하고 두번째 절차에서 留保賃金 ω 를 계산하는 반복적인 방법이될 것이다. 그리고 ω 는 L에 삽입하여 다시 變數의 推定値를 구한다. 이러한 非線型回歸節次는 收斂할 때까지 變數를 반복해서 추정한다.

4. 指數形態의 賃金分布를 가진 回避率의 推定變數

賃金이 變數 μ 를 가진 指數形態의 分布를 하는 경우를 상정한다. 構造는 正規分布의 경우와 등일하므로 여기서의 論議는 指數의 경우로 局限한다. 推定의 1단계는 標本觀察의 상이한 subgronp을 사용하여 留保賃金을 추정하는 것이다. Flinn과 Heckman을 따라서 이 留保賃金은 恣意的으로는 작지만 測定誤差를 상쇄할 만큼은 큰 m개의 관찰의 최저치를 평균함으로써 계산할 수 있다. 이제 賃金分布가 指數形態라고 가정하면

$$dF(W|\mu) = \mu \exp(-\mu W)dW, \ \mu > 0$$
.....(3.26)

職業提供出現이 變數 λ 를 지닌「포아송」分布 이고 0의 利子率을 가정하면 留保賃金은 다음 과 같이 쓸 수 있다.

$$\omega = (-1/\mu) ln(c\mu/\lambda), \quad \omega > 0,$$

$$i, e, c\mu/\lambda < 1 \cdots (3.27)$$

N이 標本의 크기라 하면 最低受諾賃金의 密度 는 다음과 같다.

$$q(\min W) = N \mu \exp[-N(\min W - \omega)\mu],$$

 $\min W \ge \omega \cdots (3.28)$

그리고 平均은

$$E(\min W) = (N\mu W + 1)/(N\mu)$$
$$= \omega + (1/N\mu) \cdots (3.29)$$

受諾賃金의 최저는 留保賃金의 上方偏倚推定 値이다. 그럼에도 불구하고 그것은 一慣된 推 定値이다.

다음 단계는 추정된 留保賃金이 주어진 하에서 探索費用,職業提供出現率,그리고 賃金分布의 變數를 推定하는 것이다. 추정된 留保賃金이 주어졌을 때 집중된「로그」尤度函數는다음과 같다.

$$L(\min W) = N \ln \mu - \mu \Sigma W + N \ln \lambda$$
$$-\lambda \exp[-\mu(\min W)] \Sigma t \cdots (3.30)$$

그러면 μ 와 λ 의 最尤推定値는 다음 식을 풀어 서 계산할 수 있다.

 $1/\mu$ 에 대한 $1/\hat{\mu}$ 의 정확한 偏倚는 偏倚가 1/N

의 順이기 때문에 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$E(1/\hat{\mu}) = 1/\mu + 1/(N\mu) \cdots (3.32)$$

그리고 추정된 $1/\hat{\lambda}$ 의 偏倚도 동일하게 계산될 수 있다.

探索費用의 推定은 추정된 留保賃金을 式 (3.23c)의 留保賃金式에 대입함으로써 구할 수 있다.

$$\omega = -c + \lambda / r \int_{\omega}^{\infty} (W - \omega) dF(W)$$

$$= -c + \int_{\omega}^{\infty} (W - \omega) \mu \exp(-\mu W) dW$$

$$= -(1/\mu) ln [(-c\mu)/\lambda] \cdots (3.33)$$

推定된 探索費用은 다음에 의해 계산된다.

$$c = \hat{\lambda}/\hat{\mu})\exp(-\hat{\mu}\min W)\cdots\cdots(3.34)$$

推定된 職業提供出現率의 점근적 分布와 賃金 分布의 變數는 평균 0과 점근적 共分散 1/s를 가진 正規分布이다. 여기서 1/s는 다음과 같 다.

$$s^{-1} = \begin{bmatrix} \theta^2 & \omega \theta^2 \lambda \\ \omega \theta^2 \lambda & \lambda^2 \theta^2 \omega^2 + \lambda^2 \end{bmatrix} \dots (3.35)$$

結論的으로,여기서는 二狀况 失業期間模型의 計量的 定型化를 시도하였다. 여기에서는 縮約型과 構造的 指數型 回避模型의 兩者를 모두 제시하였다. 또한 "관찰되지 않은 異質性"의 存在를 처리함과 동시에 "狀况依存性"의 存在를 검증하기 위해서 Weibull 回避模型도 소개하였다.

N. 經驗的 推定值의 그 解釋

1. 序論

앞에서 우리는 年齡과 주요 變數 사이의 關係에 대한 예비적 結論을 제시하였다. 이하에서는 앞에서 상술한 방법들을 실행한다.

첫째로, 指數形態와 Weibull의 回避模型의 推定値를 제시한다. 여기서의 目的은 外生的 要因을 통제하고 난 후에 年齡과 失業期間 사 이의 陽의 關聯을 확인하는 것이다. 推定値들 은 最尤推定値의 모든 바람직한 성질을 만족 시킨다. 그것은 또한 절단된 실업기간도 고려 한다. 관찰되지 않은 異質性에 대한 검증도 포 합한다.

둘째로,構造的인 模型—特定年齡의 提供出 現率을 지닌 指數形態의 回避模型—의 推定値 를 제시한다.極階統計値(extreme order statistics)와 두가지의 가정된 賃金分布를 사용하 여,變數의 危險模型은 (1) 留保賃金, (2) 職 業提供出現率, (3) 주어진 利子率下에서 探索 費用, 그리고 (4) 賃金分布의 變數와 같은 構 造的 推定値들을 포함한다. 이러한 모든 推定 値는 세 가지의 상이한 年齡集團에 대해 주어 진다.

세째로, (1) 老年勞動者의 職業提供出現率 이 基層年齡의 노동자와 동일할 때, (2) 賃金 分布의 平均 혹은 分散이 基層年齡勞動者와 동 일할 때, 그리고 (3) 留保賃金이 基層年齡의 노동자와 동일할 때에 老年勞動者의 期待失業 期間은 어떠한가에 대한「시뮬레이션」을 제시 한다. 마지막으로, 政策的 含意를 도출하기 위 하여 어떠한 要因이 老年勞動者의 失業期間을 보다 길게 하는가에 대한 검증이 행해진다.

2. 年齡不變의 提供出現率의 推定

失業에서 就業에으로의 推移(transition)에 대한 推定值를 제시한다. 推定에 사용된 變數는 〈表 1〉에 나타나 있다. 〈表 1〉에서는, 失業推移의 賃金은 敎育, 勞組, 婚姻上의 地位,健康 등에 대해 관찰된 賃金의 回歸分析에 의해서 귀속되었다. 分析에서 사용된 賃金은 시간당 受諾賃金이며, 代數의 형태로 포함된다.健康變數는 보고된 건강문제를 가리키며 양호할 경우 1로, 그렇지 않으면 0으로 표시된다. 週當 支拂賃金에 대한 週當 失業保險 혜택의 對置比率에 대해서 지위를 대신한다. 나머지의變數는 「더미」變數로 포함된다. 若年勞動者의標本은 26~36세의 勞動者, 基層年齡標本은 37~47세의 勞動者, 老年勞動者의 標本은 48~60세의 勞動者를 포함한다. 〈表 2〉에서는 模

型의 몇몇 詳述에 대한 推定値들이 全標本에 대해 주어진다.

가. 失業에서 就業으로의 變移에 대한 推定値

여러가지 變數에 대한 推定値를 제시하기 이 전에, 〈表 2〉에 나타난 몇가지의 詳述의 차이 점을 살펴보는 것이 흥미있을 것이다. 이러한 推定이 필요한 근본적인 이유는 外生的 要因을 통제한 후 年齡과 失業期間 사이의 關聯을살펴볼 수 있기 때문이다. 더우기 이것은 尤度값의 변화에 대한 세부적인 점검을 위해서도 사용되었다. 조정된 年齡의 効果는 失業에서 就業으로의 變移에 있어서 分明히 陰의 영향을 주고 있다. 年齡의 陰의 效果는 100으로 나눈 제곱의 연령에 의해 추가적으로 나타났다. 단하나의 常數項으로부터 年齡과(年齡제곱/100)의 경우로의 尤度값의 改善은 중요하다. 賃金項의 추가는 비록 賃金係數가 매우유의하다고 해도 尤度값을 상당히 증가시키지

〈表 1〉 推定에 利用된 變數

變	數	總勤勞者	青 年 層	基層	老齢層
年	龄	38.07	29. 95	41.18	54.88
賃	金(\$)	7. 61	7.35	7. 92	8.41
健	康(%)	0.19	0.15	0.21	0.30
賃金比失業	補助金比率	0.13	0.15	0.21	0.30
旣	婚(%)	0.81	0.77	0.82	0.89
勞 組	加 入(%)	0.28	0. 27	0.26	0.33
南	部(%)	0.15	0.15	0.15	0.16
西	部(%)	0.36	0.38	0.32	0.33
東	部(%)	0.15	0.15	0.15	0.15
非 就 業	期間(日)	120.87	113.35	122.11	152.70
就業期	月 間(日)	214.95	199.28	225.61	244.60
非 就 業	經 驗 數	2 , 122	1,074	526	522
(完	結)	1,431	832	301	298
就	業	2 , 530	1,345	786	399
完	結)	2,013	1, 134	678	301

않았다. 여러 가지 개인의 특성을 포함하면 尤度값은 상당히 증가하는데 이는 하위 Z-統 計에 의해 분명히 확인된다. 이 Z-統計는 세 밀한 점검에 이용된다. 추정은 Kiefer의 檢證 統計로부터 계산되었다.

年齡은 全標本에 대한 推移確率에 대해 전체적으로 減少效果를 지니고 있다. 그것은 처음에는 陽의 效果에서 다음에 陰의 効果를 가지는데, 이 의미는 年齡이 낮은 勞動者는 失業狀態로부터 보다 빨리 離脫한다는 것을 의미한다. 年齡과 年齡제곱/100의 項을 포함하여전체적인 年齡效果는 純陰의 効果를 나타내었다. 年齡變數와 관련된 陰의 係數는 年齡이 당을수록 失業狀態로부터 離脫하기가 어렵다는 것을 가리킨다. 이것은 예상한 결과였다. 그것은 老年勞動者가 새로운 特定企業에서의 적

응을 회피하는 것과 함께 기업들이 老年勞動 者를 雇傭하기 싫어하는 것을 반영한 것일 것 이다. Denver Income Maintenance Experiments(DIME)의 자료를 사용한 Weiner(1982) and Kiefer(1984b)도 年齡이 失業에서 就業으 로의 變移確率에 대해 陰의 効果를 가진다는 것을 발견하였다.

推定된 賃金係數는 賃金이 勞動市場호름의 주요 決定因子라는 것을 제시한다. 陽의 係數는 高賃金의 노동자가 보다 빨리 失業에서 就業으로 이동할 것이라는 것을 의미한다. 혹은 期待賃金이 높을수록, 한 個人은 失業에서 離脫하고자 하는 유인이 커진다는 것이다. 賃金變數의 중요성은 尤度값의 變化에 의해 지지된다. 이러한 발견은 Burdet et al. (1982)의 최근의 勞動供給에서의 動學的 決定模型의 예측

〈表 2〉 非就業으로부터 就業으로의 推移確率(指數分布)

	ζ		推	定値/標準偏	差	
常數	ζ	-2.3461 (0.1179)	-2.7535 (0.5008)			
年 齢	ì		-0.0443 (0.0117)			
年 齢 ² /100)		-0.0230 (0.1017)			
旣 婚				$ \begin{array}{c c} -0.3872 \\ (0.1921) \end{array} $		
健康				$ \begin{array}{c c} -0.6524 \\ (0.1438) \end{array} $	$ \begin{array}{c c} -0.4672 \\ (0.3092) \end{array} $	-0.7287 (0.2485)
勞 組 加 入				4. 2341 (1. 2475)		4. 2462 (2. 1231)
南 部					0. 2435 (0. 1962)	0. 2781 (0. 2016)
西 部					$ \begin{array}{r} -0.1123 \\ (0.01781) \end{array} $	-0.0517 (0.0314)
東部					0. 1432 (0. 0781)	
賃 金						3. 4417 (2. 1177)
賃金比失業補助 金 比 率						-5.5221 (1.6975)
lnL Z		-4552. 28 0. 98	-4423.12 0.65	-4349. 12 0. 80	-4340.17 0.14	-4237.28 0.12

과도 일치한다.

統計的인 非有意性에 의해서도 지적되듯이, 혼인상의 지위는 高等敎育修學 이상인 26세 이 상 백인 남자의 경우 勞動市場흐름에 큰 영향 을 주지 못하다.

전강은 예외적으로 老年勞動者의 移動決定에 영향을 준다. 예측한 것처럼 年齡이 많을 수록 個人이 전강문제를 가질 確率이 높아진다. 이 문제는 老年勞動者가 활발하게 직업을 탐색하거나 경제활동에 참가하는 것을 불가능하게 한다. 週當 失業保險惠澤/週當 賃金으로대치하면, 勞動者가 失業으로부터 推移하는데 상당한 陰의 충격을 갖는다. 勞組는 모든

勞動者에게 陽의 충격을 갖는다. 이것은 雇傭 主들이 자신의 勞組員을 再雇傭하고자 하며, 이러한 절차를 團體協商過程에서 요구한다는 것을 가리킨다.

예측과 달리 地域的「더미」는 일관된 결과를 나타내지 않는다. 예측은 제외된 지역인 中西 部에 대하여 陽의 符號를 보인다는 것이었다. 南部와 東部는 그러한 예측을 확인시켜 주지만, 西部의 失業者들이 失業狀態에서 보다 빨리 離 脫하지 않는 이유는 당장은 분명하지 않다.

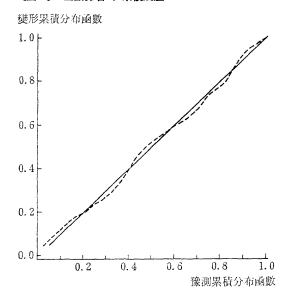
나. 세부적인 진단과 期間依存性

앞에서 제시된 經驗的 結果들은 年齡, 賃金,

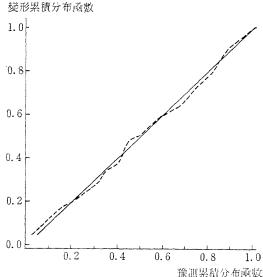
〈表 3〉 非就業으로부터 就業으로의 Weibull 推移確率(、推定值/標準	準偏差)
-----------------------------------	---------	------

變數	總勤勞者	青年層	基層	老齢層
常數	-7.1330 (5.1211)	-2.5723 (1.1729)	-9.8355 (4.3212)	6.8503 (3.2142)
非就業期間	-0.0407 (0.0127)	-0.0117 (0.0147)	-0.0356 (0.0608)	0.0704 (0.0522)
年齡	-0.1107 (0.0412)	-0.5586 (0.2123)	-1.0578 (0.3457)	0. 1853 (0. 0762)
年 齡 ² /100	0.0983 (0.0521)	0.7916 (0.2152)	1. 2480 (0. 1952)	-0.4987 (0.1927)
旣婚	-0.1066 (0.1121)	-0.0777 (0.0467)	-1.8185 (0.8121)	1. 5705 (1. 1214)
健康	0.0927 (0.0321)	0.1027 (0.0521)	0.5084 (0.3831)	-1.6433 (0.4123)
勞 組 加 入	-1.7876 (0.7821)	-2.9679 (0.4127)	-8.9652 (5.9148)	5. 3444 (3. 0127)
南部	0.1699 (0.1421)	-0.1144 (0.0971)	-0.2308 (0.1421)	-0.3784 (0.4121)
西 部	-0.3622 (0.1121)	-0.3573 (0.1487)	-0.4114 (0.2020)	-0.1272 (0.0930)
東部	-0.0782 (0.0371)	-0.0412 (0.0527)	-0.3935 (0.2941)	-0.1231 (0.1421)
賃 金	3.5017 (1.1214)	3. 0477 (1. 2821)	4.5164 (1.9217)	2. 9095 (1. 9782)
賃金比失業補助 金 比 率	-0.7889 (0.3321)	2. 1114 (1. 9321)	-6.5337 (3.9712)	-12.1469 (4.9327)
lnL	-4, 173. 35	-2,753.59	-807.27	-367.57
Z	1.6175	2. 1607	1.0039	1.5653
N	2, 122	1,074	526	522
完結된 期間 	1, 431	832	301	298

[圖 1] 全勤勞者의 累積殘差



[圖 2] 基層勤勞者의 累積残差



그리고 代替率의 變化가 失業期間(혹은 變移率)의 변화를 유도한다는 중요한 증거를 제공해 준다. 相異한 노동활동에 쓰여진 時間의 정태적 分布의 推定値와 그 함의, 그리그 動學的인 「아날로그」(analogues)는 勞動力地位의二狀况 分類가, 兩者의 變移率이 추정절차에 부과된 Markov 構造와 일치한다는 行態上의意味를 가진다는 假定에 의존한다.

이하에서는 推定에 利用한 定型化가 얼마나 설득력을 가지고 있는가를 세가지로 나누어 검 색해 보았다. (1) 殘差의 蓄積分布, (2) 관찰 되지 않은 異質性에 대한 Kiefer의 검증, 그 리고 (3) 期間依存性의 存在를 검증하기 위한 Weibull 危險의 推定 등이다.

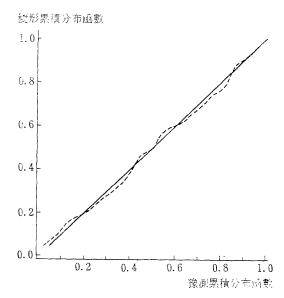
Clark and Summers(1979) 그리고 Kiefer and Neumann(1979, 1980)에 의해 보고된 失業에서 就業으로의 變移에서 期間依存性에 관한 경험적 증거는 이 경우의 Markov假定이 검증되어야만 한다는 점을 제시한다. 期間依

存性의 不在는 완결된 交代期間에 대한 指數分布의 가정과 동일하다. 이러한 가정된 分布로부터의 發散의 効果를 점검하는 가장 단순한 方法은 失業交代에 쓰여진 時間의 蓄積確率과그 豫測值를 살펴보는 것이다. 세부적으로,失業의 蓄積分布는 다음과 같이 주어진다.

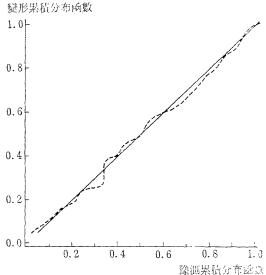
$$Z=F_j(T_j|X)=1-\exp(-T_j(\exp(X_iB_j))$$
$$+\exp(X_iB_j))$$

Kendall and Stuart(1973)은 Z의 分布가 단위 기간동안에 동일하다는 것을 보였다. 이것은 Z가 分類되어 45°線에 대해 점을 찍을 수 있으며, 예를 들어 等分布의 蓄積函數와 模型의 적정성이 시각적인 점검으로 이루어질 수 있다는 것이다. 이와 달리 Burdett et al.(1984)가 제시하였듯이 Kolmogorov-Smirnov檢證 혹은 Chisquare檢證과 같은 형식적인 分布의 檢證도 適合性을 點檢하는 데 응용될 수 있다. 이와 같은 방법으로 두가지의 상이한 상황에 대하여

[圖 3] 靑年層의 累積殘差



〔圖 4〕 老齡層의 累積殘差



交代期間의 分布를 나타낼 수 있다. 시각적인 점점은 失業交代에만 나타나도 충분하므로, Chisquare 檢證과 就業交代에 대한 시각적인 點檢은 여기에서는 제시하지 않았다. 단지 失 業交代에 대한 蓄積殘餘函數만이 全體의 標本 과 各年齡集團에 대해서 [圖 1-4]에 나타나 있다.

모든 경우에 예측된 分布와 실제의 分布는 매우 근접한 선인데 이는 異質性이 존재하지 않음을 가리킨다. 〈表 2〉와〈表 3〉에 나타난 Z-統計는 分布가 동일하다는 假說을 기각시키지 못하게 한다. 이것은 관찰된 특성이라는 條件下에서 失業期間의 分布가 各年齡集團에 대해 指數形態임을 의미한다.

Z-統計는 일반적으로 老年勞動者의 경우에 보다 크다. 이것은 老年勞動者가 若年勞動者에 비해 보다 異質的이라는 것을 가리키는데 그 이유는 아마도 세부적인 人的資本 혹은 기호 의 다양한 蓄積 때문일 것이다. Kiefer(1984b) 와 Sharma(1985)에 의해 보고된 Z-統計와 비교해서 이 推定値들은 상당히 낮다. 이것은 本硏究에서의 標本이 매우 同質的이라는 점을 감안한다면 그다지 놀라운 것은 아니다.

끝으로, Weibull 危險模型의 推定値는 〈表 3〉에 나타나 있는데 이는 失業으로의, 그리고 失業으로부터의 變移에 期間依存性이 存在하는가를 살펴보기 위한 것이다. 指數形態의 위험으로는 期間依存性의 존재를 검증할 수 없기때문에, 計量作業은 Weibull 形態를 사용하여 陽의 혹은 陰의 期間依存性을 갖는가를 살펴보았다. 특정상황에서 時間의 係數가 陽의 符號를 나타내면, 陽의 期間依存性을 의미하며逆도 마찬가지이다. 全體標本에서는 失業狀態에 쓰여진 時間의 係數는 陰이다. 그것은 무시될 정도로 작지만 5%의 有意水準에서 유의하다. 세가지의 各年齡集團에 대하여 符號가老年勞動者에 대해서는 陽으로 바뀐다. 推定值는 동일한 有意水準에서 세가지의 年齡集團

모두에 대해 유의하지 않다. 若年勞動者의 基層勞動者의 경우에 係數는 모두 陰이다. 이와 달리, 時間依存變數의 포함이 유의한가의 여부를 점검하기 위해서 Lagrange 乘數點檢을 실행하였다. 檢證統計는 표본전체에 대하여 0.0463, 若年에 대해 0.2007, 基層勞動者에 대해서 0.3053, 老年에 대해서 0.6877이었다. 이러한 형식적 검증은 유의하지 않은 時間依存의 歸無假說이 기각되지 않음을 가리킨다.

3. 特定年齡의 提供出現率에 있어 서의 推定

이 節에서는 提供出現率이 相異한 年齡集團間에 變化한다고 할 때, 變數의 最尤推定値를 제시한다. 총위험과는 별도로 提供出現率을 추정하기 위해서는 복원된 賃金分布를 갖는 것이 필요하다는 것에 유의할 필요가 있다. 賃金分布에 대한 두 가지의 函數形態가 추정을

여기에서 若年의 標本은 26~36세이며 基層의 標本은 37~47세이다. 앞에서도 언급했듯이 65세 이상의 노동자를 제외하는 이유는 이集團이 보다 낮은 年齡의 勞動者들과 같은 强度로 직업탐색을 한다는 가정은 의심스럽기 때문이다. 이러한 分類의 기준은 약간은 자의적이다. 상이한 연령세분의 결과는 年數에 민감하지 않다. 보통의 縮約型 回歸와는 달리, 위험추정에 있어서 관찰의 단위는 한 노동자가아니라 期間이다. 추정된 값은〈表 4〉와〈表5〉에 나타나 있으며, 그러한 推定變數로부터의 함축된 값은〈表 6〉에 나타나 있다. 이 模型을 추정하기 위해서, 다음의 가정을 한다.

1) 동일한 年齡集團內의 勞動者들은 賃金分 布의 變數에 의하여 동일한 賃金分布에 직면 한다.

〈表 4〉 指數分布 경우의 推定値(推定値/標準偏差)

變	數	總勤勞者	青 年 層	基層	老齢層
λ		0.0119 (0.00021)	0.0105 (0.00019)	$0.0138 \ (0.00024)$	0.0094 (0.00014)
heta	,	0.1412 (0.0029)	0.1473 (0.0054)	0.1466 (0.0064)	$0.1421 \ (0.0032)$
S		0.0019 (0.0001)	0.0021 (0.0009)	0.0016 (0.0001)	0.0007 (0.0002)
c; r=0.05	5	3. 4308 (1. 2128)	2. 6279 (1. 3078)	3. 7295 (1. 3497)	2.7599 (0.9983)
r=0.10)	3.8714 (1.0843)	4. 0111 (1. 6324)	4. 0214 (2. 0123)	3. 6076 (1. 3982)
ω		3. 95	3.63	4.04	4.19
lnL		-9,721.8	-8,798.4	-6,307.6	-6,477.2
N		2, 122	1,074	526	522
完結된 期	間	1, 431	832	301	298

註: λ=日當職業提供率

θ=時間當 賃金分布의 常數

s=日當職離率

c=時間當 探索費用

ω=時間當 留保賃金

- 2) 관찰되지 않은 異質性은 없다. 다른 狀 况으로 옮기기 이전의 대기시간은 指數的으로 분포한다. 狀况은 就業과 失業의 二狀况이 존 재한다.
- 3) 職業提供出現率과 賃金提供은 독립적으로 分布한다.
- 4) 利子率은 주어져 있다. 사용되는 利子率 水準은 r=0.05와 r=0.10의 두 가지이다.

