季刊 1979年 3月 13日 登錄
登錄番號 바－565

가을호
1983

韓國開發研究

韓國勞使關係의 特徵과 所得平準化政策 — 金秀坤

學歷別 賃金隔差의 發生原因과 變化過程分析 — 朴世逸

適正金利水準의 摸索과 우리나라 金利政策의 方向 — 金重雄

韓國의 貯蓄行態 및 展望 — 南相祐, 李德勳

外債의 理論的 模型과 韓國의 外債管理 — 金仁哲

經濟安定化政策과 企業經營의 改善 — 洪炳裕

東部아시아諸國의 比較優位패턴分析 — 李性燮

多變數 ARMA 模型의 推定 —最小 AIC節次 — 朴埈卿, 李鎬彰

KDI
韓國開發研究院

季刊 韓國開發研究

第5卷 第3號 1983. 9

韓國勞使關係의
特徵과 所得平準化政策 ……金 秀 坤… 2

學歷別 賃金隔差의
發生原因과 變化過程分析 ……朴 世 逸… 19

適正金利水準의 摸索과
우리나라 金利政策의 方向……金 重 雄… 54

韓國의 貯蓄行態 및 展望……南 相 祐 李 德 勳… 76

外債의 理論的 模型과
韓國의 外債管理……金 仁 哲… 96

經濟安定化政策과 企業經營의 改善…洪 炳 裕…125

東部아시아諸國의
比較優位패턴分析 ……李 性 燮…144

多變數 ARMA模型의 推定
—最小 AIC節次 ……朴 埈 卿 李 鎬 彰…166

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

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

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

編輯委員

李 奎 億(委員長)
李 德 勳(幹 事)
金 勝 鎭 張 五 鉉
崔 洸

編輯問議 : 編輯委員會(967-1609)
購讀問議 : 出版課(967-3287)

韓國勞使關係의 特徵과 所得平準化政策

金 秀 坤

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序
Ⅱ. 韓國 勞使關係의 뿌리
Ⅲ. 企業家精神의 不足과 '갈라먹기' 經營風土
Ⅳ. 製造業에 있어서의 賃金函數
Ⅴ. 우리나라 賃金「코스트푸쉬」의 要因
Ⅵ. 所得政策의 進化
Ⅶ. 要約 및 結論

Ⅰ. 序

產業社會에서 賃金은 勤勞者에게 所得의 源泉이 되고 企業家에게는 費用이 된다. 賃金의 急上昇은 短期間에 있어 企業家에게 費用負擔을 안겨주고 長期的으로는 省力化의 계기를 마련해 준다.

國際競爭이 날로 심해가고 多國籍企業이 縱橫無盡 投資活動을 하고 있는 오늘날 世界市場으로부터 完全히 遊離된 勞動市場은 생각할 수가 없다.

따라서 勞動生產性을 능가한 賃金의 急上昇은 工產品價格 上昇에 영향을 주게 되고 이때에 公定換率을 實効換率에 接近維持하지 않는 限 工產品의 國際競爭力 弱化를 피할 길이 없을 것이다.

다른 한편 賃金은 所得의 源泉이기 때문에 生計費에도 未達하는 低賃金은 勤勞者의 生產再投資를 못하게 하고 社會不安의 要素가 된다. 만약 不況期에 賃金을 너무 沈滯시키면 有効需要를 創出하지 못함으로 인해 景氣回復이 늦어질 것이다. 그러나 好況下에서의 持續的인 賃金上昇은 超過需要로 인한 인플레를 면할 수 없을 것이다.

經營者가 供與할 수 있는 모든 形態의 報償(reinforcement)中에서 가장 편리하게 사용될 수 있는 手段이 바로 賃金이다. 勤勞者가 組織體에 貢獻한 寄與度에 比例해서 賃金을 支拂함으로써 계속적으로 動機誘發을 시킬 수 있는 것이다. 즉 賃金隔差의 存在는 그것이

筆者：韓國開發硏究院 副院長

貢獻度, 다시 말해서 生產性에 比例한다는 點에서 비로소 正當化되는 것이다.

이렇게 볼 때 「헤네만」(Herbert G. Heneman, Jr.) 敎授의 다음과 같은 말은 얼마나 적절한 表現인지 모른다. "勤勞者에게 그가 生產한 附加價値以上의 賃金을 支拂하면 企業은 倒產할 것이다. 마찬가지로 勞動生產性을 능가한 賃金을 계속 支拂하는 社會는 심한 인플레를 감당할 길이 없을 것이다[1]".

本論文은 이러한 賃金의 多樣性을 認定하고 어느 한 개의 部分的 賃金學說에 집착하기보다는 여러가지 學說을 綜合하여 우리 產業社會의 與件에 알맞는 賃金政策을 樹立하려는 데 目的이 있다. 먼저 第Ⅱ節과 Ⅲ節에서는 歷史的 背景을 통해서 勞使關係 및 勞使關係의 特殊性을 알아보고, 第Ⅳ節에서는 製造業時系列資料를 통한 賃金函數를 검토해 보고 第Ⅴ節에서는 Ⅱ, Ⅲ節에서 살펴본 韓國勞動市場의 特殊性을 토대로 하여 賃金「코스트푸쉬」의 原因이 무엇인지를 分析하였다. 所得政策의 必要性은 認定했지만 그 實踐方法이 옳았던가를 第Ⅵ節에서 論하고 第Ⅶ節에서는 結論을 맺는다.

Ⅱ. 韓國 勞使關係의 뿌리

經濟成長이나 勞使關係 發展過程을 논함에 있어서 우리는 흔히 西歐社會의 發展過程을 토대로 그들 學者들이 만들어 놓은 類型의 그 어느 것에 우리나라가 속하는지에 關心을 쏟는 경우가 많다. 그러나 여기서는 歷史的 背景 속에서 勞使關係發展의 韓國的 特殊性을 부각시켜 보고자 한다.

우리나라 勞動者들의 最初 集團行動이 暴行으로 시작되었던 점은 先進產業國들의 最初經驗과 다를 것이 없다. 그러나 先進產業國들의 경우 대부분의 勞動組合鬪爭이 資本家에 對抗한 것이었음에 반하여 우리나라의 경우는 1886年 초산역事件이나 雲山鑛業所事件, 元山罷業 등이 보여준 바와 같이 內國人資本家에 대항한 勤勞條件改善이 目的이 아니라 官僚들의 苛斂誅求에 대항한 反政府暴動이었거나 아니면 外國勢力에 대한, 특히 日本帝國主義 植民政策에 대항한 鬪爭이었다[2].

開化期에 움트기 시작했던 市民社會 및 資本主義的 經濟의 萌芽가 완고한 保守勢力 때문에 꽃피지 못하고 日帝植民地로 전락해 버린 우리 歷史 속에서 民族資本의 形成이란 解放이 된 8·15까지 거의 기대할 수가 없었던 것이다. 이렇듯 民族資本의 形成과 民族經營陣의 出現이 결여된 가운데 外國資本은 韓半島의 중요한 資源과 近代的 企業을 支配하고 있었다.

이러한 가운데서 組織된 勞動組合代表者들은 처음부터 自己自身들을 순수히 經營人을 상대한 勤勞者代表로서보다 外國勢力인 日本人使用者 또는 그 앞잡이에 대항하는 反植民地 獨立運動家로 생각했던 것이다. 때문에 그들의 行動은 때때로 極限鬪爭을 사양하지 않았고 오히려 鬪爭的 勞動運動이 民族解放이라는 보다 차원 높은 目的을 위해 正當化되었던 것이다.

1) Herbert G. Heneman, Jr. and Dale Yoder, *Labor Economics*, Cincinnati, South Western Publishing Co., 1965.

2) 金潤煥, 『韓國勞動運動史』, 靑史, 1982.

그러던 것이 日本帝國主義 自體가 勞動運動을 점차 탄압하고 특히 滿洲侵略 이후 勞動運動이 地下運動化함에 따라서 勞動運動과 社會主義運動이 모두 階級鬪爭的 政治運動으로 同質化하기에 이르렀으며 이렇게 勞動運動이 政治道具化함으로 인해 使用者는 妥協의 對象者로서가 아니라 鬪爭의 對象으로만 보이게 되었다. 이러한 經驗 때문에 勞動運動이 妥協보다는 極限鬪爭的으로 發展하였으며 그것이 愛國的 行動으로 찬양되어 왔던 것이다. 이러한 歷史的 蓋然性으로 인해 勞動運動이라고만 하면 으레히 極限鬪爭을 하고 器物의 破壞나 暴行까지도 해야만 하는 것으로 착각하고 그렇지 못하여 妥協이나 하고 協助的이면 무조건 '사꾸라' 또는 御用이라고 생각하는 氣風이 생기게 되었던 것이다. 심지어는 상당히 많은 知識人들까지도 그렇게 생각하고 있는 現實은 勞使關係의 民主的 制度發展을 위해서 지극히 위험한 생각이 아닐 수 없다.

解放과 더불어 自由主義 물결이 들어오고 民主的 勞組運動이 保障되었으나 南北間의 思想的 對峙로 인하여 韓國勞動運動은 또 한 차례 非正常의 軌道 위에 서게 되었다. 敗戰國이었던 日本은 이 점에 있어서도 우리보다 유리한 高地에 있었다. 조속한 시일내에 民主的 勞動組合運動을 活性化시키겠다는 占領軍 當局의 決意는 韓國과 같은 分斷國이 아니었다는 有利한 點 때문에 착실히 실천할 수가 있었다. 이것이 훗날 日本經濟의 多元的 發展에 끼친 영향은 말할 수 없이 컸던 것이다[3].

그러나 우리나라의 경우 共產集團으로부터의 집요한 妨害工作 때문에 全評과 大韓勞總이 분리될 수밖에 없었고 共產主義가 勞動組合을 政治的 道具로 삼기 때문에 이를 타도하려고 나선 大韓勞總이건만 이 역시 自由黨政權下에서 政治道具化現象을 면치 못하게 되었다는 것은 歷史의 아이러니가 아닐 수 없다[4].

아뭏든 解放以後 政治的 混亂과 6·25를 겪는 동안 勞動運動만 政治道具化한 것이 아니라 社會 모든 勢力들이 또한 그러했으며 그러면서도 民族資本의 形成이라는 중대 課業은 아직도 뿌리를 내리지 못했던 것이 사실이다. 결국 資本主義的 經濟體制를 표방했으면서도 정작 이를 實踐해 줄 民族資本과 이를 이끌어 줄 企業人은 없었고 그러는 가운데 數十萬에 이르는 勞動組合員과 이를 代表하는 政治的 勢力이 있었다. 여기에다 一般的으로 知識人들은 資本主義를 經驗해 보지도 않은 狀態에서 感傷的으로 資本主義를 批判하고 勞動組合과 社會主義的 施策을 同情해 왔던 것이다. 이러한 與件에다 6·25의 危機 속에서 民衆의 支持基盤을 造成키 위한 政治的 動機마저 움트게 되어 釜山 避難中인 政府가 三大 勞動基本法까지 制定하게 되었으니 그것은 近代的 資本主義 經濟를 經驗해 본 企業家의 意見을 그 속에 反映한 것도 아니거니와 近代的 勞使關係下에서 賃金 및 勤勞條件을 交涉해 본 經驗이 있는 勞組幹部들의 意見을 수렴해서도 아닌 이른바 '外製導入型' 勞動立法을 하기에 이르렀던 것이고 많은 사람들은 그 法의 實效性은 묻지 않은 채 勤勞者 一方에서 본 理想的 妥當性만을 생각하면서 그 成果를 讚揚하였던 것이다.

이같이 너무 理想論에 빠진 法을 現實的으로 執行하기 힘들었을 때 이를 오히려 未來指

3) 竹前榮治, 『アメリカ對日勞動政策の硏究』, 日本評論社, 1970 參照.
4) 韓國勞總, 『韓國勞動組合運動史』, 서울, 1979.

向的이라고 옹호하면서 實效性없는 法의 改正을 反對해 오다 보니 法의 一部分을 必要할 때는 適用하고 그렇지 않을 때에는 執行을 保留하는 慣習이 생기게 되어 遵法精神마저 좀먹게 하였던 것이다. 뿐만 아니라 勞動行政을 맡은 公務員은 勤勞者로부터 理想的인 法을 執行하지 못한다고 해서 批判을 받는가 하면 同時에 使用者로부터는 너무 엄격히 法을 執行함으로써 勤勞者便만 든다고 해서 비난을 받아 왔던 것이다. 이와 같이 實踐性 없는 空虛한 約束에 지나지 못하는 社會立法을 계속 推進해 나가다 보면 오히려 遵法精神의 不足으로 인해 다시 不信風潮만 더 深化하고 만다는 사실을 명심해야 할 것이다. 惡法도 法이면 지켜야 하고 지키지 못하는 法일 때는 改正할 수 있는 勇斷이 必要한 것이다.

Ⅲ. 企業家精神의 不足과 '갈라먹기' 經營風土

民族의 自主性을 유린당한 日帝下의 우리나라는 日本產業을 위한 原料의 供給地요 또한 商品의 市場이었다. 뿐만 아니라 저렴한 勞動力供給地로서 經濟的 收奪을 당해왔던 관계로 民族資本의 形成도, 韓國人을 위한 다양한 職種의 生成도 이루어질 수 없었다. 植民地 特有의 二重構造的 勞動市場狀況下에서 우리 民族은 어느 職場에를 가나 日本人 밑에서 일하도록 만들어졌으며 日本人에 비해 昇進의 機會도 봉쇄되어 있었음은 물론 生產職勤勞者의 경우 技能向上을 할 수 있는 職業訓練의 機會마저도 한정되어 있었으니 職場에서의 主人意識이란 것이 싹틀 수가 없었을 것이다.

解放後 日本植民地 統治組織이 물러감에 따라 힘의 空白이 생겼고 그들이 남기고 간 敵產物資는 公平하고 合理的인 方法으로 主人을 바꿔나가야 했건만 過渡期的 混亂 속에서 左翼系 煽動者들은 파괴와 「테러」를 일삼는가 하면 民族資本의 形成이 없었던 狀態下에서 外國의 援助를 받아다 갈라먹는 데 급급했으니 '生產을 해야 分配할 꺼리가 있다'라는 近代的 職業觀의 基礎的 命題조차 胚胎될 수가 없었다. 一攫千金을 노리는 한탕主義가 어쩌면 이 당시의 混亂 속에서 싹트고 6·25動亂을 통해서 더욱더 넓게 우리 社會에 뿌리를 내린 것이 아닌가 의심도 해본다. 이렇게 해서 職場이란 '生產하는 곳이다'라고 생각하기 이전에 으례히 '갈라먹는 곳이다'라고 생각하는 風潮가 생겼으니 이것이 곧 發展沮害의 第一要因이 아니었던가 생각된다.

政治家도 있었고 公務員도 있었고 投票를 하는 國民도 있었다. 그러나 生產의 主體라고 할 수 있는 企業家가 없었다. 民族資本의 形成이 없었기 때문이었다. 많은 敵產施設이 제대로의 구실을 못한 것은 主人意識을 가진 經營者와 勤勞者가 없었기 때문이었다.

이와 같이 우리나라 經濟는 產業化의 始發點부터 民間資本의 蓄積이 없었던 관계로 政府資產의 賣却이나 政府斡旋 또는 許可下에 도입되는 外國資本의 어느 경우를 막론하고 政府의 干涉이 私經濟에 중대한 영향을 미치지 않을 수 없었다[5]. 그러나 이러한 產業化過程에서 우리나라는 近代 行政國家 發達에 따르는

5) 金秀坤, 『韓國勞使關係發展에 미친 外國의 影響』, 高麗大學校 亞細亞問題硏究所 社會開發硏究叢書 10卷, 1983, pp. 95~139 참조.

政府肥大의 不可避性이라는 論理下에 진정한 資本主義經濟의 經驗없이 오히려 이에 역행하는 行政國家의 役割만 지나치게 강조하게 되었던 것이다. 결국 企業은 官에서 만든 靑寫眞에 의해서 앞장만 서고 그 代價로 融資와 特惠라는 利權을 따냄으로써 企業의 官에 대한 依存度는 深化되고 이로 인해 새로운 形態의 官尊民卑思想까지 胚胎되어 왔던 것이다. 이는 傳統社會에서처럼 外形的으로 나타난 것이 아니라 實質的으로 官의 權威主義的 意思決定과 官僚엘리트들의 出世 및 退職後 生涯經路(career development pattern)를 보아 알 수 있었다. 때문에 官은 높고 民은 낮다고 하는 職業의 貴賤意識을 오늘과 같이 産業化된 우리나라에서 아직도 찾아볼 수 있는 것이다.

企業家는 技術革新과 人力開發을 통해서 原價를 節減하고 合理的 經營을 함으로써 利潤을 追求했어야 하건만 政府가 내걸은 開發計劃에 맞춰 그 目標達成代價로서 金融 및 稅制上의 온갖 惠澤을 받아옴으로써 60年代에 겨우 形成되기 始作한 民族資本 企業家들의 일부분은 처음부터 政府依存的 惰性에 젖어버림으로써 經營人이 가져야 할 主人意識을 제대로 뿌리내리지 못한 것이 사실이다.

勞使關係에 있어서도 當事者는 經營者와 勤勞者이다. 그러나 우리의 歷史的 背景을 살펴본 결과 우리나라 勞動運動은 半世紀以上 '經營者없는 勞動運動'을 해온 것과 다름이 없다. 主人意識이 부족한 中間管理層이나 심지어는 最高經營者까지도 自己責任下에서 組織運營을 시도하기보다 他意에 의해서 또는 政府를 빙자해서 經營을 하려는 경우가 많다.

한 예를 들면 一線 勤勞者들이 賃金을 引上해 달라고 要求했을 때 그의 生産性 또는 會社에 대한 貢獻의 程度를 보아 賃金引上이 不當하다고 잘라 말하는 사람은 극히 드물고 대개는 上司를 핑계하여 拒絶한다. 이것이 계속 상승하다가 궁극적으로 社長의 意思決定을 기다릴 때에도 마찬가지이다. "社長으로서는 賃金引上을 해주고 싶지만 政府에서 인플레를 걱정한 나머지 賃金을 못올리게 하니 할 수 없네" 하는 식으로 勞使間 當事者끼리 해결해야 할 곳에 政府를 구실로 내세운다. 이러다보니 勤勞者側에서 볼 때 經營者는 오히려 自己便인데 政府가 그렇지 않은 것처럼 보인다. 그러면 과연 韓國企業에는 經營者가 어디에 있는가라고 반문할 수밖에 없을 것이다. 이것이 바로 韓國企業의 經營不在現象이라 할 수밖에 없다. 때문에 勞使間의 紛糾가 일어나면 政府가 즉각적으로 개입하게 되고 모든 非難은 政府가 뒤집어 쓰게 되는 것이다. 韓國勞使關係의 前近代性이 韓國企業의 經營不在에 있다는 論據가 바로 여기에 있는 것이다.

Ⅳ. 製造業에 있어서의 賃金函數

賃金決定要因에 관해서는 여러가지 學說이 있지만 그 모두가 部分的 學說이지 어디서나 一律的으로 適用可能한 賃金學說은 없다[6]. 그러나 그 같은 學說에 依存해서 現實的으로 有用한 몇가지 賃金基準이 널리 使用되고 있는 바 이들을 要約하면 〈表 1〉과 같다. 우선 巨視的 次元에서 보는 경우와 微視的 次元에서

6) 賃金學說에 관해서는 筆者의 『賃金과 勞使關係』, 韓國開發硏究院, 1978, 第2, 3章 參照.

보는 경우 사이에 賃金基準의 妥當性은 엄청나게 달라짐을 알 수 있다. 比較賃金이나 支拂能力은 微視的 次元에서 더욱 더 說得力 있는 準據인 反面 勞動生産性 및 勞動供給과 需要는 巨視的 次元에서 賃金을 決定하는 準據로서 說明力을 가진다. 生計費나 物價指數와 같은 準據는 巨視·微視 兩次元에서 다 活用은 되지만 어떤 決定的 役割을 한다고는 보기 힘들고 더우기 實質賃金을 論할 때에는 物價指數는 自動的으로 감안이 되었으므로 再論의 여지가 없어진다.

그러나 微視的 次元에서는 經營者側과 勞動組合側이 各各 自己들의 主張을 合理化시키기 위한 手段으로서 賃金基準을 더욱 잘 이용하고 있으므로 時期와 場所에 따라 勞使 兩側이 반드시 어느 一定한 基準에만 執着하는 것도 또한 아니다.

그러나 巨視的 次元에서는 限界生産力說이 長期間에 걸쳐서 볼 때 아직도 상당한 妥當性을 지녔다는 點도 부인할 수 없다. 韓國 資料에 의한 時系列 分析을 1977年에 試圖한 바 있다. 鑛工業 統計調査에 나타난 1966～75年의 9年間에 걸친 被傭者(事務+生産職) 實質賃金의 對前年 增加率을 回歸分析하였던 것이다[7].

〈表 1〉 賃金決定基準

	巨 視	微 視
1. 比較賃金	×	○
2. 生計費	△	△
3. 勞動生産性	○	△
4. 支拂能力	×	○
5. 物價指數	△	△
6. 勞動供給	○	×
7. 勞動需要	○	×

7) 金秀坤, 前揭書, pp. 81～85.

年別 被傭者 實質賃金 增加率 ΔW는 獨立變數들과 아래와 같은 函數關係에 놓여 있다고 假定하였다.

$$\Delta W = f(\Delta P, \Delta E, U)$$
$$= a + b_1 \Delta P + b_2 \Delta E + b_3 U$$

但, ΔP : 被傭者 1人當 實質附加價値增加率
ΔE : 雇傭量의 年增加率
U : 都市 失業率

勞動生産性의 增加가 많을수록 急速한 實質賃金의 增加를 可能케 해줄 것이다. 勞動生産性尺度로서는 生産性本部 推計値인 指數를 사용할 수도 있고 國民所得推計와 經濟活動人口調査로부터 얻은 就業者 1人當 附加價値額을 使用할 수도 있으나 同一資料로부터 얻을 수 있다는 有利한 點 때문에 鑛工業 統計調査結果를 使用하였다. 따라서 ΔE도 同調査에 나타난 事務 및 生産職 總雇傭量의 年 增加率이 使用된 것이다. 다만 失業率은 製造業이 대부분 자리하고 있는 全都市 失業率을 使用하였다.

일반적으로 無制限 勞動供給下에서는 추가적 勞動需要가 賃金上昇의 要因으로 作用할 수는 없다. 그러나 실제 勞動市場은 單1個가 아니라 여러개로 쪼개어져 있는바 그 중 어느 特殊職種 또는 産業部門에서 急激한 需要가 發生했을 때 그에 대한 供給이 뒤따르지 못하는 限 勞動需要供給間의 構造的 不均衡을 초래하고 이로 인해 賃金은 上昇할 수 있다. 이 같은 過剩勞動供給 속에서의 不足으로 인한 賃金上昇效果가 ΔE의 回歸係數에 잡힐 것으로 기대된다.

雇傭量의 增減은 勞動에 대한 需要를 反映

하는 反面 失業率은 勞動供給의 代用値 役割을 할 것이기 때문에 各各 獨立變數로 使用하였다. 물론 이 두 變數 사이에 상당한 相關關係가 있을 것도 사실이다. 그러나 失望勞動效果[8]를 생각한다면 雇傭은 增加하는 데도 失業率은 現狀維持 또는 더 높아갈 수도 있는 것이다[9]. 그런 이유로 失業率은 有效 勞動供給의 多寡를 表示하는 說明變數로 충분히 使用할 價値가 있다.

回歸分析結果(表 2)를 檢討하면 다음과 같은 사실을 알 수 있다.

① 1978年 筆者가 發表했던 結果는

1966～1975年間의 鑛工業 統計資料를 이용한 것으로서 勞動生産性 즉 被傭者當 附加價値가 1% 上昇할 때 實質賃金은 0.53% 上昇할 수 있는 여유가 생겼고 製造業 雇傭量의 1% 增加는 實質賃金 0.67%의 上昇을 수반할 것으로 豫測되었다. 都市 失業率은 統計的 有意性을 지니지 못하였다.

〈表 2〉 實質賃金 增加率 回歸係數

	Ⅰ		Ⅱ		Ⅲ	
	1966～1975		1966～1981		1969～1981	
	回歸係數	t 統計値	回歸係數	t 統計値	回歸係數	t 統計値
常數	−3.88		12.23		30.17	
ΔP	0.53	4.1	0.58	4.4	0.59	4.5
ΔE	0.67	3.7	0.40	2.1	0.31	1.6
U	−0.23	−0.3	−1.76	−1.8	−4.44	−2.4
N	9		15		12	
R^2	0.83		0.66		0.76	
$D-W$	2.19		1.38		2.17	

② 같은 資料를 이용하여 分析 期間을 1966年부터 1981年까지 연장해 본 결과 ΔE의 回歸係數는 95% 線에서, 失業率의 回歸係數는 90%線에서 각각 有意性을 지녔다.

③ 分析 期間을 좁더 最近으로 限定해서 1969～1981年 即 70年代 以後만을 對象으로 回歸分析한 結果에 따르면 ΔE의 回歸係數는 統計的 有意性을 잃고[10] 失業率의 回歸係數는 높은 有意性을 가지게 되었다. 이는 1976年을 分岐點으로 勞動市場이 無制限的 勞動供給으로부터 有限的 勞動供給 狀態로 전환함으로 인해 有效勞動供給의 多寡가 實質賃金上昇에 本格的으로 影響을 주기 시작한 徵候가 아닌가 생각된다[11].

④ 그러나 ΔP와 ΔW 사이의 關係는 그 어느 時期를 對象으로 하든 간에 一定한 規模의 回歸係數를 보여 주었고 統計的으로 有意性을 지닌다.

⑤ 式Ⅲ에 나타난 回歸係數를 만약 받아들인다고 했을 때 製造業 雇傭의 增加는 그 回歸係數가 統計的 有意性을 잃었으므로 實質賃金 上昇에 影響을 못미칠 것으로 假定하고 만약 勞動生産性이 8% 增加하고 都市 失業率이 1% 포인트 減少한다면 이는 約 9%의 實質賃金 引上을 수반할 것으로 豫測할 수 있다. 이것이 名目賃金으로 換算되려면 物價指數의 上昇만큼을 加算하게 될 것이다.

이와 같이 製造業에 限定시켜서 본다하더라도 實質賃金이 勞動生産性 增加率 以上으로

8) 失望勞動效果(discouraged worker hypothesis)에 관해서는 金秀坤, 『勞動供給과 失業構造』, 韓國開發硏究院, 1973, 第3章 參照.

9) 우리나라에서도 실제 그러한 經驗을 한 적이 있다. 拙稿, 「潛在勞動力의 顯在化 現象 : 景氣上昇불구 失業率 上昇의 이유」, 內外經濟 1976年 10月 15日 參照.

10) 朴烜求, 「産業別 賃金隔差의 特性과 變化」, 『韓國開發硏究』, 1983, 봄호, pp. 2～25 參照.

11) 勞動市場 轉換點 通過를 1975年으로 보는 이도 있으나 그것을 어느 特定年度로 말하기보다는 1975～1977年 혹은 8年까지로 보아도 무방할 것임. 이에 관한 實證的 硏究結果로는 裵茂基, 「韓國勞動經濟의 構造變化」, 『韓國經濟의 構造變化』, 서울 大學校 經濟硏究所(第8回 經濟學 심포지움), 1982.11, pp. 165～208 參照.

上昇할 可能性은 충분히 있다. 만약 經濟活動人口가 계속 늘어나서 都市失業率을 下落시키지 못하게 된다면 그 만큼(回歸係數 −4.4를 감안) 實質賃金은 上昇하지 못할 것이다. 결국 失業과 物價高라는 두 가지 원치않는 것 중의 選擇이 어디에서 適正線을 찾느냐 하는 「필립스」型의 政策變數가 考慮되지 않을 수 없게 되는 것이다.

이를 위해서는 말할나위도 없이 조심성있게 景氣調節을 試圖해야 할 것이며 無條件 失業率 引下策만 강구하는 것이 能事는 아님을 말해주고 있다. 그러나 巨視的 接近만으로는 不足하다. 微視的 次元에서 그리고 構造的 接近을 통해서 賃金이 「코스트풋쉬」의 要因으로 作用할 수 있는 소지를 다음 節에서 살펴보기로 하자.

V. 우리나라 賃金「코스트풋쉬」의 要因

그러면 과연 우리나라에 있어서는 賃金의 上昇이 「코스트풋쉬」의 要因이 되었는가? 實質購買力을 保障하기 위해서는 物價가 上昇한 만큼 名目賃金은 上昇하는 것이 당연하지만 長期間에 걸쳐 實質賃金의 上昇率이 勞動生產性 增加率을 능가할 때에는 賃金壓力으로 인한 原價上昇의 要因은 있다고 보아야 할 것이다.

그러나 問題는 그 같은 急激한 賃金上昇이 勞動組合 勢力 때문에 일어난 것인가? 또는 다른 要因 때문에 일어난 것인가를 分明히 해두지 않으면 그릇된 처방을 내릴 수 있기 때문에 本節에서는 우리나라 勞動市場에서의 그 可能性을 分析해 보고자 한다.

1. 勞動組合은 原因이 아니다

勞動組合의 勢力이 막강한 先進產業國에 있어서는 勞組의 過激한 賃金引上 要求와 雇傭合理化 沮止勢力이 物價上昇의 原因으로 作用했음을 否認할 수 없다[12]. 그러나 朴世逸·張昌元의 硏究에 따르면 우리나라의 경우 纖維產業에 있어서 賃金水準에 미치는 勞組의 影響은 約 7.3%, 化學產業에 있어서 7.7%이며 金屬·電子產業의 경우 零에 가깝지만 勞組가 直接 費用上昇을 통하여 物價引上에 影響을 주었다기보다는 長期勤續과 離職性向 減少라는 生產性向上의 契機를 마련함으로써 賃金上昇分을 報償하고도 남음이 있었다고 주장한다[13].

〈表 3〉을 검토해 보면 勞動組合으로부터의 年平均 賃金引上 要求線은 50% 정도였으나

〈表 3〉 平均勞組賃金引上率要求와 使用者側의 引上案 및 最終妥結 引上率

(단위 : %)

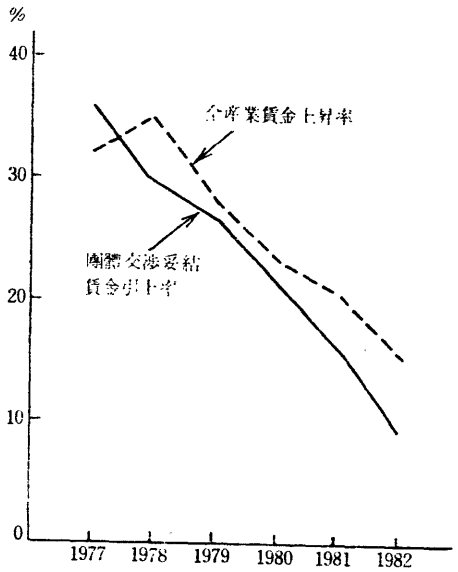
	勞組要求 (1)	使用者의 最初引上案 (2)	合意結果 (3)	使用者側의 讓步率 (4)=(3)−(2)
1977	48.9	—	36.0	—
1978	55.9	21.5	29.7	8.2
1979	52.4	19.5	26.8	7.3
1980	48.6	15.9	21.5	5.6
1981	58.0	12.0～17.0	16.1	1.6

資料 : 韓國經營者總協會, 『賃金管理資料』, 1982, p. 12.

12) Clark Kerr, "Wage Relationships—The Comparative Impact of Market and Power Force," John T. Dunlop(ed.), *The Theory of Wage Determination*, N.Y. MacMillan, 1964, pp. 173-93; Richard B. Freeman, "Unionism and the Dispersion of Wage," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 34, No. 1, Oct. 1980, 참조.

13) 朴世逸·張昌元, 「勞動組合이 賃金 및 生產性에 미친 影響分析」, 『韓國開發硏究』, 1983, 여름호, pp. 2～25.

〔圖 1〕 勞使妥結賃金上昇率과 實際賃金引上率 推移



實際 決定된 引上幅은 1977年의 36%로부터 1981年의 16.1%까지 下落해 왔다. 經營者側으로부터의 讓步比率(이는 經營者가 처음 支拂하겠다던 引上率로부터 交涉 또는 調整 後 決定된 引上率을 차감한 幅)이 1978年에 8.2%포인트이던 것이 계속 下落하여 1981年에는 1.6%에 지나지 않는다. 이는 얼마나 勞動組合이 賃金引上을 얻어내는 데 있어 無力했던가를 단적으로 나타내 준다. 그러므로 만약 賃金引上이 費用引上 인플레 要因으로 作用했다면 그것은 勞動組合 때문이 아니라 企業家 스스로가 「스카웃」을 통해서 賃金上昇을 부채질한 때문으로 이를 '賃金浮上現象' (wage drift)이라고 이미 불러왔다.

〔圖 1〕로부터 지난날 우리나라 勞動市場에 있었던 賃金浮上現象을 잘 관찰할 수가 있다. 勞組가 있었던 事業場의 團體協約 妥結率보다 非勞組業體를 포함한 總産業의 實際 年中賃金上昇率이 훨씬 높아 왔다. 그 이유는 첫째, 中東「붐」으로 인한 建設業에 있어서의 需要 急增이었고, 둘째는 高級人力求得難으로 인한 大卒初賃金의 上昇이었다. 이렇게 70年代 後半의 賃金費用인플레가 勞動組合의 힘 때문이 아니라 使用者間의 過度한 人力求得競爭으로 인한 賃金浮上 때문이라면 賃金「코스트풋쉬」를 막기 위한 處方은 緊縮財政, 金融政策으로 족할 것이지 왜 賃金「가이드라인」을 必要로 하는 것인가라고 反問할 수 있겠다.

이에 대한 解答을 얻기 위해서는 우리나라 特有의 二重構造的 勞動市場 行態를 살펴볼 필요가 있다.

2. 勞動市場의 二重構造

한 나라의 勞動市場이 單1個가 아니라 上層과 下層의 두 개 또는 그 以上의 群으로 形

〈表 4〉 事務職 對 生産職 勤勞者의 賃金隔差 推移

(단위 : %)

	1971	1975	1976	1978	1980	1981
專門技術職	233.4	256.6	277.4	249.1	225.1	210.5
行政管理職	359.6	451.2	455.8	405.0	370.4	342.7
事務職	204.4	200.7	207.1	169.4	149.9	148.0
販賣職	117.8	119.1	109.2	120.7	92.0	95.0
서비스職	89.7	101.4	101.0	96.1	97.6	96.5
農水産職	86.6	89.7	85.3	100.3	111.2	113.3
生産職	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
全職種	—	131.0	133.9	128.7	127.6	125.8

資料 : 勞動部, 『職種別 賃金實態』.

成되어 있다는 二重構造論(dualism in labor markets)은 비록 計量的 測定(operationalization)의 곤란함이 있기는 하지만 매우 有益한 概念임에 틀림없다[14]. 勞動市場의 二重構造的 形成을 여러가지 準據에 의해서 생각할 수가 있다. 事業體의 規模라든가, 職種別이라든가, 敎育程度別 二重構造도 또한 생각할 수 있고 公企業 對 私企業으로 나누어서 볼 수도 있는 것이다. 여하튼 그러한 二重構造下에서 上層勞動市場(또는 primary labor market라고도 함)에서는 一般的으로 賃金 및 勤勞條件이 下層의 것보다 높고 職場에 대한 保障이라든가 其他 모든 惠澤이 또한 좋기 때문에 平生雇傭的 特徵을 많이 가지고 있다고 하겠다.

이렇게 勞動市場의 二重構造的 概念을 導入해 놓고 생각해 볼 때 우리나라 勞動市場의 事務職과 生産職間에는 현격한 差等을 볼 수 있다. 〈表 4〉에서 볼 수 있듯이 生産職 賃金을 100으로 했을 때 事務職의 賃金은 한 때 204로서 두 배의 水準에 있었다.

우리나라 組織體에 있어서 「화이트칼라」와 「블루칼라」 職種間에는 學歷別로 뚜렷한 斷層化가 이루어져 있어서 卒業狀이란 「라이센스」를 통하지 않고는 上向移動이 不可能한 것이 現實이다. 때문에 生産職 勤勞者들이 現職種에서 그 技能水準을 向上함으로써 上向移動하겠다고 생각치 않고 機會있는 대로 正規學校를 進學해서 大卒「화이트칼라」로서만이 出世할 수 있다고 믿고 있으며 때문에 作業現場에는 能率이 오르지 못하고 品質改善도 어려우며 離職率 또한 높은 것이다.

〈表 5〉 學歷別 賃金隔差 推移

	大卒以上 (A)	高卒 (B)	B/A(%)
1975	120,021	55,982	46.64
1980	413,317	180,919	43.77
1981	491,546	218,502	44.45

註 : 月平均 賃金은 特別給與額을 포함한 것임.
資料 : 勞動部, 『職種別 賃金調査報告書』, 各年度.

이같은 현상이 「화이트칼라」의 生産性이나마 提高시키는 데 도움이 된다면 그것은 나무랄 데 없다. 그러나 「화이트칼라」의 경우 흔히 採用時 初任給은 學歷에 따라 定하고 그 以後에는 生産性이나 組織에 대한 寄與度에 따라서가 아니라 오히려 勤續年數에 따라 賃金을 上昇시키는 年功給制를 사용하고 있음으로써 動機誘發에 逆機能的 役割을 하고 있다. 이는 人事管理技法의 前近代性 때문이기도 하지만 다른 한편 一般人의 給與에 대한 認識不足내지는 職業意識의 缺如 때문이라고도 지적하지 않을 수 없다.

결국 勞動生産性 增加率에 比해 지나친 賃金引上을 함으로써 賃金코스트의 效果를 가져온 것은 生産職에서가 아니라 事務職 從事者들에게 있어서이고 「가이드라인」은 이들 事務職을 對象으로 實施했어야 옳았을 것이다. 製造業의 경우 70年代 전반을 통해서 實質賃金과 勞動生産性의 增加率이 서로 비슷한 年 10%線이었다. 그러나 이 指數는 生産職勤勞者의 賃金과 그들의 生産性間의 關係를 비교한 것 뿐이지 事務職의 賃金과 그들의 生産性에 관해서는 유용한 統計數値가 없다. 때문에 一般的으로 이들의 生産性 增加速度도 生産職 勞動生産性 增加率과 비슷할 것으로 가정하는 것이 보통이지만 사실 그것이 妥當한가 하면

14) 單 두 개가 아니라 그 以上 複數市場으로 構成되어 있다는 點에서 Segmented Labor Markets라고도 부른다. Glen Cain, "The Challenge of Segmented Labor Market Theories to Orthodox Theory," *Journal of Economic Literature*, Vol. XIV, No. 4, pp. 1215-57 참조.

그렇지 못하다. 事務職의 勞動生產性 增加率은 낮으면서도 賃金은 生產職과 비슷한 增加率로 上昇했으니 이로 인한 勞動費用 壓力은 남아 있을 것이 사실이다. 或者는 事務職 從事者는 그 數가 적으니 무시해도 좋으리라 말할 것이다. 『職種別 賃金實態 調査報告書』資料에 의하면 1981年 製造業의 事務職 對 生產職 人員의 比는 1 : 5.7이고 이들의 賃金總額比는 1 : 3.5가 되고 있으니 「화이트칼라」의 賃金壓力은 결코 무시할 수는 없을 것이다.

3. 大企業의 政府依存

70年代 後半에 大卒初賃을 急上昇시킨 것은 中小企業이 아니라 大企業들이었던바 이들은 自體內의 人力貯量分析과 職務分析表를 토대로 必要人力을 導出해 낸 것이 아니라 政府가 세운 重化學工業 靑寫眞 위에서 우선 稀少價値化해 가는 高級人力을 確保해 놓고 본다는 式으로 競爭的으로 採用하였고 그로 인해서 初賃뿐 아니라 旣存 人力에 대한 全般的 賃金浮上現象을 가져오게 된 것이다.

이들 大企業의 特性을 나열해 보면

1) 흔히 이들 企業들은 獨寡占業體로서 商品市場에 대한 占有率이 높다[15].

2) 이들은 보통 賃金先導役割을 해오던 評判(prestige) 좋은 業體들이다.

3) 이들 業體는 賃金引上費用을 工產品價格에 轉嫁시킬 能力이 있다.

4) 이들 業體는 政府로부터의 融資나 特惠를 追加的으로 받아낼 能力이 있다.

5) 흔히 이들 企業들은 政府가 計劃하고 支援해주고 있는 重化學工業에 投資하고 있으며 基幹產業에 해당한다.

6) 이들 業體는 흔히 一流大學 卒業生을 많이 保有하고 있어서 對政府 로비活動에 能率的이다. 때문에 一流大 出身에 대한 選好度가 非正常的으로 高潮되어 있다.

이상 여섯 가지 特性은 先進產業國에서 經驗한바 勞組로 인한 過激한 勞賃引上이 工產品價格에 轉嫁되어 物價上昇을 부채질해 온 것과의 사이에 根源的 差異는 있지만 그것이 가져온 結果에 있어서는 性格上 다를 바가 없다고 하겠다.

그러므로 이러한 大企業의 高級人力을 對象으로 한 賃金引上競爭에 대해서는 그 源泉的 雇傭需要의 創出이 政府의 計劃 및 補助에 依存하고 있었던 以上 이같은 過剩「스카웃」이 인플레를 조장시킬 소지가 있음에도 불구하고 勞動市場의 自律的 機能을 保護한다는 名目 때문에 政府가 賃金決定에 介入하지 말아야 한다는 論理는 正當化될 수 없을 것이다.

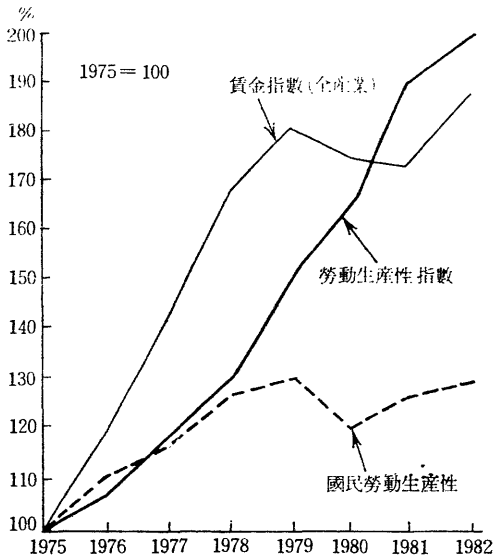
4. 3次產業과 國民勞動生產性

3次產業에 있어서는 事務職 從事者의 數도 많을 뿐 아니라 서비스部門의 勞動生產性은 測定에 限界가 있다. 뿐만 아니라 많은 量의 遊休勞動力을 보유하고 있어서 製造業보다 生產性은 낮음에도 불구하고 이 部門의 賃金은 製造業 賃金趨勢를 따르고 있으니 3次產業에서의 賃金上昇은 費用인플레의 要因을 충분히 안고 있다고 할 것이다.

사실 全產業 勞動生產性指數란 것이 集計

15) 朴烜求 博士 論文에 의하면 市場集中度가 높은 業體들의 平均 賃金水準의 이 集中度가 가장 낮은 業體들의 平均 賃金水準의 두배나 된다고 지적하고 있다. 「產業別 賃金隔差의 特性과 變化」, 『韓國開發硏究』, 1983, 봄호, pp. 2~25.

〔圖 2〕 GNP · 國民生產性 · 勞動生產性의 推移



는 되고 있지만 여기에 포함한 産業은 製造業에다 鑛業, 建設業, 電氣業뿐이므로 其他 서비스部門은 모두 測定되지 못하고 있는 것으로서 全産業이라고 表現하는 것조차 어느 정도 誤謬를 犯한 것이라 봐야 할 것이다.

여기에다 公共部門의 非能率的 人力管理實態를 감안한다면 製造業 生産職 勞動生産性 指數를 標準으로 해서 他業種, 他産業에 이르기까지 生産性 賃金制를 劃一的으로 밀고 나간다는 데에는 物價上昇의 要因이 충분히 있을 수 있다고 하겠다. 〔圖 2〕에서 보는 바와 같이 製造業이 主가 된 勞動生産性指數와 全産業 賃金指數는 거의 같이 가지만 이들이 全産業 就業者 1人當 附加價値, 즉 國民勞動生産性과의 사이에 많은 乖離를 나타내고 있다는 사실은 賃金의 費用인플레 可能性을 충분히 豫見케 해주는 것이다.

5. 經營不在的 勞使風土

韓國 勞使關係의 特徵은 그 歷史的 背景과 함께 이미 Ⅱ, Ⅲ節에서 살펴보았다. 民族資本의 形成이 時代에 뒤늦었기 때문에 健全한 企業家精神이 胚胎되지 못했으며 勞動運動은 1920年代 以來 抗日鬪爭으로 一貫한 나머지 經濟的인 것보다 政治的 色彩가 濃厚해 왔고 鬪爭的이 아니면 御用이라고 批判받아 왔다. 60年代 以後 産業化 물결 속에서 官主導的 經濟運用을 해오는 동안 企業은 獨自性 내지 自己責任을 定着시키지 못하였다. 물론 모두가 다 그랬던 것은 아니지만, 解放後 敵産管理나 公企業運營에 있어 管理者들은 '빼어먹기', 勤勞者는 '갈라먹기'를 해온 非生産的 타성이 남아 있어서 勞使 共히 主人意識이 缺如되어 왔다.

이와 같은 式으로 勞使의 關係가 進展됨으로 인해 眞實한 近代的 勞使의 關係가 形成되지 못하고 勞 · 使의 對立만 첨예화되어 왔고, 때문에 政治的 空白만 생기면 勞動問題는 政治問題로 飛化해 버리기에 足했던 것이다. 이 같은 韓國 特有의 '經營不在的' 勞使風土를 생각하면 公企業이 아직도 상당한 雇傭比重을 차지하고 있고 不必要한 勞動力을 社會福祉란 名分下에 계속 就業시키고(labor hoarding) 있는 우리나라에서 賃金「가이드라인」이 단순히 勞使當事者主義 原則을 無視했다는 根據下에서 무조건 批判받아야 할 것인지는 한번 생각해 볼 問題이다. 官의 介入 때문에 企業家精神이 缺如될 수도 있고, 企業家精神이 不足하기 때문에 官의 介入이 不可避했을 수도 있다. 그러나 企業이 原價節減 努力의 一環으로

經營大權을 行使하지 않고 放漫한 賃金引上을 하면서 政府로부터의 金融 등 支援을 바라고 있는 限, 그리고 그것이 低賃金 生産職從事者를 위해서보다 高賃金「화이트칼라」의 賃金引上에 쓰여지는 것인 限 政府는 당연히 이에 介入해야 할 것이다. 賃金決定이 단순히 勞動市場機能에 의하지 않고 制度的 要因에 의하므로 賃金所得의 平準化를 위해서 制度的 介入은 不可避할 수밖에 없을 것이다.

Ⅵ. 所得政策의 進化

前節에서 그 方法은 아직 論하지 않았지만 일단 所得政策의 必要性은 認定되었다. 그러면 지금까지 우리나라에는 所得政策이 있었는지 또 있었다면 그 實踐方法은 옳았는지의 여부를 검토하고 이들 旣存 所得政策과 區分하기 위해서 所得平準化政策이란 이름하에 다음節에서 그 구체적인 方案을 建議한다.

60年代만 해도 勞動生産性指數는 年平均 12%씩 增加했는데 實質賃金은 年平均 5.8%씩밖에 增加하지 않았다. 그러나 70年代에 들어와서 實質賃金增加率이 勞動生産性增加率을 능가하는 경우가 두번째 생기게 되자 物價安定을 위해 賃金指針을 政府가 決定해 줄 것을 要求하는 소리가 높아졌다. 1977年 2月 16日 南悳祐副總理는 다음과 같은 談話를 發表했다.

"獨寡占品目의 生産에 있어서 賃金引上을 價格引上의 要因으로 내세울 경우에는 그 幅을 15~18%線에서만 認定하겠다[16]."

16) 韓國日報, 1977年 2月 16日字.

이것이 아마 우리나라 賃金「가이드라인」의 嚆矢를 이루는 것이 아닌가 생각된다. 解釋하건대 獨寡占商品이 아니라면 15~18%線을 賃金引上의 上限線으로 받아들일 必要가 없는 것이고, 獨寡占業體라 하더라도 그 賃金引上額을 商品價格에 轉嫁시키지 않는 한 15~18% 이상의 賃金引上도 무방하다는 뜻이었을 것이다. 실제 이러한 規定에 抵觸됨으로 인해 價格引上許可를 못받은 事例는 없었지만 적어도 論理上 價格安定機構를 통한 間接的 統制機能이 엿보인다. 이와 같이 最初의 所得政策은 '論理整然한 그물을 쳤으나 그 그물에 걸린 고기는 한마리도 없었다'라고 表現할 수 있을 것이다. 보다 最近에 와서는 어떤 方法으로 實施했는지 알아보기로 하자.

첫째로 政府는 公務員의 俸給引上率을 낮출 것이라고 發表하고, 둘째로는 金融團을 통해서 間接的으로 賃金引上의 抑制를 慫慂해 왔다. 1980年 11月 21日 金融團은 다음 各項에 屬하는 企業에 대해서는 새로운 與信을 하지 않기로 決議하였다.

1) 赤字運營을 하면서도 賃金引上을 하는 業體

2) 비록 當年度에는 赤字가 아니더라도 長期間 利益이 豫想되지 않으면서 賃金을 引上하는 業體

3) 비록 當年度에 利潤은 發生했으나 勞動生産性 增加範圍 이상의 賃金引上을 하는 業體

그러자 1981年 2月 5日 韓國勞總은 이에 正式 抗議를 하고 同決議를 撤回할 것을 要求하였다. 金融團 決議事項의 履行을 促求하는 覺書가 各 銀行에 傳達되었다. 이에 勞總委員長과 幹部들은 副總理를 訪問하여 公式 抗議하

였다. 副總理의 答辯은 金融團의 決議事項은 同團體의 私的인 問題이므로 이는 政府의 公式 賃金「가이드라인」은 아니라고 答하였다. 그러나 그 해에는 이미 상당히 많은 賃金決定이 締結된 후였기 때문에 金融團의 그와 같은 決議事項이 實際 賃金決定에 큰 影響을 미치지는 못하였다[17].

그러나 1982年의 경우 政府의 所得政策方向은 훨씬 明白해졌다. 物價를 잡기 위한 政府의 大大的인 캠페인은 1981年 가을부터 이미 시작되었으며 各種 弘報活動을 통해서 過激한 賃金引上은 物價高의 原因이 되며 이는 輸出競爭力을 弱化시키고 賃金所得의 實質購買力을 弱化시킨다는 것을 說得하였다. 同時에 公務員 俸給도 10% 이상 引上하지 않을 것을 發表했으며 그 정도의 캠페인으로서도 私企業賃金決定에는 상당한 波及效果를 미쳤을 것이다.

1982年 2月에는 또 다시 大韓金融團이 전과 같은 決議를 하였으므로 韓國勞總代表者들은 韓國銀行 總裁室을 6時間이나 점거하면서 그러한 決議가 自由로운 勞使間의 團體協約을 妨害하는 處事라고 비난하고 즉각 撤回할 것을 要求했다. 그러나 韓國銀行 總裁는 그같은 決議가 勸告事項에 지나지 않을 뿐 아니라 賃金引上 10%이내를 强制하는 것은 아니라고 主張했을 뿐 왜 그같은 所得政策이 必要한지에 대한 妥當性을 說明해 주지는 않았다. 마침내 勞動部長官이 出頭하여 賃金은 勞使間의 自由로운 當事者間 協議에 의해서만 決定되는 것이고 政府가 干涉치 않는다는 言質을 줌으로써 勞組는 判定勝을 거두고 물러갔다.

그러나 이같은 一連의 事件으로 인해 不幸한 結果를 가져온 것은 다음과 같은 事實이다.

1) 所得政策에 관한 한 우리 政府에는 두개의 相反된 代辯者가 있었다는 점이다. 즉 勞動部는 「가이드라인」이 없다고 主張하고 財務部·經濟企劃院側은 있는 것으로 보고 있었다.

2) 韓國勞總이 2次에 걸쳐 判定勝을 獲得함으로 인해 一般國民이나 勤勞者는 所得政策이란 無條件 邪惡한 것으로만 받아들이게 되었다는 事實이다.

만약 韓國銀行, 財務部 또는 經濟企劃院이 엄연히 存在하는 賃金「가이드라인」을 公式的으로 認定하고 勞動部를 포함한 政府의 施策이 왜 「가이드라인」을 必要로했는지를 충분히 說明하여 주었더라면 다른 나라에서도 行해지고 있는 所得政策이 惟獨 우리나라에서만 邪惡한 것으로 받아들여지지는 않았을 것이고 國民의 보다 積極的인 呼應을 얻을 수 있었을 것이다.

Ⅶ. 要約 및 結論

生産性 賃金制의 妥當性에 관해서는 槪念的次元(conceptual level)에서 異論의 餘地가 없다. 단 勞動生産性을 어떻게 測定하느냐는 問題와 産業의 어느 部門 또는 어떤 職種의 水準에서 適用할 것이냐에 대해서는 아직도 이렇다 할 解答이 없다. 企業別 測定이 곤란할 뿐 아니라 産業別로는 3次産業에 있어서의 勞動生産性測定이 困難하다는 사실에도 불구하고 製造業의 勞動生産性을 토대로 그 賃金패턴을 全産業에 적용시킨다는 데는 問題가 있다는 點을 이미 지적하였다.

17) 韓國勞動組合總聯盟, 「1982年 業務報告」, 1982, p. 121 參照.

우리나라에 있어서 賃金「코스트풋쉬」의 要因이 生産職 勤勞者를 위주로 한 勞動組合의 勢力 때문에 結果했다는 徵候는 찾을 수가 없었다. 이는 오히려 1976~77年의 過熱景氣를 겪는 동안 勞動市場이 過剩供給으로부터 部分的 供給不足狀態로 移行하게 되었고, 이 轉換點을 통과하는 동안 使用者間의 大卒「화이트칼라」 스카웃熱風이 일어났으며 이로 인한 賃金浮上現象이 「코스트풋쉬」의 要因으로 作用했음을 지적하였다.

이같은 賃金浮上現象이 大企業 中心으로 일어났으며 이들 大企業들은 市場占有率이 높을 뿐만 아니라 政府로부터의 融資를 비롯한 各種 惠澤을 잘 받아내옴으로 인해 賃金引上費用을 價格에 轉嫁하거나 赤字經營을 하면서 融資에 의존하는 등 經營不在的 屬性을 들어내고 있었음을 지적하였다. 때문에 이러한 賃金「코스트풋쉬」의 要因이 남아 있는 限 어떤 形態의 所得政策을 통하든 政府로부터의 介入은 不可避하다는 점을 지적하였다.

이미 政府가 1981, 82年 兩年間 取했던 賃金「가이드라인」은 實施方法上에 다소 問題點이 있었음을 發見하였다. 이러한 問題點을 是正하고 나아가서 올바른 賃金政策의 樹立을 위해서 所得平準化政策을 提議하는 바이다. 所得平準化政策이 說得力을 가지려면 農民이나 都市民이나 使用者나 被傭者나 生産職이나 事務職 勤勞者나 그 모두가 다 같이 허리띠를 졸라맨다고 하는 信念을 가질 수 있도록 해주어야 한다. 그러기 위해서는 첫째, 所得平準化政策이 1次的으로 高賃金 所得者의 과격한 賃金引上을 自制해 달라는 것인 만큼 生産職 勤勞者의 低賃金을 압박하는 것과 같은 인상을 줌으로써 그들을 疎外시키는 結果를 가져오지 말아야 할 것이다. 그러기 위해서

① 이미 보리 收買價格도 凍結되었고 政府 및 國營企業의 賃金 또한 凍結키로 했으니 그 파급효과는 상당히 클 것으로 믿어진다.

② 大企業에 대해서는 一定規模 以上의 業體만을 對象으로 「죠보닝」(jaw boning) 즉 說得을 해야 할 것이다. 좀더 구체적으로는 課長級 以上의 俸給을 일단 現水準에 묶기로 하고 이에 應하지 않은 企業에 대해서는 與信을 凍結 또는 回收까지 하겠다는 政府의 强力한 意志를 表明해야 할 것이다.

③ 그와 동시에 1982年 3月 現在 아직도 製造業에서 468,000名이 月 10萬원 미만의 賃金을 받고 있었음을 감안, 이들 低賃金 生産職 勤勞者를 위해서는 産業別로 最低賃金制를 實施해야 할 것이다[18].

④ 단, 그 경우 時間當 賃金을 設定해야 할 것이지 月給與 形式으로 두면 또 다시 抱括逆算制라고 하는 韓國 勞動市場 特有의 왜곡된 賃金體系가 그대로 放置될 우려가 있는 것이다.

⑤ 이를 契機로 賃金體系를 점차 合理化해 나가기 위해서 賃金 및 其他 福祉費用 支出은 可及的 基本給化함으로써 退職金 또는 産業災害 補償金 計算等에 있어서 不必要한 紛爭의 소지를 없애주어야 할 것이다.

⑥ 賞與金도 그것을 法的으로 强制할 때 이미 그 「인센티브」로서의 效果는 상실한 것이므로 차라리 그것을 基本給化함으로써 보너스

18) 商工會議所의 最近 調査結果를 보더라도 最低賃金制를 段階的 部分的으로 實施해야 한다는 經營者들이 82.8%나 되었으며 겨우 6.3%의 應答者만이 時機尙早論을 固守했다고 한다. 最低賃金制의 得失에 관해서는 金秀坤, 『賃金과 勞使關係』, 韓國開發硏究院, 1978, 參照.

의 賃金性 여부를 놓고 勞使間에 不必要한 줄다리기는 시키지 말아야 할 것이다. 賞與金의 「인센티브」的 效果를 살리기 위해서는 當事者間의 合議에 맡겨서 好·不況에 따라 任意調節이 可能토록 하고 雇傭契約 또는 團體交涉에 明示되지 않은 賞與金을 支拂하지 않았다 해서 滯拂賃金으로 간주할 必要는 없을 것이다.

⑦ 또한 常習的 滯拂賃金業主를 規制하기 위한 方法으로 賃金遲滯償金制를 實施하여 賃金滯拂 期日에 대한 法定利子를 加算해서 支拂토록 하는 것이 雇傭基本原則에도 부합하고 막대한 勞動行政力의 節約을 가져 올 것이다.

이와 같이 勞動市場의 二重構造를 意識한 賃金政策은 한편으로 大卒以上「화이트칼라」의 賃金上昇을 抑制하면서 生産職 勤勞者의 賃金은 時間當 最低賃金制를 實施함으로써 下厚上薄할 수 있는 것이므로 所得平準化政策이라고 부르는 것이며 이것이야말로 物價安定과 所得의 衡平的 分配라는 一石二鳥의 效果를 가져올 수 있을 것이다.

둘째, 經濟全般에 걸쳐서 ① 제 아무리 훌륭한 所得平準化政策을 썼다 하더라도 景氣調節的 기능이 없이는 成功할 수가 없다. 때문에 所得平準化政策이 財政·金融政策의 代用物이 될 수는 없다고 보는 것이다.

② 企業의 配當所得과 利子率도 賃金의 自制水準과 衡平에 맞는 線에서 抑制하도록 해야 할 것이다.

③ 不動産投機를 絶對的으로 抑制하고 生産的인 投資誘引을 함으로써 健全한 企業風土를 造成케 해야 할 것이다.

勤勞者에게 먼저 이와 같은 衡平에 바탕을 둔 信賴와 希望을 주지 않고 賃金自制만을 强要하는 印象을 준다면 所得平準化政策은 그것이 意圖한 目的을 결코 達成할 수가 없을 것이기 때문에 以上 建議한 政策들은 모두가 다 同時的으로 實現되어야지 그 어느 것만을 選擇的으로 實施했을 때에는 오히려 부작용도 더 커질 수 있다는 點을 명심해야 할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

金秀坤, 『韓國勞使關係發展에 미친 外國의 影響』, 高麗大學校 亞細亞問題硏究所 社會開發硏究叢書 10卷, 1983.

_____, 『賃金과 勞使關係』, 韓國開發硏究院 硏究叢書 19, 1978.

_____, 『勞動供給과 失業構造』, 韓國開發硏究院, 1976.

金潤煥, 『韓國勞動運動史』, 靑史, 1982.

朴世逸·張昌元, 「勞動組合이 賃金 및 生産性에 미친 影響分析」, 『韓國開發硏究』, 韓國開發硏究院, 1983, 여름호.

朴烜求, 「産業別 賃金隔差의 特性과 變化」, 『韓國開發硏究』, 韓國開發硏究院, 1983, 봄호.

裵茂基, 「韓國勞動經濟의 構造變化」, 『韓國經濟의 構造變化』, 서울大學校 經濟硏究所 (第8回 經濟學 심포지움), 1982, 11.

竹前榮治, 『アメリカ對日勞動政策の硏究』, 日本評論社, 1970.

韓國勞動組合總聯盟, 『韓國勞動組合運動史』, 1979.

韓國日報, 1977年 2月 16日字.

Cain, Glen, "The Challenge of Segmented

Labor Market Theories to Orthodox Theory," *Journal of Economic Literature*, Vol. XIV, No. 4.

Freeman, Richard B. "Unionism and the Dispersion of Wages," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 34, No. 1, Oct. 1980.

Heneman, Herbert G. Jr., and Dale Yoder, *Labor Economics*, Cincinnati, South Western Publishing Co., 1965.

Kerr, Clark, "Wage Relationship—The Comparative Impact of Market and Power Force," John T. Dunlop(ed.), *The Theory of Wage Determination*, N.Y. MacMillan, 1964.

學歷別 賃金隔差의 發生原因과 變化過程分析

朴 世 逸

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 問題의 提起
Ⅱ. 學歷別 總賃金隔差와 純賃金隔差
Ⅲ. 學歷別 賃金隔差의 發生原因
Ⅳ. 學歷別 賃金隔差의 特徵
Ⅴ. 學歷別 賃金隔差의 變化過程
Ⅵ. 要約 및 政策方向

Ⅰ. 問題의 提起

歐美에서의 賃金隔差分析은 一般的으로 職種別 賃金隔差, 産業別·地域別·男女別 賃金隔差가 主要關心對象이 되어 왔고 이 分野에 대해서 많은 理論的·實證的 硏究가 이루어져 왔다. 그러나 學歷別 賃金隔差는 크게 注目을 받지 못하여 이에 대한 別途의 硏究도 거의 없는 形便이다[1]. 이와는 달리 우리나라에서는 賃金隔差를 論議할 때는 언제나 學歷別 賃金隔差가 크게 注目을 받아왔고 끊임없는 論難의 對象이 되어 왔다. 우리나라와 歐美 사이에 나타나는 學歷別 賃金隔差에 대한 이와 같은 關心의 差異는 어디에서부터 연유하는가?

歐美에서는 學歷別 賃金隔差는 사실 職種別 賃金隔差 속에 吸收되어 理解되어 왔다. 즉 歐美에서는 當該勤勞者가 어떠한 種類의 일을 얼마나 效果的으로 遂行하는가에 의해 賃金水準이 決定되는 賃金慣行이 支配的이어서 그 勤勞者가 大卒者인가 高卒者인가, 혹은 年齡이 몇인가 등의 勤勞者의 個人的 屬性 그 自體는 賃金決定上 重要한 意味를 갖지 않는다. 물론 勤勞者의 學歷이나 年齡 등의 個人的 特徵은 採用決定 與否를 정할 때는 歐美에서도 問題가 된다. 즉 現在 充員되어야 할 特定職種 내지 職務를 과연 그 사람이 效率的으로 遂行할 能力이 있다고 볼 수 있는가, 아닌가 하는 判斷基準으로서는 勤勞者의 學歷이 人選의 根據가 될 수 있다. 그러나 일단 採用된 후에는 勤勞者의 特徵보다는 그 勤勞者가 遂

筆者: 韓國開發硏究院 副硏究委員

1) 歐美에서 나온 어느 勞動經濟學 文獻을 보아도 賃金隔差部分은 職種別·産業別·地域別·勞組有無別·男女別 賃金隔差만을 다루고 있고 學歷別 賃金隔差는 別途의 分析對象이 되지 못하고 있다.

行하는 職種이나 職務의 內容과 特徵 및 作業成果에 따라 賃金水準이 決定되는 것이다. 換言하면 學歷은 採用基準으로서의 役割은 하나 獨自的인 賃金決定基準은 아니라는 말이다. 따라서 歐美에서는 學歷別 賃金隔差는 賃金隔差를 논함에 있어 크게 關心의 對象이 되지 못하고 職種別 賃金隔差(occupational wage differentials or skill differentials)속에 吸收되어 理解되어 왔기 때문에 別途의 分析을 하지 않은 것이다.

그러나 우리나라에서의 賃金決定에는 歐美와는 달리, 그 勤勞者가 어떠한 일을 얼마나 效率的으로 遂行하고 있는가 뿐만 아니라 누가 그 일을 하는가, 즉 學歷·年齡 등의 勤勞者特徵 自體가 獨自的 賃金決定要因으로서 重要한 작용을 해 왔다. 즉 學歷은 단순히 採用決定基準으로서 뿐만 아니라 採用後 賃金決定基準으로서의 役割도 해 왔기 때문에 우리나라에서는 學歷別 賃金隔差가 關心의 對象이 되어 왔고, 또한 世人들이 그 隔差가 너무 크다고 느꼈기 때문에 특히 1970年 中盤 以後 學歷別 賃金隔差를 縮小시켜야 한다는 「學歷別 賃金隔差 縮小論」이 勞動界나 經營界, 나아가 勞動行政擔當者들 사이에서 자주 擧論되어 왔다.

本硏究에서는 우선 우리나라에서 學歷別 賃金隔差는 과연 얼마만한 規模로 存在하고 있으며 그러한 隔差가 存在하는 理由는 무엇인가? 왜 우리나라에서는, 歐美와는 달리 賃金決定基準으로서 學歷과 같은 勤勞者特徵이 重要한 役割을 하게 되었는가? 그 勞動市場的 理由와 歷史的·制度的 原因은 무엇인가? 우리나라의 學歷別 賃金隔差는 어떠한 特徵을 가지고 있으며 過去 특히 70年代에 어떻게 變化하여 왔는가? 또 그 變化의 原因은 무엇인가? 등의 問題를 分析함을 第1次的 目的으로 하고 있다. 나아가 本稿에서는 우리나라 學歷別 賃金隔差의 變化에 대한 앞으로의 展望과 아울러, 70年代 中盤 以後 자주 論議되고 있는 上薄下厚式의 「學歷別 賃金隔差 縮小論」을 과연 어떻게 評價하여야 할 것이며 學歷別 賃金隔差에 대한 올바른 政策方向은 무엇인가 하는 實踐的 問題도 다루어 보려 한다.

Ⅱ. 學歷別 總賃金隔差와 純賃金隔差

우선 1980年 勞動部의 『職種別 賃金實態調査 報告書』에 나타난 學歷別 平均賃金을 보면 〈表 1〉과 같다. 〈表 1〉에 의하면 男子勤勞者中 大卒(2年制 以上)은 月平均 約 399千원을 받고 있으며, 高卒은 月平均 約 210千원, 中卒은 月平均 約 164千원, 國卒은 約 157千원씩을 받고 있는 것으로 나타나고 있다. 中卒者와 國卒者間의 差는 微微하게 나타나는 반면, 특히 注目되는 것은 大卒者와 高卒者間의 平均賃金差가 크다는 점이다. 大卒者는 高卒者보다 約 1.9倍, 즉 2倍에 가까운 平均賃金을 받고 있는 셈이다. 그러나 이와 같은 學歷別 平均賃金差 그 自體는 크게 興味로운 것은 아니다. 왜냐하면 위의 學歷別 總賃金差(educational gross wage differentials)란 것은 學歷別 職種構成의 差, 產業構成의 差, 年齡(經歷年數)構成의 差 등을 포함한 學歷別 勤勞者의 平均賃金에 불과하기 때문이다. 물론 總賃金差中 學歷別 年齡構成의 差로 인한 部

分을 공제하면 이는 高學歷者가 우리나라 勞動市場에서 얼마나 雇傭構造 및 賃金構造面에서 相對的으로 有利한 待遇를 받고 있는가 하는 것을 나타내는 하나의 綜合的 指標가 될 수는 있겠으나, 우리에게 보다 흥미로운 問題는 同一職種, 同一產業에 從事하는 同一年齡의 勤勞者들 간에 단순히 學歷背景이 다름으로 말미암아 어느 정도의 賃金隔差가 나타나는가 하는 問題이다.

이와같이 職種·產業 등의 雇傭特徵의 差와 年齡·性 등의 勤勞者特徵의 差 등으로 발생하는 賃金隔差를 모두 除去(control)하고, 단순히 學歷으로 인한 賃金隔差, 즉 學歷別 純賃金隔差(educational net wage differentials)를 구하여 보자. 이를 위해서 本稿에서는 微視資料를 使用하는 다음과 같은 賃金函數(earnings function)의 推定을 試圖하였다.

$$\log W = f(\text{Edu 2, Edu 3, Edu 4, Age, Age}^2\text{, Ind, Occup})$$

여기서 W는 勤勞者 個個人의 總賃金, 즉 定額給與, 超過給與 및 年間特別給與의 月平均値의 合을 意味하며, Edu 2는 中卒者, Edu 3은 高卒者, Edu 4는 2年制 以上의 大卒者를 나타내는 「더미」(dummy)變數이다. Edu 1은 國卒 以下者인데 이는 perfect multicollinearity를 피하기 위해 獨立變數에 포함시키지 아니하였다. Age는 年齡의 절대치이며 Ind, Occup는 各各 產業 및 職種을 나타내는 「더미」變數이다.

위의 賃金函數를 1980年 「職種別 賃金實態調査 테이프」에서 無作爲抽出한 25,709名의 勤勞者(男子 15,738名, 女子 9,971名)를 표본으로 OLS로 推定한 結果(附表 2)를 가지고 學歷別 純賃金隔差를 구하여 이를 學歷別 總賃金隔差와 對比한 것이 〈表 1〉에 나타나 있다.

