季刊 1979年 3月 13日 登錄
登錄番號 바－565

제11권 제4호 1989 겨울

韓國開發研究

讓渡所得稅의 供給凍結效果와 改善方向 金 明 淑

單位勞動費用과 物價 朴 佑 奎

證券業의 規模와 範圍의 經濟性에 대한 實證分析 －韓國과 日本의 比較研究 李 永 琪 崔 範 樹

巨視經濟變數가 外國人直接投資에 미치는 影響 －換率關聯變數들을 中心으로 兪 正 鎬

收益率規制와 經費選好行爲 金 周 勳

社會保險의 適正隱退時期 決定에 관한 效果分析 柳 一 鎬

KDI 韓國開發研究院

季刊 韓國開發研究

제 11 권 제 4 호 1989 겨울

讓渡所得稅의 供給凍結效果와
改善方向 ……金 明 淑… 3

單位勞動費用과 物價 ……朴 佑 奎… 23

證券業의 規模와 範圍의 經濟性에
대한 實證分析 -韓國과 日本의 比較研究……李 永 琪, 崔 範 樹… 39

巨視經濟變數가 外國人直接投資에 미치는 影響
-換率關聯變數들을 中心으로……兪 正 鎬… 69

收益率規制와 經費選好行爲……金 周 勳… 93

社會保險의 適正隱退時期 決定에
관한 效果分析 ……柳 一 鎬…109

編 輯 陣

委員長 兪 正 鎬
幹 事 左 承 喜
委 員 權 純 源 朴 埈 卿
宋 大 熙 沈 相 達
編 輯 申 東 祚

編輯問議：編輯委員會(960-0084)
購讀問議：發刊資料相談室(960-3283)

論評 및 書評 寄稿案內

本 季刊誌는 本誌에 發表된 論文과 本院에서 發刊되는 研究叢書 및 其他報告書에 대한 院內外 專門家들의 論評 혹은 書評을 揭載하고 있읍니다.

研究主題 및 그 內容과 관련되는 研究方法論 혹은 國家政策上의 爭點을 表出시켜 向後의 研究課題와 政策方向 設定에 寄與하고, 아울러 實質的이고 建設的인 批判과 討論의 習慣을 造成하자는 것이 그 趣旨입니다. 이를 諒知하시어 아래와 같은 要領에 의하여 虛心坦懷한 所感과 批評을 寄稿하여 주시면 감사하겠읍니다.

첫째, 길이는 200字 原稿紙 基準 30枚 內外로 限定하되 原稿紙에 淨書하여 보내주시기 바랍니다.

둘째, 論評은 該當論文에 담긴 誤謬 혹은 爭點을 內容으로 하여 가급적 論文이 發刊된 후 3個月 以內로, 書評은 該當報告書의 主要內容 紹介, 寄與度 및 問題點 評價, 그리고 向後 研究課題 提示를 內容으로 하되 原則的으로 報告書가 發刊된 후 6個月 以內로 作成하여 주시기 바랍니다.

세째, 原稿는 郵便 혹은 人便으로 『韓國開發研究』編輯委員長에게 提出하여 주시기 바랍니다.

寄稿된 論評과 書評은 本院 所定의 審査節次를 거치도록 되어 있읍니다. 論評은 該當論文 執筆者의 應答과 함께 揭載하겠읍니다. 채택된 原稿는 稿料를 支給합니다.

讓渡所得稅의 供給凍結效果와 改善方向

金 明 淑

本 硏究는 讓渡所得稅制의 현황과 문제점을 검토함으로써 讓渡所得稅制의 改善方向을 제시하는 것을 基本目的으로 하고 있는바 특히 讓渡所得稅의 供給凍結效果(lock-in effect)에 초점을 맞추고 있다. 不動産處分時에 부과되는 讓渡所得稅는 흔히 공급동결효과를 유발함으로써 부동산거래를 침체시키는 한편 不動産價格을 높이는 결과를 가져올 수 있다는 지적이 제기되고 있는데 本 硏究에서는 이를 자료를 통하여 확인하였다. 또한 本 硏究에서는 讓渡所得稅의 供給凍結效果가 부동산 보유기간의 장기화에 따라 稅負擔이 감소하는 데 기인하는 바 큼을 밝히고 讓渡所得稅의 공급동결효과를 완화하고 더 나아가 세부담의 수평적·수직적 형평을 기한다는 측면에서 보유기간에 관계없이 세부담이 균등화되도록 讓渡所得稅制가 개선되어야 한다고 주장하였다. 이 밖에 本 硏究에서 제시한 讓渡所得稅制의 개선방향은 첫째로 讓渡所得稅 課稅對象資産의 범위를 확대하며, 둘째로 非課稅 및 減免規定을 縮小調整하고, 셋째로 讓渡差益算定基準을 一元化·現實化하며, 넷째로 不動産公簿와 事實의 一致를 통해 不動産去來의 포착률을 제고시키고, 끝으로 平均所得化(income averaging)를 전제로 讓渡所得을 통상소득에 算入·綜合課稅하는 것이다.

I. 序 論

讓渡所得稅는 우리나라 稅法上 所得稅體系下에 있으면서도 所得課稅機能보다는 不動産投機抑制機能이 강조됨에 따라 不動産投機抑制를 위한 주요 정책수단의 하나로 운영되어 왔다. 讓渡所得稅는 도입 이후 不動産景氣의 변동에 따라 끊임없이 변화를 거듭해 왔으며 그와 관련하여 讓渡所得稅의 課稅對象, 非課稅 및 減免, 稅率構造, 그 밖에 不動産去來捕捉 및 評價方法 등에 대한 개선논의도 계속되고 있다.

그럼에도 불구하고 현행 讓渡所得稅는 不動産投機抑制效果를 제대로 발휘하지 못하고 있는데 이는 여러가지가 원인이 있겠으나 무

筆者: 本院 硏究委員

엇보다도 그동안의 讓渡所得稅 運營과 개편 논의에 있어서 讓渡所得稅의 供給凍結效果가 소홀히 다루어진 데 기인한 바 크다고 생각된다. 그동안 讓渡所得稅의 供給凍結效果에 대한 인식의 부족으로 讓渡所得稅制가 投機性 短期賣買의 억제에 역점을 두고 長期保有者에게 유리하도록 운영되어 왔으며 讓渡所得稅의 供給凍結效果를 강조하는 財政學界의 논의도 이러한 稅制上의 문제를 간과하고 讓渡所得稅의 投機抑制機能에 한계가 있음을 지적하는 데 그치고 있다.

본 논문은 현행 讓渡所得稅制의 현황과 문제점을 검토함으로써 讓渡所得稅制의 개선방향을 제시하는 것을 기본목적으로 하고 있다. 다음의 Ⅱ章에서는 讓渡所得稅 稅制現況과 課稅實績을 간략히 살펴본 다음 Ⅲ章에서는 供給凍結效果의 문제점과 발생이유를 분석한다. 끝으로 Ⅳ章에서는 讓渡所得稅制의 개편방향을 요약 제시한다.

Ⅱ. 讓渡所得稅 課稅現況

우리나라 최초의 不動產 讓渡所得에 대한 課稅는 6.25사변중인 1951년 1월 전시 재정수입조달을 목적으로 제정한 租稅特例法에 의해 도입·시행되었는바 명목소득에 대한 과세라는 이유로 1960년말 廢止되었다. 그후 1962년부터 경제개발 5개년계획이 추진되면서 개발지역을 중심으로 地價가 급등하고 토지투기현상이 나타남에 따라 1967년 11월 29일 「不動產 投機抑制에 관한 特別措置稅法」이 제정·공포되었으며 그 결과 부동산투기억제세가 과세되기 시작하였다. 不動產投機抑制稅는 대도시와 그 인접지역의 토지에 한해 讓渡差益의 50%를 과세하는 것으로[1] 도입초기 상당한 시행효과를 거두었으나 경제개발 5개년계획의 성공적인 수행으로 경제가 급속히 성장하는 과정에서 투기억제의 효력을 점차 상실하였다.

그리하여 부동산투기억제기능을 보다 강화함과 동시에 所得課稅의 합리화를 기하기 위해 1974년말 稅制改革에서 부동산투기억제세를 폐지하고 讓渡所得稅와 法人稅特別附加稅를 신설하였다. 讓渡所得稅와 法人稅特別附加稅는 부동산투기억제세를 확대개편하여 所得稅에 흡수시킨 것으로, 과세지역이 전국으로 확대되고 토지뿐 아니라 건물의 양도차익까지 과세대상에 포함되었다[2].

讓渡所得稅 및 法人稅特別附加稅는 도입이후 부동산경기의 변동에 따라 강화(1978년 8·8조치)·완화(1980년 9·16조치 및 1981년 1·4조치)·재강화(1983년 2·16대책 및 4·18대책, 1988년 8·10조치)의 변화를 거치면서 현재에 이르고 있는데 이하에서는 양도소득세를 중심으로 그 과세현황을 간략히 살펴보려고 한다(表 1 참조).

1. 讓渡所得稅制의 現況

讓渡所得稅는 土地 등 資產을 양도함으로써 발생하는 소득에 대하여 과세하는 所得稅이다(所得稅法 第4條 第1項 3號). 여기서 양

1) 初期立法에 의하면 2년이상 방치한 遊休空地所有에 대해서도 과세하도록 되어 있으나 1968년 改正法律에서 空地課稅制가 廢止됨.

2) 法人稅特別附加稅의 경우 처음에는 土地의 讓渡差益에 대해서만 부과하였으나 1978년 12월 稅法改正으로 建物의 讓渡差益에 대해서도 부과하였다.

〈表 1〉 讓渡所得稅制의 變遷

1967	不動產投機抑制에 관한 特別措置法 制定
1968	空地課稅制 廢止
1971	納稅義務의 免除範圍 擴大, 土地讓渡差益計算의 緩和, 申告와 納付期限을 短縮, 少額徵收를 課稅最低限으로 變更
1974	不動產投機抑制稅 廢止, 讓渡所得稅 및 法人稅特別附加稅 新設
1975	讓渡所得의 課稅最低限制度를 基礎控除로 바꿈
1976	課稅對象範圍의 擴大, 讓渡所得控除額 引上, 高級住宅에 대한 課稅, 讓渡所得稅 및 法人稅特別附加稅의 非課稅範圍 縮小
1977	讓渡所得稅 및 法人稅特別附加稅의 免除範圍 확대
1978	實需要土地 稅額還給制度 新設, 讓渡所得稅率의 調整, 讓渡所得特別控除 廢止, 未登記讓渡에 대한 非課稅減免規定 排除, 1世帶 1住宅의 範圍 縮小, 基準時價의 決定方法, 官認契約書提出制度 新設, 課稅對象資產範圍 擴大, 有償讓渡의 範圍 擴大, 法人稅特別附加稅의 强化
1979	基準時價의 決定方法 改善, 讓渡所得에 대한 課稅方法 改善, 未登記讓渡除外資產範圍 擴大, 取得時期의 調整
1980	讓渡所得基本稅率의 引下, 彈力稅率制度 導入, 比較課稅制度 導入, 讓渡所得特別控除 復活, 8년이상 自耕農地 非課稅範圍 擴大, 1世帶住宅範圍 확대, 其他資產의 範圍 擴大, 基準時價適用範圍 調整, 外國法人의 有價證券讓渡差益에 대한 源泉徵收 調整, 法人稅特別附加稅率 引下
1981	讓渡所得控除額 引上, 讓渡所得에 대한 綜合所得稅率에 의한 比較課稅, 不動產을 취득할 수 있는 權利에 대한 彈力稅率適用 배제, 長期保有資產의 看做取得時期 調整, 物價上昇控除率 上向調整, 學校法人의 特別附加稅 追徵方法 補完
1982	讓渡差益의 計算方法 改善, 取得·讓渡時期의 調整, 非課稅所得의 範圍 확대, 不動產賣買業者의 賣買差益의 推計決定, 業務用 不動產에 대한 特別附加稅 免除, 特別附加稅率 調整 및 彈力稅率 廢止, 特別附加稅 非課稅範圍 擴大調整
1983	彈力稅率을 廢止하고 基本稅率로 還元, 1世帶 1住宅 非課稅要件 强化, 物價上昇控除率 下向調整
1986	讓渡所得의 減免範圍 縮小
1988	讓渡所得稅 稅率體系의 改編, 長期保有特別控除制度 新設, 讓渡所得稅 非課稅 및 減免制度의 縮小, 讓渡所得 納稅節次 改善, 1世帶 1住宅의 非課稅要件 强化, 特別附加稅 非課稅 및 免除制度의 縮小, 未登記讓渡土地 등에 대한 特別附加稅率 引上

資料 : 國稅廳, 『國稅廳 20年史』, 1986, 3.
財務部, 『韓國稅制史』(上, 下卷), 1979, 12.
_____, 『간추린 改正稅法』, 各年度.

도라 함은 자산에 대한 등기 또는 등록에 관계없이 賣渡·交換·法人에 대한 現物出資 등으로 인하여 그 자산이 有償으로 사실상 이전되는 것을 말한다. 따라서 相續·贈與에 의해 자산이 이전되는 경우에는 讓渡所得稅가 課稅되지 않는다[3].

課稅對象이 되는 資產은 77년 이전까지는

3) 다만 資產을 贈與받을 때 그 贈與資產 중에 債務額이 있는 경우에는 그 채무액에 상당하는 부분은 그 資產이 有償으로 이전되는 것으로 보아 양도소득세를 課稅한다(同法 第4條 第3項).

〈表 2〉 讓渡所得稅의 課稅對象

1977년 이전	1978년도	1979년 이후	1981년 이후	1983.7.1 이후
土地	土地	土地	土地	土地
建物	建物	建物	建物	建物
	建物의 所有權을 取得할 수 있는 權利	不動産을 取得할 수 있는 權利	不動産을 取得할 수 있는 權利	不動産을 取得할 수 있는 權利
		地上權	地上權	地上權
		傳貰權	傳貰權	傳貰權
		賃借權	賃借權	賃借權
		同族會社의 株式 등	同族會社의 株式 등	同族會社의 株式 등
			店舖賃借權·營業權	店舖賃借權·營業權
				特定施設物의 利用權·會員權

土地와 建物에 한정되던 것이 그 이후 不動産에 관한 權利 및 其他資産으로 범위가 점차 확대되어 왔다(所得稅法 第23條 第1項). 그러나 토지와 건물외의 자산에 대한 양도소득세 과세실적은 아직까지 미미한 실정에 있다. 1987년을 기준으로 토지와 건물에 대한 과세건수가 전체과세건수의 98.6%를 차지하고 있다. 이중 토지와 건물의 비중은 각각 77.9%와 20.7%로 80년대에 들어서 토지의 비중에 비해 건물의 비중이 상당히 높아졌다(表 2 및 表 3 참조).

한편 所得稅法과 租稅減免規制法 등은 讓渡所得稅 課稅對象에 속하는 자산 중 일부에 대해 非課稅 및 減免을 규정하고 있다(所得稅法 第5條의 6, 第6條 2項, 租稅減免規制法 第57條, 第67條의 2, 6, 10). 讓渡所得稅 非課稅 및 減免의 종류는 1세대 1주택에 대한 비과세를 비롯하여 현재 40여종에 이르고 있는데 讓渡所得稅가 재강화된 1983년 이래 그 요건이 계속 강화되는 추세에 있다. 이에 따라 讓渡所得稅 非課稅(減免除外) 처리비중은 1980년 52.2%까지 올라갔으나 그 이후 상당히 감소하여 1987년 26.4%로 나타나고 있다(表 4 참조).

讓渡所得稅의 課稅標準은 讓渡價額에서 取得價額과 그 밖에 보유·양도에 따른 必要經費(設備費, 改良費, 資本的 支出, 讓渡費 등)[4]를 차감하여 양도차익을 산정하고 여기에 다시 각종 공제를 차감하여 산정한다(所得稅法 第23條 2項, 第45條). 讓渡價額과 取得價額의 산정에 있어서는 基準時價의 적용을 원칙

4) 讓渡所得 豫定申告와 確定申告를 하지 않은 경우 또는 證憑書類를 갖추지 않았을 경우에는 必要經費 概算控除制度에 의거 土地·建物·地上權·傳貰權·登記된 不動産賃借權은 취득당시 基準時價의 7%, 不動産을 취득할 수 있는 權利·其他資産·未登記 讓渡資産은 취득당시 基準時價의 1%를 必要經費로 공제한다(所得稅法施行令 第94條 52項).

〈表 3〉 資産種類別 讓渡所得稅 構成比

(단위 : %)

		土地	建物	不動産權利	其他資産
1982	件數	78.1	22.2	0.2	-
	稅額	77.8	21.9	0.4	-
1983	件數	80.1	19.8	0.1	-
	稅額	77.0	21.7	1.2	-
1984	件數	72.8	26.4	0.8	-
	稅額	69.8	27.1	2.8	0.3
1985	件數	74.3	23.9	1.4	0.4
	稅額	69.4	27.4	2.8	0.3
1986	件數	73.5	25.7	0.6	0.2
	稅額	71.8	25.8	2.0	0.4
1987	件數	77.9	20.7	1.0	0.4
	稅額	73.7	23.6	1.5	1.1

註 : 稅額은 總決定稅額基準임.
資料 : 財務部 財産稅制課.

〈表 4〉 讓渡所得稅의 非課稅比重

(단위 : %)

	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
非課稅比重	45.9	52.2	43.0	38.3	26.0	27.9	25.9	22.9	26.4

資料 : 財務部 財産稅制課.

으로 하고 예외적으로 實地去來價額을 적용하도록 되어 있다(所得稅法 第23條 第4項, 第45條 第1項, 所得稅法施行令 第170條 第4項)[5]. 基準時價로는 일반적으로 內務部 課稅時價標準額이 사용되며 국세청장이 고시한 특정지역에서는 "倍率基準時價"가 사용된다(所得稅法 第60條, 同施行令 115條)[6]. "倍率基準時價"란 당해 告示地域內의 土地·建物에 관한 賣買實例價格을 조사하여 地方國稅廳의 調査基準價額 審議委員會의 議決을 거친 후 그 價格을 內務部 課稅時價標準額으로 나누어 "倍率"을 산정하고 그것을 國稅廳長이 고시하여 讓渡時點의 內務部 課稅時價標準額에 그 倍率을 곱하여 산정되는 價額을 말한다. 이와 같은 讓渡差益算定方式은 일반지역에서의 讓渡差益 低評價의 문제를 야기함은 물론 地域間 또는 課稅物件間의 세부담의 불공평을 유발하고 있다고 할 수 있다. 國稅廳資料에 의하면 基準時價가 적용되는 경우가 전체

5) 실지거래가액이 적용되는 경우는 不動産投機抑制를 위해 필요하다고 인정되는 경우와 讓渡者가 豫定申告 또는 確定申告時 증빙서류를 제출한 경우임. 이 밖에 국가지방자치단체 또는 법인과의 거래에 대해 실지거래가액을 적용토록 한 규정은 1989년 8월 稅法改正에서 삭제되었음(所得稅法施行令 第170條 第4項).

6) 國稅廳은 投機抑制를 목적으로 1978년 처음으로 특정지역을 고시하였으나 1981년 전면해제하였다가 1983년부터 다시 특정지역을 고시하고 그 범위를 점차 확대해오고 있다. 『國稅廳 20年史』 참조.

〈表 5〉 讓渡差益控除制度 變遷內譯

	讓渡所得控除額	讓渡所得控除限度	長期保有特別控除
1975	70萬원	最高 10%	-
1977	90萬원	最高 10%	-
1979	90萬원	廢止	-
1980	90萬원	復活 最高 10%	-
1981	150萬원	最高 15%	-
1983	150萬원	最高 5%	-
1988	150萬원	最高 5%	신설 · 資産의 保有期間이 5년이상 10년 미만 : 10% · 資産의 保有期間이 10년이상 : 30%

資料 : 財務部,『韓國稅制史』(上, 下卷), 1979.
國稅廳,『國稅廳 20年史』, 1986.

과세건수의 90% 내외이며 1989년 현재 특정지역으로 고시된 지역이 전체필지의 43.5%에 해당하는바 특정지역에서의 "倍率"이 지난 1983~85년 기간동안 평균 3.46에 달한 것으로 나타나고 있다.

한편 讓渡差益控除로는 2년이상 보유한 자산에 대해 보유기간에 관계없이 150萬원을 일률적으로 공제해주는 양도소득공제와 인플레이션조정을 목적으로 (取得價額×都賣物價上昇率(최고5%)×保有年數)만큼 공제해주는 양도소득특별공제, 그리고 1989년부터 5년이상 보유한 경우에는 양도차익의 10%, 10년이상 보유한 경우에는 양도차익의 30%를 공제해주는 長期保有特別控除가 실시되고 있다(所得稅法 第23條 2項, 同施行令 第46條). 讓渡差益控除制度 變遷內譯은 〈表 5〉에 제시된 바와 같다. 연도별 양도차익공제실적을 살펴보면 그 절대액과 전체양도차익 대비 비율 모두 80년대 이후 계속 증가하다가 최근 들어 減少하고 있는데 1987년을 기준으로 각각 4,171億원과 33.7%로 나타나고 있다(表 6 참조).

다음으로 讓渡所得稅의 稅率을 살펴보면 2년이상 보유한 국민주택[7]에 대해서는 30%의 낮은 세율이 적용되는 한편 2년미만 보유한 資産과 未登記讓渡資産에 대해서는 각각 60%와 75%의 높은 세율이 적용되고 있으며 그 밖의 자산에 대해서는 〈表 7〉에 제시된 바와 같이 課稅標準의 크기에 따라 5段階 超過累進稅率이 적용되고 있다(所得稅法 第70條 3項).

이러한 讓渡所得稅 稅率構造는 1988년 12월에 대폭 改正된 것이다. 〈表 8〉을 통해 그 이전의 세율구조를 살펴보면 1978년의 부동산투기 억제를 위한 「8·8措置」에 따라 동년

7) 建物延面積 85㎡ 이하로서 부속토지가 건물 연면적의 2배 이내인 住宅이다.

〈表 6〉 年度別 讓渡差益 控除額

(단위 : 億원)

	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
讓渡差益(A)	4,624	9,463	11,856	12,566	15,854	14,532	12,366
控除合計額(B)	1,290	3,129	4,325	4,747	5,745	5,174	4,171
讓渡所得控除	544	915	1,870	1,879	1,368	1,426	1,574
物價上昇控除	556	1,832	2,240	2,548	4,221	3,601	2,474
所得控除[1]	190	382	215	320	156	147	123
課稅標準	3,334	6,334	7,531	7,819	10,109	9,358	8,19
B/A(%)	27.9	33.1	36.5	37.8	36.2	35.6	33.7

註 : 1) 소득세기초공제, 배우자공제, 부양가족공제 및 장애자공제 등의 소득공제금액 중 종합소득, 퇴직소득 및 산림소득에서 공제되지 않는 금액을 공제함.
資料 : 財務部 財産稅制課.

〈表 7〉 讓渡所得稅 稅率構造

(단위 : %)

	稅率			負擔率
2년이상 保有	國民住宅		30%	35.25(38.25)
	一般	3千萬원이하	40%	47 (51)
		3千萬~6千萬원	45%	52.88(57.38)
		6千萬~1億원	50%	58.75(63.75)
		1億~5億원	55%	64.63(70.13)
		5億원초과	60%	70.5 (76.5)
2년미만	60%			70.5 (76.5)
未登記轉賣	75%			88.13(95.63)

註 : 1) 負擔率은 防衛稅(10%), 住民稅(7.5%)를 포함한 總負擔率임.
2) ( )안은 年間 所得金額이 840萬원 초과시 높은 防衛稅率(20%)이 適用되는 경우의 負擔率임.

12월 5일 所得稅法이 개정되기 이전에는 토지와 건물별로 각각 50%와 30%로 差等課稅하였고 「8·8措置」 이후 改正된 法에서는 土地와 建物 모두 保有期間이 2년이상이면 50%, 2년미만이면 70%, 未登記資産은 80%로 稅率을 크게 강화하면서 보유기간과 등기여부에 따라 차등과세하였다. 그후 1980년 12월 13일 所得稅法改正에서는 부동산경기부양을 목적으로 양도소득세율이 다시 인하되었는바 보유기간 2년이상이면 40%(단, 국민주택의 경우 30%), 2년미만이면 50%, 미등기 양도자산에 대해서는 75%의 세율이 적용되었

〈表 8〉 讓渡所得稅率 變動表

(단위 : %)

資産別	區 分		1978.12.31 以前讓渡	1979.1.1 以後讓渡	1980.12.13 以後讓渡		1982.1.1 以後讓渡		1983.1.1 以後讓渡		1983.7.1 以後讓渡		1984.4.1 以後讓渡
					基本	實行	基本	實行	基本	實行	基本	實行	
土 地	2년 이상保有	一般	50	50	40	25	40	25	40	25	40		40
		國民住宅規模이하			30	15	30	15	30	15	30	15	30
建 物	2년미만 保有		30	70	50	35	50	35	50	35	50		50
	82.5.18~83.6.30 取得新築住宅讓渡時(高級住宅 및 特定地域分 除外)									5		5	5
未登記讓渡資産				80	75		75		75		75		75
其他資産				50	40	25	40	25	40	25	40		40

다. 이와 더불어 행정부가 기본세율의 15%를 가감한 범위내에서 세율을 조정할 수 있도록 하는 彈力稅率制度가 도입되었으며 이를 근거로 그후 1983년 6월 30일까지(단 국민주택은 1984년 3월 31일까지) 기준세율보다 15% 낮은 탄력세율이 적용되었다.

또한 讓渡所得稅率로 산출한 稅額과 綜合所得稅率을 적용하여 산출한 세액을 비교하여 큰 쪽을 讓渡所得算出稅額으로 하는 比較課稅制度도 이때 채택되었는바 이는 양도소득이 종합소득보다 우대되는 것을 막기 위한 제도적 장치이나 탄력세율이 적용되는 경우에는 이의 적용이 배제되었다. 比較課稅制度는 1981년 12월 稅法改正에서 課稅標準을 보유연수로 나누어 綜合所得稅率을 적용한 후 다시 보유연수를 곱해주는 방식으로 종합소득세율 적용방식이 합리화되어 계속 유지되어오다가 1988년 12월 超過累進稅率導入에 따라 폐지되었다.

讓渡差益에 따라 超過累進稅率을 적용하는 현행제도는 종전의 비교과세제도와 비교할 때 稅額算出方式을 단일화하고 세무행정을 간소화하는 이점이 있다고 할 수 있다. 그러나 흔히 주장되는 바와 같이 현행제도의 이점이 衡平의 개선에 있다고는 보기 어려운데 그 이유는 현행제도가 보유기간의 차이를 고려하지 않고 누진세율을 적용하기 때문이다. 보유기간의 차이에 따른 平均所得化(income averaging)가 전제되지 않은 누진과세는 比例課稅에 비해 오히려 형평을 저해하는 결과를 가져올 수도 있을 것이다.

우리나라 讓渡所得稅率水準은 양도소득세의 不動産投機抑制機能이 강조됨에 따라 종합소득세율수준에 비해 상당히 높은 편이다[8]. 그

8) 1987년 綜合所得稅率 적용과세건수는 177건으로 總課稅件數의 0.1%에 불과함.

러나 양도소득세의 실질부담은 명목상의 세율수준뿐 아니라 讓渡差益의 산정방법에 크게 좌우된다. 예컨대 양도차익이 실지거래가액이나 時價에 가까운 배율기준시가를 기준으로 산정되는 경우 讓渡所得稅負擔이 상당히 크다고 할 수 있는 반면에 양도차익이 時價에 크게 못 미치는 내무부과세표준액을 기준으로 산정되는 경우에는 실질적인 稅負擔이 오히려 낮다고 할 수 있을 것이다.

2. 讓渡所得稅의 課稅實績

먼저 讓渡所得稅 課稅資料處理狀況을 보면 모집건수나 처리건수가 1978년 이후 크게 減少한 것으로 나타나고 있다. 이는 경제의 지속적인 성장과 양도소득세 과세대상의 확대사실에 비추어 부동산거래건수의 감소에 전적으로 기인한 것으로 보기는 어려우며 거래포착 등 租稅行政上의 문제와도 관련되어 있을 것으로 생각된다. 한편 과세자료 처리건수 중 과세처리된 건수의 비율은 양도소득세 도입초기 5% 수준에서 1983년 54.6% 수준까지 계속 증가하였으나 그후 몇년간은 감소하였으며 1985년 이후 다시 증가하여 1987년을 기준으로 40.9%에 머물고 있다. 이와 같이 양도소득세 과세비중이 50% 미만으로 낮게 나타나는 것은 전술한 바와 같이 폭넓은 양도소득세 비과세 및 감면규정으로 비과세처리건수의 비중이 높을 뿐 아니라 양도차익 평가방법이나 控除水準과 관련하여 과세미달 처리건수의 비중도 높기 때문일 것이다(表 9 참조).

다음으로 讓渡所得稅 徵收實績을 살펴보면 경제성장에 따라 전반적으로 증가추세를 보이고 있으나 부동산경기와 투기대책에 크게 좌우됨을 알 수 있다. 즉 부동산경기과열에

〈表 9〉 讓渡所得 課稅資料處理 推移

(단위 : 千件, %)

	課稅件數(A)	未達件數(B)	非課稅件數(C)	計(D)	A/D
1977	36	510	341	887	4.1
1978	64	584	367	1,015	6.3
1979	68	312	322	702	9.7
1980	77	249	357	683	11.3
1981	141	217	270	628	22.4
1982	232	150	235	617	37.5
1983	354	124	173	651	54.6
1984	256	208	179	643	39.8
1985	168	233	140	541	31.9
1986	181	191	110	482	37.6
1987	171	155	92	418	40.9

資料 : 財務部 財產稅制課.

따라 강력한 투기억제책이 마련 시행된 연도, 예컨대 1978년과 1983년에는 양도소득세징수액이 그 절대액이나 總租稅 및 全體所得稅 對比 比率面에서 前年에 비해 크게 증가한 반면 그후 몇년간은 부동산경기가 침체되면서 양도소득세 징수실적이 저조했던 것으로 나타나고 있다. 또한 아파트가격을 중심으로 부동산가격이 폭등한 1988년의 경우에도 양도소득세 징수실적이 전년대비 124%나 증가하였으며 그 결과 총조세와 전체소득세에서 차지하는 양도소득세의 비율이 각각 1.96%와 10.36%로 최고수준을 기록하였다(表 10 참조).

끝으로 讓渡所得稅 徵收實績과 관련하여 주목해야 할 점을 한가지만 지적하면 양도소득세 부과세액 대비 징수세액의 비율, 즉 징수비율이 연도마다 큰 변화를 보이고 있는 가운데 대부분 50% 수준에도 못 미치고 있으며 특히 1985년의 경우에는 29.1%에 불과했다는 점이다(表 10 참조). 양도소득세 징수비율이 이와 같이 낮은 것은 租稅不服事例가 많은 것과 무관하지 않겠으나 무엇보다도 조세행정력의 미비로 5년의 제척기간 이내에 부과권행사가 제대로 안되고 있는 데 기인한 바 큰 것으로 생각된다.

〈表 10〉 年度別 讓渡所得稅 徵收實績

(단위 : 億원, %)

	租稅[1](A)	所得稅(B)	讓渡所得稅			(D/A)	(D/B)
			賦課(C)	徵收(D)	(D/C)		
1975	11,711	1,986	-	19	-	0.16	0.96
1976	15,911	3,190	-	122	-	0.77	3.82
1977	20,118	3,527	-	137	-	0.68	3.88
1978	26,958	4,678	-	346	-	1.28	7.40
1979	36,365	6,147	-	390	-	1.07	6.34
1980	44,435	6,614	551	389	70.60	0.88	5.88
1981	55,002	8,861	1,298	590	45.45	1.07	6.70
1982	63,699	10,055	2,549	794	31.15	1.25	7.90
1983	75,856	11,361	2,468	1,133	45.90	1.83	10.00
1984	82,059	12,291	2,330	994	42.66	1.21	8.10
1985	91,518	14,816	3,191	930	29.14	1.02	6.28
1986	102,737	17,846	2,660	1,067	40.11	1.04	5.98
1987	122,043	21,589	2,272	1,368	60.21	1.12	6.34
1988	156,402	29,641	-	3,070	-	1.96	10.36

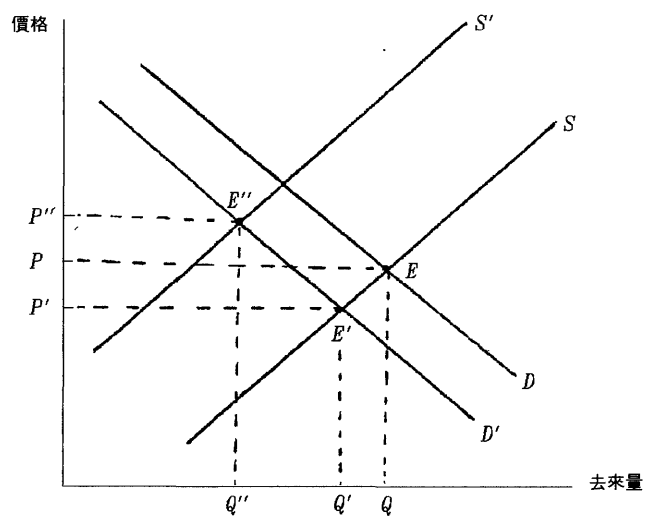
註 : 1) 內國稅와 地方稅의 合計임.
資料 : 國稅廳, 「國稅統計年報」, 各年度.

Ⅲ. 讓渡所得稅의 供給凍結效果

그동안 우리나라에서는 不動産投機가 부동산보유에 따른 資本利得과 직결되는 문제라는 점에서 양도소득세가 투기억제를 위한 일차적인 조세정책수단으로 활용되어 왔다. 이에 대해 양도소득세는 소위 말하는 供給凍結效果(lock-in-effect)를 유발한다는 점에서 투기억제수단으로 한계가 있다는 지적도 자주 제기되고 있다.

讓渡所得稅의 供給凍結效果란 양도소득세의 부과 또는 강화가 가격이 오른 자산의 처분을 저지하는 것을 말하는 것으로 이로 인해서 양도소득세는 자산의 거래량을 감소시킴은 물론 당초 의도와는 달리 부동산가격을 오히려 높이는 결과를 가져올 수 있다. 이를 〔圖 1〕을 통해 간략히 살펴보면 다음과 같다. 먼저 양도소득세의 부과로 需要가 D에서 D'으로 위축될 것이다. 양도소득세의 供給凍結效果가 없다면 양도소득세의 부과로 균형점이 E에서 E'으로 이동함에 따라 거래량이 감소함과 동시에 가격이 하락하게 될 것이다. 그러나 양도소득세의 공급동결효과로 인해 공급이 S에서 S'으로 이동하게 되면 E''이 새로운 균형점이 되면서 거래량은 더욱더 감소하고 가격은 讓渡所得稅賦課 이전에 비해 오히려 증가하게 된다. 물론 양도소득세의 공급동결효과로 인해서 가격이 〔圖 1〕에 제시된 바와 같이 항상 양도소득세부과 이전수준 이상으로 높아지는 것은 아니며 새로운 均衡價格水準은 공급동결의 정도뿐 아니라 수요위축정도 그리고 수요 및 공급의 價格彈力性에 좌우된다. 즉 양도소득세부과로 수요위축에 비해 공급동결의 정도가 클수록, 또한 수요에 비해 공급의 價格彈力性이 클수록 새

[圖 1] 讓渡所得稅가 不動産需給에 미치는 影響



로운 均衡價格水準이 높게 되며 그만큼 가격 상승이 초래될 가능성도 높아진다고 할 수 있다. 결국 讓渡所得稅 賦課로 거래량이 얼마나 감소하고, 不動産價格이 하락하는지 상승하는지 하는 것은 사전적으로 설명될 수 없고 實證分析의 대상이라고 할 수 있다.

여기서는 1968~87년간의 所得, 物價, 稅收資料를 이용하여 讓渡所得稅 賦課가 不動産去來量 및 地價上昇率에 미친 영향을 추정하였다(附表 참조). 推定式 및 結果는 다음과 같다. 단 (2)식은 土地를 生産要素로 포함한 生産函數에서 土地의 限界生産性은 名目總生産, 즉 實質總生産 및 物價의 函數로 풀 수 있고, 土地價格은 土地의 限界生産性과 稅率의 函數로 나타낼 수 있음에 착안한 것이며, (1)식은 去來額이 地價上昇率 및 所得과 富의 크기에 영향을 받는다는 관계를 稅率이 地價上昇率을 통하지 않고 適正去來量에 미치는 한계적 영향만을 추출하기 위하여 遂次體系(recursive system)형태로 模型化한 것이다.

(1) 讓渡所得稅課標 $= 7,979.4 - 16,726$ 稅率
(1.90) (-2.22)

$+22.99$ 地價上昇率 $+0.0310$ GNP
(1.37) (0.64)

$+0.0079$財産稅課標 $-2,920.7$더미변수
(1.61) (-3.27)

$R^2=0.949$ $F=52.0$ ( )안은 t값임.

(2) 地價上昇率 $=-130.9+253.4$ 稅率
(-2.81) (2.92)

$+2.403$ 實質GNP成長率 -0.0388都賣
(2.21) (-0.09)

物價上昇率 $+18.40$ 더미변수
(1.65)

$R^2=0.517$ $F=4.01$ ( )안은 t값임.

이는 遂次體系(recursive system)이므로 각 式을 單純最小自乘法으로 推定하였고 (1)式의 양도소득세과표 및 재산세과표는 각각 거래량(거래액)과 富의 대리변수로 채택된 것이다. 각 式의 더미변수는 1974년 不動産投機抑制稅가 讓渡所得稅로 개편된 사실에 입각하여 1968~74년간은 0, 그 이후 기간은 1의 값을 갖게 하였다. 낮은 自由度에 비하여 만족할 만한 有意水準의 결과를 얻을 수 있었다.

각 식의 더미변수의 부호는 讓渡所得稅의 도입에 의하여 去來量은 감소하고 地價는 상승한 방향으로 나타났고 稅率變數의 부호도 讓渡所得稅의 중과가 供給凍結 및 地價上昇效果를 가졌다는 것을 나타내고 있다. 이는 〔圖 1〕이 지난 20년간 우리나라 讓渡所得稅의 效果를 잘 예시해주고 있다는 것을 뜻한다. 단지 稅率變數는 행정적 요인에 의해 지가상승률에 영향을 받는 경우가 있을 것이므로 (2)式에 연립방정식 偏倚가 의심되어 해석상 약간의 난점이 있다. 요약컨대 讓渡所得稅의 導入 및 重課는 不動産景氣를 침체시키고 이런 의미에서는 投機抑制에 일조하였다고 할 수 있으나 오히려 供給凍結 및 地價上昇을 촉발한 부작용이 있었던 것으로 판단된다.

지금까지 讓渡所得稅의 供給凍結效果와 관련하여 讓渡所得稅賦課가 資産去來에 미치는 영향에 대해서 살펴보았다. 이제 讓渡所得稅의 供給凍結效果가 발생하는 이유에 대해 고찰하려고 한다. 讓渡所得稅 賦課 또는 强化 이후 자산의 처분을 연기하는 것은 그렇게 함으로써 보다 높은 수익을 기대할 수 있기 때문일 것이다. 이런 점에서 볼 때 讓渡所得

稅의 供給凍結效果가 발생하는 이유는 다음의 두가지로 집약될 수 있을 것이다.

첫째, 공급동결을 통해 양도소득세부담을 어느 정도까지 開發業者 등 실수요자에게 轉嫁시킬 수 있기 때문이다. 다시 말해서 토지를 필요로 하는 사람은 다소 부담이 되더라도 결국 그 토지를 매입하려 할 것이라는 예상하에 공급동결을 통해 보다 유리한 매각조건이 성숙되기를 기다린다는 것이다. 실제로 수요가 完全彈力的이지 않는 한 공급동결을 통해 양도소득세 부담을 더 많이 매입자에게 전가시키는 것이 가능하며 이는 〔圖 1〕을 통해 이미 설명된 바 있다.

둘째, 長期保有할수록 세부담이 작아지기 때문이다. 전술한 바와 같이 현행 讓渡所得稅制는 2년미만 단기보유분에 대해 높은 세율(60%)을 적용하고 있으며 5년이상 보유분 및 10년이상 보유분에 대해 각각 양도차익의 10%와 30%를 공제해주고 있다. 단기보유분에 대한 高率課稅는 단기적인 投機需要를 억제하기 위한 목적으로 지난 1979년 이후 계속 시행되어 왔으며 장기보유분에 대한 稅負擔緩和措置는 實現利得의 묶음효과(bunching effect)를 완화하기 위해 필요하다는 여러 사람의 주장이 받아들여져 1988년말 稅法改正時 도입되었다[9].

또한 '名目稅率'(tax rate on realization)이 保有期間에 관계없이 일정한 경우라도 조세연기에 따라 '實質稅率'(accrual-equivalent-effective tax rate)이 하락하는바 이를 간략히 설명하면 다음과 같다. 租稅延期가 실질세율에 미치는 영향을 살펴보기 위해서는 조세가 年間(期待)收益率을 얼마나 낮추는가를 알아야 한다. 왜냐하면 조세로 인한 年間收益率의 감소비율이 곧 實質稅率을 의미하기 때문이다. 즉 稅後收益率과 稅前收益率을 각각 s와 r이라고 하면 실질세율 g는 다음과 같이 표시될 수 있을 것이다.

$$g = \frac{r-s}{r}$$

名目稅率을 t라고 할 때 T년을 보유한 후에 매각한 자산의 稅後價値, 즉 C_T는 다음과 같다.

$$C_T = [(1+r)^T - 1][1-t] + 1$$
$$= (1-t)(1+r)^T + t$$

따라서

$$s = \sqrt[T]{C_T} - 1$$

이며

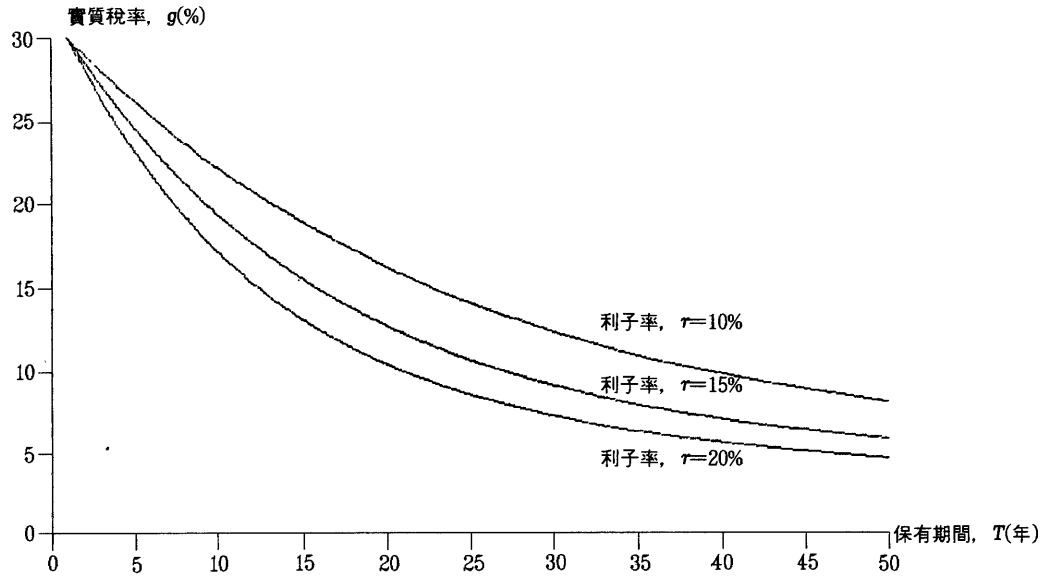
$$g = \frac{r - \sqrt[T]{C_T} + 1}{r}$$

이다[10]. 주어진 t값에서 實質稅率 g는 r과 T에 의존하는바 〔圖 2〕에서 나타나고 있는 바와 같이 T가 커질수록 g가 감소하며 그러한 경향은 r이 클 때 더욱 강하다고 할 수 있다[11].

현행 우리나라 讓渡所得稅는 기본적으로는 讓渡差益의 規模에 따른 누진적인 稅率構造를 취하고 있기 때문에 보유기간이 장기화될수록 양도차익의 규모가 커져 높은 세율이 적용되도록 되어 있다. 그러나 전술한 바와 같이 2년미만 보유분에 대해 높은 세율이 적용되고 5년 및 10년이상 보유분에 대해 각각

9) 韓國經濟硏究院(1984), 李萬雨(1988) 참조.
10) 여기에는 收益이 모든 기간에 동일하게 발생한다는 가정이 들어 있음.
11) Bailey(1964) 참조. 이와 같이 讓渡所得稅負擔이 보유기간이 길어질수록 작아짐에도 불구하고 실제에 있어서 부동산을 중도처분하는 경우가 많이 있는데, 이는 長期保有利點에 대한 인식의 부족에 기인하는 면도 없지 않겠으나 그보다는 부동산의 처분결정이 讓渡所得稅負擔뿐 아니라 여러가지 다른 요인에 의해 좌우되기 때문일 것이다. 예컨대 所得稅나 財産稅 및 相續稅 등의 課稅方法에 따라서 부동산의 적정보유기간이 달라지는 것은 물론이려니와 資本市場이 불완전한 상태에서 流動性不足(liquidity problem)으로 인해 부동산의 중도처분이 불가피한 경우도 흔히 있을 수 있을 것이다.

[圖 2] 名目稅率이 30%인 경우의 實質稅率



讓渡差益의 10%와 30%의 長期保有特別控除가 실시되고 있기 때문에 이를 감안하면 양도소득세 세율수준은 2년, 5년, 10년을 전후해서 오히려 낮아지고 있다고 할 수 있다(表 11 참조).

이상에서 讓渡所得稅의 供給凍結效果를 유발하는 요인을 세부담전가요인과 실질세율요인으로 구분하여 살펴보았는바 이를 통해 讓渡所得稅의 供給凍結效果가 讓渡所得課稅 내재적인 요인뿐 아니라 稅制上의 요인에 기인하는 바 큼을 알 수 있다. 따라서 讓渡所得稅의 供給凍結效果는 現行所得稅制의 개선을 통해 상당히 완화될 수 있다고 생각한다. 讓渡所得稅에 관한 그동안의 논의를 보면 供給凍結效果에 대한 인식의 부족으로 양도소득세를 重課만 하면 投機抑制效果를 거둘 수 있다고 생각하는 경우가 없지 않을 뿐 아니라 供給凍結效果의 중요성을 강조하는 사람들조차도 供給凍結의 상당부분이 현행 세제운영의 결과라는 사실을 간과하고 공급동결완화의 문제에 관심을 갖지 않는 경우가 많다. 앞으로는 讓渡所得稅의 供給凍結效果를 중시하여 投機抑制手段으로서의 그 한계점을 인식하되 讓渡所得稅의 供給凍結效果가 保有期間長期化에 따르는 實質稅率의 하락에 기인하는 바 크다는 점에 유의하여 實質稅率 균등화를 통한 供給凍結緩和에도 노력을 기울여야 할 것이다. 특히 양도소득세는 투기억제수단이기에 앞서 所得稅라는 관점에서 볼 때 공급동결효과를 완화하기 위해서 뿐 아니라 所得課稅의 수평적, 수직적 형평을 기하기 위해서도 讓渡所得稅의 實質稅率 均等化가 이루어져야 할 것으로 생각한다.

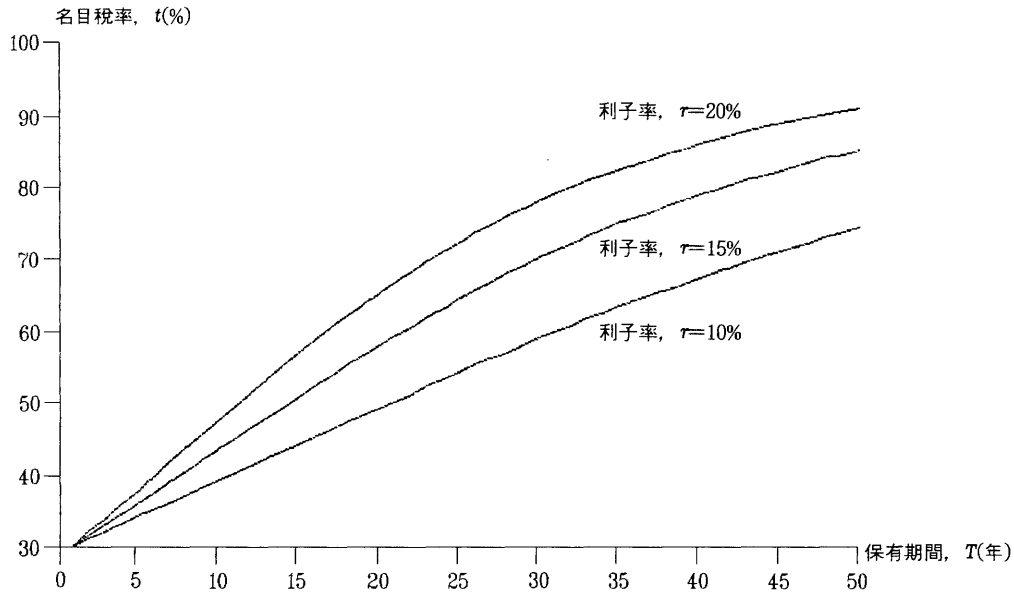
實質稅率의 均等化를 위하여 사용할 수 있는 방법 중의 하나는 租稅延期의 기간에 따라 利子를 부과하는 것이다. 〔圖 3〕은 〔圖

〈表 11〉 現行 讓渡所得稅의 保有期間別 稅率水準 算出例

保有期間 \ 基準時價	5百萬원	1千萬원	5千萬원	1億원	3億원	6億원	10億원
1	0.600	0.600	0.600	0.600	0.60	0.60	0.60
2	0.600	0.600	0.600	0.600	0.60	0.60	0.60
3	0.400	0.400	0.400	0.450	0.55	0.55	0.60
4	0.400	0.400	0.450	0.500	0.55	0.55	0.60
5	0.400	0.400	0.450	0.500	0.55	0.60	0.60
6	0.400	0.400	0.450	0.550	0.55	0.60	0.60
7	0.400	0.400	0.500	0.550	0.55	0.60	0.60
8	0.400	0.400	0.500	0.550	0.60	0.60	0.60
9	0.400	0.400	0.550	0.550	0.60	0.60	0.60
10	0.400	0.400	0.550	0.550	0.60	0.60	0.60
11	0.280	0.280	0.385	0.385	0.42	0.42	0.42
12	0.280	0.315	0.385	0.385	0.42	0.42	0.42
13	0.280	0.315	0.385	0.385	0.42	0.42	0.42
14	0.280	0.315	0.385	0.385	0.42	0.42	0.42
15	0.280	0.315	0.385	0.385	0.42	0.42	0.42
16	0.280	0.315	0.385	0.420	0.42	0.42	0.42
17	0.315	0.350	0.385	0.420	0.42	0.42	0.42
18	0.315	0.350	0.385	0.420	0.42	0.42	0.42
19	0.315	0.350	0.385	0.420	0.42	0.42	0.42
20	0.315	0.385	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
21	0.350	0.385	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
22	0.350	0.385	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
23	0.350	0.385	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
24	0.350	0.385	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
25	0.385	0.385	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
26	0.385	0.385	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
27	0.385	0.385	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
28	0.385	0.385	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
29	0.385	0.385	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
30	0.385	0.385	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
31	0.385	0.420	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
32	0.385	0.420	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
33	0.385	0.420	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
34	0.385	0.420	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
35	0.385	0.420	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
36	0.420	0.420	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
37	0.420	0.420	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
38	0.420	0.420	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
39	0.420	0.420	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
40	0.420	0.420	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
41	0.420	0.420	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
42	0.420	0.420	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
43	0.420	0.420	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
44	0.420	0.420	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
45	0.420	0.420	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
46	0.420	0.420	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
47	0.420	0.420	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
48	0.420	0.420	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
49	0.420	0.420	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42
50	0.420	0.420	0.420	0.420	0.42	0.42	0.42

註： 不動産의 연간 가격상승률을 15%로 가정.

[圖 3] 實質稅率을 30%로 유지하기 위해 필요한 名目稅率



〈表 12〉 實質稅率을 일정하게 유지하는 경우
實質稅率 對比 필요한 名目稅率의 比率(β)

利子率 (r)	稅率 (t)	保有期間(T)			
		5년	10년	20년	50년
10%	0.2	1.70	1.97	2.49	3.78
	0.3	1.13	1.31	1.66	2.52
15%	0.2	1.80	2.19	2.93	4.32
	0.3	1.20	1.46	1.95	2.88
20%	0.2	1.89	2.39	3.29	4.62
	0.3	1.26	1.60	2.20	3.08

2]와 반대로 實質稅率을 일정하게 유지하기 위해 필요한 名目稅率의 변화를 도시한 것으로 保有期間의 장기화에 따른 名目稅率의 增加가 바로 필요한 利子負擔의 크기를 나타낸다고 할 수 있다. 〔圖 3〕에서 利子率이 높을 때 名目稅率이 빠른 속도로 100%로 수렴하게 되나 이것은 하나의 시나리오로서 장기적으로 利子率이 하락하는 경우에는 그 속도가 보다 느려질 것이다. 다음으로 〈表 12〉에서는 〔圖 3〕에서와 같이 實質稅率이 일정하게

유지되는 것을 전제로 實質稅率對比 필요한 名目稅率의 比率 β를 保有期間別로 예시하고 있는바, (β-1)은 바로 利子負擔의 크기를 나타낸다고 할 수 있다. 예컨대 30%의 實質稅率을 유지하기 위해서는 연간 15%의 價格增加率을 기록한 不動產을 10년간 보유한 후 매각하는 사람에 대해 稅額의 46%만큼의 利子를 부담토록 해야 한다는 것이다. 〈表 12〉에 있어서 특기할 만한 사실은 稅率이 높을수록 β가 작아진다는 것이다[12].