職業提供을 받는 率의 推定値는 賃金分布의 가정된 凾數形態에 대해 매우 민감하다. 이것은 〈表 4〉와〈表 5〉의 각 첫째줄에 명시적으로 나타나 있다. 모든 年齡集團을 종합하여 만일 指數分布가 가정된다면, 提供들(提供出現率의 逆數) 사이의 추정된 시간의 평균길이는 84일이며 그후 30일 동안에 提供을 하나도 받지 못할 확률은 0.4395이다. 일단 하나의 職

業提供이 주어지면, 그것을 받아들일 確率은 0.6050이다. 正規分布의 경우에 推定値는 전 혀 다른 형태로 나타난다. 提供들 사이의 기간 의 평균길이는 126일이며, 그후 30일 동안에 提供을 하나도 받지 못할 確率은 0.5794이다. 그러나 주어진 提供을 받아들일 確率은 급격 히 증가하여 0.9114로 된다. 이러한 推定値는 Flinn and Heckman(1982b)의 若年의 標本에 대한 硏究에서 발견한 것과 일치한다. 그들의 발견은 만일 指數의 模型이 가정되면 提供들 사이의 추정된 시간의 평균길이는 5개월이며 그후 6개월 동안에 提供을 하나도 받지 못할 確率이 0.3이라는 것이다. 그들은 또한 正規 賃金分布의 경우에 提供들 사이의 시간의 평 균길이는 7.5개월이며, 다음의 6개월 동안에 提供을 하나도 받지 못할 確率이 0.45라는 사 실도 제시하였다. 失業期間의 單位를 비교해

〈表 5〉 正規賃金分布의 경우 推定値(推定値/標準偏差)

	總勤勞者	青年層	基層	老齢層
λ	0.0079	0.0084	0.0108	0.0069
	(0.0009)	(0.0003)	(0.0002)	(0.0001)
μ	6. 59	6. 37	7. 08	7. 25
	(1. 4312)	(1. 5832)	(1. 6967)	(1. 9849)
std	1. 2347	1. 2271	1.3119	1.8145
	(0. 0368)	(0. 0287)	(0.0373)	(0.0864)
S	0.0019	0.0021	0.0016	0.0007
	(0.0001)	(0.0009)	(0.0001)	(0.0002)
c; r=0.05	2.1542	1.0978	2.6783	2.5123
	(0.0739)	(0.0629)	(1.0321)	(1.0021)
r=0.10	3. 0428	2. 9171	3. 1445	2. 9872
	(1. 0092)	(1. 0023)	(1. 8341)	(1. 5982)
ω	3. 95	3.63	4.04	4.19
lnL	-8,746.9	−7, 956. 3	-4,219.5	-2,984.2
N	2, 122	1,074	526	522
完結된 期間	1,431	832	301	298

註: λ=日當職業提供率

s=日當離職率

c=時間當 探索費用

ω=時間當 留保賃金

μ=時間當 受諾賃金의 平均

std=時間當 受諾賃金의 標準偏差

보면 指數形態와 正規形態의 賃金分布 사이의 유사성은 놀랄 만한 것이다.

이러한 推定値에 있어 더욱 흥미있는 특징 은 年齡과 提供出現率 사이의 非線型關係이다. 失業으로부터의 離脫하는 條件付 率은 年齡에 대하여 逆의 U字 모양을 나타낸다. 여기에서 推定된 留保賃金이나 가정된 賃金分布의 變數 중 어느 것도 非線型性을 보이지 않는다는 점 은 흥미있는 것이다. 指數(正規)分布의 경우 老年勞動者가 또 다른 提供을 받는데 106.16 (143.93)일이 걸리는 데 반하여 若年勞動者의 경우 95.32(119.05)일밖에 걸리지 않는다. 指 數分布 혹은 正規分布의 경우 모두에서, 老年 勞動者는 보다 적은 職業提供을 받는데도 불 구하고 若年勞動者보다 더 많이 職業提供을 거 절하는 경향이 있다. 이것은 그들의 留保賃金 이 제공되 賃金보다 높다는 것을 의미하며 아 마도 여가에 보다 높은 가치를 두는 이유 때 문일 것이다. 老年勞動者는 若年勞動者에 비 해 提供出現率이 26~40% 낮다.

만일 指數分布가 가정된다면, 若年勞動者의 賃金分布의 平均은 시간당 \$7.28이며 老年勞 動者는 \$7.58이다. 이러한 推定値는 正規分 布의 경우에 얻어지는 推定値보다 약간 높은 데, 正規分布의 경우에는 각각 \$6.37, \$7.25 이다. 관찰된 임금의 實際平均은 시간당 \$7. 35와 \$8.41이다. 이것은 우리가 수락된 임금 액만을 관찰하였기 때문에 관찰된 受諾賃金이 보다 높은 平均을 가진다는 것과 일치한다. 賃金分布의 分散은 年齡에 따라 증가하는 경 향이 있다. 若年勞動者集團의 경우에 시간당 賃金分布의 標準偏差는 \$1.2271인데, 老年勞 動者集團의 경우에는 \$1.8145로 증가한다. 이것은 소득의 분산과 연령 사이의 陽의 關連 을 발견한 Mincer의 주장과도 일치한다⁹⁾. 推 定된 留保賃金도 연령에 따라 비슷하게 증가 함을 보이고 있다. 老年勞動者의 시간당 留保 賃金은 \$4.19로 若年勞動者보다 15.4%가 높

〈表 6〉 推定常數로부터 導出된 變數들

	青年層	基層	老齡層
非就業으로부터의 離脫率	0.0080	0.0097	0.0059
就業으로부터의 離脫率	0.0021	0.0016	0.0007
非 就 業 率 (%)	20.79	14. 16	10.60
期待非就業期間(月)	124.38	103. 20	164.49
實際非就業期間(日)	118.84	123. 20	160.76
向後 30일동안 職業提供을 받을 確率			
指 數 分 布	0.3572	0.2844	0.5217
正 規 分 布	0. 5598	0.4752	0.6209
職業提供들 사이의 平均所要期間			
指數分布	95. 32	72. 25	106.16
正 規 分 布	119.05	92.85	144. 93
주어진 職業을 受諾할 確率			
指數分布	0.766	0.701	0.626
正 規 分 布	0.957	0.886	0.854

⁹⁾ Mincer는 소득분산의 분석으로부터 귀결되는 중요한 결론은 일반적으로 연령에 따라 관찰된 분산의 증가는 한 개인의 근로생애에 있어서 졸업후의 투자의 망설임에 의해 크게 영향받는다고 지적하였다. 졸업후의 투자가 소득의 분산에 미치는 효과에 대한 자세한 것은 Mincer(1974)를 참조.

았는데 基層勞動者에 비해서는 단지 2.2%정 도 높았다. 留保賃金은 관찰된 受諾賃金의 最 低値로 계산된다는 점을 기억해야 한다. 이것 이 同質的인 標本이라고 가정하면 그것은 진 정한 留保賃金의 일치된 推定値이다.

두 가지의 상이한 利子率하에서의 추정된 探 索費用은 〈表 5〉와 〈表 6〉에 나타나 있다. 여 기에서 흥미있는 결과는 兩分布에서 모두 이 자율이 상승할 때 探索費用이 증가한다는 점 이다. 이것은 탐색에 소비된 시간에 의한 時 間費用과 貨幣費用이 모두 利子率의 상승에 따 라 증가함을 의미한다. 探索費用의 推定値는 일반적으로 老年勞動者가 基層勞動者보다 상 대적으로 적은 探索費用을 갖는다는 것을 보 여주고 있다. 예를 들면 正規分布의 경우에, 老年勞動者는 시간당 \$2.5153(2.9872)인 데 반하여 基層勞動者는 \$2.6783(3.1445)의 探索 費用이 주어진 利子率水準 0.05(0.10)%에서 나타나고 있다. 앞에서 언급한 探索費用과 利 子率간의 陽의 關聯을 고려해 볼 때, 老年勞 動者가 높은(낮은) 割引(利子)率을 가지고 있 다면 基層勞動者와 老年勞動者 사이의 격차는 커지게 된다. 이것은 老年勞動者가 탐색경험 이 많기 때문에 비용을 줄일 수 있음을 가리 킨다. 보다 분명한 현상을 위해서는 探索費用 과 利子率의 同時推定이 필요한데 이는 앞으 로의 硏究課題로 남겨 놓는다.

推定値로부터 導出된 값은 〈表 7〉에 나타나

있다. 觀察値는 若年勞動者의 추정기간에 비해 과소평가되었으며, 老年勞動者에 대해서는 과대평가된 것으로 나타났다. 失業率(s/(h+s))은 靜態的인 상황을 가정할 때 失業(h)과 就業(s)으로부터의 離脫率의 推定値로부터 계산할 수 있다. 推定値는 人口調查(Current Population Survey)에서 발표된 것보다 일반적으로 높다. 그러나 分析에서 사용된 標本은 최소한 한번의 失業期間을 경험한 것도 포함한다. 따라서 함축된 값은 失業率보다 높은 것이 당연하다.

要約하면, 특정연령의 提供出現率에 대한 二 狀况 期間模型의 추정에서 다음과 같은 결론 을 얻을 수 있다.

- 1) 推定値는 賃金分布의 函數形態의 가정에 민감하다. 지적해 둘 점은, 최소한 원칙적으로는 賃金分布의 진정한 형태에 대한 사전적지식이 없이는 復原條件을 검증할 수 없다는 점이다. Flinn and Heckman(1982b)이 제시했듯이 어떤 상정된 함수적 가정도 受諾賃金分布를 살핌으로써 점검하는 것이 바람직하다.이러한 검증에서의 문제점은 檢證力에 의한統計的 확인방법이 없다는 것이다.
- 2) 推定된 提供出現率은 年齡과 職業提供出 現率간의 非線型 關係를 나타낸다. 職業提供 出現率은 指數賃金分布와 正規賃金分布에서 모 두 基層勞動者가 老年勞動者에 비해 크다.
 - 3) 留保賃金은 年齡에 따라 증가한다.

〈表 7〉 年齡階層別	非就業期間의	決定要困
-------------	--------	------

年齡階層	期待非就業期間(日)	日當 職業提供率		주어진 受諾할	職業皇 確率	留保賃金
		指數分布	正規分布	指數分布	正規分布	時間當(\$)
基層年齢層 老 齢 層	103. 09 169. 49	0.0138 0.0094	0.0108 0.0069	0. 7011 0. 6261	0. 8861 0. 8542	4. 04 4. 19

- 4) 老年勞動者는 基層勞動者에 비해 探索費 用이 적다.
- 5) 賃金分布의 平均과 分散은 年齡에 따라 증가한다.

4. 「시뮬레이션」

《表 4》에서 〈表 6》까지의 推定된 係數를 사용하여 提供出現率, 留保賃金, 그리고 賃金分布의 變數의 변화가 期間에 미치는 効果를 「시물레이션」할 수 있다. Mortensen(1983)에 의해서 지적되었듯이, 提供出現率이나 賃金分布의 變數와 같은 需要側面의 要因은 期待失業期間에 대해 直・間接의 効果를 가지고 있다.直接効果는 留保賃金을 일정하게 할 경우에 有効하다. 間接効果는 留保賃金의 변화에 의해유발된 効果이다. 總効果는 直接効果와 間接効果의 습이다.

여기서는 直接期間効果와 總期間効果에 대 한 자료를 제시한다.

直接効果를 「시뮬레이션」함에 있어서 다음과 같은 문제를 중심으로 살펴보았다.

1) 老年勞動者의 留保賃金과 賃金分布가 불 범이고, 職業提供出現率이 基層年齡勞動者¹⁰

- 와 같다면, 老年勞動者의 期待失業期間은 어 떻게 될 것인가?
- 2) 老年勞動者의 提供出現率과 賃金分布가 불번이고, 留保賃金이 基層年齡勞動者와 같다 면, 老年勞動者의 期待失業期間은 어떻게 될 것인가?
- 3) 老年勞動者의 提供出現率,留保賃金,그리고 賃金分布의 標準偏差가 불변이고,賃金分布의 平均이 基層勞動者와 같다면,老年勞動者의 期待失業期間은 어떻게 될 것인가?
- 4) 老年勞動者의 留保賃金, 提供出現率 그리고 賃金分布의 평균이 불변이고 賃金分布의 평균이 불변이고 賃金分布의 標準偏差가 基層年齡勞動者와 같다면, 老年勞動者의 期待失業期間은 어떻게 될 것인가?

《表 7〉은 「시물레이션」에 사용된 자료를 나타내며 《表 8〉은 그 결과이다. 《表 8〉은 提供出現率의 차이가 老年勞動者와 基層年齡勞動者의 失業期間 차이의 중요한 원인임을 지적해준다. 老年勞動者의 期待期間은 169.49일이고基層年齡勞動者의 期待期間은 103일임에 유의할 필요가 있다. 老年勞動者의 提供出現率을基層年齡勞動者의 수준으로 감소시키면 老年勞動者의 기간은 169.49일에서 116.28일(指數

〈表 8〉 非就業期間의 決定要困에 관한「시뮬레이션」결과

老齡勤勞者의 期待非就業期間	指數分布	正規分布
老齡勤勞者의 職業提供率, 留保賃金, 賃金分布常數의 변화가	169.49	169.49
없는 경우		
老齡勤勞者의 職業提供率이 基層勤勞者와 같을 경우	116.28	108.7
老齡勤勞者의 留保賃金이 基層勤勞者와 같을 경우	140.85	149. 25
老齡勤勞者 賃金分布의 平均値가 基層勤勞者의 같을 경우	-	165.42
老齡勤勞者 賃金分布의 標準偏差가 基層勤勞者와 같을 경우	-	163.04

¹⁰⁾ 本研究에서는 若年勞動者의 실업기간의 변화에 대한 노년노동자의 실업기간의 변화의 「시뮬레이션」결과는 보고하지 않는다. 그 이유는 若年勞動者「시뮬레이션」은 특이한 결과를 제공하지도 않으면서 논의만을 복잡하게 하기 때문이다.

分布) 혹은 108.7일(正規分布)로 감소된다. 다른 변화는 그리 급격하지 않다. 留保賃金을 基層年齡勞動者의 수준으로 감소시키면, 老年勞動者의 실업기간은 169.49일에서 140.85일(指數分布) 혹은 149.25일(正規分布)로 감소된다. 늘랍게도 賃金分布의 變數의 변화는 기간에 대해 무시할 정도의 효과를 보이고 있다.

〈表 8〉에 나타난 直接効果는 전체적으로 만 족스럽지 못한데 그 이유는 留保賃金을 고정 된 것으로 처리했기 때문이다. 앞에서의 理論 模型에서 논의했듯이 留保賃金은 提供出現率 과 賃金分布의 變數의 函數이다. 總効果를 평 가하기 위해서는, 提供出現率이 변할 경우에 구해지는 留保賃金을 계산해야 한다. 〈表 9〉는 [시뮬레이션]의 결과를 제시하고 있다.〈表 9〉 는 提供出現率의 차이가 老年勞動者의 基層年 齡勞動者間의 실업기간 차이의 중요한 원인임 을 지적하고 있다. 〈表 9〉의 둘째행은 基層年 齡勞動者의 提供出現率이 老年勞動者의 留保賃 金에 미치는 効果, 세째행은 주어진 職業提供 을 받아들이는 確率에 의한 결과를 의미한다. 마지막으로 네째행은 提供出現率의 변화가 老 年勞動者의 期待失業期間에 미치는 純効果를 나타내고 있다. 이 효과는 老年勞動者에 대한 새로운 留保賃金을 사용하여 尤度函數를 재추 정하여 계산하였다.

提供出現率의 변화가 留保賃金에 미치는 一回的 効果는 예측된 바와 같이 陽이다. 그러나 効果의 크기는 相對的으로 작다. 예를 들어 老年勞動者의 留保賃金은, 提供出現率이基層勞動者의 수준까지 증가할 경우에, 6% 증가한다. 留保賃金의 증가로 老年勞動者는 전보다 더 많이 직업을 거절한다. 주어진 직업제공을 받아들일 確率은 基層年齡勞動者의提供出現率의 변화에 따라 5.8% 증가했다.

提供出現率의 변화가 老年勞動者의 期待失業期間에 미치는 순효과는 직접 시뮬레이트 된효과보다 약 30~40%가 작다. 이것은 일관성이 있는 데 그 이유는 직접효과는 提供出現率의 변화가 留保賃金의 변화에 의해 유발된 기대기간에 미치는 陽의 効果를 포함하지 않기때문이다.

提供出現率의 변화가 기대기간에 미치는 構造的 効果의 경로는 다음과 같다. 老年勞動者가 基層年齡勞動者의 提供出現率에 직면하고 있다고 가정하면 老年勞動者는 留保賃金을 \$4.19에서 \$4.44로 증가시킬 것으로 기대되는데,이는 市場狀況에 대한 새로운 평가를 반영하는 것이다. 그러나 提供出現率變化의 직접효과는 이러한 陽의 効果를 과대평가하는기대실업기간을 감소시키는데 이는 提供出現率의 변화가 留保賃金에 주는 효과에 의해 유

〈表 9〉 職業提供率 변화에 따른 構造的「시뮬레이션」결과

老齡의 勤勞者가 基層勤勞者와 같 은 비율로 직업을 제공받는 경우	留保賃金에 미치는 영향 (\$)	영향 提供된 職業을 受諾 確率에 미치는 효과		期待非就業 치는 효과	
		指 數 分 布	正規分布	指數分布	正規分布
基層勤勞者 變化率(%)	$egin{array}{c} 4.44 \ +6.0 \end{array}$	0. 577 -5. 8	0.802 -5.9	124. 42 -24. 4	115. 22 -30. 0

註:변화율은 추정된 값과「시뮬레이션」한 값을 비교, 계산한 것임.

발된 것이다. 直接効果만의 의미는 가정된 指 數(正規)賃金分布에 따라서 期待失業期間이 164.49일에서 124.42(115.22)일로 감소되는 것이다. 이것은 추정된 老年勞動者의 期待失 業期間의 45~56% 정도를 설명해 준다. 이러 한 큰 直接効果는 留保賃金의 증가와 그것이 기간에 미치는 効果에 의해 부분적으로 상쇄 된다. 시뮬레이션 分析의 결과는 老年勞動者 의 장기 실업기간을 감소시키는 적절한 정책 이 이 年齡集團에 적합한 새로운 직업의 창출 이어야 함을 강하게 제시하고 있다. 市場이나 留保賃金의 점진적인 조정은 실업기간을 다기 간에 감소시킬 수 없으며 노동자의 最適化決 定의 자기조정적 메카니즘에 의한 불필요한 경 제적 어려움을 가리킨다. 職業創出은 斜陽產 業에서 격리된 老年勞動者의 적절한 교육정책 도 포함한다. 基層年齡勞動者의 경우와 달리, 실업보조의 증가, 번번한 실업혜택이 그들의 경제적 부담을 경감시키는 수단이 될 수 있는 데, 그 이유는 그들이 代替職業을 찾는 기회 가 본질적으로 낮기 때문이다.

V. 要約斗 結論

本研究는 年齡集團의 차이에 따른 失業期間의 차이에 대한 원인을 分析하였다. 老年勞動者의 失業期間이 보다 장기적이라는 데 대한 논의는 현존의 문헌에서는 적절하게 언급되지 못하였다. 전통적인 勞動供給分析은 일반적으로 勞動市場의 貯量的 側面만을 다루고 있다. 勞動市場의 보다 効率的인 分析과 적절한 勞動政策은 勞動市場을 連續的인 流量으로 봄으

로써 달성될 수 있다고 주장되어져 왔다. 그 러나 短期間의 번번한 失業의 의미는 特定集 團의 노동자, 특히, 老年勞動者의 후생의 척 도를 혼동시킨다. 老年失業의 후생적 측면은 만일 우리가 전체적인 장기의 실업기간과 失 業에서 就業으로의 變移에 대한 年齡의 陰의 効果를 고려한다면, 보다 명확해진다. 조기은 퇴에 있어서 年金, 貯蓄과 社會保障의 중요성 을 강조하고 있으나, 老年勞動者가 일단 失業 을 하면 失業期間이 長期化하는 원인에 주의 를 기울이는 연구자는 거의 없다. 期間에 대 한 분석으로서 "選擇"에 대한 경험적인 分析 은 직업탐색에 있어서 잘 발전된 統計理論에 기초해 왔다. 失業狀態로 남는 사람들은 그렇 게 하는 것이 매력적이기 때문에 그러한 선택 을 한다고 주장되어 왔다. 과거의 失業分析은 就業을 하기까지 필요한 시간의 길이와 그로 인해 얻어지는 賃金에 초점을 두었다. 특히 分 析은 예를 들어 失業保險(UI)이 職業探索過 程에 미치는 결과와 같은 프로그램의 효과를 측정하는 데에 초점을 두어 왔다. 失業保險의 의욕억제효과에 관한 많은 연구들은 明示的으 로든 默示的으로든 한 개인이 마지막으로 하 나를 선택하기 전에 잠재적 직업제공의 적정 수를 표본으로 선택한다는 職業探索의 理論的 模型에 기초해 왔다. 그러나 이러한 연구들은 특정의 노동자, 특히 老年勞動者에 있어서 職 業提供出現率이 체계적으로 낮을 가능성에 대 해서는 명시적으로 고려하지 않았다. 요컨대, 문헌에서는 雇傭主의 勞動需要를 반영하여 職 業提供出現率의 격차를 설명하려는 시도가 거 의 없었다는 것이다.

本硏究에서 職業探索理論을 근본적인 理論 模型으로서 사용한 이유는 몇가지가 있다. 첫 째, 職業探索理論의 사용으로 勞動離職을 確率的 현상으로 볼 수 있으며 따라서 不確實한 狀况下에서 勞動者의 行態를 명시적으로 分析할 수 있다. 둘째, 理論的 探索模型은 合理的인 假定의 집합하에서 期間模型의 경험적 논의와 일관성있게 관련되어 있다. 마지막으로,決定理論模型은 실업기간의 전통적인 縮約型分析과 비교해 볼 때 勞動市場歷史의 구조적인 해석이 가능하다는 것이다.

만일에 우리가 어떠한 政策프로그램이 老年 勞動者의 勞動市場行態에 미치는 効果를 측정 하고자 한다면, 우리는 縮約型과의 관련보다 는 근보적인 구조적 관계를 확인해야 하는데, 그것은 필연적으로 개인특성의 차이와 市場機 會의 차이를 혼동하게 한다. 이러한 목적에 가 장 적합한 실증적 방법이 危險分析이므로, 本 硏究는 危險模型의 여러 가지의 상술을 사용 하였다. 本研究에서는 年齡이 失業의 長期化 에 미치는 効果를 分析하기 위하여 二狀況 失 業期間模型의 計量的 설명을 제시하였다. 째, 本硏究는 기본적 危險模型을 제시하였으 며, 다음에 특정형태의 賃金分布를 사용하여 基本模型을 정치화시켰다. 模型은 Tuma et al. (1980)와 Flinn and Heckman(1982b)를 따라 個人은 언제나 就業되거나 失業되는***) 두 狀況 에 직면한다고 가정하였다. 따라서 여기에서 의 模型은 Burdett et al.에 의해 개발된 多狀 況 動學模型의 특수한 경우이다. 여기에서 제 시된 模型은 쉽게 三狀況 模型으로 확장될 수

있다. 그러나 관심의 초점은 노년의 은퇴행동에 있는 것이 아니므로, 非經濟活動參加의 상황은 分析에서 제외시켰다. 模型은 構造的 模型으로 일반적인 靜態的 縮約型 失業期間模型이나 狀况占有의 確率模型과는 다르다.

二狀況 失業期間의 理論模型은 老年勞動者의 失業期間은, 만일 (1) 職業提供出現率이 낮을 수록, (2) 賃金分布의 평균이 클수록, (3) 探 索費用과 利子率이 老年勞動者에게서 낮을수 록, log-concave 賃金分布를 가정한다면, 더 길 어진다고 예측하였다. 실증적 연구의 특수한 과제는 (1) 若年勞動者와 老年勞動者에 대한 職業提供出現率, (2) 그들의 留保賃金, (3) 賃 金分布의 變數, (4) 상이한 年齡集團의 探索 費用 등이다. 여기서 利子率은 주어진 것으로 가정되었다.

이려한 變數의 推定에는 많은 정보가 요구된다. 개인의 留保賃金이 알려져 있지 않거나, 職業提供出現率에 대한 명시적인 정보가 없다면, 模型은 일반적으로 모든 變數를 확인할 수없다. 문헌에서는 이러한 문제를 해결하는 두가지의 방법이 제안되었다. 하나의 방법은 모든 노동자에 대하여 동일한 職業提供出現率을가정하고 危險函數의 決定要因을 추정하는 것이다(Burdett et al, 1984). 이 방법을 사용하여, 本研究는 우선 年齡變數를 포함하는 危險函數의 係數를 추정하였다. 그것은 年齡과 失業一探索期間 사이의 관찰된 陽의 관계를 확인시켜 주었다.

이 模型이 동일한 職業提供出現率을 가정했 기 때문에, 危險函數와 분리시켜서 職業提供 出現率을 확인할 수는 없다.

Flinn and Heckman(1982b)이 제시한 두번 째의 방법은 同質的인 勞動者集團에 대해서 동

¹¹⁾ 최근에는 실업과 비경제활동참가사이의 구별이 상당히 주의를 곤다. clark and Summers(1979)는 실업/비경제활동 참가의 구별이 의미가 없다고 주장하였다. 그러나 Flinn and Heckman(1983)은 두 상황은 형태적으로 구분이 분명하다는 것을 발견하였다. Burdett et al.(1984)는 실업과 비경제활동참가를 구분하는 3狀況위험모형을 추정하였다.

일한 계층의 賃金分布를 가정하고서, degenerate 確率變數로서 集團留保賃金을 추정하는데, 추정된 임금이 진정한 업保賃金인 것처럼 취급한다. 일단 관찰된 最低受諾賃金에 의해 留保賃金이 추정되고 나면, 나머지의 추정은이 留保賃金을 尤度函數에 삽입하여 집중된 尤度函數를 추정한다.

Empoyment Opportunities Project Pilots (EOPP)의 자료가 추정을 위해서 사용되었다. "관찰되지 않은 異質性"의 문제를 회피하기 위해서, 模型은 同質的인 표본관찰을 사용하여 설정되었다. 本研究는 또한 Kiefer(1984)에 의해 개발된 點數統計를 사용하여 관찰되지 않은 異質性의 존재를 검증하였다.

本論文은 長期 失業期間의 구조적 원인을 分析하기 위하여 경험적 期間模型의 몇가지 定型化를 시도했다. 年齡不變의 提供出現率을 가정한 最尤推定値는 일반적으로 연령과 失業期間 사이의 관찰된 陽의 횡단면 관련을 확인시켜 주었다.

特定年齡의 提供出現率에 대한 最尤推定値 는 다음과 같이 요약된다.

- 1. 推定値는 제공된 賃金分布의 函數形態의 가정에 대해 민감했다.
- 2. 推定된 提供出現率은 연령과 職業提供出 現率간의 非線型관계를 지적했다. 職業提供出 現率은 指數賃金分布와 正規賃金分布에서 모 두 老年勞動者에 비해 基層勞動者가 높았다.
- 3. 留保賃金은 연령에 따라 증가했다. 老年 勞動者는 풍부한 경험과 정보로 인해 探索費 用이 낮은 경향을 지녔다.
 - 4. 賃金分布의 平均과 分散은 年齡에 따라

증가했다.