〈表 1〉을 보면 첫째로 2年制 以上 大卒男과 高卒男의 平均賃金의 相對比는 1.90으로, 즉 大卒者가 高卒者보다 約 1.9倍의 높은 賃金을 받고 있는 것으로 나타나나, 職種·產業 등의

〈表 1〉 學歷別 總賃金隔差와 純賃金隔差(1980)

	月平均賃金 (單位:원)		總賃金隔差		純賃金隔差	
	男	女	男	女	男	女
大卒者(2年制 以上)	399,340	230,382				
大卒者/高卒者			1.90	1.99	1.35	1.60
高卒者	210,117	115,642				
高卒者/中卒者			1.28	1.37	1.14	1.07
中卒者	163,795	84,264				
中卒者/國卒者			1.04	1.04	1.10	1.05
國卒者	156,874	81,446				

註: 總賃金隔差는 두 學歷그룹의 月平均賃金의 相對比를 意味하고 純賃金隔差는 學歷別 職種構成·產業構成·年齡構成 등의 差를 除去한 後의 純學歷別 賃金隔差로서 附表 2에서 계산한 것임. 그 計算方法은 賃金函數의 常數項(constant)은 國卒, 常數項+Edu 2의 推定係數(coefficient)는 中卒, 常數項+Edu 3의 推定係數는 高卒, 常數項+Edu 4의 推定係數는 大卒, 各各의 學歷別 賃金의 log 값으로 보고, 이 log를 풀어 얻은 값으로 各各의 學歷別 相對賃金率을 求하였다.

資料: 勞動部, 『職種別 賃金實態調査報告書』, 1980.

諸雇傭特徵과 年齡·性 등 學歷 以外의 勤勞者特徵의 差를 除外하고 순수히 學歷만으로 인한 純賃金隔差를 보면 大卒者가 高卒者보다 約 1.35倍의 高賃金을 받는 것으로 나타났다. 換言하면 大卒男과 高卒男의 平均賃金隔差中 約 39%만이 순수한 學歷에 의한 差이고 나머지 61%는 職種·年齡 등 諸其他要因으로 인한 隔差임이 밝혀졌다. 둘째 高卒男 對 中卒男을 보면 總賃金隔差는 1.28임에 반하여 純賃金隔差는 1.14水準으로 나타나, 高卒者와 中卒者의 平均賃金隔差中 約 50%만이 純粹學歷에 의한 差이었다. 學歷別 賃金隔差中에서 總賃金隔差와 純賃金隔差의 차이가 大卒者/高卒者보다 高卒者/中卒者의 경우가 작은 것은 결국 職種·產業 등의 雇傭構造面에서 高卒者가 中卒者에 비하여 받는 優待가 大卒者가 高卒者에 비하여 받는 優待보다 작다는 것을 意味한다 하겠다. 세째, 中卒男 對 國卒男을 보면 總賃金隔差는 4%에 불과하였으나 純賃金隔差는 10%로 오히려 增加하였다. 이는 中卒者 初賃은 國卒者 初賃보다 約 10%정도 높으나, 國卒者의 平均年齡이 中卒者보다 높기 때문에 兩者의 平均賃金은 오히려 4%정도로 縮小됨을 보여 주는 것이다. 네째, 學歷別 總賃金隔差나 純賃金隔差가 모두 高學歷으로 갈수록 크게 增加하고 있으며, 隔差의 規模로 볼 때 우리나라의 學歷別 賃金隔差分析의 主對象은 大卒者와 高卒者間의 問題라 하겠다.

앞에서 言及한 徵視資料에서 $\log W=$(Edu 2, Edu 3, Edu 4, Age, Age^2)와 $\log W=$(Edu 2, Edu 3, Edu 4, Age, Age^2, Ind, Occup)의 두 賃金函數를 推定하여(推定結果는 附表 1, 2 參照) 大卒者와 高卒者間의 總賃金隔差를 職種 및 產業構成의 差로 인해 發生하는 部分, 年齡構成의 差로 인해 發生하는 部分 및 순수히 敎育背景의 差로 인해 發生하는 部分으로 分解한 結果를 보면 〈表 2〉와 같다. 〈表 2〉를 보면 1980年 現在 大卒男(2年制 以上)이 高卒男보다 平均賃金을 約 1.90倍 높게 받고 있지만, 이 賃金隔差를 100%로 할 때 約 27.2%는 職種 및 產業構成의 差, 즉 大卒者가 高卒者보다 高賃金職種·高賃金產業에 雇傭되어

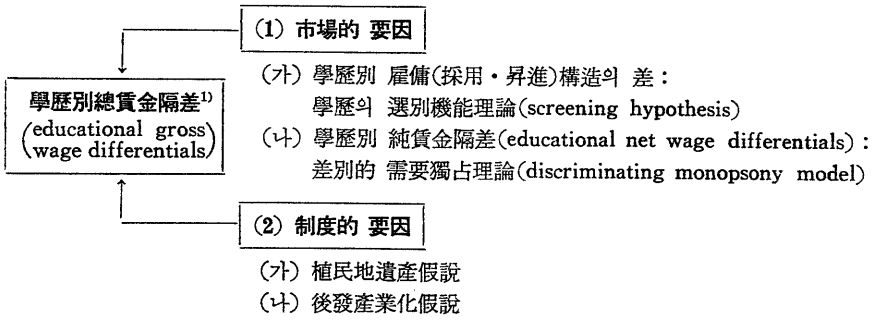
〈表 2〉 大卒者 對比 高卒者 總賃金隔差의 分解(1980)

	總賃金隔差	職種 및 產業效果	年齡效果	敎育效果
男 子				
大卒者／高卒者	1.901	1.245	1.305	1.348
(構成比)	(100%)	(27.2%)	(34.2%)	(38.6%)
女 子				
大卒者／高卒者	1.992	1.259	1.132	1.601
(構成比)	(100%)	(26.1%)	(13.3%)	(60.6%)

註：大卒者는 2年制大學 以上 卒業者임. 여기서 사용한 總賃金의 分解方法은 〈表 1〉의 〈註〉에 밝힌 것과 같은 方法으로, 우선 〈附表 1〉의 賃金函數推定結果를 가지고 年齡效果만 除去한 敎育效果(學歷別 相對賃金率)(1)을 구하고, 다음 〈附表 2〉의 推定結果를 가지고 年齡效果와 職種 및 產業效果를 同時에 除去한 敎育效果(2)를 구한 후 (2)에서 (1)을 빼어 職種 및 產業效果(3)을 구하였고, 總賃金격차에서 (2)와 (3)을 뺀 값으로 年齡效果를 구하였음. 다만 이러한 方法은 年齡과 職種 및 產業間에 interaction term이 없다는, 或은 극히 미미하다는 假定을 전제로 한 方法임.

資料：〈附表 1〉과 〈附表 2〉.

〔圖 1〕 學歷別 總賃金隔差의 發生메카니즘



註 : 1) 學歷別 總賃金隔差中 年齡構成의 差로 인한 部分은 여기의 分析對象에서 除外하였음.

있어 發生하는 것이고, 約 34.2%는 大卒者의 平均年齡構成이 高卒者보다 높아서 發生하는 것이며, 나머지 38.6%만이 學歷背景의 差로 말미암아 發生하는 것으로 나타났다.

以上에서 우리는 學歷別 平均賃金差(總賃金隔差)의 상당한 部分은 職種 및 產業, 그리고 年齡構成의 差에서 發生하고 있는 것을 알았고, 동시에 이러한 雇傭 및 年齡構成의 差를 除去하고도 大卒男은 高卒男보다 約 34.8%의 高賃金을, 大卒女는 高卒女보다도 約 60.1%의 高賃金을 받고 있는 것을 알았다. 그러면 이러한 學歷別 賃金隔差(總賃金隔差, 純賃金隔差)의 發生原因은 어디에 있는 것일까?

Ⅲ. 學歷別 賃金隔差의 發生原因

一般的으로 賃金隔差가 發生하는 原因은 勞動市場的 要因(經濟的 要因)과 制度的 要因(非經濟的 要因)으로 大別된다 하겠는데 學歷別 賃金隔差의 경우도 例外는 아니다. 本章에서는 學歷別 賃金隔差의 發生原因分析에 있어서 우선 市場的 要因을 밝히고 다음 制度的 要因의 규명을 시도하겠다. 우리는 前章에서 學歷別 總賃金隔差는 雇傭構造(더 나아가 昇進·昇給 및 訓練構造) 등이 高學歷者에게 有利하여 發生하는 部分과 同一職種·同一產業에 就業하고 있는 同一年齡者임에도 不拘하고 學歷이 獨自的 賃金決定要因으로 작용하여 發生하는 純賃金隔差部分으로 나누어 생각할 수 있음을 보았다. 여기서는 우리나라에서 學歷이 採用·昇進基準으로 작용하는 原因을 먼저 밝히고, 다음 職種·產業 등과 無關하게 學歷이 獨自의 賃金決定基準으로 작용, 純賃金隔差를 發生시키는 原因을 규명하는 順으로 하겠다. 具體的 論議에 들어가기 전에 本章의 內容을 槪括的으로 整理하면 〔圖 1〕과 같다.

(1) 學歷의 選別機能(screening function)

高學歷者의 平均賃金이 低學歷者보다 높은 主要理由中의 하나는 高學歷者가 高賃金職種·產業 등에 보다 많이 就業되어 있다는 學歷別 雇傭構造의 差 때문이다. 〈表 3〉을 보면 쉽게 알 수 있듯이 1980年 現在 大卒者의 75.57%가 專門技術, 行政管理 및 事務職種에 몰려 있고 반면, 國卒者는 80.59%가 農業

및 生產職種에 集中되어 있다. 왜 이러한 差異가 發生하는가? 물론 高學歷者의 潛在的 生產性이 높고, 勞動의 質(예컨대 敎育水準)과 資本이 相互補完的(complementary) 關係에 있다고 假定할 경우 $dMP_k/dE>0$, 즉 敎育水準(E)이 높아짐에 따라 資本의 限界生產性(MP_k)이 커질 것이므로 高級職種에 高學歷者가 集中就業되는 것은 오히려 當然하다 하겠다. 그런데 問題는 學歷 그 自體가 반드시 業務遂行能力과 直接 關係되지 아니하는 경우, 즉 特定業務를 遂行하는 데 반드시 高學歷이 必要하지는 않은 경우에도 一定水準 以上의 高學歷을 採用基準으로서 要求하는 雇傭慣行이 存在하고 있다는 점이다. 이러한 雇傭慣行이 〈表 3〉에서 볼 수 있는 바와 같은 學歷別 職種構成의 극심한 不平等을 惹起시키고, 나아가 學歷別 總賃金隔差 發生의 主要原因의 하나가 되고 있다. 위와 같이 業務遂行能力과는 直接 關係없이 高學歷을 採用基準으로 要求하는 雇傭慣行은 歐美先進國보다 開途國 一般에 보다 강하게 나타나는 慣行인 듯하다[2].

〈表 3〉 就業者의 學歷別 職種構成比(1980)

(단위 : %)

	不就學	國民學校	中・高等	初大以上
專門技術職	0.20	0.26	3.12	39.66
行政管理職	0.03	0.14	0.97	7.46
事 務 職	0.15	1.13	15.89	28.45
販 賣 職	5.78	10.51	15.74	10.60
서 비 스 職	3.54	7.37	8.70	3.26
農 業 職	82.96	52.22	16.80	2.53
生 產 職	7.33	28.37	38.77	8.03
合 計	100.00	100.00	100.00	100.00

資料 : 經濟企劃院, 『總人口 및 住宅調査報告』, 1980.

2) Michael P. Todaro (1980), Jagdish N. Bhagwati (1977), Gary S. Fields (1974) 參照.

3) Michael Spence(1973) 參照.

이러한 雇傭慣行의 發生原因은 어디에 있을까?

一般的으로 開途國의 경우 더욱 강하게 나타나는 現象이지만, 소위 近代部門(modern sector)이라고 불리우는 高賃金職種 및 產業은 그 數가 극히 制限되어 있는 반면, 이 部門에의 求職者는 그 數가 大量 存在한다. 그런데 많은 求職者中에서 一定數의 制限된 人員을 選別하는 경우 이 過程에 드는 選別費用(screening cost)을 줄이기 위한 經濟的인 方法은, 수 많은 應募者 가운데서 一定數를 우선 뽑고 이들을 對象으로 보다 엄격한 審査를 하여 選別하는 方法이다. 여기서 一定水準 以上의 學歷을 特定職種의 應募基準으로 使用하는 慣行이 發生한다.

또 다른 하나의 理由는 學歷 自體가 그 勤勞者의 潛在的 生產性을 나타내는 指標(signal)로 利用되기 때문이다[3]. 사실상 勤勞者들의 潛在的 生產性은 쉽게 관찰되는 것이 아니다. 특히 採用與否를 決定하는 初期에는 더욱 그러하다. 使用者가 쉽게 관찰할 수 있는 것은 勤勞者들의 學歷・年齡・性・經歷 등의 個別的 特徵뿐이다. 이러한 勤勞者의 個別特徵, 특히 學歷이 그 勤勞者의 潛在的 生產性과 正의 關係에 있을 것이라는 統計的 經驗法則에 基礎하여 使用者는 學歷을 採用基準(hiring standards)으로 使用하게 된다. 물론 경우에 따라서는 또 業務에 따라서는 高學歷者가 低學歷者보다 오히려 生產性이 낮을 수도 있는 많은 例外가 있다. 그러나 學歷과 生產性의 正의 關係를 假定하고서 選別活動을 할 경우 負擔해야 하는 危險費用이, 企業이 보다 正確히 勤勞者들의 潛在生產性을 測定하기 위해 學歷이란 間接手段을 使用하지 아니하고 直接的

으로 企業自體의 選別媒體(sorting device)를 開發·使用하는 費用보다 적다면, 企業은 대부분 學歷을 採用基準으로 活用할 것이다. 經濟的 理由에서 發生하는, 應募·採用基準으로서의 學歷의 役割이 일단 雇傭慣行으로 固着되면 硬直性을 띠게 되고 심한 경우 學歷에 의한 勞動市場의 分斷傾向까지 結果하게 된다.

一般的으로 開途國의 경우 義務敎育의 普及, 中等 및 高等敎育의 擴大 등의 敎育膨脹이 國民經濟의 産業化過程보다 時期的으로 先行하였다. 따라서 소위 近代産業部門의 發展에서 誘發되는 高級人力에 대한 勞動需要보다 中等 및 高等敎育 以上의 高學歷者가 超過供給되는 경우가 發生하는 바 이런 경우에는 敎育의 選別機能은 더욱 强化되고, 나아가 業務의 內容, 일의 性格上 高學歷者를 必要로 하지 않는 경우에도 高學歷을 應募 및 採用基準으로 要求하게 된다. 한편 이러한 雇傭慣行은 國民經濟의 高學歷에 대한 私的 需要(private demand for higher education)를 끊임없이 提高시켜 産業의 吸收能力을 超過하는 高學歷者를 배출하게 되고, 결국 資源의 效率的 配分을 크게 歪曲시키는 結果를 招來한다[4]. 또한 學歷은, 이와 같은 採用基準으로서뿐만 아니라 採用後 昇進基準으로서도 作用하여 高學歷者가 아니면 一定職位 以上의 高位職에의 昇進이 사실상 封鎖되어 있는 경우도 흔히 發見되는 雇傭慣行이다.

여하튼 學歷이 勞動市場에서 가지는 選別機能이 學歷別 職種構成의 隔差를 結果하고, 이 隔差가 學歷別 總賃金隔差發生의 主要原因의 하나라는 점을 밝히고, 특히 開途國에서이지만, 高學歷者의 需給의 不均衡이 發生하는 경우, 즉 供給이 需要를 超過하는 경우, 近代的 高賃金職種에의 應募·採用基準으로서의 學歷의 役割은 더욱 强化되어, 심한 경우 業務와 遂行할 일의 內容 및 性格과 關係없는 高學歷의 資格을 要求하는 傾向을 招來, 資源의 效率的 配分을 沮害할 뿐만 아니라 學歷에 의한 勞動市場分斷(labor market segmentation) 現象까지를 結果할 危險이 크다는 점을 指摘해 두고자 한다.

(2) 差別的 需要獨占(discriminating monopsony)市場下에서의 學歷

지금까지 學歷別 總賃金隔差發生의 主要原因의 하나가 學歷別 職種構成 및 産業構成의 隔差에서 發生함을 보았고, 그 過程에서 學歷이 選別媒體로 作用함을 보았다.

다음은 勤勞者가 同一職種·同一産業·同一年齡階層에 속하면서도 學歷別 賃金差를 보이는 純賃金隔差의 發生原因을 밝혀 보자. 물론 이 純賃金隔差의 일부는 소위 人的 資本論(human capital theory)的 立場에서 그 說明이 可能하다. 즉 學歷은 勤勞者들의 潛在生産性을 높이므로 비록 同一職種 등에 從事하지만 高學歷者는 低學歷者보다 더욱 높은 限界生産物價値를 創出할 것이고 賃金이 勤勞者의 限界生産物價値(value of marginal product)를 反映한다면 學歷別 賃金差가 存在할 수 있다는 說明이다. 그러나 이와 같은 一般論으로 우리나라의 學歷別 純賃金隔差를 說明하는 데는 未洽한 점이 많다.

우선 第1章에서도 간단히 言及한 바와 같이 歐美諸國에서는 學歷이 그 業務遂行能力·遂行機能과 關聯되는 한에 있어서만 賃金水準

4) 이러한 「메카니즘」에 대한 보다 상세한 分析은 拙稿(1982, 1983) 參照.

에 영향을 주나, 우리나라의 경우는 該當勤勞者가 遂行할 職務·職能과는 別途로 學歷自體가 獨自的 賃金決定基準으로 作用하고 있다는 점이다. 歐美에서는 勤勞者가 어떤 種類의 일(職務·職能)을 얼마나 成功的으로 遂行하는가가 賃金決定基準이 되고 있으나 우리나라의 경우는 누가 그 일을 하는가, 즉 勤勞者 自身의 學歷·年齡·性 등이 重要한 賃金決定基準이 되고 있다. 이 점을 좀 더 詳論하기로 하자.

歐美의 企業들은 賃金決定에 있어서 一般的으로 다음의 3段階의 過程을 거친다[5]. ① 職務評價(job evaluation) ② 地域賃金調査(community wage survey) ③ 成果給 堪案(merit rating)이 그것이다. 우선 그 職務의 內容 및 性格을 一般的으로 ① 必要機能(skill) ② 責任度(responsibility) ③ 努力(effort) ④ 作業環境(job condition) 등의 評價要素(job factor)로 分類하여 各各에 일정한 加重値를 부여, 이를 이용하여 그 職務의 賃金水準을 정한다. 다음은 그 地域 同種産業 및 職種의 平均賃金水準을 堪案, 이를 調整·確定하고, 끝으로 同一職務에 勤務하는 勤勞者들간의 個別的 作業成果의 差에 따른 약간의 補償의 差를 둔다. 여기서 重要한 것은 歐美에서는 賃金體系가 職務·職能給(job rate)이 中心이 되어 있고, 同一職務에 從事하는 한 勤勞者들은 일단 同一賃金을 받는다는 점이고, 동시에 職務分析을 통하여 職務給水準을 確定지을 때 學歷自體의 役割은 그리 크지 못하여 諸評價要素中 學歷은 生産職의 경우는 14%, 事務職의 경우 16% 정도의 比重을 가짐에 그친다는 점이다[6]. 換言하면 職務給決定을 위한 職務分析時 하나의 評價要素인 「必要機能」속에 學歷이 經歷 등과 같이 하나의 參考資料로서 考慮되기는 하나 그 比重이 크다 할 수 없고, 일단 職務給이 決定되면 그 후에는 學歷 등에 關係없이 同一賃金率이 同一職務를 遂行하는 勤勞者들 사이에 共同으로 適用되는 것이 一般的이다.

이와는 극히 對照的으로 우리나라의 경우는 다음의 〈表 4〉, 〈表 5〉, 〈表 6〉에서 볼 수 있듯이 學歷自體가 職務·職能과는 別途로 獨立된 賃金決定要因으로 크게 作用하고 있음을 알 수 있다. 〈表 4〉에서 우리나라 勤勞者들의 總賃金의 約 70%를 차지하고 있는 基本給의 要素別 構成을 보면 學歷·年齡 등의 勤勞者個人의 特徵이 그들이 遂行하는 職務나 職能보다 훨씬 큰 比重으로 作用하고 있음을 알 수 있다. 基本給水準決定에 있어 學歷·性·勤續年數 등의 屬人的 要素가 全體의 約 44.8%, 일의 內容과 性格 등을 反映하는 職務·職能的 要素가 約 34.2%, 그리고 兩者를 共히 反映한다고 할 수 있는 要素가 約 20.9% 등으로 나타나고 있어 勤勞者의 個人的 特徵이 基本給水準決定에 크게 作用하고 있음을 알 수 있다. 특히 大企業일수록, 그리고 事務職일수록 屬人給의 比重이 相對的으로 큰 것은 注目할 만한 現象이라 하겠다.

〈表 5〉에서 우리나라 몇 개 企業의 給與表의 例를 보기로 하자. 대부분의 企業은 本俸中心의 給與表에 따라 個別勤勞者들의 初賃水準을 정하고 여기에 몇 가지 手當(例, 職責手當, 家族手當, 時間外手當 등)을 加算하여 俸給으로 支拂하고 있고, 每年 勤續年數가 길어짐에 따

5) 美國企業의 賃金決定節次에 대해서는 Peter B. Doerings & Michael J. Piore (1971)를 참조.
6) Michael J. Julius (1975) 參照.

라 年 1回 혹은 2回의 號俸上昇을 決定한다. 注目할 것은, A會社나 C會社의 경우 가장 두드러지게 나타나나, 事務職이냐 技術職이냐 혹은 技能職이냐에 큰 관계없이 初賃은 대부분 勤勞者의 學歷水準과 性에 따라 一律的으로 決定되고 있다는 점이다. A會社는 우리나라에서 비교적 유수한 大企業임에도 불구하고

〈表 4〉 基本給 構成要素別 比重(1982)

(단위 : %)

	全 體	大企業	中小企業	生産職
屬 人 給	44.8	49.9	31.4	39.9
職務·職能給	34.2	31.6	40.3	38.3
綜 合 給	20.9	18.5	28.3	21.8

資料 : 崔棟圭, 「賃金體系 및 支拂形態의 改善」, 『韓國賃金의 政策課題와 制度改善硏究』, 서울大學校 經濟硏究所, 1983. 2.

〈表 5〉 個別會社 給與表 例

A會社의 事務 및 技術職 給與表(1980)
(本俸初賃水準) (단위 : 千원)

	男	女
4 年 大 卒	242	159
2 年 大 卒	161	—
工 高·商高卒	141	110
一 般 高 卒	131	102

B會社의 技能職(生産職) 給與表(1981)
(本俸初賃水準) (단위 : 千원)

		男	女
高 卒	軍畢	107	79
	未畢	90	—
中 卒		90	59(18歲 以上) 49(18歲 以下)

C會社의 職種別 給與表(1981)
(本俸初賃水準) (단위 : 千원)

	事務 管理職	技術職	技能職
4 年 大 卒	270	285	—
2 年 大 卒	223	238	231
高 卒	175	185	181
中 卒	—	—	—

資料 : 各會社의 給與規程

事務·管理職과 技術職의 給與水準이, 兩職種間에 나타나는 業務의 性格·難易度·作業環境·責任度 등의 큰 差가 無視된 채, 하나의 給與表에 統合되어 어느 職種에 從事하든지 오로지 學歷과 性에 따라 給與水準이 달라지도록 되어 있다. C會社의 경우는 職種別로 약간의 差異를 두고는 있으나 그 程度는 극히 微微하여 學歷隔差가 職種隔差보다 월등하게 큰 것으로 나타나 있고, 生産職中心의 中小産業體인 B會社를 보더라도 個別勤勞者의 賃金水準에 絶對的 影響을 미치는 것은 일의 內容·性格이라기보다는 勤勞者의 學歷임을 알 수 있다. 業務의 內容·性格이 同一하여도 學歷間 큰 賃金差가 存在하며, 同一學歷이면 業務內容과 性格에 關係없이 類似한 水準의 賃金이 주어진다. 이렇게 學歷에 의하여 決定된 初賃은 每年 있는 號俸上昇에 따라 그 賃金水準이 올라가는바, 號俸上昇幅은 高學歷者일수록 즉 높은 水準의 初賃을 받는 자일수록 큰 것이 一般的이기 때문에, 또 여기에 昇進에 있어서의 學歷差別이 加勢하여 學歷別 賃金差는 勤續期間이 길어질수록 그 幅이 커질 것임을 쉽게 알 수 있다.

〈表 6〉을 보면 同一한 技能士 1級이나 技士 2級의 技能 및 技術水準과 資格을 가지고 있는 경우에도, 또한 年齡·勤續·經歷 등에서 高卒者가 大卒者보다 有利한 경우에도, 단순히 學歷水準의 差로 인하여 大卒者(4年制)가 高卒者보다 約 1.4~1.5倍의 높은 賃金을 받고 있는 것으로 나타났다. 이러한 경향은 技術·技能의 生産職의 경우에서 뿐만 아니라 事務·管理職의 경우에도 同一하다. 同一한 課長의 資格과 課長의 業務를 處理하고 있음에도 불구하고, 또한 年齡·勤續年數·經歷年

數 등에서 兩者間에 大差가 없음에도 불구하고, 大卒者는 그 平均賃金이 高卒者의 約 1.4倍나 되는 高賃金을 받고 있다.

以上 〈表 4〉, 〈表 5〉, 〈表 6〉에서 우리가 確認할 수 있는 것은 우리나라 企業의 個別勤勞者의 賃金決定行態의 特徵이 歐美諸國의 경우와는 극히 對照的으로 勤勞者의 賃金이 그가 行하는 業務의 內容과 性格, 勤勞者의 技能·技術水準, 職種·職能보다는 그 勤勞者의 學歷水準에 의해 큰 影響을 받고 있다는 事實인데, 이는 곧 個別勤勞者의 賃金이 그들의 限界勞動生產物價値와는 큰 關聯없이 決定되고 있을 所地가 많음을 意味한다 하겠다.

그러면 왜 우리나라에서는 歐美와는 달리 學歷 등의 勤勞者特徵이 職種·職能 등의 일의 性格과 內容보다 個別賃金水準決定에 더욱 큰 影響力을 미치고 있는가? 왜 「누가」 일하는가가 「무엇을」 하는가 보다 더욱 重要한 賃金決定要因이 되고 있는가? 換言하면 學歷別 純賃金隔差發生의 理論的 根據는 무엇인가? 이 問題에 대해 답하기 위해서는 個別企業의 賃金決定行態에 대한, 歐美와는 다른 理論的 模型의 提示를 要求한다.

本稿의 立場에서 취하는 理論的 說明假說을 結論부터 提示하면, 우리나라의 勞動市場의 特徵은 購買者市場(buyer's market)으로서 差別的 需要獨占(discriminating monopsony)의 性格이 强하여 個別賃金水準은 個別勤勞者들의 供給價格(supply price), 즉 機會所得(opportunity earnings)에 의해서 決定되고 있고 이러한 供給價格의 學歷그룹間差가 學歷別 純賃金隔差의 主原因이 되고 있다는 것이다. 이러한 需要獨占의 경우에는 勤勞者들의 限界生產物價値(value of marginal product)는 勤勞者들의 雇傭水準을 決定(限界生產物價値가 限界勞動費用과 一致하는 水準에서)하는 基準으로 登場하고 賃金水準의 決定에는 直接 影響을 주지 못한다. 또한 이 경우에 需要獨占者인 企業은 賃金을 各學歷그룹의 供給價格까지 끌어내릴 수 있으므로 소위 限界內 勤勞者(intra-marginal worker)들에게 歸屬되던 生產者剩餘(producer's surplus) 혹은 經濟地代(quasi-rent)를 需要獨占者가 受取할 수 있게 된다. 勤勞者의 供給價格은 그 勤勞者의 學歷·性·年齡 등에 따라 相異하기 때문에 需要獨占者는 이들 勤勞者特性 특히 學歷을 가지

〈表 6〉 製造業體의 職能別·學歷別 平均賃金(男)

(1981)

	學 歷	平均年齡	平均勤續年數	平均經歷年數	平均賃金[1] (單位:원)
技能士 1級	高 卒	35.1	4.8	8.1	319,846(100)[2]
	大 卒	33.9	4.8	6.2	478,057(149)
技 士 2級	高 卒	33.6	5.4	6.9	330,231(100)
	大 卒	32.0	4.4	5.3	454,829(139)
課 長	高 卒	36.8	5.3	8.4	361,305(100)
	大 卒	35.9	5.7	7.0	490,756(136)

註: 1) 平均賃金은 定額給與+超過給與+特別給與/12
2) ( ) 속은 高卒者平均賃金을 100으로 볼 때 大卒者(4年 以上)의 相對賃金率임.
資料: 勞動部, 『職種別 賃金實態調査報告書』, 1981.

고 差別手段(discriminating factor)으로 活用하게 되어 그것이 學歷別 純賃金隔差發生의 主原因이 되며, 나아가 以上과 같이 賃金이 勤勞者의 供給價格에 의해서 決定되므로 우리나라에서 「누가」 일을 하느냐 하는 勤勞者特徵이 「어떠한 일」을 하느냐 하는 業務의 性格·內容보다 더욱 重要한 賃金決定要因으로 登場하는 原因이 된다 하겠다.

以上의 理論模型을 보다 詳述하면 다음과 같다. 一般的으로 需要獨占모델은 敎科書에서 說明하듯이 반드시 需要者가 1人이고 供給者가 絕對多數일 때만 適用될 수 있는 假說모델로 理解해서는 안된다. 敎科書에서 말하는 1人의 需要者, 多數의 供給者라는 硬直的 定義는 論議의 便宜와 說明의 單純化를 위한 抽象에 不過하다. 그런데 現實世界의 說明에는, 특히 우리나라와 같은 開途國의 勞動市場論에 있어서는, 完全競爭모델보다 需要獨占모델이 보다 現實性을 가진다고 判斷된다. 本來 完全競爭모델과 需要獨占모델의 根本的인 差異點은 個別企業에의 勞動供給曲線이 水平的이냐 右上向이냐, 換言하면 賃金에 대한 勞動供給彈力性이 無限大이냐 아니냐로 要約할 수 있는데 本稿는 아래와 같은 理由로 우리나라 個別企業의 경우 勞動供給曲線은 水平的이라기보다는 右上向의 기울기(upward sloping)를 가진다고 보는 편이 現實的 判斷이라고 본다[7].

첫째로 指摘될 수 있는 것은 勞動移動이 完全競爭모델이 假定하듯이 完全히 自由롭지 못하다는 점을 들 수 있다. 勞動移動의 不完全性은 우선 勞動市場情報가 自由財(free good)가 아니라는 事實과 또한 勞動移動에는 費用이 發生한다는 事實에서 起因한다. 즉 特定地域에 存在하는, 한 產業體는 旣存의 賃金水準을 維持하면서 어느 水準까지는 그 地域의 勤勞者들을 中心으로 큰 문제없이 雇傭을 確保할 수 있으나, 雇傭量을 持續的으로 擴大시켜 나가려면 賃金水準을 높여 隣近事業體에서 誘引하여 오거나, 勞動移動費用을 賃金水準提高로 補償하여 주어 他地域에서의 勞動力移動을 誘導해야 할 것이다. 이는 곧 個別企業에의 勞動供給曲線이 右上向의 형태를 가짐을 意味한다.

過去 20年間 우리나라 勞動市場이 量的인 面에서 Arthur Lewis가 말하는 無制限的 勞動供給段階의 性格이 강했고 아직도 不完全就業이나 潛在失業이 상당히 存在하는 것은 事實이다. 그러나 이는 주로 低學歷者나 未熟練單純勞動의 경우를 對象으로 한 것이고, 高學歷者 특히 大卒者의 경우는 制限的 勞動供給狀況이라 보는 것이 옳다. 여기에 勞動市場情報의 不完全性과 勞動移動의 費用 등을 考慮하면 적어도 熟練勞動이나 高學歷勞動의 경우 個別產業體에의 勞動供給의 賃金彈力性이 無限大라고는 볼 수 없다.

個別企業에의 勞動供給曲線이 右上向의 형태를 갖는다고 보는 또하나의 理由는 우리나라에서 특히 近代的 產業部門을 中心으로 나타나고 있는 소위 內部勞動市場(internal labor market)의 發展을 들 수 있다. 一般的으로 內部勞動市場 안에서의 賃金決定 및 勞動力配置는 勞動市場의 需給事情變化의 影響을 相對的으로 덜 받으며 企業의 獨自的 人事 및 賃金政策에 의해 決定된다. 이러한 過程에서 企業內 賃金構造는 一種의 階層的(hierarchical) 構

7) 敎科書的 定義에 구애됨이 없이 現實勞動市場의 움직임을 說明함에 있어 需要獨占모델의 適用·活用 범위가 대단히 크다는 主張은 K.W. Rothchild (1954), J. Robinson(1933) 등을 參照.

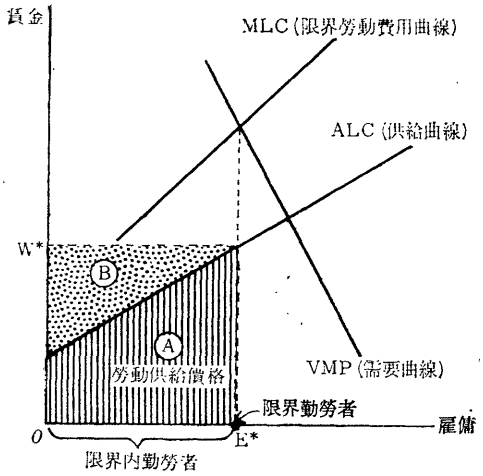
造를 가지게 되고 일단 形成된 이 階層的 相對賃金差는 硬直性을 띠게 된다. 이러한 경우 雇傭의 增大는 일단은 下位職 從事者의 上方移動 즉 內部 昇進·昇給을 통하여 나타나나, 결국은 外部勞動市場과 연결되는 入職點에서의 勞動需要增大로 나타날 것이고, 入職點에 無制限的 勞動供給이 存在하지 아니하는 限 勞動需要의 增大는 入職點에서의 賃金上昇을 結果할 것이고, 그렇게 되면 內部勞動市場內의 階層的 相對賃金構造의 衡平性을 維持하기 위해 賃金構造全般의 上方再調整이 不可避하게 된다. 이는 결국 勤勞者의 追加雇傭을 위한 費用은 當該勤勞者에게 支拂하는 賃金負擔으로 끝나는 것이 아니라 旣存 勤勞者들의 賃金上昇에 미치는 效果分까지 포함돼야 함을 의미하고, 이는 곧 勞動의 供給曲線이 水平이 아니고 右上向의 기울기를 가짐을 의미하는 것이다.

以上에서 본 바와 같은 理由로 勞動市場情報의 完全性, 零의 勞動移動費用, 非構造的 勞動市場(structureless labor market) 등을 前提로 하는 完全競爭모델보다 勞動市場의 不完全性과 構造性을 前提로 하는 不完全競爭모델(需要獨占모델)이 우리나라의 勞動市場의 現實을 보다 잘 反映하는 說明假說이라고 하면, 이는 곧 個別企業에의 勞動供給曲線이 完全競爭모델이 前提하듯이 水平的인 것이 아니고 程度의 差는 있으나 右上向의 기울기를 가짐을 意味하고, 이는 勤勞者의 追加雇傭을 위해 企業이 負擔하는 費用은 當該 勤勞者의 賃金水準에 그치지 않고 追加雇傭增加가 旣存勤勞者들의 賃金引上에 미치는 效果까지를 包含하는 것을 뜻한다. 이를 바꾸어 말하면 平均勞動費用(average labor cost)과 限界勞動費用(marginal labor cost)의 乖離가 發生함을 意味하게 된다.

이러한 不完全勞動市場下에서도 個別企業들은 利潤의 極大化를 꾀하기 위해서는 限界收入(marginal revenue)이 限界費用(marginal cost)과 一致하는 水準에서 雇傭量을 決定해야 하므로 追加勤勞者의 限界勞動費用(MLC)과 그의 限界生產物價値(VMP)가 一致하는 點에서 雇傭量을 決定할 것이고 이 點에서 雇傭量이 決定되면 이 雇傭水準과 勞動供給曲線이 만나는 點에서 賃金水準이 決定된다. 이는 곧 賃金은 勞動供給線上에서 即 勞動의 供給價格(supply price)에 의해 決定됨을 意味한다.

以上의 論議는 〔圖 2〕를 보면 보다 쉽게 理解될 수 있다. 個別企業體에의 勞動供給曲線이 〔圖 2〕와 같이 右上方의 기울기를 가지는 경우 MLC와 ALC의 乖離가 發生하고 雇傭은 VMP와 MLC가 만나는 E^* 水準에서 決定되며 賃金은 E^* 水準에 相應하는 勞動의 供給價格인 W^* 水準에서 決定된다. 만일 이 個別企業이 勤勞者들을 쉽게 認知할 수 있는 어떤 客觀的 基準, 예컨대 學歷·性 등을 가지고 그들 各各의 勞動供給價格의 差를 파악, 勞動供給價格水準別로 이들을 區別 내지 差別할 수 있다면, 즉 限界內勤勞者(intra-marginal worker)에게 限界勤勞者들의 勞動供給價格인 W^*를 支拂하지 아니하고 限界內勤勞者들 各各의 勞動供給價格만을 支拂한다면 이 差別的 需要獨占者는 E^*의 雇傭量을 확보하면서도 賃金은 〔圖 2〕에서 斜線친 部分(A)만큼만 支拂하면 되고, 그동안 限界內 勤勞者들에게 歸屬되던 點線친 部分(B) 만큼의 生產者剩餘(producer's surplus), 즉 經濟地代(quasirent) 部分은 이제는 差別的 需要獨占者에게 歸屬하

〔圖 2〕 差別的 需要獨占모델



게 된다.

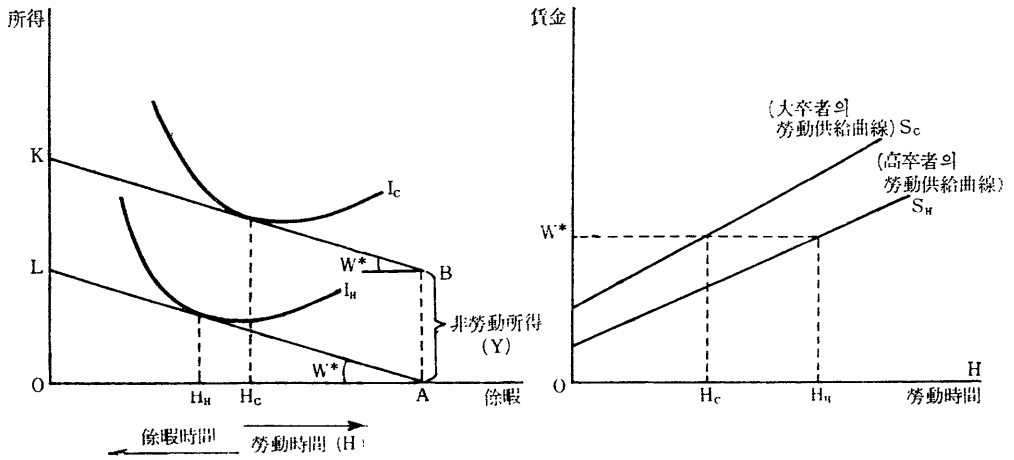
그런데 以上과 같은 差別的 需要獨占의 理論을 우리나라의 學歷別 賃金構造의 說明假說로서 使用하는 것이 妥當함을 보이기 위해서는 우리나라의 勤勞者들의 勞動供給價格이 學歷別로 相異함을 證明하여야 할 것이다. 우리나라의 學歷別 賃金隔差가 大卒者와 高卒者間에 가장 두드러진 隔差를 보이고 있으므로 以下에서는 勤勞者는 大卒者와 高卒者 두 그룹이 存在한다고 假定하고 論議하기로 하자. 結論的으로 이 兩 그룹의 勞動供給價格의 差異가 왜 發生하는가는 兩그룹의 平均家計所得(family income) 혹은 富(wealth)의 差異에서 온다고 해야 할 것이다. 그 理由는 다음과 같다.

한 勤勞者가 얼마만큼의 勞動供給(work-hour : H)을 할 것인가는 一般的으로 그 勤勞者가 일을 하지 않음으로써 발생하는 機會費用으로서의 賃金(W)과 그 勤勞者의 非勤勞所得(non-labor income) 및 勤勞者 個人의 趣向·嗜好(preference)에 달려 있다. 여기서 餘暇가 劣等財(inferior goods)가 아닌 限 소위 所得效果(income effect), 즉 賃金水準을 固定시켜 놓고 非勤勞所得(Y)을 增加시킬 때 勞動供給(H)에 미치는 效果는 負인 것이 一般的이다$\left(\frac{\Delta H}{\Delta Y}\middle|\bar{W}<0\right)$. 따라서 다른 條件이 같다면 非勤勞所得이 높은 者일수록 勞動供給은 줄어든다. 이는 곧 非勤勞所得이 높은 者의 勞動供給(H)을 낮은 者와 같은 水準까지 誘導·確保하기 위해서는 高賃金의 支拂이 不可避하다는 것을 의미한다. 왜냐하면 代替效果는 正이기 때문이다$\left(\frac{\Delta H}{\Delta W}\middle|\bar{Y}>0\right)$.

우리나라의 경우 大卒者의 平均家計所得 및 富(大卒者의 非勤勞所得 포함)가 高卒者의 平均値보다 높다는 點은 別途의 論證이 必要없는 事實이다. 一般的으로 우리나라와 같이 敎育熱이 높은 社會文化的 風土속에서, 또 最近의 한 硏究에서 밝혀진 바와 같이[8] 大學敎育에 대한 私的 投資收益率이 高等學校敎育에 대한 投資收益率보다 월등히 높은 狀況 속에서, 大學進學을 포기하는 것은 家計의 財政的 뒷받침이 어렵다는 것이 主된 原因이라고 類推되기 때문이다. 大卒者 家計의 平均所得이 高卒者보다 높다면 大卒者의 勞動供給價格(supply price 혹은 reservation wage)은 高卒者보다 높게 된다. 여기서 家計의 平均所得 혹은 富라는 槪念은 單純한 貨幣的 所得 혹은 富만이 아니라 非貨幣的 富, 예컨대 勞動市場情報에 대한 接近度(accessibility), 個人的 혹은 家族的 緣故, 低利高額貸付能力 등까지 포함한 좀더 包括的 槪念으로 이해하는 것이 좋다. 이러한 家計平均所得 내지 富로서 表現될 수 있는 大卒者의 非勤勞所得이 高卒者 경우보다 높다면 〔圖 3〕에서와 같이 賃金에 대한

8) 拙稿(1982, 가을) 參照.

〔圖 3〕 大卒者와 高卒者의 勞動供給價格의 相異



勞動의 供給彈力性이 學歷別로 다른 두개의 勞動供給曲線이 存在하게 된다.

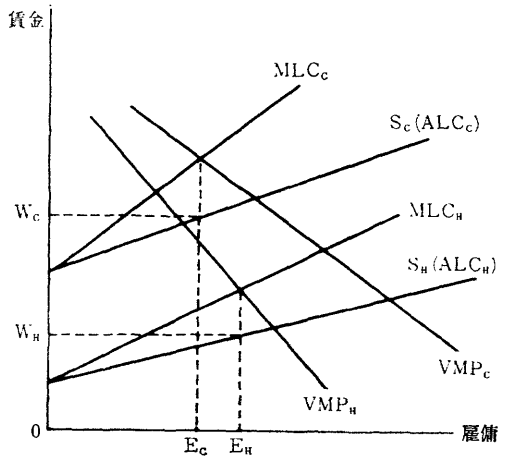
〔圖 3〕은 勤勞者가 勞動時間(勞動供給量)을 決定함에 있어서 非勤勞所得과 賃金水準이 어떠한 影響을 미치는가를 보여 주고 있다. 論議의 單純化를 위해 高卒者는 非勤勞所得(Y)이 全無하고 大卒者는 AB만큼의 Y가 存在한다고 보고, 또한 兩 그룹間에 嗜好·趣向(preference)의 差가 없다고 假定하면, 高卒者의 경우는 所得機會制約線(budget constraint)인 AL과 無差別曲線(indifference curve)인 I_H가 만나는 水準, 즉 H_H의 水準에서 $\overline{AH_H}$ 만큼의 勞動時間(勞動供給量)을 決定하게 되는 反面, 大卒者의 경우는 所得機會制約線이 ABK이므로 BK와 I_C가 만나는 H_C의 水準에서 $\overline{AH_C}$ 만큼의 勞動時間(勞動供給量)을 決定하게 된다. 所得機會制約線 BK와 LA의 기울기가 곧 賃金(W^*)水準이므로 同一賃金下에서 非勤勞所得이 存在하는 大卒者의 勞動供給(H_C)은 非勤勞所得이 없는 高卒者의 勞動供給(H_H) 보다 적게 됨을 보여 주고 있다. 이러한 關係로부터 〔圖 3〕의 右便 그림에서 보는 바와 같은 學歷別로 相異한 두개의 勞動供給曲線이 導出된다. 이는 곧 勞動供給價格과 賃金에 대한 勞動供給彈力性이 學歷別로 相異함을 意味한다.

以上과 같이, 個別企業에의 勞動供給曲線이 右上向의 기울기를 갖는다는 需要獨占모델이 妥當하고, 學歷別로 다른 勞動供給曲線이 多數 存在한다는 前提가 成立한다면 需要獨占者는 곧 差別的 需要獨占者로 轉換되어 賃金은 各學歷그룹의 勞動供給價格에 相應하는 水準에서 決定되고, 雇傭은 限界生產物價値(VMP)가 限界勞動費用(MLC)과 一致하는 水準에서 決定된다.

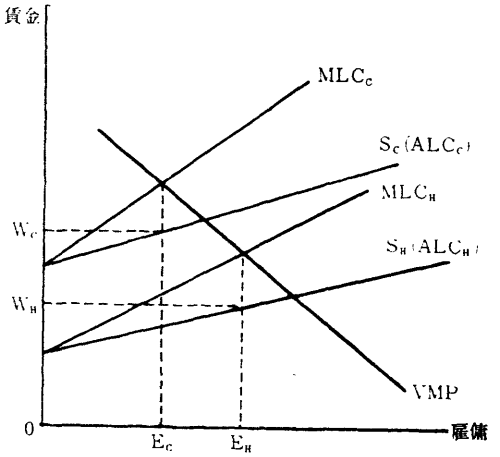
이 關係를 考察함에 있어서 論議의 便宜를 위해 두가지 경우, 즉 첫째, 高卒者와 大卒者間 生產性隔差가 存在하는 경우(同一職種·職務·職能下)와 둘째, 高卒者와 大卒者間 生產性隔差가 存在하지 않는 경우(同一 職種·職務·職能下)로 나누어 分析하기로 한다.

以上 두가지 中에서 우리가 보다 關心을 가지는 것은 實은 〔圖 5〕, 즉 同一職種·同一職務·同一職能에 從事하는 勤勞者, 換言하면

〔圖 4〕 **高卒者와 大卒者間에 勞動生產性 隔差가 存在하는 경우** (同一職種·職務·職能下에서)



〔圖 5〕 **高卒者와 大卒者間에 勞動生產性 隔差가 存在하지 않는 경우** (同一職種·職務·職能下에서)



일의 性格·內容上 同一業務에 從事하는 勤勞者가 왜 단순히 學歷이 다르다는 理由로 相異한 賃金을 받고 있는가 하는 것이다. 일의 內容·性格上, 또 勤勞者의 技能水準 및 經歷 등을 감안할 때 大卒者와 高卒者間에 큰 限界生產物價値의 差가 있으리라고 생각되지 아니하는 경우에도, 예컨대 앞의 〈表 6〉의 경우처럼 같은 技能士 1級이나 技士 2級의 資格을 가지고 있고 經歷上에는 오히려 高卒者가 더 나은 경우에도 大卒者와 高卒者間에 큰 賃金隔差를 보이는 理由는 무엇인가에 있다. 이와 같이 勤勞者들의 限界生產物價値에 큰 差가 없다고 判斷되는 경우에도 學歷別 賃金隔差가 發生할 수 있는 根據에 대해서는 〔圖 5〕의 경우에서와 같은 差別的 需要獨占모델을 가지고서야 비로소 그 說明이 可能해진다.

요컨대 學歷別 賃金差(純賃金差)는 限界生產物價値의 差에서가 아니라 勞動供給價格의 學歷別 差에서 비롯되는 것이고, 賃金의 勞動供給彈力性이 學歷別로 相異하므로 需要獨占者인 企業은 差別的 需要獨占者로 轉換될 수 있는 것이다. 또한 學歷이란 客觀的으로 쉽게 認定될 수 있는 基準일 뿐만 아니라 우리나라와 같이 學歷社會的 文化傳統이 강한 나라에서는 學歷에 의한 差別이 衡平이라는 觀念에서도 별다른 저항감을 유발하지 않기 때문에 學歷이 賃金差別慣行의 手段으로 使用되었다고 볼 수 있다.

따라서 〔圖 5〕에서 보는 바와 같이 高卒者와 大卒者間에 限界生產物價値(*VMP*)에 差가 存在하지 아니하는 경우에도 勞動供給價格의 差로 因하여 大卒者賃金(W_C)과 高卒者賃金(W_H)의 隔差가 存在할 수 있게 된다[9]. 第1章에서 提起한 問題, 즉 歐美에서는 일의 內容·性格이 主要賃金決定基準인데 反하여 우리나라에서는 왜 勤勞者의 學歷·年齡·性 등

9) 〔圖 5〕의 경우와 같이 大卒者와 高卒者가 勞動生產性에 差가 없는 경우 賃金만이 다르다면 왜 使用主는 구태여 모두 高卒者만을 고용하지 않고 一部라도 大卒者를 雇傭하는가? 하는 問題가 남는다. 이에 대한 답은 結局 客觀的 勞動生產性에는 差가 없어도 使用主가 認知하는 主觀的 勞動生產性에는 差가 存在하고 있든가(Gary S. Becker: 1971), 아니면 使用主의 經濟外的 大卒者選好의 趣向, 嗜好로 因한다고 볼 수 있다(Gary S. Fields: 1974).

이 賃金決定上 커다란 比重을 가지는가 하는 問題에 대한 答은 實은 위와 같은 差別的 需要獨占모델과 諸勤勞者그룹간의 勞動供給價格의 隔差의 存在를 가지고 說明할 수 있다 하겠다. 왜냐하면 差別的 需要獨占의 경우 賃金水準은 勤勞者들의 勞動供給價格에 의해 決定되는데, 勤勞者들의 勞動供給價格은 그들의 學歷·性·年齡 등의 勤勞者特性과 깊은 關係가 있기 때문이다.

(3) 歷史的·制度的 要因

지금까지 우리는 우리나라의 學歷別 賃金隔差의 發生原因에 대해 學歷의 選別機能理論(education as a screening device)과 差別的 需要獨占理論이라는 두가지 理論에 基礎하여 主로 市場的 側面에서 分析하여 보았다. 물론 學歷別 賃金隔差發生에는 위와 같은 市場的 要因이 크게 作用하고 있음이 事實이나 우리나라 特有의 制度的·歷史的 要因이 또한 隔差發生의 重要한 原因이 되고 있음을 看過해서는 안될 것이다.

우선 指摘할 수 있는 歷史的·制度的 要因으로서는 過去 36年間의 日帝 植民地支配下의 遺產을 들 수가 있다[10]. 아래에서 說明할 이 假說은 過去 日帝下의 우리나라 勤勞者들의 學歷別 賃金隔差에 대한 資料入手가 어려워 아직 充分한 實證的 檢證은 할 수 없었으나 우리나라 學歷別 賃金隔差의 發生過程을 歷史的으로 分析함에 있어 重要한 說明假說이 될 수 있다고 判斷되기 때문에 여기에 提示한다.

發生史的으로 볼 때, 우리나라 產業化의 初期段階였던 日帝下에서 부터 學歷別 賃金隔差는 經濟的 需給의 論理보다도 政治的 動機에 의해서 이미 큰 隔差를 가지게 되었던 것은 아닌가 하는 說明이다. 同時代에 우리나라의 敎育받은 勤勞者가 就職할 수 있었던 主產業은 植民政府의 各級行政機關, 朝鮮銀行·農協 등의 金融機關, 小學校 내지 中學校 등의 敎育機關, 몇몇 官營工場 및 病院 등이 고작이었다. 이들은 대부분 國營 내지 公營이었으므로 利潤極大化만을 追求하는 私企業의 論理와는 다른 運營論理를 가진 一種의 獨占體(non-profit maximizing monopoly)의 性格이 强했다. 따라서 賃金決定過程에서도 단순한 勞動市場의 需給狀況보다는 制度的·政治的 要因이 보다 크게 作用하였다. 이들 國(公)營事業體의 事務·管理職에는 日本人도 相當數 雇傭되어 있었는데, 이들의 雇傭確保를 위해서 이들에게 支拂되는 賃金水準은 海外特勤手當 등의 名目으로 日本內의 同級勤勞者들의 賃金水準보다 오히려 높게 책정되는 것이 一般的인 慣例였다. 그리고 이들과 같이 事務·管理職에 從事하는 韓國人 高學歷者에게도 이들 日本人들의 賃金水準과 衡平의 觀點에서 어느 정도 相應하는 水準의 賃金이 支拂되었다. 反面에 우리나라의 無學歷者 혹은 低學歷者는 대부분 生產·技能職 從事者로서 同職種에 雇傭되어 있는 日本人 生產勤勞者의 賃金水準의 約 1/2에 해당하는 低賃金이 强要되었던 것이다[11]. 要約하면 결국 植民地 統治에 典型的인

10) 植民地段階를 거쳤던 開途國의 職種別 賃金隔差의 歷史的 由來를 植民地宗主國의 植民政策의 一環으로 理解하려는 立場은 특히 아프리카나 라틴 아메리카의 賃金構造硏究에 자주 나타나고 있다. 이 問題에 대한 代表的 一般論은 Anthony D. Smith ed. (1969) 參照.

11) 1933年 日本 生產職男子勤勞者는 日當 1.98엔을 받았으나 韓國 生產職男子勤勞者는 0.92엔에 불과하였고, 日本 生產職女性勤勞者는 1엔, 韓國 生產職女性勤勞者는 0.5엔을 日當으로 받고 있었으며, 1939年 政府統計에 의하더라도 日本勤勞者는 2.32엔, 韓國勤勞者는 1.10엔의 日當을 받은 것으로 나타나 있다(Andrew J. Grajdanzev: 1944 參照). 生產職勤勞者들의 民族

「分割支配」(divide and rule)의 論理가 勞動市場에서 管理·行政職 擔當者인 高學歷者의 賃金과 生產職勤勞者인 低學歷者의 賃金 사이의 隔差를 단순한 生產性隔差 以上으로 擴大시켜 놓았다는 것이다.

이와 같이 政治的 動機에 의해 시작된 賃金隔差構造는 1945年 解放 以後에도 큰 修正 없이 政府나 政府傘下 國營企業體, 銀行 등에 그대로 移植되어 왔다. 解放初, 적어도 1948年까지는 政府部門이 製造業生產의 約 35%, 製造業雇傭의 約 48.3%까지 占하였던 事實이 있고[12], 그 以後 대부분의 官營工場은 民間에게 拂下되었으나 아직도 公務員·國營企業·銀行·病院·學校 등 많은 公共部門이 高學歷者의 勞動需要者로서 重要한 役割을 해오고 있다. 1981年 現在에도 非農家部門의 常用工은 約 409萬 정도인데 이 중 政府部門(government sector)의 從事者를 보면 公務員이 約 64萬, 政府投資企業體 約 20萬으로 兩者만 합쳐도 約 84萬, 즉 非農家常用工의 約 20.5%에 달하는 것으로 나타나고 있고, 여기에 政府出捐機關 從事者 등을 합치면 約 25%정도의 非農家常用工이 政府部門 및 關聯部門에서 就業中인 것이 된다. 이 政府部門의 比重은 解放初에는 더욱 컸던 것이 事實이고, 當時 많은 行政·管理·事務職 從事者들이 日帝下에서 同職種에 從事한 經歷이 있던 關係로 日帝下의 學歷別 賃金構造가 큰 抵抗 없이 하나의 賃金慣行으로 移植·傳授되어 온 것 같다. 政府나 國營企業體 등은 利潤追求를 目的으로 하는 私企業體와는 다른 一種의 獨占體이어서 市場의 압박을 덜 받기 때문에 위와같이 日帝時의 賃金構造가 傳授·定着되는 것은 비교적 용이했었다는 점도 指摘할 수 있다.

그 以後 60年代의 本格的인 產業化의 進行과 더불어 私企業部門이 커지면서 後發走者인 私企業體는 當時 비교적 制限的 供給狀況에 처해 있던 大卒者 등의 高學歷者 求人에 있어서 政府部門과 競爭關係에 서지 않을 수 없었고, 政府部門보다 더욱 높은 賃金水準을 高學歷者에 대해 約束하지 않으면 必要한 高級人力을 쉽게 求得할 수가 없었다. 이러한 過程에서 學歷別 賃金構造慣行이 私企業, 그 중에서도 獨占的 大企業으로 移轉, 民間部門에도 傳播되기 시작했다 할 수 있고 특히 70年代中 大卒者의 定員管理政策과 急速한 經濟成長으로 인한 高學歷者 需要增加가 이 旣存의 學歷別 賃金隔差의 幅을 持續시켜 주는 市場的 要因으로 加勢했을 것이라고 判斷된다.

以上에서 우리는 우리나라 學歷別 賃金隔差發生의 歷史的·制度的 要因을 說明하여 주는 것의 하나로 「植民地遺產假說」을 살펴보았다. 그런데 學歷別 賃金隔差發生의 歷史的·制度的 要因으로 또하나 指摘하여야 할 것이 바로 「後發產業化假說」이다. 이 說明假說은 우리나라 勞動市場의 特性이 歐美의 勞動市場特性과 크게 달라서 勞動市場에서의 學歷의 役割·意味가 歐美의 경우와는 크게 다르다는 點에 根

別 賃金隔差는 여러 다른 資料에서도 찾아 볼 수 있으나 行政·管理職 賃金統計는 入手가 대단히 어렵다. 다만 1919年 三·一運動 以後 行政·管理·事務職에 종사하는 韓國人들의 경우 基本給은 同種 職種의 日本人과 同一水準으로 하였다는 기록은 있다. 물론 韓國人의 경우는 海外特勤手當이 없어 日本人에 비해 낮은 賃金이었던 것은 사실이다. 그러나 적어도 行政·管理·事務職의 경우는 日本人과 基本給에서는 同一하게 대우했다는 事實로부터 韓國人 事務·行政職 종사자(高學歷者)와 韓國人 生產職 종사자(低學歷者) 間의 큰 賃金隔差를 結果했으리라는 점은 類推할 수 있다.

12) Charles R. Frank, Jr., Kwang Suk Kim & Larry E. Westphal (1975), p. 7.

據하고 있다. 이 「後發產業化假說」[13]의 內容은 다음과 같이 要約된다.

① 先進歐美諸國의 경우는 18世紀頃부터 비교적 漸進的인 產業化過程을 통하여 前近代的 技能에서 近代的 技術로의 移行이 順調롭게 進行되어 왔다. 同時에 이러한 近代的 技術은 主로 勞動市場內部에서 開發·向上되었다. 換言하면 各 企業에서의 現場訓練 및 經驗, 硏究開發등을 통하여 技術이 蓄積·進展되어 왔으며, 이들 技術·技能者는 勞動組合(trade union)이나 職能團體(professional association) 등을 組織하여 뒤에 오는 勤勞者들의 敎育訓練도 擔當하고, 技能·技術試驗制度를 開發, 資格證을 발부하기도 하면서 스스로 自身들의 技術水準의 維持·向上을 圖謀하여 왔다. 이와같이 勞動市場 안에서 近代的 產業技術 및 技能이 蓄積되어 왔고, 이러한 過程 속에서 歐美의 勞動市場은 技術·技能이라는 一種의 商品을 팔고 사는 市場(skill market)의 性格을 띠게 되었으며, 同一 機能, 同一 賃金이라는 傳統(proper price for equal skill tradition)이 勞動市場 속에서 形成되어 왔다.

② 이와는 對照的으로 우리나라의 경우 近代的 產業 및 經營技術은 勞動市場內部에서 漸進的으로 開發·育成되어 왔다기 보다는 오히려 하나의 體系化된 知識으로서 歐美에서 直接 우리나라의 高等敎育機關인 大學등의 敎科課程을 통해 輸入되는 過程을 밟았다. 換言하면 우리나라 勞動市場 속에 形成되어 있던 前近代的 土着技術·經營技法등이 產業化過程 속에서 점차 近代化된 技術·技法으로 發展·轉換되어 왔다기보다, 오히려 先進技術·技能이 敎育市場을 통하여 하나의 整理된 知識으로 入手되어 勞動市場內部로 傳播되는 過程을 밟았다는 것이다. 더우기 急速한 產業化의 進行에 對應하는데는 土着技術의 開發보다는 소위 近化的 輸入技術(imported technology)에 依存하는 것이 손쉬운 方便이었기 때문에 이러한 傾向은 더욱 强化되었다. 그리하여 우리나라의 勞動市場은, 勞動市場에서 오랫동안 開發蓄積되어온 自生的 技術·技能을 팔고 사는 市場이 아니라, 오히려 歐美의 近代的 科學 및 近代的 經營에 대한 知識과, 혹은 그러한 知識을 消化·適用할 수 있는 能力으로서의 「學歷을 팔고 사는 市場」으로서의 性格을 强하게 지니게 되었다.

③ 歐美의 경우와 우리나라의 경우 사이에 위와 같은 差異가 나타나게 된 것은 歐美의 경우는 產業化(industrialization)가 高等敎育의 擴大(educational reform)보다 時期的으로 先行하였으나 우리나라의 경우는 高等敎育의 擴大가 本格的 產業化의 進展보다 先行하였다는 데에 그 理由가 있다 하겠다. 우리나라의 경우 高等敎育의 擴大가 本格的 產業化보다 先行하였고 產業化가 輸入技術에 크게 依存하였으므로, 勞動市場에서는 그 勤勞者가 傳統的 土着技術·技能을 얼마나 가지고 있느냐 하는 것보다 오히려 先進輸入技術을 얼마나 빨리 理解·消化할 수 있는 能力이 있는가가 더욱 높이 評價되게 되었고, 또 이러한 先進技術訓練可能性(trainability)[14]을 나타내는 指

13) 英國와 日本의 企業內 勞使關係를 分析하면서 兩國의 產業技術의 歷史的 蓄積過程의 差 및 이 過程에서 高等敎育機關의 役割의 差를 明快하게 밝힌 著者로서는 Ronald Dore(1973)를 參照. 筆者는 그의 着眼點을 受容, 그 論理를 좀더 發展시켰을 뿐이다.

14) 勞動市場을 技術·技能의 交換市場으로 파악하는 從來의 勞動市場論에 反撥하여 訓練可能性의 交換市場으로 보려는 試圖는 Lester Thurow(1975)에 잘 나타나 있다. 물론 그의 分析對象은 先進美國의 勞動市場이고, 學歷自體가 우리나라와 같이 輸入技術의 消化訓練可能性의 指標로 活用되고 있는 開途國의 狀況을 그가 認知하고 있었다고는 判斷되지 아니하나, 그의 着眼點自體는 대단히 흥미롭다.

標로서의 學歷이 우리나라 勞動市場에서 높이 評價되게 되었다. 그 結果 學歷은 採用뿐만 아니라 昇進·昇給基準으로서, 또한 賃金決定 基準으로서 重要한 役割을 하게 되었다 하겠다.

以上, 우리는 우리나라의 學歷別 總賃金隔差가 存在하는 理由를 市場的 要因과 歷史·制度的 要因으로 大別하여 詳論하였다. 그러나 실은 이 두 가지 要因은 相互 排他的인 關係로 存在하는 것은 아니고 오히려 相互 補完的 關係로 理解돼야 하며, 그래야 비로소 우리나라 學歷別 賃金隔差의 發生原因 및 過程이 綜合的으로 理解될 수 있다 하겠다.

Ⅳ. 學歷別 賃金隔差의 特徵

지금까지 우리는 學歷別 賃金隔差의 發生原因을 分析하였다. 本章에서는 우리나라 學歷別 賃金隔差의 몇 가지 特徵을 밝혀 보고자 한다. 日本의 경우와 比較하면서 우리나라의 學歷別 賃金隔差, 특히 高卒者와 四年制 大卒者와의 隔差를 中心으로 그 特徵分析을 시도하려 한다.

〈表 7〉에서 보면 우리나라 學歷別 賃金隔差는 다음의 特徵을 가지고 있다.

첫째, 各年齡階層別로 본 高卒 對比 大卒者의 相對賃金率은 高卒者 平均賃金 對比 大卒者 平均賃金보다 크게 낮다는 점이다. 1981年 現在 大卒男(4年制 以上)의 平均賃金은 505.3千원이었고 高卒男의 平均賃金은 251.9千원으로 大卒者가 約 2.01倍의 高賃金을 받는 것으로 나타나나 同一年齡그룹 안의 高卒 對比 大卒者의 相對賃金은 約 1.76倍에 그치고 있다. 그 주된 理由는 高卒者는 젊은 年齡階層에 몰려 있고 大卒者는 中·壯年層에 넓게 퍼져 있다는 年齡階層別 勤勞者分布의 差에서 起因한다. 예컨대 高卒者는 35歲 미만이 全高卒者의 約 70.7%를 차지하고 있음에 반하여 大卒者는 35歲 미만이 約 49.1%에 不過하다. 따라서 學歷別 賃金隔差를 단순히 兩學歷間 平均賃金만을 比較하는 一般的 慣行은 우리나라의 경우 實際 學歷別 賃金隔差를 過大評價할 危險이 있다 하겠다.

반면, 日本의 경우는 年齡階層別 勤勞者分布가 學歷間 大差가 없어(35歲 미만 高卒者는 高卒者 全體의 54.6%이고 35歲 미만 大卒者는 大卒者 全體의 59.7%) 學歷間 平均賃金을 比較하여도 實際 同一年齡그룹 안의 高卒 對比 大卒者의 相對賃金과 類似한 水準, 즉 約 1.36倍가 된다. 學歷別 賃金隔差를 논함에 있어 中·壯年 大卒者와 靑年 高卒者와를 比較하는 것은 意味가 없고 적어도 同一年齡그룹 안에서의 學歷別 隔差가 문제가 되므로 이러한 觀點에서 볼 때 우리나라에서 흔히 '高卒者의 2倍가 넘는 大卒者 賃金'이라는 一般的 主張은 妥當치 못하다 하겠다.

둘째, 各學歷의 年齡-賃金曲線(age-earnings profile)을 보면 年齡이 높아짐에 따라 賃金水準이 급속히 높아짐을 알 수 있다. 이와 같은 傾向은 물론 同一職種 및 職級에서도 勤續 혹은 經歷期間이 길어짐에 따라 賃金水準이 높아짐을 보여주는 면도 있겠으나 더욱 중요한 理由는 下位職에서 上位職으로의 職種移動 및 職級移動 등으로 인한 賃金上昇效果 때문일 것이다. 예컨대 事務職에서 行政管理職으로의 上方移動, 係長에서 課長·部長등으

로의 昇進 등을 들 수 있다. 그런데 이러한 年齡-賃金曲線의 上方기울기(steepness)는 學歷別로 相異하게 나타난다. 이 기울기를 測定하는 하나의 指標로서 最高賃金 對比 20~24歲 賃金의 比率을 보면 우리나라 高卒者는 2.56倍, 大卒者는 2.79倍로서 大卒者의 경우가 年齡-賃金曲線의 上方기울기가 크다. 이는 결국 大卒者가 高卒者보다 昇進·昇給, 職種上方移動 등에서 高卒者보다 有利하다는 事實과, 비록 同一年齡그룹 속에서도 大卒者의 平均勤續年數가 高卒者보다 높아(離職率이 高卒者의 경우가 높다) 賃金體系의 年功的 要素가 大卒者에 보다 크게 作用했음을 나타내는 것이라 하겠다.

特記할 것은 日本의 경우는 最高賃金 對比 20~24歲 賃金의 比率이 大卒者의 경우 3.70倍, 高卒者의 경우 2.93倍로서 우리나라의 年齡-賃金曲線의 기울기보다 一般的으로 크고 同時에 이들 기울기의 高卒 對比 大卒者의 差가 日本의 경우가 우리보다 크다는 점이다. 要約하면, 年齡이 높아짐에 따른 賃金上昇率은 日本이 우리보다 크고 이 賃金上昇率(기울기)의 學歷別 隔差도 日本이 우리보다 크다. 만일 이 年齡-賃金曲線의 기울기가 昇進·昇給, 職種移動을 나타내는 指標라면 日本의 大卒者는 高卒者에 비해 우리나라의 경우보다 오히려 相對的으로 빠른 昇進·昇給 및 職種의 上方移動을 하고 있다는 結論이 될 수 있다.