Ⅳ. 讓渡所得稅制의 改編方向

먼저 讓渡所得稅制의 改編方向에 관한 그동안의 논의와 대체로 의견을 같이하는 사항에 대해 간략히 정리하면 다음과 같다[13].

첫째, 양도소득세 과세대상자산의 범위를 점진적으로 확대한다. 課稅對象을 주로 不動產의 讓渡所得에 국한하는 것은 課稅베이스의 침식, 稅制의 水平的·垂直的 衡平沮害의 문제점이 있으므로 단계적으로 모든 자산의 資本利得을 課稅對象에 포함시키도록 한다. 특히 株式保有가 보편화되고 그 거래규모가 급격히 증가하고 있음을 고려할 때 株式去來差益에 대한 課稅의 필요성이 크다. 다만 株式讓渡差益課稅가 주식시장에 큰 충격을 주지 않도록 하기 위해서는 우선 短期的으로 非上場株式의 一定比率(例, 50%) 이상을 양도할 경우 營業權의 讓渡로 간주, 이를 課稅하고 그 다음 단계로 非上場株式 全體를 課稅對象으로 확대하며, 그리고 長期的으로 모든 株式의 讓渡를 課稅對象으로 삼는 등 課稅對象範圍를 漸進的으로 擴大하는 방안이 검토되어야 할 것이다[14].

둘째, 非課稅 및 減免規定을 대폭 축소조정한다. 지나친 非課稅 및 減免은 讓渡所得稅 존치의의를 그만큼 감소시키고 세부담의 垂直的·水平的 不公平을 야기시킨다고 할 수 있다. 특히 1가구 1주택 비과세제도는 이밖에도 주택수요패턴을 불건전한 방향으로 歪曲하는 문제점이 있으므로 그 요건을 현행보다 강화시킬 필요가 크다.

셋째, 讓渡差益算定基準을 一元化·現實化한다. 전술한 바와 같이 현재 양도차익산정기준이 일원화되어 있지 않음에 따라 지역간·과세물건간 양도소득세부담의 불공평문제가 야기되고 있다. 따라서 讓渡差益算定基準을 실지거래가액이나 公示地價 등으로 일원화해야 할 필요가 큰바 이중 특히 실지거래가액을 기준으로 양도차익을 산정토록 부동산거래에 있어 官認契約書의 사용을 의무화해야 할 것이다.

끝으로 不動產公簿와 사실의 일치를 통해 부동산거래의 포착률을 제고시킨다. 不動產去來 포착의 문제는 전술한 讓渡差益算定의 문제와 아울러 양도소득세의 實效性과 公平性을 좌우하는 가장 기본적이고 중요한 문제라고 할 수 있다. 그러나 현재 민사소송판례에 의해 중간생략등기, 명의신탁, 가등기가 인정됨에 따라 부동산공부와 사실이 일치하지 않고 있기 때문에 부동산거래의 포착이 제대로 안되고 있으며 그러한 상태에서 未登記轉

12) Diamond(1975) 참조.
13) 李萬雨(1988), 稅制發展審議委員會(1987), 土地公概念硏究委員會(1989), 吳然天(1987) 등 참조.
14) 稅制發展審議委員會, 「讓渡所得課稅制度와 土地稅制의 運營現況 및 改善方案」, 『稅制發展硏究報告書』, 1985. 12, p. 556.

賣에 대해 높은 세율을 적용하고 讓渡差益控除는 물론 비과세 및 감면혜택을 배제하는 등의 중과세조치를 취하고 있으나 미등기전매사실 자체를 제대로 포착하지 못하고 있기 때문에 실효를 거두지 못하고 있다. 부동산거래를 제대로 포착하기 위해서는 무엇보다도 부동산공부와 사실을 일치시켜야 할 것이며 이를 위해서는 民法과 不動産登記法의 改正이 이루어져야 할 것이다.

한편 양도소득을 통상소득과 分離課稅할 것인가 綜合課稅할 것인가에 대해서는 장기적으로는 종합과세하되 부동산가격이 안정될 때까지는 양도소득세의 투기억제기능을 중시하여, 또는 부동산가격급등에 따른 양도소득세부담의 과중함을 우려하여 分離課稅해야 한다는 주장이 지배적이다. 그러나 소득과세의 수평적·수직적 형평의 측면에서 볼 때 양도소득에 대해 重課稅 내지 輕課稅를 하기 위해서도 양도소득을 통산소득과 분리과세하기보다는 통상소득에 산입·종합과세하되 그 算入比率을 조정하는 것이 보다 바람직한 방법이라고 할 수 있다. 특히 양도소득의 산입비율을 미국에서와 같이 100% 미만으로 하는 경우에도 양도소득의 종합과세화는 전술한 과표현실화를 전제로 하는 한 부동산을 많이 보유하고 있는 부유층의 세부담을 현재에 비해 증가시킴으로써 所得分配改善效果는 물론 不動産投機抑制效果를 함께 거둘 수 있을 것으로 생각된다.

그러나 양도소득의 종합과세화는 장기간에 걸쳐 발생한 資本利益을 양도시점에서 일시에 부과하는 일이 없도록 平均所得化(income averaging)를 전제로 실시되어야 할 것이다. 현재는 평균소득화가 이루어지지 않은 상태에서 양도소득에 대해 종합소득과 별도의 累進稅率을 적용하고 있는바 實現利得의 묶음효과(bunching effect)를 완화하기 위한 조치로 長期保有特別控除를 시행하고 있으나 이는 편법에 불과함은 물론이려니와 전술한 바와 같이 결과적으로 供給凍結을 조장할 가능성도 배제할 수 없다.

양도소득세제 개편에 관한 그동안의 논의에 있어서의 가장 큰 문제는 투기성 단기매매의 억제에 역점을 둔 나머지 장기보유에 따르는 供給凍結의 문제를 소홀히 다루고 있다는 점이다. 讓渡所得稅는 전술한 바와 같이 자산을 처분하여 資本利得이 실현되었을 때 부과되므로 名目稅率이 일정할 경우에도 納稅者가 자산을 처분하지 않고 계속 보유함으로써 세부담을 연기하는 만큼 실질세율이 하락하게 되며 이로 인해 稅負擔의 水平的·垂直的 衡平이 저해됨은 물론 전술한 供給凍結의 문제가 야기될 가능성이 높다. 이러한 문제는 물론 資本의 實現利得(realized capital gains)뿐 아니라 未實現利得에 대해 과세함으로써 쉽게 해결될 수 있다고 생각할 수 있다. 그러나 資本의 未實現利得(accrued capital gains)에 대한 과세는 과세소득산출이 특히 어렵고 유동성문제를 야기하기 때문에 몇 나라를 제외하고는 시행되지 않고 있으며 우리나라의 경우에도 시행가능성이 희박하다고 할 수 있다. 따라서 稅負擔의 수평적·수직적 형평을 기하고 양도소득세의 공급동결효과를 완화한다는 측면에서 보유기간의 장기화에 따라 實質稅率이 크게 하락하지 않도록 해야 할 것이며 이를 위해서는 전술한 바와 같이 租稅延期에 대해 이자를 부과하는 방안 등을 검토할 수 있을 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

經濟企劃院, 『主要經濟指標』, 1989.

國稅廳, 『國稅廳 20年史』, 1986. 3.

_____, 『國稅統計年報』, 各年度.

內務部, 『地方稅政年鑑』, 各年度.

朴憲注, 「讓渡所得稅制度의 凍結效果」, 『住宅金融』, 韓國住宅銀行, 1985. 10.

稅制發展審議委員會, 『稅制發展研究報告書』, 1985. 12.

宋雙鍾, 「우리나라 土地政策關聯 土地稅制의 變遷」, 『產經論集』, 서울市立大學校 附設 產業經營研究所, 1989. 3.

吳然天, 『財產稅制의 改善課題와 整備의 基本方向』, 韓國開發研究院, 1987. 12.

李萬雨, 「現行 讓渡所得稅의 改善方案」, 『月刊租稅』, 租稅通覽社, 1988. 8.

李重熙, 「Capital Gains 稅에 관한 理論的 考察」, 高麗大 碩士學位論文, 1982. 2.

임길수, 『양도소득세 해설』, 양성각, 1983.

財務部, 『韓國稅制史』(上・下卷), 1979.

_____, 『財產稅制 主要統計資料集』, 1988.

趙正濟, 『土地稅制의 課題와 政策』, 國土開發研究院, 1985.

土地公概念研究委員會, 『土地公概念研究委員會 研究報告書』, 1989. 5.

韓國經濟研究院, 『韓國의 土地稅制 改編方向研究』, 1984. 10.

Bailey, M. J., "Capital Gains & Income Taxation", A.C. Harberger & M.J. Bailey(eds.), *The Taxation of Income from Capital*", 1964.

Balcer, Yoes, "The Taxation of Capital Gains : Samuelson's Fundamental Principle", *Public Finance*, April 1983, pp. 1~15.

Brinner, R., "Inflation, Deferral and the Neutral Taxation of Capital Gains", *National Tax Journal*, Dec. 1973, pp. 565~573.

Brinner, Roger and Alicia H. Munnell, "Taxation of Capital Gains : Inflation and Other Problems", *New England Economic Review*, Sept.-Oct. 1974, pp. 3~21.

Diamond, P. A., "Inflation and the Comprehensive Tax Base", *Journal of Public Economics*", August 1975, pp. 227~244.

Helliwell, J., "The Taxation of Capital Gains", *Canadian Journal of Economics*, 1969, pp. 314~318.

Wetzler, J. W., "Capital Gains and Losses", Pechman(ed.), *Comprehensive Income Taxation*, The Brookings Institute, 1977.

〈附 表〉 資　　料

	讓渡所得稅課標(億원)(1)	讓渡所得算出稅額(億원)(2)	稅率(2)/(1)	地價上昇率(%)	GNP(10億원)	財産稅課標(億원)	實質GNP成長率(%)	都賣物價上昇率(%)
1968	1	0.6	0.60	47.46	1,163	12,850	11.3	8.1
1969	7	4	0.57	79.19	2,155	14,890	13.8	6.7
1970	64	33	0.52	8.02	2,777	28,620	7.6	9.2
1971	84	44	0.52	33.80	3,407	35,111	9.1	8.6
1972	41	21	0.51	3.47	4,178	38,975	5.3	14.0
1973	21	11	0.52	3.55	5,536	46,085	14.0	6.9
1974	37	19	0.51	24.38	7,565	61,039	8.5	42.1
1976	202	95	0.47	26.60	13,818	132,218	13.4	12.1
1977	210	98	0.47	33.55	17,729	206,583	10.7	9.0
1978	355	169	0.48	48.98	23,937	225,622	11.0	11.8
1979	433	206	0.48	16.63	30,741	339,152	7.0	18.6
1980	1,236	669	0.54	11.68	36,750	493,686	-4.8	39.0
1981	3,510	1,577	0.45	7.51	45,528	592,035	5.9	20.4
1982	7,463	2,815	0.38	5.40	52,182	728,815	7.2	4.6
1983	7,530	2,681	0.36	18.50	61,722	803,646	12.6	0.2
1984	7,819	2,862	0.37	13.20	70,084	851,964	9.3	0.7
1985	10,109	3,994	0.40	7.00	78,088	968,918	7.0	0.9
1986	7,852	3,246	0.41	7.30	90,544	1,042,939	12.9	-1.5
1987	8,195	3,368	0.41	14.67	105,630	1,103,243	12.8	0.5
1988	14,345	6,069	0.42	27.47	123,579	1,216,314	12.2	2.7

註： 1968～74年은 不動産投機抑制稅. 不動産投機抑制稅의 경우 산출세액 대신 결정세액.

資料： 國稅廳,『國稅統計年報』, 各年度.

_____,『國稅廳 20年史』, 1986.3.

經濟企劃院,『主要經濟指標』, 1989.

內務部,『地方稅政年鑑』, 各年度.

單位勞動費用과 物價

朴 佑 奎

本稿에서는 원貨表示輸入物價指數 및 單位勞動費用 등의 費用要因과 GNP디플레이터로 표시한 物價와의 관계를 共積分檢證方法으로 살펴보았는데 單位勞動費用과 物價間에는 유의한 長期的 均衡關係가 존재하나 이 關係式에 輸入物價指數를 추가하기는 곤란한 것으로 나타났으며 輸入物價指數와 物價間에도 유의한 長期的 均衡關係를 발견하지 못하였다. 이에 따라 共積分과 誤差修正模型을 사용하여 單位勞動費用만으로 인플레式을 推定한 결과 그 적합도가 뛰어난 것으로 나타났다.

推定結果에 의하면 單位勞動費用上昇의 物價에 대한 영향은 영구적이며 최초 2년반 동안에 최대로 나타날 뿐 아니라 過度調整(overshooting)現象이 있는 것으로 나타났다. 이에 따라 비록 90년도의 賃金引上이 상당폭 鈍化된다 하더라도 87년 하반기부터 지작된 單位勞動費用急增의 누적적 효과로 인하여 90년의 상당히 높은 인플레율은 불가피할 것으로 전망되었다.

마지막으로 이와 같은 物價上昇壓力을 완화하기 위해서 政策立案者의 입장에서 本稿의 硏究結果에 대해 어떠한 해석이 가능한가를 논의하였는데, 政府의 政策立案者, 企業家 및 勤勞者 등 各 經濟主體의 단합된 共同努力이 요구되는 것으로 지적되었다.

I. 序

貨幣經濟에서의 인플레는 장기적으로 볼 때 McCallum(1987)이 지적한 대로 通貨量에 의해 결정된다고 파악할 수 있다. 예를 들면 朴佑奎(1989)는 Hallman · Porter · Small(1988), Dadkhah · Zahedi(1986), Park(1986) 및 Eichenbaum · Hansen · Singleton(1988) 들의 方法에 따라 變形된 貨幣數量式을 사용하여 物價上昇壓力이 需要側面과 供給側面의 相互作用에 의해 결정되는 것으로 想定하였다. 즉 流通速度의 변화를 감안할 경우 經濟의 潛在生産力을 뒷받침할 수 있는 適正規模 이상의 通貨量의 增加는 物價上昇壓力으로 나타나게 됨

筆者: 本院 硏究委員
* 좋은 論評을 해준 崔範樹 · 柳潤河博士에게 감사드린다. 金世鍾硏究員 · 姜希淑硏究助員은 전산작업 및 원고정리에 크게 수고하였다.

을 보였다.

그렇다면 適正規模 이상의 通貨量增加만 억제할 수 있다면 物價上昇은 억제될 수 있으므로 通貨當局의 通貨管理에 物價上昇이 달려있다라고 생각할 수 있으나 문제는 그렇게 간단하지 않다. 물론 通貨當局이 주어진 金融構造 및 經濟與件下에서 通貨의 供給을 어느 정도 조절할 수 있다 하더라도 通貨量의 결정은 通貨需要 및 供給의 상호작용에 의해 이루어지기 때문이다. 따라서 방만한 통화공급을 억제하고, 또한 通貨供給의 調節幅을 확대하기 위하여 각종 政策手段을 개발하고 金融構造를 개선하는 것은 通貨當局의 政策遂行에 달려있으나, 그 반면 통화수요의 움직임을 주도하는 요인은 통화당국의 통제범위 밖에 있을 수도 있다는 것이다.

바꾸어 말하면 通貨量의 變動과 潛在生產力 및 物價間의 드러난 관계의 裏面에는 그와 매우 밀접한 또 다른 관계--通貨量의 變動을 불가피하게 하는--가 있다. 즉 賃金, 輸入單價, 換率 등 生產費用과 物價間의 관계이다. 특히 최근 급격한 賃金引上과 함께 勞動生產性의 低下로 單位勞動費用(賃金을 勞動生產性 즉 勞動 1單位當 實質生產으로 나눈 것)이 급격히 增加되고 있는 등 이들 費用要因과 物價와의 관계에 관심이 고조되고 있다. 本稿의 목적은 單位勞動費用 및 원貨表示輸入物價(달러表示輸入單價指數에 換率을 곱한 것) 등과 物價間의 관계를 살펴봄으로써 최근의 單位勞動費用의 急騰現象이 向後 인플레의 모습에 어떠한 영향을 미치는가를 考察해 보고 바람직한 政策對應方案을 제시하는 데 있다.

이를 위하여 아래의 Ⅱ章에서는 單位勞動費用 및 원貨表示輸入物價 등의 主要費用變數와 CPI, WPI, 非農林水產 GNP디플레이터 등과의 長期的 均衡關係의 存在有無를 共積分檢證方法으로 살펴보았다. 그 결과 單位勞動費用과 物價와는 有意한 長期的 均衡關係가 존재하는 것으로 확인되었으나 원貨表示輸入物價와 物價間에는 長期的 均衡關係에 대한 뚜렷한 有意性을 발견하지 못하였을 뿐더러 物價와 單位勞動費用間의 式에 원貨表示輸入物價를 추가하여도 설명력이 뚜렷이 증가하지 않는 것으로 드러났다. 이와 같이 원貨表示輸入物價가 유의하지 않은 이유로서는 換率 및 原資材價格의 變動이라는 外生的 要因이 生產段階가 진행될수록 賃金과 物價의 循環變動過程 속에 內在化된다는 점을 들 수 있음을 지적하였다. 이에 따라 Ⅲ章에서는 單位勞動費用만으로 誤差修正模型을 작성하여 物價上昇率을 추정하였는데 어느 한 分期의 單位勞動費用의 上昇이 物價를 上昇시키는 효과는 永久的이며(즉 최종누적치가 陽이며) 2年半 동안 최대로 累積되어 最終累積値를 초과할 뿐 아니라 4年間은 最終累積値보다 큰 것으로 드러났다. 따라서 1987년 下半期부터 시작되어 1989년에 급등한 單位勞動費用上昇의 物價에 대한 영향이 상당기간 累積되기 때문에 1990년도의 賃金上昇率이 상당히 鈍化된다 하더라도 勞動生產性이 크게 향상되지 않는 한 向後의 인플레上昇壓力은 매우 높을 것으로 전망되었다. 마지막으로 Ⅳ章에서는 物價上昇壓力의 해소를 위해서는 이상의 結果를 政策立案者의 입장에서 어떠한 해석이 가능한가를 論議하였다.

Ⅱ. 費用側面에서 본 物價

費用側面에서 物價變動을 설명하기 위하여 사용되는 主要變數로는 單位勞動費用(名目賃金을 勞動者 1單位當의 生産量으로 나눈 것), 自國通貨表示 輸入物價(달러表示 輸入單價指數를 換率에 곱한 것), 資本費用, 그리고 經濟의 需給不均衡을 나타내는 대용변수(稼動率, 實質生産과 潛在生産力間의 차이, 經濟成長率 등이며 不完全競爭市場構造일 경우 「마크업」을 나타내는 變數로서 해석되기도 함) 등을 들 수 있으며, 그외에 稅金關聯變數 등을 추가하기도 한다.

위와 같은 변수들이 費用側面에서 物價變動을 살펴보기 위해 필요하다는 이론적 근거를 제시하거나 혹은 이들을 사용하여 物價變動을 설명한 硏究로는 Ball · Duffy(1972), Eckstein(1964, 1984), Gordon(1975, 1985), Nordhaus(1972) 등과 우리나라의 경우 南相祐(1981), 鄭在完 · 金斗經(1981), 李啓植(1984), 丁文建(1983), 朴埈卿 · 李鎬彰(1984), 金仲秀(1987) 등을 들 수 있다.

그런데 이들 變數를 사용하여 推定을 위한 模型의 구성을 어떻게 할 것인가는 經濟의 모습에 대한 假定에 따라 달라지게 된다. 예를 들면 市場構造의 완전경쟁여부, 生産函數에 대한 가정 등이 그것이다(Eckstein, 1964). 그러나 經濟構造에 관한 假定自體보다는 物價變動을 현실에 맞게 적절히 설명하는 데 목적이 있다면 어떻게 時系列資料의 특성에 맞게 模型을 구성하는가 하는 점이 관심의 대상이 된다. 여기에 관해서는 일반적으로 어떠한 時系列資料라도 두가지 부분, 즉 趨勢値와 趨勢値 이외의 부분으로 나눈다면 잘 정의된 模型일 경우 各 時系列資料의 趨勢値들간에 어떠한 安定的인 관계가 존재할 수 있다는 점을 이용할 수 있다[1].

특히 一般均衡模型을 설정하지 않고 各 時系列資料의 趨勢値間의 장기적 균형관계의 存在有無를 統計學的 方法으로 검증하는 방법으로 共積分(cointegration)檢證方法을 들 수 있는데 이러한 方法의 사용은 本稿의 목적에 잘 부합된다 하겠다. 이는 本稿의 목적이 단순히 縮略型形態의 物價函數의 推定에 있고 經濟의 모습 그 자체에 대한 가정에서부터 출발하여 物價模型을 작성하는 데 관심이 있지는 않기 때문이다.

따라서 本稿에서는 우선 物價指數 P(非農林水産 GNP디플레이터($PGNPN$), 消費者物價指數(CPI), 혹은 都賣物價指數(WPI)), 單位勞動費用($ULC = W/(y/L)$, 여기서 W는 全産業 平均名目賃金, y는 非農林水産 實質GNP, L은 非農林漁業部門의 就業者數임), 원貨表示輸入物價($PI = E \cdot PMGS$, 여기서 E는 기간말집중기준율로 표시한 1달러當 원貨價値, $PMGS$는 달러表示 輸入單價指數임) 등 세가지 變數間의 共積分關係의 存在有無를 살펴보았다.

이를 위하여 이들 세가지 變數들의 1973년 1/4분기부터 1988년 4/4분기까지의 分期別

1) 이러한 제약관계는 一般均衡模型에서 대개의 경우 발견할 수 있는데 Park(1986), Eichenbaum · Hansen · Singleton(1988), 朴佑奎(1989) 등에서 模型의 推定에 사용하였으며, 넓은 의미로 본다면 M. Friedman이 주장하는 k% 通貨成長率에 의한 通貨政策遂行도 이러한 범주에 넣을 수 있다 하겠다.

時系列資料를 季節調整하여 이를 4分期 單純移動平均한 후 log값을 취하여 사용했다[2]. 이와 같이 1년간의 資料를 平均하여 사용한 이유는 Blanchard(1987)에 의하면 本稿에서 사용한 것과 같은 巨視時系列資料(aggregate data)를 사용한다면 美國의 경우 物價와 賃金間의 相互調整期間이 비슷하며 1년 정도면 80% 정도의 調整이 이뤄지는 것으로 나타났기 때문이다. 한편 아래의 Ⅲ章에서 사용된 模型에 의하면 우리나라의 경우 최초분기의 單位勞動費用上昇이 物價에 미치는 效果(累積乘數)가 最初 1년까지는 最終效果[3]對比 78.7% 정도 나타나나 2년까지 합계할 경우에는 126%로 나타나는 등 過度調整(overshooting)現象이 있어 2년까지 平均하여 사용하기는 곤란한 것으로 드러났다.

이들 세가지 變數들에 대하여 Nelson · Plosser(1982)의 Table 5의 式을 사용하여 單位根檢證을 한 결과 표본수가 100개일 경우 0.05%의 한계값인 -3.45보다 훨씬 작은 數値들을 나타내는 등 전부 單位根을 가지고 있다는 가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났다[4].

2) 예를 들면 $LP_t = log\frac{1}{4}(P_t + P_{t-1} + P_{t-2} + P_{t-3})$.

3) 最初分期의 單位勞動費用의 上昇이 物價에 미치는 영향을 그 영향이 지속되는 全期間동안 합친 것으로서 最終累積乘數임. 아래 Ⅲ章의 乘數計算을 참조.

4) LP_t의 경우 $LP_t = \mu + \rho_1 t + \rho_2 LP_{t-1} + \sum_{i=0}^{3} \rho_{3+i}$ $(LP_{t-1-i} - LP_{t-2-i})$를 推定하였는데 ρ_2에 대한 τ값이 -1.36으로 나타났고, *LPI*의 경우 -0.71, *CPI*의 경우에는 -1.29로 나타났으며 *WPI*의 경우에는 -0.82로 나타났다. 한편 *LULC*의 경우 윗式에서 $i=0$로 하여 추정하였는데 τ값은 -1.37로 나타났다.

5) *LPI*를 그대로 추가하는 것은 計量經濟學的으로 문제가 있음을 의미한다. 그러나 例를 들어 式(A)의 오차항을 설명하기 위하여 *LPI*의 變量(first difference)을 사용하는 것이 가능할 수도 있으므로 *LPI* 변수의 설명력이 전혀 없음을 의미하는 것은 아니다. 단지 物價의 長期的 趨勢變動을 설명하기 위하여서는 *LULC*가 있는 경우 *LPI*의 追加는 불필요함을 나타냄.

다음으로 이들 세가지 時系列에 대한 共積分檢證을 하기 위해 Engle · Granger(1987)가 제시한 ADF檢證(augmented Dickey-Fuller test)을 하되 臨界값으로는 崔範樹(1989)의 〈表 8〉에 제시된 것을 사용하였다. 즉 回歸變數의 數가 1개일 경우에는 5%의 임계값으로 -3.345, 2개일 경우에는 -3.77을 택하였다. 세가지 時系列로 네가지 組合을 구성하여 共積分檢證을 한 결과는 〈表 1〉과 같다.

〈表 1〉에 의하면 物價와 單位勞動費用(*LULC*)間에는 非農林 GNP디플레이터(*PGNPN*), WPI, CPI 모두 式(A)와 같은 長期的 均衡關係가 존재함을 나타내고 있으나 式(B)의 物價와 輸入物價(*LPI*)間이나 혹은 單位勞動費用과 輸入物價(式(D))間에는 統計學的으로 共積分關係의 存在與否에 관하여 유의한 결론을 얻기가 곤란한 것으로 나타났다. 그런데 非農林水産 GNP디플레이터의 경우 세 변수 전부간에 유의한 長期的 均衡關係(式(C))가 나타나고 있으나 이는 式(A)에서의 單位勞動費用과 非農林水産 GNP디플레이터의 장기적 균형관계의 존재에 크게 영향받은 것으로 보여 큰 의미가 없는 것으로 판단된다.

결론적으로 〈表 1〉에 의하면 物價와 單位勞動費用間에는 통계적으로 유의한 장기적 관계가 존재하나, 여타의 관계(物價와 원貨表示輸入物價; 원貨表示輸入物價와 單位勞動費用; 物價와 單位勞動費用과 원貨表示輸入物價 등)에서는 뚜렷한 결론을 내리기 곤란한 것으로 나타났다. 따라서 物價의 長期的 趨勢變動은 單位勞動費用만으로 설명이 가능하며, 원貨表示輸入物價의 追加는 불필요하다고 할 수 있다[5].

그런데 원貨表示 輸入物價가 앞서 언급한

〈表 1〉 共積分檢證[1)]

	式		constant	*LULC*	*LPI*	*D. W*	*ADF*
	(A)	*LP*	-5.341	0.8111		0.2330	-3.77
			(0.043)	(0.004)			
PGNPN	(B)	*LP*	-9.263		1.235	0.0806	-2.71
			(0.422)		(0.039)		
	(C)	*LP*	-5.751	0.741	0.113	0.2871	-3.77
			(0.071)	(0.011)	(0.017)		
	(A)	*LP*	-4.696	0.759		0.0938	-3.51
			(0.127)	(0.011)			
CPI	(B)	*LP*	-6.946		1.028	0.0827	-1.50
			(0.339)		(0.031)		
	(C)	*LP*	-5.389	0.575	0.263	0.0961	-1.43
			(0.15)	(0.032)	(0.044)		
	(A)	*LP*	-4.177	0.717		0.0660	-3.47
			(0.201)	(0.017)			
WPI	(B)	*LP*	-6.556		0.994	0.1313	-2.53
			(0.19)		(0.017)		
	(C)	*LP*	-5.746	0.299	0.596	0.1385	-2.51
			(0.116)	(0.025)	(0.034)		
LULC	(D)		-4.736		1.513	0.0849	-2.97
			(0.566)		(0.052)		

註 : 1) *L*字로 시작되는 것은 각 변수의 4분기 移動平均에 *log*를 취한 것임을 나타냄. 예를 들면 *LP*는 종속변수로서 물가, 즉 *P*의 4분기 移動平均에 *log*를 취한 것을 나타내며, *P*로는 *PGNPN*, *CPI*, *WPI* 등을 사용하였음.

바와 같이 物價變動의 主要要因이라는 점은 이론적으로도 뒷받침된다고 할 수 있는데도 불구하고 유의하게 나타나지 않는 데는 여러가지 이유가 있을 수 있겠으나 우선 첫째로는 WPI, CPI와 같은 협의의 物價指數의 경우 說明變數로 사용된 單位勞動費用, 輸入物價 등이 全產業을 대상으로 하는 광의의 시계열변수들로서 WPI, CPI 등을 설명하기 위한 변수로 사용되기에는 부적합할 수 있다는 점과, 둘째로 本稿에서 사용한 輸入物價指數가 關稅, 關稅還給, 石油基金徵收, 原油價格變動과 시차를 두거나 혹은 무관하게 국내경제정책 수행목적상의 이유로 이뤄지는 당국의 國內油價調整 등으로 인하여 실제생산에 사용되는 原資材價格의 變動을 정확히 반영하지 않을 수 있다는 점(measurement error)과, 셋째로 輸入物價가 비록 중요한 物價決定變數라 하더라도 여타의 중요한 여러가지 요인(單位勞動費用, 經濟構造, 金融市場動向, 政府의 各種 經濟政策 등 수많은 需要 및 供給側面에서의 쇼크)을 압도할 만한 要因(dominant factor)은 아니어서 통계적으로 유의하지 못할 가능성[6)]과, 넷째로 輸入價格

6) 이와 관련하여 美國의 硏究들을 살펴보면, Pigott · Reinhart(1989)는 美國의 달러貨價値의 變動이 物價에 影響을 미치지 않았음을 지적하고 그 이유로는 특히 總需要變動의 影響이 換率變動의 影響을 상쇄

의 變動을 포함하는 外生的 쇼크가 궁극적으로 賃金과 物價間의 循環變動(wage price spiral)現象으로 內在化되는 과정에서 특히 광의의 物價指數의 경우 物價變動自體가 單位勞動費用만으로도 설명될 수 있다는 점을 들 수 있다.

특히 式(C)의 推定値가 시사하는 바가 크다고 할 수 있는데 우선 WPI나 CPI보다 *PGNPN*의 경우 單位勞動費用의 係數推定値가 현저히 크며 輸入價格指數에 換率을 곱한 變數인 원貨表示輸入物價指數의 係數推定値는 현저히 작다는 점이다[7]. 이는 GNP디플레이터 혹은 *PGNPN*과 같이 상당히 포괄적인 物價指數의 경우 多段階的인 生産活動의 사슬이 심화되는 과정에서 각종 外生的 쇼크를 흡수해 나가고 이에 따라 賃金 및 勞動生産性變動의 영향이 점차 뚜렷해짐으로 인해서 賃金·物價의 循環變動現象으로 物價變動이 설명되고 있는 것으로 판단된다.

이와 관련하여 Blanchard(1986)는 商品生産企業과 勞動者가 모두 獨占力을 어느 정도 행사할 수 있다면(즉 商品市場의 경우 獨寡占競爭市場, 勞動市場의 경우 勞動組合이 존재) 독점력의 정도에 따라 외부쇼크(需要쇼크, 賃金을 올리려는 시도(union cost push), 生産技術의 變動(technological shock), 勞動供給의 變動, 기업가가 「마크업」이윤을 확보하려는 시도 등)를 흡수하는 과정에서 결국 實質賃金은 올리지 못하고 名目賃金과 物價만 올라가는 賃金·物價의 循環變動過程을 밟게 된다고 주장하였다.

따라서 外生的 쇼크를 흡수하는 구조적 과정을 만들어야 물가변동을 만족스럽게 설명할 수 있겠으나 이는 向後의 硏究課題로 미루고 本稿에서는 〈表 1〉의 非農林水産 GNP 디플레를 사용한 式(A)를 기본으로 하여 物價變動을 설명하고자 한다.

Ⅲ. 共積分과 誤差修正模型을 사용한 인플레函數의 推定

Engle·Granger(1987)는 어떤 두 변수간에 共積分關係가 존재하면 이 관계를 사용하는 誤差修正模型(error correction model)도 존재한다는 점을 보였는데, 이에 따라 本稿에서는 非農林水産 GNP디플레이터(아래 式(1), (2)에서 *LP*로 표시)에 대하여 아래의 共積分式(1)(表 1의 式(C))과 誤差修正式(2)를 사용하여 인플레변동을 추정하였다[8].

$$LP_t = -5.\hat{3}41 \underset{(0.043)}{} + 0.\hat{8}111 \underset{(0.004)}{} LULC_t + \mu_t \cdots\cdots(1)$$

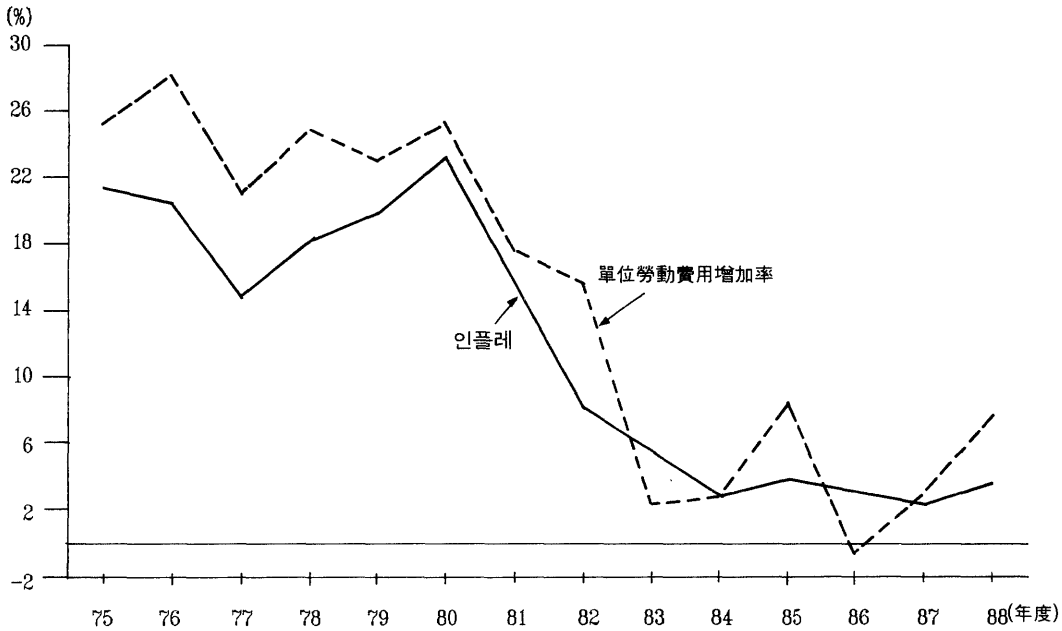
$$R^2 = 0.9988 \quad D.W = 0.233$$

하였기 때문이라고 주장하였다. Hafer(1989) 역시 換率變動은 상대가격의 변동을 가져올 뿐 그 자체로는 物價變動으로 바로 연결되지 못함을 주장하였고 通貨政策, 外國輸出企業의 美國內市場 確保努力 등이 복합적으로 나타남을 지적하였다. Woo(1984)는 原油價格과 賃金만으로 物價變動을 설명할 수 있고 換率의 추가적인 설명력은 없음을 지적하였다. Knetter(1989)도 달러換率變動이 달러輸入物價變動을 유발하지 않음을 지적하였다. 이들 연구들은 換率變動이 일반적으로 物價에의 영향이 중요할 것으로 생각되는데도 불구하고 위와 같은 여러가지 이유로 인하여 實證的으로는 뚜렷한 관계가 나오지 않음을 보였다.

7) 南相祐(1981)도 유사한 推定値를 얻었음. 한편 李政雄·柳海柱(1981)는 CPI 및 WPI간의 관계에서 유사한 결론을 얻었음. 〈表 1〉의 係數推定値는 전부 乘數(elasticity)를 나타냄. 한편 Batten · Hafer (1986)는 美國의 경우 通貨를 포함시킨다면 換率은 生産者物價指數를 설명하는 데에는 유의하나 生産者物價指數보다 광의의 물가지표인 GNP 디플레이터의 說明變數로는 유의하지 못함을 보였다.

8) 共積分 및 誤差修正模型 및 이와 관련된 문헌들에 관해서는 Engle·Granger 이외에 朴佑奎(1988), 崔範樹(1989), 咸貞鎬·崔雲奎(1989) 등을 참조. 式 (1)·(2)의 係數推定値 아래의 ( )안의 숫자는 표준오차임.

[圖 1] 單位勞動費用增加率과 인플레



$$\triangle \hat{LP}_t = -0.\hat{1037}\ \mu_{t-1} + 0.\hat{539}\ \triangle LP_{t-1} + 0.\hat{245}\ \triangle LP_{t-2} + 0.\hat{243}\ \triangle LULC_t - 0.\hat{095}\ \triangle LULC_{t-1} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots(2)$$

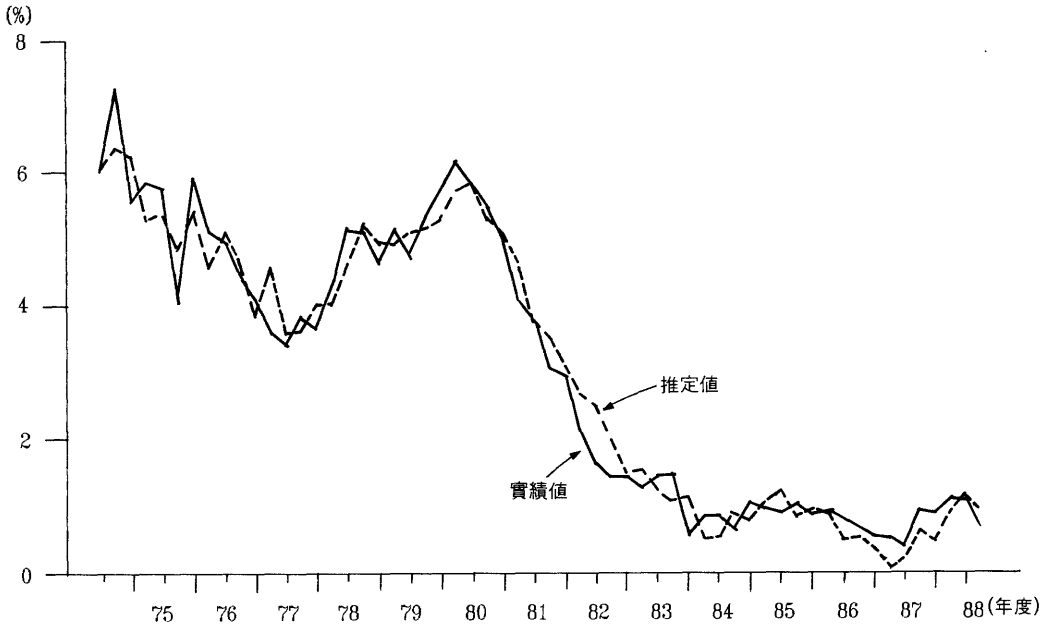
(0.0284) (0.12) (0.10) (0.041) (0.05)

$R^2 = 0.966 \quad D.W = 1.97$

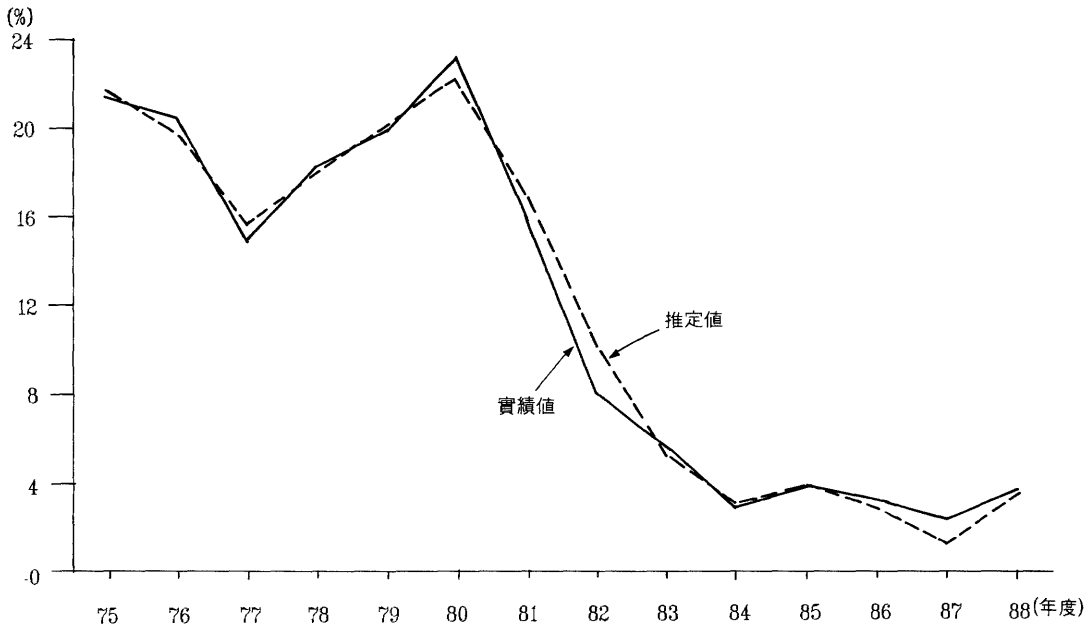
실제 인플레율($\triangle LP_t$로 정의)과 單位勞動費用의 增加率($\triangle LULC_t$)을 각각 年間時系列로 환산한 것은 〔圖 1〕에 나타나 있는데 88년의 單位勞動費用의 급증은 87년 하반기 이후부터 시작된 것이며 그림에는 나타나 있지 않으나 89년의 單位勞動費用은 크게 급증한 것으로 추측된다. 또한 $\triangle LP_t$와 위 式(1)·(2)로 推定된 인플레율($\triangle \hat{LP}_t$)을 비교한 것은 〔圖 2〕에 있으며 이를 年間時系列로 환산한 것은 〔圖 3〕에 있는데 RMSE(root mean squared error)가 〔圖 2〕의 경우 26.6%로 〔圖 3〕의 경우 15.5%로 나타나 年間時系列資料의 추정이 특히 뛰어난 것으로 나타나는 등 單位勞動費用만으로도 非農林水産 GNP디플레이터로 표시한 인플레의 장단기변화를 매우 잘 설명하는 것으로 나타났다.

한편 위 式 (1), (2)의 推定値로 구성된 物價模型의 특성을 살펴보기 위해 單位勞動費用($LULC$) 1% 增加가 物價指數에 미치는 影響(%, 즉 乘數效果)을 40분기간에 걸쳐 계산해 본 결과는 아래의 〔圖 4〕, 〔圖 5〕 및 〈表 2〉와 같다. 〔圖 4〕는 各 分期의 乘數를 표시한 것이며, 〔圖 5〕 및 〈表 2〉는 〔圖 4〕의 乘數를 시간의 흐름에 따라 누적한 것으로서 5년째부터는 長期趨勢値인 0.811에 수렴해 나가는 것으로 나타났다. 한편 〔圖 5〕에 나타난 최초 1년간의 累積乘數는 0.638인데 이는 39분기의 累積乘數對比 78.7%에 달하는 것으로서 앞서 Ⅱ章에서 언급한 바와 같이

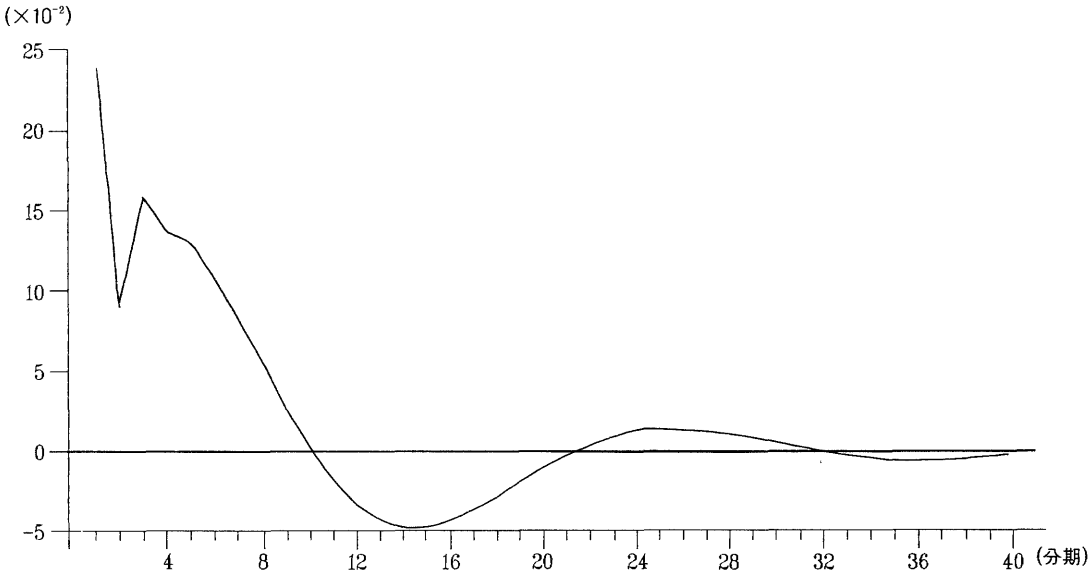
[圖 2] 인플레 推定結果(分期別)



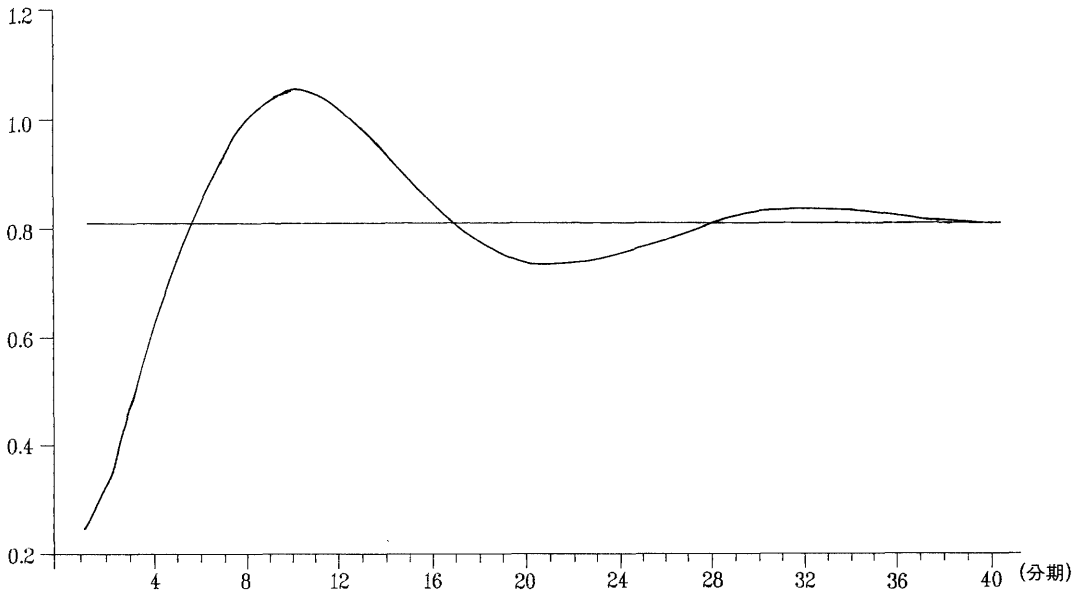
[圖 3] 인플레 推定結果(年間)



[圖 4] 單位勞動費用上昇의 物價에 미치는 乘數効果



[圖 5] 單位勞動費用上昇의 物價에 미치는 累積乘數効果



〈表 2〉 單位勞動費用上昇의 物價에 대한 累積乘數効果

分期	累積乘數(%)	百分比[1]
4	0.638	78.7
8	1.023	126.2
12	1.01	124.5
16	0.832	102.6
20	0.736	90.7
24	0.758	93.5
28	0.814	100.3
32	0.836	103.1
36	0.824	101.6
40	0.808	99.6

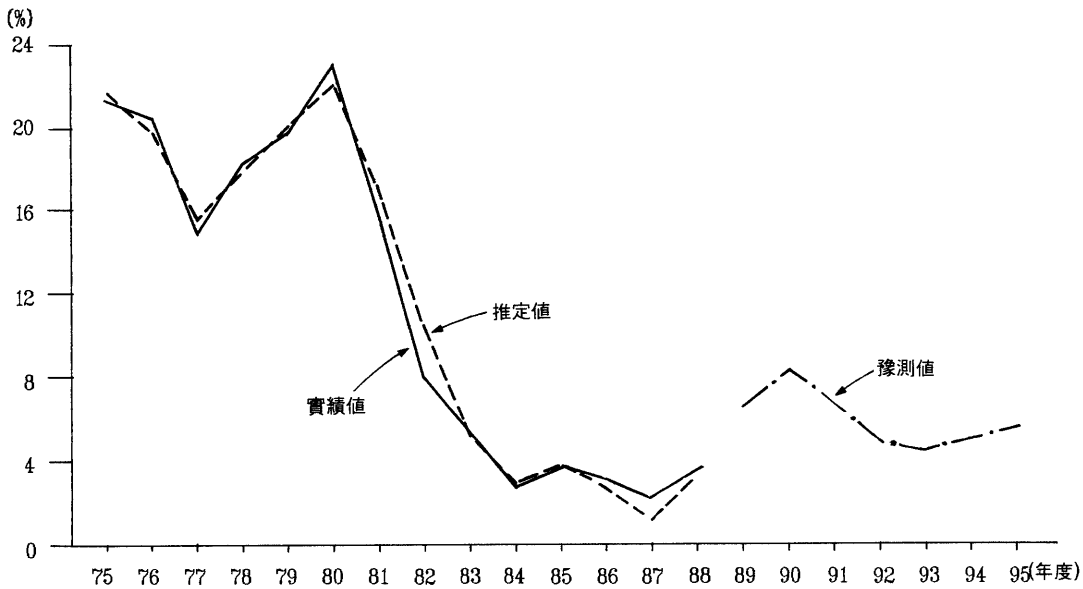
註 : 1) 39분기의 累積乘數對比 百分比임.

Blanchard(1987)의 硏究結果와 일맥상통한다 하겠다. 또한 최초 2년간의 累積乘數는 1.02로서 39분기의 累積乘數對比 126%에 달하는 것이다. 累積乘數의 頂點은 10분기에 1.06으로 나타나며 130%에 달하는 것으로 나타났다.

즉 單位勞動費用의 上昇이 物價에 미치는 영향은 매우 신속하게(최초 1년간 78.7% 반영) 나타나며 2년째부터는 오히려 長期趨勢値보다 크게 나타나고(overshooting) 10분기 때 頂點에 도달하는 것으로 나타났다. 또한 2년째부터 4년째까지의 3년간은 長期趨勢値보다 높게 物價에 영향을 미치며 그후 안정적으로 長期趨勢値에 접근하는 것으로 나타났다.

아래에서는 향후의 賃金上昇率에 관하여 아래의 〈表 3〉과 같은 가정을 하고 이에 따른 인플레율을 推定하여 보았다. 〈表 3〉에서는 89년도의 賃金上昇率이 前年同期對比 18%이고 90년 이후로는 12%를 유지한다고 가정하고 그외 就業者數와 非農林水産 實質GNP 增加率을 全期間에 걸쳐 동일하다고 가정하였다. 이와 같이 할 경우 인플레율은 90년에 8% 이상의 頂點을 이룬 다음 서서히 5% 내외로 접근되는 것으로 나타났다. 또한 장기

[圖 6] 인플레 豫測結果



〈表 3〉 인플레率의 推定[1)]

(단위 : %)

年 度	88	89	90	91	92	93	94	95
賃金上昇率	14.5	18	12	12	12	12	12	12
인 플 레 率	3.6	6.6	8.3	6.8	4.9	4.5	5.1	5.6

註 : 1) 非農林水産 實質GNP增加率 및 就業者數의 增加率은 全期間中 前年同期對比 7.7% 및 2.8% 增加한다고 가정. 단 88년의 賃金 및 인플레增加率은 〈表 1〉에서와 같이 변형된 資料의 실적치임.

적으로 볼 때에는 賃金引上率이 억제되거나 生産性이 向上되지 않는다면 인플레율은 높은 수준을 유지할 것임을 나타내고 있다. 이런 수준의 物價上昇率은 〔圖 6〕에서 보는 바와 같이 80년대 중반의 5% 이내의 物價上昇率보다는 높은 것이라 하겠다[9)].

이는 위에서 설명한 바와 같이 어느 한 分期의 單位勞動費用上昇이 物價上昇에 미치는 효과는 過度調整(overshooting)現象이 있을 뿐 아니라, 累積乘數效果는 10분기에 頂點에 도달하고 4년이 되어서야 長期趨勢値에 접근하는 등 장기간에 걸쳐 物價에 지속적이고도 永久的인 영향을 끼치기 때문에 87년 하반기 이후부터 시작되었으며 89년에 급등한 單位勞動費用引上의 영향이 시차를 두고 累積的으로 나타나 비록 90년의 賃金引上率이 다소 억제된다 하더라도 生産性이 획기적으로 증대되지 않는 한 인플레 上昇壓力은 90년에 가장 높을 것이기 때문이다.