경험적 결과에 의해 다음과 같은 질문에 대답할 수 있게 되었다. 職業提供出現率의 변화가 상이한 年齡集團간의 상이한 失業期間의 길이에 얼마나 기여하는가? 老年勞動者의 失業期間은 만일 提供出現率이 若年勞動者의 그것과 동일하다면 얼마나 변화하는가? 推定된係數를 사용하여 本論文에서는 職業提供出現率,留保賃金,그리고 賃金分布의 變數를 基層年齡勞動者의 값으로 대치하여 변화시킴으로서 期間效果를 「시뮬레이션」하였다. 「시뮬레이션」에서 提供出現率의 차이가 老年勞動者의 보層勞動者의 失業期間 차이의 중요한 원인임을 제시하였다.

基層年齡勞動者의 경우와 달리 失業補助의 증가, 빈번한 失業惠澤 등이 그들의 경제적 부담을 경감시키는 유효한 수단이 될 수 없는데, 그 이유는 그들이 본질적으로 대체적 직업을 찾는 기회가 낮기 때문이다.

推定은 期間과 賃金分布에 관한 특정의 母數的 構造에 대한 엄격한 가정을 필요로 한다. 이러한 결과를 얼마만큼 일반화할 수 있는가에 대해서는 대답되지 않았다. 다음의 연구에서 賃金과 期間에 대한 다른 分布의 형태가 추구될 것이다. 또한 需要要因과 供給要因이 상호 작용하는 均衡模型을 발전시킬 필요도 있다.

本研究의 확장은 동일한 模型을 상이한 階層의 勞動者 예를 들어 男性과 女性, 혹은 非熟練勞動者에게 적용시키는 것이다. 이렇게 함으로써 다양한 勞動者集團의 상이한 勞動市場行態에 대하여 보다 많이 이해할 수 있을 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

- Abramowitz, M. and I.A. Stegun, (eds.)

 Handbook of Mathematical Functions

 Dover, New York. 1965.
- Akerlof, G.A. and B.G.M. Main, "Unemployment Spells and Unemployment Experience." *American Economic Review* 70: 1980 pp. 885~93.
- Amemiya, T., "Regression Analysis When the Dependent Variable Is Truncated Normal." *Econometrica* 41(5): 1973. pp. 997~1016.
- Ashenfelter, Orley, "Discrete Choice in Labor Supply: The Determinants of Participation in the Seattle and Denver Income Maintenance Experiments." Princeton University, Industrial Relations Section Working Paper No. 136, 1980.
- Axelsson, R. and K.G. Löfgren, "TheDemand for Labor and Search Activity in the Swedish Labor Market." *European Eco*nomic Review 9: 1977, pp. 345~59.
- Azariadis, C., "Implicit Contracts and Unemployment Equilibria." *Journal of Political Economy* 83: 1975, pp. 1183~1202.
- Barron, J.M., "Search in the Labor Market and the Duration of Unemployment: Some Empirical Evidence." *American Economic Review* 65: 1975, pp. 934~42.
- Björklund, A. and B. Holmlund, "The Duration of Unemployment and Unexpected Inflation: An Empirical Analysis." American Economic Review 70: 1980, pp. 742~53.
- Burdett, Kenneth, "Notes on Steady States."

 Mimeo., Department of Economics, Cor-

- nell University. 1983.
- G.R. Neumann, "Earnings, Unemployment, and the Allocation of Time Over Time." Working Paper, Cornell University. 1984.
- under Uncertainty." In R. Ehrenberg, ed., Research in Labor Economics. Vol. 2. JAI Press, London, Conn. 1978, pp. 109~57.
- Burdett, K. and D.T. Mortensen, "Search, Layoffs, and Labor Market Equilibrium." *Journal of Political Economy* 88: 1980, pp. 653-72.
- ______, and J. Ondrich "How Changes in Labor Demand Affect Unemployed Workers." Social Systems Research Institute, University of Wisconsin-Madison. 1980.
- Carlson, J. and M.W. Horrigan, "The Duration of Unemployment: How Should It Be Viewed?" Working Paper, Purdue University. 1982.
- Chang Hyun-Joon, "The Theory of Involuntary Unemployment Reconsidered." M.A. thesis, Illinois State University, Normal, Ill. 1979.
- , "Causes of Longer Duration of Unemployment Spell: Choice or Chance?" Working Paper, Cornell University. 1984.
- Chirinko, R.S., "An Empirical Investigation of the Returns to Job Search." Discussion Paper No. 452, Center for Mathematical. Studies in Economics and Management.

- Science, Northwestern University. 1980.
- Clark, K.B. and L.H. Summers, "Labor Market Dynamics and Unemployment: A Reconsideration." *Brookings Papers on Economic Activity* 1: 1979, pp. 13~60.
- Coleman, T.S., "A Dynamic Model of Labor Supply under Uncertainty." Working Paper, University of Chicago. 1980.
- Danforth, J., "On the Role of Consumption and Decreasing Absolute Risk Aversion in the Theory of Job Search." In S. Lippman and J. McCall eds., Studies in the Economics of Search. North Holland, Amsterdam. 1979.
- Diamond, P.A. and E. Maskin, "An Equilibrium Analysis of Search and Breach of Contract: I Steady States." *Bell Journal of Economics* 10: 1979, pp. 282~316.
- Ehrenberg, R.G., "The Demographic Structure of Unemployment Rates and Labor Market Transition Probabilities." In R. Ehrenberg, ed., Research in Labor Economics. Vol. 3. JAI Press, London: 1980, pp. 241~81.
- Insurance, Duration of Unemployment, and Subsequent Wage Gain." American Economic Review 66: 1976, pp. 754-66.
- Ellwood, D. "Teenage Unemployment: Temporary Scar or Permanent Blemish."
 N.B.E.R. Working Paper No. 399. 1979.
- Feinberg, R., "Search in the Labor Market and the Duration of Unemployment: A Note." American Economic Review 67: 1977, pp. 1011~13.
- Feldstein, M.S., "Temporary Layoffs in the Theory of Unemployment." *Journal of Political Economy* 84: 1976, pp. 937~57.
- Flinn, C. and J. Heckman, "Models for the Analysis of Labor Force Dynamics." In Advances in Econometrics Vol. 1. JAI

- Press, London: 1982a, pp. 35~95.
- for Analyzing Structural Models of Labor Force Dynamics." *Journal of Econometrics* 18: 1982b, pp. 115~168.
- Flinn, C. and J. Heckman, "Are Unemployment and Out of Labor Force Behaviorly Distinct Labor Force States?" *Journal of Labor Economics* 1: 1983, pp. 28~42.
- Forsund, F. and C. Lovell, P. Schmitt, "A Survey of Frontier Production Function and Their Relationship to Efficiency Measurement." *Journal of Econometrics* 13:1980, pp. 5~25.
- Galambos, J., The Asymptotic Theory of Extreme Order Statistics. Wiley, New York, 1978.
- Goldberger, Arthur S., "Abnormal Selection Bias." Working Paper No. 8006. Social Systems Research Institute, University of Wisconsin-Madison. 1980.
- Greene, W., "The Maximum Likelihood Estimation of Economic Frontier Functions." *Journal of Econometrics* 13(1): 1980, pp. 27~56.
- Gronau, Reuben, "Information and Frictional Unemployment." *American Economic Review* 60: 1971, pp. 290~301.
- ______, "Wage Comparision—a Selectivity
 Bias." Journal of Political Economy 82
 (6):1974, pp. 1119~43.
- Hanoch, Giora and Marjorie Honig, "Retirement, Wages and Labor Supply of the Elderly." *Journal of Labor Economics* 1 (2):1983, pp. 74~85.
- Heckman, J., "The Incidental Parameters
 Problems and the Problem of Initial
 Conditions in Estimating Discrete TimeDiscrete Data Stochastic Process and
 Some Monte Carlo Evidence." In C.
 Manski and D. McFadden eds., Struc-

- tural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications. MIT Press, Cambridge. 1981.
- Heckman, J., "Heterogeneity and State Dependence." In S.Rosen ed., Conference on Labor Markets. University of Chicago Press, Chicago, 1981.
- ______, and B. Singer, "The Identification Problem in Econometric Models for Duration Data." In W. Hildenbrand ed., Advances in Econometrics: Proceedings of World Meetings of the Econometric Society, 1980. Cambridge University Press, Cambridge. 1982.
- Hughes, J.J. and R. Perlman, The Economics of Unemployment. Cambridge University Press, New York, 1984.
- Hutchens, Robert, "Hiring Older Workers: The Effect of Long-Term Implicit Contracts." Working Paper, Cornell University, 1984.
- Jovanovic, Boyan, "Firm-Specific Capital and Turnover." *Journal of Political Economy* 87(6): 1979, pp. 1246~61.
- ______, "Matching, Turnover, and Unemployment." Paper presented to the Labor Conference, University of Aarhus, Denmark, 1982.
- Kaitz, Hyman B., "Analyzing the Lengths of Spells of Unemployment." *Monthly Labor Review* 93: 1970, pp. 11~20.
- Kalbfleish, J. and R. Prentice, *The Statistical Analysis of Failure Time Data*. Wiley, New York, 1980.
- Kendall, S.M. and A. Stuart, *The Advance Theory of Statistics*. Vol. 1. 4th ed., Charles Griffen and Co., London, 1977.
- Kiefer, Nicholas, "A Simple Test for Heterogeneity in Exponential Models of Duration." *Journal of Labor Economics* 2: 1984a, pp. 539~49.

- pirical Model of Labor Turnover." Working Paper, Cornell University, 1984b.
 - , and George Neumann, "An Empirical Job Search Model with a Test of the Constant Reservation Wage Hypothesis." *Journal of Political Economy* 87 (1): 1979, pp. 89~108.
- _______, and Neumann, George. "Individual Effects in a Nonlinear Model: Explicit Treatment of Heterogeneity in the Empirical Job Search Model." Econometrica 49:1981. Lancaster, T. 1983. "Generalized Residuals and Heterogeneous Duration Models: with Applications to the Weibull Model." Working Paper, University of Hull.
- Lancaster, T. and S. Nickell, "The Analysis of Reemployment Probabilities for the Unemployed." *Journal of Royal Statistical Society*, series A: 1980, pp. 141~65.
- Layard, R. and G. Psacharopoulas, "The Screening Hypothesis and the Returns to Education." Journal of Political Economy 82:1974, pp. 985~98; Lazear, E.P. "Agency, Earnings Profiles, Productivity, and Hours Restrictions." American Economic Review 71:1981, pp. 606~620.
- Lippman, S. and J. McCall, "The Economics of Search: A Survey, Part I." *Economic Inquiry* 14: 1976a, pp. 155~89.
- my." Journal of Economic Theory 12: 1976b, pp. 369~90.
- Lucas, Robert F., "Unemployment Policy." In Studies in Business Cycle Theory. Basil Blackwell, Oxford, 1981.
- Lucas, F. and F. Prescott, "Equilibrium Search and Unemployment." *Journal of Economic Theory* 7: 1974, 188~209.
- Marston, S., "Employment Instability and

- High Unemployment Rates." Brookings Papers on Economic Activity 7:1976, pp. 169~203. Mincer, Jacob. Schoolings, Experience, and Earnings. Columbia University Press, New York, 1974.
- Mortensen, Dale T., "Specific Human Capital and Labor Turnover." *Bell Journal of Economics* 9:1978, pp. 572~86.
- Mortensen, Dale T., "Choice or Chance: A Structural Interpretation of Individual Labor Market Histories." Paper presented at the workshop on Labor Market Dynamics, Arhus, Denmark, 1982.
- Mortensen, Dale T., "Job Search and Labor Market Analyses." Working Paper, Northwestern University, 1984.
- Muss, Lars, "Specification and Estimation of Models of Duration Processes: The Fixed Effects Case." Working Paper, Northwestern University, 1981.
- Nickell, S., "Estimating the Probability of Leaving Unemployment." *Econometrica* 47(5): 1979, pp. 1249~66.
- Olsen, R.J. and G. Farkas, "Utility Maximization and Dynamic Employment Models:
 Black Youth Unemployment in the Public and Private Sectors." Paper presented at the Winter 1981 North American Meeting of the Econometric Society, Washington, D.C. 1981.
- Pratt, J., "Concavity of the Log Likelihood."

 Journal of American Statistical Association 76: 1981, pp. 103~106.
- Rosenfeld, C., "Job Search of the Unemployed." Monthly Labor review 100: 1977,

- pp. $39 \sim 43$.
- Rothschild, M.; Stiglitz, J.E. "Increasing Risk I: ADefinition." *Journal of Economic Theory* 2:1970, pp. 225~243.
- Seater, J., "Job Search and Vacancy Contacts." *American Economic Review* 69: 1979, pp. 411~19.
- Sharma, S., "Individual Labor Market Histories: A Semi-Markov Theory." Working Paper, Cornell nUiversity, 1984.
- Tuma, N. and M.T. Hannan, "Approaches to the Censoring Problem in Analysis of Event 'Histories." In KSchuessler ed., Sociological Method. ology. Jossey Bass, San Francisco, 1979.
- Tuma, Nancy B. and P.K. Robins, "A Dynamic Model of Employment Behavior: An Application to the Seattle and Denver Income Maintenance Experiments." *Econometrics* 48(4): 1980, pp. 1031~52.
- Weiner, S.E., 1982. "A Survival Anelysis of Black/White Labor Market Flows: Adult Men and Adult Women." Working Paper, Northwestern University. 1982.
- Wilson, C., "Equilibrium Wage Distributions." Unpublished Manuscript, University of Wisconsisn, Madison, 1980.
- Yoon Bong Joon, "A Model of Unemployment Duration with Variable Search Intensity." *Review of Economics and Statistics* 63: 1981, pp. 559~609.
- , "A Nonstationary Hazard Model of Unemployment Duration." Working Paper, State University of New York at Binghamton, 1984.

教育目的税의 運營實態와 向後發展方向

金 明 淑

- I. 序 論
- Ⅱ. 現行教育稅의 運營實態
- Ⅲ. 教育目的税의 向後發展方向

I. 序 論

1970年代의 급속한 經濟成長 過程에서 상대적으로 크게 낙후된 教育部門의 革新을 日的으로 1982年부터 時限附 臨時目的稅인 教育稅가 徵收되고 있다. 教育稅 徵收 이후 文教豫 簿이 크게 확대되어 계속해서 政府豫算의 20%이상을 차지하고 있다. 이제 教育稅가 徵收되기 시작한 자도 만 4年이 지나 약속된 教育稅의 時限滿了가 1年도 남지 않았다. 이러한 時點에서 教育稅 時限이 끝나는 1986年 이후의教育財政擴充方案이 關係當局을 중심으로 활발하檢討되고 있으며, 그 중에서 第6次5個年計劃期間인 1987~91年의 5年間에 한하여教育稅를 한번 더 延長하는 方案이 가장 現實

筆者:韓國開發研究院 研究委員

性이 있는 代案으로 받아들여지고 있다.

그동안 教育稅 運用에 관한 인식의 부족으로 教育稅의 관련하여 그릇된 論議가 없지 않았다. 本稿의 目的은 教育稅의 運用實態를 分析 함으로써 教育稅에 대한 理解를 增進시키는 한 편 더 나아가서 教育財政 全盤의 觀點에서 教 育目的稅의 發展方向을 提示하는 데에 있다. 다음의 第Ⅱ章에서는 教育稅의 徵收現况을 檢 討하고, 教育稅의 地方教育投資擴大效果를 分析하며, 教育稅 運用上의 問題點을 要約한다. 그리고 第Ⅲ章에서 教育目的稅의 向後發展方向을 提示한다.

Ⅱ. 現行教育稅의 運營實態

1. 教育稅의 徵收現况

가. 徴收形態

教育税는 時限附 臨時目的税 로서 ユ 徴收期

〈表 1〉 教育稅의 課稅標準과 稅率

	課 稅 標 準	稅 率
1	所得稅法의 規定에 의한 分離課稅 利子所得金額 또는 分離課稅 配當所得金額	100分의 5
2	酒稅法의 規定에 의하여 納付하여야 할 酒稅額(濁酒, 藥酒 및 燒酒에 대한 것은 除外)	100分의 10
3	제조담배의 賣渡價格(輸出用담배, 敎育稅를 包含하지 아니한 價格이 280원 미만인 담배에 대한 것은 除外)	100分의 10
4	金融・保險業者의 收益金額	1,000分의 5

限이 1982年 1月 1日부터 1986年 12月 31日까지로 規定되어 있으며 그 課稅標準과 稅率은 〈表 1〉에 제시된 바와 같다. 敎育稅의 徵收形態와 관련하여 特記할 만한 사항을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 원배 國會에 상정된 政府의 教育稅 試案에서는 財產稅에 대한 附加課稅(6大都市에限함)가 포함되어 있었으나 國會審議過程에서財產稅 負擔의 급격한 증가를 우려하여 삭제되었으며, 이를 代身하여 附加價值稅 導入當時課稅對象에서 빠진 保險・金融業의 收入金額에 대한 課稅가 추가로 포함되었다. 英國을비롯하여 地方自治가 실시되고 있는 많은 나라에 있어서 初・中等教育財源으로서의 財產稅의 역할이 중요시되고 있는데 이는 初・中等教育財源이 주로 地方財源으로 구성되어 있는 가운데 財產稅가 地方稅의 주축을 이루고있기 때문이다.

둘째, 담배賣渡價格에 대한 敎育稅 課稅는 담배값이 그만큼 인상되지 않는 한 專賣入金을 잠식하는 효과를 갖는다.

세째, 現行 敎育稅는 利益課稅原則을 따르고 있지 않음은 물론 應能課稅原則에도 입각하고 있지 않다. 즉 現行敎育稅는 酒稅分과 煙草販賣收入을 課稅對象에 포함하고 있으며 利

子配當所得 및 金融收入에 대해서도 比例稅率을 적용하고 있을 뿐이어서 累進效果를 갖지 않으며 오히려 逆進的이라고 할 수 있다.

나. 徵收規模

1980年 7.30 教育改革措置 發表當時 國保委가 提案한 教育稅의 年間徵收規模는 6,000億원 내지 1兆원이었다". 그러나 年間 6,000億원의 規模는 당시 文教豫算(1980年 11,509億원,1981年 14,646億원)의 거의 절반에 가까운 액수로서 納稅者에게 너무나 過重한 부담을 줄 것이라는 점이 고려되어 그 이후 審議過程에서 年平均약 3,000億원 規模로 축소 조정되었다.

〈表 2〉는 年度別로 教育稅의 徵收規模를 圖表化한 것이다. 먼저 總徵收規模를 가지고 불때 教育稅의 徵收實績은 당초 徵收計劃規模에다소 못미치고 있으며 1982年의 경우에는 그차이가 400億원에 이르고 있다. 다음으로 課稅對象別 教育稅 徵收規模를 보면 담배分이가장 커서 總徵收額의 41.8% 정도를 차지하며,利子分,酒稅分,金融分의 순으로 작아진다.

이제〈表 3〉을 통하여 敎育稅의 徵收規模를 敎育稅를 제외한 政府豫算,文敎豫算,地方敎 育財政交付金, 地方敎育財政交付金 經常交付

¹⁾ 國保委 文公分科委員會 (1980), p. 21.

金과 對比하여 봄으로써 敎育稅의 상대적인 크기를 살펴보기로 한다. 敎育稅의 徵收規模는 敎育稅를 제의한 政府豫算의 2.2~2.7%, 敎 育稅를 제외한 文敎豫算의 11.8~14.3%, 敎 育稅를 제외한 地方敎育財政交付金의 14.9~ 17.5%, 敎育稅를 제외한 經常交付金의 30.6 ~37.4%이다. 敎育稅는 그 新設過程에서 初・

中等教育에만 投資되어야 한다는 文教部의 입장이 반영되어 그 收入全額이 地方教育財政交付金에, 특히 地方教育財政交付金 經常交付金에 추가되어 使用되도록 되어 있다(地方教育財政交付金法 第3條 第2項 第4號). 따라서教育稅 徵收期間 동안 地方教育財政交付金 經常交付金의 規模는 地方教育財政交付金法에 規

〈表 2〉 教育稅의 年度別 徴收規模

(단위:億원,%)

	1982	1982 1983 1984 1985		1986	
計劃	2,379	2,660	2,870	3,160	3, 490
實 績1)	1,979	2,631	2,848	3,021	3, 342
利子配當分	622 $(31. 4)^{2)}$	841 (32. 0)	839 (29.5)	960 (31.8)	978 (29.3)
利 子 分	563 (28. 4)	795 (30. 2)	794 (27. 9)	917 (30.4)	897 (26.8)
配當分	59 (3.0)	(1.7)	45 (1. 6)	(1.4)	82 (2.5)
酒 稅 分	275 (13. 9)	353 (13.4)	398 (14. 0)	439 (14.5)	489 (14. 6)
담 배 分	828 (41. 8)	1,087 (41.3)	117 (4. 1)	1, 157 (38. 3)	1,248 (37.3)
金融・保險分	253 (12. 8)	349 (13.3)	441 (15. 5)	464 (15. 4)	627 (18. 8)
金融 分	231 (11. 7)	316 (12.0)	386 (13. 6)	406 (13.4)	535 (16.0)
保 險 分	$(1.1)^{22}$	(1.3)	55 (1.9)	58 (1.9)	92 (2. 8)

註:1) 1985年과 1986年도 豫算임.

2) () 안의 數值는 敎育稅의 課稅對象別 構成比임.

資料:財務部

〈表 3〉 政府豫算・文教豫算・交付金에 대한 教育稅의 比率

(단위:億원,%)

						C 12-11 •	12.11 • NEX (2.5 70)	
		1981	1982	1983	1984	1985	1986	
教育稅(1	A)		1,979	2, 631	2,848	3, 065 ¹⁾	3,342	
教育税를 除外む								
政府豫算(B)		79,078	90,758	101,580	106, 819	113,512	129,578	
文 教 豫 算(c)	14,646	16, 787	19, 162	19, 905	21,858	24, 337	
地方教育財政交付金(D)		11,851	13,303	15, 444	16, 305	18,174	20,023	
經 常 交 付	金(E)	5, 772	6,477	7, 129	7,616	8,864	9,885	
A/B			2.2	2.6	2.7	2.7	2.6	
A/C			11.8	13.7	14.3	14.0	13.7	
A/D			14.9	17.0	17.5	16.9	16.7	
A/E]		30.6	36.9	37.4	34.6	33.8	

註:1) 敎育稅豫算 3,021億원 외에 1983年 敎育稅 精算分 44億을 포함시킴.

資料: 文教部,『豫算概要』, 各年度.

定된 內國稅의 11.8% 외에 敎育稅收入으로 결 된정다²³.

2. 教育稅의 地方教育投資擴大效果

가. 總投資規模 擴大效果

教育稅는 旣存의 地方教育財政交付金과 별도로 확보된 추가적인 地方教育投資財源이라는 점에서 형식상 그 收入全額이 地方教育投資 擴大效果를 갖는다고 말할 수 있다. 그러나 教育稅를 확보하도록 하되 그에 대신하여 教育稅 이외의 부분에 있어서 地方教育에 대한 豫算支援을 감소시킨다면 教育稅徵收에 따른 地方教育投資擴大效果는 그만큼 감소될 것이다. 따라서 여기서는 이러한 觀點에서 教育稅徵收期間 동안 教育稅 이외의 地方教育支援豫算이 어떻게 變化하였으며 그 變化內譯이 무엇인가에 대해서 간단히 살펴보고자 한다.

地方教育支援豫算은 크게 交付金과 本部事業 費의 一部로 구분되며, 交付金은 다시 俸給交 付金, 經常交付金, 特別交付金으로 구분된다. 여기서 經常交付金은 教育稅徵收 여하에 관계 없이 그 規模가 內國稅 收入의 11.8%로 規定 되어 있으므로 검토대상에서 제외한다.

먼저 俸給交付金豫算에 대해서 보면 1983年 內國稅 對比 13.6%까지 올라가 1984年까지 그 수준을 대체로 유지하였으나 1985年 이후 그 比率이 12.5% 수준으로 떨어졌다. 이러한 變 化는 敎員數 및 敎員 平均號俸의 變化와도 관 련되어 있겠으나 敎員俸給政策의 결과로도 해 석될 수 있을 것이다. 예컨대 1983年 이후 敎 材研究費의 俸給合算 및 初等敎員號俸隔差 解 消推進과 1985年의 俸給凍結은 이상과 같은 俸給交付金의 變化를 부분적으로 설명해 준다 고 할 수 있다³⁾.

다음으로 特別交付金 豫算에 대해서 보면,

〈表 4〉 地方教育支援 豫算의 內譯

(타위:億위,%)

					(UTI • M	((1, /0)
	1981	1982	1983	1984	1985	1986
交 付 金	11,851	13, 307	15, 400	16, 305	18, 174	20, 023
經常交付金10	5, 772 (12. 6)	$6,477$ $(12.4)^{2}$	7, 129 (11. 8)	7,616 (11.8)	8,864 (12.1)	9, 885 (12. 2)
俸給交付金(A)	6,055 (13.2)	6,802 (13.0)	8, 197 (13. 6)	8,689 (13.5)	9,310 (12.6)	10, 138 (12. 5)
特別交付金(B)	23	28	118	_	_	
特別基金	23	28	20			_
韓國教育開發院 出捐金	_		62		_	
새마을幼兒院 人件費			36	_		
本部室局事業費(C)	1,202 (2.6)	1, 189 (2. 3)	1, 118 (1. 9)	1,076 (1.7)	1,227 (1.7)	1, 425 (1.8)
A + B + C	7, 280 (15. 9)	7, 619 (14. 6)	9,433 (15.6)	9, 765 (15. 1)	10, 537 (14. 3)	11, 563 (15. 7)

註:1) 1985年과 1986年은 內國稅의 11.8%외에 內國稅精算分 포함.

2) () 안의 數值는 內國稅에 대한 比率임.

資料:文教部,『豫算概要』, 各年度.