세째, 韓·日 兩國의 學歷別 年齡-賃金曲線을 比較해 보면 우리나라의 大卒者는 卒業後 勞動市場에 들어올 때부터 四年經歷의 高卒者보다 約 1.5~1.6倍의 高賃金을 받고 始作하지만 日本의 경우는 反對로 四年經歷의 高卒者가 大卒初賃보다 약간 높은 편으로 나타났다. 즉 20~24歲 年齡層의 高卒者는 大卒者보다 約 8.5%의 높은 賃金을 받는다. 採用 以後 年齡에 따른 賃金上昇은 韓國의 경우 앞에서 본 바와 같이 大卒者가 좀 빠른 편이기는 하나 全

〈表 7〉 學歷別 年齡-賃金表의 韓·日間 比較(男子)

〈韓國 : 1981〉 〈日本 : 1980〉

	高卒者		4年制大卒者		4年大卒賃金/高卒賃金	高卒者		4年制大卒者		4年大卒賃金/高卒賃金
	賃金(千원)	勤勞者數(千名)	賃金(千원)	勤勞者數(千名)		賃金(千원)	勤勞者數(千名)	賃金(千원)	勤勞者數(千名)	
18 ~ 19	122.6	16.4				124.2	27.3			
20 ~ 24	162.4	94.4	263.3	2.6	(1.62)	174.3	81.8	160.6	29.3	(0.92)
25 ~ 29	219.1	172.9	338.2	53.5	(1.54)	228.7	105.8	234.1	65.8	(1.02)
30 ~ 34	274.0	125.4	442.6	61.6	(1.62)	275.3	117.6	316.1	65.5	(1.15)
35 ~ 39	316.8	74.1	546.8	47.5	(1.73)	326.5	94.5	400.6	41.0	(1.23)
40 ~ 44	329.7	48.6	617.6	35.0	(1.87)	347.7	74.2	483.4	29.0	(1.39)
45 ~ 49	338.5	26.1	671.7	21.0	(1.98)	363.6	49.0	551.0	21.0	(1.52)
50 ~ 54	379.5	11.6	717.9	10.9	(1.89)	360.5	30.8	594.6	9.5	(1.65)
55 ~ 59	401.3	5.2	735.3	4.6	(1.83)	306.3	16.0	510.5	4.6	(1.67)
60 ~	416.5	2.9	716.2	2.9	(1.72)	226.8	12.6	386.4	3.6	(1.70)
平均	251.9	578.4	505.3	239.9	(2.01)	252.6	608.7	342.4	269.2	(1.36)
(最高賃金/20~24歲 賃金)	(2.56)		(2.79)			(2.93)		(3.70)		

註 : 賃金은 特別給與/12 包含分임.

資料 : 〈韓國〉 勞動部, 『職種別 賃金實態調査報告書』, 1981.

〈日本〉 日本 勞動省統計情報部, 『賃金セソサス : 賃金構造基本統計調査』, 1980.

般的으로 上昇率은 學歷間 큰 差는 없다 하겠지만, 日本의 경우 勞動市場經歷初期에는 大卒者와 高卒者間에 賃金에 있어 큰 差를 보이지 아니하나 年齡이 높아짐에 따라 大卒者의 賃金上昇率이 高卒者보다 크게 높아 年齡그룹別 學歷間 賃金差는 빠른 速度로 擴大된다. 예컨대 韓國의 경우 高卒 對比 大卒賃金은 20~30代의 約 1.6~1.7倍 水準에서 40~50代에는 1.8~1.9倍 水準으로 增加함에 그치나, 日本의 경우는 高卒 對比 大卒賃金이 20~30代의 約 1.0~1.2倍 水準에서 40~50代에는 1.5~1.6倍 水準으로 크게 增加한다.

한편 또 하나의 特徵的 差異는 韓國의 경우 賃金上昇은 停年退職할 年齡인 55歲 以後까지 持續的으로 上昇하나 日本의 경우는 비록 韓國에 比해 上昇率은 높다 할지라도 高卒者의 경우 45~49歲, 大卒者의 경우 50~54歲에서 「피크」(peak)에 달하고 그 以後는 下降의 傾向을 보인다는 점이다.

왜 以上과 같이 學歷別 年齡-賃金曲線에 韓·日間 構造差異를 나타내는가 하는 問題는 쉽게 論할 수는 없다. 그러나 우리나라에서는 四年經歷의 高卒者의 賃金이 大卒者 初賃보다 크게 낮으나 日本의 경우는 오히려 四年經歷의 高卒者의 賃金이 大卒者 初賃보다 약간 높은 傾向이 있다는 점, 또한 우리나라의 賃金은 年齡이 높아짐에 따라 持續的으로 增加, 55歲 以後인 退職時에 가서 가장 「피크」를 이루나 日本은 高卒者는 45~49歲, 大卒者는 50~54歲에서 「피크」에 달하고 그 以後 下降한다는 점등을 比較하여 보면 日本의 경우가 우리나라보다 生產性의 變化가 賃金變化에 보다 直接 큰 영향을 주고 있다고 볼 수 있고, 반면 우리나라의 경우는 生產性과는 반드시 直接關聯되지 않는 경우에도 學歷 그 自體가 賃金決定에 硬直的으로 適用되고 있고 同時에 年齡增加에 따른 生計費의 上昇 등의 制度的 要因이 賃金水準決定에 큰 영향을 주고 있다고 判斷된다.

다음, 學歷別 賃金隔差를 그 賃金構成部分別로 나누어 觀察하기로 하자. 總賃金은 一般的으로 定額給與와 超過勤勞時間에 대한 補償으로서의 超過給與, 그리고 每年 몇 回로 나누어 支給되고 있는 成果給的인 特別給與로 나누어진다. 〈附表 3〉을 보면 우리나라 高卒對比 大卒(四年制)者의 總賃金隔差中 約 77~78%가 定額給與의 學歷間 差에서 發生하고 있고 나머지 約 22~23%가 特別給與의 學歷間 差로서 發生하고 있음을 알 수 있다. 이들 定額給與 및 特別給與의 學歷間 差가 總賃金의 學歷間 差에 차지하는 比重은 年齡그룹別로 특별한 變化를 보이고 있지 않다.

반면, 日本의 경우를 보면 總賃金隔差中 約 58% 정도가 定額給與의 差에서 發生하고 있고 나머지 42% 정도가 特別給與의 學歷間 差에서 비롯되는 것으로 나타났다. 日本에서는 特別給與의 差가 總賃金의 學歷間 差에 상당히 큰 比重을 차지하고 있다. 이는 日本의 賃金體系에서 總賃金에 特別給與가 차지하는 比重이 約 25~30%로서 우리나라의 경우인 20% 水準보다 크다는 점, 同時에 一般的으로 特別給與의 學歷間 差가 定額給與의 學歷間 差보다 크다는 점 등에 연유한다 하겠다.

超過給與는 高卒者가 大卒者보다 長時間勞動에 從事하는 자가 많아서 一般的으로 高卒者가 大卒者보다 높은 것으로 나타났고 이에는 韓·日間 특별한 差異는 없다. 韓國의 경우는 앞에서 大卒初賃이 四年經歷 高卒者보다

約 1.6倍 정도 높지만 日本의 경우는 오히려 약간 낮다고 하였으나 〈附表 3〉을 보면 定額給與는 日本의 경우도 반드시 大卒者가 四年經歷의 高卒者보다 낮은 것은 아니고, 다만 成果配分 또는 勤勞報償的 性格이 강한 特別給與에서 高卒者가 그동안의 經歷 및 成果가 認定되어 大卒者보다 크게 높은 報償을 받기 때문에 結果的으로 總賃金으로서는 四年經歷 高卒者가 大卒初賃보다 約 8.7% 정도 높게 나오고 있다는 것을 알 수 있다. 여기서도 우리나라는 學歷自體가 賃金決定基準으로서 硬直的으로 運營되고 있는 반면, 日本은 賃金決定에 있어 學歷이란 간판 自體보다도 生產性基準이 보다 彈力的으로 反映되고 있음을 알 수 있다.

또한 韓·日 兩國 모두가 特別給與의 學歷間 差가 定額給與의 學歷間 差보다 높다. 韓國의 경우는 特別給與에 있어 大卒者가 高卒者보다 約 2.3倍의 高賃金을 받고 있으나 定額給與의 경우는 約 1.8倍에 그치고 있으며 日本의 경우는 各各 1.6倍, 1.4倍로서 나타났다. 一般的으로 特別給與는 本俸 혹은 本俸에 몇개의 手當을 加算한 金額을 基礎로 하여 年間 一定率을 適用, 支給하고 있으나 경우에 따라서는 適用率을 從業員別·職種別 혹은 職級別로 差等支給하는 경우도 많다. 만일 모두가 均等率을 適用하고 있다면 定額給與와 特別給與의 學歷間 差는 크게 달라야 할 理由는 없다. 그러나 差等支給을 하고 있는 企業들도 많으므로 여기서 定額給與의 學歷間 差와 特別給與의 學歷間 差가 發生할 所地가 생긴다 하겠는데, 特別給與의 學歷間 差가 定額給與의 學歷間 差보다 크다는 事實은 곧 職種別·職級別 혹은 從業員別로 特別給與를 差等支給하는 경우에 一般的으로 大卒者(高位職種 從事者)가 優待되고 있음을 意味한다고 하겠다.

V. 學歷別 賃金隔差의 變化過程

우리나라의 學歷別 賃金隔差가 過去, 특히 70年代에 어떻게 變化하여 왔고 그 變化要因은 무엇인가를 보기에 앞서 一般的으로 勞動市場이 勞動需給의 變化에 어떻게 對應하는가 하는 過程(adjustment process)을 간단히 一瞥토록 하자.

어느 市場이든지 그것이 生產物市場이든, 아니면 生產要素市場이든, 需要와 供給事情의 變化는 價格調整(price adjustment)의 「메카니즘」이나 혹은 量的調整(quantity adjustment)의 「메카니즘」을 통해 나타나게 된다. 예컨대 生產物에 대한 需要減退 등으로 勞動需要가 낮아지는 경우 勞動市場은 賃金水準(相對賃金水準)을 引下시키거나 아니면 雇傭量을 縮小시키거나 하는 두 가지 方向으로 위의 勞動需要變化에 適應한다. 이 경우 賃金引下를 充分한 水準까지 할 수 있으면, 雇傭量調整의 必要는 없을 것이고 雇傭量調整을 充分한 水準까지 할 수 있으면, 賃金變化는 없을 수도 있다. 물론 이 두 가지 調整「메카니즘」은 반드시 兩者擇一의 關係에 있는 것은 아니고 정도의 差는 있으나 두 가지 調整「메카니즘」이 同時에 움직이게 된다. 그러나 勞動市場의 경우에는 賃金調整보다는 雇傭量調整이 보다 一般的이고 支配的 形態라 하겠다. 특히 勞動需給變化가 長期的이고 持續性을 띠는 것이 確實視되는 경우가 아닌 一般的 短期 내지 中

期的 勞動需給變化의 경우 勞動市場은 항상 雇傭量調整으로 對處하는 傾向이 强하다.

그러면 雇傭量調整은 어떠한 過程을 밟게 되는가? 第1次的 단계는 勞動時間의 變化이다. 예컨대 勞動需要가 減退하는 경우에는 우선 勞動時間의 短縮으로 對應하고 그 以後에도 勞動需要의 減縮이 持續的이게 될 때 自然離職에 대한 補充을 中止하고 昇進·昇給基準과 採用基準을 높여 昇進의 흐름을 낮추고 新規入職者의 採用을 보다 選擇的으로 하게 된다. 勞動供給側 變化에도 勞動市場은 量的調整의 段階가 價格調整의 段階보다 優先하게 된다. 예컨대 高學歷者의 供給急增이 있고 勞動需要에는 큰 變化가 없는 경우에도 이미 雇傭되어 있는 高學歷者의 相對賃金率을 調整하기에 앞서 採用 및 昇進基準의 提高로써 勞動市場은 對應하게 된다. 따라서 從來 高卒者가 하던 일에 이제는 大卒의 資格證을 要求하게 되고 高卒者는 從來 中卒者가 하던 일을 맡지 않을 수 없게 된다. 즉 下級職種으로의 移動現象, 換言하면 學歷「인플레」現象이 일어난다[15]. 以上과 같은 量的調整이 일어난 後에도 勞動需給變化가 持續的으로 長期性을 띠는 것이 確實視될 때 비로소 勤勞者의 相對賃金率의 調整이 始作된다 하겠다.

이와같이 價格調整보다 量的調整이 勞動市場에서 第1次的 調整「메카니즘」이 되는 理由로서는 다음과 같은 점을 指摘할 수 있다. 첫째는 景氣變動의 不確實性이다. 賃金水準의 變化와 그에 따른 相對賃金構造의 變化는 企業의 費用構造, 勤勞者들의 士氣·生産性 등에 長期的 영향을 미친다. 따라서 有效需要의 變化에 대한 不確實性이 높은 現實經濟 속에서 企業은 相對價格調整보다 量的調整을 選好하게 된다.

둘째로 內部勞動市場의 發達에 따른 企業內 相對賃金構造의 硬直性이다. 高度産業社會로 오면서 分業의 專門化, 技術形成의 現場性 등이 강조되면서 企業內 內部勞動市場이 發展하게 되고, 이에 相應하는 企業內 相對賃金構造가 形成되면 이는 勤勞者의 衡平意識및 慣習에 의해 支持된다. 따라서 入職點에서의 相對賃金의 變化는 企業內 相對賃金構造의 全面改編을 不可避하게 할 可能性이 높고 그에 따른 勤勞者의 衡平意識의 調整過程은 經濟的·非經濟的 費用을 증대시킨다.

세째는 現代産業社會에서의 現場實習·現場職務訓練을 통한 人的資本畜積의 重要性이다. 高度産業社會가 必要로 하는 技術이 作業場 속에서 形成·育成되는 比重이 높아짐에 따라 이러한 人的資本畜積의 必要는 當然 相對賃金率의 安定性을 要求한다. 相對賃金率의 隨時變動으로 인해 投資收益의 不確實性이 높아지면 期待하는 水準만큼의 企業內 人的資本投資는 이루어질 수 없다.

네째는 價格調整과 量的調整의 두 가지 調整「메카니즘」이 勤勞者들의 勞動移動性向에 미치는 영향의 差異이다. 賃金水準의 變化는 能率的 勤勞者와 非能率的 勤勞者의 勞動移動確率에 同一한 영향을 미치나 採用基準 및 昇進基準등의 變化를 통한 量的調整의 경우는 會社가 選好하는 能率的 勤勞者들만을 選別的으로 長期間 確保함에 有利하다.

以上의 論議는 우리나라의, 특히 70年代 學歷別 賃金隔差變化를 分析함에 있어 어떠한

15) 量的 調整으로 因하여 學歷 인플레 或은 學歷 디플레가 일어나는 過程에 대한 자세한 理論的 分析은 拙稿(1982, 겨울) 參照.

意味를 가지는 것일까? 學歷別 勞動力의 需給變化가 있을때 勞動市場이 學歷別 相對賃金率 變化에 앞서 採用基準의 上下移動이란 量的調整「메카니즘」으로 이에 對處한다면 結局 學歷別 職種構成의 變化가 먼저 發生하게 된다는 것을 意味한다. 즉 特定學歷者의 供給不足(需要擴大)은 採用 및 昇進基準의 引下를 통해 그 特定學歷者의 上位職에의 移動, 즉 職種의 上方移動을 結果하는 것이 되고 또 特定學歷者의 供給過剩(需要縮小)은 採用 및 昇進基準의 引上을 통해 그 特定學歷者의 下位職에의 移動(學歷 인플레), 즉 職種의 下方移動을 結果하게 된다. 그렇다면 우리나라 勞動部의 『職種別 賃金實態調査 報告書』에 나오는 學歷別 平均賃金의 年度別 變化는 그 相當部分이 순수한 意味의 學歷別 賃金隔差의 變化라기 보다는 學歷別 職種構成의 變化를 反映한 것에 不過하다고 할 수도 있다. 換言하면 同一職種·同一產業·同一年齡그룹內의 大卒者와 高卒者의 賃金隔差, 즉 純賃金隔差에는 큰 變化가 없었어도 學歷別 勞動力의 需給狀況의 變化로 인한 學歷別 職種構成·學歷別 產業構成·學歷別 年齡構成 등의 變化가 發生하면, 즉 量的 調整「메카니즘」이 作用하면 全職種·全產業·全年齡그룹의 平均賃金으로서의 學歷別 總賃金隔差에는 큰 變化가 發生할 수도 있다는 것이 된다. 그렇다면 70年代 우리나라의 學歷別 賃金隔差의 變化를 보고 그 變化要因 등을 分析함에 있어 적어도 다음의 몇가지 指標를 觀察해야 할 것이다.

첫째, 『職種別 賃金實態調査 報告書』에 나오는 學歷別 平均賃金, 즉 總賃金隔差의 年度別變化와 同時에 學歷別 職種·產業·年齡構成의 變化를 감안(control)한 후의 純賃金隔差의 年度別變化도 함께 觀察해야 한다. 앞에서 論議한 바와 같이 勞動市場이 勞動力需給變化의 量的調整의 「메카니즘」에 크게 의존하면 할수록 純賃金隔差의 變化보다 總賃金隔差의 變化의 幅이 크게 나타날 것이 豫想된다 하겠다.

둘째, 學歷別 總賃金隔差에도 엄밀히 이야기 하면 다음의 두가지 種類가 있을 수 있다. 첫째는 學歷間 平均賃金을 比較하는 相對賃金率, 예컨대 大卒者平均賃金 對 高卒者平均賃金이 있고, 둘째는 特定學歷의 平均賃金과 全勤勞者 平均賃金과를 對比하는 相對賃金率, 예컨대 大卒者平均賃金 對 全勤勞者 平均賃金이 있을 수 있다. 그런데 勞動市場이 量的調整을 하는 경우에는 前者보다는 後者, 즉 特定學歷의 平均賃金과 全勤勞者 平均賃金을 對比하는 相對賃金率이 學歷別 勞動力需給狀況의 變化를 보다 잘 나타내는 指標가 된다. 왜냐하면 供給過剩인 경우 職種構成의 下方移動을 통해 全勤勞者平均賃金과 對比한 相對賃金率은(비록 純賃金隔差에는 變化가 없는 경우에도) 반드시 下落하게 될 것이고, 供給不足인 경우에는 職種構成의 上方移動을 通하여 이 相對賃金率은 반드시 上昇할 것이기 때문이다. 反面에 學歷間 平均賃金을 對比한 相對賃金率은 上位職으로 갈수록 隣接職種間의 賃金隔差가 큰 경우에만 特定學歷者의 供給過剩(需要減退)은 이들의 學歷間 相對賃金率의 縮小로 나타날 것이다.

세째, 學歷別 賃金隔差의 變化를 分析함에 있어서는 위에서 본 總賃金隔差, 純賃金隔差, 그리고 學歷間 相對賃金率, 全勤勞者 對比 相對賃金率 등의 指標變化를 觀察해야 됨과 同時에 學歷의 職種構成의 變化, 즉 採用 및 昇進基準의 上下方移動의 結果로서의 職種의 學

歷別 構成變化도 直接 觀察하여야 學歷別 賃金隔差의 變化過程을 보다 綜合的으로 파악할 수 있다.

以上에서 둘째 및 세째의 接近方法에 대한 보다 詳細한 論議와 그에 基礎한 1970年代 우리나라의 變化分析은 筆者가 이미 最近의 다른 論文에서 行한 바 있으므로[16] 本稿에서는 詳論을 避하고 몇가지 重要分析結果만을 여기에 要約整理하기로 한다. 本來 勞動部의 職種別 賃金實態調査는 몇차례의 標本「프레임」의 變化가 있었는데 1972~74年間, 1977~79年間, 1980~81年間은 各各 同一標本「프레임」을 使用했었다. 따라서 長期的 傾向을 觀察하는 데는 1970年代를 前後期로 나누어 1972~74年, 1977~79年이 두 期間사이의 變化를 比較하는 것이 妥當하다고 判斷되고, 最近變化를 보기 爲해서 1980~81年 資料를 追加로 參照함이 좋겠다.

우선 〈表 8〉을 보면

① 全大卒(2年制以上 : 男)/全勤勞者 平均(男)의 相對賃金率은 1972~74年間 平均 1.85이던 것이 1977~79年間 平均 1.92로 擴大되었음을 알 수 있다. 이는 70年代 高度成長에 따른 高學歷者의 需要擴大와 이에 미치지 못하는 大學入學定員의 制限的 運用의 結果, 大卒者의 相對的 過小供給으로 이들의 上位職種으로의 移動이 活潑했었음을 보여주는 證票라 하겠다. 1980~81年에 들어와 다시 위의 相對賃金率이 平均 1.78로 下落하고 있는 바 이는 第2次 오일쇼크 以後의 經濟不況을 反映, 供給側 事情보다는 需要側 事情變化로 因한 大卒者 需要減少, 그 結果로서 下位職으로의 移動등을 反映한 것이라 하겠다.

② 高卒(男)/全勤勞者(男)나 中卒(男)/全

〈表 8〉 學歷別 相對賃金의 年度別變化(男子 : 1971~81)

	4年制大卒/全勤勞者	全大卒[1]/全勤勞者	4年制大卒/高卒	全大卒/高卒	高卒/全勤勞者	中卒/全勤勞者	國卒/全勤勞者	高卒/中卒	中卒/國卒
1971		1.8094		1.6838	1.0746	0.7857	0.7055	1.3676	1.1138
1972		1.8906		1.7441	1.0840	0.7986	0.6969	1.3573	1.1459
1973		1.8683		1.7622	1.0602	0.7521	0.6767	1.4097	1.1113
1974	1.9290	1.8346	1.9081	1.8148	1.0109	0.7541	0.6841	1.3405	1.1024
1975	2.0487	1.9470	2.0011	1.9018	1.0238	0.7250	0.6646	1.4121	1.0909
1976	2.0798	1.9798	2.1040	2.0028	0.9885	0.6955	0.6330	1.4212	1.0988
1977	2.0379	1.9350	2.0519	1.9483	0.9932	0.7067	0.6640	1.4054	1.0642
1978	2.0619	1.9555	2.0841	1.9765	0.9893	0.7213	0.6799	1.3716	1.0609
1979	1.9893	1.8735	2.0697	1.9491	0.9612	0.7417	0.7001	1.2960	1.0594
1980	1.9103	1.7911	2.0270	1.9006	0.9424	0.7346[2]	0.7036[2]	1.2846[2]	1.0441[2]
1981	1.8951	1.7774	2.0057	1.8811	0.9448	n.a	n.a	n.a	n.a
1972~74 平均	1.9290	1.8516	1.9081	1.7885	1.0517	0.7683	0.6859	1.3692	1.1199
1977~79 平均	2.0297	1.9213	2.0686	1.9580	0.9812	0.7232	0.6813	1.3577	1.0615
1980~81 平均	1.9027	1.7843	2.0164	1.8909	0.9424	0.7346	0.7036	1.2846	1.0441

註 : 1) 全大卒은 2年制大 以上 卒業者를 意味.
2) 80年度의 國卒, 中卒者의 平均賃金은 「職種別 賃金實態調査報告테이프」에서 추출.
資料 : 勞動部, 『職種別 賃金實態調査報告書』, 各年度.

16) 拙稿(1983, 봄).

勤勞者(男)의 相對賃金率은 1970年代 前後半을 比較할 때 高卒者의 경우는 1972~74年 平均 1.05에서 1977~79年 0.98로 下落하였고, 中卒者의 경우는 同期間中 0.77에서 0.72로 下落하였다. 이는 同期間中 中高卒者의 供給過剩으로 職種構成의 下方移動이 컸음을 보여주는 證票라 하겠고 앞에서 본 全大卒(男)/全勤勞者(男)의 相對賃金率이 上昇한 것과는 完全對照가 된다. 하나 注目할 것은 1977~79年間 中卒者의 경우 全勤勞者 對比 相對賃金率이 上昇局面을 보여 오고 있다는 事實인 바 이는 60年代 以後의 人口增加率의 鈍化로 因한 中學就業年齡層의 相對的 減少와 中卒者의 上級學校 進學率의 提高로 因하여 勞動市場에 新規流入되는 中卒勞動力의 絶對的인 減少가 1970年代 後半에 있었던 事實을 反映한 것이라 보여진다.

③ 國卒(男)/全勤勞者(男)의 相對賃金率은 1970年代 全期間을 통하여 큰 變化가 없는 것으로 나타났고 오히려 약간의 上昇傾向을 보인다. 이는 新規國卒者의 職種構成은 中高卒者에 밀려 下方移動이 있었겠지만 中學에의 進學率 提高로 勞動市場에 나오는 新規國卒勞動力의 규모 自體가 크게 감소하였고, 이미 就業中인 國卒者는 高齡化됨에 따라 年功的要素에 의한 賃金上昇이 있었을 것이므로 이 두가지 效果가 相互反對 方向으로 作用 相對賃金率에 큰 變化가 없었다 하겠다.

④ 1970年代 前後半을 通하여 大卒 對 高卒의 相對賃金率은 擴大, 高卒 對 中卒의 相對賃金率과 中卒 對 國卒의 相對賃金率은 縮小의 傾向을 보이고 있다. 이는 우리나라에서 上位職으로 갈수록 隣接職種間의 賃金隔差가 큰 것이 一般的인 狀況임을 意味하고 이를 前提할 때 同期間中 大卒者의 相對的 供給不足, 高卒者 및 中卒者의 供給過剩이 있었음을 나타내고 있는 變化라 볼 수 있다.

⑤ 以上의 相對賃金率의 變化는 70年代 學歷別 勞動力의 需給變化를 그대로 잘 反映하고 있다. 1970~80年間 中卒者는 約 118萬名, 高卒者는 約 168萬名, 4年制 大卒은 約 25萬名, 2年制 大卒은 約 18萬名, 大學院은 約 3萬名 정도가 新規流入 勞動力으로 供給되었으며, 반면 勞動需要側面을 보면 同期間中 專門技術 및 行政管理職은 約 30萬, 事務職은 約 91萬의 增加가 있었다. 따라서 大卒者의 傳統的 勞動市場인 專門技術·行政管理·事務職의 需要擴大(約 91萬)가 大卒者 供給(約 49萬)을 능가하여 事務職에서 行政管理職, 生產職에서 專門技術職 등 上位職으로의 大卒者의 職種移動이 活潑, 同期間中 上位職에의 大卒者 比重이 크게 上昇한 반면, 판매·서비스·生產職 등 뿐만 아니라 事務職에서도 大卒者 比重은 一律的으로 下落하였다. 이러한 變化가 곧 同期間中 大卒者 供給不足을 뒷받침하는 것이며, 반면 中高卒者는 上位職에서의 比重은 오히려 減少하고 農業職·生產職·서비스職등의 下位職에서의 比重이 크게 增加하였다[17]. 이는 곧 同期間中 中高卒者는 相對的 過剩供給이었음을 보여주는 것이고 나아가 이러한 變化는 위에서 본 相對賃金率의 縮小에 잘 反映되고 있다.

다음은 끝으로 總賃金隔差와 純賃金隔差의 變化를 1971, 1976, 1980年 3個年만을 뽑아 그간의 變化를 比較하여 보자. 各年度別 純賃金隔差를 求하기 爲해 各年度의 「職種別 賃金實

17) 大卒者와 中高卒者의 職種構成의 變化(1970~80)에 대한 詳細한 分析은 拙稿(1983, 봄)을 參照.

態調査報告테이프」에서 無作爲 抽出한 標本의 賃金函數를 推定 하였고, 이때 使用한 賃金函數는 $\log W = (Edu2, Edu3, Edu4, Age, Age^2, Ind, Occup)$이다. 推定結果 및 標本數는 〈附表 2〉를 參照하기 바란다.

〈表 9〉를 보면 우선 興味있는 것은, 특히 大卒(二年制 以上)과 高卒의 相對賃金隔差에 가장 두드러지게 나타나고 있으나, 總賃金隔差의 變化幅보다 純賃金隔差의 變化幅이 크게 작다는 것이다. 總賃金隔差는 1971年 1.68에서 1976年 2.00으로 크게 擴大하였고 그 以後 1980年에 1.90으로 縮小하여 各各 0.32포인트, 0.1포인트의 變化를 보이는데 反하여, 純賃金隔差는 1971年의 1.38에서 1976年에 1.44, 1980年 1.35로 各各 0.06포인트, 0.09포인트의 작은 變化幅만을 보이고 있다. 變異係數(coefficient of variation)를 보아도 大卒/高卒의 總賃金隔差는 0.0875임에 반하여 純賃金隔差는 0.0335로 대단히 작게 나오고 있다. 이는 결국 學歷別 勞動力의 需給變化에 量的調整이 크게 作用하고 있고 賃金調整은 比較的 작다는 點을 잘 보여주는 증거라 하겠다. 왜냐하면 平均賃金을 對比하는 總賃金隔差變化에는 學歷의 職種別·産業別 構成의 變化도 反映되고 있는 반면, 純賃金隔差의 變化에는 學歷의 職種別·産業別 構成變化가 포함되지 않고 오로지 賃金調整(價格調整)分만 反映되어 있다고 볼 수 있기 때문이다.

大卒者와 高卒者間의 경우는 위와같이 量的調整이 支配的으로 나타나는 데 反하여 中卒者와 高卒者間의 경우에는 量的調整 못지 않게 賃金調整의 幅도 큰 것으로 나타난다. 이는 高卒 對 中卒의 純賃金 隔差의 變化幅이 〈表 9〉에서 나타나듯이 總賃金隔差의 幅보다 결코 작지 않다는 事實에서 類推할 수 있다. 1976年度의 高卒/中卒의 純賃金隔差의 變化幅이 특히 큰 것으로 나타나는데 이것이 標本抽出過程에 問題點으로 因한 것이 아니라면 아마도 高卒者와 中卒者의 경우에는 그들이 從事하는 職種自體가 生産職·下位事務職·서비스職 등에 몰려 있어 勞動力의 需給變化에 量的調整 못지 않게 價格調整이 실제 作用하고 있음을 反映하고 있는 것일지도 모른다.

Ⅵ. 要約 및 政策方向

① 1980年 現在 우리나라에서 大卒男(2年制以上)은 高卒男보다 約 1.90倍의 높은 平均賃

〈表 9〉 學歷別 總賃金隔差(Gross)와 純賃金隔差(Net)의 年度別 變化(男子)

		1971	1976	1980	變異係數[1]
大 卒/高 卒	Gross	1.684	2.003	1.901	0.0875
	Net	1.382	1.440	1.348	0.0335
高 卒/中 卒	Gross	1.368	1.421	1.285	0.0505
	Net	1.174	1.349	1.135	0.0935
中 卒/國 卒	Gross	1.114	1.099	1.044	0.0339
	Net	1.145	1.157	1.098	0.0275

註 : 1) 變異係數(coefficient of variation)는 標準偏差/平均값임.
資料 : 勞動部, 『職種別 賃金實態調査報告書』, 1971, 76, 80年度.
純賃金隔差는 〈附表 2〉에서 추출.

金을 받고 있는 것으로 나타난다. 그러나 이 差異의 約 61% 정도는 大卒者와 高卒者의 職種·產業 및 年齡構成의 差異에서 發生한 것이고 純賃金隔差, 즉 同一職種·同一產業·同一年齡그룹에 속하는 勤勞者들間에 오직 學歷背景이 달라 發生한 賃金差를 보면 大卒者는 高卒者의 約 1.35倍의 高賃金을 받음에 그친다. 위의 總賃金隔差를 100%로 잡으면, 이 중 約 27.2%는 大卒者와 高卒者의 產業및 職種構成의 差로 發生한 것이고, 約 34.2%는 年齡構成의 差, 나머지 約 38.6%만이 純粹 學歷別 賃金隔差로 인한 것으로 밝혀졌다. 또한 高卒男은 中卒男보다 約 1.28倍의 높은 平均賃金을 받고 있으나 이 中 約 50%는 產業·職種·年齡構成의 差로 發生한 것이고 純賃金隔差는 高卒者가 中卒者보다 約 1.14倍의 高賃金을 받는 것으로 그친다.

② 歐美에서는 學歷은 特定業務遂行能力 有無를 判斷하는 基礎로서, 採用基準으로는 活用되나 일단 採用後에는 學歷은 別途의 賃金決定 基準이 아니고 그 擔當業務의 內容·作業成果 등이 賃金決定基準이 되고 있으나, 우리나라에서는 學歷이 採用基準으로서만 아니라 採用後 賃金決定基準으로서도 活用되고 있는 特徵을 가진다. 換言하면 歐美에서는 「무슨 일」을 하는가에 의해 賃金이 決定되나, 우리나라에서는 「누가」하는가에 의해 決定된다. 따라서 歐美에서는 職種別 賃金隔差는 硏究對象이 되어 왔으나 學歷別 賃金隔差는 職種別 賃金隔差 속에 흡수된 채 理解되어 別途의 硏究對象이 되지 못했었다. 그러나 우리나라에서는 學歷別 賃金隔差가 항상 注目을 받아 왔고 많은 論難의 對象이 되어 왔다.

③ 이러한 賃金慣行의 差異가 發生하는 原因은 무엇인가?

첫째로 우리나라 企業의 勞動市場은 購買者市場으로서 完全競爭모델보다는 差別的 需要獨占(discriminating monopsony) 모델이 보다 說明力을 가진다는 데 있다. 差別的 需要獨占者인 企業은 賃金水準을 個別勤勞者의 勞動供給價格(supply price)까지 끌어 내릴 수가 있고, 勤勞者의 勞動供給價格은 學歷·性·年齡 등에 따라 相異하기 때문에 需要獨占者는 이러한 勤勞者 特徵(그 중에서도 예컨대 學歷)을 가지고 賃金差別手段으로 活用한다. 예컨대 大卒者와 高卒者는 非勤勞家計所得에 差異가 있으므로 兩者의 勞動供給價格이 相異하게 나타나는 바 差別的 需要獨占者는 學歷을 活用, 各學歷別그룹의 勞動供給價格까지 賃金水準을 낮출 수가 있다. 여기에 우리나라에서는 「무슨 일」을 하는가 보다 「누가」 하는가가 더욱 重要한 賃金決定基準이 되는 市場的 要因이 있다 하겠다. 이러한 差別的 需要獨占 모델이 支配하는 경우 勞動生產性은 賃金決定基準이 아니고 雇傭水準 決定要因이 됨에 留意해야 한다. 즉 雇傭은 限界生產物의 價値(VMP)와 限界勞動費用(MLC)이 一致하는 水準에서 決定되고 이렇게 決定된 雇傭水準과 勞動供給曲線(ALC)이 만나는 水準에서 賃金이 決定된다.

④ 둘째로 學歷이 採用, 昇進·昇給, 賃金決定 등에 重要役割을 하게 된 歷史的·制度的原因中 하나는 우리나라에서는 產業化 및 工業化에 時期的으로 先行하여 義務敎育化·高等敎育機會擴大가 있었다는 데 있다. 歐美에서는 敎育改革에 先行하여 產業化·工業化가 進行되었으나 우리의 경우는 그 反對였다. 따라서 우리나라에서는 最新 產業技術과 現代經

營技術은 하나의 體系化된 知識으로 高等敎育機關을 通하여 勞動市場에 傳播되는 過程을 밟게 되었고, 歐美에서와 같이 産業技術·經營技法이 勞動市場 內部에서 開發·育成되는 過程을 밟지 못하였다. 이는 우리나라 産業化가 土着技術의 開發에 의존했다기보다 輸入技術에 주로 의존해 왔다는 工業化의 性格과도 關聯되는 問題이다. 따라서 以上과 같은 差異로 歐美에서는 勞動市場이 「産業技術및 技能을 팔고사는 市場」으로서의 性格을 가지고 있음에 반하여 우리나라에서는 先進技術을 消化·活用할 수 있는 能力, 즉 「學歷을 팔고 사는 市場」으로서의 性格을 강하게 가지게 되었다. 結局 歐美에서의 賃金은 技能·技術의 價格이었고 우리나라에서는 學歷이란 商品에 대한 價格이었다.

⑤ 세째, 우리나라에서 比較的 硬直的인 學歷別 賃金隔差가 存在하게 된 또 하나의 制度的 理由로서는 日帝時代 植民政策의 一環인 分割支配의 論理, 즉 經濟的이라기보다는 政治的 動機에서 發生한 學歷別 賃金隔差가 解放後에 큰 修正없이 供給獨占·需要獨占體인 公共部門의 賃金體系에 그대로 移植되어 왔다는데 起因한다. 또한 이들 公務員·銀行·國營企業體 등의 公共部門의 賃金體系가 1960年以後 活潑히 成長한 一般私企業部門에 그대로 移植 擴散되어 옴에 따라 우리나라의 學歷別 賃金隔差가 定着되었다. 이와같이 우리나라의 學歷別 賃金隔差는 初期에 經濟的 要因보다는 政治的 動機에서 비롯되었으므로 當然 勞動生産性의 學歷間 隔差만으로는 說明할 수 없는 部分, 즉 制度的 部分이 크게 存在하게 되었다 하겠다.

⑥ 우리나라의 學歷別 年齡-賃金曲線의 特徵을 보면 四年經歷의 高卒者보다 大卒初賃이 1.5~1.6倍정도 커서 이미 勞動市場에의 參加時點부터 큰 學歷別 隔差를 보이고 있고, 이러한 隔差는 全生涯期間을 通하여 약간의 擴大傾向을 보이면서 (高卒 對比 大卒의 相對賃金率은 20~30代 約 1.6~1.7倍에서 40~50代에는 1.8~1.9倍) 持續的으로 維持된다. 또 各學歷別 賃金水準은 高卒者 및 大卒者 모두 退職 시점인 55歲 以後에 「피크」(peak)를 보이고 있다. 反面에 日本은 四年經歷 高卒者보다 大卒初賃이 오히려 약간 낮게 나타나고 있다. 그러나 그 以後 大卒者 賃金水準의 增加率이 高卒者보다 크게 빨라 學歷別 隔差의 擴大速度가 우리나라보다 크다(高卒 對比大卒의 相對賃金率은 20~30代 約 1.0~1.2倍에서 40~50代에는 1.5~1.6倍로 크게 增加한다). 그러나 各賃金水準의 年齡에 따른 增加는 高卒者의 경우 40~44歲, 大卒者의 경우 50~54歲에 「피크」를 이룬 후 점차 下落한다. 위와 같은 學歷別 年齡-賃金曲線의 韓日間 差異를 보면 日本이 우리나라보다 生産性의 變化가 賃金變化보다 큰 直接影響을 주고 있음을 알 수 있고, 우리의 경우는 學歷 그 自體가 바로 生産性變化에 直接 關聯되지 않는 경우에도 賃金決定基準으로 硬直的으로 適用·運用되고 있음을 알 수 있다.

⑦ 學歷別 勞動力의 需要와 供給事情에 變化가 있는 경우 勞動市場은 賃金調整(價格調整)보다는 勞動時間의 調整, 採用 및 昇進基準의 上下方 移動을 통한 量的調整이 보다 支配的이고 一般的인 調整「메카니즘」이다. 따라서 예컨대 大卒者의 供給不足(혹은 需要擴大)은 採用 및 昇進基準의 緩和, 그 結果로서 大卒者의 上位職·高賃金職種으로의 移動을 招來

하고, 供給過剩(혹은 需要縮小)은 大卒者의 下位職·低賃金職種으로의 移動을 結果한다. 따라서 年度別 變化를 보면 純賃金隔差의 變化幅보다 위와 같은 學歷別 職種構成의 變化까지를 反映하는 總賃金隔差의 變化의 幅이 항상 크게 나온다. 예컨대 大卒男(2年制 이상)/高卒男의 경우 總賃金隔差는 1971年에 1.68, 1976年에 2.00, 1980年에 1.90으로 3年間의 變異係數(coefficient of variation)가 0.0875로 나타나는 反面에, 各年度의 純賃金隔差는 1.38, 1.44, 1.35로 그 變異係數는 0.0335의 작은 變化幅을 보이고 있다.

⑧ 1970年代의 學歷別 平均賃金隔差(總賃金隔差)의 變化를 要約하면 大卒者는 同期間中 入學定員의 制限的 運用 및 高度成長에 따른 高學歷者 需要增加 등으로 相對的 供給不足이어서 上位職으로의 移動이 活潑하였고 따라서 相對賃金率도 擴大되었다. 各各 同一 標本「프레임」을 使用한 1972~74年間과 1977~79年間을 對比하면 全大卒(男)/全勤勞者平均(男)은 1972~74年間 平均 1.85이던 것이 1977~79年間 1.92으로 擴大되었고 全大卒(男)/全高卒(男)의 相對賃金率도 各各 1.79에서 1.96으로 擴大되었다. 反面에 同期間中 高卒者와 中卒者는 供給過剩으로 下位職種에의 移動이 活潑하여 이들의 相對賃金率은 各各 縮小하는 傾向을 보인다.

⑨ 1979年 以後 大卒者 對比 高卒者, 大卒者 對比 全勤勞者 平均賃金의 隔差가 모두 縮小하는 傾向을 보이고 特히 1980年에 그 傾向이 크게 나타났다. 部分的으로는 政府의 上薄下厚的인 賃金指導指針이 影響을 주었으리라 判斷되나, 보다 重要한 理由로서는 79年 下半期 以後 특히 「오일쇼크」 以後의 景氣의 침체와 70年代 後半부터 始作되는 入學定員制의 彈力的 運用에 있다 하겠다. 또 하나 흥미있는 最近의 變化는 1970年代 中盤以後 高卒 對比 中卒의 相對賃金의 急速한 縮小이다. 그 主된 理由는 中卒者의 上級學校 進學率의 提高와 60年代 以後 人口增加率의 減少結果인 中學過程 適齡兒童數의 急激한 減少 등으로 勞動市場에 나오는 中卒者의 絶對的 減少에 起因한다(中卒者中 勞動市場 流入 勞動力은 1970~75年間 5年間 636千名에서 1976~80年 541千名으로 減少해 왔다).

⑩ 1970年 中盤以後 擴大되는 大卒 對 高卒의 賃金差를 놓고 經營界, 勞動組合, 勞動部뿐 아니라 一般學界에서도 우리나라 學歷別 賃金隔差는 너무 크기 때문에 이를 縮小해야 한다는 「學歷別 賃金隔差 縮小論」이 持續的으로 擧論되어 왔다. 그 結果 勞使間 賃金調整時期 혹은 政府의 賃金指導時期에는 항상 上薄下厚式 賃金調整이 誘導되곤 하였다. 여기서는 學歷別 賃金隔差縮小論에 대한 本稿의 立場을 밝히려 한다.

첫째, 一般的으로 大卒者는 高卒者보다 2倍의 賃金을 받고 있기 때문에 너무 隔差가 크다고 하는 主張은 學歷別로 相異한 職種構成·產業構成·年齡構成 등의 差를 감안하지 않고 단순히 學歷別 平均賃金만을 對比한 總賃金隔差의 경우를 말한다. 따라서 「2倍」라고 하는 隔差속에는 純粹한 學歷別 隔差 뿐 아니라 職種別·產業別·年齡別 賃金隔差가 包含되어 있다. 學歷別 純賃金隔差는 2年制以上 大卒(男)이 高卒(男)의 約 1.35倍의 水準임을 確實히 해야 한다.

둘째, 1980年에 있었던 敎育改革의 結果 大卒者의 供給이 앞으로 1980年代 中盤以後에는

急增할 것으로 豫想되므로 學歷別 賃金隔差는 持續的으로 縮小될 것이 展望된다. 이 過程 속에서 專門技術·管理·事務職을 中心으로 했던 傳統的 大卒者市場은 붕괴되어 나갈 것이고 大卒者의 下位職에의 移動, 大卒者의 「블루칼라」(blue collar)化 및 「그레이 칼라」(grey collar)化의 進行이 있을 것이다. 同時에 大卒者의 大量生產에 따라 豫想되는 質的 低下는 卒業狀이 수행하던 從來의 選別機能(screening function)도 弱化시킬 것이다. 또한 앞으로 우리나라 產業도 從來의 無制限的 勞動供給段階를 벗어나고 同時에 國內外競爭이 激化되면 雇傭 및 賃金慣行에도 生產性에 基礎한 合理化가 不可避하게 進行될 것이다. 따라서 앞으로 學歷別 賃金隔差 특히 大卒 對比 高卒의 總賃金隔差는 政府의 政策的 介入與否에 關係없이 長期的으로는 크게 縮小되어 나갈 것이 豫想된다.

세째, 그러나 以上에서 본 市場的 諸要因의 變化 結果 자연히 到來할 學歷別 賃金隔差의 縮小를 기다리기에는 現在의 賃金隔差가 너무 크다고 判斷되는 경우, 換言하면 社會的 衡平意識에 基礎하여 모든 사람들이 現在의 學歷別 賃金隔差의 縮小가 바람직하다고 判斷하는 경우를 假定하면 어떠한 政策方向이 있을 수 있을까?

政策方向을 논하기 전에 賃金隔差에 대한 政策的 介入의 妥當性 與否부터 判斷하여야 한다. 이때 반드시 檢討하고 넘어가야 할 問題는 現在의 賃金隔差가 生產性隔差를 反映하는가 아닌가 하는 것이다. 만일 現在의 賃金隔差가 生產性隔差를 反映하는 것이라면, 如何한 形態의 政策的 介入도 經濟的 非效率을 增大시키고 人的資源의 效率的 配分과 活用을 오히려 沮害할 危險이 있기 때문에 妥當하지 못하다 할 것이다. 그러나 우리는 앞에서 우리나라의 경우 學歷別 賃金隔差는 生產性隔差를 그대로 反映한다기 보다는 勤勞者의 勞動供給價格의 差(非勤勞家計所得의 差)를 反映하는 側面이 强하다는 事實을 밝혔다. 同時에 우리나라의 學歷別 賃金隔差에는 반드시 生產性과는 直接關聯이 없는 制度的·歷史的 要因도 크게 作用하고 있음을 보았다. 따라서 이 範圍 안에서 우리나라에서는 賃金隔差에 대한 政府의 政策的 介入이 正當化 될 수 있다 하겠다.

네째, 그러면 學歷別 賃金隔差 縮小를 爲한 政策方向에는 어떠한 것들이 있을 수 있는가?

① 學歷이 採用·昇進·昇給 및 敎育訓練 基準으로 使用되고 있는 雇傭慣行을 점차 완화하도록 해야 한다. 왜냐하면 이러한 差別的 慣行이 學歷別 總賃金隔差 發生의 主要原因의 하나이기 때문이다. 同時에 賃金體系에 있어서도 學歷·年功 등의 屬人給的 要素가 점진적으로 縮小되고 職務分析 등에 基礎한 職務給·成果給的 要素가 보다 强化돼야 한다. 이러한 雇傭 및 賃金慣行의 改善은 政府·國營企業體 등의 公共部門부터 솔선수범하여야 하고 「標準 모델」등을 硏究開發하여 大企業부터 指導擴散해 나가야 할 것이다.

② 學歷別 總賃金隔差의 큰 部分이 學歷別 職種·產業·年齡構成의 差異에서 發生하고 있으므로 職種別·產業別·年齡別 賃金隔差의 縮小도 同時에 이루어지지 아니하면 學歷別 總賃金隔差의 縮小는 어렵다. 따라서 生產性隔差를 反映하지 않는다고 判斷되는 餘他 賃金隔差 縮小도 同時에 誘導되어야 한다.

③ 第2章에서 分析한 바와 같이 우리나라에서는 「學歷別 賃金隔差=學歷別 勞動供給價格의 差+α (制度的·歷史的 要因)」이기 때문에 學歷別 勞動供給價格의 差를 縮小시키는, 즉 勤勞者들의 非勤勞家計所得 및 富의 分配를 改善시키는 政策方向이야말로 直接的으로 우리나라의 學歷別 純賃金隔差를 縮小시키는데 크게 寄與할 것이다. 逆으로 앞으로 非勤勞家計所得의 配分이 惡化되면 될수록 이는 勤勞者들의 學歷別 勞動供給價格의 差를 더욱 擴大시킬 것이기 때문에 그 結果 學歷別 賃金隔差의 縮小는 더욱 어렵게 될 것이라 하겠다.

다섯째, 結局 가장 중요한 學歷別 賃金隔差縮小要因은 長期的으로 볼 때 ① 高學歷者의 供給增加 ② 非勤勞家計所得의 分配改善 ③ 產業全般의 開放性·競爭性 增進으로 因한 人力活用의 效率性提高와 아울러 ④ 從來의 差別的 雇傭慣行과 屬人給爲主의 賃金體制의 合理化 등이다.

여섯째, 끝으로 賃金隔差는 그 發生原因이 어떠하든 간에 일단 成立되면 人的資源의 配分機能을 한다. 따라서 賃金隔差에 대한 直接的이고 任意的 介入은 人力配分과 活用에 摩擦을 結果할 위험이 있다. 특히 앞으로 80年代 우리나라는 急速한 產業構造調整의 段階를 거칠 것이 豫想되고 있으므로 沒落하는 低生產性部門에서 새로 登場하는 高生產性部門으로 人力移動이 活潑하여질 것이다. 이러한 過程에서 學歷別 賃金隔差든 職種別 賃金隔差든 急速한 變化를 强制하면 賃金隔差가 가지는 人力配分및 需給調節機能을 크게 沮害하게 될 것이다. 따라서 賃金隔差에 대한 政府의 政策的 介入은 이미 現在 市場的 諸要因 自體가 賃金隔差縮小의 方向으로 進行中에 있는 點, 또한 위에서 본 바와 같이 賃金隔差의 急激한 變化는 效率的 人力配分에 큰 장애로 登場할 수 있다는 위험성 등을 감안하여, 앞에서 제시한 方向으로 縮小를 誘導하여 나아가되 漸進的 形態를 띠지 않으면 안될 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

金秀坤, 『賃金과 勞使關係』, 韓國開發硏究院 硏究叢書 19, 韓國開發硏究院.

金俊輔, 『韓國經濟와 賃金構造』, 高麗大學校出版部, 1979.

朴世逸, 「우리나라 敎育投資收益率分析」, 『韓國開發硏究』, 1982 가을호, 韓國開發硏究院.

_____, 「高等敎育擴大가 勞動市場에 미치는 影響(Ⅰ)」, 『韓國開發硏究』, 1982 겨울호, 韓國開發硏究院.

_____, 「高等敎育擴大가 勞動市場에 미치는 影響(Ⅱ)」, 『韓國開發硏究』, 1983 봄호, 韓國開發硏究院.

崔棟圭, 「賃金體系 및 支拂形態의 改善」, 『韓國賃金의 政策課題와 制度改善硏究』, 서울大學校經濟硏究所, 1983. 2.

Becker, Gary S., *The Economics of Discrimination*, 2nd ed., University of Chicago, 1971.

Bhagwati, Jogdish N., "Education in a Job Ladder Model and the Fairness-in-Hiring Rule," *Journal of Public Economics*, No.

7, February 1977.

Doerings, Peter B. and Michael J. Piore, *Internal Labor Market and Manpower Analysis*, Heath Lexington Books, 1971.

Dore, Ronald, *British Factory-Japanese Factory*, University of California Press, 1973.

Frank, C.R., Kim, K.S. and Westphal L.E., *South Korea: Foreign Trade Regimes and Economic Development*, Colombia University Press, 1975.

Grajdanzev, Andrew J., *Modern Korea*, International Secretariat, Institute of Pacific Relations, N.Y., The John Day Co., 1944.

Fields, Gary S., "The Private Demand for Education in Relation to Labor Market Condition on Less Developed Countries," *The Economic Journal*, December 1974.

Julius, Michael J., *Personnel Management*, 8 th ed., R.D. Irwin Inc., 1975.

Robinson, J., *Economics of Imperfect Competition*, Macmillan, London, 1933.

Rothschild, K.W., *The Theory of Wages*, 2 nd ed., London: Routledge and Kegan Paul, Ltd., 1954.

Smith, Anthony D. ed., *Wage Policy Issues in Economic Development*, Macmillan, London, 1969.

Spence, Michael, "Job Market Signaling," *Quarterly Journal of Economics* 87, August 1973.

Thurow, Lester C., *Generating Inequality*, Basic Banks Inc., 1975.

Todaro, Michael P., *Economic Development in the Third World*, 2nd ed., Longman Inc., N.Y., 1980.

〈附表 1〉 賃金函數의 推定結果(Ⅰ)

(OLS)

	1971	1976	1980	
	(男)	(男)	(男)	(女)
Edu 2	0.13881(13.73)	0.18556(8.00)	0.10727(10.59)	0.05781(7.27)
3	0.38331(38.24)	0.69618(29.82)	0.32690(32.74)	0.31916(34.30)
4	0.81878(68.14)	1.26223(47.75)	0.79229(69.21)	0.93966(48.83)
Age	0.11933(39.55)	0.14499(28.65)	0.10065(49.18)	0.05046(17.98)
Age^2	−0.00122(28.13)	−0.00157(22.17)	−0.00106(37.46)	−0.00071(16.23)
Constant	7.35663	8.39649	9.77800	10.50127
R^2	0.4043	0.3846	0.4919	0.3048
SEE	0.5173	0.8314	0.4153	0.3323
N	19234	10310	15734	9971

註 : 1) ( ) 안은 *t*-ratio 임.
2) Edu 1은 國卒以下者이고 Edu 2는 中卒, Edu 3은 高卒, Edu 4는 2年制大 以上임.

資料 : 勞動部, 「職種別 賃金實態調査報告테이프」, 各年度.

〈附表 2〉 賃金函數의 推定結果(Ⅱ)

	1971	1976	1980	
	(男)	(男)	(男)	(女)
Edu 2	0.13580(13.85)	0.14541(6.51)	0.09363(9.66)	0.04611(6.12)
3	0.29624(27.97)	0.44498(17.63)	0.22002(21.07)	0.11376(9.10)
4	0.62004(41.05)	0.80949(24.28)	0.51860(36.17)	0.58437(20.97)
Age	0.12085(41.67)	0.15201(31.24)	0.10153(51.72)	0.05094(19.05)
Age^2	−0.00129(30.85)	−0.00169(24.83)	−0.00111(40.92)	−0.00073(17.48)
Occ 2	0.28782(18.06)	0.30667(8.29)	0.20021(12.28)	0.25537(7.49)
3	0.36087(10.89)	0.49780(14.14)	0.51541(31.01)	1.37173(13.42)
4	0.15203(12.96)	0.20320(7.86)	0.12658(12.63)	0.18825(12.90)
5	−0.23522(5.23)	0.22677(2.75)	−0.19508(3.57)	−0.08725(1.41)
6	−0.24838(13.20)	−0.24783(7.12)	−0.28215(17.35)	−0.3535 (1.78)
7	−0.25191(4.25)	−0.32345(1.85)	−0.13799(1.25)	0.02687(0.13)
Ind 2	0.22548(3.42)	−0.07734(1.48)	0.18972(3.70)	−0.08081(0.67)
3	0.09149(1.39)	0.05692(1.60)	0.07822(1.63)	−0.10082(0.96)
4	0.65453(9.42)	0.95731(12.67)	0.27671(4.88)	−0.01917(0.14)
5	−0.18364(2.72)	−0.25436(4.61)	0.18370(3.63)	−0.07239(0.63)
6	0.20396(2.84)	n.a	0.20442(4.08)	0.01673(0.16)
7	0.15386(2.33)	−0.19031(4.70)	0.10641(2.18)	0.08408(0.79)
8	0.52333(7.76)	0.55963(13.27)	0.24824(5.01)	0.17153(1.62)
9	0.01015(0.15)	0.21508(5.16)	0.16835(3.41)	0.04578(0.43)
Constant	7.25597	8.30451	9.72566	10.58924
R^2	0.4716	0.4435	0.5441	0.3733
SEE	0.4874	0.7911	0.3936	0.3144
N	19234	10310	15734	9971

註 : 1) ( ) 안은 *t*-ratio 임.
2) n.a는 標本數가 너무 작아서 有意的 推定結果가 나오지 아니한 것임.
3) Edu의 경우는 〈附表 1〉과 同一함. Occ 1은 生産職, Occ 2 : 專門技術, Occ 3 : 行政管理, Occ 4 : 事務職, Occ 5 : 販賣職, Occ 5 : 서비스職, Occ 6 : 農業 等. Ind 1은 農業, Ind 2 : 鑛業, Ind 3 : 製造業, Ind 4 : 電氣·개스, Ind 5 : 建設業, Ind 6 : 都小賣業, Ind 7 : 運輸·倉庫·通信, Ind 8 : 金融保險, Ind 9 : 社會 및 個人서비스.

資料 : 勞動部, 「職種別賃金實態調査報告테이프」, 各年度.

〈附表 3〉 總賃金 構成部分別로 본 學歷別·年齡別 賃金隔差의 韓·日比較(男子)

<韓 國>

(단위 : 千원, 千円)

年齡	總賃金差 (大卒—高卒) A	超過給與差 (大卒—高卒) B	A－B	定額給與差 (大卒—高卒) C	C/(A－B)	特別給與差 (大卒—高卒) D	D/(A－B)	大卒總給與/高卒總給與	大卒定額給與/高卒定額給與	大卒特別給與/高卒特別給與
20～24	100.9	－10.9	111.8	98.6	(88.2)	13.0	(11.6)	1.62	1.83	1.71
25～29	119.1	－13.2	132.3	99.0	(74.8)	33.3	(25.2)	1.54	1.63	2.10
30～34	168.6	－16.4	185.0	135.8	(73.4)	49.2	(26.6)	1.62	1.69	2.20
35～39	230.0	－16.4	246.4	194.6	(79.0)	51.8	(21.0)	1.73	1.87	1.96
40～44	287.9	－18.2	306.1	237.2	(77.5)	68.9	(22.5)	1.87	1.99	2.33
45～49	333.2	－15.2	348.4	271.1	(77.8)	77.3	(22.2)	1.98	2.10	2.41
50～54	338.4	－10.9	349.3	280.6	(80.3)	68.7	(19.7)	1.89	1.97	2.09
55～59	334.0	－13.7	337.7	263.8	(78.1)	83.8	(24.8)	1.83	1.81	2.54
60～	299.7	－ 7.1	306.8	211.8	(69.0)	95.1	(31.0)	1.72	1.59	3.30
(平 均)					(77.6)		(22.7)	(1.76)	(1.83)	(2.29)

<日 本>

20～24	－13.7	－ 4.2	－ 9.5	4.7	－49.5	－14.3	150.5	0.92	1.04	0.56
25～29	5.4	－ 3.5	8.9	2.8	31.5	6.1	68.5	1.02	1.02	1.13
30～34	40.8	－ 2.1	42.9	23.9	55.7	19.0	44.3	1.15	1.13	1.32
35～39	74.8	－ 8.2	83.0	49.1	59.2	33.2	40.0	1.23	1.22	1.44
40～44	135.7	－14.7	150.4	89.6	59.6	60.9	40.5	1.39	1.37	1.74
45～49	187.4	－15.6	203.0	124.3	61.2	78.7	38.8	1.52	1.49	1.89
50～54	234.1	－12.0	246.1	153.1	62.2	92.9	37.8	1.65	1.60	2.06
55～59	204.2	－ 5.0	209.2	138.6	66.3	70.6	33.7	1.67	1.61	2.02
60～	159.6	－ 2.5	162.1	115.6	71.3	46.6	40.3	1.70	1.66	2.04
(平 均)					(58.3)		(42.9)	(1.36)	(1.35)	(1.58)

資料 : 〈表 7〉과 同一.

適正金利水準의 摸索과 우리나라 金利政策의 方向

金 重 雄

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序 言
Ⅱ. 金利機能과 우리나라의 金融政策
Ⅲ. 適正金利水準問題와 金利政策의 方向
Ⅳ. 金利自由化問題
Ⅴ. 結 言

Ⅰ. 序 言

지금 世界的으로 各國의 金融界는 컴퓨터 등 尖端技術을 銀行業務에 導入하거나 應用함으로써 새로운 金融서비스와 新金融技法의 開發을 促進하고 있으며 또한 全面的인 金利自由化를 推進하는 등 金融革新이 加速的으로 이루어지고 있다[1]. 이러한 金融環境變化의 一般的인 傾向은 대체로 政府規制緩和, 綜合金融活動(universal banking)을 통한 경쟁촉진, 金融의 自由化와 같은 競爭 및 金融革新으로 特徵 지을 수 있다. 그러나 우리나라의 경우를 보면 과거 成長 위주의 經濟政策을 推進하는 과정에서 資源配分의 市場機能을 輕視하고 政府가 설정한 戰略産業에 資源을 우선 配分하였기 때문에 金融部門은 利潤 極大化追求를 위한 企業性과 合理性이 결여되어 實物部門의 發展에 비하여 크게 落後되었다.

이제 우리 經濟와 같은 發展段階에서는 金融과 實物 兩部門의 均衡있는 發展 없이는 全體國民經濟가 한 段階 높은 수준의 飛躍的인 발전을 이룩할 수 없음은 自明한 일이다. 이러한 外部經濟環境과 內部經濟構造變化에 적응하기 위하여 銀行의 民營化가 推進되는 등 우리의 金融環境도 金融産業에 자유로운 競爭原理와 企業性을 導入한다든지 하는 金融自由化를 통하여 급격한 변화가 일어나고 있다.

筆者 : 韓國開發硏究院 硏究委員

1) 美國의 貯蓄金融機關 規制緩和 및 通貨管理法(Depository Institutions Deregulation and Monetary Control Act, 1980), 日本의 銀行法 改正, 오스트레일리아의 캠블委員會(Campbell Committee) 報告書 등은 1980年代의 金融發展을 위한 政策努力의 一例라고 할 수 있음.

여기서 金融의 自由化란, 金融資金의 調達과 配分이 人爲的인 外部의 干涉이나 規制없이 市場의 價格機能에 의하여 이루어져 國民經濟의 資源이 效率的으로 活用되고 金融仲介機能을 담당하는 機關의 活動이 자유로운 競爭과 創意, 그리고 企業性이라는 金融原理에 입각하여 행하여지는 것을 의미한다.

본래 金融과 實物은 서로 영향을 주고 받으면서 함께 발전하는 상호 밀접한 補完關係에 있기 때문에 어느 한 부문만의 발전에는 당연히 한계가 있기 마련이다[2]. 그러므로 金融의 自由化는 그것만을 推進한다고 해서 쉽게 達成될 수 있는 것은 아니고 實物經濟의 自由化와 發展이 동시에 이루어져야 한다.

金融自由化의 要諦는 資源配分을 人爲的인 規制(financial repression)로부터의 緩和나 自由를 뜻하며 결국 金利의 自由化 保障이 그 核心이 된다고 할 수 있다. 그리고 金利의 自由化는 金利가 金融市場의 資金需給事情에 의하여 자유롭게 決定되고 伸縮的으로 變更될 수 있는 것을 말하나 金融制度 및 金融慣行 등 金融市場의 發達에 따라 個別 國家마다 그 自由度와 推進方法이 다르게 됨을 유의해야 한다.

政府는 數年間에 걸친 長期不況에서 景氣를 浮揚하기 위하여 1982年 6月 28日 대폭적으로 金利를 引下하여 低金利政策을 채택하였다.

그 후 우리經濟는 企業의 收益率이 높아지고 景氣도 上向趨勢를 나타내게 되었으며 무엇보다 特記할 만한 것은 有史 以來 가장 낮은 한 자리 숫자의 物價水準을 示顯하여 低物價·低金利·低換率 등 소위 3低時代를 實現하여 安定基盤을 착실히 다지고 있다는 점이다.

그러나 金利引下措置 이후 資金의 흐름을 보면 不動產投機나 奢侈性的 消費性向이 강한 非生產部門에 많은 流動性이 投入되는가 하면 景氣도 建設 및 消費財生產爲主의 內需中心으로 일고 있고 景氣過熱의 기미까지 나타내고 있어 모처럼 다져진 物價安定이 깨지지 않을까 하는 우려를 자아내게 한다. 특히 金融市場에 있어서의 資金의 性格도 短期性化, 待機性化하는 傾向을 보이고 있기 때문에 이러한 일부 經濟·金融現象이 昨年 6·28措置의 低金利政策 結果는 아닌지, 그리고 현재와 같은 非彈力的인 低金利政策의 運用이 지금 진행되고 있는 金融自由化 政策基調와 矛盾되는 것은 아닌지 하는 의문을 갖게 한다.

더우기 지금의 經濟運用의 政策目標가 安定的 成長追求와 外債縮小를 포함한 國際收支 均衡이라면 정부가 당면하고 있는 最大政策課題는 어떻게 하면 인플레없이 國內貯蓄을 極大化하여 投資와 貯蓄의 「갭」을 줄일 수 있느냐 하는 것으로 요약할 수 있으며, 이와 같은 경우에 주요한 政策變數의 하나는 金利라고 하겠다.

本稿에서는 우리 經濟의 當面課題와 관련하여 첫째, 과연 현재의 金利水準이 金融貯蓄을 효과적으로 동원하고 投資의 效率性을 높일 수 있는 適正水準인가 하는 問題와 둘째, 정부가 추진하고자 하는 金融自由化의 核心이 金利自由化이지만 우리의 현실적인 經濟 및 金融與件을 감안할 때 당장의 全面的인 金利自由化

2) 金融과 實物經濟發展과의 關係에 대해서는 金融現象을 實物經濟의 受動的인 反映이라고 보는 需要追從說과 적절한 金融政策을 통하여 實物經濟의 발전을 촉진할 수 있다는 供給先導假說이 엇갈리고 있으나 經濟發展過程에서 金融의 成長이나 深化가 원활히 진행되지 못하고 억압되면 實物經濟의 발전이 저해된다는 것에 대해서는 견해가 일치되고 있음.
Goldsmith(1966), Gurley and Shaw(1967), Patrick (1966) 參照.

實施는 어렵다고 보겠으며 金融市場 및 金融慣行 등 金融與件에 맞추어 단계적으로 推進할 수밖에 없다면 어떠한 順序와 方法에 의하는 것이 가장 바람직한 것인가 하는 두 가지 問題에 焦點을 맞추어 分析하여 보기로 한다.

叙述의 順序는 우선 우리나라 金利政策을 간략히 概觀하고 그 다음에 최근 金融市場動向의 문제점과 관련하여 그 原因을 살펴본 후 現在 金利의 適正水準을 찾아본다. 그리고 마지막으로 우리나라의 金利自由化가 어떠한 順序와 方法으로 추진되는 것이 바람직한가를 검토하기로 한다.

Ⅱ. 金利機能과 우리나라의 金融政策

1. 金 利 機 能

政策當局이 金利를 金融政策의 政策變數로 活用하는 것은 金利가 갖고 있는 機能을 통하여 所期의 政策效果를 달성하고자 하는 것이기 때문에 金利政策을 효과적으로 수행하려면 金利를 決定하는 要因이 무엇인가를 살피는 것이 중요하다.

金利를 決定하는 要因 糾明에 관해서는 그동안 많은 학자들이 연구를 하여 왔다. 古典的 理論으로서는 利子의 源泉을 資本의 生產力에서 찾는 限界生產力說과 實物에 대한 時間選好에 따라 利子가 생긴다는 時差說 등 여러 가지가 있으나, 이들 古典理論은 利子率決定要因을 實物的 側面에서 찾고 있는 데 그 特徵이 있다[3].

한편 貨幣的 側面에서 利子率決定要因을 찾고자 하는 流動性選好說은 利子를 流動性을 포기하는 代價로 보고 貨幣에 대한 需要中 投機的 需要를 중시하여 이것이 利子率決定에 決定的인 役割을 한다고 주장한다[4]. 이 외에 貨幣와 實物側의 要因을 함께 고려하는 貸付資金說, IS-LM 分析 등이 있다. 그러나 결국 金融市場에서 그때그때 決定되는 資金의 價格으로서의 金利는 供給되는 資金의 量과 需要되는 量이 一致하는 선에서 決定된다고 할 수 있다. 그러면 지금까지 우리나라의 金利政策이 金利本來의 機能을 잘 活用하여 意圖한 政策目標를 達成하였는지를 檢討하기 위하여 이에 앞서 金利가 갖고 있는 性質 내지 機能을 살펴보기로 한다.

一般的으로 金利의 機能으로는 金利가 資金需給의 尺度로서 資金의 合理的 配分을 가능케 하는 資金配分(allocation of funds) 機能과 金利는 所得의 한 形態로서 財產所得을 이루고 그 變動이 所得分配에 영향을 미치게 되는 所得分配(income distribution) 機能, 그리고 金利의 變動을 통하여 資金需給을 조절하여 實物面에서 財貨의 需給과 投資에 영향을 주는 景氣調節(stabilization of business cycle) 機能으로 나눌 수 있는데 특히 景氣調節機能은 投資의 利子率彈力性과 利子率 自體의 伸縮性 여하에 따라 그 效果가 크게 좌우된다.

한편 金利의 資金配分機能에서 볼 수 있는 것처럼 金利는 預金者의 所得임과 동시에 借用者인 企業家의 資金費用이라는 兩面性을 갖고 있기 때문에 高金利 또는 低金利政策 중

3) Hicks(1932) 參照.
4) Keynes(1936), Hicks(1939), Gide and Kist(1948) 參照.

어느 政策을 취할 것이냐 하는 것은 金利가 갖고 있는 두 가지 측면 중 어느 면을 重視하여 金利政策을 運用할 것인가에 따르게 되며 通貨當局의 이와 같은 政策判斷은 物價 및 經濟展望 등 經濟與件에 따라 決定될 것이다.

金利政策은 經濟開發 初期에는 非인플레的 投資財源調達이라는 관점에서 預金金利를 정책의 중심기준으로 삼아 주요한 政策變數로서 活用하는 것이 보통이다[5].

그러나 이와 같이 預金金利를 重視하는 政策基調는 長期的인 經濟開發政策의 一環으로서는 妥當할지 모르나 短期的인 景氣對應的 金融政策手段으로서의 金利政策은 貸出金利를 더욱 중요시하여 運用되는 경향이 있으며 또한 金利는 所得再分配機能도 갖고 있으므로 그 調整은 經濟的 效率性 못지 않게 社會政策的 價値判斷에도 그 기초를 두어야 한다. 그러므로 失業이 늘고 景氣가 沈滯된 不況期에는 預金金利보다 貸出金利를 보다 重視하여 社會的 衡平에 政策的 配慮를 하게 된다.

2. 우리나라 金利政策의 特徵

우리나라의 金利推移를 高金利期間과 低金利期間으로 나누어 보면 1965年 9月 30日부터 1972年 8·3措置 이전까지의 期間과 1978年 6月부터 1981年 11月 金利引下 直前까지의 期間은 高金利期間이고, 그 외의 期間, 즉 1965年 9月 金利現實化 이전과 1972年 8月 3日~1978年 6月 및 1981年 11月 이후 오늘에 이르는 기간은 상대적으로 低金利期間으로 볼 수 있다.