9) 本稿에서는 88년 이후의 장기간을 시뮬레이션하였기 때문에 推定誤差가 누적된다. 따라서 숫자 자체보다는 인플레율의 頂點이 어디인가를 파악하는 데 의미가 있다고 하겠다. 또한 89년의 豫測値가 實績値보다 다소 높은 것으로 생각되나 이와 같은 誤差는 89년의 政策當局者의 각종 物價安定對策 및 換率切上 등의 여러 要因에 기인한다고 판단된다.

10) 이는 朴佑奎(1989)에서 通貨 및 潛在成長力側面에서 살펴본 경우에 物價上昇壓力이 상당기간 지속될 것으로 展望한 것과 일치한다 하겠다.

Ⅳ. 結 論

本 硏究에서는 單位勞動費用(賃金을 勞動生産性, 즉 勞動者 1單位當 實質生産으로 나눈 것) 및 원貨表示輸入物價(달러表示輸入單價에 換率을 곱한 것) 등의 費用要因과 物價(非農林水産 GNP디플레이터)와의 관계를 살펴보았는데 物價와 單位勞動費用間에는 有意한 長期的 均衡關係가 존재하며 單位勞動費用의 변화만으로도 인플레를 잘 설명하는 것으로 나타났다. 어느 한 분기의 單位勞動費用의 增加의 物價에 대한 영향은 최초 1년간에 신속하게 반영되며(最終累積效果의 78.7% 정도) 2년째부터 4년째까지는 最終累積値보다 오히려 더 크게 나타나는 등 過度調整(overshooting)現象이 있는 것으로 나타났다. 또한 累積效果가 가장 큰 시점은 10분기째인 것으로 나타났다. 즉 어느 한 분기의 單位勞動費用의 上昇이 物價에 미치는 영향은 永久的이며 최초 4년간 최대로 나타나는 것으로 드러났다. 따라서 비록 90년의 賃金上昇이 다소 鈍化된다 하더라도, 87년 하반기부터 나타났으며 89년에 급등한 單位勞動費用上昇의 累積的 效果로 말미암아 90년의 상당히 높은 인플레率은 불가피할 것으로 전망되었다[10)].

그런데 物價를 單位勞動費用으로 설명하는 長期均衡關係式에 원貨表示輸入物價를 추가하기는 곤란한 것으로 나타났으며 또한 物價와 원貨表示輸入物價間에도 뚜렷한 長期的 均衡關係를 발견할 수 없었다. 이와 같이 원貨表示輸入物價와 物價間에 長期的 均衡關係가 뚜렷하게 나타나지 않는 것은 美國의 경우에 換率의 物價에의 영향이 實證的으로 입증되지 않는 것과 일맥상통한다 하겠는데 그 이유로는 本稿에서 사용한 非農林水産 GNP디플레이터와 같은 광의의 指標의 경우 원貨表示輸入物價와 같은 外生要因의 變動은 生産過程의 사슬이 심화되는 과정에서 政府의 經濟政策 對應 등을 포함하는 여타의 요인과 복합적으로 작용하여 賃金과 物價의 循環變動過程(wage price spiral)으로 內在化되기 때문인 것으로 분석되었다.

그러나 이는 원貨表示輸入物價의 變動이 物價에 중요한 영향을 미치지 않는다는 의미는 결코 아니다. 단지 輸入物價나 換率 등의 어떠한 외생적 쇼크가 발생하였을 경우 經濟가 이를 어떻게 흡수해 나가는가에 物價의 모습이 달려 있고, 외생적 쇼크의 變動만으로는 바로 物價의 變動으로 나타나지 않는다는 사실을 지적한 것이다. 예를 들어 換率의 平價切下라는 외생적 충격이 經濟에 가해졌을 때 賃金의 高率引上이라든가, 通貨供給의 확대 등의 반응이 나타난다면 物價의 大幅上昇이 불가피하나 그 반대로 安定化政策이 꾸준히 추진된다면 換率의 平價切下가 物價에 미치는 영향은 상당폭 흡수될 수도 있다는 것이다.

이와 같이 物價의 變動過程을 파악한다면 예를 들어 賃金과 物價間의 因果關係(causal relation)--즉 賃金引上이 物價上昇의 원인인지 결과인지 하는 문제--의 규명은 크게 의미를 가지지 못한다[11]. 왜냐하면 物價의 變動은 어떠한 外生的 要因의 變動을 賃金과 物價의 循環變動過程에서 흡수해 나가는 과정에서 결정되며 經濟가 외생적 쇼크를 흡수해 나가는 과정은 바로 政府·企業家·勤勞者 등 各 經濟主體의 對應過程으로 파악되기 때문이다. 그런데 各 經濟主體의 對應樣相은 상황이 변할 경우 과거의 행동양식과 달리 변화하게 된다. 예를 들면 우리나라의 경우 3低現象이 있기 이전과 이후를 비교하면 經濟主體의 뚜렷한 行爲變化가 나타났었다는 점이 그것이다(朴佑奎, 1987a 참조). 따라서 어느 시기에 예를 들어 物價變動이 賃金變動의 원인이었다는 게 사실이었다 하더라도 여건이 변하면 그 반대현상이 사실로 나타날 수도 있는 것이어서 결국 의미있게 남는 것은 賃金·物價의 循環變動過程으로 物價가 變動한다는 사실뿐이라고 할 수 있다[12].

11) 鄭基俊(1983), 李啓植(1984) 등은 우리나라의 경우 物價上昇이 賃金引上의 원인이라는 점을 統計學的으로 규명하였다. 그러나 Sargent(1979), King(1986) 등은 어떠한 두 변수간에 因果關係가 전혀 없음에도 불구하고 統計學的으로는 마치 因果關係가 존재하는 것처럼 나타날 수 있음을 보이고 이러한 오류는 매우 쉽게 나타날 수 있을 뿐더러 단순한 統計學的인 方法으로는 사실의 진위를 규명할 수 없음을 지적하였다. 즉 經濟의 진정한 構造를 알기 전에는 因果關係의 統計學的 검증은 아무 의미도 없을 가능성이 오히려 보편적인 것임을 지적하였다.

12) 여건이 변화하면 經濟主體의 기존의 행동양식이 근본적으로 변화할 수 있음은 Lucas에 의해 그 이론의 정당성이 널리 인식되어 있다. 그런데 최근에는 실증적으로도 그 현상의 중요함이 여러 硏究에 의해 지적되고 있다. Ferson·Merrick(1987)은 政策이 변화하거나, 혹은 景氣의 好·不況에 따라 行爲가 변함을 보였고, Sumner·Silver(1989)는 기존의 硏究가 實質賃金과 生産量間의 相關關係에 일관된 結論을 내리지 못하는 이유는 景氣의 好·不況에 따라 實質賃金과 生産量間의 관계가 반대로 나타나는 데 있음을 보였다. 특히 Sumner·Silver는 供給쇼크가 있을 때에는 實質賃金과 生産量이 같이 움직이는 것을 보임으로써 勞動者의 과도한 賃金引上要求에

그러므로 向後 物價의 모습은 각 經濟行爲主體의 대응여하에 따라 결정된다고 할 수 있으며 本稿의 硏究結果를 政策立案者의 입장에서 살펴본다면 현재의 높은 物價上昇壓力을 완화하기 위하여서는 各 經濟主體의 아래와 같은 공동대응이 요구되는 것으로 해석할 수 있다.

첫째로, 政府의 정책입안자는 현재와 같이 物價上昇壓力이 높은 景氣下降局面에서는 물가상승을 촉발할 수 있는 각종 충격을 경제가 흡수할 수 있는 탄력성이 작기 때문에 景氣浮揚에 신중을 기하지 않으면 인플레가 가속화될 우려가 있다는 점을 유의해야 한다는 점이다. 특히 景氣浮揚을 위해 換率切下 혹은 通貨供給量을 확대한다든지 하는 단순한 巨視政策보다는 資金흐름이 생산적인 부분으로 흐를 수 있도록 하는 金融構造改善政策, 건전한 投資擴大를 유도할 수 있는 長短期稅制改編 등 微視的 構造調整政策의 중요성이 강조되어야 한다. 결국 朴佑奎(1989)가 잠재생산력, 통화공급 등의 측면에서 살펴볼 때 현재의 물가상승압력이 매우 높음을 지적하고 그 해결방안으로 제시한 바와 같이 不動産投機抑制 등의 安定化施策에 정책의 우선순위를 두고 긴축적인 금융정책기조하에서 성장잠재력의 확충을 통한 適正成長을 이룰 수 있도록 經濟制度 및 構造改善, 經濟構造調整 등을 추진해야 하겠다[13].

둘째로, 企業家 및 政府의 정책입안자는 公·私企業을 막론하고 企業이 「마크업」利潤을 확보하기 위하여 賃金引上에 價格引上으로 대처하는 것은 賃金·物價의 악순환과정을 촉발하게 되므로(Blanchard, 1986 참조) 公共料金引上抑制 등을 포함하는 微視的인 物價管理對策의 추진과 함께 生産性의 증대가 요구된다는 점을 인식해야 한다. 즉 賃金引上으로 인한 費用增加要因을 生産性增加로 흡수할 수 있도록 長期的인 眼目에서 經營合理化 및 投資를 꾸준히 확대해야 하겠다.

셋째로, 企業家, 勤勞者 및 政府의 政策立案者는 安定下의 適正成長을 위해서는 生産性增加와 賃金引上率의 鈍化가 필수적이라는 점을 인식해야 한다. 이와 관련하여 Fischer (1987)는 선진제국의 과거 14년간의 通貨政策을 評價하면서 日本이 80년대초 油價波動 당시 인플레와 실업 및 불황사태를 방지할 수 있었던 것은 日本의 通貨政策當局이 여타 선진국의 通貨當局보다 더 유능했기 때문이었다기보다는 日本의 勞動者가 여타국의 노동자와는 달리 油價波動에 대응하여 낮은 賃金上昇率을 받아들였기 때문이라고 지적하였는바 우리나라에서도 勞動者의 대응이 經濟의 모습에 절대적인 영향을 끼치게 되었다고 할 수 있겠다. 따라서 勞動者들이 적정 임금인상률에 만족하고 생산성을 증대시킬 수 있도록 政府·企業家의 물가안정, 부동산가격안

의해 不況이 올 경우 名目賃金의 上昇에도 불구하고 實質賃金은 오히려 저하될 수 있는 가능성을 제시한 것으로 해석될 수 있어 앞서 언급한 Blanchard(1986)가 賃金·物價의 循環變動의 理論的 模型을 제시한 것과 관련하여 이에 관한 추가적인 硏究가 요구된다 하겠다. 우리나라의 경우에도 朴佑奎(1987a)가 제시한 事例 이외에, 80년대초 中心通貨指標의 변경 및 通貨政策基調의 변화에 따라 各 通貨指標들간은 물론 通貨指標와 實物經濟變數間의 相關關係가 변화하였음이 實證的으로 입증되었다(朴佑奎 1987b, 1988 참조).

13) 과거 우리나라뿐 아니라 다른 많은 나라의 경험에 비추어 볼 때 만약 경솔한 景氣浮揚策實施로 物價不安이 극심해진다면 物價安定을 위한 강도 높은 緊縮政策의 실시가 불가피하게 되고 景氣는 더욱 하강하게 된다. 따라서 物價不安이 우려되는 경기국면에서는 초기에 物價上昇을 억제할 수 있도록 각종 安定化施策을 확고히 추진하는 것이 가장 최선의 景氣浮揚策이라 할 수 있겠다.

정, 형평제고 등을 포함하는 각종 대책이 요구된다. 결론적으로 物價安定을 위해서는 政府·企業家·勤勞者 등 모든 經濟主體들의 단합된 공동노력이 요구된다 하겠다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

金仲秀, 「失業·賃金·物價에 대한 現況, 實證分析과 政策課題」, 『KDI 分期別 展望』, 第6卷 第2·3號, 韓國開發研究院, 1987.

南相祐, 『費用 및 通貨側面의 인플레進行過程』, 『韓國開發研究』, 第3卷 第4號, 韓國開發研究院, 1981.

朴佑奎, 「TVBVAR模型을 이용한 三低效果의 分析」, 『韓國開發研究』, 第9卷 第1號, 韓國開發研究院, 1987a.

_____, 「總通貨規制의 影響과 中心通貨指標의 再定立」, 『韓國開發研究』, 第9卷 第4號, 韓國開發研究院, 1987b.

_____, 『現行中心通貨指標(M2) 및 그 運用方法의 變更 必要性』, 『KDI 分期別 展望』, 第7卷 第3號, 韓國開發研究院, 1988.

_____, 「潛在 GNP 및 通貨에 의한 物價上昇壓力의 推定」, 『韓國開發研究』, 第11卷 第2號, 韓國開發研究院, 1989.

朴埈卿·李鎬彰, 「物價·賃金의 時系列分析」, 『韓國開發研究』, 第6卷 第4號, 韓國開發研究院, 1984.

李啓植, 「인플레期待의 經濟的 效果分析」, 『韓國開發研究』, 第6卷 第3號, 韓國開發研究院, 1984.

李政雄·柳海柱, 「都賣物價와 消費者物價의 乖離原因分析」, 『調査月報』, 韓國銀行, 1981. 2.

鄭基俊, 「賃金의 國民經濟的 效果分析」, 『韓國賃金의 政策課題와 制度改善研究』, 서울大學校 經濟研究所, 1983.

丁文建, 「우리나라의 物價行態 分析」, 『調査統計月報』, 韓國銀行, 1983. 12.

鄭在完·金斗經, 「우리나라 인플레이션에 관한 分析」, 『調査月報』, 韓國銀行, 1981. 12.

崔範樹, 「單位根과 共積分의 經濟學的 의미와 그 檢定法에 대한 概要」, 『韓國開發研究』, 第11卷 第2號, 韓國開發研究院, 1989.

咸貞鎬·崔雲奎, 「우리나라의 巨視計量經濟模型-BOK 89」, 『調査統計月報』, 韓國銀行, 1989. 11.

Ball, R. and Martyn Duffy, "Price Formation in European Countries," in The Econometrics of Price Determination Conference, Board of Governors of the Federal Reserve System and Social Science Research Council, 1972.

Batten, Dallas and R. W. Hafer, "The Impact of International Factors on U.S. Inflation: An Empirical Test of the Currency Substitution Hypothesis," *Southern Economic Journal*, Oct. 1986.

Blanchard, Oliver, "The Wage Price Spiral," *Quarterly Journal of Economics*, August 1986.

_____, "Aggregate and Individual Price Adjustment," Brookings Papers on Economic Activity, 1987.

Dadkhah, Kamran and Fatemeh Zahedi, "Simultaneous Estimation of Production Functions and Capital Stocks for Developing Countries," *The Review of Economics and Statistics*, 1986, pp. 443~451.

Eckstein, Otto, "A Theory of Wage-Price Process in Modern Industry," *Review of Economic Studies*, Oct. 1964.

_____, "Foundations of Aggregate Supply Price," *American Economic Review : Papers and Proceedings*, May 1984.

Eichenbaum, Martin, Lars Peter Hansen, and Kenneth Singleton, "A Time Series Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice under Uncertainty," *Quarterly Journal of Economics*, February 1988, pp. 51~78.

Engle, Robert and C. W. J. Granger, "Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, March 1987, pp. 251~276.

Ferson, Wayne and John Merrick, "Non-Stationarity and Stage-of-the-Business-Cycle Effects in Consumption-Based Asset Pricing Relations," *Journal of Financial Economics*, 1987.

Fischer, Stanley, "Monetary Policy and Performance in the U. S., Japan, and Europe, 1973-1986", National Bureau of Economic Research, Working Paper #2475, Dec. 1987.

Gordon, Robert, "The Impact of Aggregate Demand on Prices," Brookings Papers on Economic Activity, 1975.

_____, "Understanding Inflation in the 1980s," Brookings Papers on Economic Activity, 1985.

Hafer, R. W., "Does Dollar Depreciation Cause Inflation?" *Review*, FRB of St. Louis, July/August 1989.

Hallman, Jeffrey, Richard Porter, and David Small, "M2 Per Unit of Potential GNP as an Indicator of Inflation : A Reduced Form Approach," Board of Governors of the Federal Reserve System, October 1988.

King, Robert, "Money and Business Cycles : Comments on Bernanke and Related Literature," *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 1986.

Knetter, Michael, "Price Discrimination by U. S. and German Exporters," *American Economic Review*, March 1989.

McCallum, Benett, "Inflation : Theory and Evidence," National Bureau of Economic Research, Working Paper #2312, 1987.

Nelson, Charles and Charles Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", *Journal of Monetary Economics*, Sept. 1982, pp. 139~162.

Nordhaus, William, "Recent Developments in Price Dynamics," in The Econometrics of Price Determination Conference, Board of Governors of the Federal Reserve System and Social Science Research Council, 1972.

Park, Wookyu, "Two Essays on Shopping Time Technology Monetary Economies," unpublished Ph. D. dissertation, Carnegie-Mellon University, 1986.

Pigott, Charles and Vincent Reinhart, "The Strong Dollar and U. S. Inflation," *Quarterly Review*, FRB of

New York, Autumn 1985.

Sargent, Thomas, "Causality, Exogeneity and Natural Rate Models," *Journal of Political Economy*, 1979.

Sumner, Scott and Stephen Silver, "Real Wages, Employment, and the Phillips Curve," *Journal of Political Economy*, 1989.

Tobin, James, "The Wage-Price Mechanism : Overview of the Conference," in The Econometrics of Price Determination Conference, Board of Governors of the Federal Reserve System and Social Science Research Council, 1972.

Woo, Wing, "Exchange Rates and the Prices of Nonfood, Nonfuel Products," Brookings Papers on Economic Activity, 1984.

證券業의 規模와 範圍의 經濟性에 대한 實證分析
— 韓國과 日本의 比較硏究 —

李 永 琪
崔 範 樹

本 硏究에서는 우리나라 證券産業에 있어서 規模 및 範圍의 經濟性의 존재여부를 실증분석하였다. 이것을 日本의 경우와 비교하면 우리나라에서도 證券業 規模의 經濟性이 대체로 존재하며 大規模보다는 中·小規模에서 뚜렷이 시현되는 것으로 나타났다. 그러나 業務範圍의 經濟性의 존재는 통계적으로 有意하게 입증되지 않으며 다만 資金이나 信認度面에서 유리한 입장에 있는 大型社가 인수주선업무에 있어서 比較優位를 보였다. 분석기간이 證券産業의 고도성장기였기 때문에 단기적인 效率性을 극대화하기 어려웠다는 점과 각종 制度的 規制로 인해 證券會社들이 효율에 입각한 業務多邊化를 적극적으로 추진하는 데 제약이 있었다는 점 등이 고려되어야 하겠지만 우리나라 證券社가 內部經營의 효율성면에서 개선의 여지가 있음을 시사하고 있다. 本 硏究의 이러한 잠정적 결론에도 불구하고 規模 및 範圍의 經濟性에 대한 정밀한 분석이 證券業뿐만 아니라 他金融業에 대해서도 시도되어야 할 것이며 이러한 연구들은 證券産業 業務領域調整을 포함한 제반 정책결정에 기여할 수 있을 것이다.

I. 問題의 提起

우리나라 證券社는 證市의 活況, 自律化政策推進 등에 힘입어 資本金規模, 任職員數, 營業店鋪數를 확대해 왔으며 이와 같은 大型化 趨勢는 최근에 와서 더욱 가속되고 있는 실정이다(表 1 참조). 이러한 規模擴大政策은 한편에서는 증권사의 財務構造改善을 追求하면서 팽창하는 需要에 부응하기 위한 전략으로 파악할 수 있고 다른 한편으로는 대형화를 통해 經營의 效率性을 달성하고 시장에서의 優位確保 및 對顧客 이미지提高 등 복합적인 목적을 가지고 있는 것으로 볼수도 있다. 또 國際化의 진전에 따라 외국증권사와의 경쟁기반을 갖추고 국제금융시장에서의 信認度를 높

筆者 : 李永琪 — 本院 硏究委員
崔範樹 — 本院 專門硏究員
*本 硏究의 草稿에 대해 유익한 助言을 해 주신 本院의 左承喜박사와 成素美박사 그리고 雙龍經

〈表 1〉 우리나라 證券會社 規模의 變遷

年末	證券會社數	納入資本金總計 (百萬원) (A)	1社當平均納入資本金 (百萬원)	店鋪數 (本店 포함)	任職員數 (B)	資本裝備率 (A/B)
1982	27	139,950	5,183	231	6,669	21.0
1983	25	175,750 (25.6)	7,030	233 (0.9)	6,339 (-4.9)	27.7
1984	25	211,650 (20.4)	8,466	240 (3.0)	6,442 (1.6)	32.9
1985	25	247,150 (16.8)	9,886	247 (2.9)	6,669 (3.5)	37.1
1986	25	436,150 (76.5)	17,446	258 (4.4)	7,982 (19.7)	54.6
1987	25	560,050 (28.4)	22,402	278 (7.8)	11,354 (42.2)	49.3
1988	25	1,154,050 (106.1)	46,162	339 (21.9)	16,390 (44.4)	70.4
1989	25	2,498,176 (116.5)	99,927	619 (82.6)	25,629 (56.4)	97.5

資料 : 證券監督院, 『證券調査月報』, 1990년 1월호.
( ) 안의 數値는 前年對比 增加率(%).

이기 위해서는 대형화가 필수적이라는 측면도 무시할 수 없다.

최근 英國과 프랑스에서 證券市場과 證券産業에 있어서 대대적인 改革을 단행한 배경에는 자본금규모 증대를 통해 自國證券會社의 국제경쟁력을 배양하려는 의도가 있었다. 우리나라 또한 資本市場開放을 앞두고 이들 나라들과 비슷한 환경에 처해 있다고 판단되는데 최근에 시현된 증권회사 규모증대의 經營效率性에 미치는 효과를 실증적으로 分析함으로써 앞으로의 방향을 모색할 수 있을 것이다.

濟硏究所 招聘硏究委員 세미나 참석자 여러분께 감사드리며 자료수집과 전산작업에 수고를 아끼지 않은 閔丙承, 金哲瑢연구원 그리고 원고정리를 맡았던 李永分연구조원에게 謝意를 표한다. 부족한 부분과 남은 誤謬는 전적으로 著者들의 책임임을 밝혀둔다.

證券業을 포함한 金融業에 있어서 規模와 範圍의 經濟性의 존재여부는 금융서비스의 效率性 향상이나 자금의 조달 및 공급에 있어서의 機能極大化가 대형화를 통해 달성될 수 있을 것인가에 대한 판단기준이 될 수 있다.

規模의 經濟(economies of scale)는 生産規模가 커짐에 따라 平均生産費가 저하되는 현상을 말한다. 즉 각 生産要素의 투입량을 비례적으로 增加시킬 때 산출량이 비례 이상으로 증가되는 경우 規模의 經濟性이 있다고 정의하며 生産函數와 費用函數間의 雙對性을 이용해서 費用에 대한 收入의 탄력성으로도 規模의 經濟性 與否가 파악될 수 있다. 情報의 生産, 蓄積 및 傳達을 위해서는 大規模 固定設備가 필요하며 이들은 직접 또는 勞動力에 體化되어 經營效率을 제고시키고 대규모 점포

망은 고객을 효과적으로 유치할 수 있으며 企業規模가 커질수록 公信力이나 資金調達의 측면에서 우위를 점할 수 있다는 점 등이 證券業에 있어서 規模의 經濟가 존재하리라고 보는 이유이다. 특히 證券會社의 資本金 規模에 따라 취급가능한 業務領域이 제한되는 여건하에서는 대형화는 規模의 經濟뿐만 아니라 範圍의 經濟와도 연결된다.

範圍의 經濟(economies of scope)란 業務多邊化의 經濟라고도 표현하는데 2개 이상의 재화(혹은 서비스)를 일정량씩 각각 별개의 生產單位가 生產하는 것보다도 동시에 生產하는 쪽이 저렴한 費用으로 생산할 수 있다는 이론이다. 일반적으로 結合生產, 生產要素의 불가분성, 네트워크나 無形資產의 공동사용 등의 경우에 範圍의 經濟를 기대할 수 있다. 證券產業의 경우 다양한 형태의 업무 중 어떤 특정업무를 위해서 설치한 점포망과 전산통신망, 인적자원, 蒐集·分析한 정보 등은 追加費用의 부담이 없이도 다른 업무를 위해서 사용할 수 있기 때문에 증권업에 있어서 範圍의 經濟性이 존재할 것으로 추측할 수 있다.

範圍의 經濟性의 존재는 規模의 經濟性을 뒷받침하는 근거의 하나이며 金融業에 있어서 範圍의 經濟性이 기대되는 대로 시현되고 있다면 이는 兼業主義로의 이행이 當該企業의 私的費用뿐만 아니라 나아가 金融仲介業의 社會的 費用을 절감시킴으로써 더욱 효율적이라는 주장을 뒷받침하는 것이다.

金融의 自由化, 國際化의 진전에 따라 금융서비스에 대한 직접적인 規制가 완화되는 추세에 있는데 이는 대규모 및 중소규모 금융기관간, 은행업과 증권업간, 국내외 금융기관간의 경쟁을 심화시키는 한편 同種 또는 異種金融機關間의 흡수·통합 등 규모팽창과 업무영역 확대를 가져올 수 있다.

規模의 經濟를 달성하고 國際化時代에 대비한 경쟁력을 배양하기 위해서는 국내증권업의 대형화가 요구되고 있는 반면 시장지배적 거대기업의 출현은 有效競爭을 저해하고 우리가 가장 절실히 필요로 하는 金融革新의 동기를 약화시킬 우려도 크다. 반면 시장규모의 성장속도에 비해 신규진입 등으로 시장참가자가 급격히 늘어난다면 과다경쟁을 초래하여 증권회사 등 금융기관의 不實化나 倒產이 일어날 가능성이 높아지고 금융시스템 전체의 안정성이 위태롭게 될 수도 있다. 따라서 증권회사의 대형화, 신규진입의 허용, 업무영역조정 등의 문제는 경쟁체제의 조성과 아울러 금융시스템의 안정성 확보를 위한 市場構造, 產業組織 등 정책적 측면과 規模와 範圍의 經濟達成與否, 市場優位의 確保 등 경영전략적인 측면을 다각적으로 검토해서 결정해야 할 것이다.

規模와 範圍의 經濟性의 존재여부를 실증적으로 檢定하기 위해서는 生產要素(input)와 生產物(output)이 명확하게 정의되고 계량화되어야 하는데 증권업의 경우와 같이 委託去來, 自己賣買, 引受周旋 등 업무가 다양하면 要素生產性의 정의와 計量化가 용이하지 않다. 특히 範圍의 經濟性을 분석하기 위해서는 複數의 生產物이 명시적으로 정의되어 있어야 하며 生產物의 生產規模가 증대함에 따라 다른 생산물의 限界費用이 줄어든다는 의미에서의 費用補完性(cost complementarity)을 계량적으로 측정함으로써 실증적 검정을 행할 수 있다.

증권회사의 경우 生產要素는 기본적으로 資

〈表 2〉 證券會社의 生産要素와 生産物 區分

生産要素	生産物	費用	收益性
勞動 : 任職員數 資本 : 資本金 또는 資産 店鋪數	거래량 또는 수수료기준 · 有價證券 委託去來 · 自己賣買 · 引受周旋 · 기타 附隨業務	人件費 一般管理費, 販賣費 其他去來費用	經常收支 當期純利益

本과 勞動이며 특히 자본금 및 임직원수에 있어서의 規模의 經濟性은 매우 중요한 분석의 대상이라고 할 수 있다. 또 점포확장과 관련하여 점포수에 따른 經濟的 效果도 살펴볼 필요가 있다. 증권회사의 生産要素, 生産物, 費用項目 및 收益性의 관계는 〈表 2〉에 요약되어 있다.

證券業의 생산물은 증권회사의 주요업무인 有價證券의 委託去來(brokerage), 有價證券 引受 및 募集賣出周旋(underwriting), 그리고 자기계산에 의한 有價證券賣買(dealing)로 나누어 볼 수 있다. 그와 다양한 附隨業務가 있으나 앞서 언급한 3개 업무가 주류를 이루고 있다.

證券業에 있어서 생산물은 다양한 형태를 가지며 計量의 단위도 일치하지 않기 때문에 실거래 규모보다는 거래에서 發生하는 收入(revenue), 즉 收入手數料의 측면에서 업무규모를 파악하는 것이 보다 타당할 것이다. 自己賣買의 경우 賣買差益에 의한 자본이득을 生産物 또는 收入으로 볼 수 있다. 비용은 주로 인건비, 일반관리비 및 판매비, 기타거래비용으로 파악될 수 있다. 궁극적으로는 附加價値 收益性으로서 經常收支나 當期純利益이 증권회사의 규모별로 어떻게 차이가 나는가도 살펴볼 필요가 있으며 자본금과 자산규모의 관계에서도 증권회사의 규모별 특성을 찾을 수 있다.

증권사의 대형화에 대한 평가나, 규모에 따른 取扱可能業務, 競爭促進, 新規 進入許容 등에 대한 정책방향을 설정하기 위해서는 規模의 經濟의 存在與否, 경쟁을 통한 效率性提高의 가능성 및 경쟁을 저해하는 제도적 장벽 등 시장구조와 그 성과에 대한 심층분석이 필요하다.

이러한 관점에서 우리나라와 일본증권회사의 규모, 특성 및 經營成果를 비교평가함으로써 증권회사의 大型化와 業務多樣化 政策에 대한 참고자료로 활용할 수 있을 것이다. 證券業의 발전단계에 있어서 우리나라와 日本은 현격한 차이를 보이고 업무면에 있어서도 우리나라 證券社의 경우 日本에 비해 自己賣買의 비중이 높은 반면 國際業務의 비중은 낮은 등의 차이가 있지만 兩國 證券社 모두 綜合證券業을 영위하고 있을 뿐 아니라 證券去來法 등 제도면에 있어서도 비슷한 점이 많기 때문에 상호비교를 통해 시사점을 얻을 수 있으리라 사료된다.

최근 국내증권사가 자본금의 大幅增資, 임직원의 大量募集, 영업점포의 확충 등 세가지 측면에서 대형화를 서두르고 있는 점에 주목하여 먼저 이 세가지 요소를 중심으로 韓日兩

國의 증권회사의 규모별 특성을 파악한 다음 일반적인 의미에서의 規模의 經濟性과 業務多邊化의 經濟性을 第III章과 第IV章에서 각각 분석하고 第V章에서 결과를 요약하였다.

II. 證券産業의 規模別 經營成果의 韓·日 比較

1. 日本 證券會社의 規模別 成果分析

가. 日本 證券會社의 規模別 分布

1987년말 현재 日本의 증권회사수는 총 211개이며 그중 회원사는 125個社이고 나머지는 주로 零細規模의 증권브로커商으로 구성된다. 회원사를 자본금 규모별로 보면 資本金 30億엔 이상이 28個社인데 本 硏究에서는 그중 4개 超大型社는 A級으로 나머지는 B級으로 구분하였으며, 資本金 30億 미만의 회원사도 자본금규모에 따라 C~F까지 등급화하였다(表 3 참조).

자본금은 納入資本을 기준으로 하였으며 自己資本比率을 명시적으로 고려하지 않았기 때문에 資本金의 크기가 기업의 규모를 정확히 대변한다고는 할 수 없으나 資本金이 기업규모의 代理變數로 널리 사용되고 있을 뿐 아니라 업무영역을 규모에 따라 조정할 때 흔히 資本金을 기준으로 하기 때문에 本 硏究에서 分析의 기준으로 채택하였다.

A급 초대형사의 平均資本金은 938億엔으로 B급의 106億엔에 비해 9배의 규모이며 이들 A, B급 대형사의 자본금규모는 나머지 증권사와 현저한 차이를 보이고 있다.

임직원수는 초대형 A級社가 平均 11,665명인 반면 B급은 2,148명으로 1/5 수준에 불과하고 다른 증권사들은 B級社보다도 크게 떨어진다.

초대형사가 평균 114개의 영업소를 설치 운영하고 있는데 비해 B급 대형사는 41개소로 1/3 정도의 수준에 그치고 있고 C級社는 B級社에 비해 1/3 정도에 불과하다.

平均資産規模에 있어서도 초대형 4개사와 B급 대형사간에는 약 9:1의 규모의 격차를 보이고 C급사는 B급사의 1/3 수준이다.

이처럼 자본금, 임직원수, 자산규모 등에서 日本證券社의 規模別 隔差는 매우 큰 것으로 나타난다. <表 4>에서 1984~87년간 평균으로 볼 때 株式委託去來 規模는 A급 초대형 4개사에 비해 B급 대형사는 약 9% 수준이며 C급은 3.0%에 불과한 미미한 수준이다. 收入手數料, 經常利益 등에 있어서도 증권사 規模別 隔差는 매우 두드러진다. 平均收入手數料 규모는 B급 증권사가 A급의 12.3% 수준이며 C급 증권사는 A급의 2.6%에 불과하다. 經常利益은 B급이 A급의 7.0%, C급은 A급의 1.6% 수준이다.

나. 日本證券會社의 規模別 成果指數

증권사의 자본금, 임직원, 점포 등을 生産要素로 볼 때 이들 生産要素單位當生産物(주식위탁거래 등), 收益性(수수료, 순이익 등), 費用(거래비용, 일반관리비, 판매비, 인건비 등)을 각 증권사규모별 成果指數로 파악할 수 있다. 여기서 성과지수는 각 증권회사등급별로 資産, 株式去來, 手數料, 經常利益 규모를 자본금(또는 임직원수, 영업소수)으로 나눈

〈表 3〉 日本證券會社(會員社)資本金 規模別 特性[1](1987)

(단위 : 億엔)

資本金規模 等級	A	B	C	D	E	F
會社數	4	24	18	17	51	11
資本金	938	106	14	6	3	0.8
任職員數(名)	11,665	2,148	475	279	165	77
營業所數(個)	114	41	14	10	6	4
資產規模	29,161	3,415	1,203	699	365	167
株式去來規模	725,259	81,019	19,055	11,272	6,880	1,460
委託賣買	542,933	58,302	12,852	6,796	4,322	1,428
自己賣買	182,326	22,717	6,203	4,476	2,558	32
債權去來規模	4,821,490	422,365	20,196	4,336	1,610	30
委託賣買	182,713	7,102	556	230	83	11
自己賣買	4,638,777	415,263	19,640	4,106	1,527	19
外國證券去來規模[2]	1,131,299	19,187	346	26	2	0.4
委託賣買	134,562	563	12	3	1	0.2
自己賣買	996,737	18,624	334	23	1	0.2
收入手數料	5,341	565	117	65	36	15
委託手數料	3,780	439	103	57	33	11
引受・賣出手數料	442	22	2	1	0.2	—
募集・賣出手數料	814	80	8	5	2	0.8
人件費	891	162	38	23	14	6
販賣 및 一般管理費	3,110	412	82	50	28	12
經常利益	2,723	190	44	20	10	4

註 : 1) 회원사의 平均値를 기준한 것임.
2) 주식 및 기타 증권의 合計를 기준으로 했음.
資本金規模에 따라 分類
A, B : 30億엔 이상, C : 10~30億엔, D : 5~10億엔, E : 2~5億엔, F : 2億엔 미만,
資料 : 大藏省, 『大藏省證券局年報』, 1989.

다음 초대형 4개사를 기준(1.0)으로 하였을 때 다른 증권사의 상대적 크기로 정의하였다.

1) 資本金當 成果指數 比較

株式委託去來, 收入手數料, 資產規模 등의 측면에서 資本金當 成果指數를 자본금 규모별로 보면 小型社일수록 성과가 오히려 높은 것으로 나타난다(表 5 참조). 예를 들어 A급 초대형 4개사의 資本金當 資產規模를 1.0이라고 할 때 B급 대형사는 1.15, C급은 2.76이다. 이러한 현상은 株式委託去來, 債券委託去來, 收入手數料에서도 공통적이어서 소형사일수록 자본의 효율성은 높은 것으로 나타나고 있다. 資本金當 經常利益은 B급사를 제외하면 규모에 관계없이 비슷하지만 當期純利益의 비율은 소형사가 대형사에 비해 크다. 이렇게 볼 때 증권사의 경영성과가 자본금규모에 비

〈表 4〉 日本證券會社 相對規模比較[1] (1984～87平均)

資本金規模 等級	A	B	C	D	E	F
資本金	100.0	11.0	1.7	0.7	0.4	0.1
任職員數	100.0	20.5	4.6	2.7	1.5	0.7
營業所數	100.0	40.6	13.7	10.0	5.6	3.5
資產規模	100.0	12.6	4.7	2.8	1.5	0.7
株式去來(委託)	100.0	8.7	3.0	1.8	1.0	0.3
債權去來(自己)	100.0	11.2	0.7	0.3	0.04	0.003
外國證券去來	100.0	3.6	0.2	0.05	0.001	0.001
收入手數料	100.0	12.3	2.6	1.6	0.8	0.4
委託手數料	100.0	13.3	3.2	1.9	1.0	0.4
引受・賣出手數料	100.0	6.0	0.6	0.3	0.05	—
募集・賣出手數料	100.0	14.0	1.9	1.1	0.3	0.2
販賣 및 一般管理費	100.0	14.7	2.9	1.9	1.0	0.5
人件費	100.0	19.8	4.6	2.9	1.7	0.7
經常利益	100.0	7.0	1.6	0.7	0.4	0.1

註 : 1) 초대형 4개사의 平均値를 100으로 한 相對規模임.

례하는 것이 아니며 資本의 限界效率性은 오히려 낮아지는 것으로 보인다. 그러나 이와 같은 현상은 大型社의 自己資本充實度가 높다는 사실을 반영하는 것으로도 해석될 수 있다. 참고로 1986년 日本證券會社의 總資產에 대한 自己資本比率을 보면 A급이 21%, B급 및 C급이 각각 13%, 8%로 나타나 대형사일수록 自己資本比率이 높다.

外國證券去來規模나 引受賣出 등에 있어서는 초대형사의 成果指數가 높은데 이 부문에서는 초대형사가 시장을 寡占하고 있기 때문이며 寡占이 가능한 이유는 국제경험 및 信認度 등의 이유로 이들 부문에서 대형사의 比較優位가 존재하기 때문일 것이다.

資本金當 成果指數에서 특기할 만한 사항 중의 하나는 자본금이 작은 회사일수록 人件費의 비중이 상대적 영업실적 이상으로 뚜렷이 증가한다는 사실이다. 이는 대형사일수록 去來單位가 커지기 때문에 인건비는 營業規模에 대해 비탄력적으로 增加한다는 사실을 반영하는 것이며 나아가서는 자본금이 큰 회사일수록 전산이나 통신 등 設備投資를 통해 勞動生產性을 제고시킬 수 있다는 것을 의미할 수도 있다.

2) 任職員當 成果指數 比較

資本金規模別 成果와는 대조적으로 임직원당 성과는 대형사일수록 株式去來, 手數料收入 및 收益性面에서 효율적인 것으로 나타나고 있다. 예를 들어 임직원당 株式委託去來에 있어 초대형사의 성과지수를 1.0으로 기준하여 볼 때 기타 대형사와 중소형사는 모두 0.65 내외로 초대형 4개사만 임직원당 경영성과가 현저히 높게 나타난다. 이러한 현상은 收入手數料, 經常利益 등에서도 공통적으로

〈表 5〉 日本證券會社(會員社) 成果指數[1] 比較(1984～87平均)

資本金規模別 等級	A	B	C	D	E	F
資本金當 成果指數						
資產規模	1.00	1.15	2.76	4.00	3.75	6.50
株式去來(委託)	1.00	1.18	1.76	2.57	2.50	3.50
債權去來(自己)	1.00	1.02	0.41	0.43	0.10	0.03
外國證券去來	1.00	0.32	0.12	0.07	0.00	0.01
收入手數料	1.00	1.12	1.53	2.29	2.0	3.50
委託手數料	1.00	1.21	1.88	2.71	2.50	4.00
引受・賣出手數料	1.00	0.55	0.35	0.43	0.13	—
募集・賣出取扱手數料	1.00	1.27	1.12	1.57	0.75	1.50
販賣 및 一般管理費	1.00	1.34	1.71	2.71	2.50	4.50
人件費	1.00	1.80	2.71	4.14	4.25	6.50
經常利益	1.00	0.64	0.94	1.00	1.00	1.00
任職員當 成果指數						
資產規模	1.00	0.61	1.02	1.04	1.00	0.95
株式去來(委託)	1.00	0.63	0.65	0.67	0.67	0.50
債權去來(自己)	1.00	0.55	0.15	0.11	0.03	0.01
外國證券去來	1.00	0.18	0.04	0.02	0.00	0.00
收入手數料	1.00	0.60	0.57	0.59	0.53	0.50
委託手數料	1.00	0.65	0.70	0.70	0.67	0.60
引受・賣出手數料	1.00	0.29	0.13	0.11	0.03	-
募集・賣出取扱手數料	1.00	0.68	0.41	0.41	0.20	0.22
販賣 및 一般管理費	1.00	0.72	0.63	0.70	0.67	0.65
人件費	1.00	0.97	1.00	1.07	1.13	0.94
經常利益	1.00	0.34	0.35	0.26	0.27	0.14
營業所當 成果指數						
資產規模	1.00	0.31	0.34	0.28	0.27	0.20
株式去來(委託)	1.00	0.32	0.22	0.18	0.18	0.11
債權去來(自己)	1.00	0.28	0.05	0.03	0.01	0.00
外國證券去來	1.00	0.09	0.01	0.01	0.00	0.00
收入手數料	1.00	0.30	0.19	0.16	0.14	0.11
委託手數料	1.00	0.33	0.23	0.19	0.18	0.12
引受・賣出手數料	1.00	0.15	0.04	0.03	0.01	—
募集・賣出取扱手數料	1.00	0.34	0.14	0.11	0.05	0.05
販賣 및 一般管理費	1.00	0.36	0.21	0.19	0.18	0.13
人件費	1.00	0.49	0.34	0.29	0.30	0.20
經常利益	1.00	0.17	0.12	0.07	0.07	0.03

註：1) 資本金(또는 임직원, 영업소) 單位當 각 항목의 相對規模임(表 4에서 산출).

나타나며 다만 資産規模에서만 예외적이다.

그러나 임직원당 人件費 成果에 있어서는 기타 대형사와 중소형사간에 커다란 격차를 보이지 않고 있는데 이는 證券社規模에 관계없이 일본증권회사의 賃金이 대체로 평준화되어 있음을 나타내는 것으로 보인다. 비슷한 수준의 賃金을 지급하면서 초대형사의 勞動生産性이 훨씬 높은 이유는, 첫째 대형사일수록 대규모 거래의 비중이 크고 引受·周旋, 외국증권거래 등 高附加價値 부문에 주력하며, 둘째 電算 및 通信施設 그리고 R&D에의 집중투자가 規模의 經濟를 가져왔기 때문일 것으로 추정할 수 있다.

3) 營業所當 成果指數 比較

株式委託去來는 초대형 4개사에 비해 B급 대형사는 0.32, C급사는 0.22에 불과하며 債券自己去來는 각각 0.28, 0.05이고 외국증권거래는 각각 0.09, 0.01로 나타나 대형사의 영업소가 타 영업소에 비해서 그 규모면에서 훨씬 클 뿐 아니라 分析 및 豫測能力이나 信認度에 크게 의존하는 채권자기거래나 외국증권거래에서 현저한 비교우위가 있음을 보여주고 있다.

人件費 등 費用項目이나 經常利益을 영업실적과 비교해 보면 대형사의 영업소가 상대적으로 효율적인 것으로 나타난다. 일본에서는 대형사일수록 R&D의 비중이 높은 것으로 알려져 있는데 이 결과는 본점에서 주로 투자되는 硏究費, 電算·通信 등의 設備 및 維持費 등이 지점당 평균비용 이상으로 지점의 생산성을 제고시킬 수 있는 것으로 보인다.

다. 日本證券會社의 規模分析 要約

日本의 경우 증권사수는 매우 많으나 주로 초대형 4개사에 의해 증권시장이 집중된 寡占形態를 나타내고 있어 초대형 4개사를 제외한 121개 會員社의 株式委託去來量을 모두 합쳐도 초대형 4개사의 수준에 미달하는 실정이다.

초대형 4사를 제외한 나머지 證券社들도 規模가 평준화되어 있지 않고 자본금이 30億엔 이상인 B급 대형사의 평균 임직원수와 영업소수는 자본금이 10~30億엔인 C급 중형사에 비해 3~5배에 달하고 있으며 자본금규모가 초대형사의 1%에도 미치지 못하는 증권사가 80개 이상 존재한다.

資本金基準으로 볼 때 대형사일수록 資本金當 資産規模는 낮아지고 있어 자본금의 증대가 자산규모의 비례적인 증대를 가져오는 것이 아닌 것으로 나타난다. 資本金規模가 커질수록 자산의 증가속도는 오히려 하락하는데 이것은 대형사일수록 自己賣買 등 자산규모의 대형화를 필요로 하는 업무보다 引受·周旋業務 등 對顧客業務의 비중이 더 빠른 속도로 증대되기 때문이거나, 또는 투입된 자본을 보유유가증권 등 금융자산으로 운용하기보다는 전산화 등 規模의 經濟를 가져오는 設備施設에 집중투입하였기 때문일 수도 있다.

그러나 대형사일수록 상대적으로 적은 수의 직원과 점포를 가지고 去來規模 및 收入手數料面에서 높은 生産性을 올리고 있다. 또 費用側面에서도 특히 4大 超大型社에서 두드러지게 나타나는 바와 같이 자본금 규모가 클수록 영업실적에 비해 임직원당, 영업점포당 비용이 낮아진다. 다만 資本金當 成果指數는 일반적으로 대형사일수록 낮아져 자본금의 대형화가 직접 規模의 經濟로 연결되기보다는 임직원 등 노동생산성의 향상에 기여함으로써

間接的으로 規模의 經濟性 제고에 기여하는 것으로 추론할 수도 있다.

대형사의 資本金當 資産規模는 상대적으로 작은 반면에 去來規模 및 收入手數料面에서는 상대적으로 높은 生産性을 기록하고 있는 것은 대형사가 引受·周旋, 外國證券去來 등 高附加價値業務에서 현저한 비교우위를 보이고 있는 사실과 무관하지 않을 것이다.

2. 우리나라 證券會社의 規模別 成果分析

가. 우리나라 證券會社의 規模別 分布

〈表 6〉은 우리나라 證券會社 大·中·小規模間의 자본금, 임직원수, 영업점포수, 자산, 거래규모, 수수료수입, 경상이익 등에 있어서의 상대적 크기를 보여주고 있다. 증권사그룹별 구분은 자본금을 기준으로 하여 證券監督院 1988年 統計上의 분류에 따라 대형 7개사, 중형 10개사, 소형 8개사로 나누었다[1]. 그룹별 구분을 다소간 바꾸어 보아도 다음에 설명하는 대체적인 추세에는 변동이 없었다.

資本金規模를 1986~88기간 평균으로 볼 때 대형 7개사의 평균에 비해 중형사와 소형사의 평균은 각각 55.9%와 26.0%의 규모이다. 이러한 相對的 規模의 격차는 임직원수, 영업소수, 자산규모에 있어서도 비슷한 양상으로 나타난다. 뿐만 아니라 위와 같은 자본금(자본), 임직원(노동) 등 生産要素에 비해 경영성과라고 할 수 있는 營業規模(有價證券去來, 有價證券引受, 有價證券保有)나 수수료수입 등 收入部門 및 收益性(經常利益) 등에 있어서도 대체로 자본금, 임직원수의 상대규모와 비슷하다. 즉 대형 7사의 유가증권거래규모를 100이라고 할 때 중형사는 48.9, 소형사는

〈表 6〉 우리나라 證券會社의 相對規模比較[1)]
(1986~88平均)

	大型 7社	中型 10社	小型 8社
資本金	100.0	55.9	26.0
任職員數	100.0	51.2	22.0
營業所數	100.0	51.7	24.2
資産	100.0	48.0	23.1
有價證券去來規模	100.0	48.9	20.0
株式去來(委託)	100.0	49.7	21.0
債權去來(自己)	100.0	50.9	19.3
有價證券引受	100.0	41.4	9.7
商品有價證券保有	100.0	61.8	20.9
收入手數料	100.0	45.3	18.6
(委託手數料)	100.0	48.7	20.6
(引受·周旋手數料)	100.0	37.3	14.9
金融收益	100.0	51.8	21.9
證券賣買利益	100.0	51.0	17.2
(株式賣買利益)	100.0	50.4	15.6
一般管理費[2)]	100.0	45.2	17.5
經常利益	100.0	50.7	16.0

註 : 1) 대형 7개사의 平均値를 100으로 한 相對規模로 대, 중, 소형 구분은 1988년말 현재의 구분임(자본금규모 기준).
2) 一般管理費는 인건비, 복지후생비, 임차료, 감가상각비, 광고비, 행사접대비 등으로 구성됨.

1) 證券社 그룹별 구분은 임의적인 것으로 任職員數나 賣出額에 따른 순위와 반드시 일치하는 것은 아니며 資本金을 기준으로 하더라도 연도에 따라 구분이 달라질 수 있지만 예외가 한 두 회사에 그치기 때문에 편의상 證券監督院의 최근 분류에 따랐다. 分析期間중 대형 7사에 대해서는 證券業의 모든 業務가 허용되어 있었으나 중형사 중 1개사를 제외한 다른 회사는 그렇지 못하였다.

20.0이며 수입수수료, 경상이익 등도 이와 비슷한 수준이다. 다만 有價證券引受業務의 경우 중형 10개사의 營業規模가 평균적으로 대형 7개사의 41.4%에 불과하며 중형사의 引受·周旋手數料 收入 또한 대형사의 37.3%로 낮게 나타나 다른 업무에 비해 이 부문에서 대형사에 의한 市場集中度가 상대적으로 높은 것으로 보인다.

나. 우리나라 證券會社의 規模別 成果指數

이러한 증권회사규모별 營業成果를 자본금, 임직원 등 투입요소단위당 성과지수면에서 보면 〈表 7〉과 같다. 여기서 成果指數는 자산규모, 유가증권거래규모, 수입수수료, 경상이익 등 經營實績을 각 投入要素로 나누어 대형 7개사를 기준으로 指數化한 것이다.

먼저 資本金當 成果指數는 자산규모, 유가증권거래, 수입수수료, 경상이익에 있어 대형사를 기준으로 볼 때 중형사나 소형사 모두 70~90% 수준에 있다. 단 유가증권인수, 인수·주선수수료 수입 등에 있어서는 중·소형사의 성과지수가 대형사에 비해 크게 떨어진다.

任職員當 成果指數는 資本金當 成果指數와 대체로 비슷하지만 상대적 격차가 다소 줄어들어 있다. 여기에서도 有價證券引受와 引受·周旋手數料 收入에 있어서 규모간 격차를 보이고 있으며 經常利益에 있어서는 大·中型社間에 차이를 거의 보이지 않고 있다.

다만 有價證券 引受·周旋業務 등에서의 성과지수는 중·소형사가 대형사에 비해 현저히 낮은데 이는 주로 이 분야에서 대형사가 가지는 比較優位가 존재하기 때문이다. 예를 들어 인수·주선업무는 위탁거래 등 타업무에 비해

〈表 7〉 우리나라 證券會社의 成果指數比較[1)]
(1986~88平均)

	大型 7社	中型 10社	小型 8社
資本金當 成果指數			
資產規模	1.00	0.86	0.74
有價證券去來	1.00	0.87	0.78
(株式委託去來)	1.00	0.89	0.81
(債權去來)	1.00	0.88	0.78
有價證券引受	1.00	0.74	0.38
收入手數料	1.00	0.81	0.72
(委託手數料)	1.00	0.88	0.80
(引受·周旋手數料)	1.00	0.65	0.59
一般管理費[2)]	1.00	0.81	0.70
經常利益	1.00	0.90	0.78
任職員當 成果指數			
資產規模	1.00	0.93	0.87
有價證券去來	1.00	0.96	0.91
(株式委託去來)	1.00	0.97	0.96
(債權去來)	1.00	0.97	0.91
有價證券引受	1.00	0.72	0.40
收入手數料	1.00	0.89	0.84
(委託手數料)	1.00	0.94	0.95
(引受·周旋手數料)	1.00	0.72	0.68
一般管理費	1.00	0.89	0.81
經常利益	1.00	1.01	0.93
營業所當 成果指數			
資產規模	1.00	0.92	0.82
有價證券去來	1.00	0.95	0.85
(株式委託去來)	1.00	0.97	0.89
(債權去來)	1.00	0.96	0.84
有價證券引受	1.00	0.80	0.42
收入手數料	1.00	0.88	0.79
(委託手數料)	1.00	0.95	0.88
(引受·周旋手數料)	1.00	0.72	0.62
一般管理費	1.00	0.88	0.75
經常利益	1.00	1.00	0.88

註 : 1) 〈表 6〉에서 산출했음.
2) 一般管理費는 인건비, 복지후생비, 임차료, 감가상각비, 광고비, 행사접대비 등으로 구성됨.

서 전문성이 요구되며 대형사의 신뢰성이 크게 작용하고 규모의 대형화에 따른 危險負擔能力과 資金能力이 중요한 요소이다.

그러나 顧客相對의 서비스기능인 주식위탁거래에 있어서 임직원당성과를 보면 대·중·소형사가 각각 1.00, 0.97 및 0.96으로서 규모별로 현저한 차이는 없는 것으로 나타나 규모의 차이가 勞動生産性에는 큰 영향을 미치지 못하고 있음을 알 수 있다. 임직원 1인당 인건비 등을 포함한 費用은 대형사일수록 큰 것으로 나타났다.