²⁾ 地方敎育財政交付金에 대한 자세한 논의는 金明淑(1984) 참조.

³⁾ 敎材研究費豫算은 國民學校 敎員에 局限하여 볼 때 1982年에 738億원이 計上되었으며, 初等敎員 號俸隔差 解消를 위한 豫算은 1983年, 1984年 및 1985年에 各各 97億원, 375億원 및 613億원이 計上되었다.

1981年과 1982年에 각각 23億원과 28億원이던 것이 1983年에 118億으로 크게 증가하였다가 1984年 이후에는 전혀 計上되지 않고 있다. 이것은 1981年과 1982年에는 豫備費的 性格의 特別基金만이 特別交付金으로 計上되던 것이 1983年에는 特別基金 외에 韓國教育開發院 出捐金과 새마을幼兒院 人件費 補助가 特別交付金으로 計上되다가 1984年 이후부터는 위의 세항목 전부가 特別交付金에서 빠져나와 經常交付金으로 計上되고 있기 때문이다.

다음으로 本部事業費 豫算에 대해서 보면 1981年 이후 1984年까지 계속 감소하였으며 1985年에야 비로소 1981年 수준을 희복하였다. 물론 本部事業費는 地方教育뿐 아니라 敎育部門 全盤을 포괄하고 있어서 本部事業費 總額이 감소했다고 해서 반드시 그 중 地方敎育에 대한 事業費도 감소했다는 결론을 내릴 수는 없다. 그러나 敎育稅가 徵收됨에 따라 1983年 중래 本部事業費로 計上되던 地方敎育支援豫算項目中 10여 개가 地方敎育財政交付金 經常交付金으로 轉換・計上되었음에 미루어 볼 대地方敎育財政支援의 감소가 本部事業費 減少의주된 요인의 하나가 되었을 것으로 생각된다.

이상에서 俸給交付金, 特別交付金, 本部事業費 각각에 대한 變化內譯을 살펴보았다. 끝으로 이 세 가지를 합친 豫算規模의 變化를 보면 1981年 이후 꾸준히 증가하였으나 그 증자속도가 內國稅 增加速度에는 못미치고 있음을 알 수 있다. 이는 무엇보다도 敎育稅 徵收와 더불어 地方敎育 支援을 目的으로 종래 별도로

計上되던 本部事業費의 一部와 特別交付金이 地方教育財政交付金 經常交付金財源으로 충당 된 데에 기인한 것으로, 결론적으로 教育稅 이 의의 地方教育 支援豫算이 內國稅收入에 비해 상대적으로 감소하였음을 말해 주는 것이다. 따라서 教育稅가 없었다 하더라도 地方教育 支 援豫算이 대략 內國稅의 一定比率로 계속 유지 되었을 것으로 가정한다면 教育稅 徵收 이후의 地方教育 支援豫算의 증가는 教育稅 徵收額에 미치지 못한 것으로 평가될 수 있을 것이다.

나. 經費別 投資擴大 內譯

이상에서 敎育稅 徵收期間 동안 地方敎育 支 援豫算이 상당히 확대되었으나 敎育稅 이외의 支援豫算이 상대적으로 다소 감소함에 따라 그 擴大效果가 敎育稅 徵收規模에는 미달하였음 을 알 수 있었다. 이제 本節에서는 敎育稅의 經費別 投資擴大 內譯을 살펴보려고 한다.

現在 教育税 地方教育財政交付金과 増足 로 확보된 독립적인 敎育財源인 한편 그 支出 에 있어서는 獨立性이 保障되지 않고 있다. 즉 敎育稅를 위한 別途會計가 마련되지 않고 있 으머 단순히 敎育稅 收入이 地方敎育財政交付 金 經常交付金에 統合・運營되도록 되어 있다. 그러나 이와 같은 敎育稅財源의 交付金財源의 統合・運營은 教育税의 臨時性 및 目的性에 비 추어 문제라고 하지 않을 수 없다. 전술한 바 와 같이 敎育稅는 時限附 臨時稅이며, 敎育稅 法 第1條에서 그 목적이 敎育基盤의 擴充을 위한 學校施設 및 敎員 處遇改善에 所要되는 財源의 확보를 위한 것으로 規定되어 있다. 따 라서 敎育稅財源에 의한 投資는 交付金財源에 의한 旣存投資와 獨立的으로 計劃・運營되어야 하며, 이를 위해서는 敎育稅財源의 支出의 獨

⁴⁾ 國樂藝術高等學校 人件費, 點字圖書館支援, 特殊學校 教員研修會, 實高實技競進大會, 實業系實驗實習費, 서 叶舎教育事業, 初・中等教員海外研修, 老人教室運營, 國民精神 및 安保教育, 外國語教育方法 改善, 英才教育 推進, 實高機資材大修繕 등의 12개 항목으로서 經豫算 額이 54億원이었음.

立性이 보장되어야 한다. 그렇지 않고 지금과 같이 敎育稅財源을 內國稅의 11.8%로 規定된 經常交付金과 구분없이 사용하게 되면 敎育稅 目的에 맞는 豫算編成이 어려울 뿐 아니라 사 후적으로 敎育稅財源이 어디에 投資되었으며 더 나아가서 원래의 敎育稅 設置 目的대로 投 資되었는가에 대한 평가를 내리기 어렵게 된 다⁵⁾. 따라서 여기서는 敎育稅의 經費別 投資 內譯을 직접적으로 提示하는 대신에 教育稅 徵 收와 더불어 地方教育財政交付金 豫算이 經費 別로 어떻게 變化했는가를 살펴봄으로써 敎育 稅의 經費別 地方教育投資 擴大內譯을 간접적 으로 導出해 내고자 하다.

먼저 〈表 5〉를 통해서 보면 敎育稅 徵收 이후 地方敎育財政交付金 經常交付金(이하 經常 交付金이라고 함) 配分額이 모든 항목에 있어

〈表 5〉 年度別 地方教育財政交付金 經常交付金 豫算內譯

(단위:億원)

			1981	1982	1983	1984	1985	1986
財	源	教育稅 除外	5, 772	$6,477$ $(1.12)^{1)}$	7, 129 (1. 24)	7, 616 (1. 32)	8,865 (1.54)	9,885 (1.71)
		教育稅 包含	5,772	8,856 (1.53)	9,716 (1.68)	10, 464 (1. 81)	11,930 (2.07)	
歲	出	經常費	3, 177	5,411 (1.70)	5, 727 (1. 80)	6,054 (1.91)	7,161 (2.25)	8, 427 (2, 65)
		義務教育費	2,848	4,876 (1.71)	4, 796 (1. 68)	5, 108 (1. 79)	5,566 (1.95)	
		人件費	1,891	3,363 (1.78)	3, 148 (1. 66)	3, 498 (1. 85)	4,036 (2.13)	
		・市·郡教育廳	272	321 (1. 18)	355 (1.31)	371 (1. 36)	385 (1.42)	393 (1.44)
		• 國民學校	1,619	3,042 (1.88)	2,793 (1.73)	3, 127 (1. 93)	3,651 (2.26)	4,460 (2.75)
		運營費	957	1,513 (1.58)	1,648 (1.72)	1,610 (1.68)	1,530 (1.60)	1,527 (1.60)
		・市・郡教育廳	36	55 (1.53)	67 (1.86)	73 (2. 03)	(2.06)	74 (2. 06)
		・國民學校	921	1,458 (1.58)	1,581 (1.72)	1,537 (1.67)	1,456 (1.58)	1,452 (1.58)
		公立中·高經常費²᠈	139	220 (1.58)	543 (3. 91)	599 (4. 09)	1,029 (7.40)	1,443 (10.38)
		私立中·高經常費	190	315 (1.66)	388 (2. 04)	377 (1. 98)	565 (2. 97)	
		施設費	2,409	3,036 (1.26)	3,854 (1.49)	3, 713 (1. 54)	4, 058 (1. 68)	4,062 (1.69)
		義務教育費	1,392	1,668 (1.20)	2, 116 (1. 52)	2,232 (1.60)	2,559 (1.84)	2,751 (1.98)
		中等教育費	1,017	1,368 (1.35)	1,468 (1.44)	1,481 (1,46)	1,499 (1.47)	1,311 (1.29)
		目的事業費	186	407 (2. 19)	405 (2. 18)	697 (3. 75)	710 (3.82)	738 (3. 97)

註:1) () 안의 數值는 1981年 기준 1.00에 대한 比率임.

2) 國庫貸與獎學金 포함.

資料: 文教部,『地方教育財政交付金 豫算書』, 各年度.

⁵⁾ 文教部는 『教育財政現况』, 1984年에서 教育稅의 使用內譯을 教育施設 擴充과 教員 處遇改善으로 區分 提示하고 있는데, 이는 教育稅를 위한 別度 會計가 마련되어 있지 않은 관계로 상당히 恣意的인 算出方式에 依存하고 있음에 留意해야 할 것이다.

서 대체로 擴大된 것은 사실이나 이러한 擴大가 施設費보다는 經常費를 중심으로 이루어 졌음을 알 수 있다. 더욱 구체적으로 말하면 施設費의 경우 그 增加速度가 敎育稅를 제외한 經常交付金의 增加速度보다는 빠르나 敎育稅를 포함한 經常交付金의 增加速度에는 상당히 못미치고 있는 반면 經常費의 경우 그 增加速度가 敎育稅를 포함한 經常交付金의 增加 를 상당히 앞지르고 있다. 이러한 사실은 다음의 두 가지 점에서 문제를 내포하고 있다.

첫째로, 이는 敎育稅 設置의 주된 목적이라고 할 수 있는 學校施設 擴充에 그만큼 소홀했음을 말해 준다.

둘째로, 보다 더 큰 문제는 臨時財源인 敎育稅財源으로 經常的 經費를 擴大한 데에 기인한다. 敎育稅는 5年間의 臨時稅로서 원칙적으로 1986年末에는 그 時限이 滿了되도록 되

이제 經常費와 施設費로 구분하여 敎育稅 徵 收期間 동안의 經常交付金의 變化內譯을 좀더 자세히 검토하려고 한다.

먼저 經常費面에서는 전술한 바와 같이 敎 育稅를 포함한 交付金財源의 增加率 이상으로 크게 증가하였는데 이는 주로 敎職手當의 계 속된 증액에 따라 初·中等敎員 人件費가 급

〈表 6〉 國民學校 人件費豫算의 項目別 分類

(단위:億원)

					(= 11	* 100 10.7
	1981	1982	1983	1984	1985	1986
人 件 費	1, 619	3,042	2 , 793	3, 127	3 , 651	4, 460
教 職 手 當	221	677	891	1,120	1,350	1,598
教 課 指 導 費 ¹⁾	0	0	214	215	432	437
教員當直制度改善的	0	39	56	19 (75)	10 (85)	15 (100)
一般職俸給 및 賞與金	329	353	520	552	511	589
年 金 負 擔 金	249	289	332	381	393	472
一般職調整手當	31	61			_	
教 材 研 究 費35	219	689	_	_		_
補 塡 手 當3)	118	120	120	121	121	123
補塡手當加算金	124	116	112	112	115	115
家 族 手 當	221	223	231	254	348	353
子女學費補助手當4)	81	187	211	197	160	169
給 食 費	-	_		_	165	503
其 他	26	288	106	156	46	86

註:1) 1985年과 1986年의 數值는 해당 補填手當 및 敎員長期勤續手當의 合計임.

^{2) 1984}年 이후의 數值는 당해년도 新規雇傭員 人件費만을 나타내고 있으며 敎員當直制度 改善을 위한 全體豫算은 ()안에 표시되어 있음.

^{3) 1983}年 이후 俸給에 合算

^{4) 1985}年 級地間 授業料 差를 반영하여 1級地 나 및 2,3級地의 支給單價를 下向調整함. 資料: 文敎部,『地方敎育財政交付金 豫算書』,各年度.

속히 증가한 데에 기인한 것으로 보인다. 1980 年 敎員 1人當 15,000원씩 지급되기 시작한 敎職手當은 그후 每年 15,000원씩 증액되어 1986 年에는 10萬 5千원으로 인상될 예정이다. 이에따라서 敎職手當 支給을 위한 財政所要도 계속 증가하여 1986年에는 國庫補助에 의존하고 있는 中等私學에 대한 것을 제외시키더라도 2,400億원 정도에 달할 것으로 推定되고 있다.

教育稅徵收 이후의 人件費 變化要因으로는 이러한 敎職手當의 증액 외에 敎課指導費의 新 設 및 引上⁶, 敎員當直制度의 改善 등을 들 수 있다. 〈表 6〉은 참고로 國民學校 人件費豫算을 主要 項目別로 細分한 것이다.

한편 運營費는 國民學校의 경우만을 가지고 볼 때 敎育稅 徵收와 더불어 1982年과 1983年 그 豫算規模가 상당히 증가하였으나 1984年 이 후에는 주로 就學人口의 감소에 영향을 받아 그 規模가 계속 감소하고 있다. 1981年과 1986 年 두 해만을 비교하면 國民學校 運營費의 增加率이 58%로서 內國稅財源의 增加率 66%보다 다소 낮은 상태이다.

다음으로 施設費도 教育稅 徵收 이후 상당히 증가하였는데 전술한 바와 같이 그 增加率이 教育稅를 포함한 經常交付金의 增加率에는 미치지 못하였다. 〈表 7〉은 施設費의 變化內譯을보다 자세히 보기 위해 施設費豫算을 몇 개의項目別로 細分한 것이다. 이를 중심으로 施設費 變化의 特記事項을 要約하면 다음과 같다. 첫째, 教育稅 徵收 이후 義務敎育 環境改善을위한 投資가 크게 증가하여 그 增加率이 敎育稅를 포함한 經常交付金의 增加率을 상당히 앞서고 있다. 둘째, 그러나 義務敎育 過密・過大 緩和를 위한 投資는 1983年을 頂點으로 그이후 감소하고 있어서 義務敎育 施設費 전체로보면 그 增加率이 敎育稅를 포함한 經常交付金의 增加率이 왓育稅

〈表 7〉 施設費 豫算의 項目別 分類

(단위:億원)

					(3271	• NEV (2.)
	1981	1982	1983	1984	1985	1986
義務教育費	1,393	1,668	2, 116	2,232	2,559	2,751
過密・過大 緩和	956	1, 131	1,371	719	716	928
二部制授業 解消	106	91	282	540	37	153
老朽教室 改築	194	251	276	548	705	627
便所改良	28	37	38	220	800	800
册・결상代替	22	28	29	36	36	36
其 他	87	130	120	169	265	207
中等教育費	1,016	1,368	1,468	1, 481	1,499	1, 311
中學校 過密緩和	641	750	828	975	1, 107	905
高等學校 過密緩和	210	4 83	543	248	78	360
老朽教室 改築				150	157	0
其 他	165	135	97	108	157	46
施設費 合計	2, 409	3,036	3,584	3 , 713	4,058	4,062

資料: 文教部,『豫算概要』, 各年度.

^{6) 1982}年에 新設된 教課指導費는 1985年 이후 재직기간 5年 미만과 5年 이상의 敎員에 대하여 각각 補塡手當과 長期勤續手當으로 변경 지급되고 있다.

徽收 이후 中等教育施設費도 꾸준히 증가하고 있는데 주로 中學校 過密・過大 緩和를 위한 投資가 그 중심이 되고 있다. 네째, 1984年 이 후에는 中等教育 環境改善을 위한 投資도 이 루어지고 있다.

3. 教育稅 運用上의 問題點

이상에서는 現行教育稅의 徵收現况을 檢討하고 教育稅徵收의 地方教育投資擴大效果를 分析하였다. 이 節에서는 이제까지의 論議를 바탕으로 教育稅運用上의 問題點을 要約하려고하다.

첫째,現行敎育稅는 利益課稅原則을 따르고 있지 않음은 물론 應能課稅原則에도 立脚하고 있지 않다. 그러나 敎育財源調達方法으로서 授業料徵收와 比較하여 國稅敎育稅徵收가 갖는 利點은 應能原則에 立脚함으로써 敎育費負擔의 所得階層間 衡平을 살릴 수 있는 것일 것이다. 즉 授業料徵收가 所得階層에 관계없이 一率的으로 학부형 부담을 增加시킴으로써 상대적으로 低所得階層의 敎育費負擔을 加重시키는 반면에 國稅敎育稅의 徵收는 所得階層間稅負擔에 差等을 둠으로써 擔稅能力에 따라 敎育費를 分擔시킬 수 있다. 따라서 이러한 國稅敎育稅의 利點을 살리기 위해서는 應能課稅原則에 보다 接近하여 그 課稅對象이 設定되었어야 한다.

둘째, 敎育稅支出에 있어서 獨立性이 缺如 되어 있다. 즉 現行敎育稅는 別度會計가 마련 되지 않고 地方敎育財政交付金中 經常交付金에 統合運營되고 있다. 이는 敎育稅事業과 旣存 事業의 구분을 모호하게 함으로써 한편으로 敎 育稅徵收 趣旨에 맞는 敎育豫算의 編成을 어 렵게 하고 다른 한편으로 敎育稅의 徵收效果 를 把握하기 어렵게 하고 있다.

세째, 教育稅의 目的設定 및 教育豫算編成에 있어서 教育稅의 臨時性이 看過되었으며 이는 教育稅의 時限附 廢止를 어렵게 만드는 결정적인 要因이 되고 있다. 現行教育稅法에 의하면 教育稅의 目的이 學校施設擴充 외에 教員處遇改善으로 규정되어 있으며 이로 인하여 教育稅徵收 이후 經常的經費가 크게 확대되었다. 그러나 時限附 臨時財源인 教育稅財源은 施設의 擴充 등을 위한 一時的 經費에 投資함을 原則으로 하여야 한다. 그렇지 않은 경우 教育稅 時限滿了에 대비하여 또다른 教育豫算 確保對策을 마련하지 않는 한 教育稅의 時限附廢止는 어려울 것이다.

네째, 教育稅財源이 집중적으로 投資되지 않음으로 해서 教育稅徵收의 效果가 제대로 나타나지 못하고 있다. 年間 2,000~3,000億의教育稅財源은 막대한 教育投資需要에 비추어보면 그 規模가 극히 미흡하다. 따라서 教育稅徵收의 意義를 살리기 위해서는 教育稅財源은 教育投資優先順位에 따라 特定課題를 위하여 집중적으로 投資되어야 할 것이다. 그러나教育稅의 徵收目的 자체가 教育施設擴充 및教員處遇改善으로 教育投資의 거의 전부문을 포괄하도록 규정됨에 따라 教育稅財源이 집중적으로 投資되지 않았다.

다섯째, 敎育稅의 徵收實績이 당초 徵收計 劃規模에 다소 未達하고 敎育稅徵收期間 동안 敎育稅 이외의 地方敎育支援豫算이 內國稅收 入과 비교하여 상대적으로 減少함에 따라 敎 育稅徵收에 따른 地方敎育投資擴大效果는 기 대했던 바에 다소 못미치고 있다.

Ⅲ. 教育目的稅의 向後發展方向

이제까지 우리나라 現行教育稅의 運用現况 및 그 問題點을 검토하였다. 이 章에서는 끝 으로 目的課稅 一般에 대한 理論的 論議를 간 략히 整理하고 이를 土臺로 우리나라에 있어 서 敎育目的稅의 發展方向을 提示하고자 한다.

1. 目的課稅에 대한 理論的 論議

目的課稅 社稅收入의 일부에 대해서 使用用途를 指定하는 것으로 防衛稅 및 教育稅뿐이니라 內國稅收入의 一定比率을 地方一般財政 및 地方教育財政에 使用하도록 指定한 法定交付金制度도 廣義의 目的課稅의 범주에 포함된다고 할 수 있다. 目的課稅는 特定서비스에 대한 追加的인 投資財源을 調達하는 방편으로, 또는 旣存의 租稅收入의 配分에 있어서特定서비스나 特定地域에 대한 最小限의 投資財源을 確保하는 방편으로 여러 나라에서 널리 活用되고 있다.

目的課稅는 전통적으로 財政運營의 硬直性을 초래하여 租稅收入의 事業間의 적절한 配分을 방해한다는 점에서 바람직하지 않은 財政運營方法으로 認識되어 왔다. 그러나 다음 두 경우에 있어서의 目的課稅는 利益課稅에 接近한다는 점에서 理論的 支持를 얻고 있다.

첫째,納稅額이 特定서비스의 受惠者에게 賦課되는 使用料와 유사한 역할을 하는 경우이다. 미국에 있어서 道路의 建設 및 維持를 目的으로 휘발유稅를 賦課하는 것이 그 예라고할 수 있는데 이 경우 目的課稅는 特定서비스의 費用을 使用料로 調達한다는 점에서 效率的이며 동시에 受惠받은 便益에 따라 費用을 分擔시킨다는 뜻에서 衡平에 符合한다는 것이다. 둘째,特定租稅의 設置與否를 特定서비스에 대한 支出과 連結시켜 投票로써 결정하는 경우이다. 이 경우 目的課稅는 特定서비스에 대한 選好顯示를 誘導하는데 效果的이며 그럼으로써 보다 나은 財政支出을 가능하게 한다는 것이다".

2. 現行教育稅 時限附 廢止의 常為性

教育稅의 時限滿了가 다가음에 따라 요즈음 敎育界를 중심으로 敎育稅의 年限延長이 거듭 主張되고 있다⁸⁾. 그러나 이러한 主張은 敎育 稅의 臨時性 및 目的性에 대한 철저한 認識을 바탕으로 하고 있지 않다는 점에서 論理的 說 得力 및 妥當性이 약하다고 할 수 있다. 흔히 敎育稅年限延長의 주된 이유로 敎育稅의 徵收 規模가 작아 그 徵收效果가 未洽하다는 점이 指摘되고 있다. 실제로 1兆 5,000億원 정도의 教育稅 總徵收規模는 教育與件改善을 위한 財 政所要에 비추어 크게 미흡한 것이 사실이다. 그러나 新稅의 賦課는 納稅者의 追加負擔을 前 提로 한다는 점에서 그 規模決定에 있어서 財 政所要側面뿐만 아니라 租稅負擔側面이 동시 에 考慮되어야 하며, 실제로 敎育稅 新設當時 이러한 兩側面이 고려되어 그 規模가 결정되

⁷⁾ 目的課稅에 대한 보다 자세한 理論的 討議에 대해서는 Richard A. Musgrave and Peggy B. Musgrave(1984) Richard M. Bird (1976) 참조.

⁸⁾ 大韓敎育聯合會(1984) 참조.

었다고 할 수 있다. 이렇게 볼 때 단지 教育 稅의 徵收規模가 작다는 이유로 그 年限延長 을 주장하는 것은 단순히 敎育稅의 臨時性을 부인하는 것과 크게 다를 바 없다고 할 수 있 을 것이다. 또한 敎育稅年限延長의 또 다른 이 유로 義務敎育年限延長 등으로 앞으로 敎育財 政所要가 크게 擴大되리라는 점이 指摘되고 있 는데, 이는 敎育稅의 臨時性뿐 아니라 目的性 까지도 도외시한 것이라 할 수 있다. 敎育稅 는 1982~86年의 5年 동안 學校施設擴充 및 敎員處遇改善을 目的으로 徵收하기로 한 時限 附 臨時目的稅이다. 따라서 特別한 사유가 없 는 한 그 時限대로 1987年 이후에는 廢止되는 것이 原則일 것이다.

포한 이러한 原則的인 論議를 떠나 前節의目的課稅에 대한 理論的인 論議에 立脚하여 보더라도 現行教育稅의 恒久化 내지 長期化는 바람직한 政策方向이라고 할 수 없다. 目的課稅가 바람직한 財定運用方法이 될 수 있으려면前述한 두 경우에서와 같이 利益課稅原則에 立脚하고 있어야 한다. 그러나 現行教育稅는 그課稅對象에서 나타나는 바와 같이 利益課稅의性格을 전혀 갖지 않고 있다. 따라서 現行教育稅는 目的課稅 一般의 경우와 마찬가지로 財政運用을 硬直化하여 資源配分을 歪曲시키는問題點을 내포하고 있다고 할 수 있다.

3. 現行教育稅 年限延長의 不可避性

이상의 論議를 통해서 現行教育稅는 對國民 公約履行의 原則的인 측면에서나 또는 目的課 稅에 대한 財政理論的인 측면에서 時限附 廢 止가 바람직함을 알 수 있다. 그러나 이와 같 은 論理的인 歸結에도 불구하고 실제에 있어 서는 敎育稅의 年限延長이 불가피한 것으로 判斷되는데 이는 敎育稅運用에 있어서 敎育稅의 臨時性에 대한 認識이 부족했던 데에 基因한다고 할 수 있다. 敎育稅가 일단 時限附 臨時稅로 設置되었으면 그에 따라서 敎育稅財源을 주로 臨時的 經費에만 投資하여야 하는 것이 原則이다. 그러나 敎育稅의 徵收目的 設定 및 그投資計劃樹立에 있어서 이러한 原則이 지켜지지 않았으며 그에 따라서 敎育稅徵收 이후 오히려 經常的 經費가 크게 擴大되는 結果가 招來되었다. 따라서 앞으로 敎育財政規模를 縮小調整하는 데에는 한계가 있을 것으로 판단되며 이런 점에서 볼 때 또다른 敎育豫算確保策이 마련되지 않는 한 敎育稅의 年限延長은 불가피할 것으로 생각된다.