우리나라 金利政策이 强調한 政策焦點의 推移를 보면 항상 成長目標達成을 위한 저렴한 投資財源供給이라는 低金利政策의 維持와 또는 金融貯蓄의 增加 및 資金使用의 效率化를 도모할 수 있다는 通貨論的 理論에 입각한 高金利政策 사이를 방황하는 一貫性 없는 政策을 행한 결과 金利의 價格機能이 거의 상실되고 그 어느 것도 만족스러운 政策效果를 가져왔다고는 볼 수 없다. 왜냐하면 人爲的이고 硬直的인 低金利政策은 正의 實質金利를 보장하지 못하여 金融貯蓄이 줄고 資金에 대한 超過需要를 빚어 信用割當을 불가피하게 하였고 그로 인해 政策事業에 편승하는 大企業에 대한 過剩貸出과 中小企業에 대한 金融梗塞으로 跛行的 經濟構造를 招來하였기 때문이다[6].

한편 高金利政策도 投資의 效率性을 높이는데 成功한 것이라기보다는 內外金利差를 이용하는 過多한 外資導入을 誘發하는 原因이 되어 後日에 있어서 많은 大企業의 不實과 投資內容의 質的 低下를 招來하게 되었다. 특히 1970年代에는 대부분의 政策金融의 對象이 되는 業種에서의 投資는 長期的인 觀點에서의 收益에 대한 期待(投資의 限界效率)와 金融費用을 감안한 評價基準에 의하여 投資가 決定되는 것이 아니었다.

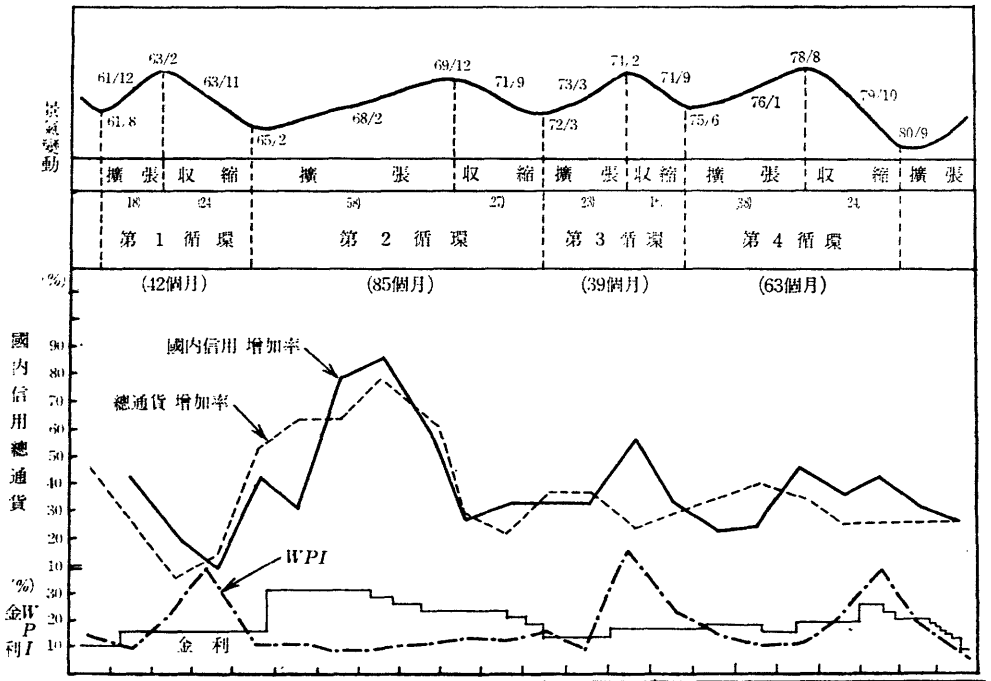
그 때문에 好景氣에 오히려 金利를 引下하는 등 逆機能的 作用을 함으로써 景氣變動에 對應하는 金利政策의 景氣調節效果는 극히 약하였다(表 1 參照).

---

5) 우리나라의 경우 金利에 대한 貯蓄性預金의 彈力性이 微弱하여 貯蓄은 金利보다는 오히려 所得의 函數라고 主張하는 說도 있으나 많은 實證的 分析은 우리나라의 民間貯蓄은 實質金利와 正의 比例關係가 있다고 함.
韓國銀行, 「金利와 民間貯蓄에 關한 小考」, 『調査月報』, 1975. 9 參照.

6) 趙淳, 「金融産業의 長期的 發展」, 『經濟發展과 金融産業』, 韓國投資金融會社, 1981, pp. 23~26과 閔丙均, 「우리나라 金利論爭의 背景과 理論」, 前揭書, pp. 115~152 參照.

〈表 1〉 景氣變動과 金融政策



		1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982
GNP (不變) 增加率		5.6	2.2	9.1	9.6	5.8	12.7	6.6	11.3	13.8	7.6	9.4	5.8	14.9	8.0	7.1	15.1	10.3	11.6	6.4	△5.2	6.4	5.3
物價上昇率	GNP Deflator	14.0	18.4	28.3	30.0	6.2	14.5	15.6	16.1	14.8	15.6	12.1	15.6	13.2	29.6	21.7	17.7	16.3	21.6	19.3	25.8	18.2	7.7
	C P I	8.0	6.5	20.3	29.6	14.2	11.6	10.4	10.9	12.5	16.1	13.4	11.7	8.2	24.3	25.3	15.3	10.2	14.4	18.3	28.7	21.3	7.3
	W P I	13.2	8.8	20.5	35.1	9.9	9.0	6.4	8.4	6.4	9.1	8.8	13.8	6.9	12.1	24.6	12.1	9.0	11.7	15.8	38.9	20.4	4.7
總通貨增加率		46.0	24.9	7.4	14.8	52.7	61.7	61.7	72.0	61.4	27.4	20.8	33.8	36.4	24.0	28.2	33.5	39.7	37.1	24.6	26.9	25.2	27.0
國內信用增加率		-	41.6	19.7	8.8	40.1	30.5	78.2	84.8	59.2	26.7	30.9	30.4	31.7	54.2	32.2	21.7	23.0	17.[illegible]	17.6	41.8	41.2	25.0
歲出增加率		-	54.5	△17.6	3.3	24.3	50.7	28.4	14.9	41.4	19.1	23.8	28.3	△6.5	74.7	51.4	38.5	27.9	2[illegible].2	12.8	28.4	21.9	16.1
經常收支(100萬弗)		33.1	△55.5	△10.3	△26.1	9.1	△103.4	△191.9	△40.3	△50.6	△82.5	△47.5	△71.2	△98.8	△[illegible]	△1[illegible].9	△71.6	12.3	[illegible]	△24.7	△6.2	△[illegible]	△2.4[illegible]
金利 (1年滿期定期積金)		10.0	15.0	15.0	15.0	30.0	30.0	30.0	27.6 25.2	22.8	22.8	21.3	17.4 12.6	12.6	15.0	15.0	18.2	14.4	18.[illegible]	18.8	24.0 21.9 19.5	18.6 17.4 16.2	17.0 12.6 8.0
		金利引上 (2·1)	金利引上 (2·1)			金利引上 (9·30)			金利引下 (4·10 / 1·11)	金利引下 (6·1)		金利引下 (6·28)	金利引下 (1·8 / 12·17)		金利引下 (1·24)		金利引上 (8·2)	金利引下 (10·4)	金利引上 (6·13)		金利引上 (1·9 / 12·18)	金利引下 (11·12 / 9·30)	金利引下 (1·3·6 / 12·28)
其他政策		稅制改革 高利貸禁止 (12·5)	第2次緊急通貨改革 (6·10)	綜合物價對策發表 (2·1)	換率引上、變動換率制 採擇 (5·3)	越南派兵(1·26) 輸出振興政策 (1·19)	資本市場育成策樹立 (6·24)	物價安定8·3의 한 貿易調整 대리보 시스템 導入 (7·25·19)	海外市場開拓特別基金制度 (11·8)	第一次不實企業整理 (6·4) 輸出金利引下 (4·1)	經濟安定 擴張安定 施策發表 (1·7·7·19)	私債凍結 浮揚策發表 (8·3 / 2·4) 換率引上 (6·28) 「닉슨」달러金 태환 停止 (8)	第一次石油波動 (10)	綜合景氣對策發表 (換率引上等) (12·7)	輸出金利引下 (4·15)	附加價值稅導入等 經濟安定發表 (1·19)	附加價值稅 無投機 課稅發表 (1·1)	不動產投機抑制綜合對策發表 (8·8)	投機 抑制 第2次 不動產 對策 發表 財政緊縮 堅持 動產	綜合經濟對策 輸出 金利 (1·12) 物價 引上 (1·12) 換率 引上 (6·5)	綜合經濟揚策發表 (金融 資信 安定 擴大) (11·8)	經濟活性化對策 (5·1) 景氣浮揚策發表 (5·19)

이와 같은 金利政策의 運用 때문에 우리나라의 金利政策은 다음과 같은 特徵을 갖게 되었다.

첫째, 우리나라의 金利決定은 通貨當局의 완전한 統制下에 있다는 점이다.

形式的으로는 中央銀行의 最高意思決定機關인 金融通貨運營委員會가 銀行預金金利의 경우, 큰 과목별로 나누어 最高金利를 정하는 한편 貸出金利의 경우에는 基準金利(優待商業어음 割引金利)를 정하고 具體的인 實行利子率은 金融團協定에 의해 스스로 決定하도록 하고 있으나 實質的으로 最高金利와 基準金利를 決定할 때 預金期間別, 實行金利도 동시에 決定해 주는 方式을 취하고 있어 通貨當局이 직접 간여하여 利子率을 결정하는 것이다.

둘째, 우리나라의 金利는 金融調節手段으로서보다는 다른 經濟政策의 補完手段으로서 運用되고 있는 면이 많다는 점이다.

輸出産業, 防衛産業, 主要原資材輸入 등 政策的인 金融支援을 하기 위하여 一般金融보다 파격적으로 낮은 金利를 適用하여 金利調節對象에서 除外시킴으로써 金利政策의 效率性을 감소시킨 것이 그 例라고 하겠다.

세째, 金利가 硬直的으로 運用된다는 점이다. 貸出金利는 企業의 投資促進 및 金融費用負擔輕減이라는 목적에 치중하여 硬直的으로 運用되고 景氣過熱이나 物價上昇時에도 金利의 資金需給機能이 곧잘 무시된다.

預金金利도 貸出金利의 硬直性 때문에 制約되어 物價의 급격한 變動에도 불구하고 非彈力的으로 運用되어 正의 實質金利를 保障하지 못하고 있다.

따라서 우리나라는 金利 變更回數나 伸縮性이 外國에 비해 크게 모자란다.

끝으로 金利體系의 歪曲으로 인한 非合理的인 資金配分을 들 수 있다.

우리나라의 金利體系는 取扱機關別로 多岐化되어 있고 金利間 連動關係가 높지 않을 뿐만 아니라 長短期 金利間의 合理的인 期間構造(term-structure)가 缺如되어 資金의 合理的配分이 이루어지고 있지 않는 것이 사실이다.

3. 通貨金融政策의 目標와 金利의 役割

一般的으로 말하여 通貨政策의 目標는 通貨價値의 安定, 完全雇傭 및 持續的 成長 등 實物部門의 支援에 있고 金融政策은 모든 金融仲介機能을 效率的으로 遂行하여 通貨政策을 補完하는 데 있다고 할 수 있다. 그러나 실제로는 두가지 政策이 불가분의 관계로 함께 一定한 정책목표를 수행하는 것이므로 區別의 實益은 없다. 그러나 대체로 通貨論者는 通貨價値의 安定에 力點을 두어 通貨量을 政策目標로 정하고 金利를 자유롭게 움직이게 하는 데 반하여 케인즈學派는 實物部門의 均衡을 더욱 重視하여 金利目標를 정하고 通貨量의 需給을 이에 따르도록 한다[7].

우리나라의 通貨政策은 1955年 以來 通貨供給量을 目標로 하는 通貨主義에 따르면서 한편 金利도 政策當局이 직접 決定하고 있는 점에 그 特色이 있다고 하겠다.

이와 같이 政策當局이 위의 두 가지 目標를 동시에 設定하려고 하였기 때문에 資金의 需

7) Joseph M. Crews, "Econometric Models: The Monetarist Views and Non-Monetarist Views Compared", Monthly Review, FRB of Richmond, Feb. 1973 參照.

給은 항상 不均衡狀態에 있게 되고 公金利와 實勢金利는 큰 乖離를 나타낼 수밖에 없었다.

원래 均衡金利는 通貨量 目標를 정하지 않고 金利目標를 정하거나 또는 通貨量目標를 정하는 대신 金利를 自由化하지 않는 한, 實現될 수 없는 것이다.

美國을 비롯한 先進國들도 1970年代에는 「스태그플레이션」의 持續으로 實物經濟의 均衡을 위한 金利政策의 役割이 限界에 直面한 것을 깨닫고 金利目標를 포기하고 그 대신 通貨主義의 입장에 따라 通貨價値의 安定을 위한 通貨量目標를 정하고 金利를 自由化하는 것이 최근의 경향이다.

過去 항상 超過需要가 存在한 우리나라의 경우에는 需要側보다 供給側의 문제가 政策의 中心課題였으므로 通貨供給을 目標로 정하는 것이 妥當하였다고 할 수 있다. 이와 같이 通貨量을 政策目標로 정할 때는 金利의 自由化가 필요했던 것이나 戰略産業部門의 成長支援을 위하여 金利를 규제하고 資金供給을 各種의 限度에 의해 直接調節하였기 때문에 全般的으로 金融이 抑壓 받게 되었다.

그러므로 앞으로 投資의 效率을 높이기 위하여 어떻게 하면 金利의 價格機能을 살려 自由化할 수 있을 것인가 하는 것이 金融自由化에 있어서 해결하여야 할 당면문제라고 하겠다.

그런데 現在의 通貨金融政策이 通貨供給量을 줄이는 緊縮政策은 强化하면서 低金利政策을 維持하고 있는 까닭에 政策手段間에 相衝關係가 發生하여 公金利와 實質金利間에 乖離가 더욱 擴大되고 있으며, 이로 인해 金融資金의 흐름이 歪曲되고 있는 사실에 비추어 通貨量 重視政策下에서 어떻게 金利의 資金調節機能과 調和하면서 通貨金融政策의 效果를 提高할 것인가 하는 것이 重要한 政策課題이다.

Ⅲ. 適正金利水準問題와 金利政策의 方向

1. 最近의 金融市場動向과 問題點

現在의 金利水準이 金融市場에서 資金의 需給을 원활히 조절할 수 있는 정도의 適正水準에 있는가를 檢討하기 전에 먼저 金融市場의 資金흐름의 動態를 살펴보기로 한다.

6·28金利引下措置 以後의 金融市場의 動向을 보면 銀行貯蓄性預金의 增加勢가 相對的으로 鈍化되고 있음을 알 수 있다.

總通貨에 대한 貯蓄性預金의 還流率이 昨年 6月에 58.7%에 달하던 것이 今年 6月에는 53.8%로 減少하였고[8] 특히 家計定期預金이 金利引下 이후 크게 줄었다(表 2 參照). 또한 期間이 1年 以上이 되는 定期預金의 比重이 크게 減少하고 短期性預金의 比重이 上昇하고 있어 銀行預金의 性格이 短期流動化되고 있음을 볼 수 있다(表 3 參照).

狹義의 通貨(또는 修正通貨)의 增加率이 總通貨(M_2)의 增加率을 上廻하고 있는 점에서도 銀行資金이 短期待機性化하고 있는 사실을 나타내고 있다(表 4 參照).

다른 한편 金利規制가 緩和된 債券市場은

8) 貯蓄性預金에서 要求拂預金과 性格이 비슷한 貯蓄預金은 除外시켰음.

急成長하고 있는데 반해 銀行의 伸張率은 크게 鈍化되고 있어 金融市場에서 銀行의 業務比重이 계속 減少하고 있다.

이러한 事實은 政府가 82年 9月 以後 銀行業務 多樣化에 따른 商業어음貸出 및 還買條件附 國公債業務 取扱을 銀行에 許容하였음에도 불구하고 82年中 銀行의 受信伸張勢는 全體金融市場 및 非銀行金融市場의 伸張勢를 크게 下廻하고 있는 점에 잘 나타나고 있다(表 5 參照).

以上과 같은 最近 金融市場의 資金動向의 두드러진 特徵에서 우리는 앞으로 展開될 經濟狀況에 우려할 만한 몇 가지 문제점이 있음을 발견하게 된다.

그 첫째가 待機性資金의 增加로 인하여 潛在的 超過需要壓力이 存在한다는 점이다.

昨年 私債波動 이후 過剩流動性의 供給과 6·28 金利의 대폭 引下 및 7·3實名制 發表 등 잇따른 획기적인 經濟措置로 인하여 市中資金이 待機性化하고 있다.

앞에서 본 바와 같이 82年 下半期 이후 貯蓄性預金中 定期預·積金, 특히 1年 이상의 長期預金의 比重이 크게 減少하고 있고 특히 要求拂預金이나 거의 다름없이 流動性이 保障된 貯蓄預金과 家計綜合預金에 대하여 定期預金과 同水準의 金利를 인정함으로써 家計部門

〈表 2〉 主體別 定期預金 增減推移

(단위 : 億원)

	1981 下	1982 上	1982 下	1983. 1/4	1983. 2/4
家 計	5,263	3,035	△2,241	△1,983	△2,339
法 人	1,065	1,259	3,256	1,582	3,973
其 他	288	1,603	2,922	1,038	3,500
計	6,616	5,897	3,937	637	5,134

資料 : 韓國銀行

〈表 3〉 定期預金의 期間構成

(단위 : %)

	1981. 12	1982. 3	1982. 6	1982. 9	1982. 12	1983. 3	1983. 6
1年 以 上	71.9	68.4	67.5	64.3	57.7	54.7	51.2
1年 未 滿	28.1	31.6	32.5	35.7	42.3	45.3	48.8
計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

資料 : 韓國銀行, 『調査統計月報』, 各號.

〈表 4〉 通貨增加率推移

(前年同期比 : %)

	1981. 12	1982. 3	1982. 6	1982. 9	1982. 12	1983. 3	1983. 6	1983. 7p)
M_1	4.6	3.1	13.5	68.0	45.6	42.7	35.1	20.6
M_1A*	20.5	24.3	36.0	59.9	70.8	36.6	27.6	23.6
M_2	25.0	25.0	29.0	33.3	27.0	24.0	21.3	18.7

註 : * $M_1A=M_1$+貯蓄預金+通知預金(82. 6 이후 소멸)
資料 : 韓國銀行, 『調査統計月報』, 各號.

의 定期預金은 대폭 減少하게 되었다.

두번째의 問題點은 銀行의 金融仲介機能이 弱化되어 金融政策의 有效性이 制約 받을 염려가 있는 점이다.

왜냐하면 金融政策의 主對象이며 金融市場의 중추적인 機構인 銀行의 金融市場에서의 比重이 계속 減少하고 있기 때문이다.

〈表 5〉 銀行·非銀行間 受信比重 推移

(단위 : %)

	1980末	1981末	1982末	1983.6末
間接金融	78.6	78.2	76.3	75.7
銀 行	45.3	43.8	40.8	39.1
非銀行	33.3	34.4	35.5	36.6
直接金融	21.5	21.8	23.5	24.3
計	100.0	100.0	100.0	100.0

資料 : 韓國銀行

한편 預貸「마진」幅이 작은 데다가 通貨緊縮으로 인한 預金增加勢 鈍化와 第2金融圈으로의 資金流出 때문에 생긴 資金不足을 「콜머니」 등 高利의 借入金으로 補塡할 수밖에 없어 銀行의 競爭力이 상대적으로 弱化되고 있다.

그리고 만일 銀行이 계속하여 長期資金運用을 短期性 預金에 과도하게 依存할 경우에는 銀行 經營自體의 不安定性 增大로 競爭力이 弱化될 것임은 물론이다.

세번째는 供給된 資金이 非生產的 部門으로 漏出되어 資源配分의 國民經濟的 效率性이 低下될 염려가 있는 점이다.

낮은 金利 때문에 資金의 假需要까지 發生하게 되고 世界景氣가 계속적으로 불투명하자 企業들은 장래 生產을 위한 設備投資보다 不動產 取得이나 당장 利益이 보이는 建設部門에 投資하는 경향이 나타나고 있다.

最近 大企業들의 不動產 取得이나 不要不急한 社屋新築, 有價證券買入 및 企業引受 및 放漫한 資金管理가 그 例라고 할 수 있다.

그 결과 建設業, 서비스業 및 耐久消費財를 中心으로 한 일부 內需部門에는 景氣過熱의 機微까지 보이는 등 部門間 不均衡成長이 深化되고 있다(表 6 參照).

〈表 6〉 部門間 成長 推移

(實質增加率, %)

	1982	1983.1~4	1977~78平均
製造業生產	5.0	14.1	17.5
輸 出	0.5	7.8	18.9
內 需	7.8	21.0	16.5

資料 : 韓國銀行

네번째는 政府의 通貨緊縮政策이 더욱 강화됨과 동시에 低金利政策을 유지하게 됨에 따라 資金의 超過需要가 더욱 커지게 되었고 經濟的 弱者인 中小企業, 庶民 등의 金融梗塞은 더욱 加重됨으로 인하여 非正常 金融去來가 盛行하게 된 사실이다.

예컨대 僞裝私債나 債券市場의 變則運用(完賣債 등)이 성행되고 또 拘束性 預金强要 등에 따라 金融去來秩序가 교란되어 企業의 實質借入金利가 높아져 오히려 實質金融負擔은 增大하게 된다[9].

끝으로 國際收支의 赤字가 擴大되는 문제이다.

우리 經濟의 높은 海外依存度를 감안할 때 國內景氣回復加速化에 따른 消費增加가 輸入增大로 나타날 가능성이 있어 현재와 같이 內需爲主의 成長패턴과 非生產的인 部門으로의 資源配分이 계속될 경우 國際收支管理가 어려울 것이다.

9) 예를 들면 完賣債의 경우 企業體資金調達코스트는 保證料(年 1%), 有價證券貸與料(年 1.825%), 完賣利率(年 15.5%~17.0%) 합하여 年 18.325%~19.825%가 됨.

더우기 國內金利가 海外金利보다 낮아 國內資金의 海外流出可能性이 存在하고 企業은 될 수 있는 대로 國內借入에 의하여 元利金을 償還하려고 할 것이기 때문에 國際收支 事情이 더욱 惡化될 염려가 있는 것이다.

2. 資金 흐름의 歪曲原因

그러면 이와 같은 金融市場의 資金이 全體經濟의 입장에서 볼 때 바람직하지 않은 方向

〈表 7〉 公金利와 市場實勢間의 隔差推移

(단위 : 年率, %)

	1981. 10	1981. 12	1982. 6	1982. 12	1983. 1	1983. 2	1983. 3	1983. 4	1983. 5	1983. 6	1983. 7
A. 銀行 定期 預金 金利 (1年)	19.5	17.3	12.3	8.0	8.0	8.0	8.0	8.0	8.0	8.0	8.0
B. 國公債收益率	25.6	25.0	16.1	16.0	14.7	14.7	13.9	13.6	13.4	13.3	13.1
C. 會社債收益率	26.7	26.9	16.3	15.9	15.1	15.0	14.5	14.0	13.9	13.9	13.9
D. 私債金利(A級)	35.4	35.4	33.1	21.0	18.0	18.0	18.0	18.0	18.0	18.0	18.0
隔 差(%)											
E. 定期預金과 國公債收益率 (B－A)	6.1 (31.3)	7.7 (44.5)	3.8 (30.9)	8.0 (100.0)	6.7 (83.8)	6.7 (83.8)	5.9 (73.8)	5.6 (70.0)	5.4 (67.5)	5.3 (66.3)	5.1 (63.8)
F. 定期預金과 會社債收益率 (C－A)	7.2 (36.9)	9.6 (55.5)	4.0 (32.5)	7.9 (98.8)	7.1 (88.8)	7.0 (87.5)	6.5 (81.3)	6.0 (75.0)	5.9 (73.8)	5.9 (73.8)	5.9 (73.8)
G. 定期預金과 私債金利(D－A)	15.9 (81.5)	18.1 (104.6)	20.8 (169.1)	13.0 (162.5)	10.0 (125.0)	10.0 (125.0)	10.1 (125.0)	10.0 (125.0)	10.0 (125.0)	10.0 (125.0)	10.0 (125.0)

註 : (　) 안은 相對的 金利隔差 比率.
資料 : 韓國銀行

〈表 8〉 金融資產의 收益率 比較[1)]

(단위 : 年率, %)

期 間	金 融 資 產	金 利	收 益 率[2)]
1年 以上	銀行定期預金 (1年)	8.0	8.30
	會 社 債 (保證, 3年)	11.0	12.87
	投信受益證券 (長期)	9.0	13.40
3個月 以內	銀行定期預金 (3個月)	7.6	7.89
	貯 蓄 預 金	8.0	8.24
	商業어음賣出 (60日)	9.0	9.35
	短資自己어음 (60日)	8.0	8.27
	擔保附어음 (60日)	9.0	9.35
	C P (91日)	14.0	15.32
	投信受益證券 (短期)	7.0	10.90
	Call 資 金	11.2	11.20
超 短 期	銀行普通預金	1.8	1.80
	短資自己어음 (1～ 7日)	3.5	3.56
	短資自己어음 (8～29일)	7.0	7.245

註 : 1) 1983年 6月 30日 현재.
2) 稅前 收益率
資料 : 韓國投資信託 調査部, 韓國銀行 貯蓄部

으로 흐르고 있는 근본적인 原因은 무엇인가?

이에 대한 原因分析은 보는 각도에 따라 다를 수도 있겠으나 金融面에서 金利라는 政策變數와의 關聯에 限定해서 살펴 보면 다음 세 가지로 요약할 수 있다.

첫째, 不合理한 銀行의 長·短期金利構造體系이다. 正常的인 金利體系下에서는 資金의 貸借期間이 길어질수록 金利는 높고 또 貸借期間이 같더라도 借主의 信用度가 낮을수록 金利는 높아진다.

通常 長期金利가 短期金利보다 높은 것은 長期金利에는 長期間에 걸쳐 流動性을 희생시키는 데 대한 危險「프레미엄」이 포함되어 있기 때문이다[10].

둘째, 1981年 11月 以後 여러 차례에 걸친 金利引下로 銀行의 公金利와 市場實勢金利水準間의 乖離幅이 擴大되어 金利規制를 받는 制度金融圈으로의 資金流入이 상대적으로 부진하게 된 점을 들 수 있다(表 7 參照).

현재 우리 金利體系는 다른 나라와 比較해 볼 때 流動性利益(liquidity premium)이 지나치게 낮은 수준을 유지하고 있어 長期預金의 誘引이 약하고 預金의 短期流動化傾向을 초래하고 있는 實情이다.

그리고 短資會社등 非銀行金融機關의 金融資產에 대한 金利가 銀行의 定期預金의 경우보다 훨씬 有利하여 銀行預金의 競爭力이 크게 惡化되고 있다(表 8 參照).

세째, 과거에는 金融資產이 流動性과 安定性이라는 價値基準을 中心으로 運用되는 경향이 있었으나 最近에는 物價의 安定이 지속되자 收益性을 더욱 重視하게 된 점을 지적할 수 있다.

특히 短資 등 非銀行들의 金融資產이 보다 多樣化하고 이들의 資金調達能力이 銀行보다 높아 資金이 第1金融圈에서 第2金融圈으로 流入되고 있다.

〈表 9〉 流動性利益의 國際比較

(단위 : 年率, %)

		韓 國	日 本	臺 灣
預金	定期預金			
	A. 3 個 月	7.6	3.75	7.0
	B. 1 年	8.0	5.75	8.5
	C. 2 年	8.0	6.00	8.75
	(B−A)/A(%)	5.3	53.3	21.4
	(C−B)/B(%)	0.0	4.3	2.9
貸出	D. 短期貸出	10.0	6.0	8.5~10.25
	E. 中長期貸出		7.2[2]	9.0~11.0
	(E−D)/D(%)	0.0	20.0	5.9~29.4

註 : 1) 1983年 3月 15日 현재.
2) 都市銀行의 平均約定金利(1982年 11月中)
資料 : 韓國銀行

3. 適正金利水準의 摸索과 金利政策의 方向

가. 當面 經濟課題와 金利政策

지금 우리 經濟는 그동안 數年間에 걸친 景氣不況을 벗어나고 있을 뿐만 아니라 類例없는 低物價水準을 유지하여 安定基盤을 다져가고 있다.

그러나 原資材의 海外依存度가 높은 우리 經濟體質을 考慮할 때 海外 景氣回復에 따른 原資材 價格의 上昇으로 인한 物價不安要因이 여전히 潛在하고 있는 것도 사실이기 때문에 모처럼 다져진 物價安定을 持續的으로 定着시

10) 이와 같이 靜態的으로 보지 않고 景氣變動 내지 金融의 繁閑狀態에 따라 動態的으로 관찰하면 短期金利와 長期金利는 各各 長·短期市場에서 獨自的으로 움직이기 때문에 항상 長期金利가 短期金利보다 높다는 관계가 유지된다고는 할 수 없음.

켜 安定成長을 達成하는 것이 우리 經濟의 最大 當面課題라고 하겠다.

최근에는 經濟構造나 金融環境이 급격하게 變化함에 따라 市場經濟原理 및 競爭原理를 重視하려는 政策, 특히 金融의 自由化가 강조되고 있으며 그 중에서도 金利自由化에 의한 資源의 合理的 配分이 그 어느 때보다도 强力하게 要請되고 있다.

그러나 金利政策도 全體 巨視經濟政策의 한 手段에 불과하므로 金利의 自由化도 短期的으로는 物價安定의 定着, 金融資金의 效率的 配分과 國際收支 改善이라는 우리 經濟의 當面課題와 相互調和되는 범위내에서 推進되어야 妥當性이 인정될 것이다.

나. 均衡金利와 適正金利水準問題

그러면 現在의 公金利 水準이 資金의 需給을 원활히 調節할 수 있는 정도의 適正水準인가를 檢討하기 위하여 均衡金利 水準을 試算해 보기로 한다[11].

均衡金利(equilibrium interest rate)를 資金需給의 均衡이 이루어지는 水準의 長期的 意味의 金利라고 한다면 適正金利水準은 金融市場間의 補完 또는 代替關係라든가 또는 通貨當局의 政策意志가 담긴 適正 流動性規模의 크기 등 현재의 金融 및 經濟與件이 감안된 均衡金利水準에 接近하는 短期的 意味의 金利水準이라고 말할 수 있다.

그러나 正確한 均衡金利 水準을 把握한다는 것은 사실상 不可能하다. 왜냐하면 한 나라의 金融市場은 일반적으로 資金의 源泉 및 性質, 用途와 信用度 등에 따라 金利가 다를 뿐만 아니라 현실적으로 政府가 資金需給에 대하여 여러 가지 規制를 하고 있기 때문이다.

이러한 理由 때문에 均衡金利水準을 測定하고자 하는 경우에는 資本의 限界生產力을 利用하는 方法이나 Von Neumann-Solow Model에 의한 方法 또는 經濟成長率이나 企業利潤率[12] 등의 間接的인 指標를 利用하여 推定하는 것이 보통이다.

그러면 여기서는 몇 개의 間接的인 指標를 利用하여 均衡金利를 구해 보고자 한다.

먼저 資本의 限界生產力을 間接指標로 使用하여 均衡金利를 구하는 方法에 의하면 資本의 限界生產力은 Cobb-Douglas 生產函數를 利用하여 구한다.

즉, Cobb-Douglas 生產函數에서 所得의 資本分配率은 資本係數의 逆數에 곱하면 資本의 限界生產力이 구해진다. 그 式은 아래와 같다.

$$Y = A \cdot K^{\alpha} \cdot L^{\beta}$$

$$\frac{\partial Y}{\partial K} = A \cdot L^{\beta} \cdot \alpha \cdot K^{\alpha-1} = \frac{A \cdot L^{\beta} \cdot \alpha \cdot K^{\alpha}}{K}$$

$$= \frac{\alpha \cdot AK^{\alpha} \cdot L^{\beta}}{K} = \alpha \cdot \frac{Y}{K}$$

Y : 國民總生產　　K : 資本量

L : 投入勞動量　　$\frac{K}{Y}$: 資本係數

α : 國民所得中 資本分配率

β : 國民所得中 勞動分配率

여기서 完全競爭과 企業의 利潤極大化條件이 充足된다고 가정하면 α와 β는 各各 產出

11) 均衡金利는 貨幣的 側面과 實物的 側面의 兩面에서 접근해야 하나 현재 유통되고 있는 金融資產의 收益率을 貨幣的 要因의 하나의 기준이 된다고 보고 여기서는 實物的 接近方法에 의하여 試算해 보기로 함.

12) 企業利益率은 企業의 金利負擔能力을 表示하는 것으로서 資金需要側面에서 企業利益率이 金融機關與信利率의 上限이 될 수 있다는 前提下에 과거 企業利益率의 平均値가 均衡利子率指標의 하나로 종종 利用됨.

〈表 10〉 資本의 限界生產性

	資本스톡[1] (K : 10億원)	國民總生產[1] (Y : 10億원)	Y/K	$\alpha\frac{Y}{K}$ [2]
1965	10,028	5,338	0.532	0.192
1966	11,459	5,994	0.523	0.188
1967	13,138	6,405	0.488	0.176
1968	16,026	7,125	0.446	0.161
1969	17,877	8,071	0.451	0.162
1970	20,766	8,714	0.420	0.151
1971	23,275	9,523	0.409	0.147
1972	26,829	10,073	0.375	0.135
1973	31,543	11,589	0.367	0.132
1974	36,650	12,514	0.341	0.123
1975	42,032	13,415	0.319	0.115
1976	48,618	15,434	0.317	0.114
1977	56,881	17,021	0.299	0.108
1978[3]	63,096	19,003	0.301	0.108
1979	69,277	20,202	0.292	0.105
1980	75,255	18,951	0.252	0.091
1981	80,851	20,179	0.250	0.090
1982	87,108	21,230	0.244	0.088

註 : 1) 總資本스톡과 1977年 不變價格임(純資本스톡을 사용하여야 하나 資料不充分으로 總資本概念을 사용).
2) α는 資本에 대한 產出量 彈力性으로 0.36임.
3) 1978年 以後 資本스톡의 推計는 國內固定資本形成을 每年 合하여 計算함.

資料 : 朱鶴中外, 『1960~77年 韓國產業資本스톡推計』, 韓國開發硏究院, 1982. 7.
韓國銀行, 『韓國의 國民所得』, 1982.
韓國銀行, 「韓國의 潛在的 GNP推定」, 『調査月報』, 1977. 10.

〈表 11〉 均衡金利水準試算

(p=豫測値)

	資本의 限界生產性 (1)	Von Neumann-Solow Model (2)	實質成長率 (3)	實質金利 (I) $\frac{(1+2+3)}{3}$	GNP Deflator 上昇率 (II)	期待GNP[2] Deflator 上昇率 (III)	均衡金利 (I+II)	期待均衡金利 (I+III)
1973	13.2	25.5	14.9	17.9	13.2	13.6	31.1	(31.5)
1974	12.3	16.0	8.0	12.1	29.6	19.5	41.7	(31.6)
1975	11.5	14.5	7.1	11.0	24.7	22.5	35.7	(33.5)
1976	11.4	24.3	15.1	16.9	17.7	24.0	34.6	(40.9)
1977	10.8	14.9	10.3	12.0	16.3	19.6	28.3	(31.6)
1978	10.8	14.9	11.6	12.4	20.6	18.2	33.0	(30.6)
1979	10.5	8.2	6.4	8.4	19.3	18.7	27.7	(27.1)
1980	9.1	—	△ 6.2	9.1	25.8	21.9	34.9	(31.0)
1981	9.0	9.8	5.4	8.1	16.2	20.4	24.3	(28.5)
1982[p]	8.8	9.8	6.4	8.3	7.7	16.6	16.0	(24.9)
1983[p]	8.8	10.2	7.5	8.8	5.0	9.6	13.8	(18.4)

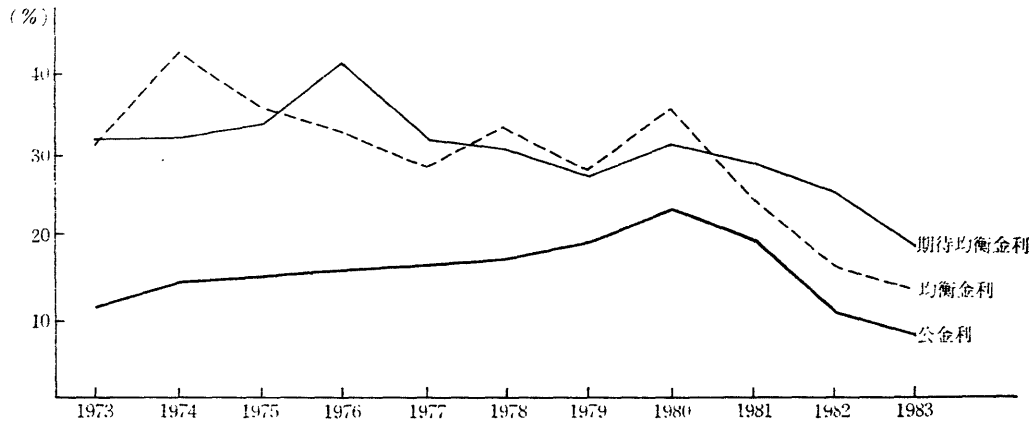
註 : 1) $P=G/\frac{S}{D}$, 但 P : 均衡實質金利, G : 實質成長率, g : 國民貯蓄率, D : 國民所得中 利潤分配率

$$\left[1-\frac{(\text{被傭者報酬}+\text{農業所得})}{\text{國民所得}}\right]$$

2) 當該年度와 과거 2年間 GNP Deflator 上昇率을 平均한 數値임.

資料 : 韓國銀行, 『調査統計月報』, 各號.
韓國產業銀行, 『財務分析』, 1982.

〔圖 1〕 均衡金利水準



量의 資本 및 勞動에 대한 分配率이 되는 바 韓國銀行[13]이 J.R. Artus[14]의 方法에 의하여 算出한 結果를 보면 $\hat{\alpha}=0.36$, $\hat{\beta}=0.64$ 이다.

여기서 얻은 資本分配率($\hat{\alpha}=0.36$)을 利用하여 金利수준을 求한 것이 〈表 10〉의 結果이다.

다음에는 Von Neumann-Solow Model을 利用하는 方法을 보기로 한다.

Chakravarty는 Von Neumann과 Solow의 成長模型을 이용하여 金利의 潛在價格(the shadow rate of interest)을 推定하였는데 이 方法은 資本家와 賃金所得者가 각각 自己所得의 一定比率을 저축한다는 假定을 前提로 하고 있다.

그 算式은 다음과 같다[15].

$$\rho=\frac{g}{\delta_R+\frac{1-D}{D}\delta_\omega}$$

$$=\frac{g}{\frac{D\delta_R+(1-D)\delta_\omega}{D}}$$

$$=\frac{g}{S/D}$$

ρ : 均衡利子率

g : 實質成長率

δ_R : 資本所得者의 貯蓄率

δ_ω : 賃金所得者의 貯蓄率

D : 總所得中 資本分配分

S : $D\delta_R+(1-D)\delta_\omega$ 加重平均貯蓄率

여기서 $\delta_R=1$, $\delta_\omega=0$으로 假定하면 $\rho=g$로서 Von Neumann의 Turnpike 理論과 同一한 結果를 가져오게 된다.

이 方法에 의할 경우 國內貯蓄率이 높아지면 金利는 낮아지게 되므로, 經濟가 安定됨에

13) 韓國銀行, 「우리나라의 潛在的 GNP 推定」, 『調査月報』, 1977. 10, pp. 30~41.

14) J.R. Artus, "Measurement of Potential Output in Manufacturing for Eight Industrial Countries, 1955~78", *IMF Staff Papers*, March 1977.
K.J. Arrow, H.B. Chenery, B.S. Minhas, and R. M. Solow, "Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency," *Riview of Economics and Statistics*, Vol.43, No.3 (August 1961), pp. 225-250.

15) S. Chakravarty, "The Use of Shadow Prices in Programme Education" in *Capital Formation and Economic Development* ed. by P.N. Rosenstein-Rodan, London: George Allen & Unwin Ltd., pp. 57-63, 1964.

16) P.A. Samuelson, "A Turnpike Refutation of the Golden Rule", in K. Shell ed., *Essays on the Theory of Optimal Economic Growth*, Cambridge: MIT Press, 1967.

따라 國內貯蓄率이 점점 增加하면 우리나라의 金利水準도 다른 선진국처럼 長期的으로는 下向安定될 것이다.

위의 여러가지 方法을 이용하여 試算한 均衡金利水準은 대체로 約 13% 水準에 있다고 推定된다(表 11, 圖 1 參照). 現在의 公金利水準을 위에서 試算한 均衡金利水準과 비교하여 볼 때 큰 乖離를 나타내고 있음을 알 수 있다[17].

한편 適正金利를 현재의 金融·通貨與件이 감안된 槪念이라고 規定한다면 適正金利水準의 問題는 全體巨視經濟的인 틀(frame work) 속에서 檢討되어야 할 것이다.

우리나라의 경우 지금까지 通貨論的 傾向이 강하여 金融通貨政策運用은 金利보다 通貨量規制를 一次的인 目標로 하고 있고 適正金利는 適正通貨量의 函數라고도 할 수 있기 때문에 그 適正水準은 현재의 流動性規模와의 관계에서 摸索하는 것이 合理的이라고 생각된다.

여기서 適正通貨增加率을 政策當局의 目標通貨增加率과 같다고 보고 현재의 通貨增加率이 目標値보다 커서 앞으로 通貨量을 더 줄여야 한다고 假定한다면 適正金利水準은 현재보다 더 上方向으로 移轉되어야 할 것이다.

適正金利水準이 決定되는 「메카니즘」을 이론적 模型을 設定하여 살펴보면 適正基準公金利(i^*)算定式은 현재의 通貨增加率과 內外金利差의 變動을 反映시키는 形態를 취하는 것이 바람직하다.

그 하나의 例示的 모델을 設定하여 보면,

$$i^*=E(i_j-\sigma_j)\beta+\Delta(i_f-i)\gamma$$

$$\beta=\beta(\dot{M}/\dot{M}^*) \qquad \beta'>0$$

$\gamma=\gamma$(國際收支事情, 內外金利差變動方向 등)

$0<\alpha<1$

의 관계가 성립한다[18].

E, Δ : 각각 期待値(平均値), 比較時點과의 差異

i^*, i : 각각 適正 및 實際基準金利

i_j : 市場金利 j(國公債, 會社債, CP, 私債 등)

σ_j : 基準金利와 비교한 市場金利 j의 risk premium

β : 適正通貨增加率을 달성하기 위한 基準金利調整係數

$\dot{M}, \dot{M}^*$: 각각 實際 및 適正(目標)通貨增加率

i_f : 海外借入「코스트」(換「리스크」 포함)

γ : 內外金利差의 變動에 따른 國內基準金利 調整係數

σ_j는 債券, CP 市場 등의 規模가 확대되고 內實이 다져짐에 따라 長期的으로 下落하는 趨勢를 보일 것이고 $E(i_j-\sigma_j)$는 각종 市場金利水準과 正常的인 金利體系를 감안한 基準金利水準(예컨대 銀行一般貸出金利)이 될 것이다.

17) 과거의 物價水準을 감안한 상대적 均衡金利와 比較할 경우 그 隔差幅은 더욱 큼. 그러나 계속되는 低物價가 定着되어 감에 따라 均衡金利와 期待均衡金利가 接近되고 있음. 물론 위에서 試算한 推定値는 여러가지 假定(① 定全競爭 ② 規模의 收益不變 ③ 一定한 貯蓄率 ④ 封鎖經濟 등)을 전제로 추정한 것이므로 一定한 限界가 있음.

18) 여기서 현재의 通貨供給量이 適正通貨量과 一致하여 $\beta=1$이 되고 海外部門과 國內部門間에 segmentation 되어 基準金利에 대한 內外金利差의 영향을 無視하는 것으로 假定한 경우, 1981. 6~1983. 7까지의 會社債, CP, 國民投資債券 등 3個의 金融資產을 利用하여 $E(i_j-\sigma_j)$ β를 구해본 즉, 預金銀行의 平均貸出金利보다 대략 2%「포인트」 정도 높은 것으로 나타났음.

$E(i_f-\sigma_j)$에 β를 곱한 것은 實際通貨增加率이 適正(目標)增加率보다 높을 경우 基準金利를 引上하여 流動性供給을 縮小하려는 것이다.

또한 $\Delta(i_f-i)\gamma$는 內外金利(借入코스트) 差가 變動할 경우 이를 基準金利에 감안해 주려는 것이다.

예컨대 國際金利가 크게 상승하여 海外借入需要가 國內借入需要로 轉換되어(短期貿易信用등의 減少) 外換事情에 壓迫을 가할 경우 國內基準金利에 國際金利上昇分의 일부분(γ : γ는 國際收支 및 外換事情如何에 따라 달라질 것임)을 반영하여 이같은 現象을 완화해 주기 위한 것이다.

특히 經濟가 開放될수록 國際金利를 감안해서 適正金利水準이 決定되어야 한다.

公金利水準이 物價上昇率(期待인플레率 감안)이나 國際金利보다 下廻하는 경우에는 資金의 超過需要가 격심하게 커지고 金融市場의 二重構造를 形成하게 되어 資金의 效率的인 配分이 沮害된다.

예컨대 國際收支(B)의 均衡은 輸出(X)이 輸入(M) 및 海外投資(F)의 合과 一致하는 데에서 이루어진다면

$$B=X-M-F$$
$$=X(p,e)-M(Y,p,e)-F(\gamma)$$

p : 物價, e : 換率, Y : 所得, γ : 金利

로 표시되며[19] 海外投資(또는 外資導入)는 利子率의 함수인 까닭에 國內金利가 國際金利보다 낮으면 外資導入이 아니라 海外에 投資를 하는 것이 原則인데 外資導入에 의존해야 하는 현재와 같은 우리의 事情에서 國內金利가 國際金利보다 낮기 때문에 國際收支上 더 어려움을 겪게 된다.

19) W.H. Branson, *Macroeconomic Theory and Policy*, New York: Harper and Row, 1979, p. 318 參照.

다. 政 策 方 向

지금까지의 檢討結果를 살펴볼 때 앞으로 우리의 金利政策方向은 短期的으로는 公金利水準을 될 수 있는대로 適正金利水準에 接近시킴으로써 制度金融圈에로의 資金動員을 극대화하여 좀더 資金의 效率的 配分을 圖謀하고, 또한 지나치게 획일화된 金利體系에 流動性利益을 감안하여 改善함이 필요하다. 한편 長期的으로는 投資의 效率性을 높이고 金融政策의 有效性을 提高할 수 있도록 通貨金融政策의 第1次的 規制目標는 通貨量에 두되 金利는 伸縮的으로 움직이게 하는 金利의 自由化를 積極 推進하여야 한다.

그러나 이와 같이 市場實勢에 접근하는 金利의 現實化가 필요하다고 하더라도 物價安定의 定着이라는 우리 經濟의 最大 當面課題와 관련하여 생각할 때 市場金利 및 國際金利의 下落趨勢, 景氣回復勢의 全經濟部門으로의 擴散未洽 등의 經濟與件을 감안하면 당장 全般的인 金利의 引上調整은 바람직하지 않다고 생각된다. 왜냐하면 金利를 다시 引上하면 金利政策에 대한 國民의 信賴感損傷으로 高金利, 「인플레」心理再燃可能性이 있고 또 계속적인 物價安定으로 지금은 投資, 貯蓄者들의 예상「인플레」율이 크게 下落하였으며 앞으로 더욱 下落될 것으로 展望되기 때문이다.

따라서 金利構造를 調整하는 경우 長期預金을 優待하는 式의 部分的인 金利引上이 要請된다.

그리고 金利構造를 改善하는 경우 그 政策

方向은 우선 長·短期 金利間의 適正期間構造(term structure)를 확립하도록 하여야 한다.

그것은 앞에서 지적한 바와 같이 非合理的인 金利構造는 銀行預金을 短期待機性化함으로써 潛在的 投機資金化할 우려가 있기 때문이다. 특히 景氣回復期에 緊縮基調가 堅持되고 있는 상황에서 金利政策을 硬直的으로 運用하는 것은 貯蓄動員不振, 資金配分의 歪曲, 私金融擴大의 가능성을 유발하여 金融發展을 沮害하는 原因이 된다.

適正流動性利益(liquidity premium)[20]을 保障하여 銀行預金의 流動化를 방지하려면 長期預金(例 : 2年 以上의 定期預金) 金利를 相當幅引上하고 企業의 信用度 및 借入期間에 따른 差等金利의 適用을 통해서 銀行貸出金利를 合理的으로 調整해야 한다.

Ⅳ. 金利自由化 問題

1. 金利自由化의 意義

본래 金融自由化는 市場의 價格機構와 自由로운 競爭原理를 尊重하여 效率的인 金融仲介機能을 提高하기 위한 것이므로 資金의 價格機能인 金利의 自由化가 그 核心課題라고 할 수 있다.

金利自由化는 金利決定의 自律化와 金利變更의 彈力化를 포함하는 槪念이다. 金利의 自律化와 彈力化를 인정한다는 것은 金利를 政策當局이 인위적으로 決定하거나 또는 一定水準에 非伸縮的으로 고정시키는 것이 아니고 金融市場에서 金融機關이 자유로이 金利를 決定하고 또한 資金需給事情에 따라 그때 그때 伸縮的으로 變動시키는 것을 뜻한다.

따라서 通貨當局의 전통적인 金融政策手段을 통해 市場實勢金利의 水準에 間接的으로 영향을 미치는 必要性은 金利自由化를 政策運用의 基調로 하는 것과는 相衝되는 것이 아님은 물론이다.

우리나라 金融機關의 金利는 金融通貨運營委員會에서 정한 最高利率에 따라 規制 받고 있으나 短資會社, 投資信託會社, 相互信用金庫會社 등 非通貨金融機關은 각 特別法에 의하여 財務部長官의 承認을 받아 決定토록 되어 있으며 지금까지는 經濟成長이라는 當面課題에 力點을 두었기 때문에 人爲的이고 硬直的인 金利政策을 취하여 資金에 대한 需要와 供給을 均衡시켜 주는 이른바 均衡金利와는 乖離를 가져 온 것이 事實이었다.

전술한 바와 같이 戰略的인 實物經濟의 成長支援을 위하여 金利의 價格機能을 無視한 지금까지의 우리나라의 金利政策은 도리어 投資의 效率을 低下시키는 결과를 초래하였다.

그러므로 經濟의 모든 部門의 效率性을 提高하고 金融의 自由化, 開放化를 도모하려는 政策基調에 맞추어 金利를 단계적으로 自由化하여 資金市場의 超過需要를 진정시키고 金融機關은 企業信用을 바탕으로 資金을 配分하여 投資效率을 높이도록 하는 政策轉換이 무엇보다 緊要하다.

---

20) 金利構造에 대해서는 segmented market approach, expectation approach, liquity premium approach 등이 있으나, 우리나라에 있어서는 期間과 信用에 의한 liquidity premium 接近方法이 妥當하다고 생각됨.
黑田晃生, 『日本の金利構造』, 東洋經濟新聞社, 1982 參照.

2. 金利自由化의 前提條件

그동안 政府의 經濟成長優先政策 때문에 이러한 政策을 遂行하는 過程에서 우리나라 企業은 만성적인 資金의 超過需要를 초래하고 過多한 銀行借入으로 다른 나라와 비교할 때 負債比率이 커서 金融費用의 負擔이 過大할 수밖에 없었다(表 12 參照).

이와 같이 企業의 負債比率이 높은 경우, 만일 金利를 市場의 價格機能에 의하여 決定되도록 한다면 均衡金利가 높아서 많은 企業은 過重한 金融費用負擔으로 倒產할 염려가 있을 뿐만 아니라 新規投資도 곤란하여 成長을 沮害할 것이다. 그러므로 企業의 過重한 負債比率이 金利를 自律化하는 데 現實的인 制約이 된다. 다시 말하면 우리나라의 金融市場은 지난 20여년 동안 硬直的인 金融政策의 運用으로 말미암아 派生된 여러 가지 副作用과 問題點들이 아직 累積되어 있어 金利의 完全自律化를 推進하는 경우에 예상되는 經濟에 미치는 충격을 勘案할 때 一定한 限界와 制約이 있다.

그 制約要因들은 첫째, 政府의 統制下에 있었던 機關들이 民營化되었어도 아직 自律的 經營의 경험과 金融技法을 충분히 축적하지 못하였고, 둘째, 金融投資家들도 自律的으로 決定되는 金利體系에 익숙하여 있지 못할 뿐만 아니라, 세째, 資金需要者인 企業도 自己資本蓄積이 부족하고 他人資本依存度가 높다는 점, 네째, 現在의 經濟 및 金融狀況에서는 만성적인 超過資金需要가 계속되고 있다는 점들이라고 하겠다.

通貨金融政策을 遂行하는 경우에 通貨量을 政策目標로 하고 金利를 自由化하거나 또는 金利를 政策目標로 삼고 이를 위해 通貨量을 調節하거나 그 어느 것이든 金融市場에서 資金需給의 均衡을 유지하면서 間接的으로 調節하는 것이기 때문에 이러한 資金需給調節方式이 可能하려면 企業의 資金調達方式이 全般的으로 改善되고 金融仲介機能이 크게 向上될 것이 그 前提條件이 된다고 하겠다.

3. 金利自由化의 方向

金融自由化는 그 自體가 目的이 아니라 金融制度나 金融運用의 效率을 높이려는 것이기 때문에[21] 우리나라 銀行의 自律的 運營의 經

〈表 12〉 企業의 經營指標比率

		韓國			美國	西獨	日本	臺灣
		1980	1981	1982	1981	1980	1981	1981
財務構造	負債比率	487.9	451.5	385.8	104.9	213.8	342.0	175.5
	借入金依存度	49.3	49.4	45.9	29.8	—	33.8	36.3
	自己資本比率	17.0	18.1	20.6	48.8	31.8	20.9	36.3
收益率	賣出額經常利益率	△ 0.2	0.01	0.9	4.7	—	3.2	2.3
	總資本經常利益率	△ 0.2	0.02	0.1	10.7	1.7	4.5	3.2
	金融費用賣出額	7.4	8.0	6.6	—	—	3.0	5.5

21) 日本金融制度調査會, 『金融自由化の現狀と今後のあり方』, 1983. 4.

驗이 충분히 蓄積되지 못하고 貨幣市場과 資本市場에 있어서 競爭原理가 定着되지 못한 現在와 같은 與件下에서는 金利의 完全自由化는 도리어 金融秩序의 混亂을 招來할 우려가 있음은 전술한 바와 같다. 따라서 金利의 自由化는 實勢金利에 接近될 수 있는 부문부터 漸進的이고 단계적으로 推進되어야 할 것이다. 그런 의미에서 金利自律化의 첫 단계는 短期金融市場의 金利부터 우선적으로 이루어져야 한다. 왜냐하면 短期金融市場은 實物經濟와 金融部門을 연결시켜 주는 一次的인 經路이며 金融市場中에서 資金의 需給과 景氣의 變化에 가장 민감한 영향을 받기 때문이다. 金利의 自律化가 보장되어 있는 나라에서는 長期金利가 未來에 대한 豫想을 근거로 해서 形成되는 까닭에 投資者의 豫想이 크게 變化하지 않는 한 市場資金狀況에 따라 크게 變動되지 않으나 短期金利는 그때그때의 市場의 資金事情을 민감하게 反映하여 變動된다. 다만 長·短期市場間에 金利의 裁定去來가 이루어지고 있기 때문에 長期金利와 短期金利는 같은 方向으로 變動하는 경향이 있다고 하겠으며 景氣局面이나 金融의 變化에 따른 長期金利의 變動速度는 短期金利의 그것에 비해 늦다고 하겠다.

그리고 實勢金利는 豫想物價上昇率, 豫想利潤率, 國際金利 등에 의하여 一定한 限界를 갖게 되며 短期的으로는 여기에 景氣, 資金需給事情이 反映된다.

金利를 自由化할 수 있는 것은 市場實勢金利趨勢가 下降期일 때가 上昇期 때보다 더욱 適期라고 생각된다. 그것은 物價安定이 계속되면 投資 및 貯蓄者들이 「인플레」心理가 크게 後退하여 金利의 自律化幅이 擴大되더라도 金利의 大幅的인 上昇은 없을 것이기 때문이다.

金利는 金融資産의 安定性, 流動性에 따라 差等을 두어야 할 뿐만 아니라 去來單位의 크기에 따라서도 單位當 業務取扱費用의 差異 때문에 金利에 隔差를 두는 것이 妥當하다.

좀더 具體的으로 金利自由化의 推進方向을 살펴보면 그 推進時期는 持續的인 物價安定으로 國民들의 인플레期待心理가 拂拭되고 規制金利와 市場金利間의 隔差가 상당폭까지 縮小될 경우에 實施하는 것이 바람직하다.

現在의 經濟與件에 비추어 볼 때 今年 下半期 後半부터 金利自由化를 추진하는 것이 좋다고 본다.

그 理由는 2年 以上에 걸친 劃期的인 物價安定으로 「인플레」期待心理가 下向趨勢에 있고 한편 83年부터 本格的인 景氣回復이 시작되어 84年에는 輸出擴大 등으로 景氣上昇이 擴散될 것으로 期待되는 바 경우에 따라서는 다소 높은 金利를 통한 流動性 調節도 필요할 것으로 展望되기 때문이다.

그러면 金利自由化는 어떤 順序에 의하여 段階的으로 실시하는 것이 좋을까.

先進國의 경우 金利自由化의 推進은 보통 金融市場의 參與者가 상대적으로 가장 合理的인 思考에 의하여 金融行爲를 決定하는 金融機關間의 金融去來에서부터 시작한다. 그와 동시에 金利自由化 推進과정에서 예상되는 資金의 급격한 移替現象을 방지할 措置를 사전에 강구한다.

이러한 先進國들의 事例와 金融의 根本原理를 참작할 때 다음과 같은 一般原則을 생각할 수 있다.

첫째, 市場金利와 가장 相關度가 높은 金利

부터 自由化한다.

둘째, 市場參加者가 制限된 金利부터 自由化한다.

세째, 위의 順序에 따라 自由化하되 市場動向을 감안하여 時差를 두어 段階的으로 實施한다.

이러한 原則에 입각하여 金利를 自由化한다면 먼저 短期金融市場의 金利를 다음과 같이 진행하도록 한다.

① 「콜」市場金利를 自由化한다. 이것은 「콜」市場의 參加者인 金融機關들이 상대적으로 市場原理에 입각하여 가장 合理的으로 金融行爲를 할 수 있으므로 金利自由化 初期段階에서 파생될 수도 있는 金融市場의 混亂과 衝擊을 가장 효과적으로 완화시킬 수 있기 때문이다.

② 無擔保企業어음의 金利를 自律化한다. 無擔保企業어음의 金利自律化를 추진하기 전에 먼저 현재의 既存 無擔保企業어음과 CP가 分離되어 있는 것을 統合시키고 金額의 最低單位를 지금의 千萬원보다 增額한다.

한편 少額投資者를 對象으로 하는 短期用收益證券(例, MMF)이나 現金投資計定을 마련하여 少額投資者가 機關投資者를 통하여 無擔保企業어음에 投資하도록 하는 것이 바람직하다.

無擔保企業어음의 最低金額單位를 高額으로 하는 이유는 他金融資產으로부터 급격한 移替를 막고 收益率에만 집착하지 않고 流動性과 安定性 등을 충분히 고려하여 自己判斷에 따라 投資할 수 있는 與件을 造成함으로써 無擔保어음의 金利가 企業의 信用度를 正確히 反映하는 市場金利로 형성되게 하는 것이다.

③ 財政證券, 短期金融機關의 自體發行어음, 銀行金融機關의 短期金融證券인 CD와 商業어음金利를 自由化한다.

이와 같이 短期金融市場에서의 金利를 自由化하되 銀行金利는 物價, 景氣, 國際收支와 國內外 金融市場動向을 감안하여 伸縮的으로 움직일 수 있게 彈力性을 부여하도록 한다.

그 다음 段階로는 기타의 第2金融圈의 金利를 漸進的으로 自律化하며, 끝으로 우리나라 金融產業에 있어서 가장 比重이 큰 銀行圈의 與·受信金利를 自律化하는 것이 바람직하다.

그러나 金利自律化가 이루어지려면 무엇보다 效率的인 通貨管理를 통해 物價安定을 定着하는 것이 가장 필요하다고 하겠다.

V. 結 言

지금까지 우리나라 金利政策에서의 고민은 經濟成長을 지원하기 위한 貯蓄의 증대와 企業의 金融費用負擔 輕減이라는 政策課題를 어떻게 調和시키느냐 하는 것이었다.

그러나 高金利가 곧 과중한 金融費用負擔의 原因이라는 생각은 再考되어야 한다.

근본적으로 따져보면 비록 그 原因이 企業의 負債比率이 過大한 것에 있으나 이러한 財務構造의 脆弱은 低金利政策에 기인한 銀行借入金의 增大에서 야기된 것이기 때문이다.

그러므로 앞으로는 金利라는 價格機能을 살림으로써 投資效率을 높이도록 資源을 合理的으로 配分할 수 있는 金利政策이 요청된다.

그리고 金利水準은 物價上昇率만을 고려해서는 안되고 企業의 生產性, 他金融資產의 收益率, 國際金利 등을 勘案하여 決定해야 한다.

뿐만 아니라 實質金利는 名目金利로부터 物價의 實際上昇率을 除한 것을 의미한다기보다 物價의 豫想上昇率을 控除한 것이라고 볼 때는 奢侈性 消費支出의 激增, 격심한 不動產投機 등 인플레 期待心理를 자극하는 要因이 存在하는 한, 現在의 實質金利는 결코 適正金利水準이라고 볼 수 없을 것이다.

그러나 全體經濟의 當面課題 및 巨視政策의 效果와 조화되는 범위내에서만 部分政策으로서 金利政策의 妥當性이 인정될 수 있을 것이기 때문에 現在의 金利水準이 市場의 均衡水準과 큰 乖離가 있다고 하여 대폭 금리를 조정하는 것은 金利政策에 관한 國民의 信賴感이 상실되고 高金利, 「인플레」期待心理가 만연되어 物價安定이라는 더 重要한 政策效果를 沮害시킬지도 모른다. 따라서 당분간 現行金利水準을 維持하되 어느 정도 資金需要가 줄어든 4/4分期쯤 景氣 및 物價動向을 보아 金利調整을 하는 것이 좋을 것이다.

특히 現在의 不合理한 金利構造로 인하여 全體 金融市場의 資金이 短期化·流動化하는 것을 防止하기 위하여 長·短期 金利間의 適正한 期間構造(term-structure)를 確立하는 것이 緊要하고, 위의 金利調整을 하는 경우 長期貯蓄預金(例 : 期間 2年 이상의 定期預金) 金利를 引上하는 式의 接近方法이 무난할 것이다.

더군다나 第5次 經濟計劃의 國際收支 均衡 및 安定成長의 達成이라는 當面經濟運用課題와 관련하여 생각할 때 그 해결방법은 결국 投資와 貯蓄의 「갭」을 줄이는 政策으로 集約되므로 金利의 價格機能을 살리는 金利의 自由化 推進이 가장 重要한 政策課題라고 하겠으며, 다만 金融與件이 成熟되지 않은 現在 金利의 完全自由化는 金融市場秩序를 混亂시킬 우려가 있으므로 前述한 順序대로 당장 할 수 있는 것부터 곧 實施하는 것이 全體 國民經濟의 效率的 資源配分을 위하여 반드시 필요하다고 하겠다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

閔丙均, 「우리나라 金利論爭의 背景과 理論」, 『經濟發展과 金融產業』, 韓國投資金融株式會社, 1981.

趙 淳, 「金融產業의 長期的 展望」, 『經濟發展과 金融產業』, 韓國投資金融株式會社, 1981.

韓國銀行, 「金利와 民間貯蓄에 관한 小考」, 『調査月報』, 1975. 9.

_____, 「우리나라의 潛在的 GNP 推定」, 『調査月報』, 1977. 10.

山崎硏治, 『現代の金融論』, 中央經濟社, 1978.

日本金融制度調査會, 『金融自由化の現狀と今後のあり方』, 1983. 4.

Arrow, K.J., Chenery, H.B., Minhas, B.S., and Solow, R.M., "Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 43, No.3 (August 1961), pp. 225-250.

Artus, J.R., "Measurement of Potential Output in Manufacturing for Eight Industrial Countries, 1955~78", *IMF Staff Papers*, March 1977.

Böhm-Bawerk, E.v., *Kapital und Kapitalzins*, 1899.

Branson, W.H., *Macroeconomic Theory and Policy*, New York: Harper and Row 1979.

Chakravarty, S., "The Use of Shadow Prices in Programme Education" in *Capital Formation and Economic Development* ed. by P.N. Rosenstein-Rodan, London: George Allen & Unwin Ltd., 1964.

Gide, C. and Kist, G., *A History of Economic Doctrines,* 1948.

Goldsmith, Raymond W., *The Determinants of Financial Structure,* Paris: OECD, 19 66.

Gurley, John G. and Shaw, Edwards., "Financial Structure and Economic Development", *Economic Development and Cultural Change,* Univ. of Chicago, April 1967.

Hicks, J.R., *The Theory of Wages,* New York: St. Martin's Press, 1963.

_____, *Value and Capital: An Inquiry into Some Fundamental Principles of Economic Theory,* Oxford: Clarendon Press, 1946.

Keynes, J.M., *General Theory of Employment, Interest, and Money,* New York: Harcourt, Brace, 1936.

Samuelson, P.A. and Solow, R.M., "A Complete Capital Model Involvin Heterogeneous Capital Goods", *Quarterly Journal of Economics,* Vol.70, November 19 56.

Patrick, Mugh T., "Financial Development and Economic Growth in Underdeveloped Counties," *Economic Development and Cultural Change,* Univ. of Chicago, January 1966.

Van Horne, J.C., *Financial Market Rates and Flow,* Prentice-Hall, Inc., Englewood, Cliffs, N.J., 1978.

韓國의 貯蓄行態 및 展望

南 相 祐
李 德 勳

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序 論
Ⅱ. 貯蓄行態에 대한 硏究事例 檢討
Ⅲ. 國內貯蓄率 決定 模型
Ⅳ. 方程式의 推定 및 貯蓄率「시뮬레이션」結果
Ⅴ. 1982～86年의 國內貯蓄率 豫測
Ⅵ. 結 論

Ⅰ. 序 論

經濟發展에 있어서 貯蓄의 重要性은 自明하다. 貯蓄은 投資의 規模를 決定하고 投資를 통해서만 經濟의 生產能力을 增大시켜갈 수 있기 때문이다. 물론 投資의 量的 規模만이 問題되는 것은 아니고 얼마나 收益性이 큰 事業 혹은 產業에 얼마나 効率的으로 投資하느냐, 또한 旣投資된 資本「스톡」을 충분히 活用하고 있느냐 하는 것도 중요한 課題이다. 그러나 投資의 効率性에 특별한 問題가 없다고 하면 長期的으로 볼 때 投資를 통한 資本「스톡」의 增加는 經濟成長의 주된 源泉이라고 할 수 있다.

우리 經濟는 60年代 初盤 以後 높은 經濟成長 過程에서 投資率은 1次 5個年計劃 期間中의 16.3%에서 4次計劃 期間中에는 30.7%로 增大되었다. 그러나 60年代만 하더라도 우리의 所得水準은 매우 낮은 水準에 머물러서 國內貯蓄動員은 큰 制約이 있었다. 따라서 상당분의 投資가 海外借入에 의해 調達되었다. 만일 우리 產業의 國際競爭力이 커서 輸出增大를 통한 國際收支 均衡을 이룰 수 있었다면 投資財源을 海外에 크게 依存하지 않을 수 있었을 것이나, 輸出의 높은 增加에도 불구하고 國際收支 不均衡은 좀처럼 解消되지 못했다. 1次 石油波動直前 및 그 以後 1976～78年만 하더라도 國際收支는 크게 改善되었으나 1979～81年中 2次 石油波動으로 다시 惡化되어 投資財源의 海外依存度는 상당히 높아졌다.

筆者：南相祐—韓國開發硏究院 硏究委員, 李德勳—韓國開發硏究院 副硏究委員

한편 國際金融市場에서의 開發途上國의 借入環境은 近年에 극도로 惡化되고 있다. 非產油開途國은 油價引上에 따른 國際收支補塡을 위해서, 또 一部 國家들은 重化學工業化나 石油등 資源開發을 위해서 外債를 크게 늘려왔다. 1979年 2次 石油波動 以後 이들 國家들은 國際高金利에 따른 利子負擔의 加重 및 世界景氣沈滯의 長期化에 따른 輸出不振으로 外債償還에 어려움을 겪고 있다. 最大의 債務國인 멕시코와 브라질이 國際通貨基金이나 世界銀行과 같은 國際金融機關의 協助下에 緊急借入 및 償還延期 惠澤을 받아 危機를 넘겨가고 있으며, 이밖에도 크고 작은 30餘個 國家가 外債償還 延長이 필요한 狀況에 있다.

債務國의 支給不能을 우려한 西方銀行들은 開途國에 대한 資金供給을 縮小함으로써 借入條件이 惡化되고 있으며, 특히 油價引下에 따른 外債事情 惡化로 인해 純資金借入國으로 轉落함으로써 우리나라와 같은 非產油 開途國은 더욱 어려운 與件에 處해 있다. 國際高金利가 상당히 수그러지기는 하였으나, 美國의 不透明한 財政赤字 展望등으로 인하여 당분간 金利가 비교적 높은 水準에 머물어 外債利子負擔도 계속 클 것으로 보인다.

이러한 與件을 감안할 때 우리는 가능한 한 外債依存을 줄여가야 하겠으며, 이를 위해 國內貯蓄을 極大化해야 할 것이다. 政府가 그간의 對內外的인 環境變化에 對處한 5次計劃의 修正에 있어서 바로 이 課題에 最優先을 두고 있는 것은 더없이 當然하다 하겠다.