證市活況과 投資人口의 급속한 확대에 따라 최근 증권사간에 店舗擴張 경쟁이 일어났다. 따라서 영업점포수의 확장이 경영성과에 미치는 영향을 살펴볼 필요가 있는데 증권사규모별로 볼 때 대·중·소형사간에 規模의 經濟가 나타나지 않는 것은 아니나 그 차이는 크지 않은 것으로 보인다. 특히 주식위탁거래의 營業所當 成果指數는 대·중·소형 각각 1.00, 0.97, 0.89로 자본금 규모별로 다소의 차이는 있으나 주식위탁거래규모는 대체로 營業店舗數에 비례하여 規模의 經濟는 뚜렷하지 않은 것으로 짐작된다.

3. 우리나라와 日本의 證券會社 規模別 成果指數 比較 要約

앞에서 韓國과 日本의 證券社 規模別 經營成果를 자본금, 임직원, 영업소의 측면에서 비교하였다. 이것은 최근 우리나라 증권사가 이들 측면에서 급속한 擴張趨勢에 있기 때문에 大型化에 따른 規模의 經濟性이 어떻게 나타나는가를 보는 데 다소 도움이 될 수 있을 것이다. 분석기간이 비교적 짧기 때문에 분석결과의 해석에 제약이 있겠으나 일본증권사와 비교한 우리나라 증권사의 規模的 特性은 다음과 같이 요약될 수 있다.

- 日本의 경우에 비해 우리나라 證券會社의 규모의 격차는 크지 않아 업무내용면에서도 증권사간의 同質性이 높은 것으로 나타난다.
- 임직원 등 노동의 생산성은 日本의 경우 대형사가 현저하게 높게 나타나나 우리나라의 경우 뚜렷한 規模의 隔差를 보이지 않는다.
- 營業所當 成果指數에 있어서도 規模의 經濟性이 우리나라는 그리 크지 않은데 비해 日本은 매우 높다.
- 有價證券 引受·周旋 등의 업무는 日本의 경우 대형사가 장악하고 있으며 우리나라에서도 비슷한 양상이 나타나고 있다. 그러나 우리나라의 경우 최근에 이르러 중형사의 引受周旋市場參與가 두드러지고 있다. 이는 企業公開, 有償增資의 추세와 더불어 同 市場에서의 경쟁이 심화되고 있음을 말하는 것이다.
- 日本은 資産, 營業規模 등에 있어 資本金 單位當 成果指數가 일반적으로 소형사일수록 높은 데 비해 우리나라는 그 반대로 나타나 資本金의 측면에서 規模의 經濟가 다소 있는 것으로 보인다.

III. 證券業 規模의 經濟性과 그 決定要因

앞 章에서는 證券會社 규모별 업무성과를

간단한 成果指數(performance index)를 사용하여 우리나라와 日本의 경우를 대비하여 보았는데 本章에서는 證券業의 규모의 경제성 존재여부와 그 결정요인을 計量分析的인 방법을 이용하여 검토해 본다.

1. 規模의 經濟性

證券業에 있어서 규모의 경제성 존재여부를 알아보기 위해 費用의 代理變數로서 一般管理費(C)를, 營業規模의 代理變數로서 수입수수료, 금융수익 및 證券賣買利益의 합계(TR)를 각각 사용하여 (1)式으로 표시되는 對數線型回歸方程式을 最小自乘法으로 추정하였다[2]. 一般管理費를 구성하는 항목으로는 인건비 및 복지후생비가 50% 이상을 차지하고 그외 임차료, 감가상각비, 광고비, 행사접대비 등이 있다.

$$ln\ C = \alpha + \beta\ ln\ TR + \varepsilon \cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

規模의 經濟性은 통상 각 生產要素의 투입을 비례적으로 증가시킬 때 產出量의 탄력성으로 정의되는데 여기서는 앞서 설명한 바와 같이 산출량과 投入要素를 각각 收入과 費用으로 計量化하였으며, 生產函數와 費用函數間의 雙對性을 이용하여 生產函數 대신 費用函數를 추정하였다.

각 변수에 로그를 취하였기 때문에 계수 β의 추정치는 탄력성을 나타내며 이 값이 1보다 有意하게 작다면 規模의 經濟性이 존재함을 의미한다. <表 8>에는 현재의 25개 증권사가 정립된 1984년부터 1988년까지 우리나라 자료(1984~88)를 이용한 분석결과가 首藤惠(1979)의 일본증권업에 대한 분석결과와 대비되어 있다. <表 8>을 보면 β의 추정치가 한국·일본 공히 대체로 1보다 작아 證券業에 있어서 規模의 經濟가 존재함을 보여 준다[3].

우리나라의 경우 1984년에서 1986년의 기간동안에는 규모의 경제성이 有意하게 시현되었으나 1987년에는 그렇지 못하였으며 1988년에도 β의 推定値가 1보다 작기는 하였지만 크게 有意하지는 못한 것으로 나타났다. 그 이유로는 여러가지를 생각해 볼 수 있겠으나 <表 1>에서 간단한 해답을 구할 수 있다. 1984년과 1985년에는 우리나라의 證券社가 投入資本과 投入勞動을 안정적으로 증가시켜 왔으며 1986년에는 證券市場의 활황을 전망하여 擴大均衡을 취하였다. 證券產業은 資本集約的產業 내지는 知識 및 情報集約的產業이라고 볼 수 있는데 이 점을 반영하여 증권사들은

2) 規模의 經濟性을 추정함에 있어서 기준이 되는 것은 營業마진(margin)이나 純利益(profit)보다는 營業規模(scale)라고 할 수 있다. 이러한 기준에 충실하기 위해서는 證券賣買利益에서 證券賣買損失을 차감하기보다는 오히려 加算해야 하겠지만 영업적 목표와 지나치게 乖離되는 것을 피하기 위해 證券賣買利益만을 고려하였다. 手數料收入과 다른 수입항목간에 異質性이 있음을 감안하고 證券業의 기본업무라 할 수 있는 委託賣買業務에 있어서의 規模에 따른 經濟性을 고찰하기 위해 TR 대신에 收入手數料(CR)만을 回歸變數로 하여 (1)式을 추정한 결과도 부연해서 설명한다.

3) 회귀방정식의 說明變數와 被說明變數의 위치를 바꾸거나 被說明變數로 一般管理費에 金融費用이나 支給手數料를 각각 더하여 추정하여도 <表 8>에 보인 결과에는 有意한 변동이 없었다. 다만 營業費用과 營業收益을 각각 被說明變數와 說明變數로 했을 경우에는 β의 推定値가 有意하지는 않지만 1보다 크게 나타났다. 本 硏究에서는 되도록이면 證券業 본연의 업무에 국한하고 規模의 經濟性과 관계되는 이론에 충실하기 위해 本文과 같이 費用과 營業規模의 代理變數를 채택하였다.

〈表 8〉 證券業 規模의 經濟性 推定

$ln\ C = \alpha + \beta\ ln\ TR + \varepsilon$

	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}_{(t')}$	R^2	$\tilde{\beta}_{(t')}$
1984	0.489	0.572	.819	.693
		(-7.64)		(-6.75)
1985	-0.513	0.857	.929	.792
		(-2.90)		(-5.72)
1986	-0.918	0.914	.951	.960
		(-1.99)		(-1.20)
1987	-1.445	1.009	.959	.974
		(0.20)		(-0.86)
1988	-1.006	0.952	.979	.989
		(-1.62)		(-0.44)
合同모델(1984~88)				
大型 7社	-1.399	0.993	.806	.847
		(-0.09)		(-5.58)
中型10社	-0.901	0.899	.877	.808
		(-2.09)		(-6.80)
小型 8社	-0.033	0.734	.840	.609
		(-5.11)		(-10.48)
1973(日本)	0.226	0.968**		
1977(日本)	0.676	0.950**		

註 : C : 一般管理費

TR : 收入手數料+金融收益+證券賣買利益(일본의 경우 금융수익 제외)

β : TR 대신 수입수수료(CR)만을 回歸變數로 사용했을 경우의 係數 推定値

(t) : 통상의 t-value

(t') : 1로부터의 차이를 측정한 t-value

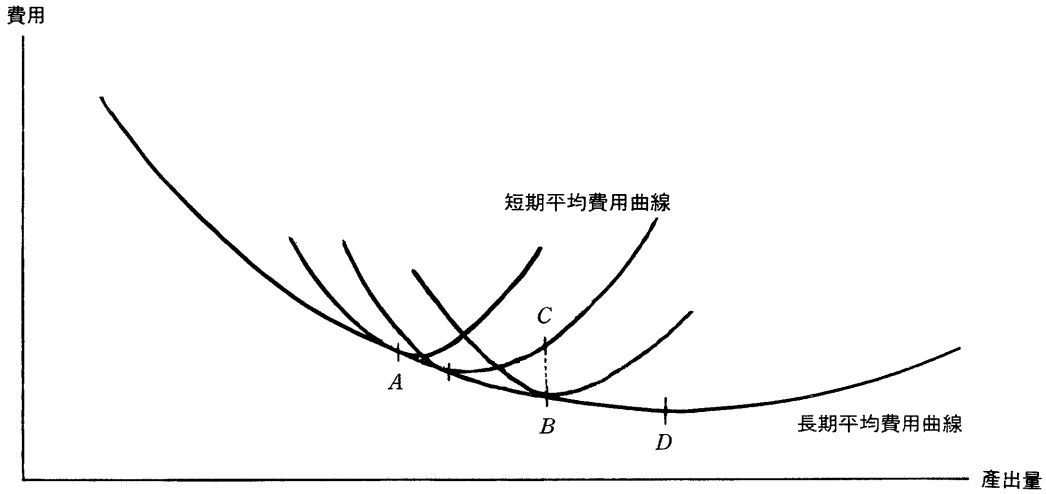
** : 1% 有意 水準에서 1과 有意하게 다름을 표시함.

資料 : 일본증권업에 대한 분석결과는 首藤惠(1979) 인용.

勞動增加率보다 資本增加率을 높게 유지함으로써 資本裝備率을 증가시켜 왔으나 1987년에는 자본금을 전년대비 28.4% 늘린 반면 임직원수는 42.2% 늘려 趨勢를 역전시켰다. 證券産業이 資本集約的이라는 사실을 고려할 때 추세와 역행하는 이와 같은 현상이 그 해에 특히 規模의 經濟性이 有意하지 못한 것으로 나타난 實證分析의 결과와 관련이 있는 것으로 추측된다.

規模의 經濟性은 長期平均費用曲線의 기울기로서 측정된다. 장기평균비용곡선이 右下向하면 全規模에 걸쳐 規模의 經濟性이 있는 것이며 장기평균비용곡선이 U字型을 보이고 있다면 처음에는 規模의 經濟가 있으나 어느 수준을 초과하면 規模의 非經濟가 있는 것을 나타낸다. 1987년에 일어난 현상은 고용을 확대

[圖 1] 企業의 長期費用曲線



함으로써 需要增加에 대처한 결과 단기평균비용곡선의 극소점보다 오른쪽에서 영업하게 된 것이라고 할 수 있다[4]. 이를 [圖 1]을 이용해 다시 설명하면 다음과 같다. 처음에 A점에서 생산하고 있었으나 수요가 증가하여 기업규모를 확대할 필요가 생겼다. 資本 및 勞動投入을 동시에 증가시켜 B점에서 생산하는 것이 가장 效率的인 방법이지만 단기적으로 勞動投入의 증가를 통해 수요증가에 대처한 결과 C점에서 생산하게 된 것이다. 효율을 극대화하면 平均費用이 하락하여 規模의 經濟가 있지만 단기적으로는 企業規模를 신속히 조정하기 어려워 規模의 經濟를 시현하지 못할 수 있는 것이다. 이와 같은 추측은 1988년에 자본금 및 임직원수를 각각 106.1%, 44.4% 증가시켜 1987년도에 비해 그 상대적 크기를 역전시킨 사실과도 符合된다. 이상에서 알 수 있는 暫定的인 結論은 우리나라의 증권업이 아직 成長段階에 있어 그 규모나 조직이 적어도 단기적으로는 效率性을 충분히 발휘하지 못하는 경우가 있다는 점이다.

〈表 8〉의 右側列에는 收入手數料, 金融收益 그리고 證券賣買利益의 합계인 TR 대신 收入手數料(CR)를 回歸變數로 사용했을 경우의 係數推定値 $\tilde{\beta}$를 표시하였다. 각 연도별 추정치의 값은 1보다 작지만 점차 1에 가까워져서 CR을 이용해서 추정했을 경우의 規模經濟性이 1986년을 고비로 有意하지 않게 나타나고 있다. 최근 需要와 供給의 양면에서 증시저변확대에 따른 증권회사의 급격한 규모팽창이 이루어지고 있는 동안 規模의 經濟性이 有意하게 시현되지 못하고 있음은 回歸變數를 TR에서 CR로 바꾸어도 공통적으로 나타나고 있다.

이상과 같은 橫斷分析과 아울러 대형 7, 중

4) 또는 證券社가 長期平均費用曲線의 最低點(圖 1의 D)에서 營業하고 있어 營業規模가 이 點에서 이탈하는 경우에는 費用이 상승하는 현상이 나타나나 현실적으로 이러한 경우를 인정하기는 어려울 것이다.

형 10, 그리고 소형 8 증권사 각각에 대해 1984~88년 동안의 橫斷과 時系列資料의 統合資料를 이용하여 規模經濟性을 推定하였다. <表 8>의 하단부에 보인 回歸分析의 결과에 의하면 회귀변수에 관계없이 증권사의 규모가 작을수록 영업규모 확장에 따른 規模의 經濟性이 더 크게 나타나고 있다. 이 결과는 여러 가지로 설명될 수 있겠으나 中規模로 성장하여 가면서 規模의 經濟性이 가장 뚜렷하게 시현된다는 일반적 현상과 부합되는 것으로 추측된다.

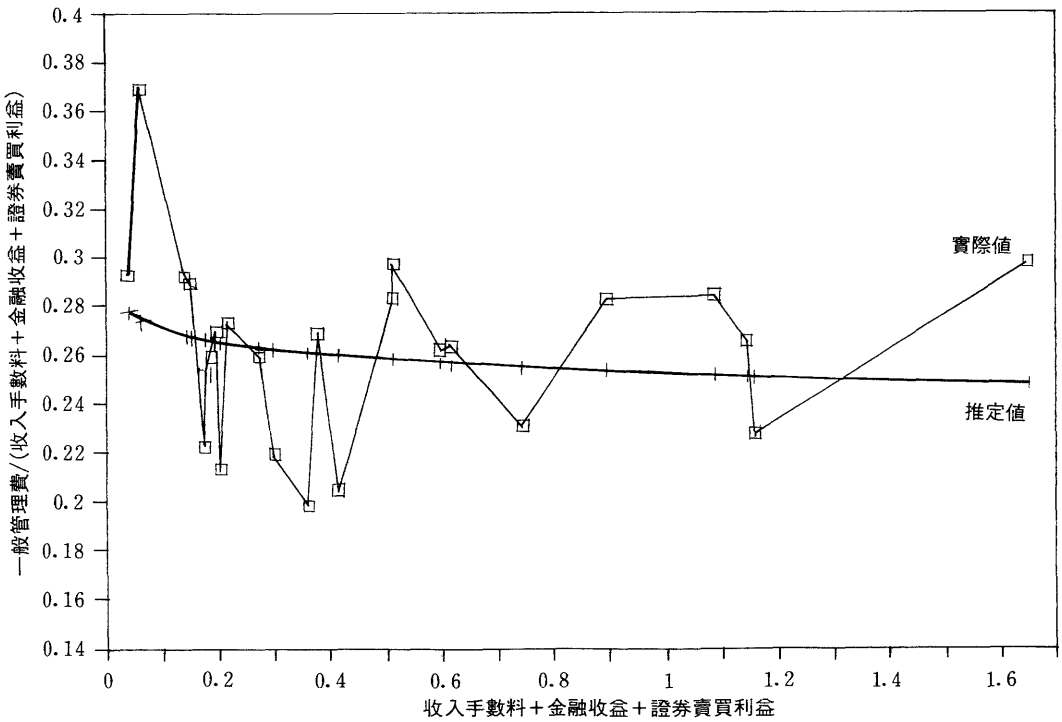
[圖 2]는 一般管理費의 총수입에 대한 비율을 縱軸으로 하고 總收入을 橫軸으로 하여 우리나라 25개 증권사의 1986~88년 평균자료를 보인 것이다. [圖 2]를 보면 中規模에서는 실제값이 對數線型推定値보다 작은 경우가 많은 반면 大·小規模에서는 큰 경우가 자주 있어 費用曲線이 실지로 U字型이나 線型分析을 시도하였기 때문에 이 사실이 포착되지 않았을 가능성이 있다는 의심을 낳게 한다. 이 사실을 확인하기 위해 다음과 같이 2차항을 포함하여 回歸分析을 해 보았다.

$$ln\ C = \alpha + \beta\ ln\ TR + \gamma(ln\ TR)^2 + \varepsilon$$

1984년에서 1988년 각 연도별 最小自乘推定의 結果 위 식의 β계수 推定値는 통계적으로 有意하지 못한 것으로 나왔지만 γ계수의 추정치는 有意한 陽의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이 결과는 다음 두가지로 해석될 수 있는데, 첫째 回歸分析의 線型限界性 때문에 <表 8>에서 보는 바와 같이 規模의 經濟가 있는 것으로 나왔지만 실제로는 그렇지 않을 수

[圖 2] 證券業規模의 經濟性 推定(1986~88평균자료)

(단위 : 千億)



도 있으며 우리나라의 대형증권사는 그 업무와 전체시장 크기를 고려할 때 이미 規模의 經濟를 달성할 수 있는 정도를 초과하고 있음을 의미할 수도 있고, 둘째 앞서 [圖 1]을 이용해서 설명한 바와 같이 經營合理化가 이루어지면 規模의 經濟를 시현할 수 있지만 수요가 급변하는 상황에서 적정규모를 신속히 조정할 수 없기 때문에 일어난 단기현상이라고도 볼 수 있어 〈表 8〉의 결과해석에 신중을 요하며 앞으로 추가적인 분석연구가 요구된다.

2. 規模의 經濟性 決定要因

증권업에 대해서 그동안 각종 規制가 행하여져 新商品開發이나 業務領域의 擴張 등을 통한 효율성제고의 기회가 제한되었으며 스스로 競爭制限的 談合行爲를 함으로써 규모에 따른 다양한 경영전략을 채택하지 않은 경우도 있었다. 이러한 상황에서 우리나라 증권업의 規模의 經濟性 결정요인을 알아보기 위해 지점수(NB), 영업소당 임직원수(EB), 총수수료수입 중 위탁수수료비중(BR), 주식자기매매비율(ST), 그리고 채권자기매매비율(BD)의 각 로그값을 설명변수로 하여 총수수료수입(CR)의 로그값을 線型回歸하였다.

$$ln\ CR = a + b\ ln\ NB + c\ ln\ EB + d\ ln\ BR + e\ ln\ ST + f\ ln\ BD + \varepsilon \quad \cdots\cdots (2)$$

5) 日本의 경우 주식의 自己賣買와 委託賣買間의 상관계수는 0.294로서 자기매매 중 위탁매매에 관련된 부분이 약 30%라고 말할 수 있다. 이것은 증권사의 자기매매는 委託賣買去來를 형성하기 위한 딜러機能으로서보다는 賣買差益獲得이 주목적임을 나타내는 것이다.

점포정책이 증권회사의 성과를 결정하는 중요요소이기 때문에 지점수와 영업소당 임직원수가 說明變數에 포함되었다. 經營效率性에 있어 영업소는 販賣네트워크를 형성하고 영업소당 임직원수는 그 규모나 서비스의 질을 나타낸다. 영업점포수가 증가할 때 네트워크의 확대를 통해 證券委託賣買規模가 비례 이상으로 커져서 總手數料收入이 탄력적으로 증가하면 위의 推定式(2)에서 係數(b)는 1보다 큰 값을 가질 것으로 기대된다. 영업소당 임직원수의 증가가 業務規模나 經費節減에 있어 탄력적 효과를 가져온다면 係數(c)는 1보다 큰 값을 가질 것이다. 반면 과다인원이나 조직상의 미비는 非效率化를 초래할 수도 있다.

委託賣買가 증권회사의 중심업무이기 때문에 역으로 總手數料收入 중 위탁수수료가 차지하는 비중을 증권회사 業務多邊化의 代理變數로 쓸 수 있다. 즉 引受周旋業務 등이 활발하지 못해 위탁수수료의 비중이 높을수록 업무다변화의 수준은 낮고 따라서 業務多邊化의 經濟性(economies of scope) 효과가 작아진다면 委託手數料比重의 係數(d)는 負의 부호를 가질 것으로 기대된다.

委託賣買에의 전문화 정도뿐 아니라 자기매매업무의 비중도 증권사의 업무구성이 效率性에 미치는 영향을 알아볼 수 있는 主要變數이다. 자기매매는 위탁매매에 대한 재고조정의 측면과 賣買差益을 얻기 위한 증권사의 商品運用戰略的 측면이 있다[5]. 自己賣買業務의 비중을 나타내는 代理變數로서 주식 및 채권에 있어 자기매매비율을 사용하였다. 자기매매를 통해 業務多樣化의 經濟性이 달성된다면 이들 변수에 대한 係數(e 및 f)는 陽의 값을 가질 것이다.

〈表 9〉 證券業 規模의 經濟性 決定要因

$ln\ CR = a + b\ ln\ NB + c\ ln\ EB + d\ ln\ BR + e\ ln\ ST + f\ ln\ BD$

	$\hat{a}$	$\hat{b}_{(t')}$	$\hat{c}_{(t')}$	$\hat{d}_{(t)}$	$\hat{e}_{(t)}$	$\hat{f}_{(t)}$	R^2
1984	-3.646	1.170	1.456	-0.796	0.203	2.766	.959
		(1.49)	(1.72)	(-3.89)	(1.64)	(2.63)	
1985	-2.522	1.027	1.183	-0.921	0.123	-0.225	.970
		(0.32)	(1.00)	(-4.48)	(1.39)	(-0.50)	
1986	-1.249	0.986	0.810	-1.087	-0.101	-0.230	.975
		(-0.26)	(-1.36)	(-3.47)	(-0.60)	(-0.92)	
1987	-0.919	1.002	0.923	-0.864	-0.036	-0.287	.970
		(0.03)	(-1.03)	(-2.22)	(-0.19)	(-0.82)	
1988	-0.048	1.100	0.699	-1.248	0.075	-0.655	.985
		(1.89)	(-1.88)	(-3.71)	(1.95)	(-2.67)	
合同모델(1984～88)							
大型 7社	-5.393	1.345	2.108	0.280	0.237	-0.522	.957
		(4.85)	(8.15)	(1.44)	(1.71)	(-1.79)	
中型 10社	-4.730	1.560	1.619	0.350	-0.048	-1.178	.865
		(4.54)	(4.03)	(1.42)	(-0.27)	(-3.00)	
小型 8社	-10.835	1.743	3.045	-0.290	-0.329	-1.113	.780
		(3.01)	(4.87)	(-0.63)	(-1.79)	(-1.44)	
〈日本〉							
1973	8.045	1.039	1.175	-0.083	-0.032	-0.004	.970
		(1.67)	(3.93)	(-0.34)	(-1.55)	(-0.16)	
1977	8.776	1.097	1.132	-0.127	-0.008	-0.074	.972
		(4.02)	(2.93)	(0.60)	(0.42)	(-1.63)	

註 : *CR* : 總手數料收入
NB : 支店數
EB : 營業所當 任職員數
BR : 總手數料收入 중 委託手數料比重
ST : 株式自己賣買比率
BD : 債權自己賣買比率
(*t*) : 통상의 *t*-value
(*t'*) : 1로부터의 차이를 측정한 *t*-value
資料 : 日本證券業에 대한 분석결과는 首藤惠(1979)에서 인용.

〈表 9〉에 規模의 經濟性 결정요인에 관한 回歸方程式인 (2)式의 推定結果가 日本의 경우와 대비되어 나타나 있다. 일본증권업에 있어서는 영업소의 증가나 영업소당 임직원수의 증가가 수수료수입의 彈力的 增加를 가져오는 것으로 나타나 있어 이 분야에서 規模의 經濟性을 보이지만 우리나라의 경우에는 그렇지 못하여 영업소의 증가는 수수료수입의 비례적 증가를 가져오는 데 그치고 영업소당 임직원수가 수수료수입에 미치는 영향은 오히려 최근 3년간 비탄력적인 것으로 추정되었다. 다만 1988년에는 지점수가 많은 증권사일수록 비례 이상으로 많은 手數料收入을 올린 것으로 나타났는데 이러한 현상이 앞으로 계속 시

현될지는 좀더 두고 보아야 할 것이다.

우리나라에 있어 總手數料收入과 委託手數料比重 사이에 負의 관계가 有意하게 존재하는 것으로 나타나는데 이는 특히 유가증권인수주선에 관한 업무는 소수의 대형사가 寡占하고 있기 때문이다. 한편 日本의 경우에는 이 관계가 유의하지 못한 것으로 나타나는데 이는 비교자료로 인용된 首藤惠(1979)의 硏究가 1970년대의 자료를 사용했기 때문이고 1984년에서 1987년 평균자료를 이용한 〈表 5〉의 일본증권회사 規模別 成果指數를 볼 때 대형사의 인수매출수수료 비중이 중·소형사에 비해 압도적인 것으로 나타나 최근 자료를 분석하면 우리나라의 경우와 같이 나타날 것으로 사료된다.

대형사일수록 株價展望分析이나 資金力에 있어서 중소형사에 비해 비교우위가 있기 때문에 적극적인 株式自己賣買戰略을 구사할 것이며 또한 이같은 비교우위는 투자상담 등 對顧客서비스의 質을 높여 수수료수입을 증대시킬 것으로 기대되나 實證分析의 結果 수수료수입과 주식자기매매비율의 관계는 유의하지 못한 것으로 推定되었다.

債券의 自己賣買比率은 總手數料收入과 대체로 무관한 것으로 분석되었는데 이는 우리나라의 경우 채권의 자기매매가 증권사의 경영전략에 의해 능동적으로 이루어지지 못하고 通貨安定證券을 강제배정받는 등 政策的으로 이루어졌기 때문이라 할 수 있으며 通安證券發行規模가 크고 株式市場이 활황을 보인 기간중(특히 1988년)에는 債券自己賣買比率과 總手數料收入 사이에 負의 관계가 나타났다[6), 7)].

1984~88년의 時系列資料와 橫斷面資料를 결합해서 回歸方程式을 추정한 결과에 의하면 증권사의 규모에 관계없이 지점수와 지점당 임직원수가 總手數料收入의 증가를 효과적으로 설명할 뿐만 아니라 1보다 有意하게 큰 係數를 가지는 것으로 나타났다. 이와 같이 結合模型의 분석결과가 각 연도별 橫斷分析結果와 다소 다르게 推定된 것은 時系列資料가 혼합되었기 때문이라고 볼 수 있다. 분석기간동안 수수료수입은 證券市場의 성장을 반영하여 지속적으로 크게 증가되었는데 다른 回歸變數에 비해 영업소당 임직원수나 지점수가 이와

---

6) 回歸方程式 (2)式의 피설명변수를 總手數料收入 대신 收入手數料, 金融收益 및 賣買差益의 합계(*TR*)를 사용하여 回歸分析을 시도한 결과는 1988년을 제외하면 대체로 〈表 9〉의 결과와 비슷하게 나왔다. 1988년에 대한 分析結果를 보면 支店數, 영업소당 임직원수 그리고 總手數料收入 중 委託手數料比重에 대한 係數는 有意하지 못한 것으로 추정된 반면 株式自己賣買比率과 債券自己賣買比率에 대한 係數의 推定値는 각각 陽과 陰의 방향으로 더욱 有意한 것으로 추정되어 최근 증권사의 自己賣買(dealing)에 대한 의존도가 심화되고 있음을 보여준다. 이 결과는 또한 1988년에 株式市場이 활황이었다는 사실과도 무관하지 않다 하겠다.

7) 回歸方程式 (2)式에서 多重共線性의 문제를 알아보기 위해 回歸變數 상호간의 相關係數를 계산해 보았다. 각 연도별로 차이를 보이지만 대체로 *BR*과 *ST* 사이에서와 *NB*와 *BR* 사이에서 負의 相關關係가 있는 것으로 나타났으며 그 결과 *NB*와 *ST* 사이에서도 상당한 正의 상관관계를 보였다. 委託賣買에의 의존도가 높을수록 株式自己賣買比率이 낮을 것은 당연한 이치이며 *NB*와 *BR* 사이의 負의 상관관계는 점포수가 많은 대형사일수록 業務가 多邊化되어 있음을 보여주는 것이다. 참고로 1984~88년 각 연도의 回歸變數間 相關係數를 단순산술평균하면 다음과 같다.

$$\begin{array}{c} \\ ER \\ BR \\ ST \\ BD \end{array} \begin{array}{c} \begin{array}{ccccc} NB & EB & BR & ST & BD \end{array} \\ \begin{bmatrix} .26 & 1.0 & & & \\ -.59 & -.15 & 1.0 & & \\ .39 & .09 & -.48 & 1.0 & \\ -.25 & .23 & .07 & -.19 & 1.0 \end{bmatrix} \end{array}$$

비슷한 추세를 보였다는 사실이 이들 變數의 係數가 강한 有意性을 보인 첫째 이유라 할 수 있다. 하지만 이 두 분야에서의 증권사의 규모확장이 단기적인 橫斷面分析에 있어서는 다른 증권사와 비교해서 뚜렷한 경쟁력 강화를 시현하지 못하는 것으로 보이지만 장기적 동태적 측면에서는 탄력적인 수입증대를 가져올 수 있었다는 사실을 반영하는 것으로도 해석될 수 있어 주의를 요하며 추가적인 연구가 요청된다.

이렇게 볼 때 우리나라 증권업의 경우 대형사가 소형사에 비해 다소간의 比較優位가 있는 것으로 나타나지만 그 원인이 임직원의 勞動生產性의 차이나 뛰어난 情報處理能力 또는 經營組織上의 우월성에 있었다기보다는 넓은 점포망에 기인한 顧客吸收能力 그리고 대형이기 때문에 信認度가 높아 有價證券 引受·周旋業務를 과점할 수 있었다는 사실에 주로 기인한다고 볼 수 있어 앞으로 內部經營의 效率性을 제고시킬 필요가 있는 것으로 생각된다. 이 문제를 보다 면밀히 살펴보기 위해 다음 章에서 證券業에 있어서의 業務多邊化의 經濟性을 분석하기로 한다.

IV. 證券業에 있어서 範圍의 經濟性

1. 範圍의 經濟性

企業이 동시에 복수의 품목을 생산한다면 投入된 資本과 勞動 및 中間財를 여러 생산라인에서 공동으로 사용할 수 있을 것이다. 이 경우 한 品目의 生產量 增加는 다른 품목의 單位生產費를 하락시키는 費用補完性(cost complementarity)이 존재하게 되는데 이때 業務多邊化의 經濟性이 나타난다.

費用補完性은 多品目生產의 경우 어느 한 품목을 생산하는 데 드는 비용이 다른 生產物의 生產規模에 따라 변하는 정도를 나타낸다. 즉 어느 한 기업이 m개의 품목(생산물)을 동시에 생산할 때 소요되는 生產費用이 이들 m개의 품목을 m개의 다른 개별기업이 생산할 경우에 소요되는 生產費用의 합계보다 적을 때 이들 m개의 생산에는 費用補完性이 있으며 業務範圍의 經濟性이 존재한다고 한다. 즉 共同生產에 따른 費用節約效果가 있는 것이다.

간단히 2개의 生產物을 각각 Y_1, Y_2단위만큼 생산한다고 하고 C를 生產費用函數라고 하면 $C(Y_1, Y_2) < C(Y_1, 0) + C(0, Y_2)$의 조건이 만족할 때 이들 생산물간에는 費用의 補完性이 성립하고 동시에 범위의 경제성이 존재한다. 즉 費用의 補完性은 範圍의 經濟性이 성립할 수 있는 충분조건이다.

證券業에 있어서 範圍의 經濟性이 존재하리라고 추정되는 이유는 점포망, 전산통신망, 인적자원 그리고 이들을 이용해 蒐集·分析한 情報들을 추가적인 부담없이 證券業의 여러 업무에서 공통적으로 사용할 수 있기 때문이다. 즉 委託業務 수행과정에서 대고객 상담의 質을 높이기 위해 축적한 정보는 自己賣買를 위해 사용할 수 있으며 株式業務를 위해 分析한 경제동향에 대한 정보는 債券業務에 있어서도 활용될 수 있는 것이다. 또 國內 證券金融市場과 관련하여 확보된 정보시설과 情報의

蒐集處理 및 分析能力은 국제업무에도 그대로 활용될 수 있다.

2. 多品目 生産의 費用函數 (Translog Cost Function)

위에서 본 바와 같이 費用의 補完性이 業務多邊化 또는 範圍의 經濟性의 충분조건이므로 業務多邊化의 經濟性(範圍의 經濟性)을 實證的으로 분석하기 위해서는 多品目 生産을 효과적으로 다룰 수 있는 費用函數를 먼저 설정해야 한다. Cobb-Douglas형 生産函數를 통해 증권회사의 生産函數를 업무별로 분리하여 추계할 수도 있으나 이 경우의 문제점은, 첫째 과연 Cobb-Douglas형 생산함수가 證券業務의 서비스생산 및 공급과정을 적절하게 나타내는가에 대한 확실한 입증이 아직 없으며, 둘째 업무별 費用函數 推定을 위해서는 損益計算書上의 각 비용명세를 업무별로 配分해야 하는데 이것은 매우 임의적인 것이 될 수 있다. 이러한 임의적 비용할당은 費用補完性과 規模의 經濟를 분석하는 데 있어 결정적인 영향을 미치게 된다.

이러한 난점을 해소하기 위하여 個別業務에 대해서 分離型 費用函數를 추정하는 대신 translog cost function(*TLCF*)을 채용하여 multilateral divisia index에 의해 複數의 生産物을 하나의 통일된 수량으로 指數化하는 방법도 있다. 그러나 이것도 複數生産物의 특성을 무시하고 單一指數로 통일시킴에 따라 範圍의 經濟를 고려할 수 없게 되고 또 個別品目의 비용특성을 결정할 수 없는 등의 단점을 가지고 있다. 특히 證券業의 경우와 같이 委託賣買, 自己賣買, 引受周旋 등 複數의 업무간에 費用의 補完性이 존재할 가능성이 큰 경우에는 生産·費用函數가 이러한 비용의 보완성을 명확히 나타낼 수 있어야 한다.

따라서 多品目生産의 경우 費用函數는 規模의 經濟性이 업무범위의 경제성을 포괄할 수 있는 것이어야 하며 이러한 목적을 위해서는 *TLCF*가 가장 보편적이며 탄력적인 형태의 生産函數인 것으로 알려져 있다[8]. *TLCF*는 다음의 형태로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} lnC = \alpha_0 &+ \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \, lnY_i + \sum_{j=1}^{m} \beta_j \, lnP_j \\ &+ \frac{1}{2} \sum_{i}^{n} \sum_{k}^{n} \sigma_{ik} \, lnY_i \, lnY_k \\ &+ \frac{1}{2} \sum_{j}^{m} \sum_{h}^{m} \gamma_{jh} \, lnP_j \, lnP_h \\ &+ \sum_{i}^{n} \sum_{j}^{m} \delta_{ij} \, lnY_i \, lnP_j + \varepsilon \cdots\cdots\cdots\cdots (3) \end{aligned}$$

여기서 *ln*은 自然對數(natural logarithm)이고 Y_i는 i生産物의 生産量, P_j는 j生産要素의 價格을 각각 나타낸다. 從屬變數 c는 總生産費用을 나타낸다.

위의 식이 費用函數로 성립하기 위해서는 모든 生産要素價格 P_j에 대하여 1次 同次函數(linearly homogeneous)가 되어야 하고 P_j에 대해 오목(concave)하며 Y_i와 P_j에 대해 增加函數이어야 하므로

$$\sum_{j=1}^{m} \beta_j = 1, \quad \sum_{j=1}^{m} \gamma_{jh} = 0, \quad \sum_{j=1}^{m} \delta_{ij} = 0$$

의 조건을 만족시켜야 한다.

만약 費用函數의 可分性(separability)이 성립한다면, 즉 費用의 보완성이 존재하지 않는

8) *TLCF*에 대한 보다 자세한 理論的 說明과 實證的 適用에 대해서는 Panzar & Willig(1977), Murray & White(1983), Gilligan, Smirlock & Marshall(1984) 및 이들 논문에 소개된 참고문헌을 참조하기 바람.

다면 $\sigma_{ij}=0$가 성립한다. 모든 2차항의 계수 $\sigma_{ik}, \gamma_{jh}, \delta_{ij}$가 0이면 (3)式은 Cobb-Douglas 生産函數와 동일하다.

모든 i, j에 대해 $\delta_{ij}=0$가 만족되면 이 式은 同次函數의 單調變換函數(monotonic transformation of homogeneous function)인 同調函數(homothetic function)가 되어 生産의 限界對替率(marginal rates of substitution)은 規模(scale effect)에 대해 독립적이며 生産要素의 相對價格에만 영향을 받게 된다. 즉 生産等量曲線(isoquants)이 원점에 대해 對稱的임을 의미한다.

또 $\sigma_{ik}=0$, $\delta_{ij}=0$일 경우 이 函數는 次數(degree)가 $\Sigma\alpha_i$인 同次生産函數가 된다. 여기에 추가해서 모든 h에 대해 $\gamma_{jh}=0$이면 投入要素간에 單一對替彈力性(unitary elasticities of substitution)이 성립한다.

각각의 생산물을 λ배로 확대했을 경우의 總量的 規模의 經濟性(overall economies of scale)의 尺度 η는 위의 式을 모든 Y_i에 대해 微分하여 구한다.

$$\eta=\frac{d\ lnC}{d\lambda}=\sum_{i=1}^{n}\frac{lnC}{ln\ Y_i}$$
$$=\sum_{i}^{n}\alpha_i+\sum_{i}^{n}\sum_{k}^{n}\sigma_{ik}\ ln\ Y_k$$
$$+\sum_{j}^{n}\sum_{i}^{m}\delta_{ij}\ ln\ P_j \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(4)$$

만약 $\eta>1$이면 生産物에 비해 비용이 더 빠른 속도로 增加하는 이른바 規模의 收穫遞減(decreasing returns to scale)이 나타나며 반대로 $\eta<1$이면 規模의 收穫遞增이 나타난다. 위 式에서 보는 바와 같이 η는 單一變數의 函數가 아니라 生産物(Y_i)이나 生産要素價格(P_j)의 차이에 대해 다양하게 반응하도록 허용되고 있다.

生産物間의 費用補完性 또는 業務範圍의 經濟性은 위의 式에서 α_i와 δ_{ik}係數의 상대적 크기에 의해 결정된다. $i\neq k$인 i, k에 대해

$$S=\frac{\partial^2 C}{\partial Y_i\,\partial Y_k}=\frac{C}{Y_i\ Y_k}[\sigma_{ik}+\{\alpha_i$$
$$+\sum_{k}\sigma_{ik}\ ln\ Y_k\}\times\{\alpha_k$$
$$+\sum_{i}\sigma_{ik}\ ln\ Y_i\}]<0\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(5)$$

가 성립하면 費用補完性, 즉 範圍의 經濟性이 존재한다. Y_i를 標準化된(normalized) 變數로 할 경우 이러한 조건의 近似値로서

$$\alpha_i\alpha_k+\sigma_{ik}<0$$

를 사용할 수도 있다.

3. 範圍의 經濟性에 대한 實證分析

本 硏究에서는 證券業에 있어서 業務多邊化의 經濟性 달성여부를 實證的으로 검토하기 위해 다음의 (6)式을 최소자승법으로 推定하였다.

$$ln\ C=\alpha_0+\alpha_1\ ln Y_1+\alpha_2\ ln Y_2$$
$$+\frac{1}{2}\sigma_1(ln Y_1)^2+\frac{1}{2}\sigma_2(ln Y_2)^2$$
$$+\sigma_{12}\ ln Y_1\ ln Y_2\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(6)$$

여기서 Y_1과 Y_2는 두가지의 계측모델에서 각각 다음과 같이 정의되었다.

變數	모델 I	모델 II
C	一般管理費	一般管理費
Y_1	證券賣買額	株式賣買額
Y_2	證券引受額	債權賣買額

위에 정의된 업무는 證券會社의 營業範圍를

포괄하는 것은 아니나 업무의 대부분을 차지하고 있으며 生産物 Y의 종류가 많을수록 계측모델의 복합성으로 인해 분석의 精密度가 오히려 감소할 수 있다는 단점을 고려하여 모델의 단순화를 위해 두가지 생산물 Y_1, Y_2만을 분석의 대상으로 하였다.

또 賃金, 資本調達費用 등 要素費用은 증권회사간에 대체로 동일하다고 가정하여 (3)式에서 포함된 생산요소가격 P_j는 回歸變數에서 제외시켰다.

먼저 1984~88년 기간동안의 25개 증권사의 자료를 이용하여 모델 I, II의 연도별 횡단분석결과(cross-section analysis)를 각각 〈表 10〉 및 〈表 11〉에 제시하였다. 이와 아울러 상위 7, 중위 10 및 하위 8 증권사 각각에 대해 1984~88년 5년 기간동안의 橫斷과 時系列資料의 統合資料를 이용한 標本結合回歸分析(pooled regression)의 계측결과를 각 表에 附記하고 이것을 일본의 4대 초대형 증권사의 1968~84년 기간중의 분석결과와 대비하였다.

〈表 10〉 證券業 業務多邊化의 經濟性 分析(I)

모델 I : 회귀방정식 (6)式(C : 일반관리비 Y_1 : 증권매매액 Y_2 : 증권인수액)

	α_1	α_2	σ_1	σ_2	σ_{12}	R^2	η	S'
1984	-3.23	-1.80	0.26	0.0	0.20	.939	.777	.312
	(-0.89)	(-0.95)	(0.53)	(0.0)	(0.91)			
1985	-0.84	-2.42	-0.12	-0.10	0.37	.967	.725	.493
	(-0.35)	(-1.63)	(-0.26)	(-0.66)	(1.40)			
1986	-2.58	-0.34	0.35	0.04	0.02	.966	.885	.094
	(-1.42)	(-0.28)	(1.15)	(0.68)	(0.09)			
1987	0.82	-2.30	-0.13	0.10	0.16	.978	.856	.253
	(0.15)	(-0.76)	(-0.14)	(0.33)	(0.31)			
1988	-0.23	-1.30	0.09	0.02	-0.04	.976	.433	-0.031
	(-0.05)	(-0.46)	(0.12)	(1.12)	(-0.06)			
合同모델(1984~88)								
大型 7社	-1.92	-0.28	-0.11	-0.47	0.43	.935	.788	.580
	(-0.89)	(-0.21)	(-0.31)	(-2.3)	(1.70)			
中型 10社	-0.99	-0.70	0.08	-0.02	0.11	.845	.698	.206
	(-0.64)	(-1.05)	(0.38)	(-0.35)	(1.18)			
小型 8社	-4.42	1.03	0.53	-0.23	0.03	.901	.526	-.039
	(-3.30)	(1.70)	(2.93)	(-1.56)	(0.19)			
〈日本〉	0.67	-0.02	0.27	0.51	-0.37	.994	.804	n.a.
	(26.8)	(-1.00)	(2.25)	(2.61)	(-2.44)			

註 : 1) ( ) 안의 수치는 t값임.
2) 證券賣買益은 委託賣買와 自己賣買의 합계임.
3) 證券引受 實績이 없는 證券社는 표본에서 제외되었음.
4) 日本의 경우는 1968년에서 1984년까지 上位 4大社에 대한 橫斷과 時系列資料의 標本結合回歸 합동모델 분석결과로 首藤惠(1986)에서 인용.

〈表 11〉 證券業 業務多邊化의 經濟性 分析(II)

모델II : 회귀방정식 (6)式(C : 일반관리비 Y_1 : 증권매매액 Y_2 : 채권매매액)

	α_1	α_2	σ_1	σ_2	σ_{12}	R^2	η	S'
1984	-4.90	0.94	0.97	0.06	-0.18	.949	.876	-1.074
	(-2.09)	(0.70)	(1.39)	(0.43)	(-0.53)			
1985	-3.93	1.26	0.81	0.09	-0.23	.966	.939	-.143
	(-1.67)	(1.14)	(1.63)	(0.78)	(-0.97)			
1986	-0.63	0.35	0.25	0.06	-0.08	.981	1.022	.022
	(-0.36)	(0.44)	(0.08)	(1.08)	(-0.60)			
1987	3.07	-1.80	-0.55	-0.16	0.35	.973	1.003	.501
	(1.10)	(-1.00)	(-0.95)	(-0.88)	(1.00)			
1988	5.12	-2.18	-0.72	-0.19	0.38	.988	1.049	.466
	(2.32)	(-1.85)	(-1.92)	(-1.66)	(1.84)			
合同모델(1984~88)								
大型7社	1.85	-1.67	-0.07	0.24	-0.05	.954	.840	.092
	(3.10)	(-1.09)	(-1.03)	(1.38)	(-0.68)			
中型10社	0.70	-0.49	-0.05	0.05	0.03	.960	.787	.155
	(1.72)	(-2.30)	(-0.99)	(1.55)	(1.30)			
小型8社	-0.33	0.32	0.10	-0.02	-0.003	.943	.618	.063
	(-0.78)	(2.02)	(1.70)	(-0.93)	(-0.12)			
〈日本〉	-0.12	1.97	0.14	-0.07	-0.04	.997	n.a.	n.a.
	(-0.16)	(2.67)	(1.22)	(-1.50)	(-1.72)			

註 : 1) ( ) 안의 수치는 t값임. (단위 : 億원)
2) 日本의 경우는 1968년에서 1984년까지 上位 4大社에 대한 橫斷과 時系列資料의 標本結合回歸 합동모델 분석결과로 首藤惠(1986)에서 인용.

(6)式에 기초한 規模의 經濟性係數 η는 다음 (7)式으로 표시된다.

$$\eta = \alpha_1 + \alpha_2 + \sigma_1 ln Y_1 + \sigma_2 ln Y_2 + \sigma_{12}(ln\ Y_1 + ln\ Y_2) \quad \cdots\cdots (7)$$

(6)式에 의해 推定된 係數의 값과 $ln Y_1$과 $ln Y_2$의 평균값을 (7)式에 대입하여 구한 η의 推定値가 〈表 10〉과 〈表 11〉에 나타나 있다. 계산된 η의 값이 대체로 1보다 작기 때문에 추정결과가 規模의 經濟를 지지하는 것으로 생각하기 쉬우나 (6)式의 係數 推定値가 有意하지 못한 것이 대부분일 뿐 아니라 陽의 값을 가질 것으로 기대되는 α_1, α_2, σ_1 및 σ_2의 값이 陰數로 추정된 경우도 많아 $TLCF$의 타당성에 의문이 제기될 수 있기 때문에 $TLCF$ 推定結果를 토대로 강한 결론을 도출하기는 어렵다[9].

9) OLS로 推定하는 대신 異分散性(heteroscedasticity)의 問題를 극복하기 위해 다양한 方式으로 異分散性을 추정하여 加重最小自乘法(weighted least squares)을 시도하여 보았으나 係數의

日本 4大 證券社의 17년간 營業資料를 분석한 首藤惠(1986)의 연구결과에 의하면 證券業의 업무를 株式賣買(Y_1)와 債券賣買(Y_2)로 나누었을 경우(모델II : 表 11)에는 係數推定値가 만족하게 나오지 않았지만 證券賣買(Y_1)와 證券引受(Y_2)로 나누었을 경우(모델 I : 表 10)에는 Y_2의 係數 α_2를 제외하고는 모든 係數推定値가 기대했던 부호를 가질 뿐만 아니라 有意한 것으로 나타나 證券業의 역사가 오래 되어 본 궤도에 올랐다고 볼 수 있는 日本의 자료에 대해서는 *TLCF*의 유용성이 입증되고 있다[10]. 모델 I에 의한 η의 값은 0.804로 추정되었고 1보다 작음이 有意水準 1%에서 지지되었다.

한편 日本의 경우 모델 I에서 α_2의 推定値에 문제가 있지만 範圍의 經濟性을 평가하는 데 있어서 요체라고 할 수 있는 σ_{12}가 0보다 작을 뿐 아니라 $(\alpha_1 \cdot \alpha_2 + \sigma_{12}) < 0$로 나타났기 때문에 日本의 대형증권사의 경우 證券賣買業務와 證券引受業務에 있어서 費用의 相互補完性이 존재하며 이들 업무의 同時的인 확장이 規模의 經濟를 가져온다는 사실이 확인되었다.

우리나라 證券業의 경우 係數推定値가 이론적으로 예견되는 대로 나타나지 않아 回歸模型의 설명능력이 극히 제한적이기는 하지만 σ_{12}의 推定値가 통계적으로 有意하게 0보다 작은 경우가 없어 費用補完性, 즉 範圍의 經濟性의 存在가 대체로 부인되고 있다. 說明變數 상호간에 多重共線性이 존재함을 고려하여 단순한 $\alpha_1 \cdot \alpha_2 + \sigma_{12}$보다는 $ln Y_1$과 $ln Y_2$의 평균치를 각각 대입하여 다음의 (8)式으로 표시되는 S'을 계산한 다음 <表 10>과 <表 11>에 기록하였다.

$$S' = \sigma_{12} + (\alpha_1 + \sigma_{11}\ ln Y_1 + \sigma_{12}\ ln Y_2)(\alpha_2 + \sigma_{12}\ ln Y_1 + \sigma_{22}\ ln Y_2) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (8)$$

(8)式은 (5)式으로 표시되는 費用補完性의 係數 S에서 항상 陽의 값을 갖는 $C/Y_1 \cdot Y_2$를 고려하지 않은 것으로 業務多邊化의 經濟性이 존재하기 위해서는 S'이 0보다 작아야 한다. <表 10>과 <表 11>을 보면 S'의 推定値가 몇몇의 예외를 제외하고는 모두 0보다 크게 나타나 있다. 大型 7大社 時系列 合同模型의 추정결과도 費用補完性의 存在를 부인하고 있어 日本의 경우와는 대조적이다.

株式賣買와 債券賣買에 있어서의 費用의 相互補完性과 그에 따른 規模의 經濟性을 분석한 <表 11>에 의하면 1984년과 1985년에는 η와 S'의 값이 각각 1과 0보다 작게 推定된 반면 1986년 이후에는 모두 그 반대로 나타나 있다. 통계적 有意性을 자세히 따져보아야 하겠지만 1988년에 증권회사의 完買債業務가 금지되고 1986년 이후 國際收支黑字에 따라 늘어난 유동성을 흡수하기 위해 通貨安定證券을 대량 발행하여 증권회사를 비롯한 금융기관에 강제인수시킴으로써 債券賣買業務가 증권사의 收益을 실현하기 위한 적극적인 전략이라기보다는 수동적으로 대응한 요인도 주식매매업무

부호가 기대한 대로 推定되지 못하였으며 *OLS* 추정결과와 有意한 차이를 보이지 않았다.

10) Murray and White(1983)와 Gilligan, Smirlook, and Marshall(1984)는 각각 캐나다와 美國의 銀行業에 대해 *TLCF*를 적용했는데 多重共線性(multi-collinearity)에도 불구하고 대부분의 係數의 부호와 有意性이 기대했던 대로 나타나 유용한 결론을 얻었다. 이렇게 볼 때 발달된 金融業에 대한 *TLCF*의 적용은 타당성이 있다고 생각된다.

와 채권매매업무간에 존재할 수 있는 비용의 보완성을 실현시키지 못한 한 요인이라고 할 수 있겠다.

우리나라의 경우 *TLCF*의 적용타당성에 대해서는 앞으로 계속 연구되어야 할 것이다. 따라서 본 연구에서는 단정적인 결론은 유보되어야 하겠지만 η는 1 보다 작은 반면 S'는 0 보다 크다는 *TLCF*의 檢定結果뿐 아니라 선진국의 金融業에 대해서는 유용성이 입증된 *TLCF*가 우리나라의 경우에는 적절하게 추정되지 못한다는 사실과 함께 規模의 經濟性 결정요인을 분석하기 위한 (3)式의 검정결과를 종합하여 日本證券業에 대한 연구결과와 비교하면 대체로 다음과 같은 잠정적인 결론을 내릴 수 있다[11]. 첫째, 우리나라에서도 日本의 경우와 마찬가지로 證券業에 있어서 대형사의 比較優位가 다소 존재한다고 볼 수 있다. 둘째, 日本의 경우 대형사의 비교우위가 勞動에 體化된 知識, 情報, 資本設備 그리고 規模와 영업적 특성에 맞추어 적절하게 운용되는 경영조직에 기반을 두고 있는 것으로 보이는 반면 우리나라의 경우 단순히 外形과 넓은 지점망에 기인한 資金力 및 顧客吸收力 그리고 引受·周旋業務의 과점 등에 바탕을 두고 있는 것이 아닌가 하는 推論을 가능케 한다. 셋째, 日本과는 달리 우리나라의 경우 증권업무 상호간 費用補完性의 存在가 입증되지 않는데 이는 우리나라 증권사가 內部經營의 效率性을 제고할 수 있는 여지가 많음을 시사한다.