물론 敎育稅 時限滿了 이후의 敎育豫算確保 策으로는 教育税의 年限延長 외에 租稅減免規 制對象의 縮小調整을 통한 추가적인 稅收를 敎 育財源으로 活用하는 方案, 政府豫算編成에 있 어서 敎育投資優先順位를 提高시키는 方案, 敎 育公債를 發行하는 方案, 敎育의 受益者라 할 수 있는 學父母와 企業의 敎育費負擔을 增加 시키는 方案, 地方政府의 敎育財政負擔을 높 이는 方案 등을 고려해 볼 수 있을 것이다. 그 러나 이러한 方案들은 이미 1980年代初 敎育 税 新設過程에서 檢討된 바와 같이 現實的으 로 施行되기 어려울 뿐 아니라 施行된다 하더 라도 追加財源의 確保效果는 크지 않을 것이 라는 점에서 現行敎育稅의 年限延長이 가장 現實性 있는 方案이라고 판단된다. 예컨대 租 税減免規制對象의 縮小調整은 産業部門에 미 치는 효과를 고려하여 漸進的으로 이루어져야 하므로 이로써 短期的인 稅收擴大效果를 期待 하기 어려울 것이며, 政府豫算編成上 教育投

資優先順位의 提高 또는 他部門 財政의 어려움을 감안할 때 敎育財源擴大方案으로 한계가 있을 것으로 판단된다. 敎育公債의 發行은 年間 3,000億원의 必要財源規模에 비추어 國家財政의 健全性을 크게 해치는 결과를 가져올것이며, 受益者負擔의 增大는 그렇지 않아도 높은 受益者의 敎育費負擔을 더욱 加重시킨다는 점에서 問題가 있다고 생각된다. 끝으로地方政府의 敎育財政 負擔增加方案은 特別市・直轄市를 제의한 地方政府의 財政自立度가 극히 낮아 實效를 거두기 어려울 것으로 判斷된다.

이상에서 現行教育稅는 原則的인 측면에서 나 理論的인 측면에서 그 時限대로 廢止되는 것이 바람직함에도 불구하고 그 運營上의 問 題點으로 인하여 年限延長이 불가피함을 알 수 있었다. 따라서 앞으로 敎育稅를 延長·徵收 하는 경우에는 이러한 점에 留意하여 投資計 劃樹立에 특별히 愼重을 기해야 할 것이다. 요 커대 敎育稅의 臨時性에 立脚하여 交付金增額 을 隨伴하지 않는 經常的 經費의 擴大는 가급 적 抑制해야 하며 敎育稅財源은 주로 學校施 設擴充에 投資해야 할 것이다. 이러한 投資方 向의 設定은 또한 1990年代 이후 初・中等 就 學人口의 증가가 크게 緩和되리라는 展望에 비 추어 初・中等 學校施設難 解消의 좋은 契機 를 提供할 수 있다는 점에서도 바람직하다고 하겠다.

4. 地方教育目的稅 新設의 必要性

우리나라의 경우 地方教育財政交付金制度를

통해서 中央政府가 地方教育 關係經費 전체를 調整함으로써 原則的으로 地方의 독자적인 敎 育財源을 저혀 認定하지 않고 있다. 이러한 政 策은 敎育投資財源이 一部地域에 偏在되는 것 을 막아 敎育財政의 地域間 均衡化에는 客與 한 반면 다음과 같은 問題點을 내포하고 있다. 첫째, 敎育投資水準을 全國的으로 획일화함으 로써 地方教育財政의 效率性을 沮害한다. 初・ 中等 地方教育や 市・道 및 市・郡別로 供給 되는 地方公共財이다. 따라서 地方教育財政運 營의 效率化를 기하기 위해서는 地方敎育의 投 資水準이 地方自治團體別로 地域住民의 選好 를 바영하여 선택적으로 결정될 수 있어야 할 것이다. 둘째로, 敎育投資에 대한 地方의 責 任意識을 制限함으로써 건전한 地方自治의 發 展을 沮害한다. 地方의 獨自的인 敎育財源이 없는 상태에서는 地方教育投資水準과 住民의 敎育費負擔의 連繫가 극히 稀薄하여 한편으로 는 敎育投資水準의 提高를 要求하면서 다른 한편으로는 敎育費負擔輕減을 要求하는 矛盾 을 나타낼 수 있다.

따라서 앞으로 地方自治가 實施됨과 더불어 地方 獨自的으로 教育財源을 調達할 수 있도 록 해야 할 것이며, 이를 위해서는 地方教育 目的稅의 設置가 가장 바람직한 方法이 될 것 으로 판단된다. 教育目的稅는 利益課稅에 接 近시킬 경우 前述한 바와 같이 效率性과 衡平 性을 동시에 살릴 수 있는 利點이 있다. 또한 地方教育目的稅의 新設은 우리나라 國民의 教 育熱이 특히 높음을 감안할 때 장기적으로 教 育財政에 寄與하는 바 글 것으로 판단된다.

끝으로 地方教育目的稅의 新設方案과 관련 하여 두 가지 事項을 指摘하면 다음과 같다.

⁹⁾ 經濟企劃院(1980) 참조.

첫째,課稅對象으로는 財產이 가장 適合할 것이다.初・中等 地方教育에 대한 投資는 그 地域住民의 福祉를 增大시켜 그 地域 財產의 價值를 높인다고 할 수 있다. 이런 점에서 敎 育目的을 위한 財產課稅는 利益課稅의 性格을 갖는다고 할 수 있으며 따라서 前述한 目的課 稅의 利點을 살릴 수 있다. 財產課稅는 또한 財產이 흔히 納稅能力의 척도로 받아들여지고 있다는 점에서 應能課稅의 性格도 갖는다고 할 수 있다.

둘째,課稅規模는 新設初期 地方間 經濟力의 不均衡을 감안하여 상당히 낮은 범위내로制限하되,地方自治가 기틀을 確立해 감에 따라 점차 擴大시켜 나가야 할 것이다. 地域間不均衡이 심한 지금과 같은 상황에서 地方의獨自的인 敎育財源을 급격히 擴大시키는 것은基礎敎育의 地域間 不均衡을 深化시킨다는 점에서 바람직하지 않다. 그러나 地方自治의 擴大實施와 더불어 敎育에 대한 地域住民의 參與意識이 높아짐에 따라 地方獨自財源의 重要性에 대한 認識이 크게 증대되리라는 점에비추어 地方敎育目的稅의 規模擴大는 불가피할 것으로 관단된다.

5. 結論 및 要約

本章에서는 우리나라에 있어서 敎育目的稅 의 向後發展方向을 제시하였다. 이를 要約하 면 다음과 같다.

첫째, 現行教育稅는 對國民公約履行의 原則 的인 측면에서나 目的課稅에 대한 財政理論的 인 측면에서 時限대로 廢止되는 것이 바람직 하다.

둘째, 그러나 이와 같은 現行教育稅의 時限 附 廢止의 當爲性에도 불구하고 현실적으로는 教育稅의 年限延長이 不可避할 것으로 판단되 는데 그 이유는 教育稅徵收 이후 經常的 經費 가 크게 擴大됨에 따라 教育稅時限滿了 이후 의 教育豫算 確保策이 마련되지 않으면 안되며 이를 위한 여러 方案中 現行 教育稅의 年限延 長이 가장 現實性 있는 方案이기 때문이다.

세째, 現在 地域間 不均衡의 最小化를 目的 으로 地方의 獨自的인 教育財源을 전혀 認定 하지 않고 있으나, 이는 地方教育財政의 效率 性의 측면에서, 또한 건전한 地方自治의 發展 의 측면에서 바람직하지 않다. 따라서 앞으로 地方自治가 실시됨과 더불어 地方獨自的인 教 育財源擴保策으로서 地方教育目的稅를 設置・ 運營하도록 해야 할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

經濟企劃院,『教育稅新設斗 教育財政의 擴充』,1980.11.

國保委 文公分科委員會,『教育正常化 및 過熱課外解消方案』(未出版刊行物), 1980. 7.

金明淑,「教育財政의 現况 및 問題點과 政策方向」,『國家豫算과 政策目標』,韓國開發研究院,1984.

大韓教育聯合會,『教育稅運用의 評價 및 對策』,

vices: A New Look at an Old Idea, Canadion Tax Foundation 1976.

Musgrave, Richard A. and Peggy B. Musgrave, Public Finance in Theory and Practice 4th ed., New York: McGraw-Hill, 1984.

市場構造의 技術革新

李元暎鄭鎭勝

- 1. 序
- Ⅱ. 文獻調査
- Ⅲ. 假說의 提起 및 實證分析模型의 定立
- N. 資 料
- V. 推定結果 및 論議
- Ⅵ. 要約 및 政策的 意味

1. 序

技術革新이 어떤 經濟·社會的 變數에 의하여 어떻게 영향을 받느냐를 이해하는 것은 經濟學에서 매우 중요한 課題라 하겠다. 특히 市場構造가 技術革新에 어떤 영향을 미치는가를 밝히는 것은 市場經濟體制의 本質을 이해하는 데 필수적이기 때문에 이에 대하여 많은 관심이 집중되고 있다.

本稿의 目的은 市場構造의 技術革新間의 상 호관계를 實證的으로 分析하는 데 있다. 다시 말하면 獨占的 市場이 技術革新을 보다 빨리 유도한다는 「슘페터」(Schumpeter)의 假說을 檢定하고자 한다. 물론 이와 같은 假說의 檢 定은 다른 나라에서는 여러 가지 形態로 많은 學者들에 의하여 이루어진 바 있으나 經濟・ 社會的 與件이 다른 우리나라에 그 결과가 바 로 적용될 수 있는 것은 아니다. 따라서 우리 의 實情에 부합하는 연구가 필요하나 이러한 연구는 거의 이루어진 바 없다.

技術革新과 市場構造에 관련된 假說은 여러 가지 있겠으나 本稿에서 論議하고자 하는 假 說은 다음의 두 가지로 要約될 수 있다. 첫째, 市場構造가 技術革新에 어떠한 영향을 미치는 가? 즉, 獨占的 市場과 競爭的 市場 중 어느 것이 技術革新을 促進하는 데 유리하느냐를 판단하고자 한다. 둘째, 企業의 規模가 技術 革新에 어떠한 영향을 미치는가? 즉, 기업의 규모가 커지면 보다 활발한 技術革新이 이루어지는지 혹은 그 반대인지를 판단한다.

이와 같은 假說에 대한 實證分析에서 가장 어려운 점은 技術革新이나 市場構造와 같은

筆者:韓國開發研究院 研究委員

定性的인 變數를 計量化하는 데 있다. 일반적으로 技術革新의 指標로는 特許件數, 主要技術革新의 빈도 등이 產出物을 기준으로 한 指標로 사용되고 있으며, 研究開發投資額, 研究人力 등이 投入物을 기준으로 한 指標로 사용되고 있다. 市場構造의 指標로는 上位 n 個企業의 市場占有率, Herfindahl指數, Entrophy指數 등이 사용되고 있다.

本稿에서는 技術革新을 나타내는 指標로 研究人力이나 研究開發投資의 같은 投入物을 사용하였다. 물론 기술혁신의 정도가 投入物의量에 의하여만 결정되는 것은 아니고 그것이얼마나 效率的으로 사용되느냐가 더욱 중요하기 때문에 投入物을 기준으로 技術革新의 정도를 나타내는 데는 문제가 있다. 그러나 特許件數 등 產出物을 기준으로 한 指標는 더욱문제가 많다. 市場構造를 나타내는 指標로는該當企業의 市場占有率과 上位3個企業 集中率를 병행하여 사용하였다. 일반적으로 우리나라에서 上位3個企業 集中率이 產業構造를 어느 정도 잘 나타내고 있으며 이에 관한 자료 또한 각종 연구에서 잘 정리되어 있기 때문이다".

다음 章에서는 市場構造와 技術革新에 관한 文獻을 정리하여 第Ⅲ章에서는 檢定하고자 하는 假說을 제기하고 이를 위한 實證分析模型을 定立하였다. 第Ⅳ章은 實證分析에 이용된 資料의 性格을 밝혔으며 第Ⅴ章은 實證分析의 결과와 이에 대한 논의를 담고 있다. 第Ⅵ章에서는 앞에서의 결론을 요약하고 政策的 示 唆點을 도출한다.

Ⅱ. 文獻調査

「슘페터」의 『Capitalism, Socialism and Democracy』(1947)가 出刊된 이래 經濟學者들은 技術開發投資와 市場構造 및 企業規模의 연관성을 파악하기 위하여 많은 노력을 집중하였다. 즉 어떠한 形態의 市場構造가 企業의技術開發意慾을 더욱 촉진하는가와 企業規模의 技術開發努力과의 相關關係를 糾明하기 위한 것이다.

ハ. 企業規模(Firm Size)와 技術 開發投資

「台페터」는 大企業이 中小規模의 企業에 비 하여 技術開發에 우월한 위치에 있다고 주장 한다. 즉 大企業은 技術開發을 위하여 필요한 研究人力, 施設 등에 있어서 規模의 經濟를 보유하고 있을 뿐만 아니라 危險分散, 資金動 員 등에서 비교적 有利하기 때문이다. 또한 大企業은 技術開發을 活用할 수 있는 生産施 設과 販賣組織을 보유하고 있으므로 技術開發 의 결과를 他企業이 模倣하기 전에 비교적 단 기간내에 활용할 수 있기 때문이다. 즉 「슈페 더」는 企業規模와 技術開發投資는 正의 관계 가 있다고 주장하였으며 많은 經濟學者들은 이들 상호간의 연관성을 實證的인 分析을 통 하여 證明하고자 하였다. 이들은 企業規模가 증대하면서 技術開發投資의 集中度가 規模가 작은 企業에 비하여 상대적으로 어떻게 변화 하는가를 究明하기 위하여 노력하였으며 企業

李奎億,『市場構造斗 獨寡占規制』, 韓國開發研究院, 1977. 李奎億,李在亨,金周勳 共著,『市場斗 市場構造』,韓國開發研究院,1984.

規模를 측정하기 위한 자료로는 企業의 總賣 出額, 資產規模 및 總從業員數 등을 사용하였 다.

Horowitz(1962)는 1947, 1951~52年의 美國製造業의 總賣出額 統計를 사용하여 企業規模와 技術開發投資의 상관관계를 分析한 결과企業規模와 技術開發投資는 正의 관계에 있으나 상관관계는 별로 크지 않으며 統計上으로도 有意하지 않음을 밝혀 냈으며, Hamberg (1966)는 1960年 美國의 500大企業中 340個企業을 17個產業으로 분류하여 企業의 研究開發人力과 總從業員과의 관계를 分析하여 동일한결과를 확인했다.

· 또한 代數函數를 취한 硏究開發投資의 企業 規模에 대한 彈力性(elasticity)이 1 以上인 경 우, 즉 企業의 總從業員 增加率보다 硏究開發 投資의 增加率이 더욱 큰 경우는 3個產業에 불과함을 밝혀 냈다.

Scherer(1965, 1967)는 1955年 美國의 500大企業中 448個企業의 硏究人力과 總從業員과의 관계에는 變曲點(inflection point)이 존재함을 밝혀 냈다. 즉 Scherer에 의하면 中小規模의企業에서 總從業員中 硏究人力이 차지하는 比重은 總從業員增加率보다 빠르지만 企業의 規模가 확대되어 總從業員數가 일정수준 이상으로 확대되면 매우 낮은 속도로 硏究人力이 증가하여 大企業의 경우는 그 比率이 감소하는 경향이 있음을 밝혀 냈다.

Grabowski(1968)도 1959~62年期間中 14個 化學企業과 10個 製藥企業을 대상으로 硏究開 發投資와 總賣出額間의 상관관계를 分析한 결 과 Scherer와 유사한 결론에 도달하였다. 즉 製藥企業의 研究開發投資는 비교적 規模가 작은 企業의 경우 企業規模의 增加率보다 높은 比率로 증가하나 企業의 規模가 커지면 이와 반대되는 현상이 나타나며, 化學工業에서는 企 業規模의 大小를 막론하고 企業規模의 증가와 研究開發投資는 항상 正의 관계에 있음을 밝 혀 냈다.

Phlips(1971)가 301個의「벨기에」製造企業을 대상으로 조사한 결과에 의하면 企業의 總從業員數가 7,000名에 도달할 때까지 企業의硏究人力은 從業員 增加率보다 빠른 속도로증가하였으나 그 이상의 수준에서는 增加率이점차 감소함을 밝혀 냈다. 또한 從業員數가 1,000名 內外인 경우 硏究人力의 增加率은 제일 높은 것으로 나타났다.

Mansfield(1981)는 1977年 研究開發投資額 이 千萬弗 이상인 美國의 108個 企業을 대상으 로 硏究開發投資額의 용도를 基礎科學 및 應用 科學으로 구분하여 분석한 결과 과거의 研究 結果와는 상반된 結論을 얻었다. Mansfield에 의하면 大企業은 中小規模企業과는 상이한 형 태의 硏究開發에 주력하고 있다고 보고했다. 즉 大企業은 中小規模企業에 비하여 硏究開發 投資의 많은 부분(약 75%)을 基礎科學에 投 入하고 있으며 1單位의 賣出額이 증가할 경 우 基礎科學에 대한 投資는 1.75단위에 달함 으로써 그 增加率은 企業規模의 增加率보다 높음을 발견하였다. 또한 中小規模企業이 비 교적 단기간의 技術的 問題解決이나 製法의 模倣에 研究開發費의 많은 부분을 投入하는 반면 大企業은 硏究期間이 5年 이상 소요되는 課題에 보다 많은 硏究費를 投入함으로써 장 기적이며 의욕적인 硏究課題에 중점을 두고 있음을 밝혀 냈다2).

²⁾ Mansfield가 사용한 模型은 $lnb_i = \phi_1 + V_1 lnS_i + Z_1 i$

이상의 企業規模와 硏究開發投資의 상관관계에 관한 實證分析을 종합하여 볼 때, 化學工業을 제외하면 企業의 技術開發努力이 規模가 증대함에 따라 비례적으로 증가한다는 「슘페터」의 假說은 外國에서는 支持되지 못하고 있음을 알 수 있다. 또한 技術開發努力은 일정 企業規模까지는 때우 빠르게 증가하나 그 이상 規模가 증대할 경우 技術開發努力은 정체 혹은 감소하는 경향이 있음이 밝혀졌다. 이러한 현상은 企業의 規模가 증대되면서企業內部에서 발생하는 諸問題點, 즉 官僚主義的組織構造 때문에 제기되는 의사소통상의 문제점, 경영방침 결정의 지연과 X-inefficiency의 증대가 중요한 要因이라는 전해가 있다.

2. 市場構造와 技術開發

技術開發과 관련된 「슘페터」의 두번째 假說 은 市場支配力과 技術開發이 正의 相關關係를 갖는다는 것이다. 즉 「슘페터」에 의하면 소수의 大企業이 市場을 지배하는 상황에서 技術開發은 보다 활발하게 일어나며 이러한 市場의 不完全競爭狀態는 사회가 技術開發을 위하여 지불해야 하는 代價라고 주장한다.

 $lnl_i = \phi_2 + V_2 lnS_i + Z_{2i}$ $lnn_i = \phi_3 + V_3 lnS_i + Z_{3i}$ $lnP_i = \phi_4 + V_4 lnS_i + Z_{4i}$

단, b_i : 基礎科學研究를 위한 i企業의 投資費用

S::1976年度 i企業의 總賣出額

 l_i : i企業이 5年以上이 되는 硏究課題에 投入한 硏究費

n_i: i企業이 새로운 製法 혹은 製品의 開發을 위하여 投入한 研究費

p_i: i企業이 硏究의 成功가능성이 50% 이하인 課題에 投入한 硏究費

 Z_i : 殘差項

完全競爭下에서 企業들은 技術開發을 통하여 他企業보다 우월한 위치에서 市場을 支配 코자 하나 이들은 硏究開發을 위한 資金動員이 어려우며 일단 技術을 開發하더라도 他企業의 模倣이 단기간 내에 이루어짐으로써 技術開發에 대한 의욕이 적다고 볼 수 있다.

寡占狀態의 企業들은 技術開發을 위한 資金 動員力이 비교적 충분할 뿐 아니라 일단 技術 開發에 成功할 경우 他競爭企業들의 市場占有 率을 뺏을 수 있다는 욕구에서 技術開發努力 이 제일 활발하다고 할 수 있다. 특히 寡占狀 態에서 企業은 價格競爭의 위험성을 인식하고 技術競爭에 더욱 중점을 두게 된다. 또한 獨 占企業은 技術開發을 위한 資金의 動員이 가 능하며 일단 開發된 技術의 秘密保護가 가능 하다. 그러나 獨寡占企業에서는 競爭의 不在 로 인한 技術開發意慾의 감퇴와 經營者의 안 이한 思考方式, 意思決定에 소요되는 장기화 로 인하여 技術開發이 지연되는 문제점을 갖 고 있다.

Maclaurin(1954)³⁾은 1925~50年 期間中 13. 個 產業을 대상으로 設問調査하여 얻어진 査料의 分析을 통하여 어느 정도의 市場占有率은 技術開發을 위하여 필요하나 充分條件은 아니라는 사실과, 技術開發을 위하여 보다 중요한 요소로 企業家의 精神, 產業과 관련된 他分野의 科學技術의 發展과 競爭을 저해하는 政府의 불필요한 規制 혹은 企業間 談合의 排除 등을 예로 들었다.

Horowitz(1962)와 Hamberg(1966)는 上位 4個企業의 集中率과 產業의 研究開發投資는 正의 關係가 있으나 相關關係는 매우 낮으며 統計的으로도 有意하지 못함을 발견했다.

Scherer (1967, 1983) 4),5) 는 技術人力의 增加

³⁾ Maclaurin은 研究開發投資의 결과로 技術開發이 可能하다고 보고 이들에 대한 指數로 企業의 新製法開發件數를 사용하였다.

⁴⁾ Scherer의 基本方程式은

率은 企業集中率이 一定水準에 도달할 때까지는 集中率의 增加率보다 높으나 그후부터 增加率은 감소하는 경향이 있음을 발견했다. 즉從業員 1,000名當 技術人力은 產業의 集中率이 50~55%일 때 가장 높은 率로 증가한다고보았으며 Kelley(1970)의 研究結果도 상위 4個企業의 集中率이 50~60%일 때 企業의 研究開發努力은 最大로 증가한다는 동일한 결과를 발표하였다.

Phlips(1971)는 「벨기에」의 製造業 研究人 力과 總從業員 및 市場占有率의 관계를 分析 한 결과 化學 및 電氣機械 등 技術開發 可能 性(technology opportunity)이 높은 產業에서 는 市場占有率이 企業의 技術開發努力을 결정 하는 중요한 要素임을 발견하였다.

Globerman(1973)은 1965~69年 期間中 캐 나다에서 技術開發이 중요한 역할을 하는 9個 產業과 기타의 6個產業의 자료를 사용하여 從業員 1,000名當 硏究人力과 上位 4個企業의 集中率은 否의 相關關係에 있음을 밝혀 냈 다.

Mansfield(1981)에 의하면 企業의 企業規模의 技術開發投資間의 硏究結果와는 달리 上位 4個企業 集中率이 높은 產業의 大企業들은 基礎科學 및 장기적이며 위험부담이 큰 硏究課題에 보다 적은 비중의 硏究開發投資를 投入하는 것을 발견하였다. 즉 上位 4個企業의 集中率이 75%인 產業은 全體 硏究開發投資의 0.5%만을 基礎科學에 투입함에 비하여 同集中率이 40%인 產業은 6%를 投入하고 있어市場集中率이 높은 產業일수록 短期硏究課題에 더욱 많은 비용을 투입한다고 보고하고 소수의 企業이 同一產業內에서 競爭할 경우 企業들은 각각 다른 硏究開發戰略을 사용한다고 주장하였다.

Ⅲ. 假說의 提起 및 實證分析 模型의 定立

前章에서 본 바와 같이 市場構造와 技術革新間의 관계는 하나의 定立된 原則을 발견하기 어렵다. 또한 다른 나라의 研究結果로부터 「슘페터」의 假說이 實證的으로 항상 지지되는 것은 아님이 밝혀졌다. 즉,市場構造와 技術革新의 관계는 產業의 特性,技術水準 등 經濟・社會的 與件에 따라 달라지며 이는 곧 다른 나라의 研究結果가 우리나라에 바로 적용될 수 없다는 것을 의미한다. 本章에서는 市場構造와 技術革新에 관한 몇 가지 假說을 제기하고, 그러한 假說을 檢定하기 위한 實證分析模型을 定立하고자 한다.

技術革新의 가장 중요한 요소는 研究開發投

 $(E_i+S_i)/N_i=C+dD_{ij}+gC_i+V_i$

여기서, E_i : i產業에 종사하는 技術者數

S:: " 科學者數

N:: " 總從業員數

D_{ij}: i產業의 技術水準(技術水準에 따라 0과 1을 선택)

 C_i : i產業의 集中率

V: 殘差項

 $\Delta LP = a + b\Delta GK + CR_4$

단, ALP: 勞動生產性의 變化

 ΔGK : 勞動 1時間當 投入되는 施設財의 規模變

CR4:產業의 4大企業의 市場占有率.

⁵⁾ Scherer(1983)는 다른 硏究에서 技術開發은 궁극적으로 勞動生產性을 중대시점에 있다고 보고 勞動生產性의 變化의 企業의 市場占有率과의 상관관계를 分析하였다. 이 硏究에서 Scherer는 1974年 FTC의 Business Survey를 통한 443個企業體 자료를 分析하여 市場占有率이 높은 企業은 技術開發을 통한 生產原價의 결감이 가능하므로 장기적인 利潤極大化를 위하여 硏究開發投資를 증대시키며 결과적으로 勞動生產性을 向上시킨다고 주장하였다. 硏究를 위한 기본 방정식은

査라 하겠다. 研究開發投資란 企業의 일상업 무 이외의 활동으로서의 新製品開發이나 旣存 製品의 生產性向上을 위한 工程改善에 소요되 는 경비이며, 한 企業에서 硏究開發投資의 크 기는 그 企業의 技術革新 정도를 결정한다. 「숙폐터」의 假說에 의하면 獨寡占的인 性格을 떤 기업이 상대적으로 硏究開發投資를 많이 한다는 것이다. 企業의 市場占有率이 높으면 높을수록, 즉 그 企業이 속한 產業의 集中率 (concentration ratio)이 높으면 높을수록 硏 究開發投資規模가 커진다는 것이다. 이와 대 립되는 假說은 獨占力이 큰 企業은 競爭의 威 脅을 별로 받지 않기 때문에 技術革新을 하려 는 노력이 부족하고 따라서 硏究開發의 强度 가 낮다는 것이다. 다시 말하면 競爭的 市場 與件이 技術革新을 促進한다는 假說로,「会到 터 1의 假說과는 상반된다.