우리나라의 國內貯蓄率은 周邊의 日本이나 臺灣과 같은 國家들과 비교하여 크게 낮은 것이 事實이다. 日本의 경우는 60年代 初부터 35%를 넘는 貯蓄率을 維持해 왔으며, 臺灣의 경우도 70年代부터 30% 以上의 貯蓄率로 投資財源의 自立을 이룩해왔다. 그 反面 우리나라의 경우는 4次計劃 期間中 23.5%, 82年에는 21.5%의 國內貯蓄率을 記錄하는데 그쳤다. 높은 輸出伸張과 投資擴大로 빠른 經濟成長을 보였던 1977~78年만하더라도 26%를 넘는 國內貯蓄率을 시현하였으나 그 以後 景氣後退에 따라 國內貯蓄은 不振을 免치 못하였다.

5次計劃의 修正과 關聯하여 86年까지 國內貯蓄率을 얼마나 提高시킬 수 있는지를 展望하기 위하여 本稿는 먼저 지난 60年代 初부터의 우리나라 家計, 法人 및 政府의 貯蓄行態를 分析하였다. 이들의 貯蓄行態에 影響을 미치는 要因들을 發見해 냄으로써 앞으로의 國內貯蓄을 極大化하기 위한 政府手段을 導出해 내고, 여러 代案的인 經濟與件 및 政府政策下에서 期待되는 貯蓄率이 어느 정도의 水準인가를 展望해 보고자 한다.

Ⅱ. 貯蓄行態에 대한 硏究事例 檢討

貯蓄行態를 決定하는 要因들에 대한 分析은 오랫동안 經濟學者들의 관심있는 硏究對象이 되어왔다. 특히 資本蓄積의 不足으로 貧困의 惡循環을 脫皮하지 못하고 있는 開發途上國家에서는 國內貯蓄增大가 安定的인 高度成長을 위하여 當面하고 있는 가장 중요한 課題가 되고 있다. 따라서 貯蓄行態에 대한 계속적인 理論開發과 함께 實證分析이 활발히 進行되어 왔다. 그러면 經濟主體들의 貯蓄行態를 說明하는 理論과 이를 基礎로 하여 우리나라를 포

함한 開發途上國家들을 對象으로 한 代表的인 몇 개의 貯蓄行態 實證硏究結果를 檢討해 보기로 한다.

貯蓄水準을 決定하는 가장 중요한 變數는 所得이라고 대부분의 經濟學者들은 생각하고 있다. 그러나 所得이 어떻게 貯蓄行態에 영향을 미치는가에 대하여는 여러 假說들을 基礎로 하여 說明을 달리 하고 있다. 貯蓄行態를 說明하는 代表的인 假說로는 絕對所得假說[1] (absolute income hypothesis), 相對所得假說[2] (relative income hypothesis), 恒常所得假說[3] (permanent income hypothesis), 平生所得假說[4] (life-cycle income hypothesis)등이 있다. 絕對所得假說에서는 貯蓄은 所得水準에 의하여 決定되는데 낮은 所得水準에서는 負의 貯蓄을 하게 되고 所得이 增加함에 따라 貯蓄이 增加하는 것은 물론 平均貯蓄性向과 限界貯蓄性向도 함께 增加한다. 個人사이의 消費의 從屬性과 時間에 걸친 消費의 非可逆性에 基礎를 둔 相對所得假說에서는 社會的 側面에서의 個人의 貯蓄은 自身의 所得과 함께 자기가 소속된 集團의 所得에 영향을 받으며 또한 時間的 側面에서 考察하여 볼 때 一時點에서의 貯蓄은 그 時點에서의 所得水準과 함께 과거의 最高所得水準에 의하여 決定된다고 한다. 恒常所得假說에서는 個人의 貯蓄水準은 실제로 實現된 所得에 영향을 받는 것이 아니라 人的資本(human capital)과 非人的資本(non-human capital)으로 구성된 富로 부터 平均的으로 기대되는 收益인 恒常所得(permanent income)에 의하여 決定된다. 平生所得假說에 의하면 經濟主體는 一生동안 消費를 均等하게 維持하기 위하여 所得稼得時期에는 充分한 貯蓄을 하게 되고 所得稼得時期外에는 所得水準을 넘는 消費를 하게 되어 貯蓄은 當期의 所得뿐만 아니라 未來의 所得을 決定하는 財產의 크기에 의해서 영향을 받는다고 한다.

지금까지 檢討해본 假說들에 立却하여 所得이 貯蓄에 미치는 영향을 檢證하기 위하여 많은 實證分析이 행하여져 所得槪念으로서 絕對所得, 1人當 所得, 所得의 增加分, 지난 2~4年間의 所得을 移動平均한 恒常所得등이 使用되었다. 이와 같은 實證分析중에서 開發途上國家를 對象으로 한 몇개의 代表的인 硏究로는 Chenery and Ekstein(1970), Williamson (1968), Gupta(1970), Kelly and Williamson (1968) 및 Leffand Sato(1975) 등이 있다.

대부분의 實證硏究結果에서 一人當所得과 貯蓄은 比例的으로 增加하며 所得의 增加率도 貯蓄에 陽의 영향을 미치고 있는 것으로 報告되고 있다. 아직 貯蓄과 消費의 關係가 어느 한 假說에 의하여 잘 說明되고 있다는 데는 意見의 統一을 보고 있지 못하나 開發途上國家에서는 恒常所得假說이 상당한 說明力이 있는 것으로 보인다.

물론 貯蓄行態가 所得에 의하여만 決定되는 것은 아니다. 古典學派에서는 貯蓄을 現在 消費하는 데 따르는 만족을 미래의 만족으로 代替하려는 行爲로 보았다. 일반적으로 經濟主體들은 미래의 만족보다는 현재의 만족을 選

1) Keynes, J.M., *The General Theory of Employment, Interest and Money*, London: Macmillan, 1936 參照.

2) Duesenberry, J.S., *Income, Saving, and the Theory of Consumer Behavior*, Cambridge, Mass.: Harvard University Press, 1949 參照.

3) Friedman, M., *A Theory of the Consumption Function*, Princeton, N.J.: Princeton University Press, 1957 參照.

4) 代表的인 論文으로 Ando, A. and F. Modigliani, "The Life Cycle Hypothesis of Savings: Aggregate Implications and Test," *American Economic Review*, March 1963, pp. 55-84 參照.

好하게 된다. 따라서 현재의 만족을 포기하는 代價로 지불되는 利子率은 貯蓄에 심각한 영향을 미친다고 보았다.

貯蓄과 利子率의 關係를 實證分析해 본 대표적인 報告書로는 Williamson(1968), Gupta (1970), Chandavarkar(1971) 등이 있다. Williamson은 아시아 6個國중 버마(Burma)를 제외하고는 實質金利(real interest rate)는 貯蓄에 陰(−)의 영향을 미친다는 實證分析結果를 얻었다. 반면 Gupta는 印度를 對象으로 實證分析을 하여 實質利子率이 貯蓄에 심각한 陽(+)의 영향을 주고 있다는 相反된 結論을 얻었다. 利子率과 貯蓄과의 관계는 각 나라의 經濟構造, 金融產業의 發展狀態, 文化, 社會的인 背景에 따라 다르게 나타나고 있는 것으로 보인다. 그러나 지금까지의 深層分析硏究結果에 의하면 貯蓄에 대한 利子率의 영향은 무시할 수 없다는 것이 지배적인 見解이다.

貯蓄에 영향을 미칠 수 있는 變數로는 所得, 金利이외에 物價, 租稅, 海外로부터의 援助와 借入등이 있고 이들 關係에 대한 理論의 전개와 많은 實證硏究가 이루어졌다. 그러나 經濟變數 사이에 相關關係가 높고 또한 統計資料에 信賴度가 높지 않은등 計量分析上 問題點과 더불어 각 나라마다 社會, 文化, 經濟的 背景이 달라 貯蓄과 經濟變數들의 聯關關係는 一貫性있고 統一된 結論에 도달하지 못하고 있다[5].

우리나라의 貯蓄行態에 관한 硏究는 지난 10餘年 동안 꾸준히 進行되어 韓國銀行(1971, 1974, 1975), 金光錫(1973, 1975), Williamson (1975), Ortmeyer(1980), Yusuf and Peters (1983) 등이 있다. 우리나라의 경우에서도 所得이 貯蓄行態를 決定하는 가장 중요한 變數라는 것이 立證되었다. 또한 注目할 만한 사실은 名目金利나 實質金利가 貯蓄에 대하여 正(+)의 영향을 미치고 있고 인플레와 貯蓄은 負(−)의 關係에 있다고 硏究結果들은 밝히고 있다. 즉 높은 物價上昇率과 낮은 金利水準이 우리나라의 貯蓄을 위축시키는 것으로 보인다.

貯蓄의 增加가 物價安定, 國際收支의 均衡, 高度經濟成長의 基本 前提가 됨에도 불구하고 韓國의 貯蓄行態를 分析하는 硏究가 아직 活潑히 進行되고 있지 못하다. 本稿는 우리나라 貯蓄行態의 決定要因을 究明하기 위하여 지금까지 一般的으로 취하였던 分析方法과는 다른 새로운 接近을 시도하였다.

지금까지의 대부분의 硏究는 國內의 總體的 貯蓄 또는 個人, 法人, 政府로 區分된 主體別 貯蓄의 決定要因을 單一方程式 接近方式으로 分析했다. 그러나 이와 같은 單一方程式 接近方式으로는 貯蓄 메카니즘을 밝히는데 限界가 있다고 판단된다. 따라서 本稿에서는 主體別 貯蓄의 構成을 所得 혹은 收入과 消費, 納稅, 配當 등의 支出로 分類하여 그 構成들에 영향을 미치는 決定要因들을 分析해 보고자 한다.

Ⅲ. 國內貯蓄率 決定 模型

國內貯蓄을 貯蓄主體인 個人(家計), 法人및 政府로 區分하여 이들의 貯蓄이 決定되는 過

5) Mikesell, R. and J.E. Zinser, "The Nature of the Savings Function in Developing Countries: A Survey of the Theoretical and Empirical Literature," *Journal of Economic Literature*, March 1973, pp. 1-26 參照.

程을 貸借對照表의 恒等關係를 따라 分析하였다. 이러한 分析은 資金循環 및 國民所得計定資料를 利用하여 各 經濟主體別 貯蓄「메카니즘」을 보여줌으로써 이들의 貯蓄增大를 위한 條件들을 보다 具體的으로 파악할 수 있다는 利點이 있을 것으로 期待된다.

1. 個 人 部 門

非法人企業을 包含한 個人部門에 있어서는 個人所得(政府로부터의 純移轉收入을 包含)에서 租稅를 納付하고난 後의 可處分所得中에서 다시 消費支出하고 남은 金額이 純貯蓄이 되며, 여기에다 非法人企業의 資本消耗充當金을 합한 것이 總貯蓄이 된다. 이것을 數式으로 表示하면 아래와 같다.

$$S_h = Y_h - T_h - C_h + DP_h \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

여기서 S_h : 個人部門 貯蓄

Y_h : 個人部門所得으로서 被傭者報酬, 財產 및 非法人企業所得, 政府로부터의 純經常移轉收入을 包含

T_h : 個人部門의 直接稅

C_h : 個人部門의 消費支出

DP_h : 非法人企業의 資本消耗充當金[6]

個人部門의 貯蓄 S_h가 어떻게 決定되는가 보기 위해서는 이와 恒等關係를 갖고 있는 Y_h, T_h, C_h 및 DP_h의 決定要因을 分析하여야 하며, 이를 위한 回歸方程式 推定에 있어서는 GNP 혹은 다른 變數에 대한 比率의 形態로 推定하는 것이 보다 安定的일 것으로 생각되었다. (1)式을 實際로 推定할 方程式의 形態로 다음과 같이 고쳐 쓸 수 있다.

$$\frac{S_h}{\text{GNP}} = \frac{Y_h}{\text{GNP}} - \frac{T_h}{Y_h} \cdot \frac{Y_h}{\text{GNP}} - \frac{C_h}{Y_h^d} \cdot \left[\frac{Y_h}{\text{GNP}} + \frac{NCT_f}{\text{GNP}} - \frac{T_h}{Y_h} \cdot \frac{Y_h}{\text{GNP}}\right] + \frac{DP_h}{\text{GNP}} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (2)$$

但, 個人可處分所得

$$Y_h^d = Y_h + NCT_f - T_h$$

즉, 個人貯蓄率을 決定하기 위해서는 海外로부터의 純經常移轉收入(NCT_f)을 外生으로 取扱하더라도 Y_h/GNP, T_h/Y_h, C_h/Y_h^d 및 DP_h/GNP의 네 方程式 推定이 필요하다.

1) Y_h/GNP : GNP에 대한 個人所得의 比率은 所得水準의 增加와 더불어 下落하는 推移를 보이고 있다. 이것은 經濟成長 過程에서 農業生產의 比重이 작아지고 이밖에도 法人企業에 비해 非法人企業의 相對的인 成長이 低調한데 기인한 것이 아닌가 생각된다. 또한 被傭者報酬등의 個人所得은 景氣變動 過程에서 相對的으로 所得의 變動幅이 작기 때문에 Y_h/GNP 比率은 景氣變動과 逆의 關係에 있을 것으로 期待된다. 마지막으로 만일 勤勞者의 實質賃金이 GNP 보다 훨씬 빠르게 上昇한다면 GNP 對比 個人所得의 比率은 增加할 것이다. 따라서 Y_h/GNP는 다음과 같이 定式化되었다.

$$Y_h/\text{GNP} = f(\ln V,\ \dot{V}_n,\ \text{GNP}_a/\text{GNP},\ (W/P_v)/V_n) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3)$$

여기서 V : 1975年 不變 GNP

$\dot{V}_n$: 非農林水產 附價加値(不變, V_n)增加率

6) 非法人企業의 資本消耗充當金은 個人部門 貯蓄에 포함시키고 企業部門貯蓄에서는 이를 差減하여 순수한 法人企業의 資本消耗充當金만을 포함시켰다.

GNP_a : 農林水産 附價加値(名目)

W : 名目賃金(鑛工業)

P_v : GNP「디플레이터」

2) T_h/Y_h : 個人所得에 대한 個人 直接稅의 比率은 基本的으로 個人所得稅, 財産稅등의 直接稅率과 景氣狀態에 따라 決定된다고 할 수 있다. 稅率이 不變이라 할지라도 景氣가 좋아져서 많은 사람들의 所得이 增加하면 이들은 累進的인 租稅構造로 인해서 從前보다 높은 實効 稅負擔을 갖게 된다. 이 方程式을 推定하는데 있어서 큰 어려움의 하나는 租稅構造가 매우 複雜하여 說明變數로 稅率을 利用할 수가 없다는 점이다. 다만 所得水準의 向上에 따라 個人의 稅負擔이 높아졌을 것으로 期待되고, 또한 1972~73年과 같이 景氣浮揚의 手段으로 租稅輕減이 광범하게 이루어졌거나 全面的인 稅率引上이 있었거나 한 경우에는「더미」變數를 使用하였다. 이밖에 個人事業所得에 대한 租稅는 所得發生과 納稅間의 時差와 더불어 아직 상당히 남아있는 認定課稅의 慣行을 감안하여 前年의 租稅負擔도 說明變數로 追加하였다.

$$T_h/Y_h=f(\dot{V}, \ln(Y_h/P_v),\ D,\ (T_h/Y_h)_{-1}) \quad \cdots\cdots(4)$$

여기서 $\dot{V}$: 實質 GNP 成長率

D : 稅率變更, 租稅減免의 擴大등이 있었던 年度의「더미」變數

3) C_h/Y_h^d : 個人의 可處分所得에서 얼마만큼을 消費로 支出하는가 하는 것은 個人貯蓄을 決定하는데 있어 가장 重要한 影響을 미친다고 할 수 있다. 所得에 대한 消費의 比率은 먼저 所得水準 및 景氣狀況과 밀접한 函數關係를 갖을 것으로 豫想된다. 所得增加에 따라 限界消費率이 낮아질 것이며, 景氣의 上昇局面에서는 豫期치 못한 一時的 所得(transitory income)의 比重이 클 것이므로 消費比率은 더욱 낮아질 것이다. 또한 消費—貯蓄間의 選擇은 現在消費와 未來消費 사이의 選擇問題이므로 利子率과 物價上昇率도 說明變數로 包含하였다.

이밖의 說明變數로는 扶養人口比, 株式과 不動産 所有에 따른 資本利得(capital gain), 個人 保有의 總金融資産 등이 試圖되었다. 雇傭機會가 擴大되어 扶養人口比가 낮아지면 所得에 대한 消費比率은 낮아질 것으로 期待되며, 所得(國民所得計定上의 附加價値)이 一定하더라도 資本利得과 같은 不勞所得으로 富가 增大되면 消費增加가 招來될 수도 있을 것이다. 물론 地價上昇과 같은 경우에 旣土地所有者의 資本利得은 新規 土地購買者의 負擔增加로 어느 정도 서로 相殺될 것이나, 資本利得이 實現된 後 적어도 短期間에는 純消費增加를 가져올 可能性이 크다고 하겠다. 金融發展에 따른 金融資産保有의 增加는 한편으로 多樣하고 便利한 貯蓄手段을 提供함으로써 貯蓄을 促進시킬 것이나, 다른 한편으로는 信用制度의 發達에 따라 豫備的 動機에 의한 貯蓄誘因이 低下할 수도 있어 消費에 미치는 影響은 事前的으로 不確實하다 하겠다.

$$C_h/Y_h^d=f(\ln(Y_h^d/P_v),\ (\dot{Y_h^d/P_v}),\ r_d,\ \dot{P}_c,\ POP/E,\ CG/Y_h^d,\ FA/Y_h^d) \quad \cdots\cdots(5)$$

여기서 $(\dot{Y_h^d/P_v})$: 實質 個人可處分所得의 增加率

r_d : 銀行 貯蓄(1年滿期 定期預

金) 金利

$\dot{P}_c$: 消費者物價 上昇率

POP/E : 扶養人口比(總人口／就業者數)

CG : 個人의 株式 및 土地所有에 대한 資本利得

FA : 個人의 總金融資產保有額

4) DP_h/GNP : 非法人企業의 資本「스톡」에 대한 消耗充當金은 이들 資本「스톡」의 資料가 없는데다가 資本「스톡」의 構成이 달라짐에 따라 消耗率도 相異하고, 때때로 投資促進策으로 特別減價償却을 認定하는 등의 問題點 때문에 그 推定이 쉽지 않다. 資本消耗充當金(DP)이 帳簿價格에 의한 固定資本「스톡」(K)의 一定 比率(d)로서 決定된다고 하면

$$DP=dK=d(K_{-1}\cdot(1-d)+I)$$
$$=(1-d)\cdot DP_{-1}+dI$$

가 된다. 위에서 I는 新規 固定投資를 가리킨다.

따라서 DP는 기본적으로 前年의 DP와 近年의 新規投資 I, 그리고 物價上昇率 및 景氣狀況에 따라 決定된다고 보았다. 인플레율이 높거나 景氣가 上昇할 때에는 投資所要가 커지게 되므로 可能한 限 資本消耗充當金을 늘림으로써 稅負擔도 줄이고 投資資金도 確保하려 할 것이기 때문이다.

$$DP_h/\text{GNP}=f(DP_{h-1}/\text{GNP},\ I_h/\text{GNP},\ \dot{P}_w,\ \dot{V}_n)\cdots\cdots(6)$$

여기서 I_h : 個人部門의 固定投資

$\dot{P}_w$: 都賣物價 上昇率

2. 法 人 部 門

法人에 있어서는 法人利潤中에서 法人稅[7]를 納付하고 다시 配當을 支給하고 남은 社內留保가 純法人貯蓄이 되며, 여기에 法人의 固定資本에 대한 消耗充當金이 합쳐져서 總貯蓄이 된다. 따라서 法人의 總貯蓄이 어떻게 決定되는가를 보기 위해서는 法人利潤, 法人稅負擔, 配當行態 및 資本「스톡」의 減價償却에 대한 分析이 必要하게 된다.

$$S_c=Y_c-T_c-D_{iv}+DP_c\cdots\cdots(7)$$

여기서 S_c : 法入(總)貯蓄

Y_c : 法人利潤

T_c : 法人稅

D_{iv} : 配當支給

DP_c : 法人의 資本消耗充當金

(7)式은 다시 實際로 分析·推定할 變數를 포함하도록 다음과 같이 고쳐 쓸 수가 있다.

$$\frac{S_c}{\text{GNP}}=\frac{Y_c}{\text{GNP}}-\frac{T_c}{Y_c}\cdot\frac{Y_c}{\text{GNP}}-\frac{D_{iv}}{Y_{c-1}}\cdot\left(\frac{Y_c}{\text{GNP}}\right)_{-1}\cdot\frac{\text{GNP}_{-1}}{\text{GNP}}+\frac{DP_c}{\text{GNP}}\cdots(8)$$

위의 式에서 (GNP_{-1}/GNP)가 外生으로 주어지면 Y_c/GNP, T_c/Y_c, D_{iv}/Y_{c-1}, DP_c/GNP를 推定함으로써 法人貯蓄率 S_c/GNP의 값을 얻을 수가 있다.

1) Y_c/GNP : GNP에 대한 法人利潤의 比率은 法人이 經濟發展의 가장 活動的인 原動力이 되고 있음을 감안할 때 長期的으로 增加할

7) 法人稅率(t_c)은 公開法人과 非公開法人에 적용되는 最高 限界稅率의 加重平均値를 使用하였다. 公開法人의 加重値는 1958年을 零이라고 보고, 1978年은 40%(公開法人 課稅標準額／法人全體의 課稅標準額)로 하여 그 사이에 年間 同一率로 增加한 것으로 假定하였다.

것으로 期待된다. 또한 法人利潤은 景氣變動의 上昇局面에서는 相對的으로 커질 것이다. 稼動率이 높아지고 賣上高가 늘어가는 것에 비하여 勞賃 등의 生産費用은 적게 增加할 것이기 때문이다. 한편 一定한 景氣狀況에서 企業利潤은 「코스트」面에서 얼마나 壓迫을 받느냐에 따라 크게 影響을 받을 것으로 생각된다. 중요한 「코스트」要因으로는 借入利子率로 代表되는 資本費用과 勞賃 및 海外原資材 輸入「코스트」를 考慮할 수 있을 것이다.

借入利子率의 경우는 名目利子率에서 인플레율을 除한 實質利子率이 企業의 資本費用負擔을 보다 잘 가리켜 줄 것으로 보인다. 다만 輸入「코스트」의 上昇에 의한 인플레는 需要壓迫에 의한 物價上昇과는 달리 企業의 利潤에 寄與한다고 보기 어려우므로 이를 調整한 인플레율을 감안하는 것이 妥當할 것이다. 勞賃「코스트」의 경우는 實質賃金이 勞動生産性보다 더 빨리 上昇할 경우에 實質勞賃單價가 올라서 企業利潤을 壓迫하는 것으로 볼 수 있다. 마지막으로 輸入「코스트」는 輸入單價와 輸出單價를 함께 考慮한 交易條件의 變化가 對外去來에 따른 收入壓迫 程度를 보다 잘 나타내 줄 것으로 생각된다.

따라서 Y_c/GNP 方程式은 다음과 같이 推定될 수 있을 것이다.

$$Y_c/\mathrm{GNP}=f(\ln V,\ \dot{V}_n,\ r_b-(\dot{P}_v-m\cdot\dot{P}_m),\ (W/P_v)/(V_n/E_n),\ TOT) \quad \cdots\cdots(9)$$

여기서 r_b : 銀行의 一般貸出金利

$\dot{P}_v$: GNP「디플레이터」上昇率

m : 輸入性向(總輸入/GNP)

$\dot{P}_m$: 換率 및 輸入單價 上昇에 의한 원貨 輸入「코스트」上昇率

E_n : 非農林水産部門 就業者數

TOT : 交易條件(輸出單價指數/輸入單價指數)

2) T_c/Y_c : 法人利潤에 대한 法人稅의 比率을 分析하는데 있어서는 法人稅의 精算이 翌年에 이루어지기 때문에 利潤의 發生年度와 稅納付年度가 반드시 一致하지 않는데 一次的인 어려움이 있다. 어떻든 이 比率은 法人稅率 및 景氣變動에 의하여 가장 큰 影響을 받을 것으로 생각된다. 法人稅率을 說明變數로 使用하는 데에는 法人稅가 單一稅率의 形態를 취하지 않고 있는데다 前年의 法人稅를 精算하고 當年 稅負擔의 一部를 中間豫納하는데 相異한 稅率이 適用된다는데 있다. 그러나 法人稅率 構造는 비교적 簡單하기 때문에 最高稅率을 代表稅率로 利用하되, 公開法人과 非公開法人에 相異한 稅率이 適用되는 것은 公開法人의 比重 增加를 감안한 加重平均 稅率을 計算하여 使用할 수 있을 것이다.

景氣變化에 따른 (法人稅/法人利潤) 比率의 騰落은 기본적으로 損失을 낸 法人에 「네가티브」稅金을 認定하지 않는데 起因한다. 景氣下降으로 많은 企業이 損失을 記錄한 경우에 經濟全體의 (法人稅/法人利潤) 比率은 上昇할 것이다.

이밖에도 비록 名目 法人稅率에 變動이 없다 하더라도 特別減價償却이나 投資에 대한 稅額控除制度 등의 法人稅減免이 얼마나 許容되느냐에 따라 法人稅收는 크게 달라질 것이다. 이러한 減免의 程度를 數値化하기가 어려우므로 次善策으로 특별히 減免이 컸던 年度를 「더미」變數로 處理할 수 있을 것이다. 마

지막으로, 아직 中小企業의 경우에 根據課稅에 의한 稅行政이 確立되어 있지 못한 狀況에서 前年度의 稅納付 實績도 稅徵收에 중요한 變數가 될 것으로 期待되고 있다. 이러한 要因들을 감안하여 T_c/Y_c는 다음과 같이 推定되었다.

$$T_c/Y_c=f(t_c,\ \dot{V}_n,\ D(T_c),\ (T_c/Y_c)_{-1}) \cdots\cdots(10)$$

여기서 t_c : 法人稅率

$D(T_c)$: 法人稅減免이 특히 컸던 年度의 「더미」變數

3) D_{iv}/Y_{c-1} : 法人의 利潤配當은 營業年度가 끝난 以後에 支給되기 때문에 前年度 法人利潤에 대한 比率로 推定되었다. 一般的으로 配當支給의 減少는 企業 收益性의 惡化로 받아들여지기 쉽기 때문에 企業은 가능한 限 配當支給의 安定性을 維持하려는 것으로 알려지고 있다. 이것이 事實이라면 前年의 配當實績이 중요한 說明變數가 될 것이며, 또한 前年의 法人利潤이 적을수록, 혹은 當年의 法人利潤增加率이 높을수록 D_{iv}/Y_{c-1}은 커질 可能性이 높다고 하겠다.

이밖에도 企業公開를 促進하기 위하여 當局은 한동안 株式購買의 魅力을 높이는 手段으로 高配當을 誘導하는 政策을 폈으며, 適正配當率은 종종 銀行金利와 견주어 提示되는 傾向이 있다. 따라서 D_{iv}/Y_{c-1} 方程式은 아래와 같이 推定되었다.

$$D_{iv}/Y_{c-1}=f((D_{iv}/Y_c)_{-1},\ \dot{Y}_c,\ r_d,\ \Delta F_0/F_0^{max}) \cdots\cdots(11)$$

여기서 $\dot{Y}_c$: 法人利潤의 增加率

$\Delta F_0/F_0^{max}$: 公開企業數의 增減／標本期間中 最多 公開法人數

4) DP_c/GNP : GNP 對比 法人의 固定資本消耗充當金은 앞서 提示한 非法人企業의 경우와 거의 마찬가지로 推定되었다. 前年度의 減價償却, 近年의 法人固定投資 및 物價上昇率, 그리고 法人利潤의 如何 등이 說明變數로 試圖되었다.

$$DP_c/\text{GNP}=f(DP_{c-1}/\text{GNP},\ I_c/\text{GNP},\ \dot{P}_w,\ \dot{Y}_c) \cdots\cdots(12)$$

여기서 I_c : 法人의 固定投資

3. 政 府 部 門

政府部門에 있어서는 租稅를 包含한 政府經常收入에서 消費등 經常支出되지 않은 金額이 純貯蓄이 되며, 여기에 政府部門의 固定資本消耗充當金이 합해져서 政府 總貯蓄이 된다.

$$\frac{S_g}{\text{GNP}}=\frac{GR}{\text{GNP}}-\frac{C_g}{\text{GNP}}+\frac{DP_g}{\text{GNP}} \cdots(13)$$

여기서 S_g : 政府貯蓄

GR : 政府의 財產및 企業所得(公債利子控除), 각종 租稅收入 및 家計로부터의 經常移轉을 포함하는 政府經常收入

C_g : 政府의 消費, 補助金支給 및 家計에 대한 經常移轉을 包含하는 經常支出

DP_g : 政府및 政府企業의 資本消耗充當金

위의 政府總貯蓄率 決定式에서 GR/GNP나 C_g/GNP 등은 政策變數의 性格이 强하기는 하지만, GR/GNP의 경우에는 國民들의 租稅負

擔率을 무턱대고 올리기 어려울 뿐 아니라 稅率이 一定하다 하더라도 景氣狀況에 따라 實効稅率은 크게 變動하기 때문에 內生變數로 取扱하였다. 즉, 政府部門에서는 GR/GNP 및 DP_g/GNP 方程式을 推定하여 政策的으로 주어지는 C_g/GNP와 함께 政府貯蓄率을 決定하도록 하였다.

1) GR/GNP : 政府 經常收入의 대부분은 租稅收入이며 租稅收入은 複雜한 構造를 가진 稅率에 의하여 決定되지만, 國民의 租稅負擔率은 所得水準의 向上과 더불어 提高되는 것이라고 하겠다. 비록 稅率에 變化가 없다고 하더라도 예컨대 景氣上昇局面에서 個人所得稅는 그 累進性 때문에 實効稅率이 增加하고 法人稅의 경우에는 앞서 指摘한 바와 같이 實効稅率이 低下할 것이며 間接稅의 경우에는 큰 差異는 없을 것이다. 稅外收入도 景氣變動에 影響을 받기는 하겠으나 그 程度는 크지 않을 것으로 보인다.

이 外에도 稅行政上의 惰性(*inertia*)으로 인하여 前年度의 經常收入도 중요한 說明變數가 될 것으로 期待되며, 複雜한 稅構造 때문에 稅率을 說明變數로 포함 하기는 어려울 것이나 個人部門의 T_h/Y_h 方程式 推定에서 試圖했던 바와 같이 큰 폭의 稅率變更이나 租稅減免으로 稅收에 큰 影響을 미쳤던 年度를 「더미」變數(D)로 포함할 수 있을 것이다.

$$GR/\mathrm{GNP}=f(\ln V,\ \dot{V},\ D,\ (GR/\mathrm{GNP})_{-1}) \cdots\cdots\cdots\cdots (14)$$

2) DP_g/GNP : 政府 및 政府企業의 固定資本 消耗充當金은 投資活動에 있어서의 政府의 役割이 相對的으로 低下해 감에 따라 對 GNP 比率은 長期的으로 減少해갈 것이나, 基本的으로는 아래와 같이 個人 및 法人部門의 경우와 비슷하게 推定될 수 있을 것이다.

$$DP_g/\mathrm{GNP}=f(DP_{g-1}/\mathrm{GNP},\ I_g/\mathrm{GNP},\ \dot{P}_w,\ \dot{V}_n) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (15)$$

여기서 I_g : 政府部門의 固定投資

Ⅳ. 方程式의 推定 및 貯蓄率 「시뮬레이션」結果

1. 方程式 推定結果

方程式의 推定은 年間 資料를 利用하였으며, 1960年부터 81年까지를 標本期間으로 하였으나, 60年부터의 資料가 없는 說明變數가 포함된 方程式의 경우에는 資料가 利用可能한 年度부터 推定하였다.

1) Y_h/GNP(個人部門所得／GNP)

$$\begin{aligned} Y_h/\mathrm{GNP} = & \underset{(3.69)}{0.821} - \underset{(-2.12)}{0.0251}\ \ln V \\ & - \underset{(-2.75)}{0.000790}\dot{V}_n + \underset{(3.94)}{0.200}\left(\frac{\mathrm{GNP}_a}{\mathrm{GNP}}\right) \\ & + \underset{(1.12)}{0.179}(Y_h/\mathrm{GNP})_{-1} \cdots (16) \\ & R^2=0.968\ \ D.W.=1.52 \end{aligned}$$

2) T_h/Y_h(個人直接稅／個人部門所得)

$$\begin{aligned} T_h/Y_h = & \underset{(0.39)}{0.0015} + \underset{(1.00)}{0.00124}\ \ln(Y_h/P_v) \\ & + \underset{(3.56)}{0.000359}\dot{V} + \underset{(5.00)}{0.00471}\ D \\ & + \underset{(8.20)}{0.740}(T_h/Y_h)_{-1} \cdots\cdots\cdots (17) \\ & R^2=0.920\ \ D.W.=1.31 \end{aligned}$$

여기서 D : 「더미」變數(1963, 64, 72, 73年 −1: 1968, 76年 +1 : 其他年度는 0)

3) C_h/Y_h^d(個人消費支出／個人可處分所得)

(i) $C_h/Y_h^d = 0.865 - 0.0585 \ln(Y_h^d/P_v)^m$
(4.92) (−4.39)

$-0.00440(Y_h^d/P_v) + 0.00153\dot{P}_c^m$
(−6.62) (2.71)

$+0.331(C_h/Y_h^d)_{-1}$ ……(18-1)
(2.39)

$R^2 = 0.932$ $D.W. = 1.56$

(ii) $C_h/Y_h^d = 0.307 - 0.00338(Y_h^d/P_v)$
(3.25) (−2.97)

$-0.00070\ r_d + 0.00239\dot{P}_c^m$
(−0.71) (2.59)

$+0.314(C_h/Y_h^d)_{-1}$
(1.92)

$+0.106(POP/E)$ ……(18-2)
(3.99)

$R^2 = 0.920$ $D.W. = 2.01$

標本期間 : 1965～81

(iii) $C_h/Y_h^d = 0.989 - 0.0968\ln(Y_h^d/P_v)^m$
(4.79) (−4.06)

$-0.00351(Y_h^d/P_v) + 0.00262\dot{P}_c^m$
(−3.42) (2.95)

$+0.301(C_h/Y_h^d)_{-1}$
(1.86)

$+0.0964(FA_{-1}/Y_h^d)$ …(18-3)
(1.56)

$R^2 = 0.928$ $D.W. = 2.10$

標本期間 : : 1965～81

위에서 어깨글자 m은 當年 및 前年의 移動平均値를 가리킴.

4) DP_h/GNP(非法人企業 資本消耗充當金／GNP)

$DP_h/\text{GNP} = 0.0045 + 0.875(DP_{h-1}/\text{GNP})$
(0.95) (2.98)

$+0.000069\dot{P}_w + 0.00016\dot{V}_n$
(1.01) (1.35)

……(19)

$R^2 = 0.526$ $D.W. = 1.66$

5) Y_c/GNP(法人利潤／GNP)

$Y_c/\text{GNP} = -0.238 + 0.0406 \ln V^m$
(−8.50) (9.26)

$+0.00154\dot{V}_n^m$
(4.56)

$-0.000268[r_b - (\dot{P}_v - m\dot{P}_m)]$
(−2.07)

$-0.000237(W/P_v)/(V_n/E_n)$
(−4.92)

……(20)

$R^2 = 0.901$ $D.W. = 1.88$

標本期間 : 1963～81

6) T_c/Y_c(法人稅／法人利潤)

$T_c/Y_c = -0.065 + 0.00501\ t_c^m - 0.00605\dot{V}_n$
(−1.00) (2.08) (−2.69)

$-0.155D_{72,73} + 0.973(T_c/Y_c)_{-1}$
(−3.91) (7.21)

……(21)

$R^2 = 0.886$ $D.W. = 1.84$

여기서 $D_{72,73}$:「더미」變數(1972, 73年 1:其他 0)

7) D_{iv}/Y_{c-1}(法人利潤配當／前年度 法人利潤)

$D_{iv}/Y_{c-1} = -0.017 + 0.786(D_{iv}/Y_c)_{-1}$
(−0.18) (3.27)

$+0.00166\dot{Y}_c + 0.0032r_d$
(2.47) (0.90)

$+0.579(\Delta F_0/F_0^{max})$ ……(22)
(2.09)

$R^2 = 0.649$ $D.W. = 2.00$

8) DP_c/GNP(法人의 資本消耗 充當金／GNP)

$DP_c/\text{GNP} = -0.0057 + 0.817(DP_{c-1}/\text{GNP})$
(−1.42) (3.79)

$$+0.165(I_{c-1}/\mathrm{GNP})$$
$$(2.65)$$

$$+0.00018\dot{P}^{m}_{w}+0.000080\dot{Y}_{c}$$
$$(1.54) \qquad (2.02)$$

$$\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(23)$$

$$R^2=0.922 \quad D.W.=1.77$$

9) GR/GNP=(政府經常收入／GNP)

$$GR/\mathrm{GNP}=-0.102+0.0196\ \ln V$$
$$(-3.89) \quad (4.94)$$

$$-0.000718\dot{V}+0.0206D$$
$$(-3.36) \quad (10.6)$$

$$+0.630(GR/\mathrm{GNP})_{-1}\cdots(24)$$
$$(9.94)$$

$$R^2=0.987 \quad D.W.=1.96$$

10) DP_g/GNP(政府部門 資本消耗充當金／GNP)

$$DP_g/\mathrm{GNP}=0.00162+0.819(DP_{g-1}/\mathrm{GNP})$$
$$(4.66) \quad (9.84)$$

$$+0.00275D_{62}\cdots\cdots\cdots\cdots(25)$$
$$(6.59)$$

$$R^2=0.917 \quad D.W.=1.42$$

여기서 D_{62} : 1962年의 「더미」變數(1962年 1 : 其他 0)

위에 提示된 方程式들은 대체로 期待했던 結果를 보여주고 있으며, 이를 다음과 같이 要約할 수 있을 것이다.

1) Y_h/GNP : GNP에 대한 個人所得의 比率은 GNP가 增加함에 따라, 또한 GNP에서 農林水產所得의 比重이 낮아짐에 따라, 趨勢的으로 下落하는 傾向이 있으며, 뿐만 아니라 景氣가 좋을 수록 個人所得의 比重은 相對的으로 낮아지는 것으로 나타나고 있다. 다만 非農林水產 GNP에 대한 勤勞者 實質賃金 $(W/P_v)/V_n$ 變數는 별로 有意한 係數를 얻지 못하였다.

2) T_h/Y_h : 個人所得에 대한 個人直接稅의 比率은 實質個人所得의 增加에 따라 크게 增加하는 것으로는 보이지 않으며, 前年度의 T_h/Y_h가 매우 큰 係數를 보이고 있음에 비추어 매우 緩慢하게 變化하는 것을 알 수 있다. 다만 累進的인 直接稅 構造로 인해서 好景氣에는 同 比率이 上昇하며, 稅率變更 등으로 인한 租稅負擔의 年度別 變化도 민감하게 反映하고 있다. 租稅構造가 매우 複雜하여 分明하게 말하기는 어려우나 1963, 64, 72, 73年에는 稅率引下 혹은 特別減價償却의 認定 등을 통해 稅負擔이 상당히 輕減되었던 것으로 보이는 反面, 1968, 76年에는 稅負擔이 컸던 것으로 나타나고 있다.

3) C_h/Y^d_h : 個人部門의 貯蓄率에 가장 決定的 영향을 미치는 同 方程式은 說明變數間의 多重共線性(multicollinearity)을 감안하여 여러가지 相異한 定式化에 의해 推定되었다. 이 消費／所得 比率은 實質可處分所得이 增加함에 따라 下落하며, 또 實質可處分所得의 增加率이 크면 一時的 所得의 部分이 커서 消費率이 더욱 낮아지는 것으로 나타나고 있다. 그러나 扶養人口比가 說明變數로 포함되게 되면 實質可處分所得의 趨勢變數는 그 有意性을 잃게 된다. 이밖에 銀行預金金利에 따른 消費節約效果는 거의 없는 것으로 나타나고 있는 反面 인플레율은 매우 有意性있게 消費를 助長하는 것으로 보인다. 所得과 對比한 金融資產保有額의 增加는 消費率을 다소 높이는 것으로 보이나 統計的인 有意性은 크지 않으며, 마지막으로 株式 및 土地所有에 따른 資本利得은 消費率에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

4) DP_h/GNP : GNP에 對比한 非法人企業의 資本消耗充當金의 比率은 期待했던대로 前年의 消耗充當金이 가장 重要한 說明變數로 나타나고 있으며, 이밖에 有意性은 없으나 都賣物價上昇率 및 景氣에 대해서도 正의 영향을 받는 것으로 보인다. 當年 혹은 前年의 個人 固定投資規模에 대해서는 正의 係數를 얻지 못하였다.

5) Y_c/GNP : GNP에 대한 法人利潤의 比率은 期待했던 것처럼 GNP가 增加함에 趨勢的으로 上昇할 뿐만 아니라 景氣가 좋아 GNP 增加率이 높을수록 높게 나타나고 있다. 또한 法人利潤／GNP 比率은 國內要因에 의한 인플레율과 比較한 借入金利가 높을수록, 그리고 勞動生產性과 比較한 實質賃金이 높을수록, 커지는 것을 알 수 있다. 그러나 法人利潤에 正의 영향을 줄 것으로 期待했던 交易條件은 豫想과 反對되는 符號의 係數를 보여주었다. 이같은 結果는 交易條件이 다른 說明變數와 높은 相關關係를 갖고있기 때문이 아닌가 생각된다.

6) T_c/Y_c : 實効法人稅率은 前年度 實効稅率에 의해 決定的인 영향을 받으며, 當年 및 前年의 平均 法人稅率은 有意性 있게 나타나고 있다. 成長率이 높은 好景氣 局面에 있어서는 景氣萎縮으로 많은 企業들이 缺損을 볼 때와 比較하여 實効稅率이 낮은 것도 確認할 수 있었다. 또한 1972, 73年의 「더미」變數가 有意性 높은 負의 係數를 나타내고 있는 것은 72年의 8·3措置와 關聯하여 法人稅負擔의 輕減이 컸던 것을 反映하는 것으로 보인다.

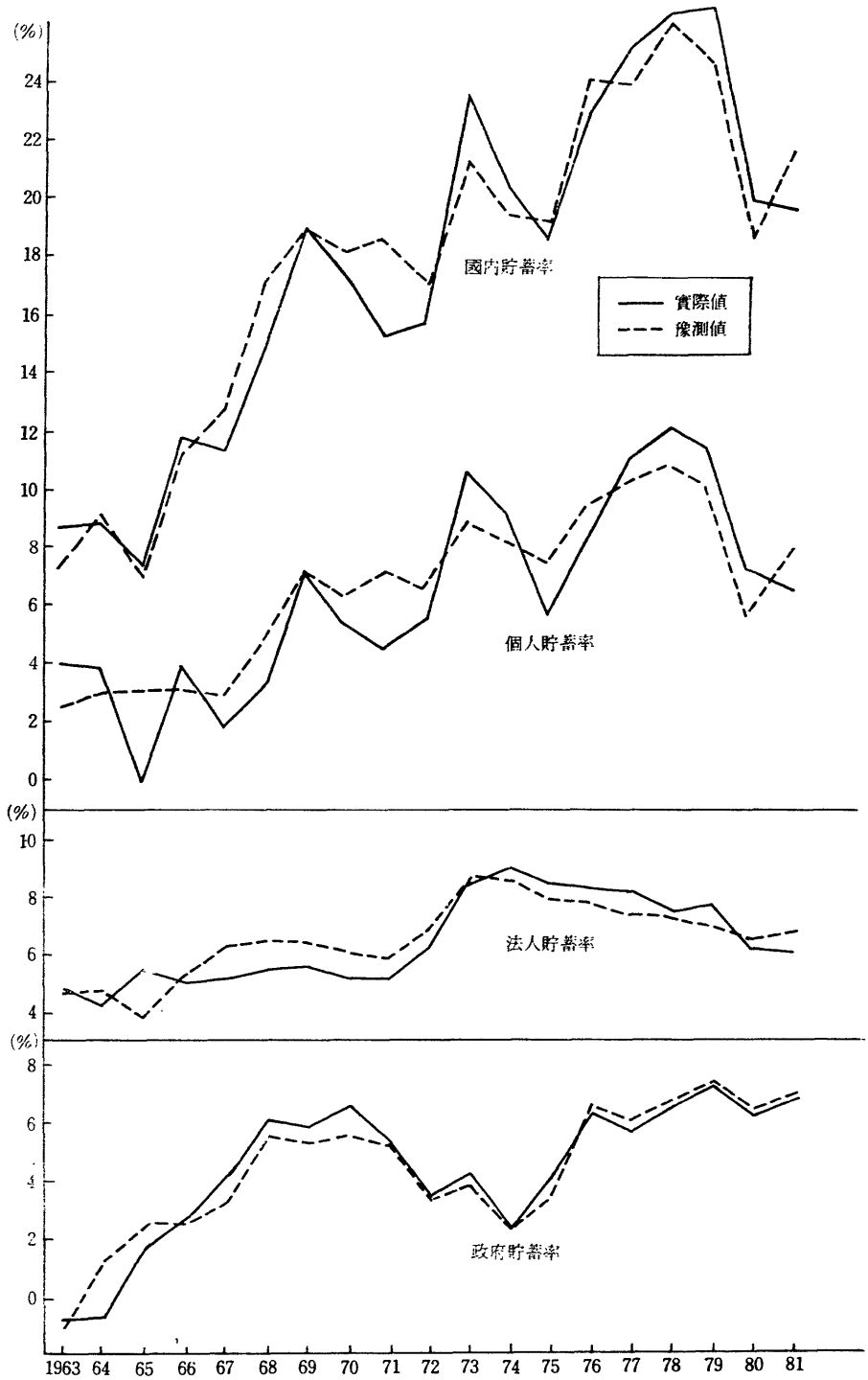
7) D_{iv}/Y_{c-1} : 前年度 法人利潤에 대한 配當率은 企業들이 配當의 安定性을 維持하려는 傾向이 큼에 따라 前年度의 配當額과 높은 正의 關係를 가지며, 配當이 이루어지는 當年의 法人利潤增加率이 클수록 높게 나타나고 있다. 이밖에 銀行預金金利가 높을수록 配當率이 높을 것으로 期待하였으나 統計的 有意性은 없었다. 公開法人數가 늘어남에 따라 配當率이 높아지는 傾向이 있는 것은 企業이 公開될 경우 配當支給에 보다 신경을 쓰게 됨을 反映하는 것일 것이다.

8) DP_c/GNP : GNP에 대한 法人의 資本消耗充當金은 期待한대로 前年의 消耗充當金과 固定投資, 그리고 當年의 法人利潤 增加率에 대해 有意性있는 正의 영향을 받고 있으며, 都賣物價를 使用한 前年과 當年의 平均인플레율과도 正의 關係에 있으나 그 統計的 有意性은 높지 않게 나타나고 있다.

9) GR/GNP : GNP對比 政府經常收入의 比重은 所得의 向上에 따른 擔稅能力 增大와 더불어 上昇하는 것으로 나타나고 있으나, 景氣變動과는 逆의 關係를 보여주고 있다. 이것은 個人의 實効直接稅率이 비록 景氣와 正의 關係를 갖고 있다고 하더라도 個人所得 自體가 景氣와 逆關係가 있는데다 法人稅收는 물론이고 間接稅收도 GNP增加率에 比例的으로 增加하지는 못하기 때문인 것으로 보인다. 이外에 稅率變更등 租稅負擔의 變化를 나타내는 年度別 「더미」變數(T_h/Y_h 方程式 推定에 이미 使用)와 前年의 GR/GNP 比率도 매우 有意性이 크게 나타나고 있다.

10) DP_g/GNP : GNP對比 政府部門 資本消耗充當金의 比率은 前年度 消耗充當金을 除外하고는 모든 說明變數에 별 영향을 받지 않는 것으로 나타나고 있다. 다만 1962年에는 趨勢

〔圖 1〕 國內貯蓄率「시뮬레이션 結果」



値에서 크게 벗어나는 높은 消耗充當金이 積立됨에 따라 이를 「더미」變數로 處理하였다.

2. 過去 實績의 「시뮬레이션」 結果

위에 提示된 推定方程式들이 全體로서 各部門別 貯蓄率및 國內貯蓄率을 얼마나 잘 豫測하고 있는가를 보기 위해서는 推定方程式과 恒等關係式을 망라한 全體 方程式 體系를 利用하여 「시뮬레이션」을 하는 것이 필요하다. 恒等式(2), (8), (13)과 (16)에서 (25)까지의 構造方程式 그리고 아래의 國內貯蓄率恒等式으로 模型은 構成된다.

$$\frac{S_d}{\text{GNP}}=\frac{S_h}{\text{GNP}}+\frac{S_c}{\text{GNP}}+\frac{S_g}{\text{GNP}}\cdots\cdots(26)$$

위에서 S_d : 國內貯蓄

위의 方程式體系에 의한 動態的 「시뮬레이션」 結果를 國內貯蓄率 및 部門別 貯蓄率만 그림으로 表示하면 〔圖 1〕과 같다. 推定方程式中에 式(20) Y_c/GNP의 標本期間은 1963年부터이므로 「시뮬레이션」도 1963~81年의 期間에 걸쳐 행해졌다.

여러 方程式에 自體의 時差變數가 說明變數로 包含되어 있고 模型에서 「시뮬레이트」된 값이 다시 翌年의 豫測에 利用되는 動態的 「시뮬레이션」은 그 結果가 흔히 不安定하기 쉬운 것을 감안할 때 本模型의 豫測度는 대체로 良好하다 할 수 있겠다. 〈表 1〉에서 보는 바와 같이 國內貯蓄率의 경우 實際値와 「시뮬레이션」結果値의 相關係數는 0.967에 달하며, *RMSE*는 1.46으로서 期間平均値의 8.3%에 불과하다. 部門別 貯蓄率을 보면 個人이나 法人보다 政府貯蓄의 경우에 豫測度가 높게 나타나고 있다.

V. 1982~86年의 國內 貯蓄率 豫測

위의 模型에 의해 標本期間 以後인 1982年부터 第5次計劃 마지막 年度인 86年까지의 國內貯蓄率을 豫測하였다. 이를 위해서는 먼저 模型에 포함된 外生變數들의 값이 주어져야 하는데 이것이 〈表 2〉에 나타나 있다. 아직 修正 5次計劃의 總量變數들이 確定되지 않은 상태이므로 이들 假定은 獨立的인 展望에 根據한 것이다.

總量前提의 基本案은 1983~84年에 대해서는 韓國開發硏究院의 最近展望値를 中心으로 使用하였으며 1985~86年의 成長에 관해서는 經濟企劃院의 展望値를 利用하였다. 1983~84年에는 美國을 中心으로 先進國 景氣가 回復

〈表 1〉 國內貯蓄率의 「시뮬레이션」 結果

	國內貯蓄率 (S_d/GNP)	個 人 (S_h/GNP)	法 人 (S_c/GNP)	政 府 (S_g/GNP)
實際値와 豫測値의 相關係數	0.969	0.922	0.874	0.976
Root-mean-squared error(RMSE)	1.46	1.28	0.72	0.49
Mean absolute error	1.27	1.18	0.63	0.39
平均値(1963~81)	17.5	6.52	6.57	4.38

되는데 힘입어 8% 以上의 成長을 보이고 1985~86年에는 7.5% 水準의 成長이 가능할 것으로 展望하였다.

〈表 2〉 1983~86年 國內貯蓄率 豫測을 위한 總量前提(基本案)

(단위 : %)

	1983	1984	1985	1986
實質 GNP(V)	8.8	8.1	7.5	7.5
(非農林水産)(V_n)	(9.5)	(9.1)	(8.2)	(8.2)
GNP「디플레이터」(P_v)	3.5	2.5	2.5	2.5
名目 GNP(GNP)	12.6	10.8	10.2	10.2
(農林水産)(GNP_a)	(6.5)	(6.0)	(6.0)	(6.0)
法人固定投資(I_c)	12.0	10.0	9.5	9.5
政府消費支出(I_g)	10.0	3.0	10.2	10.2
非農林水産就業者數(E_n)	4.0	3.7	3.5	3.5
都賣物價(P_w)	0.3	1.5	1.5	1.5
消費者物價(P_c)	3.5	2.0	2.0	2.0
名目賃金(W)	12.0	5.0	5.0	5.0
換 率(年末)(P_m)	6.0	0	0	0
輸 入 單 價(P_m)	−5.0	4.0	4.5	4.5
金 利				
預 金(r_d)	8	8	7	7
貸 出(r_b)	10	10	9	9

註 : 위에 提示된 假定外에도 ①上場法人數가 每年 약 10個業體씩 增加 ②法人稅率은 82年末의 稅法改正에 따라 4%「포인트」引下 ③輸入性向은 84年 以後 小幅 增加하나 86年이 40%로서 81年水準과 同一하고 ④家計의 海外로부터의 純經常移轉收入은 年間 약 400億원씩 增加하는 것을 前提로 함.

한편 物價에 있어서는 原油 등 國際原資材價格의 安定에 힘입어 1983年에 都賣物價가 0.3% 정도에 그치는 反面, 消費者物價와 GNP「디플레이터」는 약 3.5%가 上昇할 것으로 展望하였다. 1984~86年에는 海外原資材 價格이 不安要因으로 작용할 가능성이 있으나 그간의 物價安定을 바탕으로 賃金이 크게 安定되고 換率도 上昇要因이 없을 것으로 보여져 인플레율이 더욱 낮아질 수 있을 것으로 보았다. 都賣物價의 경우 年 1.5%, 消費者物價는 2%, GNP「디플레이터」의 경우는 2.5% 水準의 物價上昇을 假定하였다. 이같은 安定의 定着에 따라 金利도 1985年부터는 다소 낮아질 수 있을 것으로 展望하였다. 한편 政府는 財政運用의 健實化를 위해서 1984年度의 歲出豫算을 今年水準에서 凍結할 計劃으로 있는 바, 이를 감안하여 84年의 政府消費支出은 名目으로 前年對比 3%에 그치는 것으로 假定하였으며 1985~86年에는 名目 GNP와 同一한 增加率로 늘어나는 것으로 보았다.

이러한 外生變數에 대한 假定下에서 1982~86年間의 각 部門의 貯蓄率 展望値가 〈表 3〉에 提示되어 있다[8]. 個人貯蓄率이 81年 6.6%에서 1986年에 11%水準으로 크게 提高되고, 法人貯蓄率은 81年의 6.7%에서 역시 9% 水準으로 增加할 것으로 推定되고 있다.

이렇게하여 1986年의 國內貯蓄率이 29%以上까지 달할 것으로「시뮬레이션」結果가 보여 주고 있으나, 實際로는 이보다 다소 낮은 28~29%가 될 것으로 보는 것이 現實的일 것이다. 그理由로는 첫째로, 豫測 初年度인 82年에 國內貯蓄 實際値는 21.5%인데 反해 豫測値는 21.8%로 0.3% 過大推定되고 있으며,

8) 國內貯蓄率 豫測을 위한 實際 動態「시뮬레이션」에서는 앞에 提示된 方程式과 다소 相異한 方程式이 利用된 것이 있다. ① C_h/Y_h^d 方程式 (18-1)은 物價安定에 따른 매우 有意한 消費節減效果를 나타내줌으로써 家計貯蓄을 지나치게 樂觀的으로 豫測하는 것으로 보이는 反面, 金利의 影響이 없는 것으로 나타나 있다. 따라서 인플레율($\dot{P}_c^m$)대신 實質金利($r_d-\dot{P}_c^m$)를 포함한 아래 方程式을 推定하여 兩方程式의 平均値를 C_h/Y_h^d로 使用하였다

$$C_h/Y_h^d=0.871-0.0533\ln(Y_h^d/P_v)^m$$
$$(4.38)\quad(-3.59)$$
$$-0.00450(Y_h^d/P_v)-0.00071(r_d-\dot{P}_c^m)$$
$$(-5.99)\qquad(-1.41)$$
$$+0.330(C_h/Y_h^d)_{-1}$$
$$(2.10)$$
$$R^2=0.913\quad D.W.=1.55$$

② T_c/Y_c, D_{iv}/Y_{c-1} 方程式들은 自體의 前期値가 說明變數로 包含될 경우에 다분히 例外的인 1981年의 값이 큰 影響을 미쳐 다소 非現實的인 結果를 얻었기 때문에 이를 포함하지 않은 方程式 推定結果를 使用하였으며, DP_g/GNP의 경우에도 自體의 前期値를 포함하지 않을 경우에 더 現實的인 結果를 얻었기 때문에 이를 使用하였다.

둘째로, 1983年에도 民間消費가 上半期에 前年同期比 7.6%나 增加하는등 消費가 크게 늘어나고 있는 것을 볼 때 國內貯蓄率이 豫測値에 未達할 可能性이 크기 때문이다. 물론 近來에 消費가 높게 增加하는 것은 家計의 인플레心理가 아직 남아 있는 데다가 名目金利의 대폭 下向調整, 비교적 餘裕있는 流動性 供給, 1983年 봄의 不動産 價格上昇, 「마이카 붐」등이 複合的으로 作用한 一時的인 現象이라고 한다면 86年의 國內貯蓄率은 「시뮬레이션」結果値에서 큰 修正을 要하지 않는다고 하겠다.

各 部門別로 豫測된 貯蓄率의 決定要因들을 살펴보면, 個人部門에 있어서 GNP對比 個人所得의 比率(Y_h/GNP)이 꾸준한 經濟成長과 農林水産 附加價値 比重의 減少에 따라 81年의 74.8%에서 86年에 72.2%까지 下落함에도 불구하고, 個人可處分所得에 대한 個人消費率(C_h/Y_h^d)이 所得의 增加와 物價安定에 힘입어 81年의 82.7%에서 1986年에 86.6%까지 下落함으로써 個人貯蓄率 增加에 決定的인 影響을 주는 것으로 나타나고 있다. 個人所得에 非法人企業의 資本消耗充當金 比率(DP_h/GNP)은 큰 變動없이 小幅 增加할 것으로 豫想되고 있다.

〈表 3〉 國內貯蓄率 豫測結果(1982~86)

(1) 個人貯蓄(S_h/GNP) (단위 : %)

	Y_h/GNP	T_h/Y_h	C_h/Y_h^d	DP_h/GNP	S_h/GNP
1977	74.59	3.71	87.38	2.55	11.19
1978	74.87	3.62	85.02	2.24	12.27
1979	74.67	3.66	85.78	1.86	11.52
1980	75.25	3.47	91.54	1.91	7.40
1981	74.75	3.76	92.67	1.99	6.64
1982	74.10	3.82	92.22	2.16	7.08
1983	73.29	4.00	89.35	2.30	9.02
1984	72.85	4.12	87.92	2.41	10.09
1985	72.55	4.19	87.16	2.50	10.69
1986	72.20	4.26	86.58	2.58	11.14

(2) 法人貯蓄(S_c/GNP) (단위 : %)

	Y_c/GNP	T_c/Y_c	D_{iv}/Y_{c-1}	DP_c/GNP	S_c/GNP
1977	7.39	26.8	37.1	5.11	8.33
1978	7.17	32.2	32.2	4.54	7.64
1979	6.53	37.9	24.7	5.16	7.82
1980	3.55	63.7	21.5	6.23	6.32
1981	3.28	69.9	31.0	6.18	6.28
1982	3.93	42.2	24.2	6.51	8.08
1983	4.29	34.4	27.0	6.50	8.25
1984	5.12	31.9	28.0	6.65	8.74
1985	5.61	33.0	26.7	6.69	8.87
1986	6.06	33.0	26.5	6.70	9.05

(3) 政府貯蓄(S_g/GNP) (단위 : %)

	GR/GNP	C_g/GNP (外生)	DP_g/GNP	S_g/GNP
1977	19.73	14.58	0.46	5.61
1978	20.22	14.17	0.42	6.46
1979	21.05	14.25	0.44	7.24
1980	22.13	16.38	0.44	6.18
1981	22.23	16.00	0.47	6.69
1982	22.37	16.17	0.47	6.67
1983	22.37	15.79	0.47	7.05
1984	22.58	14.68	0.47	8.37
1985	22.90	14.68	0.47	8.69
1986	23.24	14.68	0.47	9.03

(4) 綜 合 (단위 : %)

	個人	法人	政府	國內貯蓄率
1977	11.19	8.33	5.61	25.14
1978	12.27	7.64	6.46	26.37
1979	11.52	7.82	7.24	26.58
1980	7.40	6.32	6.18	19.91
1981	6.64	6.28	6.69	19.60
1982實績	14.81		6.67	21.48
1982豫測	7.08	8.08	6.67	21.83
1983	9.02	8.25	7.05	24.32
1984	10.09	8.74	8.37	27.21
1985	10.69	8.87	8.69	28.25
1986	11.14	9.05	9.03	29.22

한편 法人貯蓄率의 增加에 주된 影響을 미치는 것은 GNP對比 法人利潤 比率(Y_c/GNP)의 增加로 나타나고 있는데, 이것은 非農林水産部門의 成長이 비교적 높게 持續되고 이 部門의 勞動生産性이 實質賃金보다 빨리 增加하는데 起因하는 것으로 보인다. 이밖에 實効法人稅率(T_c/Y_c)은 1983年의 法人稅率 引下를 反映하여 83年 以後 32~34% 水準으로 安定되고, 法人의 配當率(D_{iv}/Y_{c-1})은 82年에는 法人利潤率의 低位및 金利引下 등을 反映하여 다소 낮게 나타나지만 83年 以後에는 法人利潤率의 向上에 따라 27% 內外 水準을 보여주고 있다. GNP對比 法人 資本消耗充當金 比率(DP_c/GNP)은 그 長期的인 增加趨勢와 法人利潤率이 增加에 따라 81年의 6.2%에서 86年에는 6.7%로 높아질 展望이다.

政府部門에 있어서는 國民所得의 增加에 따른 租稅負擔率의 提高로 GNP對比 政府經常收入 比率이 1981年의 22.2%에서 86年까지 1%「포인트」정도 높아지는 것으로 나타나고 있다. 그 反面 84年度의 歲出凍結로 인해서 政府消費가 微微한 增加에 그치고 81年에 16%에 달한 政府消費/GNP比率이 1984~86年間에는 14.7% 水準에 머물 것으로 假定됨에 따라서 政府貯蓄率은 3%「포인트」以上 增加하는 것으로 展望되고 있다.

한편 巨視經濟 모습및 政策運用이 달라 졌을 때 國內貯蓄率의 展望이 얼마나 달라지는가를 보기 위하여 基本案과 다른 두가지 代案을 想定하여 國內貯蓄率을 豫測하였다. 〈代案 1〉은 物價安定에 보다 큰 政策努力을 기울여 1984~86年의 物價·賃金上昇率이 基本案에 比해 1%「포인트」낮은 反面, 實質 GNP成長率도 1984~86年에 각각 7%로 낮아지는 경우이다.

〈代案 2〉는 實質 GNP成長이 基本案과 같으나 物價·賃金上昇率과 名目賃金만이 2%「포인트」낮아지는 것으로 想定하였다. 이러한 代案에서 豫測된 貯蓄率 展望을 基本案의 경우와 比較한 것이 〈表 4〉에 나타나 있다. 〈代案 1〉의 경우에는 物價가 더욱 安定됨에도 불구하고 낮은 實質成長으로 인해서 1986年의 國內貯蓄率이 基本案보다 0.2%「포인트」낮은 것으로 나타나 있다. 反面 〈代案 2〉에 있어서는 物價安定에 힘입어 國內貯蓄率이 0.5%「포인트」높게 豫測되고 있다.

〈表 4〉 代案別 國內貯蓄率 展望

(단위 : %)

	代案 1			代案 2			基本案		
	1984	1985	1986	1984	1985	1986	1984	1985	1986
國內貯蓄率	26.7	27.9	29.0	27.4	28.6	29.7	27.2	28.3	29.2
個人貯蓄率	9.9	10.6	11.0	10.2	10.9	11.4	10.1	10.7	11.1
法人貯蓄率	8.6	8.8	9.1	8.9	9.1	9.3	8.7	8.9	9.1
政府貯蓄率	8.2	8.5	8.8	8.4	8.7	9.0	8.4	8.7	9.0
代案別 假定의 差異	1984~86年 成長 年 7% 物價上昇率 : 基本案 −1%			物價上昇率 : 基本案 −2% 金利 : 基本案 −2%			〈表 2〉 參照		

Ⅵ. 結　　論

本稿에서는 個人, 法人 그리고 政府의 貯蓄行態를 分析하고, 巨視經濟展望 등의 前提下에서 國內貯蓄率 豫測을 試圖하였다. 이 結果에 의하면 5次計劃의 마지막 해인 86年에 우리의 國內貯蓄率은 28~29%에 달할 것으로 展望된다.

이것은 82年의 國內貯蓄率 21.5%에 비해서는 상당히 높은 水準이나 과연 投資財源의 自立을 이룩하기에 充分한 것인가에 대한 檢討가 別途로 必要한 것이다. 韓國開發硏究院의 産業聯關 線型計劃模型에 의하면 産業別 限界資本係數, 附加價値率 등의 現實的인 「파라미터」와 86年까지 負의 海外貯蓄을 이루려는 政策目標 制約下에서 1984~86年間의 年間 GNP 成長은 약 7.5%, 그에 必要한 投資率은 86年에 약 32.5%(1980年不變價格 基準)에 달하는 것으로 나타나고 있다. 따라서 1986年까지 不變價格基準의 國內貯蓄率이 32.5%가 되어야 投資財源의 自立을 이룰 수 있는 것이다.

그런데 一般的으로 投資「디플레이터」는 GNP「디플레이터」보다 安定的이므로 基準年度 以後의 不變 投資(貯蓄)率은 經常 投資(貯蓄)率보다 높다. 이를 감안할 때 投資財源의 自立을 위한 經常 國內貯蓄率은 29~30%가 되어야 할 것으로 展望된다. 이것은 本稿의 國內貯蓄率 推定値 28~29%보다 다소 높은 水準이므로, 86年부터 海外貯蓄에 依存하지 않는 成長을 하기 위해서는 貯蓄增大를 위한 加一層의 努力이 必要하다고 하겠다.

貯蓄增大를 위해서 經濟運用面에서는 특히 인플레心理가 되살아나지 않도록 通貨政策上의 節度가 要求되며, 이밖에도 사치성 서비스 등의 지나친 消費抑制, 政府의 지속적인 經常支出 節約, 「코스트」安定化를 통한 企業利潤 및 社內留保의 增大 등이 필요할 것으로 생각된다. 또한 直接的인 貯蓄誘因策으로서는 金融機關利用의 生活化를 꾸준히 誘導하고, 勤勞者 賃金引上分의 일부를 强制貯蓄토록 하며 住宅·敎育등 投資所要가 큰 分野에 있어서 實需要者에게 有利한 貯蓄手段을 開發하는 것 등을 檢討할 필요가 있을 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

金光錫, 『韓國 인플레이션의 原因과 影響』, 韓國開發硏究院, 1973.

_____, 『韓國家計의 貯蓄行態』, 韓國開發硏究院, 1975.

韓國銀行, 「우리나라 貯蓄推移」, 『調査月報』, 1971. 5.

_____, 「우리나라 貯蓄函數에 관한 小考」, 『調査月報』, 1974. 10.

_____, 「金利와 民間貯蓄에 관한 小考」, 『調査月報』, 1975. 9.

Ando, A. and F. Modigliani, "The Life Cycle Hypothesis of Savings: Aggregate Implications and Tests", *American Economic Review*, March 1963, pp. 55-84.

Chandavarkar, A.G., "Some Aspects of Interest Rate Policies in Less Developed Economies: The Experience of Selected Asian Countries", I.M.F. Staff Paper 1971.

Chenery, H.B. and P. Eckstein, "Development Alternatives for Latin America", *Journal of Political Economy*, supplement to July-August, 1970, pp. 966-1006.

Duesenberry, J.S., *Income, Saving, and the Theory of Consumer Behavior*, Cambridge, Mass.: Harvard University Press, 1949.

Friedman, M., *A Theory of the Consumption Function*, Princeton, N.J.: Princeton University Press, 1957.

Gupta, K.L. "Personal Saving in Developing Nations: Further Evidence", *Economic Record*, June, 1970, pp. 243-249.

Kelley, A.C. and J.G. Williamson, "Household Saving Behavior in Developing Economies: The Indonesian Case", *Economic Development Cultural Change*, April, 1968, pp. 385-403.

Keynes, J.M., *The General Theory of Employment, Interest and Money*, London: Macmillan, 1936.

Kim, Mahn Je and Yung Chul Park, "A Study on the Savings Behavior in Korea, 1953-72", KDI, mimeo.

Leff, N. and K. Sato, "A Simultaneous Equation Model of Saving in Developing Countries", *Journal of Political Economy*, December, 1975, pp. 1217-1228.

Mikesell, R. and J.E. Zinser, "The Nature of the Savings Function in Developing Countries: A Survey of the Theoretical and Empirical Literature", *Journal of Economic Literature*, March, 1973. pp. 1-26.

Modigliani, F., "The Life Cycle Hypothesis of Saving and Intercountry Differences in the Saving Ratio", in W.A. Eltis, M. F. Scott and J.N. Wolfe(eds.), Introduction, *Growth and Trade: Essays in Honour of Sir Roy Harrod*, Oxford Univ. Press, 1970.

Ortmeyer, D.L., "Does Income Drive Saving?, Exogeneity Testing Applied to East Asian Data", *Journal of Development Economics*, 1980, pp. 397-407.

Tobin, J., "Life Cycle Saving and Balanced Growth", in W.J. Fellner and Others (eds.), *Ten Economic Studies in the Tradition of Irving Fisher*, N.Y., 1967.

Wai, U.T., "Financial Intermediaties and National Savings in Developing Countries", 1972.

Williamson, J.G., "Personal Saving in Developing Nations: An Intertemporal Cross-Section from Asia", *Economic Record*, June, 1968, pp. 194-210.

_____, "Why Do Koreans Save 'So Little'?", *Journal of Development Economics*, September, 1979, pp. 343-362.

Yusuf, S. and R.K. Peters, "Why Savings Matter Once Again: The Case of Korea" World Bank Staff Working Paper, May 1983.