11) 우리나라의 증권사는 일본증권사보다 自己賣買의 비중이 상당히 크다. 일본자료와의 보다 정확한 비교를 위해 모델 I 의 Y_1에서 自己賣買를 제외한 委託賣買만을 Y_1으로 하여 분석해 보았으나 推定係數의 부호가 기대되는 대로 나타나지 않음은 마찬가지였으며 원래 模型의 결과와 마찬가지로 η는 1 보다 작은 반면 S'은 0 보다 큰 것으로 추정되었다. 한편 업무를 委託賣買와 自己賣買로 나누어서 推定한 결과 역시 係數의 부호가 만족하게 추정되지 않았으며 대형사가 비교우위를 갖는 引受業務를 제외시킨 까닭에 η의 값이 1 보다 훨씬 큰 것으로 나타나 대형사의 規模經濟性의 원천이 引受業務에 있음을 재확인시켰다.

V. 要約 및 結論

本 硏究에서는 우리나라 증권업에 있어서 규모에 따른 成果指數와 規模의 經濟性 및 그 결정요인 그리고 範圍의 經濟性에 대한 實證分析을 시도한 다음 그 결과를 日本의 경우와 比較하였다. 증권을 포함한 금융부문이 국민경제에서 차지하는 비중이 최근 크게 증대되었을 뿐 아니라 전반적으로 規制가 緩和되고 國際化되는 추세에 있어 증권업의 長期發展方向이 시급히 정립되어야 할 필요가 있는데 여기서는 경쟁과 효율의 면에서 우리나라 證券産業의 현황을 평가하고 발전방향에 대한 시사점을 찾고자 하였다.

최근 證券化의 경향에 따라 證券市場을 통한 資金調達의 比率이 증대되고 있으며 證券의 형태로 보유한 家計의 金融資産比重도 늘어나고 있어 證市의 효율성이 더욱 강조되고 있다. 한편 資本市場 開放化와 세계화의 추세에 대응하여 국제경쟁력을 제고시켜 國內市場의 空洞化를 방지하고 세계시장에 진출하기 위한 전략으로서 英國과 프랑스에서는 大改革을 통해 證券會社의 자본금 증대를 꾀하고 있다. 우리나라에서도 證市活況을 이용해 증권

사의 增資가 활발하게 일어나고 있는데 이는 기관투자가로서의 기능확충을 통해 證市의 안정성을 도모하고 資本市場開放에 대비하여 국제경제력을 확보하려는 당국의 정책과 무관하지 않으리라 생각된다.

規模의 增大가 효율성향상을 통해 경쟁력을 제고시키느냐의 문제는 證券業에 있어서 規模의 經濟가 시현되느냐의 문제로 파악될 수 있다. 또한 規模增大는 業務多邊化를 가능케 하므로 範圍의 經濟性은 規模의 經濟性을 가져오는 주요한 근거가 된다. 그런데 規模와 範圍의 經濟性을 이론적으로 합당하게 평가하기 위해서는 해당 산업이 성숙기에 접어들어 각 기업이 資本, 勞動, 技術 등 可用資源을 충분히 效率的으로 활용하고 있다는 전제가 필요하다. 우리나라의 證券産業은 현재 급속히 성장하는 추세에 있어 현재의 營業收支를 위한 投資뿐 아니라 미래의 성장가능성에 대비한 投資가 활발히 이루어지고 있어 規模와 範圍의 經濟性을 통해 평가하려는 정태적 효율성의 개념과 현재의 證券産業이 추구해야 할 동태적 효율성의 개념은 반드시 일치한다고 말하기 어렵다. 예를 들면 1989년 8월 현재 우리나라의 證券會社 중 비교적 대형에 속하는 11개 회사가 뉴욕, 런던, 동경, 홍콩, 취리히 등에 총 36개의 사무소를 설치 운영하고 있는데 현재로서는 이들 사무소가 營業을 할 수 없어 收入을 제고시킴이 없이 費用만 발생시키고 있는 실정이라 정태적 의미에서의 효율성에는 배치된다. 향후 國際業務에 대비하여 해외시장 정보수집에 주목적을 두고 있는 이들의 활동은 장기적으로 보아 동태적 의미에서의 효율성과는 부합된다고도 볼 수 있음에도 불구하고 財務諸表上의 數値에 의존한 實證分析의 결과를 훼손시키게 되는 것이다.

현재 우리나라의 證券産業은 안정성 확보를 목적으로 한 각종 規制를 받고 있어서 營業方式, 新商品開發, 價格競爭 등을 통한 효율성 추구에 제한이 있어 왔고 특히 通貨政策目標와 관련해서 債券業務가 상업성을 벗어날 수 밖에 없었던 사례가 더러 있어 規模와 範圍의 經濟性을 최고도로 달성하지 못한 경우 그 책임이 전적으로 증권사에 귀속된다고 결론내리기 어려운 한계가 있다.

本 硏究에서는 限界生産性 또는 限界費用에 입각한 回歸分析과 並行하여 平均의 개념에 입각한 成果指數를 증권사의 규모별로 비교하였다. 앞서 언급한 여러가지 문제점을 고려할 때 단정적인 결론은 유보될 수밖에 없겠지만 日本의 경우와 비교하여 效率面에서 평가한 우리나라 증권산업의 현황을 간략히 요약하면 다음과 같다.

日本의 경우에는 증권업에 있어서 規模의 經濟性이 현저하게 나타나고 있다. 우리나라의 경우에도 대형사의 比較優位가 존재하기는 하지만 內的效率性에 입각한 전통적 의미에서의 規模의 經濟性은 뚜렷이 시현하지 못하는 것으로 보인다. 日本의 경우에는 임직원의 勞動生産性이나 지점의 營業成果가 規模에 따라 增加하는 것으로 나타나고 있어 대형사일수록 硏究開發 및 電算化 등에의 투자를 활발히 하여 그 성과를 향유하고 있는 것으로 보이는 반면 우리나라의 대형사는 아직 그 단계에 진입하지 못하여 有價證券引受·周旋業務 등 대형사에게 절대적으로 유리한 부문에서만 뚜렷한 비교우위를 가질 뿐 情報分析, 販賣網, 多樣한 業務 取扱에 따른 費用補完性 등의 측면에서는 개선의 여지가 많은 것으로 보인다.

증권업이 본 궤도에 오른 日本에서 規模의 經濟가 현저한 것을 보아 우리나라도 內部經營의 效率化나 規制의 緩和 등을 통해 진정한 의미에서의 規模의 經濟를 실현할 수 있는 가능성이 있으며 이 경우 大型化의 경제적 타당성이 인정될 수 있을 것이다.

우리나라의 證券業은 현재 빠른 속도로 성장하는 추세에 있으며 앞으로 海外證券業務를 포함하여 業務領域이 조정될 전망이므로 效率的인 營業規模와 조직을 단기적으로 시의적절하게 조정하기가 쉽지는 않겠지만 證券業에 있어서 規模의 經濟가 존재한다 하더라도 단순히 외형적 대형화를 추구하는 것만으로 충분하지 않으며 각 規模에 맞는 經營合理化와 知識 및 情報의 축적을 통한 임직원의 능률향상이 부단히 요구된다. 이를 위해서는 證券產業內의 競爭을 통한 效率性 提高가 주요과제라 하겠다.

이와 같은 잠정적 결론에도 불구하고 증권업에 있어서 일반적인 規模別 經營成果의 特性과 그와 같은 특성이 우리나라의 경우에 적용될 수 있는지에 관해서는 앞으로 집중적인 硏究가 필요하며 이를 통해 證券產業의 大型化 또는 競爭誘導 등에 관한 政策方案이 도출될 수 있을 것이다.

金融機關의 業務領域調整에 관한 정책결정시 각 業種의 경영효율은 반드시 참고되어야 할 사항이라고 할 수 있다. 證券業은 金融의 다른 業種에 비해 비교적 產業內 競爭이 치열하고 상업적 바탕 위에 업무가 영위되고 있으며 신문을 비롯한 언론의 계속적인 관심의 대상이 되고 있기 때문에 성과면에서 비교적 나으리라는 직관이 타당성을 지니기는 하지만 앞서 언급한 한계성에도 불구하고 본 연구의 결과를 業務領域調整에 관한 참고자료로 활용하기 위해서는 他金融業種의 경영효율에 대한 實證的 硏究가 선행되어야 할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

李永琪 外, 『證券產業發展을 위한 硏究』, 韓國開發硏究院, 1990.

證券監督院, 『證券調査月報』, 1990年 1月號.

韓國證券去來所, 『證券統計年報』, 1984～88.

各證券會社, 『年次報告書』, 1984～88.

日本大藏省, 『大藏省證券局年報』, 1989.

首藤惠, 「證券業の產業組織の分析」, 計測室テクニカル・バーバー, 日本證券經濟硏究所, 1979. 9.

首藤惠, 「證券業の競爭とエコノミーズ・オブ・スコープ」, 計測室經濟分析シリーズコ, 證券資料 No.90, 日本證券經濟硏究所, 1986. 5.

粕谷宗久, 「Economies of Scope の理論と銀行業への適用」, 『金融硏究』, 第5卷 第3號, 日本銀行金融硏究所, 1986. 7.

Gilligan, T., M. Smirlook, and W. Marshall, "Scale and Scope Economies in the Multi-Product Banking Firm", *Journal of Monetary Economics*, Vol.13, 1984, pp. 393～405.

Murray, J.D. and R.W. White, "Economies of

Scale and Economies of Scope in Multi-product Financial Institutions : A Study of British Columbia Credit Unions", *Journal of Finance*, Vol.38, No.3, 1983, pp. 887～902.

Panzar, J.C. and R.P. Willig, "Economies of Scale in Multi-output Production", *Quarterly Journal of Economics*, Vol.91, 1977, pp. 481～493.

巨視經濟變數가 外國人 直接投資에 미치는 影響

-換率關聯變數들을 中心으로-

兪 正 鎬

外國人 直接投資의 중요성이 國內·外에서 커지고 있음과 함께 그 投資本國과 對象國이 어떻게 決定되느냐에 대한 學界의 關心이 새로워지고 있다. 本 論文은, 投資本國-對象國의 決定問題에 관해, 이를 生産要素의 國家間移動으로 파악하려는 종래의 國際經濟學, 企業의 無形資産에서 그 중요한 이유를 찾으려는 産業組織論, 相異한 通貨圈이 주는 投資上의 優位·劣位를 重視하는 國際金融論 등 諸 接近方法들이 示唆하는 바를 살펴보고, 換率水準 및 그 豫想變化率 등이 外國人 直接投資에 미치는 영향도 再考하였다. 實證分析에서는 世界의 對美直接投資의 年度別 時系列資料를 사용하여 GNP, 換率水準, 豫想換率變化 및 換「리스크 프리미엄」등 巨視經濟變數들의 영향을 推定하여 보았으며, 대체로 有意度가 높고 先驗的으로 기대하는 바와 같은 영향이 있다는 결과를 얻었다.

I. 序

우리 經濟가 成長함에 따라 外國人 直接投資의 流出과 流入이 점차 중요한 관심사항으로 부각되고 있다. 1980년대초까지만 해도 外國人 直接投資에 대한 우리의 관심은 外貨不足을 메우는 한 수단이나 또는 先進技術을 導入하는 方法의 하나에 머물렀고, 外國人 直接投資에 대한 연구도 그 經濟的 效果가 주관심사였다. 그러나, 우리나라와 先進國 사이에 통상마찰이 잦아지고 우리 수출에 대한 量的인 輸入制限 혹은 自律規制 등의 조치가 취해짐에 따라, 이를 우회하는 방법으로 外國人 直接投資의 流出도 늘어나고 있으며, 다른 한편으로는 우리나라의 市場規模가 커지고 政府가 관련 規制를 완화함에 따라 外國人 直接投資의 流入도 增加하고 있다.

筆者: 本院 先任硏究委員

* 좋은 論評으로 큰 도움을 준 李元暎·李弘求 박사께 감사드리고, 硏究의 始發點에서 資料蒐集에 도움을 준 姜聲潤 主任硏究員과 資料蒐集 및 計算에 도움을 준 洪聖薰 主任硏究員께도 감사드린다.

나라 밖에서 일어나고 있는 일에서도 外國人 直接投資의 重要性이 증대하고 있음을 읽을 수 있다. 周知하는 바와 같이, 美國의 經常收支의 惡化는 美國의 문제로 끝나는 것이 아니라 主要交易國 사이에 통상마찰을 심화시킴으로써 세계교역체제를 硬直化시킴은 물론 國際金融市場의 가장 큰 불안요인으로 작용하고 있으며, 우리 경제에도 직접·간접으로 큰 영향을 미쳐서, 1980년대 中盤 경상수지의 급속한 改善, 外債의 縮小 및 高度의 經濟成長, 韓美間 通商摩擦의 심화, 그리고 1980년대말의 급속한 景氣冷却 등 우리 경제의 큰 흐름을 결정하는 가장 중요한 近·遠因이 되어 왔다. 일반적으로 經常收支의 不均衡은 商品輸出入의 不均衡에 緣由하는 문제로 이해되고 있으나, 逆으로 資產의 對外去來의 不均衡 때문에 일어나는 문제로 볼 수도 있는 것이다. 즉, 商品과 用役의 輸出入을 經常收支 變化의 原因行爲로 보고 資本計定의 去來를 附隨하는 行爲로 볼 수도 있겠으나, 반대로 資本去來를 原因行爲로 보고 商品·用役의 輸出入을 附隨行爲로 볼 수도 있는 것이다. 後者의 見解는 1970년대 이후 國際金融市場의 資本去來 規模가 폭발적으로 增大하고 있기 때문에 더욱 說得力이 높아지고 있다. 따라서, 世界的인 經濟不均衡의 原因이 되고 있는 美經常收支 赤字의 문제를 資本去來의 側面에서 관찰하지 않고서는 그 실체를 제대로 파악하기가 어렵다.

한편 外國人 直接投資에 관한 學界의 관심도 經濟與件의 변화에 따라 그 초점이 바뀌어 왔다. 종래에는 外國人 直接投資의 流出이 어느 產業에서 많이 일어나고 있으며 그 이유는 무엇인가, 商品輸出入과는 代替關係에 있는가 혹은 增進시키는 效果가 있는가 그리고 投資對象國과 投資本國에 미치는 經濟的 效果는 무엇인가 등이 주로 연구의 대상이었고, 왜 어느 나라가 投資本國이 되고 投資對象國이 되느냐 하는 外國人 直接投資의 국가패턴의 決定要因에 관해서는 큰 관심이 없었던 것으로 보인다. 이것은 아마도 投資本國은 으레히 經濟大國이며, 따라서 美國이 投資本國이라는 것은 당연한 것이라는 생각 때문이었던 것으로 보인다. 그러나, 위에서 언급한 바와 같이 美國이 純債務國이 되고 對美 外國人直接投資가 급속히 增大됨에 따라 국가패턴의 決定要因에 대한 관심도 높아지고 있다.

外國人 直接投資가 國內·外에서 重要性이 커지고 있고 그에 대한 學界의 關心도 새로운 局面을 맞고 있음에 비추어, 本 論文은 外國人 直接投資의 微視經濟的 側面보다는 巨視經濟的 側面에 초점을 맞추어 그 決定要因을 살펴보고 實證分析에 있어서는 美國에 대한 世界의 外國人 直接投資를 分析對象으로 삼고자 한다. Ⅱ章에서는 外國人 直接投資에 관한 理論을 위에서 언급한 視角으로 다시 살펴본 다음 整理하여 보았고, Ⅲ章에서는 換率이 外國人 直接投資에 미치는 영향을 좀더 자세히 들여다 보았으며, Ⅳ章에서는 Ⅱ·Ⅲ章의 論議를 근거로 統計的 分析을 위해 사용한 回歸模型과 資料 그리고 本 論文의 推定結果를 설명·보고하고, Ⅴ章에서는 他硏究와 比較·報告함으로써 結論을 맺는다.

Ⅱ. 外國人 直接投資와 多國籍企業

外國人 直接投資를 보는 관점은 크게 두가지로 구분할 수 있다. 하나는 그것을 國家 사이에 資本이 流入·流出하는 현상의 일부분으로 보는 것이고, 두번째는 投資의 主體를 고려해서 多國籍企業의 生成 혹은 그 擴張으로 보는 것이다. 종래 국제경제학은 前者의 觀點에서 外國人 直接投資를 하나의 生産要素로서의 資本이 그 實質收益率이 낮은 나라에서 높은 나라로 移動하는 것으로 說明하여 왔다. 資本의 實質收益率이나 限界生産性은 상대적으로 資本이 풍부한 나라에서 낮으므로 이 說明에 의하면 資本이 풍부한 나라로부터 不足한 나라로 外國人 投資는 흘러들어간다는 것이다.

이러한 接近方法은 國家들 사이에는 資本의 收益率에 차이가 있음을 인정하나, 한 國家內에서는 企業과 企業 사이는 물론이고 産業과 産業 사이에도 資本의 收益率이 다를 수 있음을 인정하지 않는다. 두 나라 사이에는 資本賦存의 차이 때문에 資本收益率에 차이가 생기게 되지만, 주어진 국가 안에서는 完全競爭이 資本收益率의 企業間·産業間 차이를 모두 제거한다고 보는 것이다. 두 國家 사이에 일어나는 去來의 原因을 國家次元의 經濟的特性(資本收益率)의 차이에서 발견하고자 하는 것이다.

두번째의 觀點은 産業組織論에 입각한 것으로 첫번째의 것과는 매우 뚜렷한 대조를 보인다. 즉, 어느 두 國家 사이에 經濟的 特性의 차이가 있는지 與否에 상관없이, 外國人 直接投資를 어느 企業이 그 經營權의 支配에 속하거나 영향력을 미칠 수 있는 子會社를 外國에 두는 행위로 보는 것이다. 한 企業이 經營을 外國으로 伸張하는 것은 물론 그외의 方法으로 얻을 수 있는 것보다 더 큰 利潤을 추구하기 때문이며, 이를 全經濟的 次元의 일이라기보다는 1次的으로 企業次元의 일로 보는 것은 매우 妥當하다 하겠다. 外國人 直接投資라는 현상에 대한 接近方法에 있어 이같이 産業組織論에 입각한 "發想의 轉換"이 있었던 데에는 Hymer의 공헌이 컸던 것으로 알려져 있다[1].

어느 企業이 直接投資를 통하여 經營을 外國으로 伸張시킴으로써 더욱 큰 利潤을 얻을 수 있다는 것은 敷衍說明이 필요하다. 그것은 우선 企業이 어떤 資産을--보통의 경우 無形의 資産을--소유하고 있는데, 이를 分割하여 파는 것이 불가능하거나 혹은 가능하더라도 分割하기를 원하지 않는다는 것을 의미한다. 그것은 物質特許 혹은 製法特許와 같이 生産過程에 관한 技術이나 노하우일 수도 있고, 登錄商標일 수도 있다. 여하튼 그것은 다른 점에 있어서는 與件이 같은 他企業에 비해 企業의 收入을 높여주거나 費用을 節減시켜 企業의 利潤을 높여주는 效果를 갖는 것이다. 이같은 無形資産을 소유하는 企業이 外國人 直接投資를 함으로써 多國籍企業이 된다는 것은, 本國에서 商品을 製造하여 外國市場에 供給하는 方法을 택하지도 않고, 使用免許 혹은 賃貸를 통하여 外國企業으로

1) Stephen H. Hymer(1960).

하여금 그 資産을 사용하도록 하는 方法을 택하지도 않았다는 것을 의미한다. 즉, 市場을 통해서 할 수도 있는 去來를 外國人 直接投資라는 方法을 통해서 같은 經營權의 支配에 속하도록 社內去來化(internalize)하였다는 것을 뜻한다.

Caves에 의하면, 企業이 이와 같이 市場去來보다는 社內去來를 택하게 되는 이유는 企業의 收益을 높여주는 資産이 市場去來에 적합하지 않은 몇가지 취약점을 가지고 있기 때문이다[2]. 그 첫째는 公共財的인 性格이다. 上述한 無形資産은 그것을 사용한다 해서 줄어들지 않으며, 知識과 같아서 어느 企業이든 이를 알고난 후에는 그를 다시 獲得하기 위해 추가적인 費用을 支出할 필요가 없기 때문에 원래 그 無形資産을 소유하고 있던 企業의 優位는 순식간에 사라져 버린다. 또한 그 資産의 성질상 使用免許나 賃貸를 통하여 地代(rent)를 받는 것도 매우 어렵다. 그 이유는 使用者가 그 資産의 價値를 충분히 알기 위해서는 그 資産의 內容을 완전히 알아야 되는데, 使用免許나 賃貸의 계약을 체결하기 이전에 그것을 모두 알려 준다면, 그때에는 이미 계약을 통해 使用料를 지불할 필요가 없어지기 때문이다. 따라서 市場去來보다는 社內去來를 선호하게 된다. 뿐만 아니라, 그 資産을 生産에 적용한 結果로 얻게 되는 收益의 增加 혹은 商品質의 向上 등을 정확히 측정할 수 없는 경우가 대부분이므로 市場去來를 통하여 無形資産이 줄 수 있는 地代를 使用者가 事前에 모두 파악하기도 어렵고, 所有하는 企業이 地代를 모두 얻어내는 것도 매우 어렵다는 것이다.

따라서 이와 같은 特性의 無形資産을 所有하고 있는 企業은 海外市場으로 진출하는 방법에 있어 經營權을 연장할 수 있는 外國人直接投資의 方法을 택할 誘因이 많다는 것이다.

이와 같은 産業組織論的인 접근방법은 完全競爭을 가정하는 종래의 國際經濟學的인 접근방법과 그 출발점에서부터 큰 차이가 있는 것이 사실이나, 國家間에 존재하는 어떠한 特性의 차이도 인정하지 않고서 外國人直接投資를 論하기는 어려운 일이다. 가령, 每期마다 I라는 所得을 끝없이 創出하는 所得源이 있다면 競爭的 市場金利가 r일 때 이 所得源의 現在價値 C는 다음과 같이 表示할 수 있다.

$$C = \frac{I}{r} \quad \cdots\cdots (1)$$

아주 單純化시켜서 말하자면, 外國에 直接投資를 한 것이 I의 利潤을 每期 가져온다면 그 投資를 할 것이냐 與否의 決定은 C가 그 所要投資額보다 크냐 작으냐에 달려 있다. 이와 같은 틀을 提示하고서 Kindleberger (1987)는 국제경제학이 경쟁적으로 결정되는 r이 국가간에 差異가 있다는 데에서 外國人直接投資의 이유를 발견하려는 데 비해, Hymer(1960)의 공헌은 I의 크기를 外國人直接投資의 動機로 본 데에 있다고 지적하고 있다[3]. 그러나 윗式이 克明히 보여 주듯이 C가 所要投資額보다 크냐 작으냐 하는 것은 I와 r이 함께 決定하는 것이지, I나 r 중 어느 하나가 獨立的으로 決定할 수 있는 것이 아니다.

2) Richard E. Caves(1982), p. 5.
3) Charles P. Kindleberger(1987), P. 25.

外國人 直接投資를 第1次的으로 企業次元의 일로 보는 것은 産業組織論的 接近方法의 큰 공헌이겠으나, 이 接近方法은 어느 나라가 投資本國(home country 혹은 source country)이 되고 어느 나라가 投資對象國(host country)이 되느냐 하는 국가패턴에 대해서는 별 言及이 없다는 것이 未洽한 點이라 하겠다. 물론, 이에 관하여 外國人 直接投資의 국가패턴은 별다른 決定要因이 있는 것이 아니라 無作爲的으로 決定된다는 입장을 취할 수도 있다. 바꾸어 말해, 어느 企業이든 上述한 바와 같은 無形資産을 所有하고 있고 그로부터 最大限의 地代를 얻고자 한다면, 그 企業이 속해 있는 나라가 投資本國이 되는 것이다라는 입장을 취할 수도 있다. 즉 無形資産의 分布가 外國人 直接投資本國의 分布를 決定한다고 보는 것이다.

잘 알려져 있는 Vernon(1966)의 製品週期說은 企業의 無形資産의 國際分布에 관해 하나의 假說을 제공하는 것으로 볼 수 있다. 製品週期說의 간략한 줄거리는, 새로운 製品이 어느 先進國에서 출현하여 商品으로서의 諸 特性이 정착하는 동안의 초기에는 生産과 消費가 선진국에 국한되어 있다가 성숙기에는 그 先進國의 生産量이 增大함과 함께 他先進國 및 開途國으로 수출되고, 시간이 지남에 따라 他先進國에서도 製品의 生産이 본격화하며, 마지막으로 製品의 標準化期에는 開途國에서도 生産이 시작되고 드디어는 先進國으로 수출하게 된다는 것이다. 그런데 新製品이란 것이 賃金上昇에 대응한 勞動節約型(生産과 消費의 양 측면에서), 所得上昇에 따른 高品質 내지 奢侈品, 科學技術의 進步가 반영되는 尖端技術製品 등이 대부분인데 賃金 및 所得上昇과 科學發展의 「프런티어」가 先進工業國이므로 신제품의 대부분이 선진국에서 출현하게 된다. 또한 어느 製品의 生産에 관해 企業이 無形의 資産을 가지게 된다면, 그것은 製品週期 가운데 그 商品으로서의 特性과 生産方法이 定着되거나 標準化되기 전 初期段階에서의 일일 것이므로, 앞서 논의한 無形의 資産을 所有하는 企業은 자연히 선진국에 많이 있게 될 것이다.

製品週期說과 하나의 팀을 이룰 때, 外國人 直接投資에 관한 産業組織論的 接近方法은 投資企業의 特性에 관한 假說을 제공할 뿐 아니라 投資本國의 特性에 대해서도 假說을 제공하고 있다 하겠으나, 外國人投資의 국가패턴에 관해서 아직도 이 假說이 未洽한 상태에 있음을 지적하지 않을 수 없다. 製品週期說이 投資本國에 관해 말해 줄 수 있는 것은 대체로 先進國에 많이 分布되어 있을 것이라는 데 그치는데, 外國人 直接投資는 대부분이 先進國 相互間에 이루어지고 있으므로 그것만 가지고는 어느 나라가 投資本國이 되고 어느 나라가 投資對象國이 되느냐 하는 外國人投資의 국가패턴에 대해 실질적인 假說을 제공하지는 못하는 것이다.

Aliber는 이를 신랄히 비판하는 입장을 취하는데, 外國人 直接投資에 관해 産業組織論的 接近方法이 提供하는 假說은 왜 企業이 成長하는가 하는 질문에 대한 假說이고, 企業의 成長이 어느 나라의 國境 안에서 이루어지는가 밖에서 이루어지는가를 구분하지 않는 것이라는 점을 지적한다[4]. 실제로, 企業經營의 海外로의 伸張이 앞서 論한 無形資

4) Robert Z. Aliber(1970, 1983).

產의 有無에 달려 있고, 국가패턴에 관한 한 無作爲的일 可能性도 배제할 수 없는 일이겠으나, 1970년대 이후 急增하는 西歐 및 日本의 對美投資가 단지 이들 諸國의 企業이 美國의 企業보다 無形資產을 빨리 蓄積한 결과라고 보는 것은 무리라는 것이다. 특히 銀行業, 食品小賣체인, 호텔 등 비교적 標準化된 產業에 있어서의 對美直接投資를 그러한 결과로만 볼 수는 없다는 것이다[5].

外國人 直接投資라는 것이 어느 나라 企業의 資產을 外國企業이 所有하는 것이므로, Aliber에 의하면 문제의 초점은, 왜 이 所有權이 國內企業에 속하지 아니하고 外國企業에 속하게 되었는가 하는 것이다. 바꾸어 말하면, 어느 國內企業資產의 所有權을 外國企業이 가지고 있다 할 때 그 所有權을 둘러싼 경쟁에서 外國企業이 國內企業보다 더 유리했던 이유가 무엇인가 하는 점이다. 여기에서 문제는, 그 外國企業의 企業으로서 고유한 유리한 이유가 무엇이냐 하는 것이 아니라 그 企業이 外國企業이기 때문에 유리한 이유가 무엇이냐 하는 것이다. Aliber에 의하면, 두가지 條件이 充足될 때 外國企業은 國內企業보다 유리한 위치에 서게 된다. 첫째, 國際金融市場이 外國企業의 市場價値를 國內企業보다 높게 評價하는 것이고, 둘째로 國內에서 생긴 같은 額의 利潤을 現在價値로 資本化(capitalization)하는 데 있어 市場이 適用하는 割引率이, 그 利潤이 國內企業에 속할 때보다는 外國企業에 속할 때에 더 낮은 것이다. 이 두가지 條件下에서 國內企業資產의 所有權을 놓고 競爭할 때 外國企業이 國內企業에 비해 유리하다는 것이다.

가령 實物側面에서 동일한 英國과 美國의 두 企業이 있는데 國際金融市場이 英國企業들의 市場價値를 美國企業들의 것보다 더 높게 評價한다면, 資本의 金融費用이 英國企業에게 더 낮아지게 되는 것이고, 이 때문에 美國內資本의 所有權을 놓고 경쟁할 때 英國企業이 美國企業보다 더 높은 價格을 지불할 能力을 가지게 될 것이다. 國際金融市場이 美國보다 英國企業의 市場價値를 더 높게 評價한다는 것은, 美貨로 표시된 資產보다는 英貨로 표시된 資產을 더 選好한다는 것이고, 美貨表示 資產으로부터의 收益率(金利)이 英貨表示 資產으로부터의 收益率(金利)에 비해 달러換率의 예상변화율과 달러貨 保有에 따른 換리스크를 보상하는 프리미엄의 合만큼 더 커야 한다는 것을 의미한다.

구체적으로, r^A와 r^B를 각각 美國과 英國의 金利라 하고, e를 英파운드貨로 표시한 美달러貨의 價格, $\hat{e}$를 e의 豫想變化率, rp를 달러保有에 따르는 「리스크 프리미엄」이라 하면, 市場均衡은

$$r^A = r^B - \hat{e} + rp \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (2)$$

일 때 成立할 것이다. 가령 rp는 正의 값을 가지고 달러貨는 下落할 것으로 豫想되어 $\hat{e}$가 負의 값을 갖는다면, $(-\hat{e} + rp)$만큼 美金利 r^A가 英金利 r^B보다 커야 均衡에 이를 것이다. 等式이 成立하지 않는 한 「포트폴리오」 投資家들은 外國貨幣로 표시된 資產을 사고 파는 것을 멈추지 않을 것이다.

여기에서, 美國企業의 資產에 대한 所有權을 놓고 경쟁할 때, 그 財源의 조달을 美國의 資本市場에서 하는 것과 英國의 資本市場

5) Robert Z. Aliber(1983), p. 255.

에서 하는 것 중 어느 것이 더 有利한가 생각해 보자. 美國의 資本市場은 r^A의 收益率을 요구할 것이며, 英國市場의 「포트폴리오」 투자가들도 마찬가지의 수익률을 요구할 것이다. 그런데, 만약 어느 英國企業이 「포트폴리오」投資家들이 요구하는 rp보다 낮은 「리스크 프리미엄」 $rp1(rp>rp1\geqq 0)$이면 족하다고 생각한다면, 그 企業은 自國市場에서 投資財源을 조달하더라도 美國企業의 資産에 대한 所有權을 취득하고자 할 것이다. 왜냐하면 그 企業은 市場이 요구하는 金利(r^A)보다 낮은 金利(혹은 收益率)로 美貨로 표시된 資産을 保有할 용의가 있으므로, 즉 美貨表示 資産으로부터 시장이 요구하는 收益率은 $r^A = r^B - \hat{e} + rp$이나 例의 英國企業 經營者에게는 $r^B - \hat{e} + rp1$ 이상이면 좋은 것이다. 이 문제를, Kindleberger의 단순한 式(1)로 돌아가서 주어진 美國資本을 所有할 때 다음期에 얻을 수 있는 利潤을 I달러라 하고 그것의 現在價値가 무엇이냐 하는 문제로 고쳐 생각해 보면, 市場이 판단하는 現在價値 $PV1$과 例의 英國企業 經營者가 판단하는 現在價値 $PV2$ 사이에는 다음과 같은 不等의 關係가 있게 된다.

$$PV1 = \frac{I}{1+r^A} = \frac{I}{1+r^B-\hat{e}+rp} < PV2$$

$$= \frac{I}{1+r^B-\hat{e}+rp1} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3)$$

따라서, 美國企業에게보다는 英國企業 經營者에게 그 美國資本의 가치가 더 큰 것이다.

이때에 英國企業의 對美投資가 실제로 이행되기 위해서는, 投資가 이행된 후 그 英國企業의 市場價値를 市場이 어떻게 評價할 것인가 하는 것이 문제가 된다. 만약 美國에서 생기는 利潤에 대해서는 企業國籍에 상관없이 美달러貨의 換「리스크 프리미엄」을 적용시켜 現在價値를 계산한다면 例의 英國企業은 例의 對美投資에 유리할 이유가 하나도 없어진다. 그에게도 資本費用은 美國企業만큼 높아지게 될 것이므로, 따라서 國內企業資本의 所有權을 둘러싼 경쟁에서 外國企業이 國內企業보다 유리한 위치에 서기 위해서는 國際金融市場이 같은 액수의 利潤이더라도 그것이 外國企業에 귀속하는 것이면 美國企業에 귀속하는 경우보다 市場價値를 더 높게 評價하는 것이 要求된다. 이는 곧 外國企業이 去來를 社內化함으로써 換리스크를 줄일 수 있음을 의미한다. 이 때문에 Aliber는 두번째의 條件을 必要로 하는 것이다. 上述한 例를 계속하자면, $PV1$과 $PV2$ 사이의 不等式이 英國企業經營者의 判斷에서 成立할 뿐 아니라 直接投資 후 國際金融市場에서도 成立해야 하는 것이다. Aliber는, 企業이 다른 貨幣圈(currency area)에 속해 있다는 사실 때문에 國際金融市場은 이와 같은 偏倚(bias)를 갖게 되는 것이라고 主張한다.

이와 같은 Aliber의 國際金融論的인 接近方法과 종래의 국제경제학의 接近 사이에는 큰 차이가 있다. 後者는 生産要素 가운데 하나인 資本의 收益率이 國家間에 차이가 있기 때문에 外國人 直接投資가 생긴다고 보고, 前者는 國際金融市場이 各國의 通貨에 매기는 「리스크 프리미엄」의 차이에서 外國人 直接投資의 한 要因을 찾는다. 그러나 完全競爭에 의해 資本收益率이 주어진 국가 내에서 企業間 그리고 産業間에 均一化된다는 것은 상상하기 어려운 일이며, 어느 주어진 産業에 있어서의 資本收益率이 국가 사이에 차이가 있기 때문에 資本이 移動한다면 그것은

式 (1)의 Kindleberger의 틀에서 볼 때 分母에 관한 일이라기보다는 分子 *I*에 관한 일로 파악해도 무방한 것이다.

이에 비해 Aliber의 국제금융론적인 接近方法은 「리스크 프리미엄」이 높은 通貨를 가지고 있는 국가는 自國內 企業의 資産의 所有權을 둘러싼 競爭에서 불리하고 따라서 外國人 直接投資의 投資對象國이 될 可能性이 높다는 것인데, 이 假說은 위에서 본 産業組織論的 接近方法을 매우 훌륭히 보완하는 것이다. 이 國際金融論的 接近方法은 어느 企業이나 産業 固有의 特性이 아니라 國家的 特性(엄밀히 말하자면 通貨圈의 特性)에서 外國人 直接投資의 要因을 찾기 때문에 産業組織論的 接近이 제공하지 못했던 外國人 直接投資의 國家패턴에 대한 假說을 제공하고 있는 것이다.

위에서 外國人 直接投資에 관한 몇 갈래의 큰 줄기로 생각되는 理論을 筆者 나름대로 整理해 보았는데 이외에도 國際貿易論에서 출발하여, 投資對象國이 가지고 있는 比較生産費的 優位를 活用하거나 貿易障壁을 뛰어넘는 方法으로 外國人 直接投資가 이용된다는 見解를 취하는 것도 外國人 直接投資에 관한 理論 가운데에 무게있는 理論이나, 筆者는 本 論文에서 文獻調査를 시도하고 있지 않기 때문에 本 論文과 밀접한 관계가 없는 것은 論議를 생략한다[6].

6) 관련된 論文들로는 T. Horst(1971, 1973), S. Hirsch(1976), 그리고 Dunning(1977) 등 참조.

Ⅲ. 換率의 影響

本章에서는 換率이 外國人 直接投資에 미치는 영향에 관해 論議하고자 하는데, 이는 1960년대까지 美國이 外國人 直接投資에 있어 投資本國으로서의 위치가 확고할 때에는 크게 重要視되지 않았으나, 1970년대 이후 對美 直接投資가 급속히 증가하고 있음에 비추어 注目하여야 할 문제이다. 비교적 최근까지 外國人 直接投資에서 어느 국가가 投資本國이고 어느 국가가 投資對象國이 되느냐 하는 것은 큰 관심거리가 아니었다. 경제학의 발전이 外國人 直接投資에 본격적인 關心을 기울이게 되었던 1960년대에는 으레히 投資本國은 美國이려니 하는 假定이 默示的으로 있었기 때문이었다.

그러나, 1970년대에 美國은 중요한 投資對象國이 되었고 1980년대에는 投資本國으로서의 위치보다는 投資對象國으로서의 위치가 더욱 중요하게 되었기 때문에 더 이상 外國人 直接投資의 國家패턴이 주어진 것으로 간주할 수 없게 되었으며 國家와 國家를 구분짓는 換率의 役割이 外國人 直接投資의 論議에서 좀더 부각될 필요가 커졌다고 하겠다.

外國人 直接投資에 미치는 換率의 영향이 어떠하냐에 대해서 잘라 말하기 어려우나, 그것은 대체로 세가지 經路를 통한다고 정리할 수 있을 것이다. 첫째는 換率의 水準이고, 둘째는 그 變化의 豫想이고, 셋째는 國際金融市場이 各國通貨에 매기는 換「리스크 프리미엄」인데, 셋째번 經路에 대해서는 前述하

였으므로 나머지 두 經路에 대해 살펴본다.

換率의 水準, 좀더 구체적으로 投資對象國 通貨價値의 높·낮이가 外國人投資에 미치는 영향에 대해, 영향이 없다고 보기도 하고 영향은 있으되 多國籍企業의 市場과 原資材·部品 등의 購入先 등 經營與件에 의해 그 영향이 같지 않다는 등 여러가지 見解가 엇갈리고 있다. 가령 英國企業이 今期에 X파운드를 美國에 直接投資하여 次期에 投資額 1.0달러當 a달러의 利潤을 얻고 이를 本國으로 送金하는 간단한 例를 상정해 보면 次期에 파운드貨로 표시한 利潤은 아래와 같을 것이다(e는 파운드貨로 표시한 美달러의 價格이고, t와 $t+1$은 今期와 次期를 표시하는 下添字).

$$(X/e_t) \cdot a \cdot e_{t+1} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots \quad (4)$$

여기에서 분명한 것은 $e_t = e_{t+1}$이라면, 즉 換率이 不變일 것이라고 예상한다면 그 水準이 높으냐 낮으냐에 상관없이 直接投資로부터 次期에 얻는 收益率 a는 不變이다. 따라서 今期에 美달러가 平價切下되어 e가 下落하고 주어진 額의 파운드貨로 取得할 수 있는 달러表示資産(X/e_t)이 더 커지더라도 그 때문에 直接投資가 더 늘지는 않는 것이다. 물론 그 이유는 美國內의 收益率 a가 e의 高低에 따라 변하지 않는다는 데 있다. 그러나,

$$a'(e) \neq 0 \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots \quad (5)$$

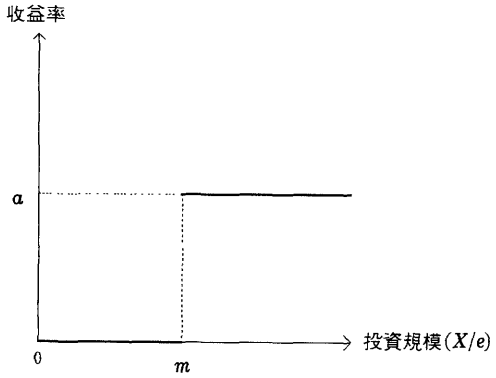
이라면 換率의 水準은 直接投資에 영향을 미치게 될 것인데, 이 영향이 어떠하냐 하는 것은 多國籍企業의 經營與件에 의해 좌우된다고 보는 見解도 있다[7].

7) Richard E. Caves(1988) 참조.

예컨대, 만약 美國內의 外國人 投資企業이 生産에 소요되는 原資材 및 部品 등을 모두 美國內에서 조달한다면, 美달러貨의 平價切下는 外國에 비해 生産費를 低下시켜 주어진 販賣量에 利潤率를 높이는 효과가 있을 뿐 아니라 美國內 혹은 海外市場에서 美國企業의 競爭力을 提高시켜 販賣를 增大시킬 수도 있을 것이다. 이 경우 달러貨의 平價切下는 美國에 대한 外國人直接投資를 增大시키는 경향을 가질 것이다. 반면에, 그 企業이 原資材·部品을 投資本國으로부터 수입하고 간단한 組立過程을 거쳐 美國內에 販賣하는 경우에는, 美달러貨의 平價切下는 原資材와 部品의 달러表示 費用을 높일 것이기 때문에 그 企業의 美國內 利潤을 떨어뜨리고 競爭力도 떨어뜨리는 효과를 갖게 될 것이다. 이때에 달러貨의 平價切下는 美國에 대한 外國人直接投資를 減少시키는 경향을 보일 것이다.

그러나, 換率水準의 高低가 收益率(a)을 變化시키는 영향력이 없다고 하더라도 外國人 直接投資에 最小限의 投資規模가 있다면 換率水準은 決定的인 영향을 미칠 것이다. 가령 아래 〔圖 1〕에서와 같이 最小限의 投資規模 m이 있어 그보다 작은 投資에 대한 收益率은 零이라 하자(圖 1에는 投資規模가 m보다 클 때 收益率이 a에 固定되어 있는 것으로 되어 있으나, 收益率이 오르거나 내리는 경우에 있어서도 아래 論議는 바뀌지 않는다). 만약 直接投資를 考慮하고 있는 英國企業의 投資財源이 X로 制限되어 있다면, 이 企業에게는 換率이 어느 水準에 있느냐 하는 것은 對美 直接投資에 決定的인 역할을 할 것이다. 즉, 주어진 時點에서 X/e가 最

[圖 1] 最小投資規模와 收益率



小投資規模에 미치지 못하여 投資할 수 없다 하더라도 e가 충분히 하락하면 X/e는 m보다 커질 수 있으며 이때에 對美直接投資는 비로소 가능해질 수 있기 때문이다.

이 例에서 중요한 假定은 投資財源의 制限이다. 만약 資本市場이 完全하여 그 市場의 均衡金利 이상의 收益率을 낼 수 있는 投資機會는 모두 財源을 調達받을 수 있다면, 여기에서 論하는 경우는 空虛한 것이 될 수밖에 없을 것이다. 단지, 〔圖 1〕에서 想定한 α라는 收益率을 資本市場이 충분히 높다고 생각할 것이냐 여부만이 문제가 될 것이다. 投資財源의 調達에 문제가 없다면 앞의 式 (4)와 관련하여 論議한 바와 같이 換率의 高低는 直接投資에 영향을 줄 수 없다. 그러나, 資本市場은 完全하지 않고 企業의 大小를 막론하고 실제로는 投資財源을 조달할 수 있는 능력에 한계가 있다면 그리고 海外直接投資에 最小의 投資規模가 存在한다면 換率水準의 高低가 直接投資에 영향을 줄 可能性을 배제할 수 없을 것이다.

여기에서 論議한 個別投資機會의 경우에는 投資對象國 換率의 變化(美 달러 價値의 下落)가 처음에는 直接投資를 誘發하지 않으나 어느 率 아래로 내려갈 때 갑자기 X/e라는 投資를 발생시킬 것이다. 따라서, 換率變化에 따른 投資가 漸增하는 것이 아니라 段階函數(step function)와 같은 行態를 보일 것이다. 그러나, 投資의 最小規模가 같지 않은 여러 投資機會가 있다고 보아도 무방한 全經濟의 경우에는 投資對象國 通貨價値의 下落이 "持續的으로" 增大하는 直接投資를 誘發한다고 하는 假說을 세워도 무방할 것이다.

最小投資規模의 存在와 資本市場의 不完全性에 緣由하는, 換率水準의 外國人 直接投資에 대한 영향이 얼마나 큰가 하는 것은 經驗的인 문제이겠으나, 換率水準의 生産費에 대한 영향을 통한 直接投資에 대한 간접적인 영향보다는 실제로 더욱 중요할 가능성이 크다. 위의 論議에서 달러貨의 平價切下는 美國內 生産費를 外國에 비해 떨어뜨려 美國企業의 競爭力을 높이는 效果가 있겠으나, 그 狀態가 영구히 지속될 것이라고 믿을 수 없는 것이라면 달러貨 平價切下의 直接投資에 대한 영향은 微微하다고 보지 않을 수 없다. 어느 多國籍企業도 換率의 一時的 變化가 의미하는 生産費의 一時的 節減效果 때문에 대규모의 海外直接投資를 실시할 것으로 믿기 어려우며, 근자와 같이 換率의 騰落이 빈번해지고 폭이 커진 상황에서는 더욱 이같은 경로가 直接投資에 큰 영향을 줄 것으로 기대하기 어렵다.

換率水準의 高低와는 별도로 換率變化의 豫想도 外國人 直接投資의 한 要因으로 論議되어야 한다. 앞의 式 (4)를 例로 하면 時點 t에서 英國企業이 $e_{t+1} > e_t$일 것으로(즉 美달

러가 平價切上할 것으로) 예상한다면, 收益率 α가 주어졌을 때 英파운드貨로 표시한 豫想收益率은 높아지고, 따라서 그 企業이 對美直接投資를 增大할 誘因이 높아질 것이다. 다른 與件을 고려하지 않는 한 이는 단순히 어느 通貨가 平價切上될 것으로 예상된다면 그 通貨로 표시된 어떤 資産이라도 切上 以前에 사두면 資本利得을 얻게 된다는 점에 緣由하는 것이다.

直接投資에는 換率에 관련되는 다른 與件이 여럿이기 때문에 환율변화의 예상이 위와 같이 단순한 효과를 갖는 데 그치리라 기대할 수 없다. Cushman은 投資對象國 通貨의 實質換率에 換리스크를 감안한 切上이 있을 것이라는 예상은 投資本國에서 조달되는 資本의 金融費用을 낮추는 것이기 때문에 直接投資를 增大시키는 효과를 가질 것이라고 전제하고, 그러나 만약 投資對象인 子會社로부터 原資材와 部品을 母會社가 수입하는 경우에는 그 平價切上이 母會社의 生産費上昇을 뜻하게 되므로, 直接投資를 增大시키는 1次的 效果가 상쇄되거나 오히려 投資가 減少될 수도 있다고 지적한다[8].

Ⅳ. 回歸模型, 資料 및 推定結果

1. 模 型

위에서 살펴본 外國人 直接投資에 관한 몇 가지 理論과 근자에 관심을 모으고 있는 換率의 영향에 관한 實證硏究 등을 고려할 때, 外國人 直接投資(*FDI*)를 決定하는 主要因들은 대체로 投資企業의 無形資産(*A*)과 投資對象國의 市場規模(*Y*), 그리고 投資對象國 通貨에 관련된 變數로서 現物換率의 水準(*E*), 豫想變化率(*EXP*)과 換리스크(*ER*) 등이라고 할 수 있겠다. 즉,

$$FDI = f(\underset{+}{A}, \underset{+}{Y}, \underset{-}{E}, \underset{+}{EXP}, \underset{+}{ER}, \ldots) \cdots\cdots \quad (6)$$

여기에 獨立變數 아래에 있는 正 혹은 負의 기호는 該當變數가 外國人直接投資에 미치는 영향의 기대되는 方向을 표시한다. 投資를 고려하고 있는 企業內에 축적된 無形資産이 클수록 直接投資의 誘因이 크다는 것은 이미 살펴본 바와 같고, 投資對象國市場의 規模에 관해서는 앞에서 論議하지 않았으나 다른 與件이 같다면 이 市場의 規模가 클수록 外國人 直接投資의 誘因이 클 것이라는 것은 굳이 詳論을 필요로 하지 않을 것이다.

現物換率의 水準(구체적으로는 外國通貨로 표시한 投資對象國 通貨의 價格)이 直接投資에 미치는 영향은, 投資企業 혹은 多國籍企業의 原資材 및 部品購入과 製品의 販賣市場 등 經營與件을 고려함이 없이는 그 方向을 論할 수 없다는 것이 최근의 일반적인 見解이다. 그러나, 이같은 論議는, 주어진 現物換率의 水準이 永久的으로 持續될 것이라고 企業들이 생각한다는 것을 전제로 하고, 그렇다면 生産費나 利潤率에 미치는 영향을 통하여 直接投資의 決定에 어떠한 영향을 미칠 것이냐 하는 推理이므로 실상 그 전제부터 매우 의문스럽다고 하겠다. 오히려 現物換率의 直接投資에 대한 영향은 앞 章에서 筆者

8) David O. Cushman(1985).

가 提起한 바와 같이 資本市場의 不完全性과 最小投資規模의 存在에 緣由할 가능성이 높다. 이 경우 現物換率의 高低는 直接投資와 負의 關係를 갖는다. 豫想換率變化는 앞 章에서 論議한 바와 같이 投資對象國 通貨의 豫想切上幅이 클수록 直接投資를 促進하는 효과가 있을 것이고, 또 同 通貨의 換리스크의 크기도 直接投資와 正의 關係를 가질 것이란 것도 Ⅱ章에서 이미 論議한 바와 같다.

2. 資 料

本 論文에서는 外國人 直接投資에 대해 上述한 模型을 美國에 대한 세계의 直接投資에 적용하여 통계적 검증을 시도해 보고자 한다. 아래에서 부연설명하겠으나, 사용한 資料는 美國의 全産業에 대한 外國人 直接投資와 그 變化를 설명하기 위한 巨視經濟變數들인데, 1971~88기간의 年度別 時系列資料이다.

가. 從屬變數

美國 商務部의 Bureau of Economic Analysis는 外國人 直接投資를 다음과 같이 定義한다. 우선 外國人投資企業(U.S. affiliates of foreign parents)이란 어느 한 外國人(自然人 혹은 法人)이 그 持分을 10%(1974년까지 쓰인 定義에 의하면 25%) 이상 소유하고 있는 美國內 企業을 가리키는 것이고, 이러한 外國人의 投資를 直接投資라 定義한다[9]. 所有持分이 10% 이상일 때는 外國人이 그 企業에 대해 事業上 永久的인 關心을 가지고 있고 經營에 지대한 영향을 미친다고 보는 것이다. 所有持分이 10% 미만일 경우의 外國人 投資는 直接投資가 아니라 「포트폴리오」 投資로 분류된다[10].

對美 外國人投資의 規模는 주로 두가지 종류의 통계로 알아볼 수 있다. 첫째는, 直接投資額이나 그 殘額인데 이는 美國의 國際收支 統計의 일부로 발표된다. 前者는 「플로우」이고 後者는 「스톡」이지만, 換率의 變化 혹은 餘他 이유의 資産再評價 때문에 두 年度 사이의 投資殘額의 차이가 그동안의 外國人 投資額과 일치하지는 않는다. 다른 한 종류의 통계는, 外國人 投資企業의 資産인데, 이것은 外國人 投資企業의 營業活動에 대해 매년 실시되는 「서베이」에서 수집되는 것으로 다른 經營統計와 함께 발표된다. 이것은 각종 經營統計에 연계하여 볼 수 있는 分析資料로 중요한 것이라 하겠으나, 一貫性 있는 資料가 1977년 이후에만 可用하다는 短點이 있다. 本稿에서는 直接投資額을 硏究對象으로 삼았는데, 아래에 보고할 回歸方程式 推定에서는 이를 GNP디플레이터를 사용하여 不變價格基準으로 바꾸어 놓은 것을 從屬變數로 썼다.

나. 獨立變數

위에서 論議한 外國人 直接投資의 主要 決

9) Department of Commerce, BEA(1983).

10) 外國人 直接投資로 간주되는 持分所有의 下限線을 25%로부터 10%로 낮춤으로 해서 1974년에 對美 直接投資가 5% 增加한 것처럼 보이게 하는 효과가 있는 것으로 추정된다(*Foreign Direct Investment in the U.S., 1950~79*, 1984, p.v.). 이것은 바꾸어 말하면 美國內 外國人 投資企業 거의 대부분이 外國人의 所有持分이 25% 이상이라는 것인데, 外國人 投資企業들의 資本金의 合計를 外國人投資殘額과 비교해 보면 兩者 사이에 큰 차이가 없어 대부분의 外國人 投資企業들은 外國人(캐나다의 경우를 제외하면)에 의해 거의 100%「컨트롤」되는 것으로 보인다(資本金에 관한 資料는 Department of Commerce, BEA, *Foreign Direct Investment, Operations of U.S. Affiliates*, 各號, 그리고 投資殘額은 이 脚註의 前揭書 참조).