事前的으로 이와 같은 두 개의 대립되는 假 說 중 어느 것이 옳은지를 판단할 수 없으므 로 回歸分析模型을 설정하고 그 추정결과로부 터 두 假說 중 어느 것이 옳은가를 판단하기 로 하자. 回歸分析의 목적은 硏究開發投資의 集約度와 獨占力의 관계를 밝히는 것이므로, 獨立變數로는 獨占力을 나타낼 수 있는 指標 를, 從屬變數로는 研究開發投資의 集約度를 나타내는 變數를 사용하기로 하자. 獨占力을 나타내는 指標는 여러 가지가 있겠으나, 本研 究에서는 企業의 市場占有率과 그 企業이 관 련된 產業의 上位 3個企業 集中率만을 사용하 였다. 硏究開發投資의 集約度를 나타내는 變數 는 企業의 賣出額 對比 研究開發費의 總研究 人力을 企業의 全體從業員數로 나눈 값 등의 두 가지를 이용하였다. 따라서 假說의 檢定을 위한 模型은 다음의 4個式으로 귀착되었다.

$$(1) \quad \cdots \quad \frac{RD}{S} = f(MS)$$

$$(2) \quad \cdots \quad \frac{NRD}{N} = f(MS)$$

$$(3) \quad \cdots \quad \frac{RD}{S} = f(LR_3)$$

$$(4) \quad \cdots \quad \frac{NRD}{N} = f(CR_3)$$

여기서 RD는 企業의 硏究開發投資額,S는 總賣出額,NRD는 硏究人力,N은 從業員數,MS는 企業의 市場占有率, CR_3 는 上位 3個企業 集中率을 의미한다.

回歸分析을 위하여는 이와 같은 관계에 凾 數形態(functional form)가 부여되어야 한다. 여기에서 우리가 택한 凾數形態는 모든 變數 의 代數(logarithm)를 취하여 線形化한 것이 다. 최종적으로 回歸分析을 위하여 定式化된 模型은 다음과 같다.

(5)
$$LRR = \alpha_1 + \beta_1 LMS + \varepsilon_1$$

(6)
$$\dots LNR = \alpha_2 + \beta_2 LMS + \varepsilon_2$$

(7)
$$\dots LRR = \alpha_3 + \beta_3 LCR + \varepsilon_3$$

(8)
$$\dots LNR = \alpha_4 + \beta_4 LCR + \varepsilon_4$$

여기에서 $LRR = \log\left(\frac{RD}{S}\right)$, $LMS = \log(MS)$, $LNR = \log\left(\frac{NRD}{N}\right)$, $LCR = \log(CR_3)$ 이다. 이와 같은 函數形態의 장점은 두 變數간의 彈力性을 일정하게 유지할 수 있는 데 있다. 또한 代數를 취하지 않은 線形模型에 비하여 outlier가 回歸分析의 결과에 미치는 영향이작아진다.

다음으로 檢定하고자 하는 假說은 企業規模 와 硏究開發投資間의 관계이다. 「숨폐터」의 假 說에 의하면 企業規模가 커질수록 硏究開發投 資가 더욱 활발하다는 것이며 이와 對立되는 假說은 그 반대를 의미한다. 즉, 賣出額對比 研究開發投資나 總從業員對比 研究人力의 比 率이 企業이 커질수록 증대한다는 것이 「슘페 터」의 假說이며, 반면에 그 比率은 企業이 커 질수록 작아진다는 것이 對立假說이다. 이와 같은 假說을 檢定하기 위하여 다음과 같은 模 型을 定立하였다.

(9)
$$\cdots \log(RD) = \alpha_5 + \beta_5(\log S) + \varepsilon_5$$

(10)
$$\log(NRD) = \alpha_6 + \beta_6(\log N) + \varepsilon_6$$

위의 模型에서 β_5 와 β_6 는 獨立變數와 從屬變數간의 彈力性을 나타내는 것으로 그 값이 1 보다 크면「슘페터」이 假說이 支持되며 그 값이 1보다 작으면 對立假說이 支持되는 것으로 해석할 수 있다.

№. 資 料

前章에서 제기된 假說을 檢定하기 위하여는 우리나라의 모든 企業을 대상으로 하여 無作 爲抽出된 標本을 선정하여야 할 것이나 資料 의 制約 때문에 이러한 절차를 밟지는 못하였 다. 實證分析을 위하여는 企業單位의 賣出額, 從業員, 研究開發投資額, 研究人力 등의 자료 가 필요하지만, 企業에 관한 가장 광범위한 자료를 포함하고 있는 鑛工業統計調查나 企業 經營分析 등에는 研究開發投資나 研究人力에 대한 자료가 정확히 수록되어 있지 않기 때문 이다. 따라서 本研究에서는 產業技術進興協會의 『1985 韓國技術研究所總覽』에 수목된, 附設研 究所를 소유하는 141個企業에 대한 賣出額, 從業員, 研究開發投資, 研究人力 등의 자료를 사용하였다.

그러나 141個 企業資料 중에는 아직 본격적으로 가동되지 않은 新設企業,企業이 보고한主生產品의 韓國標準產業分類體系(KSIC)上의 細細分類產業(5digit)으로의 분류가 매우 모호한 경우,企業의 關聯產業의 CR_2 가 산출되어 있지 않은 경우 등이 포함되어 있어,이를 제외한 107個 企業만을 分析對象으로 하였다. 分析對象企業의 產業別分布는〈表 1〉과 같다.

〈表 1〉로부터 分析對象企業은 製造業의 각분야에 골고루 분포되고 있음을 알 수 있다. 實證分析의 對象企業이 이와 같이 선정되었기때문에 實證分析結果 또한 매우 한정된 의미를 갖게 되는 불리함을 면할 수 없었다. 附設硏究所를 갖는 企業은 대부분 大企業이며, 상대적으로 硏究開發이 활발한 企業이기 때문에이들이 우리나라의 모든 企業을 대표한다고볼 수는 없다. 그러므로 다음 장에서 밝혀질實證分析結果를 해석함에 있어서 이와 같은하게를 고려해야 할 것이다.

〈表 1〉 對象企業의 產業別 分布

產業	別	企業體數
機	械	20
電 氣・電	子	21
金屬•非金	金 屬	11
化	學	30
徽	維	6
食 飲	料 타	17
7	E}	2
計		107

⁶⁾ 科學技術處에서는 우리나라 企業의 硏究活動을 調査하고 있는바, 1983년 調査에 의하면 우리나라에서 硏 完開發投資가 있는 企業은 약 300個인 것으로 밝혀졌

이와 같이 對象企業이 선정된 후, 對象企業 과 관련된 市場構造에 대한 指標를 산출하였 다. 企業과 관련된 市場構造의 指標를 계산하 는 데 따른 여러 가지 문제점은 다음과 같은 방법으로 해결하였다.

대부분의 기업이 多品目 生產業體이기 때문에 市場占有率을 산출하기 위하여 우선 對象企業의 生產品中 生產額比重이 가장 큰 4個品目(主生產品)을 각각 細細分類產業(KSIC 5digit)으로 분류하였다. 그리고 1981年度 鑛

예를 들어 機械分野의 企業技術研究所를 갖고 있는 K社의 경우를 보자. K社의 主生產品은 경운기, 트 택터, 콤바인, 해상엔진 등 29종이다. 경운기, 트랙 터, 콤바인 등의 상품은 KSIC 38220產業으로 분류할 수 있으며, 해상엔진 등은 38411產業으로 분류할 수 있다. K社는 38220產業내에서 38220311商品과 382 20411商品을 總 2.6百萬원 出荷하였다. 38411產業에서 는 K社의 出荷가 없었으므로 分析對象에서 제외하였 다. 그밖의 機械工業分野를 살펴보니 K社는 38211個 상품에서 가장 出荷比重이 높은 업체로 나타나 38211 產業은 K社의 關聯產業으로 分析對象에 포함하였다. 이제 38220產業內 그기업 總出荷額 26.3百萬원에 38211產業內 그것의 9.3百萬원을 합한 35.6百萬원을 38220產業 總出荷額 151.8百萬원에 38211產業 그것의 10.9百萬원을 합한 162.7百萬원으로 나눈 0.215가 該 當企業의 市場占有率이다.

工業統計調查報告 原資料를 이용하여 위에서 분류된 각각의 細細分類產業 내의 對象企業 總出荷額을 산출하였다. 마지막으로 對象企業 의 各 關聯細細分類產業內 總出荷額을 합한 수치를 各 關聯細細分類產業의 總出荷額을 합 한 수치로 나누어서 對象企業의 市場占有率을 상출하였다".

對象企業이 속한 關聯產業의 上位 3個企業 集中率을 산출하는 과정 또한 對象企業이 多 品目生產業體이기 때문에 다음과 같이 加重平 均하여 구하였다. 對象企業과 관련된 각각의 細細分類產業에 대하여 上位 3個企業集中率을 既發表된 文獻⁸⁾으로부터 찾아 이를 그 企業의 細細分類產業別 總出荷額으로 加重平均하였 다⁹⁾.

V. 推定結果 및 論議

앞에서 定式化된 模型, 즉 式 (5), (6), (7), (8), (9), (10)에 대하여 最小自乘法(*OLS*)을 이용하여 그 係數를 추정한 결과는 〈表 2〉와 같다.

回歸式 (5),(6),(7),(8)에 대한 推定結果로부터 市場構造와 研究開發投資간에는 다음과같은 結論을 도출할 수 있다. 첫째, 市場占有率이 높을수록 研究開發投資의 集約度가 낮아진다. 賣出額對比 研究開發投資比率이나 總從業員數對比 研究人力의 比率을 研究開發投資의 集約度라고 할 수 있는바, 市場占有率이높아질수록 이러한 比率들은 낮게 나타난다.즉,獨占力이 있는 企業일수록 상대적으로 研究開發努力이 작다. 둘째,企業이 속한 產業

다. 同調查에 의하면 硏究開發投資는 대부분 大企業에 의해 행해지며 中小企業에서는 硏究開發投資가 거의 없는 것으로 나타났다. 이와 같은 사실을 감안하면 本硏究에서 實證分析의 對象企業은 硏究開發投資가 있는 企業의 약 3분의 1에 해당한다. 그러나 本硏究의 分析對象企業은 硏究開發投資가 상대적으로 활발한 企業이므로 投資額으로 본다면 民間部門 研究開發投資의 大宗을 이물 것으로 추측된다.

⁷⁾ 그러나 企業이 보고한 主生產品을 韓國標準產業分類 體系上의 細細分類產業으로 정확히 분류하기 어려운 경우에는 鑛工業統計調查 原資料에서 그 企業이 주로 활동하고 있는 小分類產業(KSIC 3digit)을 조사하여 關聯細細分類產業 중 누락된 것이 있는가 살펴보았다. 즉, 小分類產業內에서 그 企業의 出荷比重이 높은 細 細分類產業이 발견되면 이것도 分析對象에 포함하였다.

⁸⁾ 李奎億・李在亨・金周勳 共著, 前掲書.

⁹⁾ 앞에서 예를 돈 K社의 경우를 살펴보자. 38220產業의 上位 3個企業集中率(CR₃)은 0.730, 38211產業의 CR₃는 1.000이었으며 이 企業의 38220產業에 대한 出荷額은 26.3百萬원, 38211產業에는 9.3百萬원이 있다. 따라서 그 企業의 關聯產業의 上位 3個企業 集中率인 加重平均值는 0.800으로 산출되었다.

 $[\]left(0.730 \times \frac{26.3}{26.3+9.3} + 1.000 \times \frac{9.3}{26.3+9.3} = 0.800\right)$

의 上位 3個企業 集中率이 높을수록 研究開發 投資의 集約度는 낮아진다.

일반적으로 β_5 와 β_6 (또는 β_7 과 β_8)가 동일한 부호를 갖는 것은 예상되었던 결과라 하겠다. 賣出額對比 研究開發投資比率과 總從業員數對 比 研究人力의 比率間에는 밀접한 相關關係를 갖고 있기 때문에 研究開發投資의 集約度률 나타내는 指標로서 어느 것을 사용하여도 유 사한 결과가 도출된다는 것이다. 다음으로 β_5 와 β_7 (또는 β_6 과 β_8)의 推定結果가 동일한 부호를 나타낸 것도 예상된 결과라 할 수 있 다. 즉, 集中率이 높은 產業일수록 그에 속한 企業의 市場占有率이 높아진다고 할 수 있다. 따라서 첫번째 결론과 두번째 결론이 相互獨 立的인 것은 아니다. 回歸式(5)와 (6)에 대 한 推定結果는 產業間 集中率의 차이에 따라 硏究開發投資의 集約度가 달라진다는 사실에 기인한다는 설명이 가능하다. 回歸式 (5)와 (6)의 推定만으로는 同一產業內에서 市場占有 率斗 研究開發投資의 集約度의 因果關係를 밝 힐 수 없다. 이와 같은 문제의 해결을 위해서 는 同一產業에 속한 企業間의 특성을 비교해 야 할 것이나 本研究에서는 이를 다루지 못하 였다.

企業規模와 研究開發投資간의 과계를 式 (9),(10)에 대한 推定結果로부터 살펴보자. 前章에서 설명하였듯이 (9)와 (10)에 대한 推 定에서 彈力性 β_9 (또는 β_{10})이 1보다 크면 α 業規模에 대한 研究開發投資는 彈力的이다. 즉,企業規模가 커짐에 따라 研究開發投資는 더욱 빠른 속도로 증가한다. 반면에 β_9 (또는 eta_{10})이 1보다 작으면 企業規模가 커집에 따라 硏究開發投資는 증가하나 그 증가율은 둔화된 다. 그런데 本研究에서 式(9)의 推定結果나 式(10)의 推定結果로부터 彈力性은 統計的으 로 有意하게 1보다 작음이 밝혀졌다. 예를 들 어 賣出額이 1% 증가한다면 研究開發投資는 그보다 작은 비율로 증대됨을 의미한다. 이와 같은 結論은 우리나라에서는 「슘폐터」의 假說 보다 그와 대립되는 假說이 支持된다는 것을 의미한다.

결론적으로 앞에서의 實證分析結果에 의하

〈表 2〉 推定結果

回歸式	推定	係 數	R^2	F
番號	常 數(α)	彈 力 性(ĝ)		_
(5)	$-4.9136 \ (-26.2555)**$	$-0.3236(\hat{eta}_5) \ (-4.2719)^{**}$	0. 1485	18. 3189
(6)	$-3.7638 \ (-21.3257)**$	$-0.1769(\hat{eta}_6)\ (-2.4724)^{**}$	0.0554	6. 1536
(7)	$-4.4090 \ (-28.8584)**$	$-0.4370(\hat{eta}_7)\ (-1.6944)^*$	0.0272	2. 9322
(8)	-3.5741 $(-26.1334)**$	$-0.4173(\hat{eta}_8)\ (-1.8072)^*$	0. 0305	3. 3053
(9)	$-1.3547 \ (-1.0586)**$	$0.7515(\hat{eta}_9) \ (10.5829)^{**}$	0. 5165	112. 15
(10)	$-0.2923 \ (-0.6435)$	$0.5899(\hat{eta}_{10})\ (9.8614)^{**}$	0. 4811	97. 3631

註:1)() 속의 數值는 t-統計値임.

^{2)*} 信頼水準 95%에서 t-統計値 有意性 있음, 單側檢定** 信賴水準 99%에서 t-統計値 有意性 있음, 單側檢定

먼 市場占有率이 높을수록, 上位 3個企業 集中 率이 높을수록, 企業規模가 클수록 研究開發 投資가 활발하지 못하다는 사실이 밝혀졌다. 흔히 獨占力을 갖는 企業에 대한 規制를 엄격 히 시행하지 않는 이유로 이러한 企業의 動態 的 效率性을 지적한다. 다시 말하면 獨占力이 있으면 靜態的 效率性은 저하되나 장기적으로 볼 때 動態的 效率性이 있다는 것이다. 여기 에서 獨寡占을 지나치게 규제하면 靜態的 效 率性은 달성할 수 있으나 技術開發 등의 態動 的 效率性은 저해된다는 논리가 가능하다. 그 러나 本研究의 結果는 이와 같은 「슘페터」의 假說이 實證的으로 支持되지 못함을 보여 주 고 있다. 또한 企業規模가 커지면 研究開發投 資에 대하여 規模의 經濟를 이룰 수 있기 때 문에 研究開發投資가 증대된다는 假說 역시 支持되지 못하였다. 오히려 企業規模가 커지 면 상대적으로 研究開發投資가 부진하였다.

이와 같은 結論은 물론 標本企業으로 선택된 기업의 研究開發投資行態를 비교한 것이기때문에 우리나라의 모든 기업에게 적용되는 一般的 原則이라고 보기는 어렵다. 前章에서이미 설명한 바와 같이 本研究의 分析對象企業은 企業研究所를 갖는 기업으로 한정하였기때문이다. 本研究의 分析對象企業은 대부분大企業이며 研究開發投資가 상대적으로 활발한 기업이다. 따라서 本實證分析의 결과는 大企業과 中小企業間의 技術開發에 對한 比較優位를 論議하는 데 적용될 수 없다. 즉, 本實證分析의 결과를 飛躍하여 中小企業이 大企業보다 研究開發活動이 활발하다고 해석할 수는 없다. 本實證分析結果는 단지 大企業間의 比較로 해석되어야 할 것이다.

다른 하나의 문제는 硏究開發投資額만을 비

교하여 技術革新의 寄興度를 판단하기는 어렵 다는 것이다. 즉 研究開發投資額이 적더라도 技術革新에 대한 기여도가 클 수도 있다. 研 究開發投資를 얼마나 效率的으로 사용하였느 냐가 고려되어야 한다.

세번째로 우리나라에서 技術革新이 이루어 지는 源泉은 국내의 硏究開發投資뿐만 아니라 外國의 技術을 적절히 受容하는 데 있다. 많 은 企業이 技術水準을 향상시키기 위하여 技 術導入・合作投資 등을 행하고 있다. 總額面 에서 1983年에 우리나라 企業이 技術導入費로 支拂한 비용은 1,189億원인 반면 民間研究開發 投資는 4,510億원인 것을 고려하면, 技術革新 의 手段으로는 研究開發投資뿐만 아니라 技術 導入, 合作投資, 플래트 및 技術用役 등이 대 우 중요하다는 것을 알 수 있다. 따라서 自體 의 硏究開發보다는 외국으로부터의 技術導入 에 치중하는 기업은 硏究開發投資는 적지마 技術革新을 위한 財源의 投入은 많게 되다. 本研究에서는 研究開發投資만을 分析對象으로 하였기 때문에 技術革新에 필요한 財源을 總 體的으로 반영하지 못하였다.

W. 要約 및 政策的 意味

市場構造의 研究開發投資에 대한 實證分析 으로부터 다음과 같은 몇 가지 결론을 얻었 다. 첫째,企業의 市場占有率이 높을수록 研 究開發投資의 集約度는 떨어진다. 둘째,上位 3個企業 集中率이 높을수록 研究開發投資의 集 約度는 낮아진다. 세째,企業의 絕對的 規模 가 커질수록 研究開發投資의 集約度는 감소한 다.

이와 같은 實證分析의 결과는 「슘페터」의 假說에 背馳된다. 즉,獨占的이며 規模가 큰 企業일수록 硏究開發에 필요한 資源을 조달하 기 쉬우며 또한 技術革新을 利潤增大로 연결 시키기 쉽기 때문에 硏究開發投資가 활발해진 다는 假說은 本實證分析結果 우리나라에서는 支持되지 않는 것이 밝혀졌다. 오히려 기업이 獨占的이 되고 規模가 커질수록 硏究開發投資 는 활발치 못하였다.

우리나라에서 獨寡的 市場을 살펴보면 대부분의 企業이 獨占力을 갖게 된 원인은 技術的 優位에 있다기보다는 市場의 狹小에 따른 自然獨占이거나 政府政策에 의한 進入制限 등이다. 이러한 사실을 감안하면 앞에서의 實證分析結果는 어느 정도 예상되었던 것이다. 「슘 페터」의 假說은 技術的 優位가 獨占力을 형성하는 데 중요한 역할을 하고 있다는 전제를 필요로 한다. 반면에 우리나라에는 技術的 優位에 의한 獨占이 별로 많지 않기 때문에 앞에서와 같은 實證分析結果가 도출된 것이다.

獨寡占企業이 研究開發投資를 계을리 하는 다른 하나의 이유는 政府가 獨寡占企業에 대한 規制方案으로 價格統制를 하고 있다는 것이다. 價格統制는 일반적으로 費用에 適正利潤을 더한 값으로 제품의 가격을 책정하는 것을 의미한다. 따라서 규제되고 있는 기업은原價絕減을 위한 노력을 계을리하게 되며 이는 곧 研究開發投資 등의 技術革新을 소홀히하게 되는 것을 의미한다. 價格이 費用을 기하게 되는 것을 의미한다. 價格이 費用을 기

준으로 책정되는 여전하에서는 비용절감을 위한 硏究開發投資를 소홀히 하는 것은 예상된 결과라 하겠다.

일반적으로 우리나라에서의 產業政策은 企業의 倒產 및 過當競爭을 방지한다는 차원에서 각종의 직접·간접적 進入制限을 시행하며, 동시에 獨寡占企業의 횡포를 방지하기 위하여 각종의 價格規制를 병행한다. 이와 같은 進入制限과 價格規制를 根幹으로 하는 정책하에서는 技術革新이 촉진되기 어렵다. 技術革新은 自由競爭下에서 最大利潤을 추구하는 企業家精神이 발휘될 때 가장 잘 이루어지는 것이라 하겠다. 따라서 政府에 의한 각종의 進入障壁을 철폐하고 競爭을 촉진하는 방향으로의 政策轉換이 필요하며 獨寡占企業에 대한 規制에 있어서도 企業이 技術革新에 대한 충분한 誘因效果를 유지하도록 하는 방안을 모색하여야 할 것이다.

本研究는 市場構造의 技術革新이라는 광범하고 중요한 과제에 대하여 극히 부분적인 結論을 도출해 낸 데 지나지 않는다. 앞에서 서술하였듯이 본 연구에는 分析對象企業이 附設研究所를 보유하는 企業으로 제한된 문제라든지, 分析對象을 研究開發投資額만으로 한정하여서 投資의 效率性을 감안하지 못한 문제, 外國技術을 導入하기 위한 費用에 관한 분석이결여된 문제 등에 대한 고려가 없었다. 이와같은 本研究의 限界를 극복할 수 있는 向後의研究가 필요하다.

> 參 考 文 獻 <

- 李奎億,『市場構造斗 獨寡占規制』, 韓國開發 研究院, 1977.
- 李奎億·李在亨·金周勳,『市場斗 市場構造』, 韓國開發研究院, 1984.
- 科學技術處,『科學技術年鑑』, 1982,83,84. 經濟企劃院,『鑛工業統計調查報告書 1981』, 1983.
- 韓國產業技術振與協會,『1985 韓國技術研究所總覽』, 1985.
- Grabowski, H.G., "The Determinants of Industrial Research and Development: A Study of the Chemical, Drug, and Petroleum Industries," *Journal of Political Economy*, March-April 1968, 76(2), pp. 292~306.
- Hamberg, D., "Size of Enterprise and Technical Change," *Antitrust Law of Economics*, July-August 1967, 1(1), pp. 43~51.
- Horowitz, I., "Firm Size and Research Activity," *Southern Economic Journal*, January 1962, 28(1), pp. 298~301.
- Mansfield, E., Industrial Research and Technological Innovation—An Economic Analysis. New York: Norton for the

- Cowels Foundation for Research in Economics at Yale University, 1968.
- _____, The Economics of Technological Change. New York: Norton 1968.
- res: Relationships to Size of Firm, Concentration, and Innovative Output," The Review of Economics and Statistics, Vol.63, 1981, pp. 610~615.
- Scherer, F.M., "Firm Size, Market Structure, Opportunity, and the Output of the Patented Invention," *American Economic Review*, Vol.55, pp. 1097~1125.
- ment of Scientists and Engineers," American Economic Review, June 1967, 57 (3), pp. 524~31.
- ______, "Research and Development Resource Allocation Under Rivalry," Quarterly Journal of Economics, August 1967, 81 (3), pp. 359~394.
- ______, "Concentration, R & D, and Productivity Change," Southern Economic Journal, Vol. 50, No. 1, July 1983, pp. 221~225.