外債의 理論的 模型과 韓國의 外債管理

金 仁 哲

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序
Ⅱ. 海外借入의 諸模型
Ⅲ. 우리나라 外債의 現況
Ⅳ. 우리나라 外債負擔과 償還能力評價
Ⅴ. 結 論

Ⅰ. 序

過去 20여년동안 우리나라는 二次石油波動直後인 1980年을 제외하고 年平均 8.4%라는 높은 成長率을 持續해 왔다. 물론 이것은 어디까지나 우리 國民의 成長에 대한 강한 집념에서 비롯하여 高等敎育과 技術訓練을 통한 高級人力開發, 熟練勞動者의 養成, 그리고 國際經濟協力에 의한 技術과 資本의 流入으로 계속 높은 投資가 뒷받침되었기 때문이라 할 수 있다.

그러나 開發初期에 있는 현상으로 所得水準이 절대적으로 낮아 國內貯蓄率도 따라서 낮기 때문에 높은 投資率(對 GNP 혹은 對 GDP 投資比率)을 充足시켜 줄 수가 없었다. 그래서 부득이 그 不足分을 海外貯蓄에 의존할 수 밖에 없었다. 이것은 우리나라 뿐만 아니라 一般的으로 다른 開途國에도 같이 適用된다고 할 수 있다.

海外貯蓄에는 크게 세가지로 구분하여 經濟援助, 外國人投資 그리고 借款形態가 있다. 經濟援助는 解放 이후부터 1965年 사이에 주로 美國으로부터 提供받았으며 그 額數는 약 60億달러에 달하였다. 그러나 1965年부터 現在까지의 過去 20年동안의 經濟援助는 사실상 微微한 것이었다. 外國人投資도 아직까지는 큰 比重을 차지하지 않고 있다. 예를 들면 1982年 한해동안의 外國人投資는 到着基準으로 볼 때 公共 및 商業借款을 포함한 全體外資導入에서 단지 3.5%를 차지하고 있고 과거 5年동안에도 이런 趨勢를 유지했다. 그러므로 外國人投資는 本稿의 分析對象에서 제외하였다.

筆者 : 韓國開發硏究院 副硏究委員

지금 世界經濟는 先後進國을 막론하고 相互依存關係에 있으므로 現在 開途國의 外債問題는 비단 債務國家에만 한정된 것이 아니다. 즉, 開途國의 債務不履行事態가 계속될 것으로 예상되면, 資金供給者들은 世界金融市場에서 資金引出을 시작할 것이며 이것이 단시일내에 파급되면 世界金融市場은 마비상태로 들어갈 것이기 때문에 世界金融人들은 초긴장상태에서 事態進展을 예의 주시하는 한편 世界銀行(World Bank)이나 國際通貨基金(IMF)을 비롯한 國際金融機關에서는 開途國外債償還時期再調整(debt rescheduling)을 주선하며 特別基金 등을 이용하여 流動性追加供給에 주력함으로써 開途國外債危機를 모면하고자 노력하고 있는 실정이다.

一國의 外債問題는 크게 둘로 나누어 外債累增의 深刻性과 債務償還不能으로 볼 수 있다. 급속히 늘어나는 外債는 곧 國民負擔의 增加를 의미하기 때문에 外資使用에 있어 效率性點檢에 관심이 귀착되고 있다. 또한 債務償還不能은 對外信用을 추락시키고 이것은 국가적으로 상당한 손실을 가져오게 되므로 輸出振作을 통한 外貨資產保有의 提高나 國際市場에서의 信用度를 유지하여 債務償還에 필요한 再借入의 資金供給源을 確保하는 것이 現外債問題解決의 主關鍵이 되고 있다.

이런 狀況에서 볼 때 外債의 效率的 管理 즉, 最適債務水準의 維持, 外資의 效率的 導入 및 運用은 現外債問題에 당면한 우리의 基本課題가 된다. 이러한 基本課題를 수행함에 앞서 外債의 基本性格과 관련된 主要問題들을 충분히 이해하는 것이 必須的이다. 그러므로 本稿 Ⅱ章에서는 간단한 理論模型을 통해 一國經濟의 對外債務決定을 비롯하여 公共 및 民間海外借入決定의 外債需要側面과 國際金融市場의 開途國에 대한 外債供給側面을 분석하였으며, Ⅲ章에서는 이러한 分析틀에 맞추어 우리나라 外債의 性格과 諸問題를 檢討하였으며, 특히 韓國의 外債償還能力을 측정하는 諸指標에 관해서 논의하였다. 그리고 資金供給者側에서 보는 借入國의 對外信用度에 관해서도 言及하였다. 끝으로 우리나라 外債의 効率的 管理를 爲한 基本方案을 提示하였다.

Ⅱ. 海外借入의 諸模型

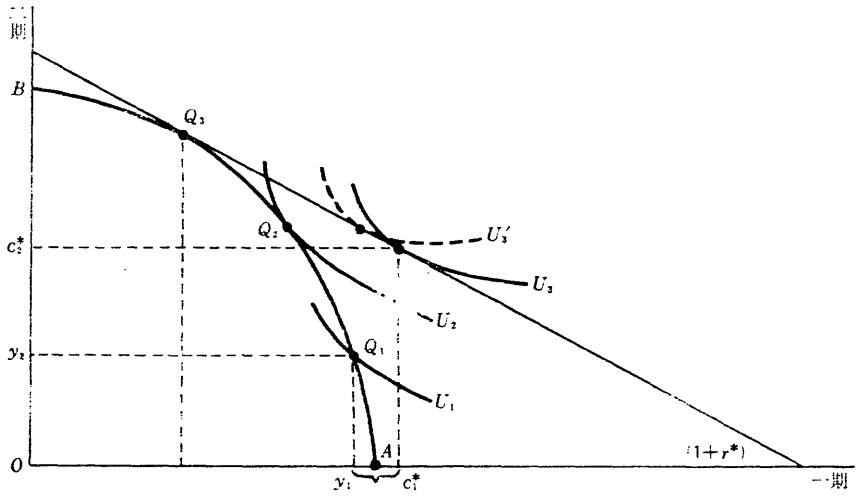
1. 一國經濟의 海外借入模型

一般的으로 外債文獻에서 취급하고 있는 一國經濟의 海外借入模型에는 두가지 接近法이 있다[1]. 하나는 간단한 Harrod-Dormar의 成長模型을 이용하여 資本의 限界資本係數와 國民貯蓄率等이 주어질 때 外資所要로서 海外借入量이 決定됨을 보여 주며, 또 하나는 時點間(intertemporal) 分析模型으로 國民全體의 厚生을 極大化하는 要件으로서 유도되는 最適海外借入(optimum foreign borrowing) 模型이 있다.

前者에 속하는 海外借入模型에 관해서는 均衡海外借入(equilibrium level of foreign borrowing)의 유도를 數學的으로 처리한 것만 本稿의 附錄Ⅰ에 소개하는 것으로 그치고 대신 本節에서는 投資 및 成長理論에 널리 쓰이

1) Donogh C. McDonald, "Debt Capacity and Developing Country Borrowing; A Survey of the literature," *IMF Staff Papers*, December 1982, pp. 603-646.

〔圖 1〕 最適海外借入의 決定模型(二期模型)



고 있는 二期模型(two-period model)을 응용하여 海外借入의 決定을 도출해 보기로 한다[2]. 이 模型은 한 代表的인 經濟主體가 全期間을 통한 總可用資源을 가지고 現在消費와 未來消費間에 最適配分하는 問題를 보여준다.

예컨대 全期間을 二期로 잡았을 때 第二期의 所得까지 포함시킨 總所得 $y_1+\frac{y_2}{1+r^*}$으로 總消費 $c_1+\frac{c_2}{1+r^*}$를 충당한다면 그 社會의 目標效用方程式 $U(c_1, c_2)$를 極大化시키는 c_1^* c_2^*가 유도될 것이고 따라서 最適海外借入은 第一期의 最適消費에서 第一期의 所得을 減한 것이 되며 方程式 $B^*=c_1^*-y_1$이 成立한다. 여기서 r^*는 第二期의 所得이나 消費를 現在化시킬 때 適用되는 割引率을 나타내며 自由開放經濟體制下에서는 世界市場에서의 割引率과 일치하게 된다.

時點間 效用極大化를 통하여 最適海外借入이 決定되는 과정은 〔圖 1〕을 통해서 쉽게 설명이 된다. 우선 開放以前의 經濟가 지극히 원시적이어서 投資를 통한 生產活動이 전혀없는 經濟라고 假定했을 때 이 經濟全體의 二期間의 消費分配는 바로 各期의 所得水準과 일치하여 이 經濟의 社會的 效用水準은 U_1에 해당한다. 그러나 一期에 投資·貯蓄을 통해서 生產이 이루어진다면 소위 時間生產性曲線 AB가 도출되어 一期의 生產은 Q_1에서 Q_2로 옮아가며 效用水準도 U_1에서 U_2로 上昇하게 된다. 그러나 經濟가 自由開放되어 世界資本市場에서의 利子率 r^*이 實際利子率이 된다면 資金調達이 더욱 용이해짐으로써 效用無差別曲線의 기울기가 世界割引率과 時間生產性曲線의 기울기와 모두 일치되는 점에서 各期의 最適生產消費가 결정되고 社會全體의 效用水準도 U_2에서 U_3로 增加된다. 이때 支出 c_1^*가 所得 y_1를 능가함은 國內投資가 國內貯蓄을 초과한다는 것을 뜻하며 그 결과 最適海外借入은 $B^*=c_1^*-y_1$이 된다.

이러한 시각적 분석을 통해서 알 수 있는 것은 最適海外借入의 決定要因으로 다음 3가지를 고려해 볼 수 있다.

2) J. Hirshleifer, *Investment, Interest and Capital*, 1970을 참조.

첫째, 國內投資와 貯蓄間의 「갭」(gap)의 크기이다. 주어진 國內貯蓄의 크기에 비하여 成長을 위한 投資가 크면 클수록 海外借入은 늘어나게 된다.

둘째, 時間選好(time preference)가 어떠한가에 달려있다. 즉 現在를 將來보다 중요하게 여기는 정도를 나타내는 時間選好가 적을수록 海外借入은 줄어들 수 있을 것이다. 예컨대 社會無差別曲線을 U_3에서 U_3'로 옮길 수 있다면 海外借入은 그만큼 줄어들 것이다.

세째, 國際金融市場에서의 利子率 r^*이 높을수록 海外借入이 줄어들게 된다. 즉 國內時間生産性이 일정한데 海外借入의 利子負擔이 높아지면 그만큼 海外借入은 줄어들기 마련이다.

全期間을 二期에 국한시키지 않고 연속적 時間槪念으로 본 分析도 일련의 간단한 수학적 方程式體係를 만들어 봄으로써 가능해진다.

國民全體가 극대화하고자 하는 效用方程式은 時點間 安定的 消費패턴을 목표로 하는

$$\underset{[c,\ I]}{\mathrm{Max}}\int_0^\infty e^{-r^*t}U(c_t)dt \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(1)$$

로 표시되며 여기서 r^*는 割引率을 가리키며 世界金利水準과 일치한다고 가정한다.

旣存外債의 利子支拂 r^*B_t와 國民消費 및 投資支出의 合이 國民生産을 벗어난만큼 外債가 純增한다고 가정하여 外債增加方程式은

$$\dot{B}_t=c_t+I_t[1+\phi(I_t)]+r^*B_t-F(K_t, L_t) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(2)$$

이 되며 여기서 '.'는 時間微分을 표시하며, L_t는 勞動力을 표시한다. 投資支出의 總費用은 投資의 自體費用과 기계설비장치의 單位當費用函數 $\phi(I_t)$의 合으로 나타내며 $\phi'>0$, $\phi''>0$를 가정한다.

資本스톡과 投資와의 關係式도 減價償却率 δ_t를 감안한

$$I_t=\dot{K}_t+\delta_t K_t \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(3)$$

이 되며, 投資支出費用方程式도

$$I=I_t+\phi(I_t)I_t \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(4)$$

로 표시될 수 있다.

또한 全期間을 통하여 純借入의 現在價値가 零이 되게 하는 條件

$$\lim_{t\to\infty} e^{-r^*t}B_t=0 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(5)$$

이 있다.

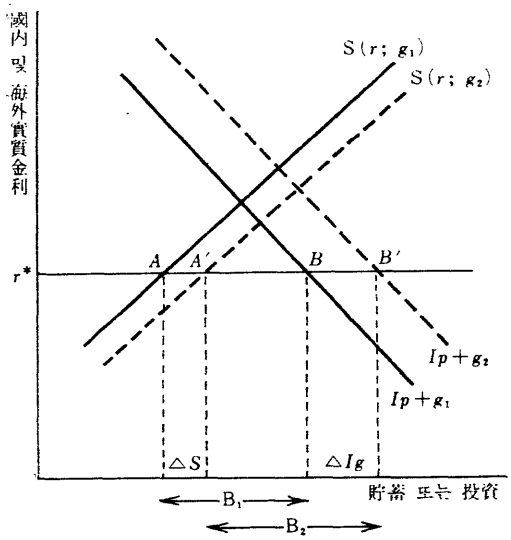
(2)(3)(4)(5)의 經濟制約條件을 만족시키고 初期의 資本量 K_0, 初期의 外債水準 B_0 그리고 生産函數의 $\frac{\partial F}{\partial K}>0$, $\frac{\partial^2 F}{\partial K^2}<0$ 條件을 성립시키는 극대화결과로서 첫단계에 資本의 限界收益과 限界投資資用의 비교로 均衡投資와 資本量이 정해진 다음 消費도 정해지고 따라서 外債增減의 與否가 決定된다[3].

2. 公共借款模型

一節에서 다룬 最適債務의 未定은 經濟의 成長能力, 國民의 未來에 대한 選好度, 現在의 所得水準 등의 經濟與件下에서 國民의 厚生을 극대화시키는 要件으로 도출되었다. 이런 관점에서 볼 때 지나치게 의욕적인 成長目標나 무리한 國民貯蓄의 提高는 國民福祉를 오히려 減少시킬 소지가 있다.

3) Olivier J. Blanchard, *Debt and Current Account Deficit in Brazil*, Workingpaper Series No. E-82-9, Stanford University, April 1982.

〔圖 2〕 政府投資와 海外借入



그러나 一國經濟의 最適規模를 실제적으로 계산해내기란 거의 不可能하다. 우선 社會 全體의 厚生方程式을 도출하기가 힘든 것은 잘 알려져 있다[4]. 그러므로 實際的意味의 最適債務水準은 外債를 總量的으로 다루기보다는 적어도 借款의 導入形態別로 區分하여 微視的으로 接近하여 도출함이 더 용이할 것이다.

實際的 意味의 最適債務에 관한 本著者의 생각은 現時點부터 導入해 오는 各種 借款의 導入을 최대한 유리한 條件으로 導入하여 國內에서 外資使用을 최대한 效率的으로 運用하는 것이 外債管理의 最上策으로 본다. 이런 의미에서 政府가 借主인 公共借款과 民間企業人이 借主인 商業借款에 관한 經濟學的 分析을 本節과 다음節에 나누어 시도하였다.

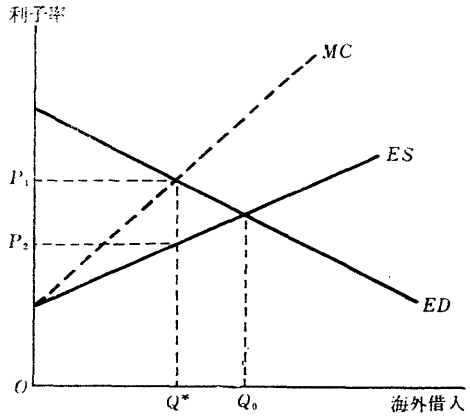
여기 소개되는 模型에서는 政府의 投資擴大가 海外借入에 어떤 영향을 미치는지 잘 보여준다.

4) Samuelson, Paul A., "Social Indifference Curves", *Quarterly Journal of Economics*, Feb. 1956.

예컨대 〔圖 2〕에서 보는 바와 같이 閉鎖經濟下에서의 國內投資는 오직 國內貯蓄에 의해서만 調達되기 때문에 國內實質金利도 外國에 비하여 높을 것이다. 國內貯蓄曲線 S는 國內利子率과 正의 관계가 있어 右上向하며 곧 설명하겠지만 政府事業投資와 같은 財政政策에 어느 정도 영향을 받아서 그에 따라 國內貯蓄曲線이 移動하게 되어 있다. 한편 國內投資曲線은 民間投資 I_p와 政府投資 I_g를 합한 國內總投資 I_{p+g}를 나타내는 것이며 資金의 投資曲線은 限界資本收益이 減少한다는 전제하에 右下向하게 된다. 그러므로 最大 혹은 均衡借入額 B_1은 借入된 資金의 限界生產性이 實質支拂金利 r^*과 같아질 때 결정된다. 원래 政府投資의 정당성은 外部濟經(externality)現象을 內部經濟化(internalize)하는데 있다. 즉 社會全體的 側面에서 본 經濟費用이나 惠澤이 民間側面에서 본 經濟費用 및 惠澤과 乖離가 생길 때 이를 각각 일치시키기 위하여 租稅나 政府投資의 형태로 政府介入의 역할이 강조된다고 할 수 있다. 전형적인 예로 高速道路, 港灣, 댐 등과 같은 社會間接資本에의 投資는 그 社會的인 惠擇이 큼에도 불구하고 民間次元에서의 大型投資가 이루어지기 힘들기 때문에 政府投資의 必要性이 대두된다.

政府投資가 g_1에서 g_2로 擴大되었다면 I_{p+g} 曲線은 오른쪽으로 移動하게 되어 그에 따라 海外借入은 늘어나게 된다. 그러나 실제로 얼마나 더 늘어날 것인지는 무엇보다도 民間이 政府投資事業을 어떻게 評價하느냐에 달려 있다. 예컨대 만일 政府投資가 民間企業人도 할 수 있는 投資의 性格을 띄는 경우에는 民間投資家들이 그만큼 投資機會를 상실하기 때문에 政府投資가 늘어날 때 民間投資는 오히려 어

〔圖 3〕 民間借入市場에서의 外部經濟



DE : 海外借入 需要曲線
ES : 해당 國家가 당면한 世界市場에서의 借入供給曲線
MC : 해당 國家의 限界借入費用曲線

느 정도 줄어들어 I_p 曲線은 왼쪽으로 移動하게 된다. 그 결과 民間投資와 政府投資를 합한 曲線 I_{p+g2}는 현재 위치보다 조금 왼쪽에 있게 될 것이다. 또 政府投資事業이 그 外部經濟的 惠澤으로 社會全體의 富의 蓄積에 직접 기여한다면 富의 效果로 貯蓄曲線이 오른쪽으로 移動될 수 있을 것이다[5]. 이러한 점들을 감안할 때 〔圖 2〕에서 볼 수 있듯이 海外借入 純增 $\Delta B=B_2-B_1$은 總投資의 增加分 ΔI_{p+g}에서 國內貯蓄 增加分 ΔS를 減한 것이 될 것이다.

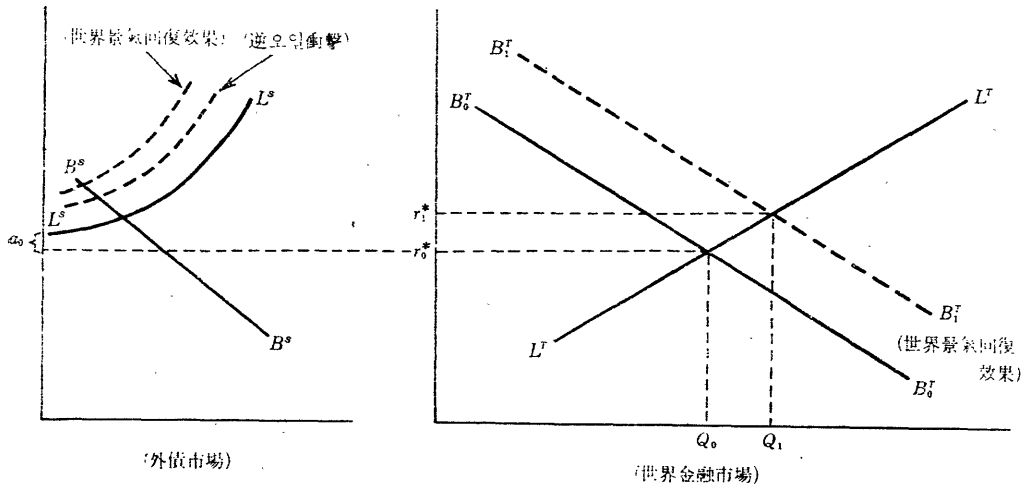
5) 이와 관련된 주요 이슈(issue)로서 로버트 배로(Robert Barro, 1974)는 政府가 발행한 債券이 政府의 未來租稅까지 염두에 두는 사람들에게는 富의 증가로 여기지 않으므로 그에 대비하여 강제 저축을 하게 될 수도 있다고 주장하였다.

6) Arnold C. Harberger, *On Country Risk and the Social of Foreign Borrowing by Developing Countries*와 *On the Determinants of Country Risk*, 1976을 참조.

3. 商業借款 模型

商業借款의 경우 國際金融市場에서의 借入金利는 一定한 것이 아니고 借入規模에 따라 上昇하는 경향이 있으며 특히 本節에서는 國際金融市場에서 民間借入者間의 경쟁으로 借入費用에 있어 外部經濟가 발생될 수도 있음을 거론하고자 한다[6]. 〔圖 3〕에서 *ED*는 國內總投資에서 國內總貯蓄을 減한 民間借款需要曲線(公共借款 제외)을 나타내며 限界貯蓄性遞減의 法則에 의하여 右下向한다. *ES*는 借入當事國에게 提供되는 世界供給曲線을 나타내며 供給者가 생각하는 債務支拂不能危險度에 따라 危險負擔費用이라고 할 수 있는 加算金利(spread)는 점증한다고 간주하여 右上向하고 있다. 그러므로 外部經濟가 不在中인 경우 均衡借入規模는 $\overline{OQ_0}$가 된다. 그러나 海外金融市場에서 借入者間의 경쟁으로 限界借入에 적용되는 限界金利는 既債務者의 債務負擔마저 올리게 된다. 이때 商業借款의 供給曲線을 ① $r=r^*+aB$로 表示할 수 있다. 즉 國內金利 r는 國際金利 r^*, 예컨대 LIBOR에 aB만큼 「스프레드」가 추가되며 이 「스프레드」는 海外借入規模 B에 따라 a比率만큼 증가된다고 가정할 수 있다. 이때에 國內借入者全體가 負擔하는 總利子支給額은 ② $rB=(r^*+aB)B$이 된다. 여기에서 限界借入費用은 ③ $MC=\partial rB/\partial B=r^*+2aB$로 도출되며 이 曲線은 借款供給曲線보다 위에 위치하고 있음을 알 수 있다. 그러므로 國家全體的 次元에서 보았을 때 *MC* 曲線과 *ED* 曲線과의 교차점에서 民間均衡借款導入이 決定될 수 있다. 물론 外國貸主에게 적용되는 支給金利는 $\overline{OP_1}$가 아

〔圖 4〕 世界金融市場과 外債市場과의 相互作用



니라 $\overline{OP_2}$에 해당한다. 그리고 適正民間借入은 $\overline{OQ_0}$가 아니라 $\overline{OQ^*}$로 되며 이를 위하여 政府의 介入은 稅金賦課 등을 포함한 다각적이고 다양한 형태를 취할 수 있을 것이다.

여기에서 지적되어야 할 사실로서 첫째, 借款導入의 形態에 관계없이 外債規模를 무조건적으로 줄이는 것은 현명하지 못하다고 하겠다. 讓與의 性格이 다분히 있는 公共借款의 경우에는 될수있는 대로 많이 導入하되 그 資金의 國內使用에 있어 資金의 效率性을 最大限 높이도록 하는 것이 바람직하다. 둘째, 國際資本市場에서 國內借入者間의 過當競爭이 있을 때에는 政府次元에서의 調整이 필요하며 理論的으로도 이것이 타당하다고 하겠다. 세째, 借入國의 對外信用度 또는 借入國의 信用危險(country risk)이 加算金利의 主要한 決定要因이 되기 때문에 借入國의 對外信用度를 높이기 위해서는 후에 다시 論議될 것이지만 政府는 經濟全盤에 걸친 經濟運用을 效率的으로 하는 것은 물론 政治·社會的인 不安要素를 가능한 한 줄이도록 努力해야 할 것이다.

4. 國際金融市場에서의 開途國 借入模型

以上의 海外借入에 대한 論議는 分析便宜上 外債需要側面에 치중한 것이었다. 그러나 本節에서는 開途國의 借入條件 및 借入規模가 國際金融市場에서 어떻게 決定되고 또 무엇에 의하여 영향을 받게 되는지 간단한 模型을 이용하여 이를 분석하고자 한다.

本模型은 開途國海外借入의 規模와 借入條件의 變化를 좀더 현실적으로 다루기 위하여 部分均衡接近法을 썼으며 外投市場과 世界金融市場과의 相互作用을 分析한 것이 특징이다[7].

〔圖 4〕에 의하면 世界金融市場에서 資金의 總需要曲線 B^T와 總供給曲線 L^T가 일치하는 점에서 國際金利 r^*와 世界借入貸出量 Q_0가

7) Ralph C. Bryant, *Notes on the Analysis of Capital Flows to Developing Nations and the Recycling Problem*, World Bank Staff Working Paper, 1981 참조.

決定된다. 이때 開途國의 外債需要를 충족시켜 주는 局地的 外債市場의 均衡을 살펴보면 償還不履行의 위험요소때문에 이들 外債開途國이 접하는 供給曲線은 분석편의상 $r=r^*+a_0+aB$로 表示할 수 있다. a_0는 「칸트리·리스크」의 基本危險負擔을 나타내며 外債導入量規模 B가 클수록 加算金利는 커지게 된다[8].

1973~74年 第一次石油波動때부터 1970年代末까지는 石油輸出國家의 限界貯蓄性向이 높아서 外債市場에서 資金供給者로서의 역할이 컸으나 二次石油波動을 전후하여 많은 石油輸出國家들이 自國의 基幹産業이나 社會間接部門에의 投資에 치중함으로써 1981年 下半期以後부터는 資本을 需要하게 되었고 따라서 外債市場에서의 供給源이 대폭 줄었다. 1982年末부터 시작된 油類價格引下趨勢는 供給曲線 L^S를 左上向 移動시켜 外債市場에서의 資金梗塞을 誘發시키게 됨을 이 模型을 통해서 알 수 있다.

지난 10年間 沈滯되어 온 世界景氣가 回復期에 접어들면서 先進工業國家 自體內에서의 資金需要가 늘어난다는 事實은 全體需要曲線이 B_0^T에서 B_1^T로 右上向 移動하게 됨을 의미하며 그 결과 世界金融市場에서의 金利引上 壓力이 시작되었고 이것은 다시 外債供給曲線 L^S를 左上向시켜 外債開途國의 資金調達을 더욱 어렵게 함을 뜻한다. 그러므로 이 模型을 통해서, 물론 先進工業國의 景氣回復은 開途國의 輸出에 어느 정도 도움이 되어 外債需要가 그만큼 줄어들 수도 있겠지만 그때까지는 外債市場에서의 資金梗塞症이 계속될 것으로 예측된다.

8) 「칸트리·리스크」에 관한 좀더 자세한 說明은 第四章에서 하기로 한다.

만일 이때 國際通貨先進國이 緊縮金融政策을 쓰면 L^T 曲線은 左上向하여 外債市場에서의 資金梗塞은 더욱 惡化될 것이나 반대로 膨脹金融政策을 쓰면 L^T 曲線이 右下向하여 外債市場에서의 梗塞症를 크게 완화시킬 수 있다는 事實도 유추할 수 있다. 그러나 各 先進國家에서의 金融政策은 各國의 특별한 經濟目標와 與件때문에 開途國의 外債問題가 國際金融制度의 死活에까지 영향을 줄 심각한 國際問題이겠지만 인플레 등을 염려한 美國 등 先進國은 쉽게 膨脹金融政策을 쓰는 것을 주저하고 있다. 또한 IMF에서 創出할 수 있는 流動性도 限界가 있다. 그러므로 당면한 開途國外債危機를 극복하기 위하여 先進工業國家들도 兩者間의 긴밀한 理解와 經濟政策의 調和를 통하여 일시적인 流動性問題를 解決해야 할 것이다.

國際金融市場에서의 資金梗塞症은 外債償還을 위하여 막대한 外債가 所要되는 이때에 開途國의 再借入이 힘들게 될 뿐만 아니라 높은 「스프레드」로 인한 高金利는 債務國家의 償還負擔을 加重시키게 된다.

Ⅲ. 우리나라 外債의 現況

1. 外債의 基本性格

本章에서는 지금까지 논의된 理論的 模型과 分析的인 틀에 맞추어 우리나라 外債問題를 검토해 보고자 한다. 우리나라의 外債는 1962年 第1次 5個年 經濟計劃의 實施를 계기로 하여 본격적으로 시작되었으며 成長에 필요한

〈表 1〉 産業別 借款導入 構成比

(단위 : %)

	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981
農 林 水 産	18.3	23.7	12.1	17.9	5.9	7.6	7.2	8.0	8.4	2.5	4.6	10.3
鑛 工 業	26.4	38.2	23.7	39.8	56.6	17.9	46.9	36.3	30.3	22.8	11.7	35.3
S O C	55.2	38.1	64.2	42.2	37.5	74.5	45.9	55.7	61.3	74.7	83.7	54.4
計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100,0	100.0	100.0	100.0	100.0

資料 : 經濟企劃院

財源의 많은 부분이 外債를 통해서 調達되었다. 1970年代初에 들어와서 우리나라는 國防産業을 비롯하여 重化學工業의 投資擴大에 박차를 가하였다. 이로써 外債使用도 急增하게 되었다. 또한 外債를 통해 導入된 外債中 많은 부분은 社會間接資本形成에도 投入되었다(表 1 참조).

2. 外 債 規 模

1982年末 현재 韓國의 總外債殘額은 長短期合計 373億을 기록하였고 〈表 2〉에서 보는 바와 같이 同年 元利金償還額만도 60億달러에 다달았다. 또한 1982年 실제로 調達된 外債總額은 약 71億달러를 기록하였고 또한 政府計劃에 의하면 우리나라는 向後 1986年까지 매년 60億달러 이상을 調達해야 할 형편에 놓여 있다.

한편 非産油開途國의 全體外債殘額은 〈表 3〉에서 보듯이 1983年에는 6,643億이 될 것이며 元利金償還額도 932億이나 된다. 또 최근 「유러머니」誌에 발표된 에이멕스 뱅크(Amex Bank)資料에 의하면 1986年末에는 開途國의 外債總額이 9,540億달러에 달할 것으로 전망하고 있다.

그러나 Ⅱ章 4節에서 三國間模型을 통하여 分析한 결과 國際資本市場에서의 開途國에 대한 外債供給源이 줄어드는 趨勢에 있으며 실제에 있어서 80年代에 들어와 開途國에 대한 信用危險(country risk)을 느낀 中·小銀行들은 債務償還期日이 돌아오면 開途國에서 받은 償還金을 再貸出하지 않고 國際金融市場에서 물러나는 현상을 보이고 있다. 예를 들면 「유

〈表 2〉 韓國의 元利金償還額

(단위 : 百萬弗)

	總 額	中·長 期		短 期 利 子
		元 金	利 子	
1961	0.6	0.4	0.2	—
1962	1.3	1.0	0.2	0.1
1963	1.7	1.0	0.6	0.1
1964	5.5	3.8	1.6	0.1
1965	14.6	12.3	2.1	0.2
1966	14.4	9.4	4.0	1.0
1967	34.8	22.9	10.7	1.2
1968	47.7	29.9	15.7	2.1
1969	98.5	56.0	34.1	8.4
1970	255.1	180.1	70.2	4.8
1971	339.6	220.2	98.9	20.5
1972	416.3	255.1	154.0	7.2
1973	609.1	396.1	190.6	22.4
1974	701.0	376.4	225.3	99.3
1975	846.2	393.8	311.4	141.0
1976	1,142.1	626.1	377.4	138.6
1977	1,557.2	823.2	515.6	218.4
1978	2,391.0	1,363.0	718.5	309.5
1979	3,173.3	1,660.5	939.5	573.3
1980	4,233.7	1,578.3	1,370.3	1,285.1
1981	5,635.4	2,004.0	1,757.0	1,874.4
1982	5,944.0	2,121.0	2,295.0	1,528.0

資料 : 經濟企劃院, 財務部

〈表 3〉 非產油 開途國의 外債推移

	1973	1975	1980	1981	1982	1983[4]
外債殘額(億弗)	1,301	1,908	4,740	5,550	6,124	6,643
短期	184	273	855	1,022	1,127	924
長期	1,118	1,635	3,885	4,528	4,996	5,716
(公共)	(510)	(703)	(1,529)	(1,724)	(1,932)	(2,187)
(民間)	(608)	(951)	(2,356)	(2,804)	(3,064)	(3,530)
外債/GDP(%)	22.4	23.8	27.6	31.0	34.7	34.7
外債/輸出(%)	115.4	122.4	112.9	124.9	143.3	144.4
元利金償還(億弗)	179	251	762	947	1,071	932
(利子)[1]	(69)	(105)	(404)	(551)	(592)	(551)
(元金)[2]	(111)	(146)	(358)	(397)	(479)	(381)
元利金償還率(%)[3]	15.9	16.1	17.6	20.4	23.9	19.3
아프리카	8.8	8.0	11.9	15.2	20.1	18.4
아세아	9.6	8.5	8.2	9.2	9.8	9.5
유럽	3.5	14.2	19.5	20.6	20.5	21.1
중동	20.9	16.0	13.2	17.5	17.6	15.8
남미	29.3	32.2	35.6	41.7	54.0	37.0

註 : 1) 長·短期 外債에 대한 利子
2) 長期 外債에 대한 元金償還
3) 元利金 償還額의 總輸出에 대한 比率
4) 豫測値

資料 : IMF, *World Economic Outlook*, 1983. 6.

〈表 4〉 外國人投資 및 借款(到着基準)

(단위 : 1,000弗)

	計		借款						外國人投資	
					公共借款		商業借款			
		%		%		%		%		%
1962	6,975	100.0	6,400	91.8	6,279	90.0	121	1.7	575	8.2
1963	45,202	100.0	43,127	95.4	24,261	53.7	18,866	41.7	2,075	4.6
1964	33,204	100.0	30,154	90.8	11,088	33.4	19,066	57.4	3,050	9.2
1965	49,838	100.0	39,097	78.4	11,209	22.5	27,888	56.0	10,741	21.6
1966	177,239	100.0	172,417	97.3	62,758	35.4	109,659	61.9	4,822	2.7
1967	230,213	100.0	217,546	94.5	79,754	34.6	137,792	59.9	12.667	5.5
1968	378,987	100.0	364,248	96.1	112,135	29.6	252,113	66.5	14,739	3.9
1969	515,912	100.0	508,952	98.7	148,090	28.7	360,862	69.9	6,960	1.3
1970	455,604	100.0	430,332	94.5	147,085	32.3	283,247	62.2	25,272	5.5
1971	681,174	100.0	644,458	94.6	323,744	47.5	320,714	47.1	36,716	5.4
1972	799,177	100.0	737,945	92.3	431,359	54.0	306,586	38.4	61,232	7.7
1973	1,024,301	100.0	865,866	84.5	389,865	38.1	476,001	46.5	158,435	15.5
1974	1,150,889	100.0	988,260	85.9	373,604	32.5	614,656	53.4	162,629	14.1
1975	1,355,707	100.0	1,286,537	94.9	481,891	35.5	804,646	59.4	69,170	5.1
1976	1,658,749	100.0	1,553,175	93.6	712,148	42.9	841,027	50.7	105,574	6.4
1977	1,970,590	100.0	1,868,304	94.8	626,209	31.8	1,242,095	63.0	102,286	5.2
1978	2,847,972	100.0	2,747,515	96.5	817,690	28.7	1,929,825	67.8	100,457	3.5
1979	2,834,393	100.0	2,707,416	95.5	1,123,123	39.6	1,584,293	55.9	126,977	4.5
1980	3,030,758	100.0	2,934,123	96.8	1,518,347	50.1	1,415,776	46.7	96,635	3.2
1981	2,905,319	100.0	2,799,871	96.4	1,627,906	56.0	1,171,965	43.0	105,448	3.6
1982	2,896,232	100.0	2,795,634	96.5	1,877,272	64.8	918,362	31.7	100,598	3.5

資料 : 財務部

로달러」市場에 참가하여 國際金融業務를 취급하던 銀行은 1981年에는 約 1,100個이었으나 1982年에는 600여개로 줄어들었다[9].

이와 같은 상황에서 우리나라의 元利金還償額 60億달러는 다른 開途國全體 元利金還償額의 약 13분의 1이나 되고, 또 실제 外債調達에 있어서도 이 정도수준의 壓力을 적어도 向後 數年間은 계속 받아야 한다는 사실은 우리의 外債規模가 그만큼 크다는 것을 意味한다.

3. 公共借款과 商業借款의 比較

年間 借款導入額基準으로 볼 때 外國人投資를 포함한 우리나라의 外資導入額中 商業借款의 比重은 1962年까지는 미미하였으나 1963年부터 急增하였으며 그때부터 公共借款과 商業借款의 構成比는 比等하게 움직여 왔다고 할 수 있는데 商業借款의 構成比는 지난 1978年 67.8%에서 계속 하락하여 1982年末現在 31.7%線에 머물고 있다(表 4 참조). 公共借款과 商業借款의 導入條件이 다르고 또 國際機關에서 들여오는 일부 公共借款은 使用目的에 제한을 두고 있으므로 이 表에 나타난 構成比의 比較만으로는 이러한 外債構造가 바람직한가의 與否는 정확히 판단할 수가 없을 것이다.

우리나라의 商業借款은 〈表 4〉에서 보듯이 1982年末 현재 9億 2千萬달러로서 全體借款의 30%를 좀 넘는 比重을 차지하고 있다. 1960年代 導入初期에 있어서의 商業借款은 주로 供給者信用形態(supplier's credit)로 導入되었으나 1967年 以後 外國銀行의 韓國進出과 綜合金融會社의 설치 등으로 需要者信用形態(buyer's credit)로 바꾸어 졌다. 借入條件도 「런던」銀行間 貸出金利인 LIBOR率에 「스프레드」를 加算하는 變動金利로 導入하고 있다. 〈表 5〉은 公共借款과 商業借款의 平均金利를 比較한 것이다.

〈表 5〉 公共借款과 商業借款의 平均金利

(단위 : %)

	公共借款		商業借款	
	名目金利	實質金利	名目金利	實質金利
1972	6.1	2.8	7.1	3.8
1973	4.8	−1.5	8.6	2.3
1974	3.2	−7.7	7.6	−3.3
1975	4.4	−4.8	9.3	0.1
1976	5.3	−0.5	8.4	2.6
1977	5.6	−0.9	9.2	2.7
1978	6.5	−1.0	10.0	2.5
1979	6.5	−4.8	10.1	−1.2
1980	7.1	−6.4	11.8	−1.7
1981	6.7	−3.7	13.0	2.6
1982	8.0	1.8	12.0	5.8

註 : 1) 名目金利는 總利子支給額을 前年度 總外債殘額으로 나눈 것임.
2) 實質金利는 名目平均金利에서 美國 消費者物價上昇率을 減한 것임.

資料 : 經濟企劃院, 『主要經濟指標』, 1983.

利潤極大化를 모토(motto)로 하는 民間人借入主는 資金市場의 장소를 가리지 않고 借入條件이 가장 유리한 資金을 쓰고자 하여 資金의 使用에 있어서도 最大의 效率性을 꾀하고자 한다. 그러므로 借入國의 金利政策이나 換率政策에 지극히 민감하다. 借入國의 金利나 換率이 왜곡되어 있을 경우에는 國家 全體로 보아 外資의 效率的 導入과 使用에 심각한 방해작용을 하게 됨을 주지할 필요가 있다. 〈表 6〉은 借入者側에서 보는 資金의 機會費用 즉, 國內金利와 外資金利를 비교한 것인데, 1980年 外資金利負擔이 갑자기 높아진 이유는 1980年 2月換率制度를 固定換率制度에서 變動

9) 魚允大, 「國際金融市場과 韓國의 外貨資金 調達管理」, 『金融產業의 發展課題』, 中央投資金融株式會社, 1983, p. 96.

〈表 6〉 國內金利와 國際金利 比較

	國內貸出金利			外資導入金利			A—B
	名目金利 (A)	消費者物價上昇率	實質金利	美 Prime Rate	換率變動	換率加算名目金利 (B)	
固定換率制度							
1975	15.50	25.3	△9.8	7.25	0	7.25	8.25
1976	16.25	15.3	1.0	6.13	0	6.13	10.12
1977	16.75	10.1	6.7	7.75	0	7.75	9.00
1978	17.50	14.4	3.1	11.50	0	11.50	6.00
1979	18.50	18.3	0.2	15.50	0	15.50	3.00
變動換率制度							
1980	23.00	18.7	△5.7	21.00	36.3	57.30	24.30
1981 Ⅰ	19.50	28.6	△9.1	16.91	1.9	18.81	0.69
Ⅱ	19.50	24.9	△5.4	15.00	1.8	16.80	2.70
Ⅲ	19.50	24.8	△5.3	11.58	0	11.58	7.92
Ⅳ	17.50	12.6	4.9	16.58	1.0	17.58	△0.08
1982 Ⅰ	15.50	9.6	5.9	16.15	2.9	19.05	△3.55
Ⅱ	13.50	4.7	8.8	16.50	2.7	19.20	△5.70
Ⅲ	10.00	2.2	7.8	15.16	1.4	16.56	△6.56
Ⅳ	10.00	4.0	6.0	12.33	0.6	14.93	△2.93

資料：魚允大，前揭書，p. 120.

〈表 7〉 借主別「뱅크·론」導入推移[1)]

(단위：百萬弗)

	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983[3)]
產業銀行	—	250	729	600	500	418	500
輸出入銀行	—	200	—	—	200	347	350
長期信用銀行	—	—	—	40	110	42	30
外換銀行	100	250	400	500	700	536	540
市中銀行[2)]	—	—	—	100	52	10	80
綜合金融會社	—	75	112	77	10	64	65
合計	100	775	1,241	1,317	1,572	1,417	1,565[4)]

註：1) 契約締結基準
2) 地方銀行포함.
3) 展望値임.
4) 中小企業銀行의 1,500萬달러는 제외된 숫자임.

資料：經濟企劃院

〈表 8〉 韓國의「뱅크·론」金利

	輸出入銀行 ('82. 3.12)	產業銀行 ('82.12.15)	外換銀行 ('83.4月初)
導入額	300百萬弗	300百萬弗	500百萬弗
金利	Libor+1/2%	· 200百萬弗 Libor+1/2% · 100百萬弗 Prime+0.2%	· 250百萬弗 Libor+5/8% · 250百萬弗 Prime+0.2%
償還期間	3年居置 5年分割償還	3年居置 5年分割償還	4年居置 4年(9回)分割償還

註：東南亞 各國의 平均借入條件('83年中)
· 필리핀(Libor+7/8%, Prime+0.5%) · 인도네시아(Libor+3/8%, Prime+0.2%)
· 말레이지아(Libor+1/4%, Prime+1/8%)

資料：經濟企劃院

換率制度로 變動시키면서 換率實勢化를 감안한 원貨平價切下를 하였기 때문이다. 그리고 1981年 4分期부터 계속해서 外資金利가 높아져 온 것은 國內의 期待인플레를 진정시키고자 취한 低金利政策의 결과이라고 할 수 있다.

民間借款은 다른 公共借款과는 달리 經濟的與件 즉, 資金의 絶對的 必要性과 金利負擔의 變化에 따라 움직이므로 事前豫測이 어려운 變數라고 할 수 있다. 이와 관련하여 우리나라의 全體 國內投資計劃에 비하여 國內貯蓄이 부족한 상태에서 國內金利와 外資金利의 差가 商業借款의 決定에 얼마나 영향을 주고 있는가를 아는 것이 중요하며 따라서 이에 관한 實證的 硏究는 중요한 과제라고 할 수 있다.

借入主가 半官半民인 銀行이 海外에서 借入하는 것으로 뱅크·론(bank loan)이 있다. 뱅크·론이란 外國換取扱銀行이 長期資金調達을 위한 방법으로 導入하는 借款을 말하며 우리나라는 1968年 韓國外換銀行이 최초로 導入을 시작하였는데 導入規模도 〈表 7〉에서 보듯이 二次石油波動時인 1979年부터 크게 늘어나 1982年末 14億달러를 초과하였으며 1983年에는 約 15億8千萬달러가 될 것으로 展望되고 있다.

〈表 8〉은 最近 韓國의 銀行이 導入하는 뱅크·론에 적용되는 LIBOR率과 加算金利「스프레드」를 보여 주며 開途國 몇 나라와 비교되고 있다. 1982年 12月 LIBOR의 加算金利가 0.5%「포인트」이던 것이 1983年 4月初에는 5/8%「포인트」로 增加하여 우리나라가 國際資金市場에서의 資金確保가 어려워졌음을 보여 주고 있다. 그리고 필리핀의 加算金利 7/8%「포인트」보다는 유리한 입장에 있다고 하겠으나 인도네시아의 3/8%, 말레이지아의 1/4%에 비하면 꽤 불리한 사정에 처해있다고 하겠다.

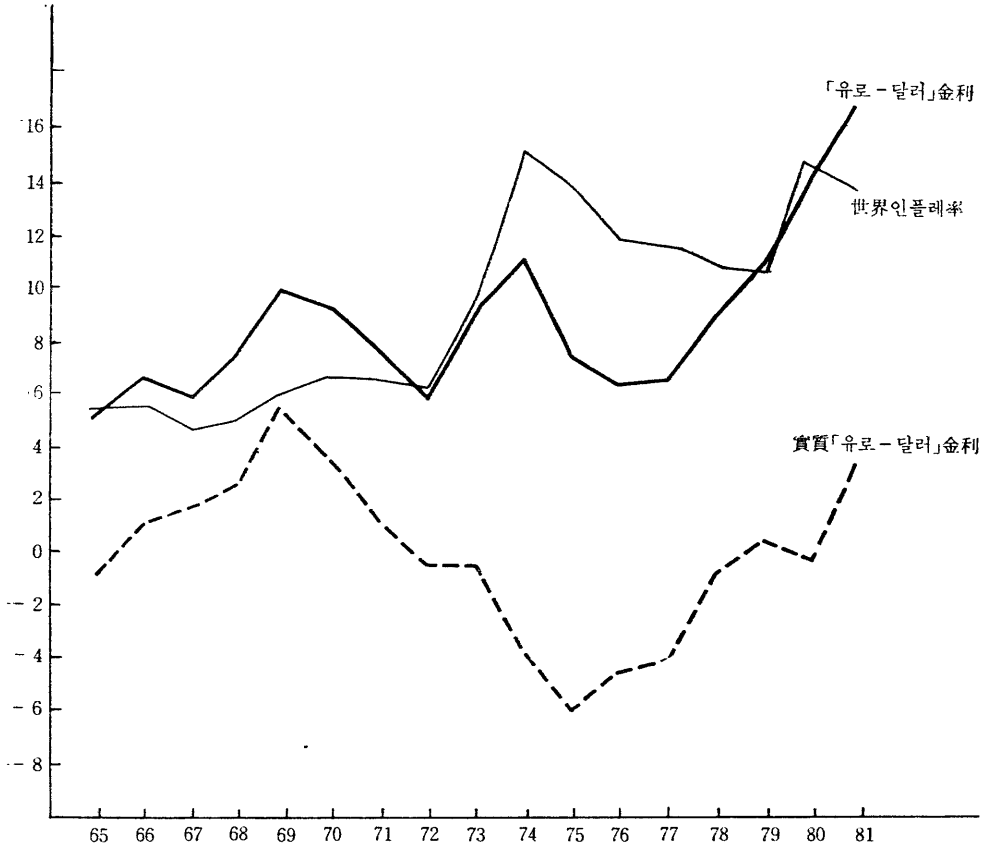
〈表 9〉 總外債中 短期外債의 構成比

(단위 : %, 百萬弗)

	總 外 債	短 期 外 債	短期外債 / 總 外 債	短期外債+外銀甲計定	短期外債 (外銀甲計定包含) / 總 外 債
1967	645	66	10.2	66	10.2
1968	1,199	89	7.4	89	7.4
1969	1,800	186	10.3	194	10.8
1970	2,245	357	15.9	373	16.6
1971	2,922	450	15.4	479	16.4
1972	3,589	600	16.7	640	17.8
1973	4,260	612	14.4	701	16.5
1974	5,937	1,136	19.1	1,239	20.9
1975	8,456	2,167	25.6	2,409	28.5
1976	10,533	2,681	25.4	3,045	29.8
1977	12,648	2,923	23.1	3,715	29.4
1978	14,871	2,593	17.4	3,855	25.9
1979	20,500	4,651	22.7	6,602	32.2
1980	27,365	7,575	27.7	10,611	38.8
1981	32,490	8,486	26.1	11,761	36.2
1982	37,314	10,307	27.6	14,215	38.1

資料 : 經濟企劃院

〔圖 5〕 世界인플레率 및 實質金利



	65	66	67	68	69	70	71	72	73	74	75	76	77	78	79	80	81
「유로-달러」金利	4.81	6.12	5.46	6.36	9.76	8.52	6.58	5.46	9.24	11.01	6.99	5.58	6.0	8.73	11.96	14.36	16.51
世界 인플레 率	4.9	5.1	4.2	4.5	5.1	6.0	5.9	5.8	9.6	15.3	13.6	11.5	11.4	9.5	11.8	15.4	13.5
實質「유로-달러」金利	-0.9	1.02	1.26	1.86	4.66	2.52	0.68	-0.34	-0.36	-4.29	-6.61	-5.92	-5.04	-0.77	0.16	-1.04	3.01

資料 : IMF, *International Financial Statistics*, 1982.

4. 長短期 外債構造

一次石油波動以後 오히려 國際金融市場에서는 外債開途國에게 오일달러의 供給이 늘어났으며 金利의 불안정한 움직임때문에 資金供給者들은 短期資金供給을 選好하게 되어 결국 外債國의 短期外債比重이 늘어나게 되었다.

우리나라도 1973年까지는 短期外債比重이 20%에 크게 미달되었으나 1974年에 20.9%로 上昇된 후 계속 上昇趨勢에 있어 1982年末 현재 38.1%를 기록하고 있다. 이것은 短期外債의 比率算定에 外銀甲計定을 포함시킨 것인데 이를 포함시킨 것인데 이를 포함시키지 않는다면 1974年에 19.1%이던 것이 1982年에는 27.6%로 높아졌다(表 9 참조).

外銀甲計定(foreign bank's A account)은 駐韓外國銀行의 國內支店이 그 本店이나 그 本店의 다른 國外支店과 거래를 할 때 計理하는 計定中 乙計定을 제외한 것을 말한다. 外銀甲計定에 計理되는 항목은 外國銀行이 營業資金, 創業費, 營業所設置資金을 충당하기 위하여 本店으로부터 借入한 美國달러를 還買契約에 의거, 韓國銀行에 賣却하는 스왑(swap)資金과 원貨貸出에 쓰이는 資金이 있다.

外國銀行의 國內進出은 늘어나는 外資需要를 좀더 원활하게 충족시키고 調達源의 多樣化를 기하기 위하여 1967年 第2次 5個年 經濟計劃의 착수와 더불어 政府는 美國의 「체이스·맨해턴」銀行(The Chase Manhattan Bank)를 선두로 外國銀行 國內支店開店을 허용하였고 그 以後 15年이 된 1982年末 현재는 總 12個國 44個 支店으로 대폭 增加하였다[10].

1982年末 현재 外銀甲計定을 통한 外債는 4億달러를 기록하고 있으며 總短期外債의 절반가량 차지하고 있다. 그러므로 外債償還比率(debt service ratio)을 계산할 때, 이 항목의 감안여부에 따라 그 결과는 크게 다르게 된다. 그러나 앞서 지적한대로 債務國의 外債償還能力을 평가하는데 있어서 旣存償還實績도 중요하지만 再借入能力도 큰 역할을 하고 있으므로 長期間 營業目的으로 이미 韓國에 들어와 있는 外國銀行을 통하여 借入할 수 있다는 것은 國外市場에서 借入하는 경우보다 資金源의 確保에 있어 훨씬 유리한 입장에 있기 때문에 기계적인 DSR比率 計算에 外銀甲計定항목을 포함시킨 DSR은 一國의 償還能力을 그만큼 過小評價한다고 하겠다.

10) 馬基永, 『外國銀行國內支店의 與信業務와 收益性에 관한 硏究』, 연세대학교, 석사논문, 1983.

最近 몇년동안 國際金融市場에서는 「오일」달러의 逆流와 世界景氣不況으로 外債需給事情이 均衡을 벗어나 供給者市場으로 전환되었으며 계속되는 世界金利는 名目金利와 實質金利 모두 引上趨勢를 보여 왔다(圖 5 참조). 따라서 우리나라의 경우에도 全體 對外負債中 變動金利가 適用되는 負債比重이 늘어남으로 인해 國際金利가 引上될때마다 利子負擔이 加重되고 있다. 현재 國際金利가 每 1% 「포인트」上昇됨에 따라 約 2.7億달러의 追加負擔이 예상된다(表 10 참조). 끝으로 〈表 11〉은 우리나라 對外債務의 期間別, 形態別 現況을 보여 주고 있다.

〈表 10〉 固定·變動 金利附 外債

(단위 : 億달러, %)

	總外債	總外債	
		固定金利	變動金利
1981	325	120(36.8)	205(63.2)
1982	372	129(34.7)	243(65.3)
1983p	409	140(34.0)	270(66.0)

註 : ( )안은 總外債에 대한 構成比率임.
資料 : 經濟企劃院

Ⅳ. 우리나라 外債負擔과 償還能力 評價

本章에서는 外債를 導入해옴으로써 國民에게 돌아가는 負擔과 또 外債를 約定된 時期에 償還하는 問題에 관하여 살펴보고 外債負擔과 償還能力을 測定하는 各種指標에 관하여 검토하고자 한다.

一般的으로 外債問題(Debt problems)는 두가지로 볼 수 있다. 하나는 外債負擔의 問題

〈表 11〉 韓國의 對外債務現況

(단위 : 百萬弗)

	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974
Ⅰ. 長 期	486	892	1,376	1,702	2,332	2,833	3,420	4,545
가. 借 款	473	807	1,261	1,594	2,116	2,670	3,294	3,995
公 共	191	301	446	588	906	1,320	1,688	2,028
商 業	282	506	815	1,006	1,210	1,350	1,606	1,967
나. 銀行借款	—	40	70	75	153	155	126	399
다. 外貨債權	—	—	—	—	—	—	—	19
라. IMF資金	13	45	45	33	63	8	—	132
Ⅱ. 中 期	93	218	230	170	111	116	139	153
貿易信用	93	218	230	170	—	114	136	150
現金借款	—	—	—	—	—	2	3	3
Ⅲ. 短 期	66	89	186	357	450	600	612	1,136
民 間	60	72	114	193	246	397	489	413
金融機關	6	17	72	164	204	203	123	723
Ⅳ. 外銀甲計定	—	—	8	16	29	40	89	103
Ⅴ. 總 計	645	1,199	1,800	2,245	2,922	3,589	4,260	5,937

	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982
Ⅰ. 長 期	5,745	7,080	8,583	10,533	13,337	16,137	20,127	22,611
가. 借 款	4,999	6,145	7,477	9,399	10,977	12,827	14,349	15,689
公 共	2,470	3,114	3,640	4,320	5,270	6,531	7,899	9,374
商 業	2,529	3,031	3,837	5,079	5,707	6,296	6,450	6,315
나. 銀行借款	465	483	602	620	1,980	2,309	4,174	5,322
다. 外貨債權	19	93	163	251	242	288	358	341
라. IMF資金	262	359	341	263	138	713	1,246	1,259
Ⅱ. 中 期	302	408	350	483	561	617	602	488
貿易信用	285	386	335	480	522	576	564	462
現金借款	17	22	15	3	39	41	38	26
Ⅲ. 短 期	2,167	2,681	2,923	2,593	4,651	7,575	8,486	10,307
民 間	1,158	1,499	1,828	1,041	2,251	4,158	4,110	4,020
金融機關	1,009	1,182	1,095	1,552	2,400	3,417	4,376	6,287
Ⅳ. 外銀甲計定	242	364	792	1,262	1,951	3,036	3,275	3,908
Ⅴ. 總 計	8,456	10,533	12,648	14,871	20,500	27,365	32,490	37,314

資料 : 財務部

이고 또 하나는 外債償還(debt servicing Capacity) 問題이다. 債務國의 外債負擔이 問題가 되는 것은 受容能力以上으로 外債가 累積되어 中間財를 포함한 國內消費의 많은 부분이 輸入에 의존하고 있는 반면, 부진한 輸出實績으로 인하여 構造的으로 慢性的인 貿易收支赤字를 기록함으로써 높은 外債需要를 持續하게 되어 總外債規模가 매년 增加趨勢에 있게 된다. 이것은 곧 國民負擔이 매년 늘어난다는 것을 의미하며 이러한 이유로 外債負擔의 持續的인 上昇이 國民의 政治的, 經濟的, 社會的인 主要 關心事가 되고 있는 것이다.

外債償還을 約定된 시기에 履行할 수 있느냐 없느냐의 問題는 對內的인 問題이기도 하려니와 바로 對外的인 問題가 된다. 특히 開途國의 경우 新規投資의 목적뿐만 아니라 經常收支赤字를 충당하기 위한 목적 그리고 外換保有額의 提高를 目的으로 매년 막대한 外債가 所要되는데 約定時期에 元利金償還을 履行하지 못하면 對外信用度가 떨어지므로 추가적인 對外借入이 어렵게 되어 當該債務國의 經濟는 상당한 곤란을 겪게된다.

이상과 같은 理由로 外債에 관하여 文獻에 소개되고 있는 各種指標를 살펴보면 첫째로 債務國의 外債負擔程度를 測定하려는 것과 둘째로 債務國의 償還能力을 알아보고자 고안된 것이라고 할 수 있다. 外債負擔의 指標로는 總外債의 絕對額水準과 對 GNP 혹은 對 GDP의 比率이 사용된다. 外債償還指標로는 對輸出額, 對 經常收入 또는 對 外換保有高額의 元利金償還比率等이 主로 사용되고 있으며 동시에 國際金融市場에서 債務國의 借入能力이 중요한 評價對象이 되고 있다. 外債負擔이나 償還能力을 나타내는 指標가 作成되었다고 한다면 과연 指標의 어느수준 이상일 때 그 債務當事國의 外債問題가 심각하다고 할 수 있는가에 대한 基準點을 찾는 것이 急先務라고 하겠다. 이러한 目的에 부응하여 쉽게 생각해 볼 수 있는 것은 과거 債務償還의 어려움을 겪었거나 償還調整을 한 國家와 그렇지 않은 國家로 分類하여 個別指標分析과 主要成分 分析을 통하여 어느 特別指標가 統計的으로 重要한 指標가 되는지 알 수 있을 것이고 또 그들의 平均指標를 基準値로 정할 수도 있을 것이다. 예를 들면 Frank와 Cline(1971)은 差別分析(discriminant analysis)을 통하여 1차 오일쇼크 이전인 1960~68年 동안에 13차례에 걸쳐 償還調整된 8個國을 포함한 26個國의 資料를 分析하여 한 國家가 外債償還의 어려움을 겪게 될 가능성을 나타내는 指標를 찾으려고 노력하였다. 輸出에 대한 外債償還比率, 總外債에 대한 償還比率, 外換保有高에 대한 輸入比率 등과 함께 輸出成長率, 一人當 國民所得, 外債償還에 대한 資本流入比率等을 使用하였다[11].

이보다 한단계 더 발전시켜 美國輸出入銀行이 開發한 것으로 「로지트」(Legit)分析法을 使用하여 向後 3 내지 5年의 延滯危險度를 確率的으로 나타낼 수 있도록 公式을 만들어 냈다. 이 公式에 넣어 본 結果値가 0.251 이상으로 가면 支給不能狀態 또는 償還調整의 가능성이 많은 것으로 평가되고 있다.

그러나 이러한 接近法에는 두가지의 결정적인 弱點이 있다. 債務國이 실제로 外債償還問

11) Frank, Charles R., Jr., and William R. Cline, "Measurement of Debt Servicing Capacity; An Application of Discriminant Analysis." *Journal of International Economics*, Vol. 1. August 1971, pp. 327-344.

題에 당면하게 되는 것은 해당국의 특수한 배경이나 이유(country-specific) 때문에 연유되는 것인데 이것을 國家的·經濟的 與件이 각기 다른 나라를 그대로 集計하여 母集團으로 취급한 것도 問題이려니와 統計的으로 有意한 結論을 이끌어내기에는 償還再調整國家의 觀測數도 충분치 못한 것이 큰 問題로 남아 있다. 또 한가지는 이러한 指標接近技法이 1,2次 오일쇼크 以前에 開發된 것이기 때문에 70年代 초반부터 시작된 世界景氣不況과 이에 따른 世界的 輸出不振 그리고 兩次에 걸친 오일·쇼크로 石油價格의 急上昇으로 石油輸入國家의 輸入負擔이 크게 늘어남으로써 開途國外債가 심각해진 이때에 물론 資金供給者의 관점에서 볼 때 外債開途國間에 있어서 相對的인 랭킹(ranking)을 정할 때 어느 정도 참작은 될 수 있겠지만 구태의연한 公式에 의해 나온 결과에 크게 의존할 수는 없는 것이다[12].

다음에는 外債의 國民負擔 및 外債償還能力을 나타내는 主要指標들을 살펴보고 이를 韓國의 경우에 응용하여 外債指標를 作成하고 이를 分析評價해 보기로 하겠다. 그리고 主要機關에서 쓰고 있는 對外信用度評價基準에 관해서도 간단히 언급하기로 하겠다.

1. 外債負擔에 관한 指標

가. 總外債 規模

우리나라는 1982年末 現在 外債殘額이 373億달러로서 世界에서 브라질(860億弗), 멕시코(750億弗), 아르헨티나(390億弗)다음으로 4번째로 外債規模가 큰 國家이다.

나. 一人當 外債負擔額

國家全體로서의 負擔도 有用한 指標가 되겠지만 一人當 外債規模가 얼마인지 아는 것도

〈表 12〉 1人當 外債負擔額

	總外債	總人口	總外債/總人口	對外債權	純債務	純債務/總人口	總外債/GNP	純債務/GNP
	(100萬$)	(100萬人)	($)	(100萬$)	(100萬$)	($)		
1970	2,245	32.2	69.7					
1971	2,922	32.9	88.8					
1972	3,589	33.5	107.1				0.350	
1973	4,260	34.1	124.9				0.325	
1974	5,937	34.7	171.1				0.328	
1975	8,456	35.3	239.5				0.418	
1976	10,533	35.8	294.2				0.384	
1977	12,648	36.4	347.5				0.359	
1978	14,871	37.0	401.9	5,600	9,200	248.6	0,303	0.187
1979	20,500	37.5	546.7	6,600	13,900	370.7	0.353	0.240
1980	27,365	38.1	718.2	7,800	19,500	511.8	0.485	0.345
1981	32,490	38.7	839.5	8,300	24,200	625.3	0.522	0.389
1982	37,314	39.3	949.5	9,100	28,200	715.6	0.564	0.427

12) Lee, Jung Soo, "Relative External Debt Situation of Developing Member Countries of ADB," Working Paper, Asian Development Bank, April 1983.

중요하며, 특히 人口密度가 다른 國家別 比較에서 적절한 指標가 된다. 一人當 外債負擔額 計算에 있어서도 對外債權을 감안하여 一人當 純外債殘額이 計算될 수 있다. 〈表 12〉는 韓國의 總外債規模와 一人當 總債務 내지 純債務額이 기록되어 있고 〈表 13〉은 國家別 一人當 總債務殘額을 比較하고 있다.

다. 對 GNP 總外債比率

國家債務나 一人當債務의 絶對的 水準과 아울러 널리 쓰이는 것으로 當該年 總外債額이 國民總生產에 비하여 얼마나 相對的으로 큰가를 보여 주는 對 GNP 또는 對 GDP 外債比率이 있다. 이 比率의 흐름에 따라 어떻게 움직이는지 주시함으로써 外債負擔增加의 相對的인 速度를 알 수 있다. 〈表 12〉은 對 GNP 總債務와 純債務比率을 보여 주고 있는데 1978年 이후부터 두 指標는 계속 上昇해 왔음을 알 수 있다. 즉, 對 GNP 總債務率은 1978年 0.303에서 1982年 0.564로 增加하였고 對 GNP 純債務率은 1978年 0.187에서 1982年 0.427로 急增하였다. 이것은 1979~80年 2차 오일·쇼크와 國內經濟不況 그리고 최근 몇년동안 계속되어 온 景氣後退에 의한 輸出不振에 기인한 것이라 할 수 있다.

그러면 對 GNP 外債比率이 무한정 커질 것인지 아니면 어떤 上限線이 있는지의 여부는 매우 흥미있는 문제라 하겠다. 가령 每期間의 海外借入은 每期間의 投資와 國內貯蓄의 不足分을 메우기 위하여 導入되는 것이라면 어느 時點에서의 總外債規模나 對 GNP 外債比率이 얼마나 되며 또 과연 궁극에 가서는 어느 수준에 수렴하게 될 것인지 數學的 接近에 의하여 알 수 있다. 즉, 國內投資 I_t는 限界資本係數 $\frac{\Delta K}{\Delta Y}\equiv k$와 經濟成長率 $\frac{\Delta y}{y}\equiv g$에 의하여 決定된다고 가정하면

① $I_t=k_gY_0e^{gt}$가 成立하고 國內貯蓄 S_t가 限界貯蓄性向 s와 國民所得 Y의 函數가 된다면

② $S_t=sY_0e^{gt}$이 成立한다. 그러므로 每分期間의 플로우 海外借入方程式은

③ $d_t=I_t-S_t=(kg-s)Y_0e^{gt}$이 되며 따라서 一定時點인 T期의 「스톡」 外債規模는

④ $D_T=\sum_{t=0}^{T}d_t=\frac{kg-s}{g-i}Y_0(e^{gt}-e^{it})$이며 對 GNP 外債比率上限點은

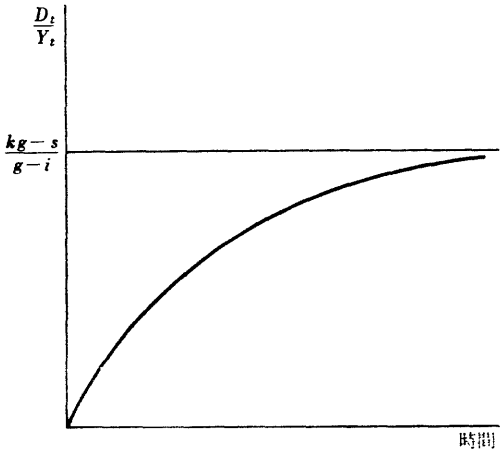
⑤ $\lim_{t=\infty}\frac{D(t)}{Y(t)}=\frac{kg-s}{g-i}$로 된다[13]. 여기서 k, g, s, i, D, y는 限界資本係數, 實質成長率, 實質外債金利, 實際外債規模 및 實質國民總生

〈表 13〉 各國의 1人當 外債

	1981			1982		
	總外債 (10億$)	總人口 (100萬人)	1人當外債 ($)	總外債 (10億$)	總人口 (100萬人)	1人當外債 ($)
아르헨티나	35.7	28.1	1,270.5	38.8	28.4	1,366.2
브라질	73.5	121.6	604.4	86.3	126.8	680.6
칠레	15.6	11.3	1,380.5	17.2	11.5	1,495.7
멕시코	74.9	71.2	1,052.0	74.6	—	—
韓國	32.5	38.7	840.0	37.3	39.3	949.1

13) 이 결과에 대한 수학적 증명은 附錄Ⅱ에서 취급한다.

〔圖 6〕 對 GNP 總外債比率의 上限線



產을 各各 表示한다. 이를 그림으로 나타낸 것이 〔圖 6〕이다. 여기에서 유의해야 할 점은 이 모델에서는 投資函數와 貯蓄函數가 매우 단순하게 假定되어 있으며 여기서의 外債比率 上限線은 國民의 外債負擔이 最大限度로 견디어 낼 수 있는지의 與否를 가리는 것이 아니고 단지 基本係數(parameter)인 安定된 限界資本係數와 限界貯蓄性向 그리고 成長率 등이 주어졌을 때 外債比率의 上限線이 얼마인가를 알려 줄 뿐이다.

참고로 우리나라의 경우에 1963~71年, 1963~81年 두 期間의 外債比率上限線을 本 公式을 통해 계산해 본 결과 둘다 實際外債比率은 公式에서 유도된 上限線보다 상당히 낮게 나타났다(表 14 참조).

2. 外債償還에 관한 指標

가. 元利金償還比率(debt service ratio)

이는 輸出額 또는 海外建設用役收入 등을 포함한 經常收入에 대한 外債元利金償還額이 차지하는 比率을 뜻한다. 과거의 償還實績과 함께 이 比率의 增加率을 점검함으로써 앞으로의 償還能力을 판단하는데 도움이 될 것이다.