定要因 가운데 企業의 無形資産은 아래 回歸方程式의 推定에 있어 獨立變數 가운데 포함시키지 않았다. 그 가장 큰 이유는 그 要因이 원래 全經濟次元의 變數가 아니라 企業次元의 變數이므로 美國 全産業에 대한 外國人直接投資에 적용하는 데는 어려움이 있기 때문이었다. 이를 獨立變數로 포함시키기 위해서는, 적어도 對美直接投資의 主要投資本國들에 관해서는 그들 나라의 全産業에 蓄積되는 無形資産의 測定値를 구할 수 있어야 하는데 마땅한 統計値가 없는 형편이다. GNP를 생각해 볼 수 있겠으나 無形資産의 蓄積은 長期的이고 安定的일 것이라고 일단 상식적으로 생각한다면, 이에 비해 GNP는 年年의 變動幅이 매우 클 것이고 代表性은 매우 낮을 것으로 예상되어 不適合하다고 하겠다.

回歸方程式의 推定에 포함된 첫번째의 獨立變數는 美國의 實質GNP인데, 이는 投資對象國으로서 美國의 市場規模(*Y*)를 대표한다. GNP는 한 나라의 市場規模를 대표하는 데 있어 무난한 變數라 하겠다. 다음으로, 換率水準(*E*)을 나타내는 變數로서 IMF가 계산하는 美달러貨의 MERM實效換率(Multilateral Exchange Rate Model Effective Exchange Rate)을 사용하였다[11]. 換率變化의 豫想(*EXP*)은 정확한 豫想과 回歸的 豫想 등 두가지 假定을 사용하여 보았는데 前者는 다음 期의 換率을 今期에 정확히 豫見한다고 가정한 것이고, 後者는 換率이 次期에는 今期의 水準으로부터 前期 水準의 方向으로 되돌아 갈 것이라 예상하는 것인데, 本 論文에서는 回歸的 豫想 아래서 예상하는 次期의 換率은 今期의 것과 前期의 것의 단순평균과 같다고 보았다. 여기에서 사용한 每期의 換率은 앞에서 言及한 MERM實效換率이었다.

換率과 관련된 또 하나의 獨立變數는 換리스크(*ER*)를 대표하는 것으로, 經濟主體들이 認識하는 換리스크가 換率의 變動이 클수록 높다고 假定하고, 變動의 測定値로서 MERM實效換率의 變動係數(coefficient of variation)를 계산하여 이를 百分比로 표시한 것을 獨立變數(*CVE*)로 삼았다. 每月의 MERM實效換率의 標準偏差를 구하되 年平均과의 差異에 기초한 것이 아니라 6個月 移動平均과의 差異에 기초하였고 여기서 얻어진 標準偏差를 다시 年平均으로 나누어 *CVE*를 구하였다.

마지막으로, 石油波動「더미」(dummy)變數를 獨立變數에 포함시켰는데, 이 變數는 1974년과 1980년에는 1.0의 값을 갖고 나머지 해에는 모두 零의 값을 갖고 있다. 1.0의 값을 갖는 두 해의 직전에 國際原油값이 暴騰하였고 이에 따른 경기침체와 國際金融市場의 不安高潮 때문에 對美投資가 그 종류에 관계없이 일반적으로 증가하는 경향을 보였던 것으로 알려져 있다. 이는, 美國이 격동하는 金融市場으로부터 "安全한 避身處"(safe haven)를 제공하였다는 假說인데, 石油波動「더미」變數는 이 假說을 反映하는 것이다.

11) 美달러貨의 MERM 實效換率은 他國화폐(파운드貨, DM貨, 엔貨 등등)로 표시한 美달러貨의 價格의 加重平均을 指數化한 것인데, 이때에 各 貨幣의 加重値는 그 貨幣로 표시한 달러價格의 變化가 美國의 貿易收支에 미치는 영향으로서 IMF의 Multilateral Exchange Rate Model에서 계산되는 것이다. 이 模型에 포함되어 있는 국가들은 先進 18개국 그리고 石油輸出國들과 餘他世界의 2개 國家群인데, 좀더 자세한 설명은 Artus and Rhomberg(1973), Rhomberg(1976), Artus and McGuirk(1981)에서 볼 수 있으며, 資料는 *IFS* 各號에서 얻을 수 있다.

3. 推定結果

上述한 理論的 模型은 아직 완전히 具體化되지 않은 것이어서, 실제로 推定하는 데에는 몇가지 다른 類型의 推定方程式을 試圖해 보았다. 첫째 類型은 주어진 年度에 美國으로 流入된 外國人直接投資(플로우概念)를 從屬變數(*FDIF*)로 삼은 것인데, 推定結果는 아래와 같다.

$$FDIF = \underset{(-3.59)^{**}}{-62,494.6} + \underset{(8.00)^{**}}{37.0\ Y} \underset{(-2.33)^{*}}{-227.3\ E} + \underset{(2.26)^{*}}{351.5\ EXP1} + \underset{(1.56)}{1,805.5\ CVE} + \underset{(2.54)^{*}}{7,145.9\ D} \quad \cdots(7)$$

$$D.W = 2.30 \quad \bar{R}^2 = 0.918 \quad \hat{\rho} = 0.32$$

$$FDIF = \underset{(-0.55)}{-48,767.3} + \underset{(7.46)^{**}}{36.4\ Y} \underset{(-3.00)^{*}}{-340.4\ E} \underset{(-0.78)}{-266.1\ EXP2} + \underset{(1.66)}{2,316.7\ CVE} + \underset{(1.98)^{+}}{7,173.4\ D} \quad \cdots(8)$$

$$D.W = 2.26 \quad \bar{R}^2 = 0.882 \quad \hat{\rho} = 0.18$$

여기에서 Y는 美國의 實質GNP인데, *FDIF*와 *Y* 모두 1980년 不變價格으로 잰 것이다(換價에는 美GNP의 潛在디플레이터를 사용하였음). *E*는 美달러貨의 MERM實效換率指數이고, *EXP*1과 *EXP*2는 豫想換率變化인데, 이 둘은 요컨대, $\{E_{t+1}\}$을 今期에 豫想하는 次期의 換率이라 할 때 今期 換率로부터의 增加率, 즉 $(\{E_{t+1}\} - E_t)/E_t$를 百分比로 표시한 것으로 *EXP*1은 정확한 換率豫想의 假定 아래 $\{E_{t+1}\} = E_{t+1}$로 놓고 계산한 것이고, *EXP*2는 回歸的 換率豫想의 假定 아래 $\{E_{t+1}\} = (E_t + E_{t-1})/2.0$로 놓고 계산한 것이다.

위에 보고하는 두 推定方程式 가운데 먼저 것은 *EXP*1을, 나중 것은 *EXP*2를 썼다. *CVE*는 앞 章에서 설명한 방식으로 계산한 美달러貨의 變動係數인데 달러貨의 換리스크를 대표하는 獨立變數이다.

위에 보고하는 推定方程式은, 첫번 試圖에서 *D.W* 統計値가 낮게 나타났으므로 正의 1次時系列相關(first order serial correlation)이 있을 可能性을 배제할 수 없었으므로 Cochrane-Orcutt方法을 사용하여 再推定한 것이다. Hildreth-Lu方法도 같은 結果를 나타내 보였다.

獨立變數들 가운데에서 回歸係數의 統計的 有意度가 가장 높게 추정된 것은 投資對象國의 市場規模를 나타내는 *Y*였다. 美國은 單一市場으로 세계에서 가장 규모가 크기 때문에 對美 直接投資는 第1次로 美國市場을 겨냥할 것이고 第三國으로의 진출은 第2次 혹은 第3次의 目的일 것으로 짐작할 수 있으며, 따라서 *Y*의 係數가 가장 有意度가 높았다는 것은 아주 당연한 결과로 받아들여도 좋을 것이다. 다음으로, 換率水準은 直接投資에 負의 영향을 미치는 것으로 推定되었으며 係數의 統計的 有意度도 5% 水準으로 높게 나타났다. 즉 他國貨幣로 표시한 美달러貨 가격이 높아질수록 對美 直接投資는 작아진다는 것인데, 이는 일단 本 論文이 주장한 假說 즉 資本市場의 不安全性과 最小投資規模의 存在가, 換率水準이 外國人 直接投資에 負의 영향을 미치도록 할 것이라는 假說을 통계적으로 뒷받침하는 것으로 받아들이겠으나, 後述하는 다른 類型의 推定方程式에서는 여기에서와 같은 높은 有意度를 보이고 있지는 않기 때문에 그 결과를 決定的인 증거라 보기에는 아

직 이르다고 하겠다.

豫想換率變化의 變數 가운데 *EXP*1은 그 係數의 統計的 有意度가 높게 나타났고 期待하는 바와 같이 外國人 直接投資에 正의 效果를 갖는 것으로 推定되었으나, *EXP*2는 負의 效果를 갖지만 統計的 有意度가 거의 없는 것으로 推定되었다. 이 결과에 근거하여 *EXP*2가 反映하고 있는 回歸的 換率變化의 豫想이 틀린 假定이라고 단정하기는 어렵다. 왜냐하면 그 假定이 옳더라도 換率變化의 豫想이 外國人 直接投資에 아무 영향을 주지 않는다면 위와 같은 推定結果를 얻을 것이기 때문이다. 그러나 앞 章에서 論議한 바와 같이 他國貨幣로 표시한 美달러貨의 價格이 上昇한다고 豫想한다는 것은 今期의 投資가 次期에 資本利得을 가져온다(혹은 달러貨로 주어진 金額의 投資를 次期에 하는 것보다는 今期에 하는 것이 資本費用이 더 낮다)고 豫想하는 것과 같으므로, 換率變化의 豫想이 無影響이라는 것은 先驗的 次元에서 받아들이기 어렵다.

이러한 觀點에서 정확한 豫想의 假定을 反映하는 *EXP*1에 관한 推定結果를 本 論文에서는 받아들이고자 한다. 즉 1년후의 換率에 관한 예상은 비교적 정확하며, 그 예상이 달러貨의 價格이 높아지는(낮아지는) 것이면 今期의 對美 外國人直接投資는 增加한다는(減少한다는) 것이다. *EXP*1의 計算過程은 次期의 換率과 今期의 豫想이 정확히 一致한다는 假定을 하였으나, 이것이 必要不可缺의 假定은 아니다. 가령 變化率의 豫想이 실제로는 항상 今期 換率에 비한 次期換率의 增加率(*EXP*1)의 30%였다고 한다면, 정확한 豫想의 假定은 틀린 것이지만 統計學的으로 볼 때 정확한 豫想의 假定下의 推定과 같은 推定結果를 얻게 된다. 단지 *EXP*1의 回歸係數의 크기가 다르게 推定될 따름이다. 따라서, 豫想한 換率變化의 크기가 실제 變化와 정확히 같지는 않더라도 變化의 豫想方向(上昇 혹은 下落)이 실제 變化와 같다면, 정확한 換率變化 豫想의 가정은 큰 무리가 없는 것이라 하겠다.

變動係數(*CVE*)가 外國人 直接投資에 미치는 영향은 Ⅱ章에서 期待한 바와 같이 正의 效果를 보였으나 兩側假說檢證에서는 10%線의 統計的 有意度를 갖추지 못한 것으로 나타났다. 그러나 期待效果가 한 方向이므로 單側檢證을 한다면 10%線에서 統計的으로 有意한 결과였다. 이 推定結果는, 달러貨의 變動이 심하여 國際金融市場이 달러貨의 保有에 대해 換리스크를 높게 매길수록 外國의 多國籍企業은 對美 直接投資를 增大시키는 경향이 있다는 Aliber의 主張을 뒷받침해 주는 증거라고 볼 수 있다. 「더미」變數의 回歸係數 또한 有意度가 높게 推定되어, 그것이 反映하고 있는 美國이 안전한 避身處라는 假說을 뒷받침해 주고 있다.

다음으로 試圖해 본 推定方程式의 類型은, 앞에서 보고한 方程式의 變數들 대신에 그 自然對數를 사용함으로써 回歸係數들이 彈力値의 推定이 되도록 한 것인데 그 結果는 아래와 같다.

$$\begin{aligned} ln\ FDIF = & -34.8 + 6.12\ ln\ Y - 0.94\ ln\ E \\ & \quad (-6.43)^{**} \quad (10.68)^{**} \quad (-1.47) \\ & + 2.34\ ln\ EXP3 + 0.38\ ln\ CVE \\ & \quad (2.69)^{*} \qquad\qquad (2.42)^{*} \\ & + 0.52\ D \\ & \quad (2.32)^{*} \qquad \cdots\cdots\cdots\cdots (9) \end{aligned}$$

$$D.W = 2.20 \quad \bar{R}^2 = 0.923$$

여기에서 *EXP3*를 제외한 다른 모든 변수들은 이미 설명한 바와 같고, *EXP3*는 *EXP1*과 같이 정확한 換率變化의 豫想을 假定한 것인데, 단지 *EXP1*은 今期의 換率에 비교한 次期豫想換率의 增加率임에 비해 *EXP3*는 次期豫想換率의 今期 換率에 대한 比率이다. 즉 $EXP3 = \{E_{t+1}\}/E_t = E_{t+1}/E_t$인데, 이는 *EXP1*이 負의 값을 취할 때가 있기 때문에 自然對數가 定義되지 않음으로 해서 생기는 문제를 피하기 위한 것이다. *D. W*統計値가 2.0에 가까웠으므로 1次時系列相關을 修正하려는 시도를 하지 않았다.

이 推定에 있어서도 市場規模를 대표하는 *Y*變數가 가장 有意度가 높은 係數를 갖는 것으로 나타났으며, 美 GNP의 1%의 증가는 6% 이상의 外國人 直接投資의 流入을 초래하는 효과가 있었다. 다음으로 統計的 有意度가 높은 것은 豫想換率(*EXP3*), 換리스크(*CVE*) 및 安全한 避身處(*D*)를 대표하는 獨立變數들의 係數들이었는데, 모두 5%線보다 높은 有意度를 보였고 *EXP3*는 2%線의 有意度를 갖는 것으로 나타났다.

이 結果에 의하면 豫想換率(*EXP3*)에 대해 外國人 直接投資는 상당히 탄력적인데 비해, *CVE*에 대해서는 非彈力的이어서 달러貨의 換리스크增加가 對美直接投資를 촉진하기는 하되 그 영향은 그리 크지 않은 것으로 보인다. 한편 國際油價波動은 그 다음해에 對美 直接投資를 약 0.5% 정도 增加시키는 효과가 있었다.

獨立變數들 가운데 推定結果가 가장 약하게 나타난 것은 換率水準(*E*)이었으며 그 係數는 兩側檢證에서 10%線에서 有意하지 못하였다. 그러나, 期待效果가 (-)라고 하고 單側檢證을 한다면 10%線에서 쉽게 統計的으로 有意하며, 換率水準의 1% 上昇은 대체로 外國人 直接投資의 流入을 1% 정도 줄이는 효과가 있었다.

다음 類型의 推定式은 年年의 直接投資의 流入을 從屬變數로 삼는 것이 아니라 外國人 直接投資의 年末殘額(스톡概念)을 從屬變數로 삼는 것이다. 이와 함께 「스톡」調整模型(stock adjustment model)을 가정하여, *t*期에 獨立變數들이 주어졌을 때 이에 相應하는 "要求되는 投資殘額"이 있으나 이것이 모두 當期에 實現되는 것이 아니라 *t*-1期의 殘額과 요구되는 投資殘額과의 差異의 $\gamma(0<\gamma<1)$만큼만이 實現된다고 보는, 아래와 같은 模型을 想定하였다[12)]

$$q_t = (1-\gamma)\ q_{t-1} + \gamma\beta X_t + \gamma\varepsilon_t \cdots\cdots\cdots\cdots (10)$$

여기에서 *q*는 從屬變數이고, *K*를 常數를 포함하는 獨立變數의 數라 할 때 β는 $(1\times K)$의 回歸係數의 行列이고, X_t는 $(K\times 1)$의 *t*期의 獨立變數들의 값이며, ϵ_t는 誤差項이다. 이 模型을 적용하여 外國人 直接投資의 年末殘額(*FDIS*)을 從屬變數로 삼고 推定하여 본 結果 $(1-\gamma)$係數가 1.0보다 크게, 즉 $\gamma<0$라는 받아들이기 어려운 推定結果를 얻었기 때문에 그만두고, 從屬變數와 獨立變數들의 自然對數를 사용하여 얻은 結果는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} ln\ FDIS = & -4.12 \quad +0.70\ ln\ FDIS_{t-1} \\ & (-3.34)^{**} \quad (9.50)^{**} \\ & +1.55\ ln\ Y + 0.09\ ln\ E \\ & (4.63)^{**} \quad (0.69) \\ & +0.45\ ln\ EXP3 \\ & (2.99)^{**} \\ & +0.06\ ln\ CVE + 0.09\ D \cdots (11) \\ & (2.49)^{*} \quad (2.50)^{*} \end{aligned}$$

$$D.\ W = 2.20 \quad \bar{R}^2 = 0.996$$

12) Pyndick and Rubinfeld(1981), p. 235 참조.

이 推定結果에 의하면 $(1-\gamma)=0.7$로 外國人 直接投資는 요구되는 殘額水準에 매우 느리게 接近하는 것으로 나타났다. 즉, t期에서 實現되는 外國人 直接投資는 t-1期의 殘額과 요구되는 殘額의 差異의 30% 정도였다. 다음으로, 推定된 係數들은 換率水準(E)을 제외하고 모두 先驗的으로 期待되는 부호를 보였고 統計的 有意度도 매우 높게 나타났다. 彈力値들을 살펴보면 市場規模를 나타내는 Y에 대해서만 從屬變數는 彈力的이었고 나머지 獨立變數들에 대한 彈力値는 매우 낮았다(이는 推定된 係數가 $\gamma(=0.30)$이 이미 곱해진 것이라는 점을 감안하더라도 $EXP3$에 대해서만 彈力性이 1.0을 능가한다). 그러나 이용된 模型이 다르기 때문에 이 彈力値를 앞에서 보고한 두번째 類型의 推定方程式(9)의 彈力値와 그 크기를 1對1로 비교할 수는 없다.

V. 要約과 結論

外國人 直接投資라는 經濟現象에는 巨視的 측면과 微視的 측면이 매우 뚜렷이 共存한다. Ⅱ章에서, 産業組織論的 接近을 중심으로 外國人 直接投資에 관한 微視理論을 살펴보았으나 統計的인 推定에 있어서는 微視的인 側面이 考慮의 대상이 되지 못하였다. 本 論文에서 統計分析의 對象으로 삼는 것이 外國人 直接投資의 産業間 配分이 아니라, 美國의 全産業에 대한 外國人 直接投資였으므로 자연히 巨視的인 측면에만 論議와 統計分析의 초점이 맞추어졌다. 이미 언급한 바와 같이 1970년대 中盤까지도 美國의 投資本國으로서의 위치는 확고한 것처럼 보였으며, 學界에서도 投資本國과 對象國을 決定하는 要因보다는 外國人 直接投資의 産業間 分布를 決定하는 要因, 그것이 貿易을 代替하는 것이냐 與否 그리고 그 經濟的 效果 등에 관심이 집중되어 있었다. 그러나, 投資本國으로 여겼던 美國이 1980년대에 外國人直接投資의 가장 큰 投資對象國이 됨에 따라 그 국가패턴을 決定하는 要因이 자연히 관심의 대상으로 부각되기 시작하였다. 뿐만 아니라, 國際金融市場의 去來가 폭발적으로 증가함에 따라 世界經濟 不均衡의 主原因이 되고 있는 美國의 經常收支 赤字問題를 貿易赤字의 문제 혹은 美國産業의 國際競爭力의 문제로만 이해하는 것이 적절하지 못한 것으로 판단되며, 資本計定上의 去來가 經常收支 赤字問題의 原因일 가능성을 배제할 수 없기 때문에 外國人 直接投資의 국가패턴은 그 자체로 중요할 뿐 아니라 國際收支問題에 대한 含意를 갖기 때문에도 중요하다고 하겠다.

本論의 統計的 分析部分에서는 몇가지 類型의 回歸方程式을 對美 外國人直接投資에 적용하여 推定하여 보았는데, 그 結果는 대부분의 경우 先驗的으로 期待되는 바와 一致하였으나 다른 硏究者들은 本 論文과 다른 結果를 보고하고 있기 때문에 外國人 直接投資의 決定要因에 관한 단정적인 결론을 내리기 어렵다. 本 論文의 推定結果에서 獨立變數들 가운데 가장 확고한 위치를 占하고 있는 것은 投資對象國의 市場規模를 대표하고 있는 實質GNP였다. 이 점은 本 論文에서 시도해본 몇가지 類型의 推定式에 공통된 것이었는데, Caves(1988)는 이와는 전혀 다른 결

과를 보고하고 있다. 그는 1978~86기간 동안의 15個 先進國의 對美 直接投資를 調査硏究하였는데, 그의 推定에서는 美國의 GNP가 일률적으로 統計的 有意度가 없었다. 또한, Caves는 投資對象國에서 생긴 利潤의 再投資가 外國人 直接投資의 대부분을 占한다는 점에 留意하여 投資對象國의 GNP變動이 企業利潤의 變動에 正의 效果를 갖는다는 경로를 통해 GNP와 外國人 直接投資가 연계된다고 보고 있는데, 本 論文은 GNP를 市場規模를 대표하는 變數로 보았다. 반면에 1963~78기간에 先進 5個國에 대한 美國의 外國人 直接投資를 연구의 대상으로 삼았던 Cushman (1985)의 결과에 의하면, 投資對象國의 GNP는 대부분의 경우에 統計的 有意度가 매우 높았다.

換率의 外國人 直接投資에 대한 統計的 分析結果도 硏究에 따라 조금씩 다른데, 換率水準의 效果에 대하여 Caves(1988)는 名目換率의 上昇이 直接投資를 減少시키고 下落은 增大시키는 結果를 얻었고 그 統計的 有意度도 매우 높았다고 보고하고 있어 本論의 第1類型 推定式(7)의 결과와 같았다. Cushman(1985)은 實質換率水準의 效果에 대해 엇갈리는 推定結果를 얻었는데, 實質換率과 外國人 直接投資가 負의 關係를 가지는 경우에는 그 統計的 有意度가 높았으므로 本 論文을 포함한 몇몇 연구들의 推定結果가 換率水準의 효과에 대해 示唆하는 바는 대체로 비슷하다고 볼 수 있겠다. 이같이 投資對象國 通貨의 價格이 外國人 直接投資에 대해 負의 效果를 갖는 理由로 本 論文은 Ⅲ章에서 資本市場의 不完全性과 最小投資規模의 存在가 중요하다고 보았다.

豫想換率變化의 效果에 관해 本 論文은, 豫想이 正確하다는 假定 아래 세가지 類型의 推定式에서 모두, 外國人 直接投資에 대해 名目換率의 變化에 대한 豫想은 正의 效果를 갖는다는 결과를 얻었으며 그 統計的 有意度도 높았다. Cushman(1985)의 결과도 이와 같았으나 Caves(1988)는 名目換率이든 實質換率이든 豫想換率變化는 直接投資에 전혀 영향을 주지 않는다는 結果를 얻었다.

換리스크의 영향을 推定함에 있어 Cushman (1985)은 實質換率의 標準偏差를 사용했고 本 論文에서는 名目換率의 變動係數(coefficient of variation)를 사용하였는데, 두 연구에서 모두 投資對象國 通貨의 換리스크가 커지면 外國人 直接投資가 增加한다는 결과를 얻었으며 本 論文은 그 이유가 Ⅱ章에 論議한 Aliber의 理論的 主張과 같다고 보았다.

우리나라에서 밖으로 流出되는 外國人 直接投資는 우리 交易相對國의 量的輸入規制(*QR*)나 輸出自律規制(*VER*) 등을 우회하고자 하는데 중요한 이유가 있을 것이다. 또 資源의 安定的 供給을 확보하고자 하는 동기도 있을 수 있고 간혹은 先進技術導入을 원활히 하기 위한 수단으로 시도되기도 한다. 그러나, 우리 經濟規模의 增大와 함께 이 論文에서 주로 다룬 巨視經濟的 變數들이 중요한 영향을 미칠 수도 있을 것이다. 또한 우리나라로 流入되는 外國人 直接投資의 경우에는 우리 市場의 規模 및 換率變數들이 중요한 要因으로 작용할 것으로 기대된다. 이렇게 볼 때 外國人 直接投資와 換率과의 相互作用의 純結果가 무엇일 것인가는 큰 관심거리라 하겠다. 本 論文 推定結果에 의하면

外貨로 표시한 원貨의 價格이 낮아지고, 이것이 오르리라고 豫想이 된다면 이는 外國人 直接投資의 流入을 增大시키는 효과를 가질 것이다. 이는 一見 換率을 長期均衡水準으로 수렴하도록 도와줌으로써 換率의 安定化에 기여할 것으로 보인다. 왜냐하면 市場이 長期均衡水準이라고 믿는 水準 아래로 원貨 價格이 떨어지면 直接投資의 流入이 增大할 것이고 이는 다시 원貨에 대한 需要를 增大시키고, 그 결과 원貨의 價格이 높아질 것이기 때문이다. 그러나 이와 같은 메커니즘으로 인해 換率이 均衡水準을 超過(overshooting)할 가능성을 배제할 수 없으며, 따라서 安定化에 기여할 것이냐 不安定을 深化시킬 것이냐 하는 것은 經驗的 질문이라 하겠고, 환율과 資本去來 일반에 관해 많은 實證的인 調査硏究가 필요하다고 하겠다.

附錄： 美國에 대한 外國人 直接投資(資料)

美國에 대한 外國人 直接投資는 經常價格의 投資殘額을 기준으로 살펴볼 때, 1960년부터 1988년 사이에 69億 1千萬달러에서 3,288億 5千萬달러로 약47倍가량 증가했다. 이를 〈附表 2〉에 보인 것처럼 美國內의 非住居用民間部門 固定資本과 비교해 보면, 1970년대초까지도 1%에 미치지 못하는 수준이었으나, 1970년대말부터 빠른 속도로 증가하기 시작하여 1987년에는 3.5%를 넘는 크기가 되었다. 이같은 통계는 美國內에서 外國人 投資의 영향이 아주 보잘 것 없는 것이라는 인상을 주고 있으나, 그 投資가 모든 산업에서 같은 비중을 점하고 있는 것은 아니기 때문에 경우에 따라서는 外國人投資企業이 무시할 수 없는 위치를 확보하고 있다.

美 製造業部門에 있어 外國人投資企業의 비중을 資產의 規模를 통해 살펴보면, 1977년에 製造業에 속하는 모든 기업의 資產의 6.3%를 外國人投資企業이 所有하고 있었으나 1986년에는 약 2배에 가까운 12.1%를 所有하고 있었다. 제조업 분야를 볼 때, 化學工業과 非金屬鑛物製造業에서는 外國人投資企業이 각각 全企業 資產의 32.5%와 22.8%라는 높은 비중을 점하고 있다[13]. 販賣額을 기준으로 살펴보면 外國人投資企業은 1977년과 1986년에 全製造業部門의 5%, 10%를 각각 占하여 결코 무시할 수만은 없으며 그 비중이 빠른 速度로 증가하여 美國內에 外國人 投資에 대한 경각심을 불러일으키고 있다.

對美 外國人直接投資는 〈附表 3〉에 나타나 있는 것처럼 그 規模의 증대와 함께 投資本國의 구성에도 많은 변화가 있어 왔다. 英國은 對美投資에 있어 그 比重에 騰落은 있었으나 총액의 약 30%線에서 第1位를 꾸준히 지키고 있고, 네덜란드도 70년대 중반 이후 1987년까지 계속 第2位에 머물러 있었으며, 캐나다는 1960년대초에는 약 30%에 가까웠던 것이 점차 하락하여 1980년대에 들어서는 10% 이하로 그 比重이 크게 下落하였다. 캐나다와는 매우 대조적으로 日本의 對美 直接投資는 70년대 중반까지만 해도 2% 미만에 불과하던 비중이 그후 급속히 증가하여 1983년 投資殘額이 西獨을 능가하였고 1988년말에는 네덜란드를 능가하여 總外國人直接投資의 16% 이상을 占하는 第2位의 投資國이 되었다.

美國內에 고조되고 있는 外國人投資에 대한 경각심은 投資規模의 증대뿐 아니라 投資國 構成의 變化 특히 日本이 主投資國으로 浮上하는 것에 대한 美國社會의 反應이라고 보아야 할 것이다. 가장 감정적인 차원에서의 반응은, 日本이 美國의 산업을 支配하고자 하는 것이 아니냐 하는 우려인데, 〈附表 2〉에서 본 바와 같이 1987년에 外國人 投資殘額의 총액이 民間部門의 非住居用 固定資本의 약 3.6%임에 비추어, 그중 13%는 0.5%

13) Howenstine(1988) 참조.

미만에 불과하므로, 현시점에서 볼 때 日本의 美產業 支配는 杞憂라 할 수 있을 것이다. 製造業部門의 資產을 고려해 보더라도 〈附表 2〉에 의하면 모든 外國人投資企業의 資產은 약 12%이므로 이중에서도 日本의 몫이 약 13%라 가정한다면 日本이 지배하는 美 製造業部門의 資產은 2%에 못 미친다는 계산이다.

〈附表 1〉 實證分析에 사용된 變數

	對美 外國人 直接投資殘額 (百萬달러)	GNP 디플레이터 (1982=100)	美國GNP, 1980년不變價格 (10億달러)	美달러貨의 MERM實効換率 (1980=100)	美달러貨의 變動係數 (%)	石油波動 「더미」變數
1970	13,270	42.0	2,071.1	128.60	n.a.	n.a.
1971	13,914	44.4	2,129.9	125.40	1.388	0.0
1972	14,868	46.5	2,235.9	116.40	1.652	0.0
1973	20,556	49.5	2,352.1	106.80	3.609	0.0
1974	25,144	54.0	2,339.5	109.50	2.546	1.0
1975	27,662	59.3	2,310.1	106.70	2.447	0.0
1976	30,770	63.1	2,422.9	112.20	0.755	0.0
1977	34,595	67.3	2,536.1	111.70	1.026	0.0
1978	42,471	72.2	2,670.2	102.10	2.730	0.0
1979	54,462	78.6	2,736.3	99.90	1.033	0.0
1980	83,046	85.7	2,732.0	100.00	2.227	1.0
1981	108,714	94.0	2,784.8	112.70	4.111	0.0
1982	124,677	100.0	2,713.8	125.90	3.193	0.0
1983	137,061	103.9	2,810.7	133.20	2.002	0.0
1984	164,583	107.7	2,991.4	143.70	2.841	0.0
1985	184,615	110.9	3,093.2	150.20	4.284	0.0
1986	220,414	113.8	3,181.3	123.01	4.093	0.0
1987	271,788	117.4	3,288.3	108.44	3.561	0.0
1988	328,850	121.3	3,440.0	102.14	2.910	0.0
1989	n.a.	n.a.	n.a.	106.48	n.a.	n.a.

資料 : Department of Commerce, BEA(1984, 1988, 1989)와 IMF, *IFS*, 各號.

〈附表 2〉 美國內 外國人 直接投資의 比重

(단위 : 億弗, %)

		(a) 對美 外國人 直接投資殘額	(b) 非住居用 民間部門 固定資本	(a)/(b) 比率 (%)
가. 全 產業內 投資殘額	1960	69.1	7,557	0.91
	1970	132.7	14,534	0.91
	1980	830.5	48,444	1.71
	1987	2,619.3	73,544	3.56
나. 製造業內 資產		外國人 投資企業	全企業	
	1977	603.6	9,623.0	6.3
	1986	2,405.2	19,941.2	12.1
다. 製造業內 販賣額		外國人 投資企業	全企業	
	1977	665.6	13,280.6	5.0
	1986	2,197.2	22,209.3	9.9

資料 : 非住居用 民間部門 固定投資는 Musgrave(1986, 1988); 資產과 販賣額은 Howenstine(1988); 外國人 直接投資殘額은 〈附表 1〉과 同一.

〈附表 3〉 對美 外國人直接投資의 國別構成

(단위 : %)

	캐나다	유 럽	英 國	네덜란드	日 本
1960	28.0	68.1	32.5	13.7	1.3
1970	23.5	72.0	31.1	16.2	1.7
1980	14.6	65.9	17.0	23.0	5.7
1986	8.7	67.7	24.6	20.5	11.2
1987	8.3	67.9	28.6	18.0	12.7
1988	8.3	65.8	31.0	14.9	16.2

▷ 參 考 文 獻 ◁

Aliber, Robert Z., "A Theory of Direct Foreign Investment," C.P. Kindleberger(ed.), *The International Corporation*, Cambridge, Massachusetts : MIT Press, 1970.

_____, "Money, Multinationals, and Sovereigns," in Kindleberger and Audretsch (eds.), *The Multinational Corporation in the 1980s*, Cambridge, Massachusetts : MIT Press, 1983.

Artus, Jacques R. and Anne Kenny McGuirk, "A Revised Version of the Multilateral Exchange Rate Model," *International Monetary Fund Staff Papers*, June 1981.

Artus, Jacques R. and Rudolf R. Rhomberg, "A Multilateral Exchange Rate Model," *International Monetary Fund Staff Papers*, Nov. 1973.

Caves, Richard E., *Multinational Enterprise and Economic Analysis*, Cambridge University Press, 1982.

_____, "Exchange-Rate Movements and Foreign Direct Investment in the United States," Harvard Institute of Economic Research Discussion Paper No. 1383, May 1988.

Cushman, David O., "Real Exchange Rate Risk, Expectations, and the Level of Direct Investment", *The Review of Economics and Statistics*, May 1985.

Department of Commerce, BEA, *Foreign Direct Investment in the United States, 1980*, Washington, D.C. : Government Printing Office, 1983.

_____, BEA, *Selected Data on Foreign Direct Investment in the United States, 1950-79*, Washington, D.C. : Government Printing Office, 1984.

_____, BEA, "Foreign Direct Investment in the United States : Detail for Position and Balance of Payments Flows, 1987," *Survey of Current Business*, Washington, D.C. : Government Printing Office, Aug. 1988.

_____, BEA, "Foreign Direct Investment in the United States : Detail for Position and Balance of Payments Flows, 1988," *Survey of Current Business*, Washington, D.C. : Government Printing Office, Aug. 1989.

Dunning, John H., "Trade, Location of Economic Activity and the MNE : A Search for an Eclectic Approach," in Bertil Ohlin, Per-Ove Hesselborn, and Per Magnus Wijkman(eds.), *The International Allocation of Economic Activity*, New York : Holmes & Meier Publishers, 1977.

Hirsch, Seev, "An International Trade and Investment Theory of the Firm," *Oxford Economic Papers*, July 1976.

Horst, Thomas, "The Theory of the Multinational Firm : Optimal Behavior under Different Tariff and Tax Rates," *Journal of Political Economy*, Sept, /Oct. 1971.

_____, "The Simple Analytics of Multi-National Firm Behaviour," in M.B.

Connolly and A. K. Swoboda (eds.) *International Trade and Money*, 1973.

Howenstine, Ned G., "U. S. Affiliates of Foreign Companies: Operations in 1986," Department of Commerce, BEA, *Survey of Current Business*, Washington, D. C.: Government Printing Office, May 1988.

Hymer, Stephen H., *The International Operations of National Firms: A Study of Direct Foreign Investment*, 1960. (M. I. T. 에서의 Ph. D. 論文, MIT Press가 1976 出版)

Kindleberger, Charles P., *International Capital Movements*, Cambridge University Press, 1987.

Musgrave, John C., "Fixed Reproducible Tangible Wealth in the United States: Revised Estimates," Department of Commerce, BEA, *Survey of Current Business*, January 1986.

_____, "Fixed Reproducible Tangible Wealth in the United States: Revised Estimates," Department of Commerce, BEA, *Survey of Current Business*, January 1988.

Pyndick, Robert S. and Daniel L. Rubinfeld, *Econometric Models and Economic Forecasts*, New York: McGraw-Hill, 1981.

Rhomberg, Rudolf R., "Indices of Effective Exchange Rates", *International Monetary Fund Staff Papers*, Mar. 1976.

Vernon, Raymond, "International Investment and International Trade in Product Cycle," *Quarterly Journal of Economics*, May 1966.

收益率規制와 經費選好行爲

金 周 勳

本 論文은 獨占企業規制의 한 方法으로서 收益率規制政策, 즉 獨占企業의 所有權은 民間에게 許容하되 投資資本의 收益率이 政府에서 정해준 기준치 이상으로 초과하는 것을 금지하는 政策을 채택하였을 때 발생할 수 있는 問題點을 검토해 보는 데 그 目的이 있다. 本 論文에서 논의되는 문제점은 收益率規制政策을 실시하게 되면 널리 알려져 있는 Averch-Johnson效果 이외에 經費選好行爲, 즉 경영자 자신의 效用을 증대시키는 방향으로 경비지출의 증가가 있게 될 것이라는 점이다. 한국의 경우 公企業制를 포기하고 獨占企業들을 民營化하게 될 때 만일 收益率規制政策을 도입할 것을 고려한다면, 그로부터 발생할 수 있는 문제점에 대한 대비책을 세워야 할 것이라는 점을 本 論文은 강조하고 있다.

I. 序 論

産業革命 이후 급격한 技術의 進步와 資本蓄積은 生産에 있어서 規模의 經濟를 가능하게 하였다. 그러나 規模의 經濟는 市場에서의 自然獨占을 초래하게 되므로 獨占의 弊害를 제거하기 위한 政策이 강구되어 왔다. 대표적 獨占規制政策으로 獨占企業의 國有化를 들 수 있다. 國家가 獨占企業을 所有·經營하게 되면 獨占利潤의 追求로 말미암아 비롯되는 獨占價格 및 出庫量 調節의 弊害를 방지할 수 있을 것으로 보았기 때문이다. 또 다른 獨占規制政策으로서 收益率規制(rate-of-return regulation)가 있다. 收益率規制라 함은 獨占企業의 所有와 經營을 民間에게 일임하되 獨占的 行爲의 근원이 되고 있는 獨占利潤의 發生을 政府가 제거하는 방식이다. 즉 政府가 被規制企業에게 그 産業內에서 조업가능할 정도의 유인인 公正收益率(fair rate of return)만을 지정하고 기타의 經營活動은 자유로이 보장해주는 방식을 말한다.

本 論文의 目的은 政府가 收益率規制를 獨

筆者 : 本院 專門硏究員

* 筆者는 本 論文을 자세히 읽고 귀중한 論評을 해준 本院의 金鍾奭, 劉承旻 博士께 깊이 감사드린다. 아울러 수차례에 걸친 原稿整理와 교정에 수고한 任贊順 硏究助員께도 감사드린다.

占規制政策으로서 채택하게 될 경우 企業의 經費選好行爲를 초래할 수 있음을 보이는 데 있다. 本 論文에서 주장하고 있는 假說이 타당성을 갖기 위한 전제조건이 民間에 의한 獨占企業의 所有와 自律的 經營임에 반해 현재 우리나라의 自然獨占企業들, 이를테면 韓國電力, 電氣通信公社 등은 국가가 이들을 所有·經營하는 公企業이므로 本 論文의 假說이 직접적으로 적용될 수 없는 한계를 갖고 있다[1]. 그러나 公企業의 經營能率改善을 목표로 政府의 公企業民營化가 현재 추진되고 있는 단계이며 궁극적으로 完全民營化가 이루어지고, 獨占規制政策으로서 收益率規制方式을 채택할 경우 本 論文의 假說이 성립되기 위한 前提條件과 합치될 수 있다. 따라서 本 論文은 향후 公企業의 民營化와 함께 收益率規制政策을 채택할 경우에 대비하여 收益率規制政策이 가질 수 있는 문제점을 파악하는 데 그 意義가 있다고 하겠다.

本 論文에서 제안되고 있는 假說은 收益率規制政策을 실시할 경우 企業의 經費選好에 의한 資源의 浪費가 있을 수 있다는 것이다. 政府의 收益率規制가 없는 상태에서는 經費選好行爲가 발생하기 어려울 터인데, 그 까닭은 經營者가 자신의 效用을 증대시키려는 의도에서 企業經費의 支出을 증가시키려 한다면 이는 곧 企業利潤의 減少를 초래할 것이므로 株主들에 의해 이러한 經費選好行爲가 용인되지 않을 것이다. 그러나 政府規制가 있게 되면 株主들의 입장에서 볼 때 公正收益率만 확보될 수 있다면 經營者에 의한 經費選好에 관심을 두려 하지 않을 것이다. 바꾸어 말한다면 收益率規制가 있을 경우 株主들에 의한 經營者統制가 약화되리라고 보는 것이 核心論點이다.

本 假說의 理論的 論議을 약술하면 다음과 같다. 經營者에 대한 株主들의 統制裝置로서 專門經營人市場(managerial labor market), 經營者補償制(compensation packages) 및 企業引受(takeover)가 있다. 통상적으로 企業活動에 제약을 두고 있지 않을 경우 기존 經營者가 利潤極大化에 실패한다면 外部 및 內部의 潛在的 競爭者들은 자신들에 의해 利潤極大化가 이루어질 수 있다고 株主들을 설득시키려 할 것이므로 旣存 經營者의 位置는 위협을 받게 될 것이다. 또한 專門經營人市場에 자신의 평판이 낮게 알려지게 될 것이므로 旣存 經營者는 企業의 利潤極大化를 위해 노력할 수밖에 없을 것이다. 經營者補償制는 企業의 成果, 즉 利潤과 비례하여 경영자에게 보수를 책정하므로 旣存 經營者는 적극적으로 利潤極大化를 이루려 할 것이다. 마지막으로 어떤 企業이 經營未熟으로 潛在的 可能利潤을 실현시키지 못하고 있을 때 外部企業이 이를 引受하게 되면 旣存 經營者는 새로이 선임되는 經營者로 代替될 것이므로 旣存 經營者는 利潤極大化를 위해 노력할 것이다. 따라서 企業經營活動이 자유로울 때에는 經營者로 하여금 利潤極大化를 실현시키게 하려는 의도에서 설정된 制度的 裝置들이 그 機能을 발휘할 수 있을 것이다.

그러나 收益率規制가 獨占企業에 부과되면 이러한 制度的 裝置의 機能이 활발하리라고 보기 어려워질 것이다. 첫째, 公正收益率이 부과되면 株主들에 의한 專門經營人에 대한 견

1) 公企業의 낭비적 經費支出性向에 대해서는 De Alessi(1974)에서 상술되어 있음.

제가 經費支出에 관한 한 소홀해지기 쉽다. 그 까닭은 株主들의 經營者에 대한 감시활동을 하는 데에는 時間과 努力의 費用이 들 터인데, 既存 經營者가 公正收益率을 내고 있는 한 구태여 자신들의 時間과 努力을 들여가면서 費用의 最小化를 유도하게 할 유인이 없기 때문이다. 바꾸어 말하면 既存 經營者의 經費選好行爲로 인한 經費膨脹에 관계없이 자신들에게 돌아올 수 있는 收益率은 公正收益率뿐이기 때문이다. 한편 經營者의 立場에서는 만일 자신의 과다한 經費支出로 인해 利潤의 減少를 가져오고 이 사실이 專門經營人市場에 알려지게 된다면 자신의 평판에 害를 입히게 되어 향후 자신의 專門經營人으로서의 未來所得의 減少를 가져오게 되겠지만 公正收益率의 부과는 經營者市場에 經營者에 대한 情報를 정확히 전달해 줄 수 없게 만들 것이다.

둘째, 經營者補償制 역시 經營者에게 적극적인 노력에 대한 補償을 해줄 수 없다. 왜냐하면 公正收益率의 부과로 실현가능한 이윤의 크기에 上限이 주어지게 되어 利潤의 크기에 비례하게 되어 있는 經營者에 대한 補償 또한 한계를 갖게 될 것이기 때문이다[2].

마지막으로 企業引受도 既存 經營者에 대한 統制裝置로서 작용하기 어려울 것이다. 企業引受의 目的은 引受企業이 被引受企業이 미쳐 거두지 못하고 있는 收益率의 差額 즉 實現可能한 潛在的 利潤極大化로부터 얻어지는 收益率과 실제로 얻고 있는 收益率과의 差額을 얻고자 하는 데 있는데 公正收益率이 부과되고 既存 經營者가 公正收益率을 내고 있는 한, 企業引受로부터 얻을 수 있는 利得이 없기 때문이다. 그러므로 收益率規制政策下에서는 外部企業에 의한 被規制企業에 대한 企業引受魅力이 상실될 것이다.

이상에서 論議된 바와 같이 收益率規制政策은 經營陣에 대한 견제기능을 갖는 制度的 裝置들의 작용을 어렵게 만든다고 볼 수 있을 것이다. 만일 經營者의 經費選好行爲가 지나쳐 政府에서 정해준 公正收益率조차 내고 있지 못할 때에는 制度的 裝置들의 統制機能이 작용하게 될 것이다.

다음 章에서는 經費選好에 대한 諸假說을 정리해보고, 第3章에서는 本章에서 내세운 假說 및 그에 대한 略述的 證明을 보다 엄밀하게 論證하고 第4章에서는 美國의 電力産業을 대상으로 假說檢定을 행하기로 한다.

II. 經費選好行爲에 대한 諸假說

1. 經費選好假說

經費選好行爲에 대한 최초의 假說로 Williamson(1962)과 Alchian and Kessel(1962)에 의해 제안된 經費選好假說(The Expense-Preference Hypothesis)을 들수 있다. 經費選好行爲에 대해 Hicks(1935)의 단편적 언급이 있기는 하나 최초로 體系的 假說을 주장한 것은 Williamson과 Alchian and

2) 收益率規制政策이 부과되면, 利潤의 절대적 크기를 증가시키기 위하여 資本의 增加를 가져오는 Averch-Johnson效果가 발생하게 되고, 이로 말미암아 利潤의 增加가 생길 수 있다. 그렇지만 그 증가에는 한계가 있고, 통상 규제 이전의 利潤極大化 상태수준보다 낮은 것으로 생각되고 있다. Averch and Johnson(1962) 참조.

Kessel로 보아도 무방할 것이다. Williamson (1962)의 주장에 의하면 獨占企業은 費用最小化의 노력을 기울이지 않는 경향을 보이는데 그 까닭은 이들 獨占企業은 市場에서 獨占的 地位를 확보하고 있으므로 他企業과의 競爭을 할 필요가 없기 때문이라는 것이다. 만일 市場이 競爭的이라면 費用最小化의 失敗는 곧 市場에서의 도태를 의미하지만 獨占企業의 경우 競爭壓力으로부터 벗어나 經費選好를 누릴 수 있는 여유를 가질 수 있다는 것이다. 獨占企業의 經營者는 獨占利潤이 확보되어 있으므로 利潤極大化를 이루려는 노력보다는 자신의 권위와 대외적 명성, 그리고 호사스럽고 안락한 작업환경 등에 신경을 더 쓰게 될 것이라는 것이다.

Alchian and Kessel(1962)의 경우 獨占企業이 經費選好行爲를 추구할 것이라는 점에서는 Williamson과 동일하나 그 원인을 설명하는 데는 차이가 있다. Alchian and Kessel은 獨占企業이 利潤極大化의 원칙에 입각하여 행동하면 높은 獨占利潤을 갖게 될 것이고 이는 政府와 公共機關을 자극시켜 獨占禁止政策으로 나아가게 할 것이므로 潛在的 利潤 중 일부를 經費로 支出하되 經營者 자신의 효용을 증대시키는 방향을 취함으로써 顯在化된 利潤의 크기를 줄임과 동시에 經費選好行爲를 유발시키게 된다는 것이다. 요약컨대 獨占企業은 經費選好行爲를 추구할 것이라는 점이 經費選好假說의 核心的 주장이다.

2. 代理費用學派

Jensen and Meckling(1976)으로 대표되는 代理費用(agency cost)學者들은 經費選好假說을 부인하고 있다. 이들이 經費選好假說을 부인한다 함은 經費選好行爲의 存在를 부인하는 것이 아니라, 獨占企業에만 經費選好가 존재해야 할 이유가 없음을 말한다. 論理的으로 보아 獨占企業이 市場의 競爭壓力으로부터 벗어나 있음은 사실이지만 이것이 곧 株主들의 利潤極大化 壓力으로부터도 벗어나 있음을 의미하는 것은 아니라는 것이다. 競爭企業의 株主들이 經營者로 하여금 利潤極大化를 위해 노력해 주기를 바라듯이 獨占企業의 株主들도 利潤極大化를 바라고 있을 것이므로 經營者의 經費選好行爲를 용납하려 들지 않을 것이다. 따라서 經費選好行爲는 市場構造와 상관없이 발생하게 될 것이라는 것이 이들의 주장이다.

3. 本 假說과의 關係

經費選好假說과 本 假說 모두 經費選好行爲가 存在할 수 있음을 주장하고 있는 점에서 공통적이지만 經費選好假說에서는 經費選好行爲의 根源을 市場競爭의 壓力으로부터 벗어나 있는 獨占에 두고 있는 반면, 本 假說은 그 根源을 收益率規制로 비롯된 經營者 統制裝置의 機能弱化에 두고 있는 점에서 차이가 난다. 또 代理費用學派와는 經費選好行爲를 분석하는 틀에 있어 공통적이지만 本 假說은 經費選好行爲가 있을 수 있음을 보인 점에서 그들과 다르다고 할 수 있다.

III. 理論的 模型

經營者의 效用函數를 U로 표시하기로 하고

效用函數 U는 企業價値(firm value) V와 職務遂行上의 必要經費 s의 函數라고 假定하기로 한다. 企業價値가 커질수록 經營者에게 돌아오는 補償(compensation packages)과 經營者로서의 명성이 좋아지게 됨으로써 얻는 利得이 커지기 때문에 $\partial U/\partial V$는 正의 관계를 유지할 것이고, 經費支出의 增加 또한 效用의 增大를 가져올 것이다. 그리고 說明의 편의상 U는 準오목(quasi-concave)하고 연속인 函數라고 假定하기로 한다.

資本市場의 完全性(perfectness)을 假定한다면 企業價値는 企業이 벌어들이는 未來의 期待利潤의 現在價値와 같아지므로 各期間을 i로, 當期의 利潤을 π^i로 그리고 市場利子率을 r로 나타낼 때 企業價値 V는

$$V=\sum_{i=1}^{\infty}\frac{\pi^i}{(1+r)^i}$$

가 될 것이다. 따라서 經營者의 效用函數 U는 $U=U(s, V)$로부터 $U=U(s, \pi)$로 바꾸어 나타낼 수 있게 된다.

한편 潛在的 利潤을 顯在利潤과 經營者經費(managerial expenses)로 구분짓는다면 p를 商品價格, f를 生産函數, K를 資本, L을 勞動, r과 w를 資本賃貸料와 賃金, 그리고 π를 顯在利潤, s를 經營者經費라 할 때

$$\pi+s=p(K, L)\cdot f(K, L)-wL-rK$$

가 될 것이다.

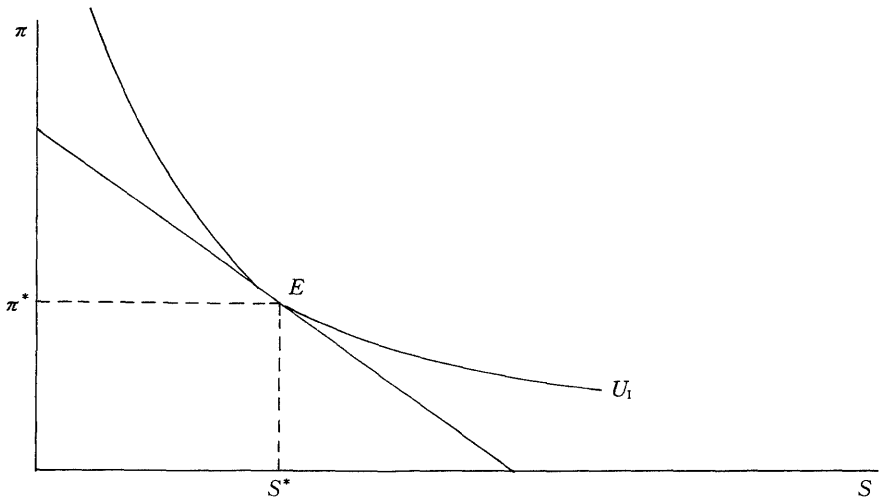
企業이 利潤極大化를 행할 때의 最適要素配合을 K^*, L^*라 표시한다면 利潤極大化假定下에서의 經營者의 效用極大化는

$$max\ U(s, \pi)$$
$$\text{단, } \pi+s=p(K^*, L^*)\cdot f(K^*, L^*)-wL^*-rK^*$$

가 될 것이고 이때의 最適解를 s^*, π^*로 나타낸다면 [圖 1]과 같이 표현할 수 있을 것이다.