〈附表 1〉 分析企業에 관한 資料

(단위:百萬원, 名)

						白萬원,名)
企業	賣出額	從業員數	R & D 投資額	總研究 人 員	該當企業 市場占有率	上位 3個企業 市場占有率
1	75,000	1,800	1,900	136	0. 219	0.800
2	460,000	4,720	28, 607	343	0. 117	0.782
3	105,000	1,710	625	39	0.096	0.709
4	670,000	17,000	5, 461	266	0. 136	0.758
5	337,000	8, 300	8, 376	560	0. 172	0.650
6	220,000	4,093	2,000	58	0. 201	0.715
7	62,000	2, 250	1,942	86	0.044	0.513
8	45,000	721	2, 294	44	0.030	0.515
9	4,036	350	350	41	0.009	0.521
10	699, 100	11,000	23, 210	1,200	0, 229	0.768
11	992, 875	24, 693	9,200	150	0.489	0.662
12	70,000	1,800	378	22	0. 281	0.997
13	101, 700	2,768	1,404	112	0. 127	0.575
14	340,000	6, 500	3,561	261	0.203	0.786
15	95, 214	4,064	1,847	190	0.071	0.538
16	54, 300	1,500	2,500	86	0.159	0.905
17	180,000	2, 283	3, 408	49	0.324	0. 593
18	90,000	2,200	2, 394	42	0.084	0.840
19	25, 896	1,438	553	49	0.034	0.758
20	20, 395	900	115	14	0.793	0.923
21	5,000	215	225	34	0.057	0.644
22	66,000	1,930	2,751	51	0.260	0.676
23	100,000	2,300	23, 932	130	0.002	0.438
24	1,000,000	22,000	42,000	480	0.139	0.642
25	22, 106	490	1, 102	113	0.155	0.644
26	180,000	2,600	5,500	58	0.166	0.738
27	42,000	1,800	1,300	80	0.010	0. 596
28	183, 444	6,637	8, 566	421	0.055	0.514
29	80, 150	3,700	2,500	115	0.015	0.496
30	983, 000	15, 932	69,000	1,490	0.169	0. 599
31	20,000	621	1,060	81	0.045	0.388
32	25,000	349	1,500	33	0.050	0.846
33	55, 000	1,780	2,649	46	0.064	0.494
34	99, 775	5, 490	6,000	25	0.014	0.418
35 ee	70,000	2, 300	1,600	99	0.020	0.395
36 37	91, 154 32, 250	2,747	2,776 500	173	0. 257	0.592 0.596
38	86, 020	1, 115 2, 300	612	45	0.014	0.532
39	83, 000	2, 500 3, 500		47	0.218	0.596
39 40	157, 861	4,400	2,500 3,492	250 185	0. 154 0. 074	0.390
41	244, 660	3, 377	3, 492 3, 318	185 89		1.000
42	64, 000	530	594	37	0. 171 0. 062	0.643
43	100,000	2,030	1,030	41	0. 492	0.045
44	212, 100	3, 060	2,500	287	0. 492	0.709
45	520,000	5, 250	2, 300 1, 900	103	0. 415	0.740
10	020,000	0, 400	1, 500	103	0.410	0.170

〈附表 1〉의 계속

企業	賣出額	從業員數	R & D 投資額	總硏究 人 員	該當企業 市場占有率	上位 3個企業 市場占有率
46	797, 916	14, 989	13, 592	266	0.542	0.714
47	114,000	2,700	1,000	41	0.875	0.984
48	230,000	7, 100	1, 345	73	0. 335	0.330
49	288, 732	5 , 800	1,800	53	0.042	0.591
50	226, 500	1, 387	850	23	0.253	0.646
51	48,000	900	400	27	0.380	0.949
52	30,604	1, 948	354	20	0. 101	0.646
53	35,000	580	850	35	0.102	0.655
54	70,000	875	840	41	0.186	0.637
55	50,000	1, 067	4,000	22	0.468	0.971
56	145,000	2,014	2, 103	55	0.100	0.332
57	500,000	7, 500	14, 200	253	0. 189	0. 505
58	25,000	6 00	800	45	0.024	0. 262
59	31, 300	248	317	32	0.064	0.439
60	40,000	1, 249	150	36	0.113	0.606
61	2,790,000	2, 410	4, 000	50	0.400	0.874
62	56, 500	1, 350	2,015	60	0.067	0. 262
ა3	28,000	750	500	43	0.031	0. 262
64	68,000	511	1,095	42	0.020	0. 733
65	60,000	1,600	1,020	74	0.064	0.482
66	17,000	185	200	20	0.099	0.439
67	196,000	6, 500	2, 450	149	0.090	0.759
68	205, 000	2, 982	3, 855	102	0.364	0.748
69	170,000	1, 300	2,000	19	0.083	0. 527
70	102, 700	3, 740	2,000	334	0.886	0.639
71	17, 714	199	456	18	0.027	0. 567
72	28,651	880	2,890	58	0.368	0.874
73	29,700	750	500	24	0.022	0. 355 0. 448
74	17,000	785	950	72	0.052	0. 586
75 76	100,000	1, 200	2,000 200	98 27	0. 132 0. 113	0. 380
77	35,000	250 950	1, 200	31	0.113	0. 439
78	300, 000 9, 600	270	204	25	0. 133	0. 981
79	407, 800	4, 025	3, 657	84	0.318	0. 748
80	407, 800	1,000	300	41	0.035	0. 262
81	18, 500	183	372	17	0.062	0. 439
82	11,000	175	250	19	0.024	0. 262
83	180,000	3,000	6, 100	97	0.067	0.503
84	92, 200	3, 500	500	19	0.060	0.756
85	144, 400	4, 302	643	47	0. 228	0. 597
86	201, 766	3, 324	2,590	84	0.066	0.669
87	250,000	4,000	3, 277	141	0.957	1.000
88	430,000	19, 200	1,660	162	0.096	0. 447
89	182,000	3, 900	910	71	0. 315	0.911
90	94, 000	800	1,620	31	0. 168	0.848
	1 32,330	1 330				

〈附表 1〉의 계속

企業	賣出額	從業員數	R & D 投 資 額	總硏究 人 員	該當企業 市場占有率	上位 3個企業 市場占有率
91	141, 283	1,609	1, 114	60	0. 589	0.998
92	410,000	3, 694	3,500	150	0. 166	0.795
93	150, 500	2,500	1,505	75	0. 123	0.854
94	32,000	1,200	351	47	0. 253	0.805
95	66, 500	830	280	24	0.061	0.628
96	130,000	2,500	293	17	0. 247	0.623
97	83,000	1,791	500	44	0. 132	0.591
98	46,000	360	460	17	0. 195	0.923
99	180,000	3, 900	1,300	75	0. 121	0.826
100	217,500	4,700	890	32	0.066	0.869
101	163, 800	5, 310	977	33	0. 177	0.937
102	112, 200	2, 500	725	34	0. 224	0.701
103	50,000	1,300	500	32	0.014	0.785
104	9, 800	170	215	25	0.312	0.899
105	34 , 050	663	300	13	0.177	0. 575
106	165, 286	1,500	500	24	0.091	0.285
107	71,500	1,098	620	41	0.060	0,752

技術集約產業發展과 地域開發政策

基 鍾 金

- Ⅱ. 技術都市構想의 特性과 背景
- I. 序 論
 I. 技術都市構想
 II. 産業構造의 變
 의 立地特性
 IV. 要約 및 結論 Ⅲ. 產業構造의 變化展望과 技術集約產業
 - N. 技術都市構想의 示唆點과 우리의 與

1. 序 論

技術集約的이고 高附加價值를 生産하는 尖 端技術産業이 主要 成長産業으로 대두되면서 自然發生的으로 또는 政策的으로 科學都市 (science park; science town)가 造成되었다. 이들 科學都市는 生成過程에 따라 크게 두 가 지 형태로 分類할 수 있다.

첫째, 美國을 중심으로 造成된 경우로, 유

筆者:韓國開發研究院 研究委員

수한 大學에서의 研究·開發機能 때문에 尖端 技術產業이 집중적으로 立地하여 形成된 예이 다. 이는 尖端技術產業의 立地를 決定하는데 硏究開發機能의 역할이 중요하기 때문이다. 대 표적인 예로는 스탠포드大學을 背景으로 형성 된「실리콘 벨리」(silicon valley), MIT大學을 背景으로 하는 Boston地域 및 North Calorina 의 Research Triangle地域을 들수 있으며, 이들 지역에서 尖端技術의 집중적인 硏究• 開發과 生產活動이 이루어지고 있다. 英國 의 Cambridge에 형성된 尖端技術產業團地도 Cambridge大學의 硏究 · 開發機能이 중요한 立地誘引의 要因이 되고 있다.

Cambridge團地의 경우는 大學의 機能이 尖 端技術產業團地形成과 더욱 지밀한 과계를 맺 고 있는바, Cambridge大學은 현재 立地하고 있는 40餘個의 尖端企業에 대하여 工場敷地를 임대하고 있고 企業에 따라서는 이들에게 胃 險資本을 投資하고 있다".

둘째, 大學을 중심으로 하여 自然發生的으 로 形成된 科學團地와는 대조적으로 研究・開

¹⁾ 英國의 科學團地는 Cambridge 이외에도 Heriot-West 등 13個地域에 形成되어 있고 現在 15個地域에 새로 운 團地가 造成되고 있는 상황이다.

發機能을 强化하기 위하여 政策的으로 新都市를 建設한 경우를 들 수 있다. 대표적인 예로서 프랑스의 Sophia, 日本의 「쓰쿠바」科學都市 및 우리나라의 大德硏究團地가 이 범주에 속한다. Sophia科學都市의 경우는 產業生產機能까지 포함되어 있으나「쓰쿠바」나 大德研究團地의 경우는 研究機能만 집중되어 있으며 中央政府 主導로 計劃・推進된 것이 特徵으로 되어 있다.

이같은 科學都市는 硏究開發의 중요성과 尖端技術產業의 特性에 따라서 형성된 것이나 全國的 規模에서 地域開發政策으로 連繫되지 는 못하였다.

그러나, 최근 日本은 尖端技術產業 育成政策을 地域開發戰略과 連繫한 技術都市(technopolis) 建設을 構想하여 國家發展戰略의 일환으로 추진하고 있다. 즉, 尖端技術產業을 戰略產業으로 育成하면서 동시에 균형된 地域發展을 도모하기 위한 戰略으로 工業發展이 비교적 뒤떨어진 一部地域에 產・學・住가 잘 조화된 都市를 建設한다는 構想을 세우고 이를 推進中에 있다.

1980年 通產省의 通商產業政策建議에 의하여 태동되기 시작한 이 建設構想을 실현하기 위하여 1983年「高度技術工業集積地域 開發促進法」을 제정하여 技術都市 建設을 법적으로 뒷받침하고 있다. 靑森地域 등 19個地域이 후보지로 선정되어 妥當性 基礎調査가 실시되었

으며 그 중 15個地域의 計劃이 확정되어 技術 都市의 建設作業이 추진되고 있다.

이같은 未來指向的이고 長期國家發展戰略인 技術都市建設 構想은 國土의 效率的 活用과 大都市 人口分散,地方의 活性化와 均衡發展 을 추구하면서 技術向上과 產業構造의 高度化 를 이룩하여야 하는 우리에게 地域開發과 產 業政策을 連繫・樹立할 수 있는 가능성을 示 唆해 주고 있다.

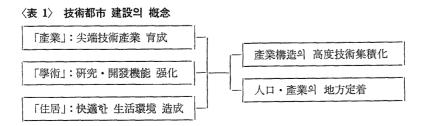
技術集約產業의 育成은 高度經濟成長의 持續과 產業構造의 高度化를 위해 推進해야 할 중요 政策課題로 대두되고 있는 바, 이들 產業이 어디에 立地하느냐에 따라 地域發展에도 커다란 影響을 줄 것으로 豫想된다.

本稿의 目的은 日本에서 대두되고 있는 技術 都市建設 構想의 內容과 背景 및 特性을 檢討 하고 우리의 產業 및 地域開發段階에 적합한 技術都市建設의 基本方向을 摸索하는 데 있다.

II. 技術都市 構想의 特性과 背景

1. 技術都市의 基本概念

技術都市의 基本概念은 東京,大阪,名古屋 등 大都市圏 이외의 地方에「産業」,「學術」,



「住居」가 調和된 都市를 建設하려는 것이다. 즉, 對象地域의 大學研究機關을 중심으로 研究開發機能을 强化하고, 이곳에 技術 및 知識集約的이고 附加價值가 높은 尖端技術產業을 導入・育成하며, 教育・文化・自然環境이 잘 조화된 生活環境을 造成하여 未來指向的인 都市를 建設하는 것이다. 이와 같은 技術都市構想은 尖端技術에 입각한 產業技術開發戰略인 동시에 地方에 自立的인 發展基盤과 定住與件을 造成하여 人口의 地方定着을 유도하려는 地域開發戰略이다.

2. 技術都市 建設의 推進戰略

技術都市는 各地域의 社會・經濟的 與件을 背景으로 母都市의 고차적 都市機能을 活用하면서 技術集約產業團地를 造成하는 것으로, 이를 실현하기 위한 產業의 誘致, 研究・開發機能의 造成 및 生活環境의 整備를 위해 다음과 같은 戰略을 樹立하고 있다.

가. 産業育成戰略

技術都市의 生產機能 育成方向은 해당 地域의 立地的 特性에 따라 尖端技術產業의 業種을 선택하고 育成하되, 技術都市內의 產業育成은 외부로부터 新規企業을 유치하거나 旣存中堅企業 및 地域特性產業을 尖端技術產業化로 誘導하여 이룩하도록 하고 있다. 外國人投資도 적극적으로 장려하고 있는바, 日本의各地方自治團體는 이미 10年前부터 尖端產業의 地方誘致를 위해 外國企業의 子會社를 유치하기 시작하여 큰 성과를 보이고 있다. 技術都市內의 產業團地는 중래의 大規模 工業團地 형태를 지양하고 6萬~9萬坪 정도의 中小

規模 團地로 開發할 計劃이다.

나. 研究機能 育成戰略

技術都市內에서 研究開發은 두 가지 형태로 育成하려고 한다. 하나는 改良型 研究開發로, 電子工業,「메카트로닉스」등 외부에서 開發 되 尖端技術을 地域內의 既存產業에 이전하여 技術先進化를 꾀하는 것이고, 다른 하나는 創 浩的 研究開發로 技術都市 地域內에서 尖端技 術을 研究・開發하는 것이다. 따라서 研究開 發 機能은 주로 生產過程과 連繫되도록 하며 地方企業・大學 또는 研究機關과 政府間의 共 同研究體制를 강화토록 하고 있다. 그리고 大 學・研究機關,情報技術센터 등의 시설을 擴 充 또는 유치하여 이들 상호간에 技術・知識 및 情報의 교화이 잘 이루어지도록 計劃하고 있으며 硏究要員, 에지니어 등 고급인력을 유 치, 확보하고 大都市圈과의 情報通信體制를 改善하여 情報基盤을 확충하려는 방식을 취하 고 있다.

다. 生活環境 造成戰略

技術都市의 성공적인 建設은 高級頭腦의 地方誘致가 어느 정도 이루어질 것인가에 달려 있다고 해도 과언이 아닐 만큼 가장 중요한과제다. 현재 日本은 고급인력 및 研究開發施設이 大都市地域에 집중되어 있어 地方의研究開發活動이 상대적으로 저조한 상황이다. 이는 地方에 우수한 인재가 부족하고 市場 및 技術情報의 입수가 곤란하며 研究活動과 관련된 서비스가 부족하여 研究・開發의定着에 어려움이 있기 때문이다. 따라서 教育・醫療・文化 및 情報施設의 擴充 등 종합적인 生活環境 向上을 推進하고 있는바, 다음과

같은 生活空間 配置形態를 構想하고 있다. 즉, 새로운 大規模 居住團地를 開發하여 新都市를 造成하거나, 자연경관이 뛰어난 지점에 研究 者 대상의 中小規模 居住地를 開發하는 방법, 또는 母都市 周邊의 區劃整理事業 등으로 新 市街地를 開發하는 方法을 構想하고 있다.

3. 技術都市構想의 背景

技術都市 建設構想이 日本에서 대두된 배경은 무엇보다도 日本의 經濟環境 變化와 이에 따른 地域開發戰略의 變化에서 연유된다.

高度經濟成長에의 移行으로 特徴지위지는 1960年代의 日本은 經濟成長의 先導產業으로 鐵鋼, 石油化學 및 非鐵金屬과 같은 基礎素材 產業을 政策的으로 育成하면서 이의 立地選定 을 地域開發의 政策手段으로 活用하였다. 즉, 1962~68年까지 계속된 第1次國土綜合計劃 期間中에는 重化學工業化의 基礎素材의 安定 供給이라는 産業政策上의 必要性과 渦密・渦 疎地域 解消를 통한 地域間 均衡發展에 내응 하는 立地政策을 追求하였다. 이에 따라 新產 業都市 建設斗 工業整備 特別地域의 開發 및 整備를 중심으로 하는 據點開發方式을 推進하 였고 이를 위해 大規模 公共投資에 의한 大型 港灣의 建設,廣大한 工業用地 등을 造成하였 다. 그러나 이같은 政策은 地域間의 發展隔差 解消에 큰 도움이 되지 못하고 오히려 東京에 서「후쿠오까」,「히로시마」에 이르는 太平洋

Belt 地域에 工業을 집중시키는 결과를 초래 하였다.

1969年부터 시작된 第 2 次國土綜合計劃에서는 人口·產業의 大都市 集中을 억제하고 地域開發을 위하여 新幹線,高速道路建設 등 大規模 社會間接資本施設 확대에 주력하였다.

한편 高度經濟成長을 지속하던 日本은 1973 年 第 1 次石油波動 이후,鐵鋼,石油化學 등에너지多消費型產業인 重化學工業育成을 지양하고 自動車, TV 등 加工組立型產業을 政策的으로 育成하면서,臨海型 工業團地建設에 의존하던 기존의 工業立地政策에 수정을 가하였다. 또한 大都市地域의 工業集中을 완화하고 地方의 工業을 育成하기 위해「工業移轉促進法」²¹을制定하여 1960年부터 추진하던 工業再配置政策을 강화하였다.이에 의해 過密地域의工業은 過疎地域으로 移轉을 促進시키고 새로운 工場의 立地는 稅制,金融支援 및 政府의補助金支援 등으로 過疎地域으로 誘導하였다.

이와 같은 工業立地政策의 推進으로 1981 年까지 大都市 工業地域 工場面積의 21%가 減少되었고, 新規工場의 68%가 過疎地域에 立地하여 政策의 실효를 거두었다. 그러나 工 業生產額 측면에서 보면 過密地域과 過疎地域 間의 比率에 거의 변화가 없는 것으로 나타나 고 있는바, 이는 附加價值가 높은 產業의 대 부분이 過密地域의 經濟活性化를 위하여 高附加 價值產業의 유치가 필요하게 되었다.

石油波動 이후 安定成長經濟로 전환된 日本은 1977年부터 시작된 第3次國土綜合計劃을 推進하면서 地域開發戰略을 地方의 敎育,文 化,醫療施設 配置 및 交通網 整備 등 종합적 생활환경의 개선을 추구하는 定住圈造成戰略

^{2)「}工業移轉促進法」은 全國을 工業集中度에 따라 東京, 大阪, 나고야 등 工業集中地區로 構成된「工業移轉促 進地區」, 홋가이도오, 도호쿠, 시코쿠, 큐우슈우地域 등의「工業誘導促進地區」, 그리고 여타의 地域을「中 立地域」으로 구분하였다. 또한「工業誘導促進地區」증 工業集中度가 특별히 낮은 地域은「特別工業誘導促進 地區」로 지정하였다.

으로 전환하였다. 이는 종래의 大都市를 중심으로 하는 都市建設方式에서 地方의 中小都市育成에 중점을 두는 政策으로 전환한 것을 의미한다. 이같은 政策의 변화는 日本이 60年代부터 推進하여 온 地域開發政策으로 人口外產業의 地方定着을 誘導할 수 있는 基本與件이 造成되었다는 것을 의미한다. 이같은 背景下에서 技術都市構想은 定住構想을 실현하려는 戰略으로 평가될 수 있다.

이와 함께 종래의 地域開發政策은 中央政府 가 주도하였으나, 中央政府의 財政赤字가 누 적되면서 中央政府 財政에 의한 地域開發의 推進이 어렵게 되어 地方主導의 開發戰略이 불가피하였다. 이에 따라 既存의 地方都市機 能 및 下部構造를 활용하면서 地域住民의 創 意와 自助的 노력에 의하여 地域經濟의 자립 기반을 造成하는 戰略이 필요하게 되었으며 이 는 技術都市構想의 중요한 要因이 되고 있다. 技術都市 構想이 대두하게 된 다른 중요한 요인은 日本經濟의 안정적인 成長을 위해 절 실히 요구되고 있는 尖端技術의 開發과 產業 構造의 高度化政策이다. 전술한 바와 같이 日 本의 經濟成長은 60年代에는 基礎素材產業, 70年代는 大型複合組立產業이 주도하였으나 80年代는 이들 產業의 成長限界性으로 半導體, 生命工學과 같은 技術・知識集約的이며 高附加價值產業의 育成이 요구되었고, 이를 先導할 자주적이고 독창적인 技術開發戰略이 필요하였다. 즉, 종래 日本의 技術開發은 외국에서도입된 技術의 應用, 模倣 및 國際的인 共同開發 등으로 대처하여 상당한 技術이 축적되었다. 그러나 아직 尖端技術은 歐美先進國에의존하고 있는 상황으로, 앞으로 國際的 技術競爭이 격화될 것에 대처하여 歐美 技術을 導入・改良하는 종래의 戰略에서 탈피하여 독자적인 技術開發戰略이 필요하였다.

이상과 같은 日本社會의 國內外經濟環境 변화에 의하여 제기된 技術都市의 構想이 새로운 開發戰略으로 形成・推進될 수 있는 이유는 尖端技術產業의 特性과 日本에서 이같은構想이 실현가능할 수 있도록 與件이 성숙되었기 때문이다. 尖端技術產業은 製品이 輕量・少型形態로 전환되어 生產費에서 점유하는 輸送費가 적어집에 따라 立地가 중래의 臨海地

〈表 2〉 日本의 國土開發 戦略

第1次國土計劃(1962~68)		第2次國土計劃(1969~76)	第3次國土計劃(1977~85)	
背 景 • 高度成長經濟豆 移行 • 地域間 隔差擴大		・高度成長經濟・人口・産業의 大都市集中・人口의 地方定着 및 通 地方分散		
基本目標	• 地域間 均衡發展	・豊饒한 生活環境의 創造	• 綜合的 生活環境 整備	
開發戰略	• 據點地域 開發	• 社會間接資本 投資擴大	• 地域生活 環境改善(定住構想)	
政策手段	• 15個 大單位 工業團地 造成 成 • 6個 特別工業育成團地 造成	•新幹線,高速道路 등 交通 網 整備	・大都市・地方都市 및 農漁村 의 綜合的 環境整備・教育・文化・醫療施設 配置, 交通網 整備 등 均衡的 國土 利用의 基盤整備	

資料: National Land Agency, The Third Comprehensive National Development Plan, 1979, Japan.

域에서 臨空港 및 臨高速道路의 內陸型으로 바꾸어질 수 있게 되어 內陸地域에서도 용이 하게 立地할 수 있게 되었다. 한 예로서, 「마 이크로칩」(microchips)의 경우, 약 60萬弗 상 당의 生產品을 「콘테이너」(container)로 「큐 슈」地域에서 東京까지 輸送할 때 航空運賃은 약 1,200弗 정도로 販賣價의 0.2%에 불과하 기 때문에 輸送費로 인한 立地制限은 거의 무 시될 정도이다. 또한 情報通信시스템의 발달 로 地域間,產業間의 情報交換이 용이하게 되 어 產業活動에 있어서 地方都市의 大都市에 대한 불리한 요인이 줄어들게 되었다.

뿐만 아니라 大都市와 地方間의 生活環境의隔差가 줄어 들고, 地方의 雇傭機會 創出이 增大됨에 따라 大都市에서 地方으로 人口가 이동하는 이른바 「U-turn」現象(地方→大都市→地方)과 「J-turn」現象(大都市→地方)이 일어남으로써 技術集約的產業의 育成에 필요한 高級頭腦 확보가 地方에서도 용이하게 된 것도이같은 構想이 성립될 수 있는 與件으로 작용하였다.

Ⅲ.產業構造의 變化展望과 技術集約產業의 立地特性

1. 産業構造의 變化展望

우리나라의 工業構造는 1960年代 纖維, 衣服 등의 輕工業部門이 주종을 차지하였고, 1970年代에는 鐵鋼, 非鐵金屬 및 石油化學 등重化學工業이 先導的인 發展을 하였다. 그러나 石油波動 이후에는 自動車, TV 등 組立加

工型產業이 급속히 成長하고 있다.

이같은 產業構造는 長期的으로 에너지 및 原資材 需給構造의 變化,技術開發 및 技術革新 등 國際經濟環境의 變化와 國內의 經濟與 件 變化에 의하여 變化될 展望이다. 앞으로 우리나라 年平均 GNP成長率은 1990年까지 7.5%,1991~200年間에는 6.8%로 추정되며, 製造業部門의 成長은 1980年代에는 年平均 9.5%,1990年 9.5%,1990年代에는 年平均 8.0%로 展望되고 있다.

이와 같은 成長率의 추정은 물론 각 產業群 에서 다음과 같은 技術與件의 變化가 展望됨 ㅇ로써 이루어진 것이다. 즉,纖維,鐵鋼,家 電製品, 石油化學工業 등은 國內에서 土着化되 技術로 앞으로는 製品의 高級化, 패션化, 工程 改善, 에너지 節約 등을 위한 자체 技術開發 이 推進될 것으로 展望된다. 또한 精密化學, 精密器機,產業用電子工業,自動車工業 등의 技術은 현재 우리나라에서 消化,改良 중이거 나 도입 단계에 있지만 앞으로는 컴퓨터 및 新 素材開發에 힘입어 生產性向上과 品質 및 性 能面에서 製品의 多樣化, 精密化가 가속될 것 으로 보인다. 한편 遺傳工學, 「메카트로닉스」, 新素材産業, 컴퓨터産業 등의 技術은 全産業 構造를 高度化시키기 위해 필수적이며 그 波 及效果도 매우 크므로 앞으로 우리나라에서 중점적으로 開發해야 할 未來指向的인 尖端技 術이다.

製造業 附加價值의 成長은 1980年 不變價格 기준으로 1980年代에는 年平均 9.5%, 1990年代에는 年平均 8.0%로 展望되어 實質經濟成長率보다 훨씬 높은 成長率을 보일 것이다(表 3). 製造業 중에서 특히 一般機械, 電氣器機, 電子工業, 自動車工業, 精密化學 및 레포츠產

業이 1980年代와 1990年代에 成長을 주도할 것이며, 造船工業은 1980年代에만 成長을 주도할 것으로 예측된다. 이에 따라 2000年의 우리나라 工業構造는 附加價值를 중심으로 볼때 一般機械, 電氣器機, 精密器機 등의 機械工業, 電子工業, 自動車工業 및 精密化學工業비중이 크게 높아지는 반면, 纖維工業, 鐵鋼工業 및 石油化學의 比重은 상대적으로 낮아지는 방향으로 變化될 것이 예상된다.

2. 技術集約產業의 立地特性

技術集約產業은 尖端技術에 기반을 둔 產業群이지만 未來技術을 수용할 수 있어야 하며 또한 一定地域에 尖端技術의 集積이 형성되려면 장기간을 요하게 된다. 특히 技術集約產業의 育成과 集積을 위해서는 土地・勞動・資本이외에 情報・技術・經營上의 連繫가 매우 중요하다. 따라서 技術集約產業은 輸送費가 立地決定에 중요한 要因으로 작용하였던 重化學

工業과는 다른 立地決定要因을 지니고 있어 良質의 用水,電力,用地를 비롯하여 空港,高 速道路,高速鐵道 등의 신속한 交通網의 整備, 良質의 勞動力 등이 立地의 必要與件으로 되 어 있다.