이제까지 통상 認識되어온 基準에 의하면 DSR이 10% 미만이면 크게 염려할 정도는 아니나 20% 이상이면 問題가 심각하다고 간주되어 왔다. 그러나 이에 대한 理論的, 實證的 根據가 아주 희박하다고 하겠다. DSR이 基準指標로 널리 使用되었을 때 開途國의 外債中 거의 모두가 公共借款이었으므로 商業性 短期債務의 比重이 늘어난 이때 이를 고려하

〈表 14〉 對 GNP 外債比率의 上限線

	$(kg-s)/g-i$			$D(t)/Y(t)$		
	總外債殘額基準	商業借款基準	公共借款基準	總外債殘額基準	商業借款基準	公共借款基準
1963~81	1.75	1.92	1.48	0.52	0.11	0.12
1963~71	1.00	1.05	0.95	0.32	0.13	0.1

註 : k ; ICOR로써 比較期間中 固定資本形成合計를 國民總生產額의 增加分으로 나눈 것임.
s ; 國內貯蓄/GNP
g ; GNP 成長率(달러金額基準)
i ; 對外債務實質利子率로서 i의 계산은 當該年度利子支給額을 前年度 債務殘額(總外債, 商業借款, 公共借款)으로 나누었음.
$D(t)$; 當該年度 對外債務殘額(經常價格基準)
$Y(t)$; 當該年度 國民總生產額(經常價格基準)
1963~81 期間中 k(3.84) s(0.175) g(0.086) i : −0.0029(總外債基準), 0.0053(商業借款), −0.019(公共借款)
1963~71 期間中 k(2.4) s(0.129) g(0.096) i : −0.0058(總外債基準), −0.0004(商業借款), −0.011(公共借款)
資料 : 經濟企劃院, 『主要經濟指標』, 1983.

지 않는 指標는 별로 說得力있는 指標라고 볼 수 없다. 특히 償還能力을 판단하는 데에는 과거의 實績에만 依存하기 보다는 앞으로의 經濟運用方向, 輸出展望 및 國際金融市場에서의 借入能力을 보는 등 포괄적 經濟運用能力을 보기 때문에 단순히 DSR이 20% 미만이라고 하여 안심할 수는 없는 것이다. 참고로 1982年末 現在 短期外債를 제외한 DSR은 15.5%에 머무르고 있다.

또 한가지 지적되어야 하는 사실은 開途國의 경우 거의 모두 貿易收支赤字를 시현하고 있기 때문에 償還能力을 評價하는 데는 外換保有額에 대한 外債元利金償還比率이 더 적절하다고 하겠다. 이런 관점에서 一國의 外換保有高의 水準은 중요한 償還能力指標로서 純資產概念의 外換保有額이어야 할 것이다. 즉 外換保有高의 提高가 輸出增加를 통하지 않고 海外借入을 통해서 이루어짐으로써 外貨表示資產과 外貨表示負債가 동시에 발생한다면 外債償還能力提高에 크게 도움이 된다고 볼 수 없다.

나. 延滯危險度(prohability of rescheduling) 推定

이것은 向後 5年까지의 外債償還能力面에서의 「리스크」 즉, 延滯危險度를 豫測하기 위한 것인데 여기서는 美國輸出入銀行에서 融資對象國의 外債償還能力을 豫測하는 技法을 소개하고자 한다. 이것을 外債償還問題의 早期警告模型(early warning model of liquidity problem)이라고 불리는데 「로짓」(Logit) 分析法에 의거하여 다음과 같이 延滯危險度公式을 만들어 냈다.

이 分析法의 基本節次는 우선 債務開途國을 債務延滯 또는 債務再調國家와 그 이외의 國家로 나누고 各國의 여섯가지 主要經濟變數를 比較해 보는 것이다.

① 輸出에 對한 外債殘額比率

輸出에 비하여 外債規模가 增加하면 할수록 債務再調整(rescheduling) 可能性이 높아진다는 점에서 同比率에 대하여는 正의 부호를 부여한다.

② 輸入에 對한 對外支給準備資產比率

對外支給準備資產이 增加하면 外債償還能力이 提高된다는 점에서 債務再調整豫測에는 負의 부호를 부여한다.

③ GDP 혹은 GNP에 對한 輸入比率

④ 輸入에 대한 IMF 準備資產比率

⑤ GDP에 대한 固定資本形成

資源을 長期的인 固定投資에 投入하면 生產能力이 提高되어 外債償還能力이 提高될 것이라는 점에서 負의 부호를 부여한다.

⑥ 國內消費者 物價上昇率

國內物價가 上昇하면 外債負擔이 가중된다는 점에서 正의 부호를 부여한다.

이와 같이 일단 使用할 經濟指標가 확정이 되면 債務不履行의 確率方程式을 다음과 같이 세울 수 있다.

$$P_r(X)=\frac{\exp(\beta' X)}{1+\exp(\beta' X)} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(1)$$

여기에서 X는 上記의 6가지 經濟變數를 뜻하며 β는 固定係數를 가리킨다. 그리고 確率變數 $P_r(X)$를 Y로 定義하여 債務問題가 發生하면 $Y=1$ 그리고 債務問題가 발생하지 않으면 $Y=0$로 놓으면

$$P_r(Y=1|X=X_i)=\frac{\exp(\beta' X_i)}{1+\exp(\beta' X_i)}$$

$$P_r(Y=0|X=X_i)=[1+\exp(\beta' X_i)]^{-1} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(2)$$

〈表 15〉 主要變數의 係數 및 公式

變　　數 (X_i)	係 數 (B'_i)	t統計値
輸出에 대한 外債殘額比率	0.876	5.015
輸入에 대한 對外支給準備資産比率	−3.520	−4.047
GDP에 대한 輸入比率	−9.215	−3.737
輸入에 대한 IMF 準備資産比率	−6.340	−3.158
GDP에 대한 固定資本形成比率	−5.259	−2.510
消費者 物價上昇率	1.500	2.090
常　　數	0.090	0.133

〈表 16〉 債務再調整 可能確率

	債務再調整可能確率	總外債殘額 / 輸出額	外換保有高 / 輸入額	輸入額 / 國內總生産	IMF準備資産 / 輸入額	固定資本形成 / 國內總生産	消費者物價上昇率 (%)
1962	0.095	1.624	0.399	0.184	0	0.138	6.5
1963	0.180	1.808	0.235	0.207	0	0.136	20.2
1964	0.223	1.486	0.325	0.142	0.116E-04	0.114	29.6
1965	0.115	1.176	0.315	0.156	0.101E-04	0.149	13.8
1966	0.074	1.567	0.342	0.197	0.837E-05	0.205	11.2
1967	0.067	2.014	0.358	0.237	0.602E-05	0.218	10.9
1968	0.080	2.632	0.280	0.283	0	0.254	10.8
1969	0.094	2.891	0.303	0.278	0	0.261	12.3
1970	0.109	2.687	0.307	0.254	0.630E-05	0.245	15.3
1971	0.142	2.736	0.237	0.261	0.522E-05	0.225	13.5
1972	0.098	2.209	0.293	0.245	0.539E-05	0.205	11.7
1973	0.020	1.321	0.258	0.320	0.568E-05	0.238	3.1
1974	0.023	1.331	0.154	0.374	0	0.253	24.3
1975	0.029	1.664	0.213	0.354	0	0.256	25.3
1976	0.020	1.365	0.337	0.318	0	0.236	15.3
1977	0.013	1.258	0.329	0.306	0	0.258	10.1
1978	0.013	1.170	0.281	0.303	0.908E-06	0.305	14.4
1979	0.012	1.362	0.294	0.347	0.122E-06	0.322	18.3
1980	0.012	1.563	0.264	0.383	0	0.318	28.7
1981	0.012	1.528	0.264	0.405	0	0.275	21.3
1982	0.016	1.707	0.288	0.355	0	0.282	7.2

註：輸出入은 關稅廳 基準임.
消費者物價上昇率은 1962～64年은 서울消費者物價指數이고 그 以後는 全國消費者物價指數임.

가 成立한다.

(1), (2)式을 利用하여 다음과 같이 尤度函數(likelihood function)를 세운 후

$$L=\frac{\prod_{i=1}^{n}\exp(\beta X_i Y_i)}{\prod_{i=1}^{n}[1+\exp(\beta' X_i)]} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3)$$

L을 극대화시키는 β' 값을 非線型「프로그램」(Non-linear programming)에 의해 推定해 내는 것이다. 이렇게 해서 과거 資料를 써서 推定한 係數가 바로 〈表 15〉에 있는 바와 같다.

이 係數를 우리나라의 6個의 經濟指標에 각각 적용시켜 年末基準으로 債務不履行 確率을 公式

$$P_r=\frac{\exp^{[0.09+\sum_{i=1}^{6}\beta'_i X_i]}}{1+\exp^{[0.09+\sum_{i=1}^{6}\beta'_i X_i]}}$$

을 통하여 計算해 본 결과가 〈表 16〉에 실려 있다. 美國輸出入銀行에서는 同結果値가 0.251 이상 1에 가까울수록 不良狀態로 간주되어 融資承認에 신중을 기한다고 한다.

그러나 이 模型은 다음과 같은 弱點을 가지고 있는데 첫째로 從屬變數로 사용된 償還調整變數(rescheduling)를 다루는데 있어 償還調整時期가 언제인지 정확히 알 수 없으며, 둘째로 推定된 變數들의 時間上 安定性 問題이다. 왜냐하면 이를 統計的 資料들의 抽出時期가 대부분 1970年初 以前인데 비해 1973~74年 一定 오일쇼크 이후 開途國이 활발히 導入한 商業借款으로 인해 과연 과거의 係數를 그대로 適用할 수 있을 것인가에 대해 큰 의문이 제기되기 때문이다. 또 하나는 과거의 債務調整事例를 統計的으로 처리한 結果를 해당국의 外債償還能力을 판단하는데 그대로 사용할 수는 없을 것이다. 外債의 償還能力은 그 外에도 借入能力, 經濟運用方針 및 輸出展望 등과 같은 未來變數에 더 크게 좌우된다고 할 수 있기 때문이다.

3. 對外信用度 혹은 「칸트리·리스크」 評價

앞에서 살펴본 債務負擔指標와 經濟償還指標는 純粹經濟指標로서 借主나 貸主에게 重要한 情報를 제공해 준다고 한다면 對外信用度 혹은 「칸트리·리스크」評價는 貸主가 취하는 것으로 債務國의 經濟的인 指標뿐만 아니라 非經濟的인 要素도 함께 참작하는 綜合的인 評價를 가리킨다. 旣 供與된 外債에 대한 償還與否에 관심을 가지는 것은 물론 새로운 貸出與否나 規模를 정하는데 있어서 해당국의 對外信用度를 측정하는 것은 貸出者측으로서는 지극히 중요한 일이라 하겠다.

貸出者側에서 定義하는 「칸트리·리스크」는 外國에 對한 借款供與나 貸出時 該當國 政府의 管理範疇內에 속하는 어떤 事態들이 該當國內에서 발생함으로써 야기되는 損失에 露出(exposed to a loss)되어 있는 상태로 定義된다. 그러므로 借入國內의 主權的「리스크」(sovereign risk), 政治的 「리스크」(political risk), 企業經營 「리스크」(commercial risk) 등은 「리스크」의 형태가 다르지만 貸出者에게는 모두 「칸트리·리스크」로 간주되고 있다.

다음은 「칸트리·리스크」範疇에 속하는 것으로 借入者가 취하는 자세와 형태에 따라 分類되는 用語를 說明하고자 한다. 우선 借入者

에게 償還할 意志가 없는 경우에는 未來借入까지 포기한 것으로 간주되기 때문에 國家間의 戰爭時에나 있을 수 있는 일이다. 約定된 時期에 債務償還을 不履行하든가(default) 또는 앞으로의 債務殘額支拂을 전면 拒絕하는 것(repudiation) 等이 있다. 이와 반면에 償還意志가 있어도 償還能力이 없는 경우 融資條件의 변경(renegotiation), 債務償還時期再調整(rescheduling) 元金償還의 一時的猶豫(moratorium), 借入國家側의 一時的인 行政節次上의 問題로 인한 債務支拂遲延(technical default), 未決의 借款을 취소하고 새로운 利子와 滿期條件을 가진 새로운 借款供與契約으로 전환되는 償還整理(consolidation) 등이 있다.

앞서 지적한대로 信用度評價對象國의 政治, 社會 등 計量化할 수 없는 非經濟的要因과 未來變數의 不確實性 때문에 信用供與機關이 그 對象國의 信用度를 정확히 評價하기는 매우 어렵다. 현재 信用度評價에 있어서도 評價機關의 性格, 經驗 등에 따라 다양한 經濟指標를 選定하고 있는데 評價對象國의 經濟循環構造와 經濟活動의 變化를 파악하기 위해 巨視經濟指標는 거의 모두 이용하고 있는 실정이다. 이를 열거해 보면 一人當 GNP 또는 GDP 水準, 經濟成長率, 貯蓄率, 投資率, 物價指數, 政府財政赤字의 對 GNP 比率과 이 比率의 變化率, 失業率, 工業化정도, 貿易收支, 輸出規模, 輸出構造의 多樣性과 安定性, 輸出의 市場集中度, 輸入規模 및 構成, 交易條件, 輸出入依存度, 貿易外收支, 移轉收支(balance of transfer payments), 經常收支, 資本收支, 綜合收支, 金融計定, 對外支給準備資產, IMF로부터의 借入狀況, 通貨·換率, 外換管理 및 統制等과 이미 언급된 各種外債指標를 포함한다.

이와 같이 一國의 對外信用度 또는 「칸트리·리스크」를 측정하는 데는 政治·經濟·社會의 다각적인 側面에서 접근을 시도하고 있음을 알 수 있으며 구체적인 방법도 評價機關에 따라 다양하다고 할 수 있는데 이에 관한 구체적인 방법에 대해서는 참고문헌만 소개하고 더 이상 다루지 않겠다[14].

V. 結 論

國際金融市場에서의 資金壓迫과 함께 開途國의 外債問題가 世界的인 問題로 대두되고 있는 이때 外債開途國 當事者側의 外債의 效率的인 管理가 무엇보다도 중요한 當面課題가 된다. 이와 관련하여 本稿에서는 우선 外債의 基本性格과 관련문제를 정확히 파악하는데 도움이 되도록 外債의 分析模型을 몇가지 소개하였다.

제일 먼저 소개된 一國 經濟의 海外借入模型에서의 最適借入은 經濟의 成長潛在力, 國民의 未來에 대한 選好度等의 經濟與件下에서 國民의 厚生을 極大化시키는 要件으로 理解되는 개념이다. 그러므로 이 模型에 의하면 지나치게 意慾的인 成長目標나 무리한 國民貯蓄의 강제적인 提高는 國民福祉를 오히려 감소시키는 결과가 될 수 있음을 示唆한다고 하겠다.

14) 韓國輸出入銀行, 『칸트리·리스크評價』 1982. 1月. 魚允大, 前揭書.

本著者의 見解로는 實際的 意味의 最適債務水準은 現時點에서 導入해 오는 各種借款의 導入을 最大限 유리한 條件으로 導入하여 國內에서 外債使用을 最大限 效率的으로 運用할 때 유지된다고 생각한다. 따라서 本稿에서는 政府가 借主가 되는 公共借款과 民間企業이 借主가 되는 商業借款에 대한 理論的인 模型을 차례로 소개하였다.

公共借款의 경우 궁극적인 外債負擔은 國民에게 돌아가는 한편 外債를 지금 쓰고있는 측은 政府이므로 政府借入은 원천적으로 그만큼 超過借入이 될 수 있음을 지적하였다. 그리고 商業借款의 경우 利潤極大化를 主目標로 하는 民間企業은 公共借款에 비하여 效率的인 借入行爲와 國內使用을 하고자 할 것이나 國內의 金利政策이나 換率政策에 一貫性이 결여되어 社會的인 損益(social cost and benefit)과 私的인 損益(private cost and benefit)의 不一致를 초래하여 適正海外借入이 保障될 수 없다는 것이 論議되었다.

비록 國內의 經濟運用이 좋고 또 旣存方法에 의해 作成된 指標上으로 보아 外債問題가 없는 것 같아도 昨今 國際金融市場에서의 流動性不足과 旣存 資金供給者들의 新規貸出忌避現象은 外債開途國에 큰 불안감을 안겨준다고 하겠다. 이런 상황하에서 外債問題를 外債의 國民負擔問題와 外債償還問題로 나누어 보고 우리나라의 對外債比率의 上限線을 旣存公式을 利用하여 계산해 본 결과 實際比率은 上限線에 크게 못미치게 나타났다. 그리고 制限的이기는 하지만 美國輸出入銀行에서 쓰고 있는 延滯危險度測定公式을 適用해 본 결과 우리나라의 경우 역시 確率的으로 危險水準인 0.251보다 낮은 數値를 보여 주었다.

外債의 效率的·管理方案으로 우선 長期方案과 短期方案둘로 나누어 생각해 볼 수 있겠다.

가. 長 期 方 案

① 未來志向的이고 樂觀的인 意識構造와 자세로 國民貯蓄을 提高

② 產業構造의 合理的인 改編과 더불어 輸出振作

③ 政府의 過多한 外資事業縮小와 財政赤字의 早期解消

④ 技術傳受 및 開發을 제한 支援政策 실시

⑤ 國際金融專門家의 양성으로 外資調達의 원활화

나. 短 期 方 案(向後 2~3年)

① 外債調達의 圓滑化

가) 起債를 통한 長期資金調達

나) 건전한 借入先의 多元化

다) 安定된 外資供給源 確保

② 外貨資產과 外債의 適正外貨構成으로 世界金利나 換率變動으로 인한 損失極小化

③ 一慣性있는 通貨, 金利, 換率政策으로 投機目的의 外債導入을 止揚

④ 物價安定 維持

附 錄(I)

一連의 巨視經濟方程式이 주어졌을 때 그 解로서 均衡借入이 다음과 같이 도출된다. 總供給과 總需要의 均衡條件으로

$$Q=C+I+X-M \quad \cdots\cdots(1)$$

이 成立하며 여기에서 Q는 總生產, C는 消費, I는 投資, X는 輸出 그리고 M은 輸入을 나타낸다. 時間을 나타내는 下添字(subscript) t는 모두 생략하기로 한다.

Q의 生產函數는 生產單位當 要素投入係數가 一定하다고 가정하여

$$\Delta Q=\mathrm{Min}\left(\frac{Id}{\alpha}\ ;\ \frac{M_k}{\beta}\right) \quad \cdots\cdots(2)$$

로 表示되며 Id는 國內에서 生產된 資本財이며 M_k는 外國에서 輸入된 資本財를 뜻한다. 그리고 α는 國內資本의 限界係數이고 β는 外國資本의 限界係數이다. 輸入品은 資本財 M_k와 나머지 消費財로 構成된다. 이러한 生產函數의 特徵으로 等量線은 직각이 되며

$$\Delta Q=\frac{Id}{\alpha}=\frac{M_k}{\beta} \quad \cdots\cdots(2)'$$

이 成立한다.

國際收支均衡으로서 貿易收支赤字 $M-X$는 資本收支의 黑字, 즉 當期의 外債導入 L에서 利子支給 iB와 元利金償還 A를 除한 것과 같다. 여기에서 B는 外債殘高를 나타내며 分析便宜上 外債金利 i는 一定하다고 본다.

$$M-X=L-iB-A \quad \cdots\cdots(3)$$

國民消費函數는 다음과 같다. 즉 初期의 國民所得이 均衡收準(Y_0)이라고 가정하고 그때의 消費 C_0와 實際所得이 Y_0를 초과하는 액수의 c 비율만큼 추가된다고 가정하여

$$C=C_0+c(Y-Y_0) \quad \cdots\cdots(4)$$

이 成立한다. 國內貯蓄率 s가 $1-c$와 一致함을 利用하면 國內貯蓄方程式은

$$S\equiv Y-C=sY+cY_0-C_0 \quad \cdots\cdots(5)$$

이 되며 여기서 다시 $\bar{S}\equiv cY_0-C_0$로 정의하여

$$S=\bar{S}+sY \quad \cdots\cdots(5)'$$

이 된다. 國內貯蓄에 海外貯蓄 ΔB를 추가하면 總貯蓄方程式은

$$S^T=S+\Delta B=\bar{S}+sY+\Delta B \quad \cdots\cdots(6)$$

이 된다. 일단 總貯蓄이 決定되면 要素投入係數 α, β에 의하여 國內資本投入量 Id와 外國資本投入量 M_k가 각각 결정된다.

$$Id=\frac{\alpha}{k}(\bar{S}+sY+\Delta B) \quad \cdots\cdots(7)$$

이 성립하며 여기서 k는 α와 β의 合으로 綜合資本係數를 뜻한다. 또한 總供給方程式은 國民所得과 利子支給의 合으로 表示될 수 있다.

$$Q=Y+iB \quad \cdots\cdots(8)$$

그리고

$$\Delta Q=\Delta Y+i\Delta B \quad \cdots\cdots(8)'$$

가 성립한다. 이때 目標成長率이 g^*이라면

$$\Delta Y=g^*Y \quad \cdots\cdots(9)$$

가 되고

$$\Delta Q=g^*Y+i\Delta B \quad \cdots\cdots(9)'$$

이 유도된다. (2)'와 (7)을 利用하면

$$\Delta Q=\frac{Id}{\alpha}=\frac{1}{k}(\bar{S}+sY+\Delta B) \quad \cdots\cdots(10)$$

이 되며 이것을 (9)'와 一致시키면

$$g^*Y+i\Delta B=\frac{1}{k}(\bar{S}+sY+\Delta B) \quad \cdots\cdots(11)$$

이 된다.

이리하여 均衡借入은 다음과 같이 유도된다.

$$\Delta B^* = \frac{g^*k-s}{1-ik} \cdot Y - \frac{\bar{S}}{1-ik} \cdots\cdots\cdots (12)$$

(12)에서 g^*, k, s, i 및 $\bar{S}$는 모두 주어진 係數(parameter)이므로 當期의 所得 Y가 주어지면 均衡借入이 決定된다.

附　　錄(Ⅱ)

限界資本係數 $k \equiv \frac{\Delta k}{\Delta y} = \frac{I}{\Delta y}$와 經濟成長率 $g \equiv \frac{\Delta y}{y}$가 外生的으로 주어지면 다음과 같이 t期의 投資方程式이 성립한다.

$$I_t = kgY_0e^{gt} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

여기서 Y_0는 최초의 所得水準을 가리킨다. 그리고 t期의 貯蓄도 限界貯蓄性向 s와 國民所得 y_t의 函數라고 가정한다면 다음과 같이 貯蓄方程式이 성립한다.

$$S_t = sY_0e^{gt} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (2)$$

그러면 t期까지의 海外借入方程式

$$d_t = It - S_t = (kg-s)Y_0e^{gt} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3)$$

이 成立한다.

그러므로 海外借入의 始發點 0期부터 一定時點인 T期까지의 利子率을 감안한 總借入蓄積이 곧 T期의 外債殘額이 된다.

$$D_t = d_0e^{iT} + d_1e^{i(T-1)} + \cdots d_{T-1}e^{i}$$
$$= \sum_{j=0}^{T-1} d_je^{i(T-j)} = \sum_{j=0}^{T-1}(I_j - S_j)e^{i(T-j)}$$
$$= (kg-s)Y_0\sum_{j=0}^{T-1}e^{gj}e^{i(T-j)} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4)$$

이 成立한다.

이제 일정한 T期를 一般化하면

$$D_t = (kg-s)Y_0\sum_{j=0}^{t-1}e^{(g-i)j}e^{it}$$
$$= (kg-s)Y_0\frac{e^{it}[1-e^{(g-i)t}]}{1-e^{g-i}}$$
$$= (kg-s)Y_0\frac{e^{it}-e^{gt}}{1-e^{g-i}}$$
$$= (kg-s)Y_0\frac{e^{gt}-e^{it}}{e^{(g-i)}-1} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (5)$$

로 정리된다.

여기서 $g-i$는 $0<g-i\leq\varepsilon$를 만족시키는 작은 값으로 가정하고 테일러 씨리즈(Taylor Series)로 전개하면

$$e^{g-i} = \frac{e^0}{0!} + \frac{e^0}{1!}(g-i) + \frac{e^0}{2!}(g-i)^2 + \cdots$$
$$\doteqdot 1 + g - i$$

이 된다.

그러므로 최종적으로

$$D_t = \frac{(kg-s)}{g-i}Y_0(e^{gt}-e^{it}) \cdots\cdots\cdots\cdots (6)$$

로 표시된다.

(6)을 이용하여 對 GNP 外債比率方程式은

$$\frac{D_t}{Y_t} = \left(\frac{kg-s}{g-i}\right) \cdot \left(\frac{e^{gt}-e^{it}}{e^{gt}}\right)$$
$$= \left(\frac{kg-s}{g-i}\right)[1-e^{(i-g)t}] \cdots\cdots\cdots\cdots (7)$$

이 된다.

그러므로 對 GNP 外債比率上限線은 (7)式의 $e^{(i-g)t}$項의 $i-g$는 負의 값을 취하므로

$$\lim_{t\to\infty}\frac{D(t)}{Y(t)} = \frac{kg-s}{g-i} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (8)$$

이 된다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

經濟企劃院, 『主要經濟指標』, 1983.

馬基永, 『外國換行國內支店의 與信業務와 收益性에 관한 硏究』, 延世大 碩士論文, 1983.

魚允大, 「國際金融市場과 韓國의 外貨資金調達管理」, 『金融産業의 發展課題』, 中央投資金融株式會社, 1983.

韓國輸出入銀行, 『칸트리 · 리스크 評價』, 1982. 1

韓國銀行, 『經濟統計年報』, 1982.

Aliber, Robert Z. "A Conceptual Approach to the Analysis of External Debt of the Developing Countries," World Bank Staff Working Paper No. 421 Washington, October 1980.

Avramovic, Dragoslav, and others, *Economic Growth and External Debt* Johns Hopkins Press, Baltimore, 1964.

Barro, Robert, "Are Government Bonds Net Wealth", *Journal of Political Economy*, 1974.

Blanchard, Olivier J., "Debt and Current Account Deficit in Brazil," Workingpaper, Nov. E-82-9, Stanford University, April 1982.

Bryant, Ralph C., *Notes on the Analysis of Capital Flows to Developing Nations and the Recycling Problem*, World Bank Staff Working Paper, 1981.

Dhonte, Pierre "Describing External Debt Situation: A Roll-Over Approach," *IMF Staff Papers*, Vol. 22 March 1975, pp. 159-186.

Dornbusch, Rudiger, "Real Interest Rates, Home Goods and Optimal External Borrowing," *Journal of Political Economy*, 1983.

Eisenbeis, Robert A., "Pitfalls in the Application of Discriminant Analysis in Business, Finance, and Economics," *Journal of Finance*, Vol. 32 June, 1977, pp. 875-900.

Feder, Gershon, "Economic Growth, Foreign Loans and Debt Servicing Capacity of Developing Countries," World Bank Staff Working Paper No. 274, Feb. 1978.

_____, and Richard E. Just, "A Study of Debt Servicing Capacity Applying Logit Analysis," *Journal of Development Economics*, Vol. 4 March 1977, pp. 25-38.

Fischer, Stanley, and Jacob A. Frenkel, "Economic Growth and Stages of Balance of Payments: A Theoretical Model," *Trade, Stability and Macroeconomics: Essays in Honor of Lloyd A. Metzler*, (ed.) by George Horwich and Paul A. Samuelson New York, 1974, pp. 503-521.

Frank, Charles R., Jr., and William R. Cline, "Measurement of Debt Servicing Capacity An Application of Discriminant Analysis," *Journal of International Economics*, Vol. 1 August 1971, pp. 327-344.

Harberger, Arnold C., *On Country Risk and the Social Cost of Foreign Borrowing by Developing Countries*, 1976.

_____, *On the Determinants of Country Risk*, 1976.

Hirshlcifer, Jack., *Investment, Interest and Capital*, 1970.

McCabe, James L., and David S. Sibley, "Optimal Foreign Debt Accummulation with Export Revenue Uncertainty," *International Economic Review*, Vol. 17 October 1976, pp. 675-686.

McDonald, Donogh C., "Debt Capacity and Developing Country Borrowing: A Survey of the Literature", *IMP Staff Papers*, December 1982.

McFadden, Daniel, "Conditional Logit Analysi sof Qualitative Choice Behavior," Ch. 4 in Frontiers in Econometrics, (ed.) by Paul Zarembka, New York and London, 1974, pp. 105-142.

Mayo, Alice L., and Anthony G. Barrett, "An Early-Warning Model for Assessing Developing-Country Risk," *Financing and Risk in Developing Countries*, (ed.) by Stephen H. Goodman New York, 1978, Ch. 12 pp. 81-87.

Sachs, Jeffrey D. "The Current Account and Macroeconomic Adjustment in the 1970s," *Brookings Papers on Economic Activity*: 1, 1981, pp. 201-268.

Samuelson, Paul A., "Social Indifference Curves," *Quarterly Journal of Economics*, February 1956.

Sargen, Nicholas, "Economic Indicators and County Risk Appraisal," Federal Reserve Bank of San Francisco, *Economic Review* Fall 1977, pp. 479-501.

Takagi, Yasuoki, "Aid and Debt Problems in Less Developed Countries," Oxford Economic Papers, New Series, Vol. 33, July 1981, pp. 323-337.

Wellons, P.A., *Borrowing by Developing Countries on the Euro-currency Market*, Organization for Economic Cooperation and Development Paris, 1977.

Williams, R.C., International Capital Markets: "Recent Developments and Short-Term Prospects," Occasional Paper No. 1, International Monetary Fund, Washington, September 1980.

經濟安定化政策과 企業經營의 改善

——製造業의 費用管理行態를 中心으로——

洪 炳 裕

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序 論
Ⅱ. 基本模型의 展開
Ⅲ. 美國企業에 대한 實證分析
Ⅳ. 韓國企業에 대한 實證分析
Ⅴ. 結 論

Ⅰ. 序 論

1962年 第1次 經濟開發 5個年計劃이 樹立·實施된 이래 政府主導型 高度成長政策은 1978年 病的인 過熱프레미엄 景氣가 나타날 때까지는 비록 여러가지 問題點을 誘發시키기는 했으나 國內外의 大小 試練下에서도 高度成長을 實現시켰다는 점에서 成功的이라고 볼 수 있다. 그러나 70年代末에 이르러 高度成長의 累積된 病弊들이 한꺼번에 터져 나오기 시작하자 政府主導型 經濟의 政府支援機能과 政府統制機能에 대한 懷疑와 反省의 소리가 學者, 其他 經濟專門家 사이에서 일게 되어 1979年 4月 17日 드디어 經濟安定化 政策을 發表하기에 이르렀다. 이러한 급작스러운 政策方向의 轉換은 과거 20年間 政府主導型 高度成長에 익숙해 있었던 各 經濟主體들에게 있어서는 상당한 충격일 수밖에 없었던 만큼 抵抗도 강했다고 보겠다. 政府는 이에 國民의 理解와 共感을 얻고자 努力해 왔으나 아직도 一部에서는 經濟安定化 政策의 必要性을 認識하지 못하고 過去와 같은 高度成長政策이 계속되어야 한다고 주장하고 있다.

엄밀히 말해서 政府의 巨視經濟政策方向과 企業의 微視經營行態間의 相關關係는 證明되지 않았다고 볼 수 있다. 本硏究는 차제에 巨視經濟와 微視經濟間의 相互反應關係의 糾明에 寄與함으로써 經濟安定化 政策을 理解하는 데 도움이 되고자 推進되었다.

傳統的 經濟理論들은 經濟現象을 임의로 微視經濟와 巨視經濟라는 두개의 個別體로 分離하여 分析해 왔으나, 實物經濟에 있어서는 兩

筆者：韓國開發硏究院 副硏究委員

者가 相互反應하고 있기 때문에 그러한 區分은 制限된 경우에만 意味를 가지게 된다. 한 企業의 微視的 經營方法은 經濟全體의 機能 및 問題點을 說明하는 데 있어서 빼어 놓을 수 없는 要素이다.

傳統的으로 企業의 窮極的 目標는 利潤의 極大化에 있다고 說明되고 있으며, 企業은 利潤極大化의 目標를 達成하기 위한 하나의 手段으로서 費用의 極小化를 追求한다. 企業에는 費用目標가 있게 마련이며 企業經營者는 費用目標에 反應하게 된다. 先進企業經營에서는 一群의 經營者들(運營分析者, 體系分析者, 産業工學者 등)이 生産性 增加를 통해 費用極小化 目標를 達成하려고 한다. 그러나 企業의 費用目標는 그 自體로서 하나의 獨立된 目的은 될 수 없으며, 오히려 利潤, 販賣量, 企業成長, 市場占有率 등을 極大化하려는 企業의 目標를 達成하기 위한 하나의 手段인 것이다. 따라서 企業이 同一한 企業目標에 持續的으로 執着한다고 하여 반드시 同一한 費用目標를 固守하는 것은 아니다.

利潤極大化를 위해서는 費用極小化가 必須的인 前提條件인 것처럼 보인다. 그러나 이것은 費用과 收益을 獨立的으로 다룰 수 있다는 것을 意味할 따름이다. 즉 收益을 增加시킬 뿐만 아니라 그와는 별도로 費用을 獨立的으로 減少시킴으로써 利潤을 極大化시킬 수 있다는 것을 말해 주는 것이다. 예를 들어, 美國에 있어서 聯邦政府와 去來하는 企業의 行態를 생각해 보자. 이러한 企業들은 "費用더하기式(cost-plus pricing)"에 의해 收益이 費用의 函數가 되어 費用의 一定 퍼센트를 利潤으로서 保障받게 됨에 따라 費用을 계속 增加시킴으로써 利潤을 極大化시킬 수 있으며 이는 費用目標가 費用極小化에서 費用極大化라는 正反對되는 槪念으로 變更되었으면서도 利潤極大化라는 企業의 全體的인 目標는 變更되지 않을 수도 있음을 보여 주고 있다[1].

또한 傳統的 費用極小化 管理와 意圖的 費用極大化 管理 사이에는 費用轉嫁式 管理라는 中間段階가 存在한다. 費用轉嫁는 增加된 投入費用을 相殺시키려는 적극적인 노력이 缺如되었을 때 발생하는데, 이 경우 故意的인 費用增加現象은 없으나, 費用增加를 生産性의 向上으로 相殺시키지 않고 價格에 轉嫁시키게 된다.

企業의 費用轉嫁式 行態가 費用極小化에서 費用極大化로의 轉換過程에서 必然的으로 나타나는 것이든, 또는 그 自體로서 最終的인 것이든 간에 이것은 企業經營에 있어서 效率性의 喪失을 意味한다. 따라서 費用轉嫁式 管理의 經營學的 意味는 至大하다고 말할 수 있고, 나아가서 費用轉嫁式 管理는 인플레이션을 深化시킨다는 점에서 巨視經濟的 意味 또한 크다고 볼 수 있다. 왜냐하면 生産効率性을 改善하는 길이야말로 長期的으로 볼 때 增加된 投入費用을 價格에 轉嫁시키는 것을 막을 수 있는 唯一한 手段이기 때문이다.

從來의 인플레이션理論들은 60年代 後半부터 발생하기 시작한 스태그플레이션(stagflation) 現象을 說明하는 데 있어서 限界를 보이고 있다. 이러한 限界性을 說明해 주는 이유 중의 하나가 需要牽引 인플레이션(demand-pull inflation)이건 費用壓迫 인플레이션(cost-push inflation)이건 인플레이션過程中 價格決定의

1) 이와 같은 費用極大化는 美國에 있어서 軍需産業에서 뚜렷이 發見되며 醫療産業分野에서도 擴散되고 있는 것으로 나타났다.

生產側 主體인 企業의 費用目標에 대해서는 費用을 極小化하는 微視經濟的 行態를 基本假定으로 하고 있는데, 이미 說明한 바와 같이 企業은 費用極小化 戰略을 항상 固守하는 것은 아니며 意圖的이건 非意圖的이건 이 戰略으로부터 離脫하게 되기 때문이다.

費用極小化 經營은 費用增加를 相殺시킬 수 있는 持續的이고 確實한 能力을 必要로 한다. 勞動生產性 및 資本生產性의 向上은 企業으로 하여금 費用增加를 吸收할 수 있게 하는 決定的 變數인데 만약 生產性 增加가 급격히 鈍化되면 企業의 費用相殺能力은 蠶食될 것이며 이에 따라 費用極小化 能力이 損傷되어 企業은 意圖치 않게 費用極小化 經營으로부터 離脫할 것이다.

成熟한 企業經營에서는 生產性 增加가 自發的으로 費用을 極小化하고자 하는 努力의 產物로서 얻어지기 때문에 生產性 增加가 持續되는 限은 費用相殺를 계속할 것이다. 그러나 自發的 意思決定過程이 定着되지 못한 상태에서 政府主導的 投資命令에 의하여 얻어진 企業의 生產性 增加는 어떠한 結果를 가져올 수 있을 것인가? 이러한 生產性 增加는 費用極小化 達成을 위한 努力에 의하여 얻어진 果實이 아니고, 政府·企業複合經營體의 意思決定過程에서 얻어진 副產物的인 性格이 강하기 때문에 費用相殺를 위하여 使用된다는 保障은 없으며 政府의 價格統制機能이 費用相殺行態를 어느 정도로 誘導했느냐에 달려 있다. 本硏究에서는 韓國과 같은 政府主導型 經濟開發過程에서 政府가 高度의 生產性 增加를 價格에 誘導·反映시켰는지의 與否에 관심을 두고 檢證·分析하였다.

生產性 增加는 인플레이션과 企業經營間의 關係를 說明하는 데 있어서 核心的 役割을 하기 때문에 生產性 增加要因中 論難의 對象이 되어 있는 經營强度와 生產性增加間의 相關關係에 대한 檢討가 필요하다. 傳統的 微視經濟學에서는 費用은 極小化되어야 하나, 經營費의 增加가 生產性 增加를 促進시킨다면 經營費는 生產費와는 달리 極大化되어야 한다고 말하고 있다. 그러나 두 變數間에 因果關係가 없다면 生產性 向上 없이 增加된 經營費는 窮極的으로는 價格에 轉嫁될 것이므로 企業의 經營部門에서의 費用轉嫁式 行態가 存在한다고 할 수 있다. 政府의 補助獲得을 極大化하는 費用目標를 가지는 企業에서는 內部的으로 費用極大化가 追求되는 것으로 알려져 있으며 그 戰略의 一部로서 經營費도 急速하게 增加되는 것으로 알려져 있다. 韓國의 20年間의 產業史는 政府支援型 高度成長戰略으로 一貫되어 왔으므로 韓國製造業의 經營費와 生產性間의 相關關係 分析結果는 韓國企業의 補助極大化 經營基盤이 어느 程度 뿌리를 내렸는가를 나타내는 間接的 指標로 볼 수 있을 것이다.

Ⅱ. 基本模型의 展開

企業의 費用目標 變化로 인한 企業內 意思決定 過程의 變化를 分析하기 위해 다음과 같이 3個의 式을 사용하였다[2]. 3個의 式이란 우선 都賣物價의 變動率을 나타내주는 式과,

2) B.Y. Hong, *Inflation under Cost Pass-Along Management*, Praeger Publishers, New York, 1979.

이 式에 포함된 주요 獨立變數인 賃金變動率과 生産性變動率을 나타내 주는 式으로 構成되어 있다. 3個式에 포함된 變數들의 相關關係를 說明하기 前에 우선 아래에 3個의 式을 線型으로 나타내었다. 非線型으로 하여야 할 理論的 根據가 없기 때문에 線型을 使用하였으나, 一部 非線型으로 變形하여 適用해 본 結果 R^2가 크게 改善되지는 않았다.

都賣物價式：

$$^{m}P_t=a_1+a_2W_t+a_3{}^{r}P_t+a_4\Delta(Q/P)_t+a_5(Q/K)_t+a_6R_t+e_t$$

賃金式：

$$W_t=b_1+b_2\Delta(Q/P)_{t-n}+b_3R_{t-n}+b_4{}^{c}P_{t-n}+b_5U_t+e_t$$

生産性式：

$$(Q/P)_t=c_1+c_2H_t+c_3K_t+c_4A_{t-n}+e_t$$

變數說明：

$^{m}P_t$：都賣物價 變動率(年率로 나타낸 分期別 資料)

W_t：賃金 變動率(年率로 나타낸 分期別 資料)

$^{r}P_t$：原材料費用 變動率(年率로 나타낸 分期別 資料)

R_t：自己資本純利益率(年率로 나타낸 分期別 資料)

$^{c}P_t$：消費者物價 變動率(年率로 나타낸 分期別 資料)

U_t：失業率(分期別 資料)

A_t：管理者數(分期別 資料)

K_t：純固定資産(分期別 資料)

H_t：生産者의 週當平均勞動時間(分期別 資料)

$(Q/P)_t$：勞動生産性(分期別 資料)

$(Q/K)_t$：稼動率(分期別 資料)

$\Delta(Q/P)_t$：生産性 變動率(年率로 나타낸 分期別 資料)

1. 都賣物價決定模型

인플레이션이란 모든 財貨의 平均價格水準의 上昇을 意味한다. 한 財貨의 價格이 上昇되었을 때 需要의 變化로 인해 다른 한 財貨의 價格이 引下됨으로써 서로 價格相殺가 일어났을 때는 인플레이션이라고 볼 수 없다. 그렇기 때문에 大部分의 인플레이션에 관한 硏究는 都賣物價指數나 消費者物價指數와 같은 綜合的 物價指數를 分析對象으로 하게 마련이다. 本硏究가 個別 企業의 經營方式을 分析對象으로 하면서도 個別商品의 價格을 分析對象으로 하지 못하는 이유가 바로 여기에 있다.

本硏究에서는 物價와 生産効率性間의 關係를 硏究하는 것을 主眼點으로 하기 때문에 效率槪念이 모호한 서비스産業의 物價가 포함된 消費者物價指數를 使用하지 않고 都賣物價指數를 使用하였다.

都賣物價指數의 變動率($^{m}P_t$)은 每分期마다 前年 同分期 對比 增加率이 年率(%)로 計測되었다. 價格이란 生産費用과 生産에 따르는 意思決定過程 및 市場構造 등에 따라 變動되기 때문에 다음과 같은 獨立變數들이 選定되어 計測되었다.

變　數	計測範疇
1. 直接費用	賃金, 原材料費用
2. 生産의 效率性	勞動生産性
3. 市場狀況	稼動率
4. 利潤	利潤率

첫번째 獨立變數는 製造業에 從事하는 生產勞務者의 賃金의 變動率(W_t)로서 前年 同分期對比 增加率로 每分期마다 計測되었다. 賃金이란 그 자체로서 하나의 價格이므로, 賃金이 어떻게 決定되느냐 하는 것이 論爭點이 되어 왔으나, 일단 賃金이 새로이 決定되면 이는 生產費用構造에 變化를 가져오게 되며, 勞動生產性의 增加가 없는 한 결국은 價格에 영향을 주게 마련이다.

또 하나의 費用要素를 나타낸 變數는 原材料費用의 變動率($^{r}P_t$)로서 前年 同分期 對比 變動率로서 每分期마다 計測되었다. 原材料費用과 아울러 고려해야 할 것은 原材料生產性(單位 原材料當 產出量)이다. 勞動生產性이 增加함에 따라 原材料生產性도 增加한다는 假說이 있으나[3], 原材料生產性 指數資料가 없기 때문에 여기에서는 이 變數가 고려되지 않았다. 이들 費用變數의 係數는 正의 符號를 가질 것으로 기대된다. 이들 變數들은 일단 時差(time lag) 없이 使用할 것이나, 後에 時差를 두어 模型을 다시 檢證해 볼 것이다.

다음 變數는 製造業의 勞動生產性變動率($\Delta(Q/P)_t$)로서 前年 同分期 對比 變動率로 每分期마다 計測되었다. 賃金과 原材料費用 變化가 費用曲線 自體의 上下移動을 나타낸다면, 이 變數는 生產效率性의 增減에 따른 費用曲線上에서의 移動을 나타낸다. 生產性이 增加함에 따라 平均費用은 下落하고 生產性이 減少함에 따라 平均費用은 增加하기 때문에 生產性變動率 變數의 係數는 負의 符號를 보일 것으로 期待된다.

3) W. E. G. Salter, *Productivity and Technical Change*, Oxford University Press, 1960, Chapter Ⅸ, p. 120.

다음 變數는 稼動率($(Q/K)_t$)로서 每分期마다 計測되었다. 需要壓迫이 강할수록 價格變化는 클 것으로 豫想되며, 따라서 需要牽引인플레이션期間에는 이 變數의 係數는 正의 符號를 가질 것으로 期待된다.

마지막 變數는 利潤率(R_t)로서 自己資本純利益率을 每分期마다 計測하였다. 이 變數의 役割은 보다 많은 利益을 위해 價格을 引上할 경우의 인플레이션壓力을 반영토록 하는 것이다. 强한 利潤인플레이션이 일어나는 期間에는 이 變數의 係數는 正의 符號를 가질 것으로 期待된다.

2. 賃金決定模型

賃金決定이야말로 資本主義經濟의 가장 어려운 問題중의 하나일 것이다. 資本家로서는 가능한 낮은 賃金費用을 원하면서도 다른 한편으로는 높은 消費者需要를 원할 것이며, 生產勞動者로서는 가능한 높은 賃金을 원하면서도 다른 한편으로는 낮은 水準의 物價를 원할 것이므로, 賃金에 관한 한 資本家와 生產勞動者 사이에는 葛藤이 있게 마련일 뿐만 아니라 各個 그룹은 그 나름대로 딜레마(dilemma)에 빠지게 되며 企業의 效率性을 改善하는 것이야말로 이러한 葛藤과 딜레마를 緩和시킬 수 있는 唯一한 길이다.

生產性指數는 企業의 效率性을 나타내는 좋은 指標로서 生產性向上에 의하여 얻어지는 몫은 세가지로 나누어진다. 첫째, 生產性增加分의 一部는 費用增加를 相殺하여 인플레이션 壓力을 解消시킴으로써 生產性增加에 參與하지 않은 餘他部門에 돌아가게 되고, 따라서 經濟安定化에 기여하게 된다. 둘째, 生產性

增加分의 一部는 生產勞動者의 生活水準을 向上시킨다. 세째, 生產性 增加分의 一部는 資本家의 利潤幅을 넓혀줌으로써 持續的으로 生產性을 올리기 위한 再投資를 가능케 하고 窮極的으로는 利潤壓迫 인플레이션을 방지시키는 것이다.

賃金은 취급하기 매우 어려운 變數이다. 즉 勞動이란 商品 자체가 熟練度등 여러 측면에서 매우 異質的인 要素들을 包括하고 있기 때문이다. 따라서 賃金指數를 만들기 위해 우리는 아래와 같은 假定을 도입하였다. 첫째, 熟練度가 다른 그룹간에 相對的 賃金의 變動이 發生하더라도 한 產業內의 賃金勞動者 全體에는 支配的인 패턴이 있다. 둘째, 賃金式에 포함된 獨立變數들의 產業間 重要度의 差異는 무시할 만하다. 세째, 賃金式에 포함된 獨立變數들의 賃金에 영향을 주는 方法의 產業間 差異 역시 무시할 만하다.

賃金變動率은 每分期마다 前年 同分期 對比 增加率로 計測되었으며 賃金式에 포함될 獨立變數들은 다음과 같이 둘로 分類된다.

變　數	計測範疇
1. 勞動市場與件	失業率
2. 賃金交涉與件	勞動生產性
	消費者物價指數
	利潤率

勞動市場理論은 Phillips[4]의 賃金變化와 失業率과의 關係에 관한 硏究가 있은 이후 다른 獨立變數들이 追加되면서 계속 발전되어 왔다.

첫번째 獨立變數는 失業率(U_t)로서 每分期마다 計測되었다. 失業率變數는 勞動에 대한 需要가 클 때, 즉 Phillips曲線 左側의 급한 傾斜部分에서 강한 統計的 有意性을 보이게 된다. 이 曲線은 급격히 下降하여 대부분의 失業率에 대하여 非彈力的인 賃金上昇率을 보이는 평탄한 曲線이 된다. 따라서 慢性的으로 높은 失業率을 보이는 期間에는 이 變數가 제대로 作動하지 않으리라는 것을 쉽게 이해할 수 있다.

다음 變數는 都賣物價式에서 이미 說明한 生產性變動率로서 前年 同分期 對比 變動率로 每分期마다 計測되었다. 賃金과 週當 勞動時間 또는 時間當 生產實績과의 關係는 漸次的으로 弱化되어 가는 傾向이 있기는 하지만 賃金이란 본래 勞動者의 週當이나 時間當 또는 作業量 基準으로 제공된 時定勞務에 時間給 또는 成果給으로 支給되는 것이다. 따라서 生產性增加는 賃金引上을 可能케 한다.

다음 變數는 消費者物價 變動率(^cP_t)로서 前年 同分期 對比 變動率로 每分期마다 計測되었다. 消費者物價指數는 生活費의 尺度로서 普遍的으로 쓰이고 있으므로 賃金交涉過程에서 生活費의 變動을 반영하는 役割을 한다. 이 變數의 係數는 正의 符號를 가질 것으로 기대되기는 하나, 그 係數의 크기에 관해서는 견해가 다양하다[5].

마지막 變數는 都賣物價式에서 이미 說明한 利潤率로서 自己資本純利益率을 每分期마다 計測하였다. 賃金式에서 이 變數를 고려해야 한다는 배경에는 勞組가 團體交涉權을 통해 利潤의 惠澤을 누리고자 한다는 假定이 자리

4) A.W. Phillips, "The Relationship between Unemployment and the Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862～1957", *Economica*, New Series 25, November 1958.

5) Perry는 0.466, Lipsey는 0.69로 主張했다가 0.4～0.5로 修正. Dicks-Mireaux와 Dow는 0.5, Klein과 Ball은 0.98 등 多樣함.

하고 있다. Kaldor[6]는 賃金引上의 原因變數로서의 利潤率의 重要性을 완강히 주장하고 있으며, Perry는 Phillips의 模型에 變數를 追加하여 說明하는 過程에서 利潤率變數를 導入하였다. Kaldor는 資本家와 勞動者 雙方이 다같이 알고 있는 것은 利潤뿐이기 때문에 利潤만이 賃金交涉에서 영향력을 갖는 유일한 變數이며 失業率이란 重要하지 않은 變數라고 주장한다. 그의 주장은 다른 學者들의 實證分析結果를 볼 때 지나치게 한 變數만을 강조한 감이 있다. Perry의 경우는 Kaldor보다는 緩和된 입장을 취하고 있으며, 利潤率의 增減에 따라 Phillips 曲線 自體가 上下로 移動한다고 주장한다.

勞組의 賃金交涉與件을 나타내는 마지막 3개 變數($\Delta(Q/P)_t$, ${}^cP_t$, R_t)는 特別한 注意를 要한다. 이 變數들과 賃金變數間에는 意圖的 因果關係가 분명히 存在하고 賃金交涉與件이 變化하여 賃金을 實質的으로 調整할 때까지는 時間的 遲延이 따르기 때문에 各 變數에 여러가지의 時差(time lag)를 두어 테스트한 후, 가장 說明力이 좋은 時差가 選定될 것이며 追後 PDL(Polynomial Distributed Lag)도 고려될 것이다.

6) N. Kaldor, "Economic Growth and the Problem of Inflation," *Economica*, N.S. 26, November 1959.

7) 相互 相關關係가 없는 두 變數를 매우 큰 數로 나누었을 때 두 變數間에 統計的 相關關係가 檢出되는 境遇가 있는데, 이러한 相關關係는 人爲的으로 生成된 假性 相關關係임.

8) S. Melman, *Dynamic Factors in Industrial Productivity*, New York, John Wiley & Sons, 1956.

3. 生產性決定模型

亂數(random numbers)를 利用하여 比率變數 A/P와 K/P 그리고 Q/P에 대하여 테스트해 본 結果, 人爲的 相關關係(spurious correlation)[7] 問題가 매우 심각할지도 모른다는 것을 나타냈기 때문에, 比率變數가 아닌 管理者數와 純固定資產을 $(A/P)_t$와 $(K/P)_t$ 대신에 각각 使用하였다.

勞動生產性($(Q/P)_t$)은 賃金勞動者 1人當 產業生產으로서 每分期마다 計測되었다. 生產性式에 포함될 變數와 計測範疇는 아래와 같다.

變　數	計測範疇
1. 機械化 水準	純固定資產
2. 景氣循環	賃金勞動者의 週當 平均勞動時間
3. 管理의 强度	管理者數

長期的으로 볼 때 生產性增加를 促進시키는 가장 강한 要因은 資本蓄積이다. Melman[8]에 의하면 企業은 費用極小化 意思決定을 實踐하는 過程에서 勞動費用과 資本費用을 比較·選擇하고 이에 따라 資本强度가 決定된다고 지적되고 있다. 單位時間當 勞動費에 비해 單位時間當 資本費用이 相對的으로 低廉하면 企業은 보다 많은 機械를 購入하여 製造過程에 設置·運營하게 되는데, 그 결과 勞動生產性은 增加된다. 그러므로 勞動費에 대한 機械類費用의 相對價格은 產業生產性의 增加를 促進하거나 制限하는 데 있어서 重要한 영향을 미친다. 그러나 製造過程에 쓰이는 多樣한 機械類의 費用指數를 만든다는 것은 매우 어려운 일

이기 때문에 여기에서는 勞動과 機械類費用의 相對價格變數를 쓰지 않고 대신 相對價格變數와 生產性變數의 中間媒介變數라고 볼 수 있는 機械化 水準을 나타내는 變數를 使用하였다. 이에 대한 可能한 變數로서 電力使用量과 純固定資產 등이 고려되었으나, 電力使用量은 分期別 資料가 없었으므로 純固定資產을 使用하였다.

그러나 純固定資產變數 K_t가 과연 機械化水準을 나타내는 타당한 變數인지에 대한 의문이 提起된다. 機械類價格이 上昇하면 上昇價格으로 計算된 新機械類를 포함한 純固定資產價値는 실제 놓여져 있는 裝備를 過大評價하게 될 것이다. 만일 相對的으로 生產性이 낮은 分野에 더 많은 投資가 행하여진다면 이 變數는 資本投資의 異質性을 제대로 반영하지 못할 것이다. 더구나 資本利用度의 變化가 있을 때에는 이 變數의 係數를 歪曲시킬 可能性도 있다. 이러한 諸問題點들을 極小化하기 위해서는 回歸分析期間을 可能한 限 짧게 하여 異質的 期間의 問題點들이 重複되는 것을 回避하여야 한다. 本硏究에서는 한 景氣循環期間을 同質的 單位期間으로 보고 하나의 回歸分析期間으로 잡았다.

다음 變數는 生產勞動者의 週當 平均勞動時間으로서 短期 生產性水準을 決定해 준다. 生產性 變化는 景氣循環과 相關關係를 가지는 것으로 잘 알려져 있다[9]. 景氣의 回復期에는 미처 生產勞動者를 追加雇傭하기 前에 時間外勤務 등으로 生產量을 增加시키기 때문에 生產勞動者 1人當 生產性은 급격히 上昇하나, 景氣가 頂點으로 進行됨에 따라 勞動量은 增加되면서 生產의 隘路現象(bottleneck)이 나타나거나 生產施設의 限界에 이르게 된다. 景氣의 頂點에서는 追加雇傭은 오히려 生產性을 減少시키는 傾向이 있으며 景氣의 下降局面에서는 生產과 販賣가 收縮됨에 따라 熟練勞動者를 解雇하기 꺼려하고 대신 時間外勤務 등을 줄여 生產勞動者 1人當 生產性은 급격히 減少한다. 景氣收縮이 더욱 深化됨에 따라 費用節減을 위해 보다 과감한 解雇 등이 進行되어 最低點에서는 生產性이 增加하기 시작하여 回復期 初期에 가장 빠르게 增加한다. 이 變數는 生產性式에서 生產性의 景氣循環屬性을 反映하여 正의 符號를 가질 것으로 기대된다.

마지막 變數는 管理의 强度를 나타내는 變數로서 每分期마다의 管理者數로 計測되었다. Berndt와 Christensen[10]은 生產勞動者와 資本은 代替關係에 있고 管理者와 資本은 補完關係에 있다는 것을 主張하였는데, 이와 같이 資本과 管理者가 生產效率性을 增加시킬 수 있는 能力이 있다면 두 變數는 生產性式에서 正의 符號를 가져야 할 것이다.

生產性式은 管理强度와 生產性間의 微視的 相關關係를 反映키 위하여 考案된 것은 아니며 단지 두 變數間에 相關關係가 있다는 假定을 받아들일 만큼의 강한 統計的 有意性이 存在하는가를 確認하고자 設定된 것이다.

9) A. Mark, "Productivity and Costs in the Private Economy, 1974," *Monthly Labor Review*, June 1975; T. Hultren, "Change in Labor Cost during Cycles in Production and Business", Occasional Paper No. 74, National Bureau of Economic Research, 1960; J.W. Kendrick, *Productivity Trends in the United States*, A Study for the National Bureau of Economic Research, Princeton University Press, 1961.

10) E.R. Berndt, and L.R. Christensen, "Testing for the Existence of a Consistent Aggregate Index of Labor Inputs", *American Economic Review*, June 1974, pp. 391-404.

Ⅲ. 美國企業에 대한 實證分析

美國製造業 分野의 生産性增加現象을 檢討해 본 結果, 2次大戰後부터 1965年까지와 1965年以後의 期間에는 不連續性이 存在하였다. 1965年 以後의 급격한 生産性增加 鈍化現象은 美國企業의 費用相殺能力을 철저히 蠶食함으로써 美國製造業에 從來와는 다른 管理戰略인 費用轉嫁式 管理가 波及되는 契機가 되었다.

賃金과 生産性變化를 調査해 본 結果, 1965年은 2次大戰後 期間을 두개의 屬性이 다른 期間으로 分類하는 데 있어서 좋은 기점이 된다는 것을 알 수 있었다. 따라서 都賣物價式과 賃金式은 美國製造業의 時系列資料를 利用하여 다음과 같은 두개의 期間에 適用되었다. 이 期間은 앞으로 계속 反復되기 때문에 다음과 같이 期間Ⅰ, 期間Ⅱ로 부르기로 한다.

1948年 2/4分期～1964年 4/4分期 : 期間Ⅰ

1965年 1/4分期～1975年 2/4分期 : 期間Ⅱ

〈表 1〉은 美國全製造業에 대해 各 期間中 都賣物價變化가 어떻게 이루어지느냐를 보여주고 있다. 期間Ⅰ과 期間Ⅱ 사이에는 係數의 크기와 統計的 有意性에서 아래와 같이 큰 差異가 있음을 볼 수 있다.

첫째, 利潤率變數의 係數는 期間Ⅰ에서는 統計的 有意性이 없으나 期間Ⅱ에서는 統計的 有意性이 있다.

둘째, t-檢定結果 賃金變數의 係數는 期間Ⅱ가 期間Ⅰ에서보다 컸다.

세째, 우리가 앞에서 豫想한 것과는 달리 稼動率變數의 係數는 期間Ⅰ에서는 統計的 有意性이 없으나 期間Ⅱ에서는 負의 符號를 가졌다.

네째, t-檢定結果 生産性變數의 係數는 期間Ⅰ보다 期間Ⅱ에서 絶對値가 작았다.

위와 같은 결과는 石油類價格의 變動率變數를 追加하여도 전체적인 傾向에는 변함이 없었다. 또한 Cochrane-Orcutt 反復節次에 의하여 回歸分析을 행한 結果 및 Almon方法에 의하여 變數에 時差를 두어 回歸分析을 행한 結果 역시 전체적인 傾向에는 변화가 없었다.

앞에서 본 바와 같이 變數들은 期間Ⅰ에서 期間Ⅱ로 바뀜에 따라 그 係數의 統計的 有意度와 絶對値의 크기에 있어서 큰 差異를 나타내었다. 따라서 1960年代 中盤은 企業經營에 있어서 一大轉換點이었다는 것이 立證되었으며 지금까지 보아온 것과 같이 各係數들은 傳統的 需要牽引 인플레이션과 費用壓迫 인플레

〈表 1〉 美國製造業의 都賣物價式 回歸分析結果

期　　間	常　數	W_t	${}^rP_t$	$\Delta(Q/P)_t$	${}^fP_t$	$(Q/K)_t$	R_t	R^2	$D.W$
Ⅰ[1]	0.88 (0.27)	0.64 (4.69)	0.33 (16.31)	−0.31 (−5.56)	**	0.013 (0.29)	−0.21 (−1.25)	0.89	0.57[a]
Ⅱ[1]	16.72 (3.75)	0.80 (6.06)	0.085 (7.83)	−0.19 (−2.80)	**	−0.53 (−9.73)	2.35 (14.15)	0.98	1.21[i]
Ⅱ[2]	9.02 (1.47)	0.75 (5.02)	0.098 (7.98)	−0.17 (−3.46)	0.085 (1.33)	−0.38 (−2.01)	1.89 (5.11)	0.97	1.21[i]

註 : ( ); t-統計量

1 ; 變數 ${}^fP_t$ (石油類價格變動率) 使用되지 않았음.

2 ; 變數 ${}^fP_t$ 使用되었음.

**; 해당 變數는 使用되지 않음.

a ; $\alpha=0.01$ 水準에서 正의 autocorrelation 있음.

i ; $\alpha=0.01$ 水準에서 autocorrelation 有無判斷困難.

이션 理論들의 說明과 一貫性을 보이지 않고 있다. 期間 I 에서는 費用變數의 係數들이 費用極小化 經營戰略上의 假定들과 一貫性을 보이나, 期間 II 에서는 그렇지 못하였다. 期間 II 에서의 結果는 그 自體대로 어떤 一貫性을 가지고 있는 것을 볼 때 期間 II 는 期間 I 과 相異한 性格을 가진 期間이 아닌가 하는 疑問을 갖게 한다. 이러한 差異는 企業經營上의 費用戰略의 變更이라는 觀點에서 說明될 수 있는가?

期間 I 에서는 상당한 生產性 增加가 可能하였으며 企業은 傳統的인 費用極小化 戰略을 堅持할 수 있었다. 그러나 期間 II 에서 이러한 能力이 급격히 減少되었고 따라서 企業은 다음과 같은 두가지 중 하나를 選擇해야만 하였던 것이다.

첫째, 費用增加를 利潤減少로 吸收한다.

둘째, 費用增加를 價格에 轉嫁시킨다.

利潤形成을 통해 持續的으로 生存하기를 바라는 企業經營體는 첫째 路線을 採擇하기를 拒否할 것이며 마땅히 둘째 路線 즉 費用轉嫁를 選擇할 것이다[11]. 그러므로 傳統的 理論으로는 理解될 수 없었던 係數들의 樣態가 費用轉嫁式 管理라는 假說을 통하여 說明될 수 있게 되는 것이다.

數次의 都賣物價式 테스트에서 變數 R_t의 係數는 期間 II 에서는 統計的 有意性을 갖는 正의 數임에 반해 期間 I 에서는 統計的 有意性이 없다. 費用轉嫁式 經營下에서는 費用極小化란 더 이상 利潤極大化를 達成하기 위한 戰略이 되지 못한다. 企業은 利潤形成을 위해 費用을 價格에 轉嫁시키는 戰略外에 다른 選擇의 여지가 없게 된다. 이렇게 되어 價格올리기(price markup) 없이 達成할 수 있는 利潤率보다 높은 目標利潤을 成就하기 위해 價格을 올리면[12] 利潤率과 인플레이션率間에는 正의 相關關係가 形成되는 것이다.

數次의 都賣物價式 테스트 중 變數 W_t의 係數를 보면 期間 II 의 係數가 大部分 期間 I 의 係數보다 더 크다. 이것도 또한 費用轉嫁式 經營方法의 屬性으로서 說明이 可能하다. 즉, 費用轉嫁式 經營下에서는 價格引上이 利潤을 形成하는 주된 戰略이므로 價格에 대해 相對的으로 賃金을 억누르려는 인센티브가 存在하게 된다. 따라서 一定率의 賃金引上에 대해 期間 II 에서는 期間 I 에서 보다 더 價格引上을 하게 된다.

需要牽引 인플레이션 槪念에 의하면 稼動率變數 $(Q/K)_t$는 正의 係數를 가지도록 되어 있으나 費用轉嫁式 管理의 槪念下에서는 經驗

---

11) 다음 資料는 期間 II 에서 費用增加가 利潤減少로 吸收되었다고 示唆하지는 않는다.

美國製造業 自己資本純利益率(%)

期 間	低點~頂點	頂點~低點
1948 ~ 64年	11.3	8.7
1965 ~ 81年	12.8	12.8

위의 資料는 다음과 같은 方法에 의하여 얻어졌다. 2次大戰後의 期間을 두 개의 期間으로 나누어(1948年~1964年, 1965年~1981年) 各個 期間에 대해 分期別 利益率을 景氣循環上 膨脹期의 資料와 收縮期의 資料 두 그룹으로 分類하고 頂點의 利益率은 膨脹期에, 最低點의 利益率은 收縮期에 포함시킨다. 위와 같이 4個 그룹의 平均利益率이 計算되어 위의 表에 나타나 있다. 1948~64年의 收縮期에는 平均利益率이 급격히 떨어졌으나 그후 期間의 平均利益率은 表에서 보는 바와 같이 安定的이다.

12) 註11)의 資料를 보면 다음과 같은 현상을 관찰할 수 있다.
첫째, 期間 II 의 利潤率이 期間 I 의 利潤率보다 全般的으로 높으며, 특히 收縮期에서 더욱 높고, 둘째, 期間 I 에서는 膨脹期와 收縮期에 따른 變化가 뚜렷하나, 期間 II 에서는 利潤率이 경기 변화에 관계없이 安定的이다. 期間 II 의 生產性增加率이 期間 I 에서 보다 급격히 鈍化되었는데도 불구하고 위와 같은 현상이 나타난 것은 期間 II 에서 '利潤올리기' 인플레이션 현상이 일어났음을 示唆하며 특히 收縮期에 그 경향이 강했음을 보여 준다.

的으로 觀察된 바와 같이 負의 係數를 가질 것으로 期待된다.

需要牽引 인플레이션理論에서는 需要의 上昇은 稼動率의 上昇으로 나타나고 이는 價格引上 壓迫要因으로 作用하며 逆으로 需要의 減少는 稼動率의 下落으로 나타나고 이는 價格引上 解消要因으로 作用한다. 따라서 變數 $(Q/K)_t$의 係數는 陽數이어야 한다. 費用轉嫁式 管理下에서는 稼動率이 增加하면 生產性이 增加하여 利潤幅의 擴張을 招來한다. 그 結果 充分한 利潤이 얻어지만 價格引上 壓力은 별로 存在하지 않게 된다. 반대로 稼動率이 떨어지면 生產性이 下落하여 利潤幅은 縮少된다. 그 結果 增加된 單價를 價格에 轉嫁하여 원하는 만큼의 利潤을 얻으려는 壓力이 增加하게 된다.

數次의 都賣物價式 테스트 중 처음 2回에서 生產性變數 $\Delta(Q/P)_t$가 期間에 따라 係數에 變化가 있었던 點도 費用戰略의 變化로서 잘 說明될 수 있다. 이 變數는 價格決定에 있어서 生產시스템의 效率性에 대한 經營上의 敏感度를 나타내는 變數이다. 費用極小化 經營下에서는 經營者는 利潤極大化過程에서 生產시스템의 效率性에 대해 最大의 關心을 가진다. 그러나 費用轉嫁式 經營下에서는 費用極小化 戰略보다는 費用을 轉嫁하는 方法에 의해 주로 利潤이 形成되기 때문에 生產效率性에 대해 덜 關心을 갖게 된다. 따라서 費用極小化와 費用轉嫁式의 差異點을 생각해 보면 이 係數의 統計的 有意性을 豫測할 수 있다.

〈表 2〉는 美國製造業 全體에 대해 期間 I 과 期間 II 에서 賃金變化가 어떻게 이루어지는가를 보여 주에 있으며 期間 I 과 期間 II 사이에는 係數의 크기와 統計的 有意性에서 아래와 같이 큰 差異가 있음을 알 수 있다.

첫째, 失業率變數의 係數는 期間 I 에서는 統計的 有意性이 있으나 期間 II 에서는 없다.

둘째, 利潤率變數의 係數는 期間 II 에서 統計的 有意性을 갖기는 하였으나, 有意性이 存在하는 變數들 중에서는 가장 信賴度가 낮았으며 反面에 期間 I 에서는 그 信賴度가 가장 높았다. 또한 t-檢定結果 期間 II 의 係數가 期間 I 의 係數보다 작은 것으로 나타났다.

세째, 消費者物價變動率變數는 期間 II 에서 統計的 有意性이 가장 강하며 t-檢定結果, 期間 I 보다 큰 것으로 나타났다.

都賣物價式에서와 마찬가지로 賃金式에 대하여도 Corchrane-Orcutt 反復節次 및 Almon 方法에 의하여 回歸分析을 행하였으나 전체적인 傾向에는 變化가 없었다. 또한 앞에서 본 바와 같이 變數들은 期間 I 에서 期間 II 로 바뀜에 따라 그 係數의 統計的 有意度와 絶對値의 크기에 있어서 큰 差異를 나타내었다. 따라서 1960年代 中盤은 企業經營에 있어서 一

〈表 2〉 美國製造業의 賃金式 回歸分析結果

期 間	常 數	U_t	$\Delta(Q/P)_t$	$^cP_{t-1}$	R_{t-1}	R^2	$D.W$
I	0.66 (0.56)	−0.66 (−5.56)	0.080 (2.24)	0.31 (5.34)	0.54 (7.38)	0.84	0.86[a]
II	−0.69 (−0.44)	−0.21 (−1.25)	0.33 (4.41)	1.06 (12.1)	0.17 (1.56)	0.91	0.86[a]

註 : ( ); t-統計量
a ; $\alpha=0.01$ 水準에서 正의 autocorrelation 있음.

大 轉換點이었다는 것이 다시 한번 立證되었으며, 지금까지 보아온 바와 같이 各 係數들은 傳統的 需要牽引 인플레이션과 費用壓迫 인플레이션理論들의 說明과 一貫性을 보이지 않고 있다.

數次의 賃金式 테스트에서 變數 U_t의 係數의 統計的 有意性의 不在는 需要牽引 인플레이션이 期間Ⅱ의 主要 인플레이션要因이 아님을 나타낸다

數次의 賃金式 테스트 중 처음 2回에서 變數 R_{t-1}도 經營上 費用戰略의 變化를 反映하고 있다. 費用極小化 經營下에서는 利潤이 주로 企業內部의 生產시스템을 改善함으로써 形成된다. 그러므로, 높은 利潤은 높은 賃金을 惹起하고 높은 賃金은 內部 生產시스템의 改善壓力을 더 한층 불러일으킨다. 費用轉嫁式 經營下에서는 賃金引上 自體를 極小化하려는 인센티브가 있는데 그와 같은 行動은 生產性 增加가 鈍化될수록 더욱 쉽사리 反映된다. 그러므로 同一한 利潤率이 前提될 경우 費用轉嫁式經營下에서의 賃金引上率은 費用極小化 經營下에서의 그것보다 작아지는 傾向이 있다. 期間Ⅱ에서 이 變數의 係數가 統計的 有意性을 갖지 못한 점으로 보아 이 期間동안 賃金壓迫 인플레이션이 일어났다고는 보여지지 않는다.