다음에 이 企業에 收益率規制가 부과됐다고 假定하자. 그러면 公正收益率을 Z라 할 때

[圖 1] 規制가 없을 때의 經營者均衡



企業의 利潤極大化는

$$max\ p(K,\ L)\cdot f(K,\ L)-wL-rK$$
$$단,\ p(K,\ L)\cdot f(K,\ L)-WL<ZK$$

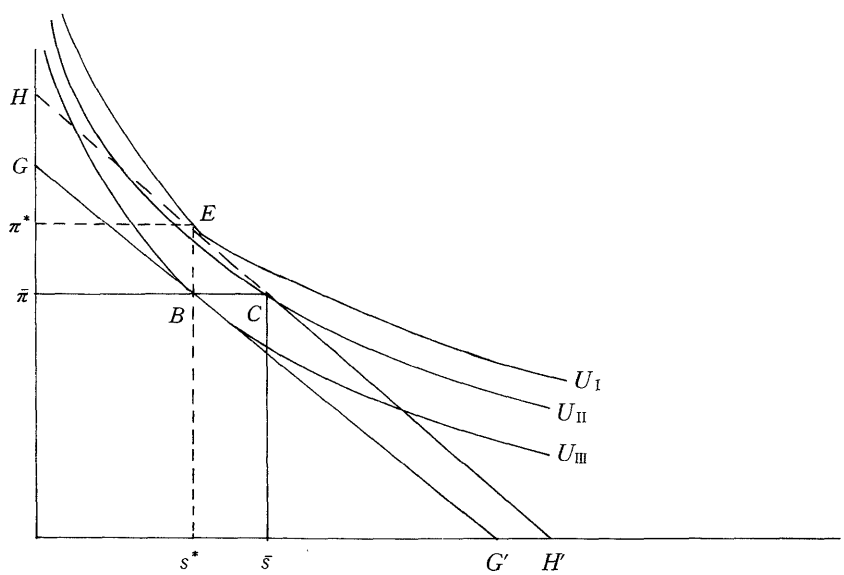
로 바뀌게 될 것이다. 종래의 規制政策에 대한 분석에서와 같이 經費支出 s를 통한 經營者의 反應을 고려하지 않는다면 企業의 可用資源은

$$p(K^*,\ L^*)\cdot f(K^*,\ L^*)-wL^*-rK^*에서$$
$$p(\bar{K},\ \bar{L})\cdot f(\bar{K},\ \bar{L})-w\bar{L}-r\bar{K}$$

로 줄어들게 될 것이고 이는 다시 潛在的 利潤이 π^*+s^*에서 $\bar{\pi}+s^*$로 감소되고 있음을 나타내게 될 것이다(各 變數에 붙여진 ―는 規制狀態에서의 最適解를 나타낸다). 이를 그림으로 나타낸다면 [圖 2]에서 보는 바와 같이 規制結果로 可用資源이 HH'에서 GG'로 줄어들게 됨과 동시에 經營者의 效用極大化點은 E에서 B로 옮겨가게 될 것이다. 그리고 經營者의 效用水準은 종래의 U_{I}에서 U_{III}로 감소될 것이다. 그러나 經費選好行爲를 통한 經營者의 規制에 대한 반응을 고려해보면 이와 다른 結果를 얻게 될 것이다. 經營者 經費를 종전의 s^*에서 $\bar{s}$로 증가시키게 되면 經營者 自身의 效用水準을 증가시킬 수 있으며 이는 可用資源을 GG'에서 HH'로 증가시킴으로써 가능해진다. 그리고 經營者의 效用水準은 U_{III} 에서 U_{II} 로 증가하게 될 것이다.

지금까지의 論議에서는 經營者의 地位가 안정적임을 암묵적으로 假定하였었다. 즉 經營者가 經費支出을 증가시킨다 하더라도 그에 대한 問責을 고려하지 않았었다. 다음에는 經費支出의 增加가 經營者의 地位安定과 兩立될 수 있는가를 검토해 보기로 하겠다. 이를 위해 먼저 企業의 利潤이 확률적으로(stochastically) 결정됨을 假定하기로 한다. 즉 經營者가 K, L, s의 값을 결정했을 때, 실현된 利潤(realized profit)은 期待値를 중심으로 확

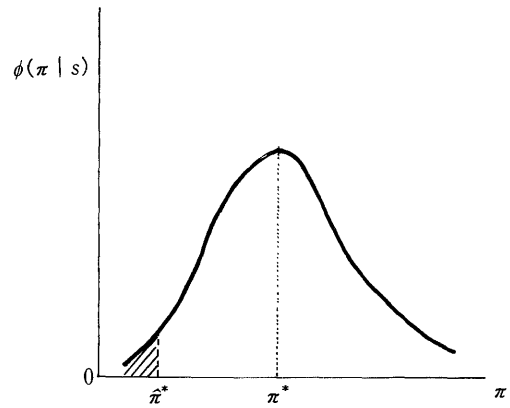
[圖 2] 規制下의 經營者均衡



률적으로 결정된다고 假定하면 利潤 π는 確率密度函數 ϕ를 갖게 될 것이다. 그리고 確率密度函數 ϕ는 經費支出 s에 대한 條件附確率密度函數(conditional probability density function) $\phi(\pi \mid s)$라고 假定하기로 한다. 따라서 $\phi(\pi \mid s^*)$는 企業이 經費支出을 s^*만큼 했을 때의 確率密度函數가 되고 그 期待値를 π^*로 나타내기로 하며, $\phi(\pi \mid \bar{s})$는 經費支出이 $\bar{s}$일 때의 確率密度函數로서 그 期待値를 $\bar{\pi}$라고 하기로 한다.

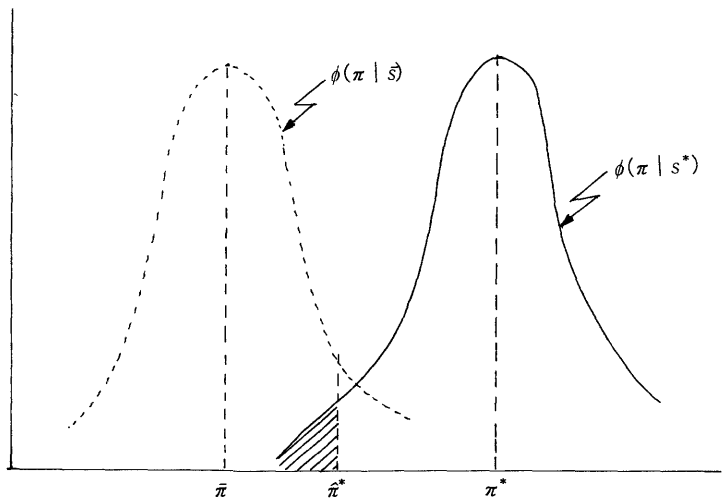
企業이 規制를 받고 있지 않을 때의 最適經費支出은 s^*이며 顯在化利潤의 期待値는 π^*이다. π^*의 臨界値를 $\hat{\pi}^*$라고 하면 顯在化利潤이 $\hat{\pi}^*$보다 낮게 될 경우, 株主와 外部企業 등에서는 이 企業의 經費選好가 극심하다고 믿게 되어 기존 經營者를 대체시키려 할 것이다. 이를 그림으로 표현하면 [圖 3]과 같아진다. [圖 3]에서 빗금으로 나타나 있는 영역 $\int_{-\infty}^{\hat{\pi}^*} \phi(\pi \mid s^*)\, d\pi$는 經費選好行爲로 인해 經營者가 代替되게 될 確率을 나타낸다.

[圖 3] 顯在化利潤의 確率分布

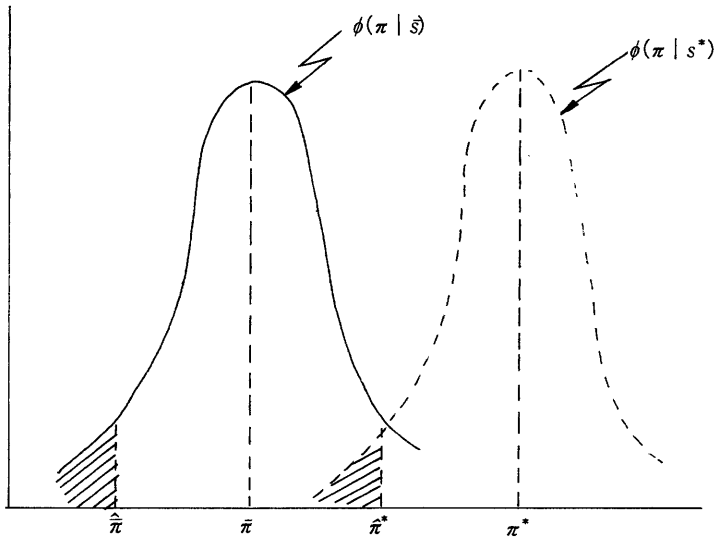


실제로 經營者가 經費支出을 늘려서 s^*가 $\bar{s}$로 증가하게 되면 顯在化利潤 π의 確率密度函數 ϕ는 經營支出 s에 대한 條件附確率密度函數이므로 s의 변화에 따라 $\phi(\pi \mid s^*)$에서 $\phi(\pi \mid \bar{s})$로 移動하게 될 것이다. [圖 4]에서 볼 수 있듯이 經營者가 代替될 確率은 $\int_{-\infty}^{\hat{\pi}^*} \phi(\pi \mid s^*) d\pi$에서 $\int_{-\infty}^{\hat{\pi}^*} \phi(\pi \mid \bar{s})\, d\pi$로 증가하게 될 것이다.

[圖 4] 規制가 없을 때의 經費選好效果



[圖 5] 規制下의 經費選好效果



다음에 收益率規制效果를 보기로 하자. 收益率規制로 인하여 顯在化利潤이 감소하리라는 것이 예측되므로 期待利潤은 π^*에서 $\bar{\pi}$로 바뀌게 될 것이므로 臨界値 또한 $\hat{\pi}^*$에서 $\hat{\bar{\pi}}$으로 下向調整될 것이다.

이는 經費支出이 s^*에서 $\bar{s}$로 증가할 수 있음을 의미한다. 물론 經營者가 종전의 經費支出水準인 s^*를 고수하게 되면 經營者가 代替되게 될 確率이 $\int_{-\infty}^{\hat{\pi}^*}\phi(\pi|s^*)d\pi$에서 $\int_{-\infty}^{\hat{\bar{\pi}}}\phi(\pi|s^*)d\pi$로 감소될 수 있으나 그럴 경우 經費支出의 증가로 인해 증대될 수 있는 效用의 增大를 포기해야 하는 不利益을 감수해야 할 것이다. 즉, 經營者의 期待效用을

$$EU=(1-p)\cdot U(s,\pi)+pU_{\circ}$$

〔단, EU는 經營者의 期待效用, p는 經營者가 代替될 確率, 그리고 $U_{\circ}$는 經營者가 그 地位를 잃게 되었을 때의 效用水準으로 설명의 편의상 零으로 假定하기로 함.〕

로 나타냈을 때, p가 $\int_{-\infty}^{\hat{\pi}^*}\phi(\pi|s^*)d\pi$에서 $\int_{-\infty}^{\hat{\bar{\pi}}}\phi(\pi|s^*)d\pi$로 바뀌게 된다. 따라서 期待效用 EU는 $[1-p(\hat{\pi}^*|s^*)]\cdot U(s^*,\pi^*)$에서 $[1-p(\hat{\bar{\pi}}|s^*)]\cdot U(s^*,\bar{\pi})$로 감소되게 될 것이므로, 經營者는 經費支出 s를 증가시켜 자신의 期待效用을 증대시키려는 유인을 갖게 될 것이며, 이는 $[1-p(\hat{\bar{\pi}}|\bar{s})]\cdot U(\bar{s},\bar{\pi})\geq[1-p(\hat{\bar{\pi}}|s^*)]\cdot U(s^*,\bar{\pi})$의 한도 내에서 이루어질 것이다.

지금까지의 論議를 간략히 要約한다면, 收益率規制政策이 부과되면, 經營者가 종전의 經費支出水準을 계속하는 한 自身의 效用이 감소되므로, 이에 대한 補償으로 經費支出을 늘리고자 할 것이다. 그러나 經營者가 經費支出을 늘리게 됨에 따라 期待利潤은 감소를 하게 되고, 地位剝奪의 위험이 증가하게 될 것이다. 그렇지만 外部에서는 期待利潤의 감소가 收益率規制의 결과로 간주할 것이므로 地位剝奪의 위험증가로 인한 期待效用의 감소

가 經費支出의 증가로 얻게 될 期待效用의 증대를 넘지 않는 한 經費支出을 늘리려 할 것이므로, 收益率規制는 經營者의 經費選好行爲를 유도한다고 볼 수 있다.

IV. 假說檢定

1. 槪 觀

美國의 收益率規制政策은 1907년 電力會社에 대한 적용에서부터 시작되었다. 19세기말부터 電力產業은 獨占的 性格을 보이기 시작하여 높은 電氣料金의 책정으로 폐해가 심화되기 시작하였다. 政府에서도 이러한 獨占企業의 횡포로부터 一般消費者를 보호하기 위하여 獨占에 대한 規制政策의 필요성을 인지하여 뉴욕州와 위스콘신州가 1907년부터 收益率規制를 실시하였다. 이후부터 各州에서 收益率規制를 시행하여 1920년까지 36個州에 달하게 되었다. 마지막 州가 텍사스州로서 1976년에 실시되었다.

本 假說이 經驗的으로 立證되려면 1976년을 前後하여 텍사스州에 속해 있는 電力會社들의 經費支出增加가 有意性을 갖는 반면에 뉴욕州와 위스콘신州에 속한 電力會社에게는 변화가 없어야 할 것이다. 결론부터 말한다면 本 假說은 통계적으로 뒷받침이 되고 있다.

2. 標本과 資料

資料는 美聯邦電力委員會(Federal Power Commissions)에서 매년 발표하는 『私設電力會社統計年鑑』(*Statistics of Privately Owned Electric Utilities in the United States*)중에서 1962년부터 1984년판까지 이용하였다. 그리고 이곳에 수록된 價格單位가 經常價格이므로 『大統領 經濟報告書』(*The Economic Report of the President*) 중 消費者物價指數를 사용하여 1967년도 不變價格으로 換算하였다. 기타 地域的 統計를 위하여 『地域別 營業動向』(*County Business Pattern*)이 사용되었다.

全體企業數는 25個로서 텍사스州가 10個, 뉴욕州가 7個, 그리고 위스콘신州가 8個이다. 時系列的으로 보아 23個年의 標本이 추출되었다. 標本企業의 명단이 〈附表〉에 수록되어 있다.

3. 假說檢定을 위한 모델

經費選好行爲를 測定하기 위하여 一般管理費計定(the accounting category of administrative and general expenses)이 사용되었다. 〈表 1〉에서 볼 수 있듯이 一般管理費의 構成項目들이 經營者의 所要經費와 직접적으로 관련되어 있음을 알 수 있다.

가. 時系列分析(Time-series Analysis)을 위한 回歸模型

時系列分析을 위한 基本回歸模型은

$$DAGE = \alpha_0 + \alpha_1 DSALES + \alpha_2 YR\ 1976 + u$$

〔단, $DAGE$는 一般管理費의 1次差分(first-order difference)이고 $DSALES$는 電力販賣量의 1次差分이며 $YR1976$은 1976년을 기준으로 한 假變數(dummy variable)로서 1976년 이후에는 1을, 1975년 이전에는

〈表 1〉 一般管理費의 構成項目

Administrative and General Expenses
Operation:
Administrative and General Salaries
Office Supplies and Expenses
Administrative Expenses Transferred (credit)
Outside Services Employed
Property Insurance
Injuries and Damages
Employ Pensions and Benefits
Franchise Requirements
Regulatory Commission Expenses
Duplicate Charges(credit)
General Advertising Expenses
Miscellaneous General Expenses
Rents
Total Operation
Maintenance of General Plant
Total Administrative and General Expenses

資料 : *Statistics of Privately Owned Electric Utilities in the United States.*

0을 가짐.〕

으로 設定하였다. 여기서 *DAGE*와 *DSALES*의 1次差分을 취한 이유는 時系列資料에서 나타나는 自己相關(autocorrelation)을 제거하기 위해서이다. 따라서 위 방정식은 增加率(growth rate)을 나타내는 것으로 해석되어야 한다. 또한 *DAGE*에는 "規制委員會에 대한 支出(Regulatory Commissions Expense)" 項目이 빠져 있는데 그 까닭은 텍사스의 경우 規制以前狀態에서는 規制委員會가 구성되어 있지 않았으나 規制以後 委員會의 新設로 이 項目의 新規支出이 생겨났고 이것이 結論에 영향을 줄 수 있음을 우려했기 때문이다. 本 假說에 의하면 *YR*1976의 係數인 α_2가 텍사스州에서는 有意的이어야 하고 뉴욕州와 위스콘신州에서는 有意性이 없어야 한다.

나. 橫斷面分析(Crosssection Analysis)을 위한 回歸模型

橫斷面分析을 위해서 Awh and Primeaux (1985)가 개발한 回歸模型의 變形을 사용하였다. 橫斷面分析에서는 說明變數들의 選定이 대단히 중요하므로 이들에 의해 개발된 模型을 약간의 수정을 거쳐 사용한 것이다. 橫斷面分析을 위한 回歸模型은

$$AGE=\beta_0+\beta_1 SALES+\beta_2 QMIX+\beta_3 KWHCUSTM+\beta_4 PERCPTA+\beta_5 DTX+u$$

로서 *AGE*는 一般管理費, *SALES*는 電力販賣量, *QMIX*는 總販賣量 중 家庭用電力消費가 차지하는 比率이고 *KWHCUSTM*은 한 가구당 電力消費量, *PERCPTA*는 1人當 所得 그리고 *DTX*는 텍사스州를 나타내는 假變數로서 텍사스州면 1을, 非텍사스州면 0을 갖는다. *QMIX*와 *KWHCUSTM*을 說明變數로 넣은 이유는 產業用電力消費에 비해 家庭用電力消費는 규모가 작으므로 같은 量의 電力販賣일지라도 家庭用 販賣量이 業務費用 등 一般管理費가 더 많아지기 때문이다.

本 假說에 따르면 텍사스州는 1976년 이전까지는 收益率 規制를 받지 않은 상태이므로 뉴욕州와 위스콘신州에 비해 一般管理費의 수준이 떨어져야 하며 1976년 이후에는 다 같은 規制를 받으므로 各州 사이에 차이가 없어야 한다. 따라서 回歸模型의 規定(specification)

〈表 2〉 州別 OLS 推定値

州 名	常數項	*DSALES*	*YR*1976	R^2	*F*
텍 사 스	32,818.6	0.4389**	757,517.9**	0.18	23.7
	(0.27)	(5.50)	(4.27)		
뉴 욕	549,879.2**	-0.1501	331,755.4	0.01	1.3
	(2.96)	(-0.7)	(1.15)		
위 스 콘 신	23,808.4	0.5080**	133,211.4	0.16	16.7
	(0.46)	(5.45)	(1.79)		

註 : **는 1%의 크기로 有意的임.
( )안은 *t*-統計値임.

과 各 說明變數의 導入이 옳다면 텍사스州임을 나타내는 假變數 *DTX*의 係數 β_5가 1976년 이전의 관찰치에 대해서는 有意的으로 陰의 부호를 가져야 하고 1976년 이후에는 有意性을 띠지 않아야 한다.

4. 檢定結果

가. 時系列分析 結果

〈表 2〉는 州別 時系列分析 回歸模型의 결과를 수록한 것이다. 電力販賣量의 1次差分인 *DSALES*의 係數는 텍사스州와 위스콘신州의 경우 有意的이며 陽의 부호를 갖고 있으나 뉴욕州의 경우 非有意的임을 알 수 있다. 뉴욕州의 非有意性은 景氣變動 등의 원인에 따라 電力量의 需給이 변동하는데 이를 신속히 반영하지 못하고 있음을 의미할 것이다. 이러한 해석의 뒷받침을 常數項의 係數의 有意性에서 찾아볼 수 있다. *DSALES*의 係數가 有意的인 텍사스州와 위스콘신州에서는 常數項이 非有意的이며 이는 電力販賣量의 變動에 따라 一般管理費가 신축적으로 변화하고 있으나 뉴욕州는 電力量의 수준에 상관없이 일정한 增加率로(이 回歸模型은 增加率을 나타내고 있음) 一般管理費가 증액되고 있다고 생각할 수 있을 것이다.

假說을 나타내는 假變數 *YR*1976의 係數가 텍사스州에서는 1%의 수준으로 有意的이고 陽의 부호를 갖는다. 뉴욕州와 위스컨신州 모두 非有意的이다. 이 結果는 假說의 豫測과 합치되는 것이다.

그러나 〈表 2〉의 결과는 州別 推定에 의존한 것이므로 企業規模의 分布의 差異에 의해 영향을 받을 수 있다는 우려가 있을 수 있으므로 各 企業別로 推定을 하여 그 결과를 요약한 것이 〈表 3〉이다. 텍사스州의 경우 10個의 電力會社 중 7個의 企業이 有意的이고 陽의 부호를 갖는 반면, 뉴욕州와 위스콘신州는 7個會社와 8個會社 중 각각 1個 및 2個의 企

〈表 3〉 企業單位別 OLS推定値의 要約表

	텍사스 (10)	뉴 욕 (7)	위스콘신 (8)
有意的 係數를 갖는 企業數	7	1	2

註 : ( )안은 州內 全體 企業數를 나타냄.

業만이 陽의 有意性을 갖는다. 그러므로 企業規模의 차이에 의해서 推定結果에 영향을 주지 않았음과 個別企業別로 推定한 결과 역시 假設과 합치되고 있음을 알 수 있다.

나. 橫斷面 分析結果

橫斷面 回歸模型의 推定結果가 〈表 4〉에 보고되어 있다. 推定은 1969년부터 1982년까지

〈表 4〉 橫斷面分析에서 본 OLS推定値

	Inter	*SALES*	*QMIX*	*KWHCUSTM*	*PERCPTA*	*DTX*	R^2
1969	0.906	0.932**	0.692**	-0.062*	0.108	-0.288*	0.95
	(1.1)	(15.1)	(6.3)	(-1.9)	(0.9)	(-1.7)	
1970	0.818	0.929**	0.631**	-0.069**	0.161	-0.299*	0.95
	(1.1)	(17.6)	(6.0)	(-2.3)	(1.2)	(-2.1)	
1971	0.848	0.926**	0.583**	-0.058**	0.170	-0.270*	0.94
	(1.1)	(17.1)	(5.8)	(-2.0)	(1.6)	(-1.7)	
1972	0.861	0.954**	0.545**	-0.040**	0.010	-0.368*	0.93
	(0.9)	(12.1)	(5.3)	(-1.4)	(0.1)	(-1.9)	
1973	1.454*	0.883**	0.590**	-0.020	0.111	-0.380**	0.94
	(1.9)	(13.5)	(5.8)	(-0.8)	(0.7)	(-2.1)	
1974	1.925**	0.842**	0.448**	-0.023	0.194	-0.353*	0.93
	(2.2)	(11.1)	(4.6)	(-0.8)	(1.0)	(-1.8)	
1975	2.141**	0.873**	0.353**	-0.031	0.026	-0.429*	0.92
	(2.4)	(12.1)	(4.8)	(-1.0)	(0.2)	(-1.9)	
1976	3.211**	0.796**	0.311**	-0.045	0.091	-0.295	0.90
	(3.4)	(10.4)	(3.9)	(-2.7)	(1.0)	(-1.5)	
1977	2.062**	0.842**	1.023**	-0.023	0.101	-0.292	0.93
	(2.1)	(12.4)	(3.6)	(-2.7)	(1.0)	(-1.5)	
1978	4.009**	0.774**	0.193**	-0.058	0.048	-0.177	0.90
	(4.5)	(12.3)	(4.4)	(-1.7)	(0.5)	(-0.7)	
1979	3.639**	0.803**	0.212**	-0.054	0.017	-0.261	0.89
	(3.7)	(11.8)	(4.6)	(-1.3)	(0.1)	(-1.0)	
1980	3.421**	0.793**	0.238**	-0.059	0.152	-0.273	0.91
	(3.7)	(12.6)	(4.8)	(-1.7)	(1.0)	(-1.1)	
1981	1.668	0.929	1.102	-0.090	0.029	-0.059	0.94
	(1.8)	(15.3)	(3.4)	(-2.9)	(0.3)	(-0.3)	
1982	1.668**	0.929**	1.102**	-0.089	0.029	-0.059	0.94
	(1.8)	(15.3)	(3.4)	(-2.9)	(0.3)	(-0.3)	

註 : *는 10%의 크기에서, **는 5%의 크기에서 有意的임.
( )안은 *t*-統計値임.

매년 시행되었다. 回歸模型의 規定이 상당히 좋다고 할 수 있는데 그 근거로는 R^2이 90%가 넘는 높은 값을 갖고 있으므로 重要變數가 누락되어 있다고 보기 어렵기 때문이다. 각 說明變數의 부호는 假說에서 기대하던 것과 대체로 합치된다. *SALES*와 *QMIX*는 1%의 수준에서 陽의 有意性을 가지고 있고 *KWHCUSTM*은 10%의 수준에서 陰의 有意性을 가지나 *PERCPTA*는 非有意的이다.

텍사스州를 나타내는 *DTX*의 推定値의 變化흐름을 보면 1969년부터 1975년까지 10%의 수준에서 有意的이고 陰의 부호를 갖는 반면에 1976년 이후에는 非有意的이다. 따라서 規制가 없을 때의 經費支出이 規制가 있을 때의 經費支出보다 낮다고 할 수 있다. 바꾸어 말하면 規制는 經費選好行爲를 유발하고 있음을 경험적으로 알 수 있다. 그러므로 橫斷面分析結果 또한 假說과 합치됨을 알 수 있다.

IV. 結　　論

本 論文의 假說은 收益率規制政策이 獨占企業에 부과되면 被規制 獨占企業의 經營者는 經費選好行爲를 보이게 되는데 그 까닭은 經費選好行爲를 방지하기 위한 經營者統制裝置들의 機能이 약화되기 때문이다. 統制裝置가 약화되는 이유는 收益率規制政策으로 인해 株主들에게 돌아올 수 있는 收益率이 한계를 갖게 됨에 따라 株主들은 더 이상 經營活動에 세밀한 주의를 기울이려 하지 않을 것이다. 또 한정된 收益率은 經營者에게 利潤의 極大化를 위해 일할 수 있는 誘因을 제공하지 못할 것이며 他 企業들로부터의 인수매력도 갖지 못할 것이다. 따라서, 收益率規制는 경영자에 의한 經費支出을 늘리게 되는 경향을 유도한다는 假說이 성립될 수 있다.

經費選好行爲를 측정하기 위하여 一般管理費計定이 사용되었다. 假說檢定은 時系列分析과 橫斷面分析의 觀點에서 시행되었다. 時系列 觀點에서 볼 때 假說에 의하면 收益率規制가 새로이 부과되면 一般管理費의 급격한 증가가 있는 반면 規制가 계속되어 온 州에서는 비교시점에서 볼 때 변화가 없어야 할 것이다. 回歸方程式의 推定結果는 假說의 豫測과 일치되었다. 또 橫斷面分析에서는 規制가 新設되기 이전에는 規制를 받지 않는 企業의 一般管理費가 被規制企業보다 낮은 반면 規制가 부과되면 旣存被規制企業들과 차이가 없어야 한다는 것이 假說로부터 導出될 수 있는 예측이다. 推定結果는 假說의 豫測과 합치되었다.

그러므로 本 論文에서 주장하고 있는 假說, 즉 收益率規制政策下의 獨占規制企業은 經費選好行爲를 유발할 수 있다는 것이 경험적으로 立證되고 있다고 할 수 있다.

序論에서 거론되었듯이 本 論文은 獨占企業의 所有權이 民間에 있고, 政府當局은 오직 收益率의 上限線만을 설정할 뿐 그 밖의 企業活動에 대해서는 자율성을 보장해 주는 상태를 想定하고 있으므로, 우리나라에서 채택하고 있는 公企業制度, 즉 國家가 獨占企業을 所有·運營하는 형태에는 직접적으로 적용될 수 없을 것이다. 그러나 현재 널리 인식되고 있듯이 公企業의 비능률적 경영을 청산하고 民間企業의 창의성을 존중한다는 취지하에 公企業의 民營化를 추진하려 할 때 이 民營化된 企業은 獨占企業이므로 獨占의 폐해를 제거하

기 위하여 어떠한 형태로든 정부의 간섭이 불가피해질 것이다. 이때, 만일 정책당국이 收益率規制政策을 염두에 두고 있다면, Averch-Johnson效果와 함께 經費選好行爲의 발생가능성에 대한 대비가 있어야 할 것이다. 즉 정부당국에서 被規制企業의 費用項目을 조사·분석하여 자의적으로 과다하게 팽창되어 있는 項目에 대한 시정조치를 명령하는 것 등을 예로 들 수 있겠는데 이때 생길 수 있는 문제점으로서 支出經費의 粉飾과 정부당국의 企業行爲에 대한 감사 등에 소요되는 行政費用의 증가를 들 수 있을 것이다. 정부의 經費選好防止에 대한 노력이 있게 되면, 被規制企業에서는 經營陣의 效用增大에 사용되는 支出經費를 다른 項目, 이를테면 生産이나 廣告費用 등으로 전가시킬 가능성이 발생하고 이를 방지하기 위하여 정부의 조사활동에 보다 많은 物的·人的資源이 投入되어야 하므로 行政費用의 증가가 있게 될 것으로 본다.

美國과 같이 政府와 私企業間의 분리가 엄격하고 民間企業活動에 대한 정부의 간섭이 배제되고 있는 국가에서는 經費支出에 대한 정보수집을 위한 行政費用의 규모가 매우 커질 것으로 예상되지만 韓國과 같이 民間企業활동의 정보가 정부에 의해 쉽게 포착될 수 있는 국가에서는 정보수집을 위한 行政費用이 상대적으로 낮으리라 생각된다. 그렇지만 經費選好行爲로 인한 社會的 費用(social cost)의 증가와 이를 탐지 및 방지하기 위한 행정활동으로 인해 발생하는 社會的 費用의 증가 중 어느 쪽이 더 클지는 경험적 관찰로부터 얻을 수밖에 없으므로 事前的으로 단정지을 수 없을 것이다. 다만 本 論文의 결론으로부터 도출될 수 있는 독점규제정책상의 意義는 向後 收益率規制를 채택할 경우 經費選好 가능성이 발생하고, 이를 방지하고자 할 때 韓國的 특수상황을 고려해 보건대, 規制當局에 의한 經費選好防止가 가장 효율적일 수 있음을 밝히는 데 있다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

Alchian, A. and R. Kessel, "Competition, Monopoly, and the Pursuit of Money," in *Aspects of Labor Economics*, National Bureau Economic Research, Princeton, 1962, pp.157～183.

Averch, H. and L. Johnson, "Behavior of the Firm Under Regulatory Constraint," *American Economic Review*, Dec. 1962, pp.1052～1069.

Awh, R. and W. Primeaux, "Managerial Discretion and Expense Preference Behavior," *Review of Economics and Statistics*, May 1985, pp.224～231.

Bailey, E., *Economic Theory of Regulatory Constraint*, Lexington Books, Lexington, 1973.

Carroll, T. and D. Ciscel, "The Effects of Regulation on Executive Compensation," *Review of Economics and Statistics*, Aug. 1982, pp.505～509.

Ciscel, D. and T. Carroll, "The Determinants of Executive Sallaries: An Econometric Survey," *Review of Economics and Statistics*, Feb. 1980, pp.7～13.

De Alessi, L., "An Economic Analysis of Government Ownership and Regulation," *Public Choice*, Fall 1974, pp.1～42.

Edwards, F., "Managerial Objectives in Regulated Industries: Expense-Preference Behavior in Banking," *Journal of Political Economy*, Feb. 1977, pp.147～162.

Fama, E., "Agency Cost and the Theory of the Firm," *Journal of Political Economy*, April 1980, pp.288～307.

Fama, E. and M. Jensen, "Agency Problems and Residual Claims," *Journal of Law and Economics*, June 1983, pp.327～349.

Fama, E. and M. Jensen, "Separation of Ownership and Control," *Journal of Law and Economics*, June 1983, pp.301～325.

Hannan, T. and F. Mavinga, "Expense-Preference Behavior and Managerial Control," *Bell Journal of Economics*, Autumn 1980, pp.671～682.

Hicks, J. R., "Annual Survey of Economic Theory: The Theory of Monopoly," *Econometrica*, Jan. 1935, pp.1～20.

Jarrell, G., "Pro-producer Regulation and Accounting for Aspects," *Journal of Accounting and Economics*, 1979, pp.93～116.

Jensen, M. and W. Meckling, "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Cost, and Ownership Structure," *Journal of Financial Economics*, 1976, pp.305～360.

Kahn, A., *The Economics of Regulation: Principles and Institutions*, Wiley, New York, 1971.

Manne, H., "Mergers and the Market for Corporate Control," *Journal of Political Economy*, Apr. 1965, pp.110～120.

Navarro, P., *The Dimming of America*, Ballinger Publishing Co., Cambridge, MA., 1985.

Norton, S., "Regulation and Systematic Risk: The Case of Electric Utilities," *Journal of Law and Economics*, Oct. 1985, pp.671～685.

Peltzman, S., "Toward a More General Theory of Regulation," *Journal of Law and Economics*, Aug. 1976, pp.211～240.

Rees, "A Reconsideration of the Expense Preference Theory of the Firm," *Economica*, 1974, pp.295～307.

Sherman, R., "Financial Aspects of Rate-of-Return Regulation," *Southern Economic Journal*, Oct. 1977, pp.240～248.

Smirlock, M. and W. Marshall, "Monopoly Power and Expense-Preference Behavior," *Bell Journal of Economics*, Spring 1983, pp.166～178.

Stigler, G., "The Theory of Economic Regulation," *Bell Journal of Economics and Management Science*, Spring 1971, pp.3～21.

Williamson, O., "Managerial Behavior: The Evidence from the Field Studies," *Behavioral Theory of the Firm Working Paper*, No.38, Pittsburgh, 1962.

Yen, G. and L. Benham, "The Best of All Monopoly Profit Is a Quiet Life," *Journal of Health Economics*, 1986, pp.347～353.

〈附表〉 電力會社名單

[텍사스州]

1. Central Power and Light Company
2. Community Public Service Company [1962–1980]
3. Dallas Power and Light Company [1962–1982]
4. El Paso Electric Company
5. Houston Light and Power Company
6. Southwestern Electric Power Company
7. Southwestern Public Service Company
8. Texas Electric Service Company
9. Texas Power and Light Company
10. West Texas Utility Company

[뉴욕州]

1. Central Hudson Gas and Electric Company
2. Consolidated Edison Co. of New York
3. Long Island Lighting Company
4. New York State Electric and Gas Company
5. Niagara Mohawk Power Corporation
6. Orange and Rockland Utility Company
7. Rochester Gas and Electric Company

[위스콘신州]

1. Consolidated Water Power Company
2. Lake Superior District Power Company
3. Madison Gas and Electric Company
4. Northern States Power Company
5. Superior Water, Light, and Power Company
6. Wisconsin Electric Power Company
7. Wisconsin Power and Light Company
8. Wisconsin Public Service Corporation

社會保險의 適正隱退時期 決定에 관한 效果分析

柳 一 鎬

사회보험(Social Insurance)은 老齡 등 未來에 確實히 發生할 事案뿐 아니라 질병 등 不確實한 事案에 의한 所得의 喪失을 보상하기 위한 保險의 역할을 한다. 대부분의 사회보험연구는 이 不確實性이 배제된 모형의 분석을 하고 있는데 本稿에서는 그러한 不確實性이 存在할 때 사회보험이 개인의 은퇴시기 결정에 미치는 영향을 분석하였다. 사회보험은 勞動期로부터 隱退期로의 所得移轉일 뿐 아니라 일을 할 수 있는 상태로부터 질병 등의 불확실한 事案에 의해 초래된, 일을 할 수 없는 상태로의 所得移轉도 된다. 이 두번째의 역할 때문에 사회보험은 個人의 隱退時期를 늦추는 효과를 보일 수 있다. 특히 사회적 最善適正隱退時期(first best optimum)는 사회보험이 전혀 없는 경우의 은퇴시기보다 늦다. 반면 어느 一定한 時點 이후에만 社會保險의 受惠가 可能하다면 이는 오히려 早期隱退를 招來하게 된다는 것을 보였다.

I. 序 論

일반적으로 社會保險(혹은 社會保障, 이하 社會保險이라 칭한다)이란 노령에 의한 隱退 등 계획되어 있고 누구나 다 豫想하는 事案에 의해 발생되는 所得의 喪失뿐 아니라 사망 또는 질병 등 예측이 불가능하고 不確實한 상황에 의한 所得의 喪失에 대한 報償을 위한 制度를 의미한다. 本稿에서는 그러한 사회보험이 개인의 隱退時期決定에 미치는 영향에 대해 고찰해 보고자 한다[1].

個人의 隱退時期決定은 본인에게뿐 아니라 國民經濟全般에 걸쳐 중대한 영향을 미친다. 지금까지의 많은 연구에서 밝혀진 바와 같이 사회보험이 모든 개인의 은퇴시기를 앞당기게 하는 효과를 가진다면 우선 政府로서는 財政負擔의 증가문제에 직면하게 될 것이다. 또한 노동시장에서 경험있는 勞動力의 減少라는 문제가 제기되는 반면 新規勞動者들의 進入을

筆者 : 本院 硏究委員

* 筆者는 本 硏究의 草稿를 읽고 유익한 批評을 해 준 高日東, 文亨杓博士에게 感謝드린다. 또한 原稿整理에 수고한 朴恩姬, 李永分硏究助員께도 感謝드린다. 本 硏究의 어떤 誤謬도 筆者 個人의 것임은 물론이다.

1) 本稿의 모형은 美國의 老齡年金(Old Age Insurance)과 같은 公的隱退保險을 염두에 두고 구성

容易하게 하는 효과도 있을 것이다.

분석의 간편화를 위해 個人(또는 근로자)의 隱退決定은 단 2개의 變數—불확실한 미래의 건강상태와 근로의 非效用—에만 영향을 받는다고 가정하기로 하자. 그리고 질병 등의 불확실한 상황이 발생하지 않아 일을 할 수 있는 경우를 좋은 狀態(good state)라고 하고 반대로 일을 할 수 없게 되는 경우를 나쁜 狀態(bad state)라 한다. 그런데 社會保險이란 기본적으로 勞動期로부터 隱退期로의 所得移轉이지만, 미래의 所得機會에 대한 불확실성이 존재하는 경우에는 또한 좋은 상태로부터 나쁜 상태로의 소득이전의 역할도 한다. 바로 이 새로운 역할 때문에 所得機會의 不確實性이 배제된 模型과는 다른 결과를 얻을 수 있는바, 本稿에서 도출될 結論들은 다음과 같다.

우선 Crawford & Lilien(1981)의 결과에서 볼 수 있듯이 資本市場의 완전성(perfect capital market), 保險統計的 公正性(actuarial fairness)과 一定한 平均壽命(certain life time) 등이 가정되면 사회보험은 個人의 隱退時期 決定에 아무런 영향도 미치지 않는다. 이 결과를 도출하는 데는 各個人(근로자)이 자신의 隱退時期決定이 사회보험의 受惠額(지급액)에 미칠 영향을 고려한다는 暗默的인 가정이 필요하다.

그러나 그러한 가정하에서도 本 硏究에서와 같이 未來所得機會에 대한 不確實性이 존재할 때는 社會保險이 개인의 隱退時期 決定에 영향을 미치게 된다. 이 경우 사회보험에 의해 개인의 은퇴시기는 오히려 늦추어질 수 있다.

다음, 위의 假定—즉 각 개인이 자신의 은퇴시기결정이 사회보험의 수혜액에 영향을 미친다는 것을 고려한다는 것—은 실제 대단히 非現實的인 것이다. 오히려 각 개인은 자신의 은퇴시기 결정에 관계없이 정부가 약속한 社會保險의 受惠額(지급액)은 일정불변하다고 가정하고 행동할 것이다. 이 가정하에서는 Crawford-Lilien流의 不確實性이 배제된 모형에서도 사회보험의 "中立性"은 성립하지 않는다. 다시 말해, 사회보험은 早期退職을 초래하는 것이다. 그러나 本稿에서 가정되는 불확실성하에서의 조기퇴직의 정도가 불확실성을 배제했을 때보다 작아진다. 다음으로 우리나라의 福祉年金이나 美國의 老齡保險에서와 같이 어떤 정해진 年齡 또는 時點後에만 사회보험의 受惠가 가능하다면, 社會保險은 早期退職의 효과를 보인다.

本稿의 構成은 다음과 같다. II章에서는 模型이 설명되고 III章에서는 앞에서 언급한 3개의 대단히 제약적인 조건하에서의 社會保險의 隱退時期決定에 대한 효과가 분석된다. IV章에서는 社會保險受惠가 일정시점 이후에나 가능할 경우를 분석하고 V章에서는 次善適正化問題(second best problem)가 설명되며 마지막으로 VI章에서 간단한 結論이 도출된다.

II. 模　　型[2)]

本稿에서는 2期間「라이프 사이클」模型의

된 것이지만 적절한 변환을 한다면, 障碍者保險(Disability Insurance), 失業保險(Unemployment Insurance) 또는 우리나라의 福祉年金 분석에도 적용될 수 있을 것이다.

2) 本稿의 期待效用函數는 다음과 같은 일반적인 連續函數의 간편화된 변형이다.

變形을 다루고자 한다. 個人은 2期에 걸쳐 일을 할 수 있고 예산제약하에서 效用極大化를 위한 消費行爲를 한다. 각 개인의 豫算制約式은 그 사람의 유일한 소득인 勞動所得 또는 賃金(이하 賃金이라 칭한다)과 일을 하는 기간중 납부해야 하는 社會保險稅에 의해 결정된다. 분석의 편의상 첫번째 期에는 所得機會의 不確實性이 없고 두번째 期에는 알려진 確率 P로 일을 할 수 있다고 가정한다. 만약 이 개인이 일을 할 수 있다면 두번째 期는 다시 2개의 sub-period로 분할이 된다. 즉 두번째 期의 첫 $t(o<t<1)$ 부분만큼은 노동을 하고 나머지 $1-t$ 부분은 노동을 할 수 있음에도 자발적인 隱退狀態에 들어가게 된다. 반면, 두번째 期의 시초에 노동이 불가능한 경우가 발생하면(disabled: $1-P$의 確率로), 그는 그 즉시 은퇴하지 않을 수 없게 된다(즉 비자발적인 隱退). 또한 한 노동자는 1期當 1單位의 消費財를 생산하고 利子率은 편의상 0으로 가정된다. 개인의 效用函數는 期間, 勞動, 消費에 대해 加法分離形(additively separable)이며 다음과 같은 개별 효용함수에 의해 결정된다[3].

$U_0(C)-V(s)$: 첫 期(0期)의 소비(C)에 의한 효용에서 勞動(s)의 비효용을 뺀 것. V는 s의 增加函數이고 $V(0)=0$으로 가정

$U_1(C)=U(C)-V(t)$: 개인이 일을 할 수 있는 경우 두번째 期(1期)의 消費에 의한 효용에서 勞動(t)의 비효용을 뺀 것.

$U_2(C)=U(C)-K$: 만약 일을 할 수 없을 경우 1期의 效用(K는 陽의 常數)

$U_3(C)=U(C)$: 1期에 일을 할 수 있음에도 불구하고 일을 하지 않을 경우의 效用

여기서 U_i는 單調增加函數이고 3차미분이 가능하며 또한 오목함수(strictly concave function)이다. 위와 같은 개별효용함수에 의해 한 개인의 一生期待效用函數(life time expected utility function)는 다음과 같이 결정된다.

$$EU \equiv U_0(C_0)-\bar{V}+tPU_1(C_1^1)-PV(t)+(1-P)\,U_2(C_1^2)+(1-t)\,PU_3(C_1^3)$$

여기서 $V(t)=\int_0^t v(s)\,ds$이고 $\bar{V}$는 0期의 노동에서 발생하는 고정된 非效用이며 C_0는 노동자의 0期의 消費量 (수준), C_1^1은 1期에 일할 때의 消費量, C_1^2는 일을 할 수 없을 때의 消費量, C_1^3는 일을 할 수 있음에도 불구하고 일을 하지 않을 때의 消費量이다.

$$EU \equiv \int_0^\tau U_0(C_0(t))\,dt+\int_\tau^u U_1(C_1(t))(1-F(t))\,dt+\int_\tau^u U_2(C_2(t))f(s)\,ds+\int_u^T U_2(C_3(t))(1-F(u))\,dt$$

여기서 u는 계획된 隱退時期이고 $f(t)$, $F(t)$는 각 개인이 t時點에서 일을 할 수 있는 確率의 確率密度函數와 分布函數이다. 이 형태의 함수에서는 本稿에서와 같이 $U_1=U_2$로 가정하는 것이 타당할 것이다. 왜냐하면 「라이프사이클」模型의 중요한 결과인 各期의 消費水準의 同一化라는 결과를 가능케 하기 때문이다.

3) 이 모형은 Diamond-Mirrlees流의 期待效用函數의 변형이기도 하다.

III. 隱退時期의 決定

이 章에서는 우선 3개의 대단히 제약적인 조건들—즉 완전한 資本市場, 保險統計的 公正性, 일정한 平均壽命—하에서 社會保險이 隱退時期의 決定에 미치는 영향에 대해 논의하고자 한다. III-1에서는 첫째 근로자가 그의 隱退決定이 社會保險 受惠金額에 미치는 영향을 고려하고 행동한다는 가정하에 분석을 한다. 사실 이 가정은 序에서도 언급되었듯이 비현실적인 것이지만 이 가정하에서의 分析은 그 이후의 분석의 기초가 되는 데에 그 중요성이 있다. 두번째 小節에서는 근로자가 자신의 隱退時期決定이 社會保險 受惠額의 크기에 전혀 영향을 미치지 않는다고 생각하고 행동한다고 가정한다.

III—1

자기 자신의 행동이 社會保險受惠에 영향을 미친다고 생각하고 隱退에 대한 결정을 내리는 이 경우, 소비자—근로자의 效用極大化 문제는 다음과 같다.

$$\underset{C_0,\, C_1^1,\, C_1^2,\, C_1^3,\, t}{Max} \quad EU(C_0, C_1^1, C_1^2, C_1^3, t)$$

$$s.t. \quad C_0 + tC_1^1 + (1-t)\ C_1^3 \leq w_0 + tw_1 + (1-t)\ b,\ \ C_0 + C_1^2 \leq w_0 + b$$

여기서 $w_0 = (1\text{-}a)\ \bar{W}_0$, $w_1 = (1\text{-}a)\ \bar{W}_1$

a : 社會保險稅率

b : 社會保險便益, 즉 受惠額

W_0, W_1 : 0期와 1期의 賃金水準

노동자는 일생의 豫想生産量을 임금으로 받는다고 가정한다. 따라서 $\bar{W}_0 + \bar{W}_1 = 1 + tP$의 관계가 성립한다.

이제 C_0, C_1^1, C_1^2, C_1^3, t에 대한 一階條件(first order condition)은 다음과 같다.

$$C_0\,;\ U_0' - \lambda_1 - \lambda_2 = 0$$

$$C_1^1\,;\ tPU_1' - t\lambda_1 = 0$$

$$C_1^3\,;\ (1-t)\ PU_3' - \lambda_1(1-t) = 0$$

$$C_1^2\,;\ (1-P)\ U_2' - \lambda_2 = 0$$

여기서 λ_1, λ_2는 첫째와 둘째 制約式에 대한 Lagrange 乘數들이고

$$U_0' = \frac{\delta U_0}{\delta C_0},\quad U_1' = \frac{\delta U}{\delta C_1^1},\quad U_2' = \frac{\delta U}{\delta C_1^2},$$
$$U_3' = \frac{\delta U}{\delta C_1^3}$$

이다.

위의 一階條件에서 우리는 $C_1^1 = C_1^3$의 결과를 얻는다. 사실 이 결과는 資本市場의 完全性이 전제된 「라이프사이클」 模型에서는 항상 도출되는 결과로서 각 個人의 效用은(다른 조건이 일정할 때) 각 期의 소비수준을 일치시킴으로써 極大化된다는 사실을 반영한 것이다. 따라서 이제 간편화를 위해 C_1^1, C_1^3를 C^1으로 표기해도 아무 문제가 없게 된다.

위의 일계조건을 더욱 정리하면 다음과 같은 결과를 얻는다.

$$C^1 = w_0 + tw_1 + (1-t)\ b - C_0 = w_0 + b + t(w_1 - b) - C_0$$

$$C^2 = w_0 + b - C_0 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

또한 위의 두 식에서 다음을 도출할 수 있다.

$$C^1 - C^2 = t(w_1 - b) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (2)$$

(1), (2)를 이용하고 常數項을 배제하면, 각 개인의 期待效用函數는 다음과 같이 될 것이다.

$$EU = U_0(C_0) + PU(C^1) + (1-P) \cdot U(C^2) - PV(t) \quad \cdots\cdots(3)$$

이제까지의 결과를 정리하자면 결국 개인의 極大化問題란 주어진(정부와 노동시장에 의해 정해진) a와 $\bar{W}$하에서 C_0와 t를 선택하여 (3)을 극대화하는 것이 된다. 이 문제를 풀기 위해서는 우선 b가 a의 함수로 표시되어야 한다. 그런데 이미 가정되어 있는 保險統計的 公正性(actuarial fairness)이란 다름 아닌 사회보험의 寄與總額이 惠澤總額과 일치해야 된다는 뜻이므로 경제전체의 資源制約式으로부터 $a(1+tp) = b(1-tp)$의 결과를 얻는다(증명생략). 앞으로의 分析의 편의를 위해 다음의 결과들도 소개해 놓는다.

$$b = \frac{a(1+tp)}{1-tp}, \quad w_0 + w_1 = \frac{1-a}{tp}\,[1+tp - (1-tp)\ \bar{W}_1],\ w_0 + b = (1-a)\ \bar{W}_0 + a\,\frac{1+tp}{1-tp} \quad \cdots\cdots(4)$$

여기서 분석을 더 진전시키기 전에, 未來所得機會에 대한 不確實性이 없는 경우를 잠시 고려해 보기로 하자. 그런 경우는 다름 아닌 $P=1$인 경우인바, 이미 Crawford-Lilien (1981)에서 밝혀진 바와 같이 사회보험세 a가 개인의 豫算制約式에서 사라지게 된다. 따라서 당연히 社會保險은 개인의 隱退時期決定에 영향을 주지 않는다. 그러나 不確實性이 존재하는 경우에는 (4)를 예산제약식에 대입해서 쉽게 확인할 수 있듯이 a가 예산제약식으로부터 없어지질 않으므로 社會保險이 개인의 隱退時期決定에 영향을 미치게 되는 것이다. 이를 확인해 보기로 하자.

이제부터는 분석의 편의상 $\bar{W}_0 = \bar{W}_1 = 1$(따라서 $w_0 = w_1 = 1-a$)라는 또 하나의 가정을 추가한다. 이제 (1), (4) 그리고 이 새로운 가정으로부터 다음을 도출할 수 있다.

$$C^1 = 1 + t - \frac{2t(1-P)}{1-tP} \cdot a - C_0,$$

$$C^2 = 1 + \frac{2tP}{1-tP} \cdot a - C_0$$

이들을 이용한 새로운 一階條件은;

$$U_0' - PU_1' - (1-P)\ U_2' = 0$$

$$PU_1' + \frac{2P(1-P)\,a}{(1-tP)^2}\,(U_2' - U_1') - Pv(t) = 0 \quad \cdots\cdots(5)$$

여기서 比較靜態分析을 위해 위의 첫번째 식을 $F(C_0,\ t)$, 두번째 식을 $G(C_0,\ t)$로 표시하자. 內部解(interior solution)의 존재를 가정하면, Cramer의 法則에 의하여 $\frac{dt}{da}$의 符號$=[\frac{\delta F}{\delta a} \times \frac{\delta G}{\delta C_0} - \frac{\delta F}{\delta C_0} \times \frac{\delta G}{\delta a}]$의 符號임을 쉽게 알 수 있다. 따라서 $\frac{dt}{da}$의 부호를 알기 위해 $\frac{\delta F}{\delta a} \times \frac{\delta G}{\delta C_0} - \frac{\delta F}{\delta C_0} \times \frac{\delta G}{\delta a}$를 展開하면 다음을 얻는다;

$$\frac{2tP(1-P)}{1-tP}\,(U_1'' - U_2'') \cdot [-PU_1'' + \frac{2P(1-P)\,a}{(1-tP)^2}\,(U_2' - U_1')] - [U_0'' + PU_1'' + (1-P)\ U_2''] \cdot \frac{2P(1-P)}{1-tP}\,[\frac{U_2' - U_1'}{1-tP} + \frac{2tPa\,U_2''}{(1-tP)^2} + U_1''\,\{-t + \frac{2t(1-P)\,a}{(1-tP)^2}\}]$$

이것의 부호는 일반적으로 불확실하지만, 社

會保險이 존재하지 않는 경우인 $a=0$의 경우에는, 위 표현의 부호가 陽임을 쉽게 알 수 있다. 또한 소위 完全保險(full insurance)의 경우인 $a=\frac{1-tP}{2}$(여기서 완전보험의 경우에는 C^1은 C^2와 일치해야 됨을 주목)은 부호가 陰이 된다. V章에서 입증되지만 이 완전보험의 경우가 바로 社會的 最善適正解(first best optimum)의 경우가 된다. 이제 다음의 定理에서 社會的 最適隱退時期가 사회보험이 없는 경우의 은퇴시기보다 늦다는 결과를 도출하기로 한다.

定理 1) 社會的 最適隱退時期 $\bar{t}$는 사회보험이 없는 경우의 隱退時期 t_N보다 늦다.

證 明) 먼저 $a=0$ 일 경우, 각 狀態(state)의 두 豫算制約式은 다음과 같다.

$$C_0+C^1=1+t_N,\ C_0+C^2=1$$

반면 完全保險의 경우 즉, $W_1=1-a=b$이면

$$1-a=\frac{1+\bar{t}P}{1-\bar{t}P}a \rightarrow a=\frac{1-\bar{t}P}{2}$$

(이들로부터 $C_0+C^1=1+\bar{t}P$, $C_0+C^2=1+\bar{t}P$ 등의 결과를 얻는데 예상되었던 대로 $C^1=C^2$가 된다.)