우리나라에서 有望 技術集約產業分野 工場을 가진 企業體를 중심으로 立地條件에 관한 企業設問調査 및 面談調査를 행한 결과, 技術 集約產業의 주요한 立地條件은 다음과 같다.

學術研究機能 集積: 尖端技術產業은 共同研究, 委託研究, 資料의 共同利用, 教育, 訓練, 研究者의 派遣 등을 통한 學術研究機能과 밀접히 관련되어 있다. 대부분의 企業이 關聯研究所 및 公共研究機關에의 近接, 關聯分野의 學部 및 大學院 등 學術研究機關과의 접근을 중요한 立地條件으로 간주하고 있다.

都市機能 集積: 尖端技術産業은 知識勞動力,市場情報,技術集積 및 關聯서비스 등을 확보할 수 있는 都市機能의 集積을 필요로 한

〈表 3〉 우리나라의 主要 工業構造 展望(附加價値)

(단위:1980年 不變價格, %)

	1000	1000	0000	年平均 成長率	
	1983	1990	2000	1984~1990	1991~2000
機械工業	12. 1	13.7	15. 7	11.4	9.5
電子工業	8.9	12. 1	17.4	14.4	12.0
白動車工業	3.6	6.9	9. 1	20. 2	11.0
造船工業	4.9	4.8	4. 2	9.0	6.6
化學工業	11.3	10.4	9. 9	8. 2	7.5
鐵 鍋 工 業	6.4	5.9	5. 2	9.4	5. 9
纖 維 工 業	15. 1	11.5	8. 7	5.3	5.0
食品加工業	10.0	8.2	6. 9	6.5	6. 1
기타	27.7	26.0	23. 1	8.5	6.8
계	100.0	100.0	100.0	9.5	8.0

註:產業硏究院의 工業構造展望 중 제 1 안에 의한 것임.

資料: 産業研究院,『2000年을 향한 工業構造展望과 發展戰略』, 1985.12.

다. 調査結果, 大都市 및 이에 준하는 都市에 의 近接이 중요한 조건으로 나타났고 文化・餘暇・醫療施設의 정비, 우수한 高等教育機關의 정비도 지적되고 있다.

輸送體系:尖端技術產業은 資料 및 製品의流通,人的資源의 移動에서 迅速性과 定時確實性이 요구되어 高速交通體系에의 近接性이중요시된다. 특히 우리나라에서는 關聯工業의集積과 통하는 高速道路「인터체인지」에의 近接이 중요한 立地條件으로 지적되고 있다.

工業集積: 尖端技術產業은 部品部材의 확보, 關聯工業의 확보, 人材의 확보라는 점에서 工業集積이 중요시되고 있다. 특히 우리나라에서는 필요한 部品部材를 製作加工할 수있는 關聯工業의 集積이 중요한 立地條件으로지적되어 前方連繫 및 後方連繫가 중시되고 있음을 示唆하고 있다.

勞動力: 尖端技術產業은 研究開發, 企業化 단계에서의 研究者 및 高度專門技術者의 확보 는 물론 生產 및 品質管理面에서도 專門技術 知識을 가진 高級勞動力을 필요로 한다. 조사 에 따르면 專門知識을 가진 高度技術者의 확 보, 높은 技術水準에 적응할 수 있는 勞動力 의 확보가 중요한 立地與件으로 나타났다. 이 외에 일정량의 勞動力의 확보는 필수적이기 때문에 定着性이 높은 關聯製品 組立加工技術 을 가진 熟練工의 확보, 男女 勞動力의 충분 한 공급도 지적되고 있다.

기 타:일반적으로 低廉하고 高度의 性能을 갖춘 通信網,「소프트웨어」資源에의 近接등 情報下部構造의 集積과 良好한 自然環境도

중요한 立地條件으로 지적되고 있다.

우리나라 尖端技術產業의 立地條件을 중요한 순서로 요약하면, (1) 關聯研究所 및 公共研究機關에의 近接을 통한 學術・研究機能 集積, (2) 大都市 및 이에 준하는 都市에의 近接을 통한 都市機能 集積, (3) 部品部材를 製作,加工할 수 있는 關聯工業의 集積, (4) 高度의 專門知識을 가진 技術者 확보의 용이성, (5) 높은 技術水準에 적응할 수 있는 勞動力확보의 용이성, (6) 部品部材 關聯工業이 될수 있는 業種의 集積 등을 들 수 있다.

N. 技術都市構想의 示唆點과 우리의 與件

1. 地域開發政策上의 示唆點

尖端技術產業의 育成을 주축으로 하는 技術 都市建設 構想은 大都市의 人口 및 產業의 分 散을 촉진하고 地域間 均衡開發과 產業・技術 開發을 촉진해야 하는 우리의 당면과제에 비 추어 볼 때 地域開發戰略 樹立에 긍정적인 점 을 示唆하고 있다.

우리나라는 70年代 高速道路 및 港灣建設과 工業團地建設을 통하여 重化學工業을 중심으로 하는 產業의 高度化를 이룩하였다. 高度經濟成長의 과정에서 農村・都市間의 人口移動으로 인한 급속한 都市化가 진행되었으며 都市人口는 서울과 釜山의 兩大都市에 집중되었고 產業施設은 大都市와 工業團地를 중심으로 편중되었다. 이 결과 大都市의 人口過密에 따르는 大都市 問題와 地域間의 不均衡 成長이 惹起되었다.

이같은 問題點을 解消하기 위하여 지금까지 「그린벨트」設定,新規工場建設規制 등 大都市 成長抑制策과 地方工業團地 造成 등 地方工業 을 育成하는 政策이 推進되어 왔다. 그러나 이같은 政策의 推進에도 불구하고 人口의 地 方定着이 부진한 것은 地方都市에 就業機會가 적고 情報・文化・教育施設 등 生活環境의 미 비에 기인한 것이다. 技術都市 構想은 地方에 技術集約產業을 중심으로 하는 就業機會의 創 出을 통한 地方活性化를 誘導할 수 있는 戰略 이 될 수 있다.

工業團地 政策面에서 과거의 工業團地造成 은 重化學工業育成과 관련하여 주로 大規模 臨海型工業團地를 造成하였으나 앞으로는 加工・組立工業 등 技術集約產業이 成長產業으로 豫想됨에 따라 이에 對應하는 立地政策이 필요한바,技術都市 構想은 高性能情報・通信手段과 高速輸送體系를 활용하는 中小規模의內陸型 工業立地를 開發・促進하는 戰略이 될수 있다. 技術集約的產業의 立地選定은 各地域의 特性에 맞추어 計劃的으로 分散 立地시키되, 地域別 產業特化團地를 造成함으로써 地方產業의 高度化를 효율적으로 推進시킬 수 있는 戰略이 될수 있어야 할 것이다.

2. 現在의 與件

이상에서 살펴본 바와 같이 技術都市 開發 構想은 우리나라의 大都市 人口分散, 地方都 市 및 地方產業育成 등 地域開發政策 樹立에 긍정적인 示唆點을 주고 있으나, 이를 導入・ 推進함에 있어서는 우리의 與件에 대한 檢討 가 필요하다.

가. 都市化 特性

Klassen은 人間의 定住形態(human settlement system)를 經濟發展의 段階의 連繫하여 크게 4段階로 分類하였다. 工業化가 급속히 진행되는 經濟發展 初期段階에는 農村에서 都 市로 人口가 移動하여 都市人口가 급격히 增 加하는 都市化(urbanization)現象이 나타난다. 그러나 都市化過程에서 人口는 주로 大都市에 集中하게 되어 大都市 人口集中에 따른 問題 點을 惹起하는 것이 特徵이다.

都市化段階가 성숙되면 定住形態는 郊外化 (suburbanization)로 연결된다. 郊外化段階에 서는 종전에 大都市로 集中되던 人口가 大都市 周邊地域으로 확산되어 大都市 廣域圈을 形成하는 것을 特徵으로 하고 있다. 美國, 英國, 프랑스 등은 대체로 1950年代부터 시작하여 60年代末까지로 볼 수 있고 日本의 경우는 1960年代부터 시작하여 70年代末까지를 이 段階로 구분할 수 있다. 우리나라의 경우는 1970年代 중반부터 나타나기 시작하여 現在도 계속 진행중이다.

郊外化段階는 脱都市化(disurbanization)로 連繋된다. 脱都市化段階에는 大都市의 絕對人 口가 減少하면서 人口移動이 都市에서 農村地 域으로 逆流하는 現象이 나타난다. 歐美 各國 은 70年代부터, 日本은 80年代부터 이같은 現 象이 나타나고 있다.

脫都市化段階가 지나면 都市로 人口가 다시 再逆流하여 都市人口가 增加하는 再都市化 (reurbanization)가 진행되는바, 美國에서 현 재 이같은 現象이 진행되고 있다.

技術都市 構想은 日本의 脫都市化 過程에서 形成习 地域開發政策이다. 즉, 人口移動의 特 性이 大都市에서 地方으로 移動하는 「J-turn」 혹은 「U-turn」現象이 일어날 때 技術都市建 設政策의 推進이 容易하지만³⁾,大都市圈으로 人口가 集中하는 郊外化段階에서는 地方에 技術都市를 建設하는 것은 과다한 費用과 副作用이 隨伴될 우려가 있다.

나. 製造業의 地域分布 特性

최근 製造業의 地域別 立地傾向에서 技術都 市建設 可能性을 檢討할 수 있다. 1970年代 이후 工業의 地方立地 誘導와 大都市圈의 工 業集中을 抑制하기 위해 立地統制政策을 施行 하여 왔으나 製造業은 大都市地域으로 계속 集中되는 경향을 보이고 있다. 從業員數를 기 준으로 할 때, 首都圈(서울, 京畿道)과 釜山 圈(釜山, 慶尙南道)地域의 比重은 1970年에 68.9%에서 1984年에는 77.3%로 增加되어 製 浩業의 地域集中이 深化되고 있다(表 4 참조).

특기할 만한 現象은 首都圈地域이 全國에서 차지하는 製造業雇傭者의 比重은 70~84年間 큰 번회는 없으나, 圈域內에서는 현저한 범화 양상을 보이고 있다. 서울의 比重은 33.9%에서 24.8%로 減少한 반면, 周邊 京畿道地域은 12.1%에서 24.2%로 급격히 成長하여 製造業의 郊外化現象을 나타내고 있다. 한편 事業 體數에 있어서는 서울의 比重이 급격히 增加하였는바, 이는 서울地域이 企業을 創業하는데 가장 유리한 與件을 갖추고 있어 incubator 역할을 하고 있는 것으로 풀이된다.

製造業의 大都市圈 集中이 심화됨에 따라 工業基盤이 미약한 江原道, 忠淸南·北道 및 全羅南·北道의 製造業은 성장이 부진하였다. 이들 地域에서 1970~84年間 從業員의 比重은 18.9%에서 10.8%로 減少하였으며, 事業體의

〈表 4〉 市・道別 製造業 分布 및 成長

(단위:個,名,%)

-		1 9	7 0	1 :	1 9 8 4		
		事業體數	從業員數	事業體數	從業員數	事業體數	從業員數
全	威	24, 114(100.0)	861,041(100.0)	39,723(100.0)	2,370,420(100.0)	165	275
서	울	5,708(23.7)	291,679(33.9)	15, 186(38.2)	587,513(24.8)	266	201
釜	Ш	2,706(8.6)	137,316(15.9)	5,083(12.8)	372,515(15.7)	188	271
京	畿	2,208(9.2)	104,335(12.1)	8,434(21.2)	574, 306(24.2)	382	550
江	原	1,043(4.3)	19,032(2.2)	512(1.3)	16,435(0.7)	49	86
忠	北	805(3.3)	20,089(2.3)	513(1.3)	42,470(1.8)	64	211
忠	南	1,922(8.0)	45,505(5.3)	1,398(3.5)	85,458(3.6)	73	188
全	北	1,622(6.2)	36,384(4.2)	1,219(3.1)	58,623(2.5)	75	161
全	南	2,744(11.4)	42,177(4.9)	1,206(3.0)	52,683(2.2)	44	125
慶	北	3,966(16.4)	99, 129(11.5)	4, 193(10.6)	280,465(11.8)	106	283
慶	南	1,708(7.1)	60,333(7.0)	1,871(4.7)	298,002(12.6)	110	494
濟	州	312(1.3)	5,162(0.6)	108(0.3)	1,950(0.1)	350	38

資料:經濟企劃院,『鑛工業센서스』, 1970.

勞動部,『事業體 勞動實態調查報告書』, 1985.

³⁾ 日本의 경우, 地方에서 大都市로 移住하여 高等敎育을 받고 다시 地方으로 移動한 人口의 比率이 1973年에는 44%에 서 1981年에는 67%로 增加하였다.

比重은 33.2%에서 12.2%로 급속히 減少하였는바, 이는 이들 地域의 工業立地 與件이 새로운 企業을 設立하는 데 불리하다는 것을 말해준다.

한편, 우리나라의 有望 技術集約產業과 관련 된 業種인 醫藥品, 電子製品,寫眞光學器機, 事務·計算·會計用器機工業의 立地는 大都市 및 그 周邊 集中現象이 全體 製造業의 首都圈 集中現象보다도 더욱 심하게 나타나고 있다. 〈表 5〉에서 보는 바와 같이 1984年 現在 서울 과 京畿道에 立地한 이 部門業種의 工場比重 은 전체의 68.8%이며,釜山圈을 포함하면 大 都市圈 地域에 技術集約產業의 80.8%가 集中 되어 있다.

既存技術集約產業이 大都市圈에 集中되었을 뿐만 아니라 이들 企業이 擴張 또는 移轉할 경우 選好하고 있는 希望立地 역시 大都市指向的이다. 事務・計算・會計用器機, 電子, 精密化學, 新素材產業 등을 중심으로 新規工場의 立地 또는 移轉 希望立地를 조사한결과가 〈表 6〉에 나타나 있다. 이들의 立地希望地는 業種에 따라 다르게 나타나고 있으나대부분 서울 등 大都市 및 그 周邊地域을 選

好하고 있다.

首都圈에 立地를 希望하고 있는 企業은 47. 6%이며 釜山 및 大邱圈을 포함하면 66.1%에 달하고 있다. 특히 事務・計算・會計用器機 및 기타 尖端產業은 人口 50萬 以下의 都市地 域의 立地可能性이 매우 낮다. 그러나 電子產 業, 精密化學 및 新素材產業은 人口 20萬~50 萬 規模의 地方都市에도 立地할 수 있는 可能 性이 비교적 높은 것으로 나타나고 있다.

〈表 5〉 有望 技術集約產業 關聯部門의 立地 (1978~84)

(단위:個,%)

	1978		19	84
	工場數	構成比	工場數	構成比
서 울	229	36.5	262	20.8
釜 山	48	7.6	92	7.3
大 邱	22	3.5	65	5.2
京畿	236	37. 6	604	48.0
江 原	3	0.5	5	0.4
忠 北	12	1.9	24	1.9
忠 南	12	1.9	38	3.0
全 北	5	0.8	12	1.0
全 南	8	1.3	10	0.8
慶 北	30	4.8	87	6.9
慶 南	23	3.7	59	4.7
計	628	100.0	1, 238	100.0

資料:調査資料

〈表 6〉 尖端技術產業의 立地 候補地

(단위:%)

	事務・計 算・會計 用 器機	電 子產 業	精 密化 學	新素材	其 他 尖端產業	尖端產業 全 體
서 울 特 別 市 內	20.8	14. 3	21. 2	0	16.0	15.8
仁川直轄市 및 京畿道地域	33.0	25.7	31.6	37.5	34.0	31.8
釜山直轄市, 大邱直轄市	4.3	5.8	10.4	0	2.4	5.5
釜山市, 大邱市에 인접한 都 市地域(반경 20km)	20.8	17. 1	10.4	0	11.2	13. 0
大 田, 光 州	12.5	11.3	10.4	25. 1	24.8	16.8
人口 20萬~50萬의 地方都市	0	14.4	15.8	25. 1	9.2	11.3
人口 20萬以下의 地方都市	4.3	8.6	0	12.4	2.4	11.3
農村地域(郡地域)	4.3	2.7	0	0	0	1.4

資料:調查資料

다. 硏究人力 및 硏究機關의 地域偏在

技術都市는 技術集約産業의 立地에 의한 地方産業의 高度化를 추구하는 것이나 단순히 技術集約産業을 移植하는 것이 아니고 地方에서 研究・開發機能을 갖고 自立的으로 産業發展을 誘導하는 戰略이기 때문에 研究開發活動의 展開가 技術都市의 方向을 規定할 만큼 중

요하다. 따라서 地方에서 技術都市構想의 실현 가능성은 地方의 研究開發活動의 與件이어느 정도 整備되어 있는가에 크게 좌우된다. 우리의 現 技術水準은 外國技術의 導入과그 活用段階에 머물고 있으며 技術開發에 필요한 高級頭腦가 부족한 실정인 데다가 그 대부분이 首都圈地域에 集中되어 있어 地方의研究・開發與件이 매우 미흡한 실정이다. 〈表

〈表 7〉 研究所의 地域別 設立年度別 分布(1984年 12月 現在)

(단위:個,%)

					設	立	年	度			
		-1960		1961~70		1971~80		1981—		計	
서	울	3	42.9	4	50.0	12	20.7	31	32.6	50	29.8
釜	山	1	14.3					1	1.1	2	1.2
大	豚					1	1.7	1	1.1	2	1.2
仁	Л					3	5. 2	8	8.4	11	6. 5
京	畿	3	42.9	3	37.5	18	31.0	30	31.6	54	32.1
忠	北							1	1.1	1	0.6
忠	南			1	12.5	7	12. 1	5	5.3	13	7.7
全	北					3	5.2			3	1.8
全	南					1	1.7	1	1.1	2	1.2
慶	北					6	10.3	4	4.2	10	6.0
慶	南					7	12. 1	13	13.7	20	11. 9
	計	7	100.0	8	100.0	58	100.0	95	100.0	168	100.0

資料:韓國產業技術振興協會,『韓國技術研究所 總覽』, 1985.

〈表 8〉 研究員의 地域別 分布

(단위:名,%)

		合	計	博	士	碩	士	學	士
서	울	4,644	19. 6	288	36. 1	872	22.5	1, 679	20.6
釜	Щ	769	3.2	4	0.5	24	0.6	107	1.3
大	邱	65	0.3	2	0.3	17	0.4	23	0.3
仁	Ж	1,971	8.3	16	2.0	216	5.6	888	10. 9
京	畿	6,708	28.2	123	15.4	1,048	27.1	2,849	34.9
忠	北	136	0.6	0	0.0	2	0.1	41	0.5
忠	南	3,991	16.8	297	37.3	1,055	27.3	950	11.6
全	北	160	0.7	0	0.0	12	0.3	47	0.6
全	南	418	1.8	6	0.8	32	0.8	95	1.2
慶	北	1, 183	5.0	19	2.4	229	5.9	324	4.0
慶	南	3,702	15. 6	42	5.3	362	9.4	1, 162	14.2
計		23,747	100.0	797	100.0	3, 869	100.0	8, 165	100.0

資料:韓國產業技術振興協會,『韓國技術研究所 總覽』, 1985.

韓國開發研究院 研究叢書 案内

- [] 韓國「인플레이션」의 原因과 그 影響 金光錫 著 高級洋装・3,000名
- ② 穀價政策의 計劃化~次善의 糧穀政策 文八龍 著 18 切 判:158 面 意設洋裝:3,000 到
- ③ 韓國農業의 成長(1918~1971) 潘性納 著 高級洋裝・4,000원
- ④ 韓國家計의 貯蓄行態 金光錫 著 18 切 判・146 面 高級洋裝・3,000 원
- ⑤ 農產物價格分析論~理論과 政策 文八龍 柳炳瑞 共著 高級洋裝・5,000원
- $\stackrel{\textstyle 6}{\scriptstyle 6}$ TRADE AND DEVELOPMENT IN KOREA

洪元卓 A.O. Krueger 編 18 切 判・254 面 高級洋裝・4,400원

- 「 SOCIAL SECURITY IN KOREA 朴宗淇 著 18 切 判・198 面 高級洋裝・4,000包
- PUBLIC ENTERPRISE AND ECONOMIC DEVELOPMENT: THE KOREAN CASE

L.P. Jones 著 18 切 判·294 面 高級洋裝·4,400원

- 9 韓國의 外換・貿易政策金光錫 共著 18 切 判・336 面 高級洋装・5,000 원
- FACTOR SUPPLY AND FACTOR INTENSITY OF TRADE IN KOREA

洪元卓 著 18 切 判·236 面 高級洋裝·4,000 원

勞動供給斗 失業構造金秀坤 著 高級洋裝・4,000

12 韓國의 鐵鋼需要分析

宋熙季 著 18 切 判・250 面 高級洋装・3,500원

図 韓國鐵鋼工業의 成長

金胤亨 著 18 切 判・508 面 高級洋装・6,800원

PLANNING MODEL AND
MACROECONOMIC POLICY
ISSUES

金迪教 編 18 切 判・492 面 高級洋装・6,400원

INDUSTRIAL AND SOCIAL DEVELOPMENT ISSUES

金迪教 編 18 切 判・342 面 高級洋裝・5,000 원

⑥ 韓國의 人口問題와 對策

金善雄 編 18 切 判・532 面 高級洋裝・6,800 型

[7] 韓國電力需要 및 價格의 分析 張榮植 著 18 切判・252 面 張榮植 著 高級洋装・4,400원

⑱ 市場構造의 獨寡占規制

李奎億 著 18 切 判・370 面 高級洋裝・5,600원

19 賃金斗 勞使關係

金秀坤 著 18 切 判・244 面 高級洋装・4,000원

20 韓國의 人口의 人口政策

洪思媛 著 18 切 判・214 面 高級洋装・4,000 원

TRADE, DISTORTIONS AND
EMPLOYMENT GROWTH
IN KOREA

洪元卓 著 18 切 判·410 面 高級洋裝·6,000 是

22 成長斗 構造轉換

金光錫 共著 18 切 判·194 面 M. Roemer 共著 高級洋裝·3,500원

23 韓國의 綜合輸送體系

林浩奎 著 18 切 判・306 面 高級洋装・5,000 型 24 韓國企業의 財務行能

南相祐 著 18 切 判·204 面 高級洋裝·3,500 원

25 韓國經濟의 高度成長要因

COMMUNITY DEVELOPMENT
AND HUMAN REPRODUCTIVE
BEHAVIOR

洪思媛 著 18 切 判·198 面 高級洋裝·4,000 원

[27] 農業投資分析論

文八龍 共著 18 切 判·250 面 高級洋裝·4,000 원

28 繊維・電子工業의 特性과 需給構造 金榮奉 著 高級洋装・3,500割

② 鐵鋼工業의 特性斗 需給構造 南京統 著 18 切 判・192 面

南宗鉉 著 高級洋裝・4,000원

30 韓國의 所得分配의 決定要因(上)

朱鶴中 編 18 切 判·470 面 高級洋裝·6,400 원

③1 韓國의 國土・都市・環境

宋丙洛 編 18 切 判・410 面 高級洋裝・6,000 型

32 韓國의 保健財政과 醫療保險

朴宗淇 著 18 切 判·272 面 高級洋裝·4,500원

33 石油化學工業의 現况과 展望

具本英 著 18 切 判·236 面 高級洋裝·4,000원

34 成長斗 都市化問題

宋丙洛 共著 18 切 到·270 面 E.S. Mills 共著 高級洋裝·4,500원

35 韓國의 流通經濟構造

林浩奎 著 18 切 判·306 面 高級洋裝·5,000 원 36 韓國工業化패턴과 ユ 要因

金光錫 著 18 切 判·272 面 高級洋裝·4,000 원

37 保健醫療資源斗 診療生活圈

38 韓國의 教育과 經濟發展

金榮奉 N.F. McGinn 外 18 切 判·272 面 高級洋裝·4,500원

39 貿易・外援과 經濟開發

A.O. Krueger 著 18 切 判 · 256 面 田英鶴 譯 高級洋裝 · 4,000 원

MACROECONOMIC AND INDUSTRIAL DEVELOPMENT

IN KOREA

朴宗淇 編 18 切 判・414 面 高級洋装・6,000 원

HUMAN RESOURCES AND SOCIAL DEVELOPMENT

IN KOREA

朴宗淇 編 18 切 判・384 面 高級洋装・5,000 원

EXECUTE KOREAN REGIONAL FARM PRODUCT AND INCOME:1910~75

A. Keidel 著 18 切 判・268 面 高級洋裝・4,500원

43 韓國의 農村開發

文八龍 18 切 判 · 396 面 潘性紈 共著 高級洋裝 · 6,000 匙 D.H. Perkins

44 需給構造의 物價政策

李 姝 著 18 切 判·288 面 高級洋裝·5,000원

45 經濟開發斗 政府 및 企業家의 役割

司空 壹 共著 18 切 判 · 410 面 L.P. Jones 共著 高級洋裝 · 6,000 起

TE TEN A TIME CADE

PRIMARY HEALTH CARE
IN KOREA

延河清 著 18 切 判・214 面 高級洋装・4,000 起 到 韓國 經濟・社會의 近代化

金滿堤 外 18 切 判・530 面 E.S. 메이슨 外 高級洋装・6,800원

④ 韓國의 所得分配의 決定要因(下) 朱鶴中 著 18 切 列: 432 面 高級洋裝: 7,000원

- ⑤ 技術革新의 過程과 政策 金仁秀 共著 18 切 列 : 402 面 李軫周 共著 高級洋裝 · 7,000 원

52 韓國의 經濟開發과 人口政策

R. 레페토 金善雄 外 18 切 判・328 面 高級洋装・5,000 월

53 韓國의 金融發展:1945~80

D.C.書 共著 18 切 判・334 面 朴英哲 共著 高級洋装・5,600 見

54 韓國의 賃金構造

朴烜求 共著 18 切 判 ⋅ 440 面 高級洋裝 ⋅ 5,200 원

55 SOURCES OF ECONOMIC GROWTH IN KOREA

> 金光錫 林俊卿 共著 高級洋裝·5,400원

56 轉換期의 韓國經濟의 金融政策

金重雄 著 18 切 判・354 面 高級洋裝・5,600 %