어쨌든 각각의 경우, 일계조건 (5)의 두번째 식은 $PU_1'-Pv(t)=0$로 된다. 이제 $t_N>\bar{t}$라고 가정해 보자. 그러면 바로 위의 식으로부터 $U_1'(C_N^1)>U_1'(\bar{C}^1)$의 결과가 도출될 것이다 (여기서 C_N^1, $\bar{C}^1$는 각각 사회보험이 없을 경우와 완전보험의 경우의 C^1을 나타냄).

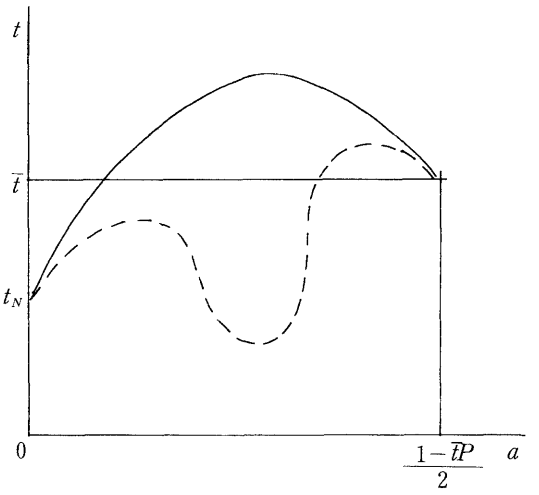
따라서 $1+t_N-C_{ON}<1+\bar{t}P-\bar{C}_0$가 되어야 한다($C_{ON}$, $\bar{C}_0$ 역시 각각 사회보험이 없을 경우와 완전보험의 경우의 C_0를 나타냄). 그런데 $\bar{t}<t_N$라고 가정을 했으므로 이 不等式을 만족하기 위해서는 C_{ON}이 $\bar{C}_0$보다 커야 한다.

여기서 일계조건(5)의 결과들을 이용해 다시 검토해보면 $U_1'(C_N^1)<U_0'(C_{ON})$, $U_1'(\bar{C}^1)=U_0'(\bar{C}_0)$이어야 함을 알 수 있고, 이는 다시 $U_1'(C_N^1)<U_1'(\bar{C}^1)$가 성립되어야 함을 의미한다. 즉, 우리의 당초가정을 위반하는 결과가 도출되므로 $\bar{t}>t_N$이 성립되어야 한다.

Q. E. D.

이 定理와 $a=0$(社會保險이 없는 경우)와 $a=\frac{1-tP}{2}$(完全保險)의 각각의 경우의 $\frac{dt}{da}$의 부호에 대한 앞의 결과를 종합해 보면 a와 t의 관계를 그림으로 추정해 낼 수 있다. 이중 두가지 경우만을 [圖 1]에 표시해 보았는데 만약 實線의 모양이 맞다면 完全保險이든 部分保險이든 社會保險은 오히려 개인의 隱退時期를 늦추는 효과를 가져온다.

[圖 1]



이와 같은 一見 常識에 반하는 결과에 대한 直觀的인(intuitive) 설명은 다음과 같다. 만약 다른 조건들이 다 같다면, 本稿에 고려되어 있는 불확실성 때문에 "保險效果"라고 명할 수 있는 새로운 所得效果가 존재하게 된다.

즉, 사회보험혜택의 증가(동시에 社會保險稅 a의 증가)는 좋은 상태(건강해서 일을 할 수 있는 경우)로부터 나쁜 상태(일을 할 수 없는 경우)로의 所得移轉을 의미하므로, 이는 곧 좋은 상태의 소득을 감소시켜 그것만으로도 계획된(혹은 자발적인) 은퇴시기를 뒤로 미루게 하는 효과를 가진다. 또한 나쁜 상태에서 소득증가는 正常財(nomal good) 가정하에서 0期의 소비(C_0) 증가를 가져오는바 이는 代替財인 餘暇의 감소를 초래하므로 은퇴시기가 늦어지게 된다. 즉, 이 두 효과가 같은 방향으로 움직이게 되는 것이다. 따라서 이 새로운 所得效果—"보험효과"—는 사회보험혜택이 증가함에 따라 隱退를 遲延시키는 역할을 한다.

그러나 이미 앞에서 언급한 바와 같이 이 小節의 중요한 가정, 즉 각개인이 자신의 은퇴가 社會保險 受惠額에 미치는 영향을 고려하여 행동한다는 것은 대단히 비현실적인 가정이다. 따라서 여기서부터는 이와 같은 가정을 배제하고 위와 같은 保險效果의 작용에 의해 사회보험이 각 개인의 隱退時期의 결정에 어떤 영향을 미치는가를 분석하기로 한다.

III—2

이제부터는 근로자 개인은 자신의 은퇴시기 결정에 관계없이 정부가 약속한 일정한 사회보험혜택을 받으리라고 생각하고 消費와 勞動供給에 대한 선택을 한다고 가정한다. 이 가정하에서도 소비자의 극대화 문제는 이전과 동일하다. 즉, 예산제약하에 (3)을 극대화하는 것이다. 또한 C_0에 대한 一階條件도 전과 동일하게 된다. 그러나 t에 관한 일계조건은 전과 다르게 된다. 이제 새로운 일계조건들을 보면 다음과 같다.

$$C_0\,;\, U_0' - PU_1' - (1-P)\ U_2' = 0 \quad \cdots\cdots\cdots(6)$$

$$t\ \ ;\, P(w_1 - b)\ U_1' - Pv(t) = 0 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots(7)$$

이제 (6)을 $f(C_0, t)$로 (7)을 $g(C_0, t)$로 표시하고 미분하면 다음의 결과를 얻는다.

$$\frac{\delta f}{\delta C_0} = U_0'' + PU_1'' + (1-P)\ U_2'' < 0$$

$$\frac{\delta f}{\delta t} = \frac{\delta g}{\delta C_0} = -PU_1''\ (w_1 - b) > 0$$

$$\frac{\delta g}{\delta t} = -Pv'(t) + PU_1''\ (w_1 - b)^2 < 0$$

위 식들로부터 일계조건의 Jacobian이 陰定符號를 가짐을 알 수 있고 따라서 唯一한 內部解가 존재한다. (6), (7)로부터, 만약 $w_1 = b$이면 $t=0$임을 쉽게 알 수 있다. 또한 $w_1 < b$인 경우라도 $t=0$이 되는데 이것은 일을 할 수 있는 건강한 근로자라도 당연히 일을 하지 않고 社會保險의 수혜자가 되려 하기 때문이다. 이 誘因의 문제[4](incentive prob-

4) 이 誘因의 문제 발생근거는 다음의 두가지를 들 수 있다. 첫째는 保險理論에서 많이 사용되는 Moral Hazard의 문제이다. 즉 勞動의 非效用은 公的情報(public information)인 반면 근로자 개인의 건강상태는 私的情報(private information)로 가정된다. 따라서 사회보험의 공급자인 정부로서는 보험의 수혜자인 근로자가 과연 노동을 할 수 없는 건강상태에 있어서(disabled) 은퇴를 결정했는지 또는 노동을 할 수 있음에도 단순히 개인의 선택에 의해 은퇴했는지를 구별할 수 없게 된다. 그러나 현실적으로는 여러가지 選別(screening)의 장치들이 있으므로 이 문제가 그렇게 심각하지는 않을 수도 있다. 특히 本稿의 模型에서는 분석의 편의상 불확실한 所得機會喪失이 두번째 期의 시작에서 발생하는 것으로 가정했기 때문에 조금이라도 두번째 期의 일을 한 사람은 이미 일을 할 수 있는 사람으로 自動的으로 가려지게(screen) 된다. 그러나 이것은 단순화된 모형이기 때문에 불가피하게 생

lem)를 인식하고 있는 정부로서는 完全保險의 공급을 하지 않게 될 것이다. 여기서 유의할 것은 III-1에서의 가정하에서는 각 근로자가 자신이 일을 안하면 수혜액이 줄어드는 것을 충분히 인식하므로 이 문제가 생기지 않는다는 점이다.

이제 $w_1 > b$인 경우를 살펴보자. 식(1)로부터 $w_1 > b$이면 $C^2 < C^1$이 되어야 함을 알 수 있다. 다시 말하자면 위의 誘因의 문제 때문에 실제로 일을 할 수 없게 된 사람은 그렇지 않았을 경우에 비해 적은 소비를 하지 않을 수 없게 된다는 것이다. 또한 식(6)으로부터 알 수 있듯이 U_0와 U가 같은 함수라 해도, C_0는 C^1 보다 작게 된다는 것이다. 미래소득에 대한 不確實性이 없는 모형에서는 C_0와 C^1은 같아야 하는데 이 모형에서는 $C_0 < C^1$이 되는 이유는 각각의 상태(state)에서 첫번째 期의 저축의 限界效用이 동일한 貯蓄水準에서라도 다르기 때문이다[5]. 이제 社會保險이 대부분의 경우 早期退職을 초래한다는 결과를 다음의 定理에서 보이기로 하자.

定理 2) $b < w_1$이며 相對的 危險忌避度(relative risk aversion)이 어떤 한계값 이하이면 $\frac{dt}{da} < 0$가 성립한다.

證 明) 우선 $\frac{\delta f}{\delta a}, \frac{\delta g}{\delta a}$부터 도출하기로 하자.

$$\frac{\delta f}{\delta a} = \frac{2tP(1-P)}{1-tP}(U_1'' - U_2''),$$

$$\frac{\delta g}{\delta a} = \frac{-2P}{1-tP}(U_1'' t(1-P)(w_1 - b) + U_1')$$

중간의 계산단계를 생략하면 다음의 결과를 얻는다.

$$\frac{\delta f}{\delta a} \times \frac{\partial g}{\partial C_0} - \frac{\delta f}{\delta C_0} \times \frac{\partial g}{\partial a}$$

$$= \frac{2tP(1-P)}{1-tP}(w_1 - b)\, U_1''\, [U_0'' + (1-P) \cdot U_2'' + PU_2'' - PU_1'' + PU_1''] + \frac{2P}{1-tP} \cdot U_1' [U_0'' + PU_1'' + (1-P)\, U_2'']$$

$$= \frac{2P}{1-tP} U_1' [U_0'' + PU_1'' + (1-P)\, U_2'']$$

$$\times [\frac{U_1''}{U_1'} t(w_1 - b) \frac{(1-P)\, U_0'' + (1-P) U_2''}{U_0'' + PU_1'' + (1-P) U_2''} + 1]$$

이제 이 마지막 표현의 부호를 검토해 보기로 하자. 우선 식(2)로부터 $t(w_1 - b) = C^1 - C^2 < C^1$임을 알 수 있다.

또한 $\frac{(1-P)U_0'' + (1-P)\, U_2''}{U_0'' + PU_1'' + (1-P)\, U_2''}$의 절대값은 당연히 1보다 작다. 따라서 두번째 대괄호의 첫째 항은 相對的危險忌避度, 즉 $\frac{U_1''}{U_1'} \times C_1$보다 작다. 따라서 상대적위험기피도의 절대값이 비현실적으로 크지 않는 한 $\frac{\delta f}{\delta a} \times \frac{\delta g}{\delta C_0} - \frac{\delta f}{\delta C_0} \times \frac{\delta g}{\delta a}$의 부호(Cramer의 법칙에 의해 $\frac{dt}{da}$의 부호와 같은)는 陰이 된다[6].

기는 문제점이고 어쨌든 完全保險의 경우는 모든 사람이 은퇴를 하게 된다는 誘因의 문제는 그대로 존재하게 되므로 이 문제는 本稿의 結論에는 아무런 영향을 미치지 않는다. 이 문제는 註 2)에서 제시된 연속함수모형을 이용하면 해결할 수 있다. 또 하나의 誘因의 문제 발생근거는 현실적으로 정부가 개인에 의해 결정된 은퇴시기를 변경시킬 수 없다는(설사 개인이 일할 수 있는 것을 안다 하더라도) 사실에 있다. 물론 이 문제는 不確實性이 배제된 경우에도 존재하는 문제로서 앞에 언급된 Moral Hazard와는 다르다. 筆者는 文亨杓博士의 이 문제에 대한 적절한 지적에 감사드린다.

5) 상식적으로도 알 수 있듯이 같은 액수의 저축이라도 소득이 낮은 경우에는 그 限界效用이 높을 것이다.

6) $U(C)$가 log함수이면 부호는 항상 陰이 된다.

또한 V章에서 보여지듯이 함수의 형태에 관계없이 次善適正解(second best optimum)에서는 이것의 부호가 陰이 된다. 따라서 다음의 不等式(8)이 성립되는 한, 즉 相對的 危險忌避度가 일정한 값보다 작아지는 한 $\frac{dt}{da}<0$이 된다.

$$U_1' \cdot [U_0''+PU_1''+(1-P)\,U_2''] + t(w_1-b) \cdot (1-P)\,U_1''\,(U_0''+U_2'') < 0 \quad \cdots\cdots\cdots(8)$$

Q. E. D.

이 定理는 대부분의 경우 앞에 언급된 "保險效果"가 사회보험의 여타 所得效果, 代替效果들보다 상대적으로 작다는 것을 보여준다. V章에서는 이 定理가 그림과 함께 설명된다.

여기서 다시 한번 不確實性이 배제된 모형과의 비교를 해보자. Sheshinski(1978)의 模型 등에서 보여진 바와 같이 그러한 모형들에서도 여기서와 마찬가지로 社會保險은 早期退職을 초래하게 된다. 그러나 조기퇴직의 정도(또는 크기)는 保險效果의 존재유무에 따라 두가지 모형에서 다르다. 불확실성이 배제된 경우 즉 $P=1$인 경우에는 위의 가정(8)의 陽의 부호를 가진 부분이 사라지게 되어 $\frac{dt}{da}$의 절대값이 불확실성이 있는 경우, 즉 $P<1$인 경우보다 커지게 된다. 다시 말해서, 早期退職의 정도는 이 "보험효과" 때문에 不確實性이 있는 경우 더 작아진다. 그러면 그 차이가 어느 정도가 될 것인가? 그것은 實證分析(empirical analysis)에 의해서만 가능할 것이다. 여기서는 다음의 간단한 예를 통해 "保險效果"에 의한 退職時期의 차이를 계산하여 보기로 한다.

$$U_0\,(C)=U\,(C)=ln(C), \quad V(t)=t^2$$

이 경우 식 (6), (7)은 다음과 같이 된다.

$$\frac{1}{C_0}-\frac{P}{C^1}-\frac{1-P}{C^2}=0 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(6')$$

$$P\cdot\frac{w_1-b}{C^1}-2Pt=0 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(7')$$

社會保險稅率 a의 변화에 따라 C_0와 t도 변하게 되는데 새로운 일계조건 (6′), (7′)을 이용하여 도출해낸 결과는 다음의 〈表 1〉에 있는 바와 같다.

〈表 1〉

a \ P	1/4	1/2	3/4	1
0	0.3164	0.3261	0.3401	0.3660
0.06	0.2947	0.2993	0.3053	0.3140
0.1	0.2782	0.2793	0.2805	0.2815
0.2	0.2285	0.2219	0.2143	0.2058
0.25	0.1985	0.1893	0.1797	0.1699

이 表에서 네번째 列은 $P=1$, 즉 不確實性이 배제된 경우이며, 첫번째 行은 社會保險이 없는 경우($a=0$)이다. 定理 2)에서 보인 대로 a가 증가할수록 隱退時期는 앞당겨진다. 또한 불확실성이 존재하는 경우 t의 變化率이 불확실성이 없는 경우의 그것보다 큰 것도 보여주고 있다. 예를 들어 $P=1$일 때와 $P=0.5$일 때를 비교하면 같은 6%의 稅率引上에 의해 전자의 경우 13%의 勤勞時期의 減少(조기퇴직)가 있는 반면 후자의 경우 오직 8%의 減少만 있다. 심지어 20%의 稅率에서는 전자의 퇴직시기가 후자보다 이르다는 것을 알 수 있다. 물론 이 결과의 중요성은 實證分析에 의해 검증되어야 하겠지만 이 간단한 예에서도 두 경우의 차이가 상당히 큰 것으로 나타나고 있다.

IV. 社會保險의 受惠可能年齡이 있는 境遇

이 章에서는 어떤 일정한 시점(예 : 60세, 65세)이 지나야만 社會保險의 受惠가 가능한 경우를 분석해 보기로 한다. 그 시점을 t_m으로 표시하기로 하자. 社會保險稅率 a나 支給額 b에 아무런 변화도 수반하지 않은 t_m의 설정(또는 변화)은 그 시점 이전에 은퇴하기로 계획한 사람의 隱退時期는 지연을 시킬 것이고 t_m 이후에 은퇴하기로 계획한 사람의 隱退時期에는 아무 영향을 미치지 못할 것이다. 그러나 t_m이 변화하면 保險統計的 公正性 때문에 a, b도 변화해야만 한다. 이 가정하에서는 受惠時期가 짧아질수록 a가 고정되면 b가 증가해야 한다(물론 b를 고정시키면 a가 감소되어야 한다). 다시 한번 不確實性이 배제된 경우를 살펴보자면, 資本市場의 完全性, 保險統計的 公正性, 일정한 平均壽命 등의 가정하에서는 사회보험 수혜가능연령 t_m의 設定(또는 변화)은 隱退時期決定에 아무 영향을 미치지 못한다. 그러나 不確實性이 있을 경우에는 t_m의 변화가 은퇴시기의 결정에 큰 영향을 미치게 된다. 특이하게도 定理 3)에서 보이다시피 社會保險 受惠可能年齡의 설정에 의해 은퇴시기는 앞당겨진다. 定理 3)을 소개하기 전에 t_m이 설정된 경우의 개인의 極大化問題를 보기로 하자.

$$Max \quad U_0(C_0)+PU(C^1)+(1-P)\ U(C^2) -PV(t)$$

$$s.t. \quad C_0+C^1 \leq (1+t)w+[1-max(t,t_m)]b_m$$

$$C_0+C^2 \leq w+(1-t_m)\ b_m$$

여기서 t_m은 앞에 정의된 바와 같고 b_m은 社會保險稅率 a가 변하지 않을 때 새로운 지급액 수준이다. 一階條件들은 생략하고 다음의 결과를 도출해 보기로 한다.

定理 3) 社會保險 受惠可能年齡의 설정은 早期隱退를 초래한다.

證 明)

경우 Ⅰ : $t_0 > t_m$

여기서 t_0는 t_m이 설정되지 않았을 경우의 隱退時期로, $\bar{t}$는 社會保險 受惠可能年齡이 설정된 경우의 適正隱退時期로 표시하기로 하자. 이제 $\bar{t} \geq t_0$임을 가정하고 이 가정이 성립될 수 없음을 보이기로 한다. 이를 위해 다음과 같은 假想的인 極大化問題를 고려해 보기로 하자.

$$Max \quad EU$$

$$s.t. \quad C_0+C^1 \leq (1+t)\ w+(1-t)\ b_m$$

$$C_0+C^2 \leq w+b_m \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (9)$$

위의 문제는 b가 b_m으로 변화된 것을 제외하고는 Ⅲ章의 極大化問題와 동일하다. 말할 것도 없이, 保險統計的 公正性의 가정 때문에 b_m과 $\bar{t}$ 사이에는 다음과 같은 관계가 존재하게 된다.

$$b_m[(1-P)(1-t_m)+P(1-\bar{t})]=(1+\bar{t}P)\ a$$

우리의 가정 $\bar{t} > t_0$하에서는 $b_m > b$임을 쉽게 확인할 수 있다. 이제 가상적 극대화문제(9)의 解를 $\bar{\bar{t}}$로 표기하자. 간단한 比較靜態分析을 이용하여 $\bar{\bar{t}} < t_0$ 임을 증명할 수 있다. 그런데 $\bar{\bar{t}}$는 문제(9)에서 b_m이 $(1-t_m)b_m$으로 대체된 문제의 解가 되며, 다시금 비교정태분석을 통해 $\bar{\bar{t}} > \bar{t}$ 임을 증명할 수 있다. 결국

$\bar{t} < t_0$가 되어야 하는데 이는 우리의 당초가정을 위반하는 것이 된다. 즉 이 경우 社會保險 受惠可能年齡이 설정된 후의 隱退時期가 그렇지 않을 경우보다 빠르게 되는 것이다.

경우 2 : $t_0 \leq t_m$

위의 경우 1)에서와 마찬가지의 과정을 거쳐 $\bar{t} < t_m$임을 보일 수 있다. 따라서 이제 $t_0 < \bar{t} < t_m$이 성립되지 않음을 보이기만 하면 된다. 이를 위해 $t_0 < \bar{t} < t_m$라고 가정을 하자. 이 경우에는 각 개인의 豫算制約式이 다음과 같다.

$$C_0 + C^1 \leq (1+t)\ w + (1-t_m)\ b_m$$
$$C_0 + C^2 \leq w + (1-t_m)\ b_m$$

그런데 保險統計的 公正性의 가정으로부터 $(1-t_m)b_m$이 $(1-t_0)b$보다 큼을 쉽게 알 수 있다. 따라서 각 개인은 좋은 상태에서 전보다 나은 소득을 누리게 된다. 또한 $t_m < \frac{2t_0}{1-t_0P}$가 성립하면 $(1-t_m)b_m$이 b보다 작다는 것도 쉽게 보일 수 있다. 따라서 $t_m < \frac{2t_0}{1-t_0P}$이면 $t_0 < t$가 되어 우리의 가정 $t_0 < \bar{t} < t_m$은 성립할 수 없게 되는데, 그 이유는 좋은 상태의 소득은 증가하고 나쁜 상태의 소득은 감소하게 되기 때문이다(바꿔 말하면 나쁜 상태로부터 좋은 상태로의 所得移轉이 일어난다).

마지막으로 t_m의 크기에 관계없이 이 결과가 有效함을 보이기 위해 다음의 公理가 필요하다(證明은 생략).

(公 理) 만약 $t_0 < t_m$이면 $\bar{t}$는 t_m의 증가에 관계없이 일정하다.

따라서 t_0 보다 큰 어떤 t_m이 설정되어도 隱退時期는 앞당겨진다.

그러므로 두 경우 共히 早期隱退를 招來한다.

Q. E. D.

社會保險 受惠可能年齡이 설정됨에 따라 계획된 隱退時期가 앞당겨진다는 결론은 사실 다음과 같은 說明을 감안하면 그렇게 놀라운 것도 아니다. 즉, 사회보험 수혜가능연령설정은 나쁜 상태로부터 좋은 상태로의 所得移轉이나 마찬가지이기 때문에, 保險效果(이 경우, W가 변하지 않기 때문에 오직 하나의 효과임)는 은퇴를 앞당기는 효과를 가지게 되는 것이다. 어쨌든 주지하는 바와 같이 受惠可能年齡의 設定은 그 연령이전의 早期退職을 억제하고자 하는 의도에서 이루어지는 것인데 本稿의 결과는 그 의도에 반하는 결과가 초래됨을 보여주고 있다. 물론 위에 도출된 결론이 현실적인 중요성을 갖는다고 단정하기에는 우리의 模型이 너무 단순하다고 할 수도 있겠으나, 각각 다른 勞動의 非效用을 가진 여러 類型의 사람들을 가정하면 위 결론은 새로운 問題提起의 始發點이 된다. 그와 같은 경우에는 당연히 노동의 비효용이 큰 사람일수록 일찍 은퇴하려고 할 것이므로 類型이 연속함수(continuous type)라면, 은퇴시기는 구간을 이룰 것이다. 그런데 그 경우의 사회적 最適解—좀더 정확히는 次善適正解는 그 구간내의 어느 한 시점이 될 것이고(만약 사람들의 類型이 平等分布를 이룬다면 은퇴구간의 中點(mid point)), 그렇게 설정된 受惠可能年齡(차선적정해) 이외의 隱退時點을 選好하는 사람들은 모두 그전보다 은퇴시기를 앞당기게 될 것이다.

여기서 이와 같은 분석이 우리나라의 경우에 어떻게 적용될 수 있는지에 대해 고찰해 보기로 하자. 우리나라의 경우 民間部門에서 이미 광범위하게 停年退職制度(주로 55세)가 존재하고 있는 상황에서 社會保險의 수혜가능

연령이 60세로 정해진 國民福祉年金이 導入되었다. 더구나 우리나라의 경우 60세 이전에 은퇴를 하게 되면 60세가 될 때까지 年金의 일부를, 60세 이후에는 정상률의 연금을 받는다[7]. 이 경우, 개인의 자발적 隱退時期決定에 어떤 영향을 미칠 것인가? 분석의 편의를 위해 다음의 각각의 경우를 따로따로 고찰해 보기로 한다. 첫째, 개인의 최적은퇴시기가 停年(예 ; 55세)과 일치하거나 그보다 앞선 경우에는 위의 분석이 그대로 적용되어 정년 이전의 早期退職이 초래될 것이다. 왜냐하면 III 章에서 본 社會保險의 도입에 의한 조기퇴직과 이 章에서 설명된 受惠可能年齡의 설정에 의한 조기퇴직이 같은 방향으로 영향을 미치기 때문이다(60세까지 연금의 일부나마 받게 되므로 더욱 그렇다). 다음 개인의 最適隱退時期가 停年보다 늦은 보다 현실적인 경우를 보자. 이 경우에도 위의 두 효과가 조기퇴직을 초래하는 쪽으로 영향을 미칠 것이다. 그러나 이것이 항상 정년보다 일찍 퇴직하는 방향으로의 결과는 미치지 않는다. 즉, 이미 계획된(혹은 개인에 의해 선호되는) 은퇴시기 이전에 비자발적으로 停年退職을 하게끔 되어 있기 때문에 위 효과들이 어느 한계 이상 크지 않은 한, 전과 같이 정년에 은퇴하는 경우가 있을 것이다. 그러나 위 효과들의 크기가 어떤 한계 이상이면 이 경우에도 정년 이전(즉 55세 이전)의 조기퇴직을 초래할 가능성도 있다. 물론 정년퇴직에 구애받지 않는 사람들에게는 이 章에서 도출된 결과—早期退職의 招來—가 그대로 적용될 것이다.

7) 이 부분에 대한 高日東博士의 지적에 대해 감사한다.

그런데 最近 우리나라도 전반적인 平均壽命의 연장 등의 이유에 의해 停年을 55세 이후로 연장하는 추세에 있다. 만약 대부분의 停年이 60세에 근접하게 되면 위에서 설명한 理由로 인해 새로 설정된 정년 이전의 早期退職의 可能性도 높아진다 하겠다(이전의 停年, 즉 55세보다 이른 退職이 아님). 따라서 우리나라의 경우, 55세의 停年退職制度가 광범위하게 존재하는 지금 당장 國民福祉年金에 의한 조기퇴직효과는 현실적으로 나타나지 않을 것으로 보이지만 연장된 새로운 정년의 정착 후에는 그 효과가 나타날 것으로 보인다.

V. 次善適正解(The Second Best Optimum)

우선 분석의 전단계로서 最善適正解(the first best opt.)부터 구해보기로 하자. 最善適正解는 사회간접효용함수 Z를 資源制約式下에서 극대화하여 구해지므로 政府(또는 planner)의 문제는 다음과 같아질 것이다.

$$\underset{w_0,\, w_1,\, b,\, t}{Max}\ Z \equiv \underset{C_0}{Max}\ U_0(C_0) + PU[w_0 + tw_1 + (1-t)\ b - C_0] + (1-P)\ U(w_0 + b - c_0) - PV(t)$$

$$s.t. \qquad w_0 + tPw_1 + (1-tP)\ b \leq 1 + tP$$

이 문제의 일계조건들은 다음과 같다.

$$w_0 : PU'_1 - \gamma = 0$$

$$w_1 : tPU'_1 - \gamma tP = 0$$

$$b \ : (1-tP)\ U'_2 - \gamma(1-tP) = 0$$

$t \quad : \gamma P(1-w_1+b)-Pv(t)=0$

여기서 γ는 資源制約式의 Lagrange乘數이다.

위 식들로부터 당연한 결과로서 $C^1=C^2$, $v(t)=U_0'=U_1'=U_2'$을 도출할 수 있다. 여기서 한가지 지적해야 할 것은, 위 일계조건은 III-1에서 도출된 것과 똑같다는 점이다. 즉, III-1에서 도출된 完全保險의 경우가 바로 最善適正解임을 확인해주고 있는 것이다. 그러나 誘因의 문제가 존재한다면 사람들은 완전보험이 제공될 때, 두번째 期에 일을 하지 않으려 할 것이다. 다시 말해, 가능한 한 빨리 은퇴하려 할 것이다(0期에는 은퇴할 수 없다는 것을 상기!). 따라서, 불가피하게 次善選擇의 문제를 고려하게 된다. 이제 次善適正解를 구하기로 하자. (2)로부터 唯一解를 구하기 위해서는 w_0, w, b를 각각 알 필요가 없이 合 w_0+b와 w_1-b만 알면 됨을 볼 수 있다. 또한 社會保險稅率 a도 앞의 두 合만 알려지면 유일하게 결정된다. 따라서 w_0+b를 A로, w_1-b를 B로 표시하면 정부의 문제는 다음과 같이 된다.

$$\underset{A,B,t}{Max} \quad Z$$

$$s.t. \quad A+tPB \leq 1+tP$$

$$Z(A,B,t) \geq \underset{t' \neq t}{Z(A,B,t')} \quad \cdots\cdots\cdots (10)$$

각 개인의 문제가 유일한 內部解를 가지므로 위의 두번째 制約式을 일계조건(7)로 대체할 수 있다(참고 : Rogerson(1985)). 그렇게 한 후 위 문제(10)의 일계조건을 구하면 다음과 같다.

$$PU_1'+(1-P)\ U_2'-\gamma_0+\gamma P_1 U_1''=0$$

$$tPU_1'-\gamma_0\ tP+\gamma_1\ [PU_1''\ Bt-PU_1']=0$$

$$PU_1'B-Pv(t)+\gamma_0\ P(1-B)$$
$$+\gamma_1\ [PU_1''B^2-Pv'(t)]=0$$

여기서 γ_0, γ_1은 각 制約式의 Lagrange乘數이다.

(7)을 마지막 식에 넣으면 다음과 같이 된다.

$$\gamma_0 P(1-B)+\gamma_1\ [PU_1''\ B^2-PU'(t)]=0$$

γ_1은 0보다 커야 하므로(그렇지 않으면 最善適正解임), $B=w_1-b<1$가 성립이 된다. 또 $W_0=W_1=1$로 가정했으므로 $b>0$, 즉 차선의 사회보험수준은 항상 陽이 된다. 여기서 이 문제를 그림을 통해 보기로 한다. 우선 資源制約式으로부터 다음의 결과를 얻는다.

$$A=tP(1-B)+1 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (11)$$

또는 $$B=\frac{1+tP-A}{tP} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (12)$$

따라서

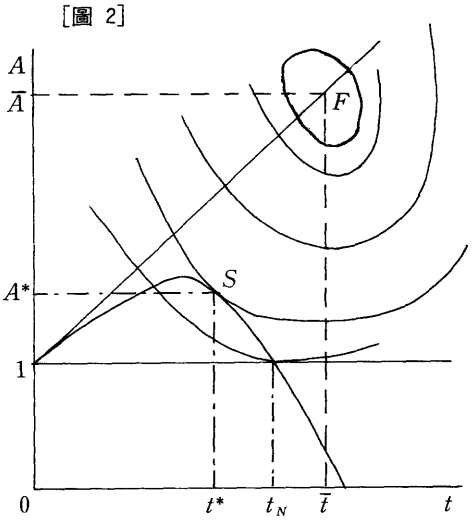
$$C^1=A+tB-C_0=\frac{P-1}{P}A+t-C(A,t)$$
$$+\frac{1}{P}$$

또한 (6)으로부터 C_0를 A와 t의 함수로 표시할 수 있으므로 (7)은 이제 다음과 같이 변화된다.

$$g(A,\ t)=PBU_1'-Pv(t)$$
$$=\frac{1+tP-A}{t}\ U_1'\ [\frac{P-1}{P}A+t$$
$$-C_0(A,\ t)+\frac{1}{P}] \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (13)$$

이렇게 설정된 새로운 상황에서는 차선선택의 문제는 다름 아닌 (13)의 제약하에 社會間接效用函數 (10)을 극대화하는 것이 된다. [圖

[圖 2]



2]는 (13)의 $t-A$ 평면상의 그래프와 (10)에서 도출되는 社會無差別曲線의 도시인데, 여기서 次善適正解의 S는 사회무차별곡선이 g의 그래프에 접하는 점에서 구해진다.

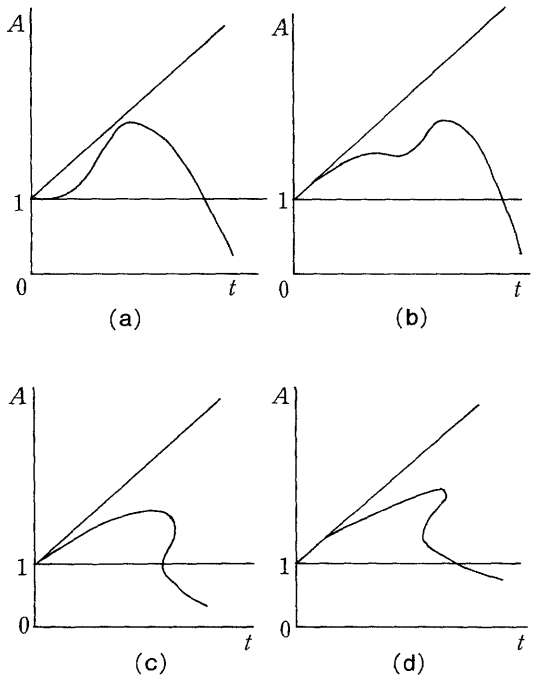
또한 B의 最適水準은 일단 最適 (A, t) 쌍이 결정되면 식 (11)로부터 자동적으로 결정된다. 여기서 (11)의 그래프는 점(1, 0)으로부터 시작되는 射線(ray)인데, 만약 $B=1$ 이면 이 사선의 기울기는 0, 즉 수평선이 된다. 이 $B=1$인 경우는 $W_0=W_1=1$ 이므로 社會保險이 전혀 공급되지 않는 경우에 해당한다. 또한 이 사선이 g의 그래프와 만나는 점에서 社會無差別曲線과도 접한다는 것을 쉽게 도출해 낼 수 있다.

이제 定理 2)를 [圖 2]로 설명해 보자. [圖 2]에서 稅率 a를 0과 1 사이의 구간에서 증가시키는 것은 (11)의 사선을 시계반대방향으로 돌리는 것과 같다.

따라서 g의 그래프가 [圖 2]에서와 같은 모양을 하고 있다면, $\frac{dt}{da}<0$이 되지 않을 수 없다. 그러나 g의 그래프가 꼭 [圖 2]에서와 같은 모양만을 가질 것인가가 문제이다. [圖 3]에서는 가능한 모든 g의 그래프의 모양을 보여주고 있는데 III-2에서 채택된 가정, 즉 相對的 危險忌避度가 일정한 限界値 이하라는 가정—식 (8)—이 중요한 역할을 하게 된다. 식 (8)이 성립하는 한 [圖 3]의 c, d에 있는 모양은 성립할 수 없으므로 [圖 2]의 모양이 충분한 一般性을 가짐을 알 수 있다[8]. 만약 식 (8)이 성립하지 않는다면 [圖 3]의 c, d에서 볼 수 있는 바와 같이 $\frac{dt}{da}>0$, 즉 사회보험의 증가가 은퇴시기를 지연시키는 결과를 얻게 된다.

마지막으로 次善適正解의 경우에는 위의 가정 (8)의 성립여부에 관계없이 $\frac{dt}{da}<0$임을 보이기로 하자. 이를 위해 (1)′을 이용해서

[圖 3]



8) [圖 3]의 a, b는 기본적으로 같은 모양이다.

極大化問題를 다시금 다음과 같이 달리 표현할 필요가 있다.

$$\underset{a.t}{Max\ Z}$$

$$s.t. \quad PU_1'\left[1-a-\frac{1+tP}{1-tP}a\right] - Pv(t)=0 \cdots\cdots (14)$$

위의 制約式에서 a를 t의 함수로 표시하여 Z에 대입한 후 t에 대한 일계조건을 구하면 다음과 같다.

$$PU_1'\frac{\delta C^1}{\delta a}\cdot\frac{\delta a}{\delta t}+(1-P)\ U_2'\cdot\frac{\delta C^2}{\delta a}\cdot\frac{\delta a}{\delta t}+PU_1'\frac{\delta C^1}{\delta t}+(1-P)\ U_2'\cdot\frac{\delta C^2}{\delta t} - Pv(t)=\frac{\delta a}{\delta t}\cdot\frac{2tP(1-P)}{1-tP}(U_2'-U_1') + \frac{2aP(1-P)}{(1-tP)^2}\cdot(U_2'-U_1')+PU_1' - Pv(t)=0 \cdots\cdots (15)$$

그런데 制約式 (14)로부터 $PU_1'-Pv(t)=PU_1'\cdot\frac{2tp}{1-tp}a(>0)$가 되므로 이 식을 다시 (15)에 대입하면 (15)의 마지막 두 항은 陽의 부호를 가짐을 알 수 있다. 또한, $\frac{2tP(1-P)}{1-tP}\cdot(U_2'-U_1')$은 陽이므로 $\frac{\partial t}{\partial a}$가 陰의 부호를 가져야 함을 알 수 있다(次善適正解에서).

VI. 結　　論

本稿에서는 未來所得機會에 대한 不確實性이 존재할 경우에 社會保險이 개인의 隱退時期 決定에 미치는 영향에 대해 고찰해 보았다. 이미 序에서도 언급한 바와 같이 한 개인의 은퇴시기 결정은 확정되고 미리 알려진 事案들뿐 아니라 질병 등 不確實한 事件에 의해서도 영향을 받으므로 사회보험의 效果分析을 함에 있어 本稿에서 고려된 유형의 不確實性을 도입해야 하는 것은 당연하다 하겠다. 이 불확실성의 존재를 가정하고 얻은 결과는 그와 같은 不確實性을 배제하고 얻을 수 있는 결과들과 같은 것도 있으나 다른 것도 많음을 보았다. 이제, 本稿의 중요하다고 생각되는 결과들을 요약해 보기로 하자.

(1) 위의 不確實性 때문에, "保險效果"라 이름할 수 있는 새로운 所得效果가 존재하게 된다. 이 효과는 일반적으로 은퇴를 지연시키는 역할을 하며, III−1에서 가정된 바와 같은 소비자의 특수한 행태하에서는 이 효과가 支配的인 影響을 미치게 된다.

(2) 最善適正 隱退時期는 社會保險이 없는 경우의 은퇴시기보다 늦다.

(3) 각 개인이 자신의 은퇴시기 결정에 社會保險의 受惠額이 아무 영향을 미치지 않는다고 생각하고 행동하면, 相對的危險忌避度에 대한 상당히 일반적인 가정하에서는 사회보험은 早起退職을 초래한다.

(4) 社會保險 受惠可能年齡이 설정이 되면 社會保險은 早期退職을 초래한다.

不確實性이 배제된 模型에서도 대부분 (3)의 결과를 얻게 되지만 (1), (2), (4)는 순전히 不確實性의 존재 때문에 얻을 수 있는 결과이다. 또한 III−2에서 본 바와 같이 (3)의 결과에서도 不確實性 存在有無에 따라 早期退職의 정도는 크게 다름을 알 수 있는데 이는 "保險效果" 때문이며, 그런 면에서는 이 결과도 불확실성이 배제된 모형과는 차이가 있는 결과라 할 수 있겠다.

本稿에서는 분석의 편의를 위해 많은 가정이 필요했고 따라서 여기서 도출된 결과를 가지고 정책에 대한 提言(특히 우리나라의 현행제도에 관한)을 바로 하기는 어려울 것이다. 예를 들어, 本稿에서는 社會保險稅率이 일정한 比例稅가 가정되어 있지만(衡平의 문제는 다루지 않더라도) 效率性만 고려할 때에도 소득에 따른 稅率의 차이가 요구될 수 있는데 이의 분석을 위해서는 註 2)에 제시된 連續函數模型이 더 타당한 分析道具가 될 것이다[9].

그런데 IV章의 끝에 간단히 설명되었듯이 民間部門에 이미 停年退職制度가 존재하고 있는 우리나라의 경우에도 一見 福祉年金이 정년 이전의 早期退職을 초래하지 않을 것 같지만 그 반대의 가능성이 있다는 것을 보인 점은 그 시사하는 바가 있다 하겠다. 물론 우리나라의 경우에 대한 보다 엄밀한 분석을 위해서는 특히 平均壽命延長의 趨勢를 반영할 수 있는 動態的 技法이 사용되는 모형으로의 확장이 요구될 것이다. 왜냐하면, 平均壽命增加는 일반적으로 개인의 隱退時期決定, 국가의 財政負擔增加 등에 영향을 미칠 뿐 아니라 우리나라의 경우 최근의 추세에서 알 수 있듯이 民間部門의 停年延長이라는 결과도 초래하기 때문이다.

이외에 이 模型을 다음과 같은 경우로 擴張하는 것도 의미있는 연구가 될 것이다. 첫째 상이한 노동에 대한 非效用을 가진 이질적 유형이 같이 있을 경우와, 둘째 平均壽命에 대한 不確實性을 도입할 경우 등이다. 특히 두번째 경우와 연관하여 本稿에서 논의된 不確實性에 대해서는 障碍年金(disability Insurance)을, 平均壽命에 관련된 不確實性에 대해서는 老齡年金을 적용하는 등 두가지 制度를 동시에 분석하는 것도 의의가 있을 것으로 생각된다. (참고 : Diamond & Sheshinski).

마지막으로 本稿에서는 단순히 受惠可能年齡의 도입이 隱退時期의 결정에 미치는 영향만을 분석했지만 昨今 논의되고 있는 受惠可能年齡의 연장에 대해서 이 연구를 擴張해 볼 필요가 있다 하겠다[10].

9) 本稿에 가정된 나머지 2개의 제약적인 조건—즉, 資本市場의 完全性, 保險統計的 公正性—들을 완화한 模型도 생각해 볼 수 있다.

10) 本稿에서 논의되진 않았지만 IV章의 결과에 의하면 受惠可能年齡의 연장도 早期退職의 效果를 가지지 않을까 추측된다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

Arnott, R.J. and J.E. Stiglitz, *Moral Hazard and Optimal Commidity Taxation*, NBER Working Paper #1154, 1983.

Arrow, K.J., "Exposition of the Theory of Choice Under Uncertainty", Ch.2 in Essays in the *Theory of Risk Bearing*, Amsterdam : North Holland, 1976.

Burtlett, G., "Social Security, Unanticipated Benefit Increases, and the Timing of Retirement", *Review of Economic Studies*, LIII, 1986, pp. 781~805.

Crawford, V. and D.M. Lilien, "Social Security and the Retirement Decision", *Quarterly Journal of Economics*, 46, 1981, pp.

505~529.

Diamond, P.A., "A Framework for Social Security Analysis", *Journal of Public Economics,* 8, 1977, pp. 275~298.

_____, "Income Taxation with Fixed Hours of Work", *Journal of Public Economics*, 13, 1980, pp. 101~110.

Diamond, P.A. and J. Hausman, "The Retirement and Unemployment Behavior of Older Men", in H. Aaron and G. Burtless(eds.), *Retirement and Economic Behavior*, Washington D.C. : Brookings Institution, 1984, pp. 97~134.

Diamond, P.A. and J.A. Mirrlees, "A Model of Social Insurance with Variable Retirement", *Journal of Public Economics*, 10, 1978, pp. 295~336.

_____, "Social Insurance with Variable Retirement and Private Saving", MIT Working Paper 296, 1982.

_____, "Insurance Aspects of Pensions", in D. Wise(ed.), *Pensions, Labor and Individual Choice*, Chicago : University of Chicago Press, 1983, pp. 317~356.

Diamond, P.A. and E. Sheshinski, "Economic Aspects of Optimal Disability Benefits", Mimeographed, 1984.

Dionne, Go., "Moral Hazard and State Dependent Utility Function", *The Journal of Risk and Insurance*, XCI, 1984, pp. 405~422.

Fields, G.S. and O.S. Mitchell, *Retirement, Pensions, and Social Security*, Cambridge : MIT Press, 1984.

Laffont, J.J., "Moral Hazard in a General Equilibrium Framework", Essays in the *Economics of Uncertainty*, Harvard University Press, 1980, pp. 61~86.

Nalebuff, B. and R.J. Zeckhauser, "Pensions and the Retirement Decision", in D. Wise(ed.), *Pensions, Labor and Individual Choice*, Chicago : University of Chicago Press, 1983, pp. 283~316.

Rogerson, W.P., "Repeated Moral Hazard", *Econometrica*, 53-1, 1985, pp. 69~76.

_____, "The First Order Approach to Principal-Agent Problem", *Econometrica*, 53-6, 1985, pp. 1357~1367.

Sheshinski, E., "A Model of Social Security and Retirement Decisions", *Journal of Public Economics*, 10, 1978, pp. 337~360.

Varian, H.R., "Redistributive Taxation As Social Insurance", *Journal of Public Economics*, 14, 1980, pp. 49~68.

Weaver, C.L., *Thinking About Social Security Disability Policy in the 1980's And Beyond*, Hoover Institution Working Paper, #E-85-14, 1985.

Yoo, I., "An Analysis of Social Insurance When There Is Precautionary Savings", Mimeographed, 1986.

빈 면

韓國開發硏究院 硏究叢書 案內

1 韓國「인플레이션」의 原因과 그 影響
金光錫 著 18 切 判/ 122쪽 高級洋裝/3,000원

2 穀價政策의 計劃化～次善의 糧穀政策
文八龍 著 18 切 判/ 158쪽 高級洋裝/3,000원

3 韓國農業의 成長(1918～1971)
潘性紈 著 18 切 判/ 250쪽 高級洋裝/4,000원

4 韓國家計의 貯蓄行態
金光錫 著 18 切 判/ 146쪽 高級洋裝/3,000원

5 農産物價格分析論～理論과 政策
文八龍 柳炳瑞 共著 18 切 判/ 318쪽 高級洋裝/5,000원

6 *TRADE AND DEVELOPMENT IN KOREA*
洪元卓 A.O. Krueger 編 18 切 判/ 254쪽 高級洋裝/4,400원

7 *SOCIAL SECURITY IN KOREA*
朴宗淇 著 18 切 判/ 198쪽 高級洋裝/4,000원

8 *PUBLIC ENTERPRISE AND ECONOMIC DEVELOPMENT: THE KOREAN CASE*
L.P. Jones 著 18 切 判/ 294쪽 高級洋裝/4,400원

9 韓國의 外換·貿易政策
金光錫 L.E. Westphal 共著 18 切 判/ 336쪽 高級洋裝/5,000원

10 *FACTOR SUPPLY AND FACTOR INTENSITY OF TRADE IN KOREA*
洪元卓 著 18 切 判/ 236쪽 高級洋裝/4,000원

11 勞動供給과 失業構造
金秀坤 著 18 切 判/ 202쪽 高級洋裝/4,000원

12 韓國의 鐵鋼需要分析
宋熙秊 著 18 切 判/ 250쪽 高級洋裝/3,500원

13 韓國鐵鋼工業의 成長
金胤亨 著 18 切 判/ 508쪽 高級洋裝/6,800원

14 *PLANNING MODEL AND MACROECONOMIC POLICY ISSUES*
金迪敎 編 18 切 判/ 492쪽 高級洋裝/6,400원

15 *INDUSTRIAL AND SOCIAL DEVELOPMENT ISSUES*
金迪敎 編 18 切 判/ 342쪽 高級洋裝/5,000원

16 韓國의 人口問題와 對策
金善雄 編 18 切 判/ 532쪽 高級洋裝/6,800원

17 韓國電力需要 및 價格의 分析
張榮植 著 18 切 判/ 252쪽 高級洋裝/4,400원

18 市場構造와 獨寡占規制
李奎億 著 18 切 判/ 370쪽 高級洋裝/5,600원

19 賃金과 勞使關係
金秀坤 著 18 切 判/ 244쪽 高級洋裝/4,000원

20 韓國의 人口와 人口政策
洪思媛 著 18 切 判/ 214쪽 高級洋裝/4,000원

21 *TRADE, DISTORTIONS AND EMPLOYMENT GROWTH IN KOREA*
洪元卓 著 18 切 判/ 410쪽 高級洋裝/6,000원

22 成長과 構造轉換
金光錫 M. Roemer 共著 18 切 判/ 194쪽 高級洋裝/5,000원

23 韓國의 綜合輸送體系
林浩奎 著 18 切 判/ 306쪽 高級洋裝/5,000원

24 韓國企業의 財務行態
南相祐 著 18 切 判/ 204쪽 高級洋裝/3,500원

25 韓國經濟의 高度成長要因
金光錫 朴逡卿 共著 18 切 判/ 166쪽 高級洋裝/3,500원

26 *COMMUNITY DEVELOPMENT AND HUMAN REPRODUCTIVE BEHAVIOR*
洪思媛 著 18 切 判/ 198쪽 高級洋裝/4,000원

27 農業投資分析論
文八龍 林栽煥 共著 18 切 判/ 250쪽 高級洋裝/4,000원

28 纖維・電子工業의 特性과 需給構造
金榮奉 著 18 切 判/ 180쪽 高級洋裝/3,500원

29 鐵鋼工業의 特性과 需給構造
南宗鉉 著 18 切 判/ 192쪽 高級洋裝/4,000원

30 韓國의 所得分配와 決定要因(上)
朱鶴中 編 18 切 判/ 470쪽 高級洋裝/6,400원

31 韓國의 國土・都市・環境
宋丙洛 編 18 切 判/ 410쪽 高級洋裝/6,000원

32 韓國의 保健財政과 醫療保險
朴宗淇 著 18 切 判/ 272쪽 高級洋裝/4,500원

33 石油化學工業의 現況과 展望
具本英 著 18 切 判/ 236쪽 高級洋裝/4,000원

34 成長과 都市化問題
宋丙洛 E.S. Mills 共著 18 切 判/ 270쪽 高級洋裝/4,500원

35 韓國의 流通經濟構造
林浩奎 著 18 切 判/ 306쪽 高級洋裝/5,000원

36 韓國工業化패턴과 그 要因
金光錫 著 18 切 判/ 272쪽 高級洋裝/4,000원

37 保健醫療資源과 診療生活圈
延河淸 金學泳 共著 18 切 判/ 336쪽 高級洋裝/5,500원

38 韓國의 敎育과 經濟發展
金榮奉 N.F. McGinn 外 18 切 判/ 272쪽 高級洋裝/4,500원

39 貿易・外援과 經濟開發
A.O. Krueger 著 田英鶴 譯 18 切 判/ 256쪽 高級洋裝/4,000원

40 *MACROECONOMIC AND INDUSTRIAL DEVELOPMENT IN KOREA*
朴宗淇 編 18 切 判/ 414쪽 高級洋裝/6,000원

41 *HUMAN RESOURCES AND SOCIAL DEVELOPMENT IN KOREA*
朴宗淇 編 18 切 判/ 384쪽 高級洋裝/5,000원

42 *KOREAN REGIONAL FARM PRODUCT AND INCOME: 1910~75*
A. Keidel 著 18 切 判/ 268쪽 高級洋裝/4,500원

43 韓國의 農村開發
文八龍 潘性紈 D.H. Perkins 共著 18 切 判/ 396쪽 高級洋裝/6,000원

44 需給構造와 物價政策
李 烘 著 18 切 判/ 288쪽 高級洋裝/5,000원

45 經濟開發과 政府 및 企業家의 役割
司空 壹 L.P. Jones 共著 18 切 判/ 410쪽 高級洋裝/6,000원

46 *PRIMARY HEALTH CARE IN KOREA*
延河清 著 18 切 判/ 214쪽 高級洋裝/4,000원

47 韓國 經濟·社會의 近代化
金滿堤 E.S. 메이슨 外 18 切 判/ 530쪽 高級洋裝/6,800원

48 輸出主導型 成長經濟의 外換政策
李天杓 著 18 切 判/ 228쪽 高級洋裝/4,000원

49 韓國의 所得分配와 決定要因(下)
朱鶴中 著 18 切 判/ 432쪽 高級洋裝/7,000원

50 國民經濟와 福祉年金制度
延河清 閔載成 共著 18 切 判/ 428쪽 高級洋裝/7,000원

51 技術革新의 過程과 政策
金仁秀 李軫周 共著 18 切 判/ 402쪽 高級洋裝/7,000원

52 韓國의 經濟開發과 人口政策
R. 레페토 金善雄 外 18 切 判/ 328쪽 高級洋裝/5,000원

53 韓國의 金融發展：1945～80
D.C. 콜 朴英哲 共著 18 切 判/ 334쪽 高級洋裝/5,600원

54 韓國의 賃金構造
朴烜求 朴世逸 共著 18 切 判/ 440쪽 高級洋裝/5,200원

55 *SOURCES OF ECONOMIC GROWTH IN KOREA*
金光錫 朴埈卿 共著 18 切 判/ 238쪽 高級洋裝/5,400원

56 轉換期의 韓國經濟와 金融政策
金重雄 南相祐 共著 18 切 判/ 354쪽 高級洋裝/5,600원

57 北韓의 經濟政策과 運用
延河清 著 18 切 判/ 348쪽 高級洋裝/4,200원

58 地方財政調整制度와 財源配分
李啓植 著 18 切 判/ 280쪽 高級洋裝/5,200원

59 벤처캐피탈의 役割과 課題
姜文秀 著 18 切 判/ 236쪽 高級洋裝/4,400원

60 家計貯蓄과 租稅政策
李啓植 著 18 切 判/ 366쪽 高級洋裝/8,000원

61 韓國의 公企業管理政策
宋大熙 著 18 切 判/ 310쪽 高級洋裝/8,400원