數次의 賃金式 테스트 중 처음 2回에서 變數 $^cP_{t-1}$은 期間Ⅱ에서 特別한 樣態를 나타내었다. 費用轉嫁式 經營下에서는 인플레이션은 매우 빠르고 持續的이기 때문에 勞組는 특히 實質賃金의 水準을 堅持하는 데 關心을 가지게 된다.

이상을 綜合해 볼 때 變數들의 係數는 傳統的 인플레이션理論에 따르는 패턴을 보이기보다는 費用轉嫁式 說明에 보다 附合되고 있다. 그러나 이것은 費用極小化 行態가 전혀 存在하지 않는다는 것은 아니며[13], 費用轉嫁式 經營이 費用極小化 經營에 대신하여 美國 製造業의 지배적인 經營패턴으로 자리잡고 있다는 의미이다. 또한 期間Ⅱ를 81年 4/4分期까지 연장시켜 回歸分析한 結果, 美國 都賣物價式의 전체적인 傾向은 그대로 維持되었다.

美全製造業에서 얻어진 結論을 더욱 補强하기 위해 都賣物價式과 賃金式을 美國의 SIC 두자리 숫자產業의 時系列資料에 適用하였다. 資料의 不足으로 단지 7個의 SIC 두자리 숫자產業만 選擇되었으며 이 7個 產業조차도 資料問題로 인해 그 回歸分析結果는 信憑度에 있어서 制限을 받았다. 變數들 중 原材料費用資料와 稼動率資料는 SIC 두자리 숫자產業에 전혀 없거나 오직 部分的으로만 存在하였기 때문에 全製造業의 資料를 그대로 사용하였다. 또한 勞動統計局의 都賣物價指數는 SIC 分類方式과는 다른 別途의 基準에 의하여 作成되고 있으므로 兩分類上의 差異가 큰 產業은 除外되었으나 選定된 7個產業도 이와 같은 問題를 一部 안고 있다. 따라서 SIC 두자리 숫자產業에 대한 檢證結果의 信憑度는 全製造業의 分析結果보다는 낮을 것으로 생각된다. 그러나 이와 같은 資料問題로 惹起되는 回歸分析結果의 歪曲可能性을 모두 勘案하더라도 SIC 두자리 숫자產業의 回歸分析結果에 나타난 證據들은 充分히 一貫性을 보여 주고 있

13) 다음 論文은 1960年代 中盤以後에도 費用極小化 產業이 存在함을 보이고 있다.
H. Heskiaoff, "Computers & Productivity in Production Operations and Administrative Functions in Manufacturing Industries in the United States", Unpublished Ph. D. Dissertation Paper, Columbia University, 1977.

었다.

美國製造業의 部門別 分析結果를 보면 費用轉嫁式 經營이 1960年代 中盤 以後에는 왜 作用할 수 없었는가에 대한 疑問이 提起된다. 自發的 意思決定過程이 定着된 成熟된 美國의 企業은 費用極小化와 費用轉嫁式 經營間에 選擇이 可能할 경우, 그 競爭企業도 費用轉嫁式 經營을 選擇할 것이라는 確信은 가질 수가 없었으며, 이로 인해 價格談合이 防止되었다. 그러나 어떤 產業에 있어서 大部分의 企業들이 더 이상 投入費用上昇을 相殺시킬 能力을 保持하지 못하면, 이들은 倒產하지 않는 이상 費用을 價格에 轉嫁시키는 수밖에 없는 것이다. 그러므로 費用轉嫁式 經營下에서는 競爭企業들은 마치 價格談合이 存在하는 것과 같이 行動하게 된다.

美國製造業의 生產性 增加現象을 그 長短期的 說明變數에 의하여 回歸分析했을 때 經營費用變數는 生產性 增加에 아무런 相關關係를 갖지 못했거나 또는 負의 相關關係를 가졌다. 이러한 結果는 全製造業 및 多樣한 部類의 產業을 代表하는 7個의 SIC 두자리 숫자產業들에서 뿐만 아니라, 費用極大化 經營下에서와 費用轉嫁式 經營下에서도 使用된 變數의 形態에 關係없이 一貫性있게 堅持되었다.

生產性 增加를 隨伴하지 못한 美製造業의 經營費 增加는 價格에 直接 轉嫁되어 費用壓迫 인플레이션에 寄與하였으며, 한편 總費用中 可變費用占有率을 增加시켜 物價의 下方硬直性을 强化시켰고 더우기 費用轉嫁式 經營期間中의 經營費 增加는 利潤으로 돌아갈 生產性 增加分의 몫을 蠶食함으로써 利潤壓迫型 費用轉嫁式 인플레이션現象을 加速시켰다.

Ⅳ. 韓國企業에 대한 實證分析

同一한 模型을 韓國製造業에도 適用했으나 資料不足과 그나마 可用한 資料의 낮은 信賴度 때문에 回歸分析은 美國製造業에서보다 制限되었으며 分析結果의 解釋도 더욱 愼重을 要했다. 生產性式의 檢證은 資料不足으로 省略되었고 都賣物價式과 賃金式만 檢證되었으며 可用한 產業部門別 資料가 매우 低質이었기 때문에 分析結果의 解釋은 全製造業에 局限되었다.

韓國製造業에서는 美國과 같이 生產性 增加의 급격한 鈍化現象은 없었으며 65年 以後 80年까지 年平均 13%의 勞動生產性 增加를 示顯했으므로, 全體期間을 하나의 同質的 期間으로 보고 回歸分析하였다. 各 變數들의 可用資料의 期間이 각기 다르기 때문에, 共通期間을 뽑아본 結果, 都賣物價式은 69年에서 81年까지, 賃金式은 67年에서 81年까지만 分析할 수 있었다. 都賣物價式에서 需要牽引인플레이션 效果를 反映하기 위해 包含된 稼動率變數는 韓國製造業의 資料不足으로, 대신 出荷量의 前年 同分期 對比 퍼센트 變動率을 使用하였다. 韓國製造業의 利潤率資料는 韓國銀行에서 發刊되는『企業經營分析』으로부터 年間 總資本利益率을 발췌하여 內分法에 의해 分期別 資料를 만들어 使用했다[14]. 이러한 問題點들

14) 美國의 分期別 利潤率 資料를 가지고 年平均을 구한 뒤 이것을 다시 內分法으로 分期別 資料를 만들어 原分期別 資料와 相關關係를 구하여 본 結果, 높은 相關關係를 示顯한 점으로 볼 때, 韓國製造業의 利潤率資料가 內分法으로 分期別 資料化되는 過程에서 크게 歪曲된 것 같지는 않다.

은 本硏究에서 使用된 模型의 有用性과 比較可能性을 減少시켰다.

韓國資料가 美國資料보다 信憑度가 낮다는 것을 勘案하더라도, 都賣物價式과 賃金式에 韓國全製造業 時系列資料를 適用하여 回歸分析한 結果는 지나치게 낮은 R^2를 示顯하였으며 係數의 歪曲可能性과 强한 自己相關現象을 나타내어 說明變數漏落(underspecification)의 可能性을 示唆하였으므로, 慢性的 慣性인플레이션 效果를 反映하기 위해 1分期의 時差를 가진 從屬變數를 說明變數로 追加시킨 結果 R^2와 Durbin-Watson 統計量이 뚜렷이 改善되었고 變數들의 係數가 〈表 3〉에서 보는 바와 같이 合理的인 크기로 調整되는 傾向을 보였다.

〈表 3〉의 回歸分析結果를 보면, 投入費用變數들의 係數는 統計的 有意性이 있었으며, 製造業의 原價 構成比와 비슷한 크기를 가지는 것으로 미루어, 資料上의 여러 問題點에도 불구하고 비교적 좋은 結果를 얻었음을 示唆했다. 統計的 有意性을 가지는 變數中에 唯一하게 出荷量變動率變數만이 負의 符號를 나타내고 있는데 이는 이 期間中 需要牽引인플레이션 現象이 全期間을 통해 優勢한 物價上昇要因은 아니었음을 示唆한다.

利益率變數는 統計的 有意性이 없는데 이는 美國製造業에서 60年代 中盤 以後에 發生한 것과 같은 費用轉嫁式 인플레이션이 우리나라에서는 일어나지 않았음을 反映해 주는 것이다. 勞動生産性은 年平均 13% 程度의 持續的인 增加를 示顯하였고, 費用增加가 充分히 價格에 轉嫁되고 있었기 때문에 初期 利潤率을 維持해 나가는 것은 비교적 容易하였으며, 따라서 政府의 物價統制下에서 追加的 價格上昇을 통해 利潤率을 높일 인센티브는 强하지 않았다고 할 것이다.

美國製造業의 60年代 中盤 以後와 같은 利潤壓迫 價格올리기式 인플레이션現象이 韓國製造業에서 일어나지 않았다면 出荷量變動率變數의 負符號 係數는 利潤率係數와 聯關지어 補完的으로 說明할 수는 없고, 政府主導型 經濟下에서 唯一한 物價의 統制者였던 政府의 物價統制行態를 意味하는 것으로 解釋되어야 한다. 다시 말하면 物價統制가 당연히 가지는 景氣反動的 行態 즉 需要가 爆發하여 價格引上의 可能性이 커질 때는 價格引上을 抑制하였다가 需要가 減少하면 價格引上抑制를 緩和하는 行態를 反映하는 것이라고 할 것이다.

가장 注目해야 할 變數는 生産性 增加率變數이다. 高度의 生産性 增加를 示顯하면서도 이 變數의 係數가 統計的 有意性을 갖지 않은 것, 즉 價格安定에 寄與치 못했다는 事實은

〈表 3〉 韓國製造業의 都賣物價式 回歸分析結果

(1969年 2/4分期~1981年 2/4分期)

	常 數	$^mP_{t-1}$	W_t	^rP_t	^fP_t	$\Delta(Q/P)_t$	^sQ_t	R_t	R^2	$D.W$
燃料費變數除外	−1.71 (−1.37)	0.17 (4.51)	0.17 (5.25)	0.91 (23.31)	***	0.0085 (0.15)	−0.17 (−3.38)	−0.044 (−0.21)	0.99	1.70^i
燃料費變數包含	0.058 (0.05)	0.18 (5.61)	0.11 (3.51)	0.73 (12.8)	0.043 (3.92)	0.048 (0.96)	−0.12 (−2.76)	−0.25 (−1.36)	0.99	1.45^i

註 : ( ); t-統計量
***; 해당 變數는 使用되지 않음.
i ; $\alpha=0.01$ 水準에서 autocorrelation 有無判斷困難

美國製造業과는 매우 다른 特性이라고 보겠다. 이는 韓國과 같은 政府主導型 經濟運營下에서는 企業의 意思決定이 自發的으로 이루어지지 못하고, 政策金融과 같이 政府·企業複合經營 메카니즘을 통해 投資가 이루어져 그 結果 生產性이 增加될 때는 生產性이 아무리 많의 增加해도 이를 價格에 反映한다는 保障은 없다는 것을 나타낸다. 사실 政府主導型 經濟運營下에서는 政府支援의 特惠的 性格으로 인해 企業은 費用增加를 生產性向上으로 相殺시키려는 費用極小化 經營에 執着하기보다는 政府支援을 最大限 獲得함으로써 企業內의 費用增加를 相殺시키려는 補助極大化 經營을 選好하게 되는데, 이와 같은 補助極大化 經營의 證據는 韓國產業史에서 쉽게 찾아 볼 수 있다.

企業이 對外的으로 補助極大化 經營을 追求하면서도 內部的으로는 費用極小化 經營을 同時에 追求할 수 있지 않느냐 하는 反論은 그것을 立證할 만한 强한 統計的 有意性이 生產性變數와 都賣物價 사이에 存在하지 않으므로 說得力이 없다고 보겠다. 사실 補助極大化 經營은 그 屬性으로 볼 때 費用極大化 經營을 要求하지 않으며 오히려 費用에 無關心하거나 費用極大化 經營을 要求한다고 보겠다. 왜냐하면 補助極大化 經營下에서는 이미 確保된 支援은 既得權化되고 經營主體는 追加的 補助를 極大化하기 위하여 費用을 極大化시키는 傾向이 있다. 費用의 增加는 追加的 補助를 받아야 할 입장을 强化시키기 때문이다[15].

政府主導型 經濟運營下에서 政府支援制度의 弊害가 다소 있었다고 하더라도 政府는 이 期間中 强力한 物價統制라는 手段을 가지고 있었으므로 企業의 費用極小化 行態는 持續的으로 維持되어 왔다는 反論은 이미 지적한 바와 같이 費用極小化 行態에 대한 統計的 뒷받침이 없으며, 政府의 物價統制는 企業으로 하여금 生產性 增加分의 一部를 價格에 反映시킬 만큼 强力하지 못하였고, 〈表 4〉에서 보는 바와 같이 단지 慣性인플레이션을 지연시키는 정도의 景氣反動的 機能밖에는 못한 것으로 分析되었다.

〈表 4〉 韓國製造業 都賣物價의 引上要因別 分析

變　　數	係　數	年平均變動率	物價上昇要因
			%
賃金變動率 W_t	0.11	26.45	2.91
原材料費用變動率 ${}^{r}P_t$	0.73	14.96	10.92
燃料費變動率 ${}^{f}P_t$	0.043	31.14	1.34
都賣物價變動率(時差) ${}^{m}P_{t-1}$	0.18	15.95	2.87
出荷量變動率 ${}^{s}Q_t$	−0.12	18.49	−2.22
不確實要素			0.13
計			15.95

韓國製造業의 都賣物價行態는 企業의 獨自的 費用極小化 行態가 미처 정착되기도 前에 政府의 支援과 統制政策에 의해 相當한 영향을 받았다. 政府의 行態는 非人格的 市場行態와는 屬性이 달라서 人爲的이고 意圖的이기 때문에 시기에 따라 變化가 크다고 보겠다. 이러한 問題點을 分析하기 위해 回歸分析의 自由度를 크게 희생시키지 않는 範圍內서 同質性을 높이기 위해[16] 期間을 줄여 다시 回歸分析을 한 결과, 全體的인 傾向은 처음과 같았다.

15) 이러한 費用極大化 形態의 代表的인 事例는 美國의 軍需產業體에서의 行態로서 價格이나 品質自體의 競爭보다는 競爭性(competence)을 보이는 競爭을 하게 되고, 이러한 行態는 費用極大化 經營을 招來하는 것으로 알려져 있다.

16) 즉, 景氣變動의 팽창기나 또는 수축기 등 어느 한쪽에 치우치지 않도록 期間을 잡든가 또는 獨寡占規制品目의 價格統制가 강화된 1976年 以後 期間을 제외하든가 하여 回歸分析을 하였음.

都賣物價式에서와 마찬가지로 賃金式에서 1分期 時差를 둔 賃金變數를 說明變數로 追加시켜 慢性的 慣性 賃金引上效果를 捕捉한 결과 R^2와 自己相關의 개선을 보았으나 〈表 5〉에서 보는 바와 같이 時差를 가진 賃金變數만이 統計的 有意性을 보이고 餘他의 變數는 統計的 有意性이 弱했다. 이는 韓國 製造業에 賃金決定의 合理的 메카니즘—勞動市場이건 交涉過程이건—이 아직 確固히 定着되지 못함을 意味한다. 費用轉嫁式 내지 費用極大化 經營을 實踐하게 되면 費用極小化 經營에서보다 賃金引上에 無關心하게 되는데, 그 이유는 賃金引上을 價格에 轉嫁시키는 것이 可能하기 때문이다. 이러한 狀況 아래서는 形式的으로는 賃金交涉過程에서 交涉與件變數들이 擧論되지만 經營主體는 實質的으론 費用意識的이지 못하기 때문에 그러한 交涉變數들에 대해 相對的으로 무감각해지며 賃金은 結局 慣性的으로 決定되기 쉽다.

V. 結　論

韓·美 兩國의 結果를 比較해 볼 때 韓·美 製造業은 60年代 後半 以後에 共通的으로 企業의 傳統的 費用極小化 經營이 存在하지 않았거나 微弱함을 나타내 주고 있다. 그러나 兩國의 非費用極小化 行態로의 離脫은 그 行態上 다소 差異가 있으며, 이 差異를 兩國의 產業史에 投影시켜 볼 때 美國製造業의 離脫은 非意圖的임에 반해 韓國製造業의 離脫은 意圖的인 것이었다고 結論지을 수 있다.

이상과 같은 本硏究의 결과에서 導出될 수 있는 政策的 意味는 아래와 같다.

첫째, 巨視經濟政策은 個別企業의 費用管理 行態가 費用轉嫁式에서 費用極小化 行態로 移行되도록 誘引할 수 있어야 한다.

둘째, 美國에 있어서는 費用極小化로부터의 離脫이 非意圖的이었기 때문에 生產性增加가 正常的인 속도로 回復되는 경우 企業은 費用轉嫁式 行態로부터 費用極小化 行態로 轉換할 가능성이 높다고 볼 수 있음에 반해 韓國의 費用轉嫁式 行態는 政府·企業複合體의 意圖的 經營行態에 기인하기 때문에 이러한 意圖性이 拂拭되기 전에는 費用極小化 行態는 쉽사리 定着되지 못할 것이다.

세째, 따라서 美國에 있어서는 旣存의 企業經營方式을 補完·擴充하여 生產性向上에 박차를 가할 수 있는 방향을 摸索해야 함에 반해, 韓國에 있어서는 旣存의 政府·企業複合的 企業經營體를 解體하는 作業이 先行되어야 하겠으며 이같은 作業은 政府의 各種 直接·間接的 企業支援 및 市場에 대한 干涉과 規制

〈表 5〉 韓國製造業의 賃金式 回歸分析結果

	常　數	W_{t-1}	$\Delta(Q/P)_t$	R_{t-3}	$^cP_{t-1}$	U_t	R^2	$D.W$
1967年 4/4分期～81年 2/4分期	12.04 (2.13)	0.61 (6.07)	0.21 (1.66)	1.08 (2.73)	0.13 (1.17)	−1.45 (−2.16)	0.64	1.93
1968年 3/4分期～78年 3/4分期	20.22 (2.22)	0.58 (4.61)	0.33 (2.00)	0.78 (1.40)	0.16 (1.06)	−2.59 (−2.19)	0.65	1.97
1972年 1/4分期～80年 3/4分期	37.50 (3.05)	0.47 (3.20)	−0.48 (−1.67)	0.84 (1.59)	0.31 (2.10)	−3.98 (−2.70)	0.70	1.85

註 : (　); t-統計量

를 極小化하는 것을 의미한다. 이러한 過程은 단순히 經營上의 改善만을 통해 이루어지는 것이 아니라 그 性格上 制度, 構造, 慣行, 行態 등에 걸친 광범위한 改革을 隨伴하게 되기 때문에 高度의 政治·經濟的 戰略을 필요로 한다.

네째, 이러한 過程은 民間主導經濟로의 大轉換을 의미하는 것으로서 民間主導經濟로의 轉換過程에서는 오히려 政府의 經營能力이 政府主導型 經濟에서 보다 더욱 要請된다고 보겠다. 즉, 政府支援의 縮小(각종 政策金融의 縮小, 產業差別的 經濟政策의 改善 등), 規制緩和와 競爭促進(公正去來의 定着, 輸入自由化, 資本自由化 등) 등의 民間主導經濟로의 轉換을 위한 일련의 措置는 漸進的이기보다는 改革的인 性格을 內包하고 있기 때문에 各措置의 順序, 推進速度, 執行時期, 執行方法 등의 決定에 愼重을 요하며, 따라서 政府는 多角的인 面에서 高度의 經營能力을 驅使할 수 있어야 한다.

다섯째, 企業은 民間主導經濟로의 轉換의 필요성을 자각하고 政府主導的 經濟運營下에서의 政府依存的 姿勢를 하루 빨리 淸算하여 生產性增加와 品質向上을 통한 價格競爭에 積極的으로 參與하여야만 持續的으로 成長·發展할 수 있음을 認識해야 할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

經濟企劃院, 『鑛工業統計調査報告書』 및 『鑛工業센서스報告書』, 各年度.

金迪敎·孫讚鉉, 『우리나라 製造業의 生產性分析(1966~1975)』, 韓國開發硏究院, 硏究調査報告 第79-01卷, 1979.

勞動廳, 『勞動統計年報』, 各年度.

司空壹·南相祐, 「韓國의 經濟發展과 金融政策」, 韓一銀行 創立50週年 記念論文集, 『經濟發展과 銀行』, 第3部, 韓一銀行, 1982.

李奎億, 『獨寡占價格 管理制度의 改善方案』, 韓國開發硏究院, 1981.

韓國銀行, 『經濟統計年報』, 各年度.

_____, 『企業經營分析』, 各年度.

Berndt, E.R. and L.R. Christensen, "Testing for the Exitstence of a Consistent Aggregate Index of Labor Inputs", *American Economic Review*, June 1974, pp. 391-404.

Bhatia, R.J., "Unemplyment and the Rate of the Change of Money Earnings in the United States 1900~1958", *Economica*, Vol. XXVILL, August 1961.

Bowen, William G., *Wage Behavior in the Post War Period-An Empirical Analysis*, Princeton, N.J.: Princeton University Press, 1960.

Business Week, "The Breakdown of U.S. Innovation", Feb. 16, 1976. p. 56.

Delehanty, G.E., *Nonproduction Workers in U.S. Manufacturing*, Amsterdam, North-Holland Publishing Company, 1968.

Dicks-Mireaux, L.A. and J.C.R. Dow, "The Determinants of Wage Inflation: The United Kingdom, 1946~1959", *The Journal of the Royal Statistical Society*, Series A, 22(2), 1959.

Dogramaci, A., "Methodological Considerations for Research on the Size of Administrative Overhead and Productivity",

Administrative Science Quarterly, Vol. 22, March 1977, pp. 22-26.

Dumas, L.J., "Payment Functions and the Productive Efficiency of Military Industrial Firms", *Journal of Economic Issues*, June 1976.

Fraiman, N., "Administrative Employment and Output in the Steel Industry", Unpublished Doctoral Dissertation, Columbia University, 1977.

Gorgol, J.A., *Theory of the Military Industrial Firm*, Columbia University, Ph.D. Dissertation, 1969.

Galambos, "On the Growth of the Employment of Non-Manual Workers in the British Manufacturing Industries, 1948~1962", *Bulletin of the Oxford University Institute of Economics and Statistics*, Volume 26, No. 4, November 1964, pp. 369-383.

Heskiaoff, H., "Computers & Productiviy in Production Operations and Administrative Functions in Manufacturing Industries in the United States", Unpublished Ph.D. Dissertation Paper, Columbia University, 1977.

Holland, D.G., "Costs, Productivities and the Employment of Salaried Staff", *Bulletin of the Oxford University Institute of Economics and Statistics*, Volume 25, 1965, p. 164.

Hong, B.Y., *Inflation under Cost Pass-Along Management*, Praeger Publishers, New York, 1979.

Hultren, T., "Change in Labor Cost during Cycles in Production and Business", Occasional Paper No. 74, National Bureau of Economic Research, 1960.

International Labor Office, *Methods of Labor Productivity Statistics*, Report Prepared for the Seventh International Studies and Reports, New Series No. 18, International Labor Office, Geneva, Switzerland.

Kaldor, N., "Economic Growth and the Problem of Inflation", *Economica*, N.S. 26, November 1959.

Kendrick, J.W., *Productivity Trends in the United States*, A Study for the National Bureau of Economic Research, Princeton University Press, 1961.

Klein, L.R. and R.J. Ball, "Some Econometrics of Determination of Absolute Prices and Wages", *Economic Journal*, Vol. 69, September 1959.

Kuh, E., "Profits, Profit Markups and Productivity", Study Paper No. 15 of Joint Economic Committee Study of Employment, Growth and Price Levels, January 1960.

Lipsey, R.C., "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862~1957: A Further Analysis", *Economica*, N.S. 27, February 1960.

Mark, J.A. "Productivity and Costs in the Private Economy, 1974", *Monthly Labor Review*, June 1975.

Melman, S., "The Rise of Administrative Overhead in the Manufacturing Industries of the United States, 1899~1947", *Oxford Economic Papers* (New Series), Vol. III, No. 1., 1951.

_____, *Dynamic Factors in Industrial Productivity*, New York, John Wiley & Sons, 1956.

_____, *The Permanent War Economy*, Simon and Schuster, 1974.

Perry, G.L., *Unemployment, Money Wage Rates and Inflation*, MIT Press, 1966.

Phillips, A., "The Relationship between Unemployment and the Change of Money

Wage Rates in the United Kingdom, 1862~1957," *Economica*, New Series 25, November 1958.

Pondy, L., "Effects of Size, Complexity and Ownership on Administrative Intensity," *Administrative Science Quarterly*, Vol. 14, 1969, pp. 47-60.

Salter, W.E.G., *Productivity and Technical Change*, Oxford University Press, 1960, Chap. IX, pp. 120ff.

Statistical Abstract of the U.S., 1977, Table No. 939, "Bankruptcy Cases Filed by Type of Bankruptcy and Occupation of Debtor: 1960~1976".

東部아시아諸國의 比較優位패턴分析

李 性 燮

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序 論
Ⅱ. 産業그룹分類
Ⅲ. 産業그룹別 輸出競爭力分析
Ⅳ. 比較優位패턴의 發展段階的 接近
Ⅴ. 要約 및 政策的 考慮

Ⅰ. 序 論

本論文의 目的은 韓國·日本·泰國·필리핀·말레이지아·인도네시아의 東部아시아 6個國의 製造業製品輸出에 있어서 比較優位 패턴을 파악하고 이들을 比較함으로써 현재의 韓國輸出産業의 座標를 확인하고 未來에 韓國輸出産業의 進路를 摸索하는 데 있다. 이들 東部아시아 6個國은 輸出主導型 高度成長으로 經濟學者들의 관심의 대상이 되어 왔으며 비록 각기 다른 經濟成長의 段階에 처하여 있더라도 類似한 경제발전 패턴을 보여 주고 있다. 本稿에서는 지난 70年代를 통하여 이들 6個國이 製造業製品輸出에서 보여준 比較優位 패턴을 分析한다.

國家間 比較優位에 관한 硏究는 대체로 무엇이 國家間의 貿易構造를 결정하는가를 究明하는 것을 목적으로 하고 있으며 지금까지 國際經濟學에서는 이 문제에 대한 해답을 찾기 위해서 많은 시도가 있어 왔다. 그 중에서 本稿와 간접적인 관련이 있고 代表的이라고 할 수 있는 例를 열거한다면 ① 한 개의 生産要素와 두 개의 財貨가 存在할 때에 두나라 사이의 比較優位 패턴은 이 生産要素의 生産性을 결정하는 自然條件에 의하여 결정된다는 사실을 밝힌 「리카르도」의 比較優位說, ② 두 개의 生産要素와 두 개의 財貨가 存在할 때 두 나라 사이의 比較優位 패턴은 두 生産要素의 賦存條件에 따라서 결정된다고 밝힌 「헥셔·오린」의 要素比率理論, ③ 「레온티에프」의 逆說이 발표된 이후 人的資本(human capital)의 개념을 도입함으로써 勞動의 熟練技術(human

筆者 : 韓國開發硏究院 副硏究委員

skill)을 설명하고 新要素比率理論(neo-factor proportion theory)을 발전시킨 熟練技術理論, 그리고 ④ 生產費用과 貿易패턴의 결정관계를 설명하는 종래의 靜態的 接近方法에서 탈피하여 新技術(new technology)이 開發되면 아직 標準化되지 못한(unstandardized) 新製品이 등장하여 市場에서 非價格競爭(獨占的 競爭)을 누리는데 이 製品이 成熟期에 이르게 되면 製品은 標準化되고 貿易패턴은 종래의 要素比率理論에 의하여 설명되는 價格競爭의 段階에 도달하게 된다는 製品사이클理論이 그것이다[1].

이상에 열거된 4가지의 貿易패턴決定理論은 반드시 서로 代替的인 立場에 있는 것은 아니다. 「허쉬」(1974)가 先進工業國과 開途國間의 貿易關係를 조사하기 위하여 시도한 바와 같이 製造業製品(manufactures)을 「리카르도」財, 「헥셔·오린」財 및 製品사이클財로 分類함으로써 複數의 理論이 각각 가장 적절한 산업그룹에 적용되어 그 나라의 比較優位패턴을 함께 설명한다면 이 理論들은 이 나라의 貿易패턴의 決定過程을 설명하는 데에 相互補完的인 關係에 있다고 하겠다. 이 점에 있어서 本稿의 接近方法은 다음과 같은 「허프바우어」의 見解에 동조하고 있다.

「……돌이켜보면 輸出패턴에는 相異한 特性들이 나타나 있다는 것을 인정하지 않을 수 없다. 즉 어떤 하나의 이론도 製造業製品交易의 전부를 혼자서 설명할 수는 없다.」

本稿에서는 우선 製造業製品 전체를 이미 언급된 貿易패턴決定理論들의 特性을 표시하는 代表特性變數들(예컨대 「헥셔·오린」理論의 資本集約度)를 기준으로 하여 7개의 產業그룹으로 分類하는 과정을 설명한다[2]. 이와 같이 분류된 각각의 산업그룹에 있어서 國際競爭力을 顯示比較優位指數(revealed comparative advantage index)로 測定하며 이들을 산업그룹별로 비교한다. 즉 國際競爭力이 높은 產業그룹과 그렇지 못한 產業그룹 사이에 產業그룹의 特性의 差異(예컨대, 資本集約產業 對 勞動集約產業, 혹은 技術集約產業 對 未熟練勞動集約產業)를 비교함으로써 東部아시아 6個國의 比較優位패턴을 파악한다. 즉 本稿의 目的은 지금까지 개발된 貿易패턴 決定理論들을 이용하여 東部아시아 6個國의 貿易構造를 여러 각도에서 투영함으로써 이들의 比較優位패턴을 파악하고 그 변화를 추적하는 데에 있다.

Ⅱ. 產業그룹分類[3]

本研究의 產業그룹分類는 유엔產業開發機構(UNIDO)의 그것을 채택하였다는 사실은 이

1) 熟練技術理論(human skill theory)은 크라비스(I.B. Kravis), 키싱(D.B. Keesing), 케넌(P.B. Kenen) 등에 의하여 개발되었으며 製品사이클理論은 버논(R. Vernon), 허쉬(S.Hirsch), 웰즈(L.T. Wells) 등에 의하여 개발되었다. 이밖에 린다(S.B. Linder)의 類似選好理論(preference similarity), 파스너(M.V. Posner) 등의 技術갭(technology gap)理論 등이 있다.
貿易패턴의 決定理論에 대한 보다 자세한 내용은 허프바우워(G.C. Hufbauer)나 스턴(R.M. Stern)을 參照할 수 있다.

2) 本研究에서는 유엔產業開發機構(UNIDO)(1981)에서 한 產業分類體系를 채택하였다. 이 產業分類體系를 채택하는 기준을 정확히 이해하는 것이 각각의 산업그룹의 輸出實績을 정확히 해석하는 데에 필수적이기 때문에 本稿에서는 유엔產業開發機構가 產業分類體系를 채택하게 된 理論的 背景을 Ⅱ節에서 상세히 소개하였다.

3) 우선 구체적인 論議에 앞서 本研究에 사용된 資料에 관하여 몇 가지 언급할 필요가 있다. 첫째, 本研究는 產業 그룹간의 輸出競爭力을 顯示比較 優位指數를 사

미 밝힌 바와 같거니와 유엔産業開發機構는 自然資源集約度(resource contents), 資本集約度(capital intensity), 技術集約度(skill intensity), 製品轉換率(product turnover rate)의 4개의 代表特性變數를 사용하여 다음과 같은 4種類의 産業그룹分類體系를 채택하였다. 즉, 資源加工産業 對 非資源加工産業, 資本集約産業 對 勞動集約産業, 技術集約産業 對 未熟練勞動集約産業, 標準製品産業 對 未標準製品産業이 그것이다. 구체적인 産業그룹分類體系는 附錄에 첨부되어 있다.

1. 資源加工(resource-based) 産業, 非資源加工(non-resource-based) 産業

資源加工産業은 그 國家의 自然資源賦存條件에 의하여 比較優位패턴이 결정되는 産業으로 「허쉬」는 이 産業을 「리카르도」財産業이라 지칭하였다. 따라서 어떤 産業이 資源加工産業인가 하는 결정은 그 産業의 生産過程에서 소요되는 資源集約度(resource content)에 의하여 내려지게 된다. 실상 유엔産業開發機構는 「허쉬」(1975)의 分類를 이용하였다.

資源加工産業을 製造業에서 별도로 分類시킴으로써 두 가지의 利點이 발생한다. 하나는 非資源加工産業의 比較優位패턴을 파악하는데 보다 정확을 기할 수 있다는 점이다[4]. 다른 하나의 利點은 東部아시아 6個國 중에서 아세안(ASEAN) 4個國은 그들 輸出의 대부분을 自然資源 또는 資源加工産業(自然資源加工産業)製品으로 하고 있다는 사실에서 연유한다. 즉 이 國家들에 있어서 資源加工産業의 輸出實績 및 變化推移는 전반적인 輸出패턴을 설명하는 중요한 요인이다.

資源加工産業그룹의 國際競爭力[5]은 그 자체로서는 별 의미가 없다. 왜냐하면 많은 경우 資源加工産業製品 供給者간에 별반 경쟁이 없기 때문이다. 그러나 資源加工産業그룹의 顯示比較優位指數의 變化는 그 國家(특히 아세안 4國)의 輸出패턴을 설명하는 데 의미를 가진다. 왜냐하면 資源加工産業그룹의 顯示比較優位指數가 감소했다는 사실은 아세안 4國과 같이 高度成長을 이루고 있는 國家에서는 상대적으로 다른 産業部門의 輸出伸張이 높았다는 것을 말해주기 때문이다. 또한 資源加工産業그룹의 顯示比較優位指數와 非資源加工産業그룹의 그것을 비교하는 것도 그 자체는 별 의미가 없다 하겠으나(자원의 부존이 풍부한 국가들에게 있어서는 資源加工産業그룹의 그것이 월등히 높을 것이기 때문에) 두 指數 사이 관계의 변화나 두 指數 사이의 관계의 國家間 比較는 그 나라의 比較優位패턴의 變化를 설명하는 데에 의미있는 단서를 제공한다.

本稿에서는 資源加工産業그룹과 뒤에 논의될 資本集約産業그룹간의 輸出競爭力比較 그

용하여 추정하고 分析함으로써 貿易패턴을 파악하는 관계로 輸出統計만을 사용하고 있다. 실상 輸入은 輸入國의 貿易政策에 크게 영향을 받는 관계로 貿易패턴의 파악을 위해서는 輸出統計가 더 정확한 근거를 제공한다. 둘째, 본 연구가 대상으로 하는 기간은 70年代初(1969, 1970, 1971)에서부터 70年代末(1978, 1979, 1980)까지로서 70年代에 발생한 貿易構造의 變化를 다룬다. 세째, 본연구는 製造業製品의 교역에 국한되어 있으며 製造業製品은 유엔의 國際標準貿易分類(Standard Int'l Trade Classification)의 3단위 分類品目으로 파악하였다. 또한 本硏究에 사용된 貿易資料는 유엔의 貿易統計이다.

4) 「레온티에프」 역설의 원인을 구명함에 있어서 바넥(J. Vanek)은 「레온티에프」가 그의 산업분류에서 資源加工産業을 포함시켰기 때문이라고 주장한다. 이 문제에 관한 논의는 볼드윈(R.E. Baldwin)을 참조할 것.

5) 本稿에서는 顯示比較優位指數를 國際競爭力의 尺度로 사용한다.

리고 資源加工産業그룹과 勞動集約産業그룹간의 輸出競爭力比較를 시도한다. 또한 70年代를 통하여 資源加工産業의 顯示比較優位가 어떻게 변화해 왔는가를 고찰한다.

2. 資本集約(capital intensive)産業, 勞動集約(labor intensive)産業

非資源加工産業은 各産業의 資本集約度에 따라서 資本集約産業과 勞動集約産業으로 각각 구분되었다[6]. 이 분류는 전통적인 「헥셔·오린」의 理論的 傳統에 따른 分類로서 특히 東部아시아 6個國의 貿易패턴을 설명하는 데 가장 중요한 産業分類體系를 제공하고 있다. 비록 先進工業國 사이에는 이미 資本의 移動이 활발하여 豊富한 資本賦存이 國際交易의 比較優位決定 過程에서 그리 큰 의미를 가진다고는 할 수 없지만 東部아시아 6個國에서 일본을 제외한 모든 國家들은 아직도 資本이 稀小財로서 그들 輸出品의 輸出競爭力決定에 중요한 役割을 하고 있다. 단지 日本만이 70年代에 들어오면서 본격적인 資本輸出國으로 등장하고 있다.

本稿에서는 資本集約産業그룹 및 勞動集約産業그룹 각각의 輸出競爭力이 70年代를 통하여 어떻게 변하였는가를 먼저 고찰하고 두 産業그룹 사이에 어느 쪽이 더 높은 輸出競爭力을 가지고 있는가를 비교한다.

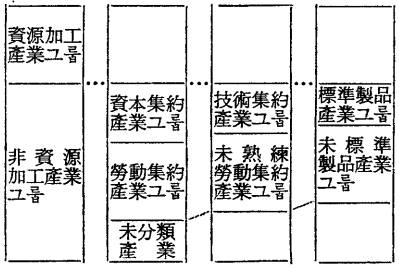
3. 技術集約(high skill intensive) 産業, 未熟練勞動集約(low skill intensive) 産業

이 産業 그룹의 分類는 各 産業의 技術集約度(skill intensity)를 분류에 사용된 산업들의 技術集約度의 平均과 비교하여 平均技術集約度보다 높으면 技術集約産業으로 낮으면 未熟練勞動集約産業으로 구분하는 방식으로 이루어졌다. 여기에 쓰인 各 産業의 技術集約度는 「래리」, 「허쉬」(1975) 등에서 취해졌는데 실상 문제는 「래리」와 「허쉬」의 技術集約度에 대한 정의에 차이가 있다는 점이다.

技術集約度는 일반적으로 技術人力이 總雇傭人力에서 차지하는 비중으로 계산이 되는데 「래리」는 技術集約度의 統計를 웨러(H. Waehrer) 女史에게서 얻어 쓰고 있고 「웨러」 女史는 職業分類 8種 중에서 什長(operatives and kindred workers)와 勞役者(laborers)의 2種을 제외하고는 모두 技術人力에 포함시키고 있다. 반면에 「허쉬」는 高級技術人力(high skill)이 總雇傭人力에서 차지하는 비율을 계

6) 유엔産業開發機構는 資本集約·勞動集約産業分類를 위해 라만(A.H.M.M. Rahman), 래리(H.B. Lary), 허쉬(S. Hirsch, 1975) 등의 분류를 참고하였다. 여기에서 유의할 점은 資源加工産業그룹, 資本集約産業그룹, 勞動集約産業그룹 중에서 어느 그룹에도 속하지 않는 산업이 존재한다는 사실이다. 이들 중에 일부는 뒤에 소개되는 未標準製品産業에 포함되나 일부의 분류가 곤란한 산업은 어느 산업그룹에서도 제외되었다. 후자의 경우는 전체 수출에서 거의 微小한 부분에 불과하다. 이것은 이들 산업분류의 순수성을 보전하기 위하여 필요했던 것으로 보인다. 사실상 대부분의 경우, 資源加工産業그룹, 資本集約産業그룹, 그리고 勞動集約産業그룹의 수출을 합하면 전체 製造業製品輸出의 100%에 육박하나 가장 낮은 경우에도 90% 이상을 차지한다.

독자들의 이해를 빠르게 하기 위하여 産業分類의 내용을 그림으로 설명하면 다음과 같다.



산하여 두 產業그룹을 구분하였는데 이 高級技術人力 속에는 科學者(scientists), 技術者(engineers), 熟練工(skilled craftsman)만이 포함되어 있다. 유엔產業開發機構의 分類는 「웨러」女史의 技術集約度에 따른 分類와 「허쉬」의 高級技術人力比率을 混合하여 技術集約產業과 未熟練勞動集約產業을 구분하고 있다. 문제는 이와 같이 分類된 技術集約產業그룹의 輸出實績에 대하여 두 가지의 해석이 가능하다는 데 있다. 우선 技術集約產業그룹이 「웨러」의 技術人力集約產業들을 포함하고 있으므로 熟練技術理論에 입각한 해석을 내릴 수 있다. 즉, 어느 國家의 輸出 또는 輸入產業이 熟練技術集約的이라고 판단할 수 있다. 다른 한편 技術集約產業이 「허쉬」의 高級技術人力集約產業을 포함하고 있기 때문에 技術集約產業의 國際競爭力이 높다는 것은 製品사이클理論에 입각하여 이 國家의 技術水準이 技術開發을 통하여 新製品을 開發하여 世界市場에서 獨占的 競爭狀態를 조성할 수 있을 만큼 높은 단계에 있다는 것을 의미한다고 해석할 수도 있다. 두개의 해석이 서로 배타적인 것은 아니나 어느 해석을 적용하느냐 하는 것은 對象國家의 상황에 따라서 결정된다.

다른 產業그룹에서와 마찬가지로 여기에서도 70年代를 통하여 技術集約產業그룹 또는 未熟練勞動集約產業그룹의 輸出競爭力이 각각의 國家에서 70年代를 통하여 어떻게 변화했는가를 먼저 고찰한다. 그리고 각각의 國家에서 輸出競爭力이 技術集約產業그룹과 未熟練勞動集約產業그룹 사이에서 어느 그룹이 더 높은가를 비교한다.

4. 標準(standardized) 製品產業, 未標準(unstandardized) 製品產業

이미 언급한 바와 같이 製品사이클理論에 따르면 技術開發로 말미암아 新製品이 나타나게 되면 이 新製品은 開發初期段階에서는 시장에서 獨占的 競爭의 위치를 차지하게 되고 한동안 非價格競爭을 享有할 수 있게 된다고 한다. 물론 新製品의 製造方法은 開發初期段階에서 아직 標準化되지 않은 상태이며 技術開發을 담당하였던 生產者가 당분간 이 제품의 市場供給에 있어서 獨占的 위치를 확보하게 된다. 그러나 新製品이 開發初期段階에서 벗어나 成熟段階(mature stage)에 이르게 됨에 따라 製品의 標準化가 이루어지게 되고 따라서 供給이 圓滑해지고 製造業者는 獨占的 競爭의 위치를 잃게 되어 이 製品에도 價格競爭이 供給者의 行態를 결정하는 일반원칙이 된다. 따라서 기업들은 獨占供給者로서의 위치를 갈망하여 新技術의 開發을 추구하나 이를 위하여서는 硏究開發(R & D)費를 支拂해야 한다. 「허쉬」는 어떤 產業에서 新技術을 開發해 낼 수 있는 능력은 그 產業의 技術集約度〔여기에서는 總雇傭人員에서 科學者(scientists), 技術者(engineers), 熟練工(skilled craftsman)이 차지하는 比重에 의하여 계산된다〕에 의하여 測定된다고 보았다.

핑거(J.M. Finger)가 제품사이클論者들과 견해를 달리하는 것은 바로 이 점이다. 즉, 新製品과 成熟段階에 있는 製品과의 차이는 그 製品이 시장에서 獨占的 競爭 또는 非價格競爭을 향유하고 있느냐 價格競爭에 支配되어 있느냐의 차이일 뿐이다. 非價格競爭의 위치

를 확보하기 위하여 반드시 新技術開發이라는 과정을 거쳐야 할 필요는 없는 것이다. 단순히 모델을 變更함으로써 獨占的 競爭을 계속할 수 있는 叔女의 衣裳이 좋은 예이다. 즉, 企業은 단지 自己製品의 未標準(unstandardized) 狀態를 유지할 수만 있으면 非價格競爭을 계속 享有할 수 있다. 그러나 「허쉬」와 같은 製品사이클論者들은 新技術의 開發을 통해 발생하는 製品의 非標準化(unstandardization)에만 論議를 집중시킴으로써 「핑거」의 接近方法과 대조를 이루고 있다. 따라서 어떤 產業이 未標準製品產業으로 分類되어야 하는가 하는 결정은 그 산업에 속한 企業이 新模型開發(新技術開發에 의하든 아니면 단순한 模型의 變化에 불과하든)을 통하여 製品의 未標準狀態를 유지할 수 있는 능력을 가지고 있느냐에 달려있는 것이며 이것은 技術集約度에 의하여 測定된다기보다 製品의 轉換率(product turn over rate) 즉 일정기간 동안에 어떤 商品分類에서 새로 등장하였거나 사라진 製品의 數를 이 商品分類에 속한 製品의 總數로 나누어 얻은 숫자에 의하여 보다 정확히 측정된다고 주장된다. 따라서 標準·未標準製品產業의 分類는 各產業의 製品의 轉換率을 全產業 製品轉換率의 평균치와 비교하여 얻어졌다[7]. 이 分類는 특히 日本과 같은 先進工業國뿐만 아니라 韓國과 같은 新興工業國에게까지도 比較優位패턴을 정확히 파악하는 데에 대단히 유용하다. 이미 標準化되어 있는 商品市場에서 開途國의 低廉한 賃金의 추격을 받는 國家로서는 그 製品의 非標準化를 誘發할 능력이 있느냐 없느냐 하는 것은 중요한 문제인 것이다.

7) 유엔產業開發機構(UNIDO), 1981, p. 108 參照.

이 分類體系에서는 우선 國家別로 70年代를 통하여 標準·未標準製品產業그룹의 輸出競爭力이 어떻게 변화해 왔는가를 고찰한다. 그리고 나서 各 國家에 있어서 輸出競爭力이 標準製品產業그룹에 더 높은가 未標準製品產業에 더 높은가를 비교한다.

이상에서 유엔產業開發機構가 기왕에 經濟學者들에 의하여 開發되어 왔던 產業分類體系를 이용하여 작성한 4種類의 產業特性別 分類體系를 소개하였고, 이 분류체계가 가지는 의미를 고찰하여 보았다. 일단 이와 같은 產業分類體系를 가지게 되면 구체적인 個別產業別(여기서는 SITC 3단위) 代表特性變數(資本集約度, 技術集約度, 製品의 轉換率)에 대한 資料가 없이도 간단한 統計檢定方法을 통하여 各國의 比較優位패턴을 쉽게 把握할 수 있다.

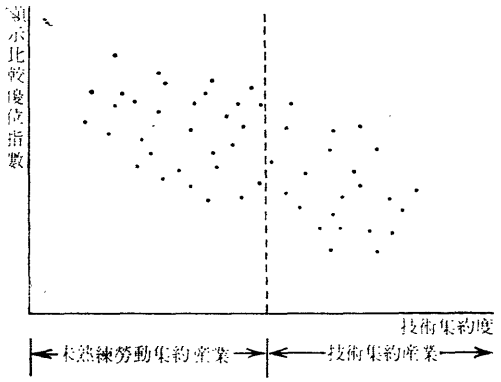
Ⅲ. 產業그룹別 輸出競爭力 分析

本節에서는 유엔의 貿易統計資料를 이용하여 產業特性別로 분류된 產業그룹의 輸出競爭力(顯示比較優位指數로 계측)을 비교함으로써 東部아시아 6個國의 製造業製品輸出에 있어서 比較優位패턴의 파악을 위한 基礎資料를 마련한다.

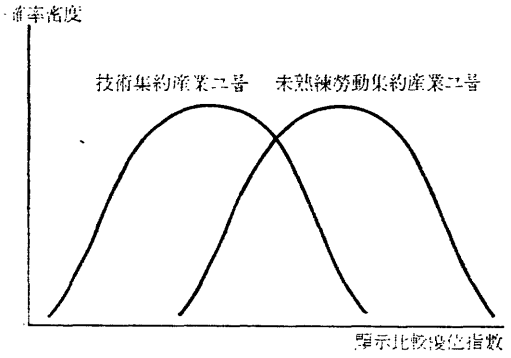
1. 顯示比較優位指數

顯示比較優位(revealed comparative advantage) 指數는 各產業의 比較優位 程度를 表示하는 擬似變數(proxy variable)로서 特定國家

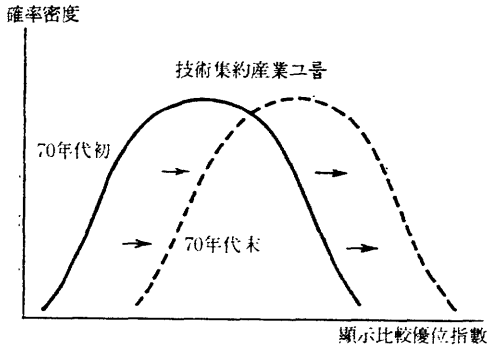
〔圖 1-1〕 技術集約度와 顯示比較優位指數



〔圖 1-2〕 顯示比較優位指數分布의 産業그룹간 比較



〔圖 1-3〕 顯示比較優位指數分布의 變化



(j)에서 特定産業(i)의 輸出額(X_{ij})이 그 國家의 總輸出額(X_j)에서 차지하는 比重(X_{ij}/X_j)을 全世界의 總輸出額(WX)에서 그 産業製品의 輸出額(WX_i)이 차지하는 比重(WX_i/WX)으로 나누어서 얻은 比率(RCA_{ij})이다[8].

$$RCA_{ij}=\frac{X_{ij}/X_j}{WX_i/WX}$$

이 指數는 個別産業分類方式(여기서는 國際標準産業分類 SITC 3單位를 의미)에 대하여 中立的(dimensionless)이라는 장점을 가지고 있다. 즉 各産業들의 顯示比較優位指數들은 그 産業의 輸出額의 多寡에 상관없이 그 産業의 輸出競爭力(比較優位의 程度)를 표시해 준다. 따라서 비교되는 두 개의 산업이 하나는 船舶이고 다른 하나는 衣服이라 하더라도 두 산업의 輸出競爭力을 비교하기 위하여서는 단순히 船舶의 顯示比較優位指數와 衣服의 그것을 비교하면 된다는 말이다.

2. 産業그룹別 顯示比較優位指數分布

이제 産業그룹을 分類하는 기준으로 삼았던 個別産業의 代表特性變數(例, 資本集約度 또는 技術集約度)와 그 産業의 顯示比較優位指數와의 관계를 實例를 들어 설명하면 다음과 같다. 예컨대 〔圖 1-1〕은 전형적인 技術貧困型 開途國에 있어서 個別産業의 技術集約度와 顯示比較優位指數와의 관계를 표시하는 散布圖이다. 〔圖 1-1〕에서 한 個別産業의 技術集約度와 顯示比較優位指數는 한 개의 점으로 표시되며 따라서 〔圖 1-1〕에 나타나 있는 모든 점들은 이 국가에서 技術集約産業 또는 非熟練勞動集約産業으로 분류된 모든 産業을 표시한다. 그림에서 볼 수 있는 바와 같이 이 점들은 대체로 右下向의 기울기를 갖고 分布되어 있다. 이것은 技術集約度가 높은 産業일

8) 「발라사」 (1965) 參照.

수록 낮은 輸出競爭力(顯示比較優位指數)을 가지고 있음을 보여 주는 것으로 技術貧困型 開途國에서 볼 수 있는 현상이다.

이 國家에서 전체 個別産業의 技術集約度와 顯示比較優位指數 간의 관계를 그린 〔圖 1-1〕의 散布圖를 技術集約産業과 未熟練勞動集約産業으로 兩分하여 각각 技術集約産業그룹과 未熟練勞動集約産業그룹의 顯示比較優位指數 確率分布曲線을 그리면 〔圖 1-2〕와 같다[9].

〔圖 1-2〕는 未熟練勞動集約産業그룹의 顯示比較優位指數 確率分布曲線이 技術集約産業그룹의 그것보다 右側에 놓여있음을 보여 주어서 〔圖 1-1〕의 散布圖에서 標本이 右下向의 기울기를 가지고 있었던 사실을 확인하고 있다. 즉 두 그림은 모두 未熟練勞動集約産業그룹의 顯示比較優位指數가 技術集約産業그룹의 그것보다 높은 것을 다른 방법으로 보여준다.

그러나 사실상 주어져 있는 資料는 〔圖 1-1〕의 散布圖가 아니라 〔圖 1-2〕의 두 産業그룹의 確率分布에 대한 標本分布뿐이다. 왜냐하면 오직 유엔의 貿易統計資料(이 資料에 의하여 개별산업의 顯示比較優位指數를 계산하는 것이 가능함)만이 주어져 있으며 개별산업의 技術集約度 또는 資本集約度와 같은 産業特性을 표시하는 代表特性變數들은 주어져 있지 않기 때문이다. 따라서 〔圖 1-2〕에서 두 産業그룹의 標本分布를 이용하여 未熟練勞動集約産業그룹의 顯示比較優位가 技術集約産業그룹의 그것보다 크다는 것을 統計檢定함으로써 〔圖 1-1〕의 散布圖에 있어서 技術集約度와 顯示比較優位 사이에 右下向의 기울기를 짐작할 수 있을 뿐이다.

本稿에서는 t檢定方法을 사용하여 비교되는 두 産業그룹 간의 顯示比較優位의 크기를 判定하였다[10].

〔圖 1-3〕은 이 그림의 대상이 되는 國家가 70年代를 통하여 技術을 축적하여 왔고 따라서 技術集約産業그룹의 輸出競爭力이 이 기간중에 提高되었음을 보여 준다. 즉, 技術集約産業그룹에 있어서 顯示比較優位指數의 確率分布曲線이 右側으로 移動하였음을 보여 준다. 本稿에서는 특정 산업그룹의 輸出競爭力이 增加되었는지의 與否를 역시 t檢定方法을 사용하여 判定하였다. 이와 같은 t檢定作業은 4個의 代表特性變數(資源集約度, 資本集約度, 技術集約度 및 製品轉換率)에 의하여 分類된 7個의 産業그룹에 의하여 각각 반복되었다. 資源集約度에 대하여 區分된 産業은 資源加工産業과 非資源加工産業이라 하겠으나 非資源加工産業그룹은 대략 資本集約産業그룹과 勞動集約産業그룹을 합하여 얻을 수 있음으로 해서 이 경우에는 資源加工産業그룹과 非資源加工産業그룹 사이에 t檢定을 하는 대신에 資源加工産業그룹과 資本集約産業그룹 그리고 資源加工産業그룹과 勞動集約産業그룹 사이에 t檢定作業을 시도하였다.

3. 輸出競爭力 比較檢定

各産業그룹에 있어서 顯示比較優位指數 分

9) 〔圖 1-2〕에서 사용된 각 산업그룹의 確率密度分布(probability density distribution)은 對稱型을 하고 있으나 이것은 반드시 그럴 필요가 있는 것은 아니며 本稿에서 사용된 統計檢定에 필요한 假定도 아님을 주지해 둔다.

10) 두 표본분포 사이에 t 檢定方法을 사용하기 위하여서는 각 産業그룹에 속한 標本(각 産業의 顯示比較優位指數)이 獨立的(independent)이고 同一型(identical)한 確率分布를 가진다는 가정에 필요하다. 이 가정은 本稿의 t 檢定作業에서 合理的인 것으로 가정되었다. 이 문제와 관련해서 筆者는 呂運邦博士와 俞正鎬博士와의 토론에서 도움을 얻었음을 附言해 둔다.

〈表 1-1〉 産業그룹별 平均顯示比較優位指數

國家	(年度)	RCA(R)	RCA(K)	RCA(L)	RCA(HS)	RCA(LS)	RCA(ST)	RCA(UST)
일본	(69~70)	0.455	1.410	1.394	1.059	1.544	1.276	1.512
	(78~79)	0.426	1.282	0.940	1.021	1.081	1.005	1.229
한국	(69~70)	0.678	0.385	1.797	0.246	1.967	1.442	0.538
	(78~79)	0.548	0.942	2.415	0.738	2.625	1.920	1.318
태국	(69~71)	4.168	0.562	0.519	0.243	0.431		
	(78~80)	3.037	0.329	1.117	0.529	1.520		
필리핀	(69~71)	3.201	0.332	0.682	0.131	0.639		
	(78~80)	2.252	0.571	1.566	0.168	1.710		
말레이지아	(69~71)	2.321	0.520	0.297	0.465	0.212		
	(78~80)	1.934	0.235	1.138	0.372	0.461		
인도네시아	(69~71)	19.308	2.040	1.055	3.696	0.252		
	(78~80)	9.042	0.842	2.856	1.776	0.426		

註 : 1) *R* : 資源加工産業그룹 *K* : 資本集約産業그룹 *L* : 勞動集約産業그룹 *HS* : 技術集約産業그룹
LS : 未熟練勞動集約産業그룹 *ST* : 標準製品産業그룹 *UST* : 未標準製品産業그룹
2) *RCA*(*i*) : *i* 産業그룹의 平均顯示比較優位指數 *i*=*R, K, L, HS, LS, ST, UST*

資料 : 유엔貿易統計

〈表 1-2〉 70年代에 발생한 産業그룹別 輸出競爭力의 變化

國家	RCA(R)	RCA(K)	RCA(L)	RCA(HS)	RCA(LS)	RCA(ST)	RCA(UST)
일본	↓	↓	↓***	↓	↓***	↓**	↓
한국	↓	↑**	↑	↑***	↑	↑	↑**
태국	↓	↓	↑**	↑**	↑***	·	·
필리핀	↓	↑	↑	↑	↑**	·	·
말레이지아	↓	↓	↑**	↓	↑**	·	·
인도네시아	↓	↓	↑	↓	↑	·	·

註 : 1) 〈表 1-1〉의 註 1) 參照.
2) * 10% 有意水準檢定 ** 5% 有意水準檢定 *** 1% 有意水準檢定

資料 : 유엔貿易統計

〈表 1-3〉 産業그룹間 輸出競爭力比較

國家	(年度)	R~K	R~L	K~L	HS~LS	ST~UST
일본	(69~70)	<***	<***	>	<***	<
	(78~79)	<***	<***	>**	>	<*
한국	(69~70)	>	<	<**	<***	>*
	(78~79)	<*	<***	<**	<***	>
태국	(69~71)	>	>**	>	<	·
	(78~80)	>	>**	<***	<***	·
필리핀	(69~71)	>	>	<	<***	·
	(78~80)	>	>	<	<***	·
말레이지아	(69~71)	>**	>	>**	>	·
	(78~80)	>	>	<	<*	·
인도네시아	(69~71)	>	>	>	>	·
	(78~80)	>	>	<	>	·

註 : 1) 〈表 1-1〉의 註 1) 參照.
2) * 10% 有意水準檢定
** 5% 〃
*** 1% 〃

資料 : 유엔貿易統計

布를 이용한 輸出競爭力 比較檢定은 ① 各 產業그룹의 輸出競爭力이 70年代를 통하여 어떻게 변화해 왔는가 ② 비교가 가능한 두 개의 產業그룹 間에 輸出競爭力은 어느 쪽이 더 우세한가의 두 종류의 檢定이 행하여졌다. 前者의 檢定에서는 7個의 產業그룹별로(資源加工產業그룹, 資本集約產業그룹, 勞動集約產業그룹, 技術集約產業그룹, 未熟練勞動集約產業그룹, 標準製品產業그룹, 未標準製品產業그룹) 70年代初와 70年代末의 輸出競爭力이 比較檢定되었다.

後者의 檢定에서는 5雙의 產業그룹에 있어서 두 產業그룹 사이의 輸出競爭力이 比較檢定되었다. 즉,

資源加工產業그룹 對 資本集約產業그룹

資源加工產業그룹 對 勞動集約產業그룹

技術集約產業그룹 對 未熟練勞動集約產業그룹

標準製品產業그룹 對 未標準製品產業그룹

이들에 대한 t 檢定의 結果가 〈表 1-1〉, 〈表 1-2〉, 〈表 1-3〉에 실려 있다. 〈表 1-1〉에는 各 產業그룹의 平均顯示比較優位指數가 70年代初와 70年代末에 각각 계산되어 있고 〈表 1-2〉에는 70年代 중에 발생한 각 산업그룹의 수출경쟁력의 변화가, 〈表 1-3〉에는 產業그룹간 輸出競爭力의 比較檢定結果가 나타나 있다[11]. 이들 諸表에 나타난 결과에 대한 설명은 다음 節에서 이루어진다.

Ⅳ. 比較優位패턴의 發展段階的 接近

이제까지 資源集約度, 資本集約度, 技術集約度 및 製品의 轉換率(product turnover ratio)을 기준으로 하여 製造業을 6個產業그룹으로 분류하였고 이렇게 분류된 產業그룹을 구성하는 個別產業(여기서는 SITC 3단위)의 顯示比較優位指數를 計算하여 產業그룹別로 顯示比較優位指數分布를 구하였다. 한 국가 안에서 產業그룹간의 輸出競爭力을 비교하기 위해서는 비교되는 두 산업그룹의 顯示比較優位指數分布에 t 檢定方法을 사용하여 한 產業그룹의 輸出競爭力이 다른 產業그룹의 그것보다 큰가 또는 작은가를 檢定하였고 한 산업그룹의 輸出競爭力이 70年代를 통하여 증가 또는 감소했는가를 判別하기 위해서는 그 產業그룹의 70年代初 및 70年代末의 顯示比較優位指數分布에 t 檢定方法을 이용하여 이를 시도하였다.

이상과 같은 統計檢定 덕분에 70年代를 통하여 발생한 比較優位패턴의 變化를 把握할 수 있게 되었고 東部아시아 6個國의 70年代末 比較優位패턴을 分析할 수 있게 되었다. 이제 이들 東部아시아 6個國의 比較優位패턴을 비교함으로써 우리나라 輸出의 持續的 伸張을 도모하고 이 국가들과 協力關係를 증진시킬 수 있는 방안이 무엇인가를 摸索할 수 있는

11) t통계치는 다음과 같이 계산되었다. 여기서는 資本集約產業그룹과 勞動集約產業그룹 사이에 輸出競爭力을 비교할 경우의 예를 든다. 各 產業그룹의 顯示比較優位指數에서 70年代初의 값이 零인 것은 除外되었다.

$$t\ \text{통계치} = (\bar{X}^K - \bar{X}^L) \Big/ \sqrt{\{\sum_i (X_i^K - \bar{X}^K) + \sum_i (X_i^L - \bar{X}^L)\} \Big/ \left\{\frac{(n^K + n^L)\cdot n^K n^L}{(n^K + n^L - 2)}\right\}}$$

X_i^K : 資本集約產業그룹에 속한 i 個別產業의 顯示比較優位指數

$\bar{X}^K$: 資本集約產業그룹의 平均顯示比較優位指數

n^K : 資本集約產業그룹의 標本數

L은 勞動을 표시하며 X_i^L, $\bar{X}^L$, n^L은 資本集約產業그룹에서와 동일한 說明을 할 수 있다.

本稿에서는 產業그룹 간의 輸出競爭力의 크기에 대한 비교이기 때문에 偏側檢定이 사용되었다.

基盤을 마련하고자 한다.

1. 動態的 比較優位패턴의 把握

「발라사」(B. Balassa, 1977) 敎授는 한 나라의 經濟가 經濟發展을 이룩하는 諸段階에서 經濟發展과 함께 생산요소가 축적되어가고 생산요소의 축적이 이루어짐에 따라서 그 국가의 比較優位패턴이 변화하는 과정을 선진국 및 개도국 36개국의 貿易資料와 代表特性變數資料를 가지고 회귀분석하여 比較優位패턴의 動態的 變化過程에 대한 정식화를 시도하였다. 「발라사」는 物的資本(physical capital)과 人的資本(human capital)이 한 국가의 비교우위패턴을 결정하는 가장 중요한 변수라고 보고 경제가 발전함에 따라서 人的資本과 物的資本이 축적되고 따라서 비교우위의 패턴에 변화가 온다는 사실을 檢定하였다. 本硏究의 접근은 이와 같은 「발라사」교수의 발전단계적 접근방법과 방향을 같이하고 있다. 그러나 본 연구에서는 「발라사」의 회귀분석과는 달리 貿易資料만을 이용한 統計檢定方法을 쓰고 있으며 「발라사」의 연구에 비하여 폭넓게 한 나라의 비교우위 구조를 파악하고 있다. 즉 人的 및 物的 資本에 덧붙여서 資源加工産業의 비교우위패턴에 대한 파악, 未標準製品에 대한 발전단계론적 접근이 새롭게 첨가되었다. 이들은 특히 東部亞細亞의 비교우위패턴을 정확히 파악하는 데 도움이 된다. 이제 發展段階論的 立場에서 東部亞細亞의 比較優位패턴의 변화를 살펴보면 다음과 같다.

2. 東部아시아 6個國의 經濟指標比較

東部아시아 6個國의 比較優位패턴을 파악하기에 앞서서 이 국가들의 發展段階를 표시할 수 있는 所得指標(1人當 國民所得)와 輸出이 經濟發展에서 차지하는 비중을 표시하는 貿易彈力性指數 그리고 製造業製品輸出이 전체 수출에서 차지하는 비중에 대하여 개략적으로

〈表 2〉 國民所得 및 輸出指標比較

(단위 : 美弗, %)

經濟指標		일본	한국	태국	필리핀	말레이지아	인도네시아
1人當 國民所得	1970[1)]	1,964	243	180	192	371	75
	1981	10,080	1,700	770	790	1,840	530
總輸出額(百萬美弗)	1970	19,319	835	710	1,060	1,687	1,055
	1980	129,542	17,483	6,505	5,788	12,939	21,909
製造業製品輸出額(百萬美弗)	1970	18,795	666	279	454	701	131
	1980	127,095	16,354	3,671	3,163	6,041	2,928
製造業製品輸出額比重 (%)	1970	97.3	79.8	39.3	42.8	41.6	12.4
	1980	98.1	93.5	56.4	54.6	46.7	13.4
年平均輸出成長率(1970~80)(A)		21.0	35.5	24.8	18.5	22.6	35.4
年平均國民所得成長率(1970~80)(B)		5.0	9.5	7.2	6.3	7.8	7.6
貿易彈力性 (A/B)		4.20	3.75	3.44	2.94	2.90	4.66

註 : 1) Int'l Monetary Fund, *International Financial Statistics*, 1976.1에서 計算.
資料 : 1) 世界銀行, *World Development Report*, 1982.
2) United Nations 貿易統計.

記述하고자 한다. 다음의 說明은 〈表 2〉의 經濟指標統計를 중심으로 이루어진다.

1981年 일본의 1人當 國民所得은 10,080美弗로 한국의 약 6배, 인도네시아의 약 19倍에 해당하여서 일본은 더 이상 勞動集約製品의 輸出에 比較優位가 없을 것을 示唆하고 있다. 말레이지아의 同年 1人當 國民生産은 1,840美弗로 한국의 1,700美弗에 비하여 높은 수준을 보여 주고 있다. 그러나 1980年 말레이지아에 있어서 製造業製品輸出額이 總輸出額에서 차지하는 비중은 46.7%에 불과한 반면 한국에 있어서 同比重은 93.5%에 달하여 말레이지아의 경우 대부분의 수출이 加工의 段階를 거치지 않은 自然資源으로 충당되고 있음을 보여준다. 즉 말레이지아 1人當 國民所得은 이 국가의 發展된 經濟構造만을 반영한다고 볼 수 없다. 말레이지아를 제외하면 다른 아세안 3個國은 1人當 國民所得이 1981年末 기준으로 모두 800美弗에 못미치는 수준에 머물고 있다. 따라서 1人當 國民所得을 기준으로 經濟發展段階를 평가한다면 일본은 上位圈에 속해 있고 한국은 中位圈에 분류할 수 있으며 말레이지아는 中位와 下位圈의 중간에 그리고 나머지 아세안 國家는 下位圈에 속한다고 할 수 있다.

年平均輸出成長率을 年平均國民所得成長率로 나누어 계산한 貿易彈力性計數는 모두 1보다 훨씬 큰 수치를 보임으로써 東部아시아 6個國이 모두 輸出主導型 經濟成長을 하고 있음을 나타내고 있다.

製造業製品 輸出額이 總輸出額에서 차지하는 比重을 살펴보면 일본과 한국이 거의 製造業製品 위주의 輸出構造에 임하고 있음에 반하여 아세안 4국은 加工되지 않은 自然資源輸出에 주로 의존한 輸出構造를 보여주고 있다. 특히 인도네시아의 경우에는 1980年 단지 13.4%의 輸出만이 製造業製品輸出일 뿐이다.

종합적으로 추측컨대 일본은 先進型 經濟發展段階의 패턴을 아세안 4국은 開途國의 段階를 한국은 그 중간 發展段階에 위치한 듯한 패턴을 보여 준다. 이와 같은 추측은 실상 뒤에 고찰될 比較優位 패턴의 比較에서 보다 확실히 나타난다.

3. 産業그룹別 比較優位패턴의 變化

가. 資源加工産業의 比較優位

本稿에서는 우선 〈表 1-3〉을 참조하여 資源加工産業의 輸出競爭力이 資本集約 및 勞動集約産業의 輸出競爭力과 比較하였다. 이와 같은 資源加工産業의 輸出競爭力을 6個國 간에 比較해 본 결과 일본과 한국이 아세안 4국과 명백히 구분된다는 사실을 발견하였다.

〈表 1-3〉에서 볼 수 있는 바와 같이, 일본은 資源加工産業의 輸出競爭力이 70年代初 및 末에 모두 資本集約産業 및 勞動集約産業의 輸出競爭力보다 낮다는 사실이 1%의 有意水準에서 檢定되었다. 한국의 資源加工産業의 輸出競爭力은 70年代初에는 인도네시아 등지에서 수입되는 原木의 가공으로 合板産業이 好調를 보인 결과 資本集約産業과 勞動集約産業에 비하여 比較劣位가 별반 눈에 띄지 않고 있으나 原木輸入의 어려움으로 合板産業이 斜陽化하고 상대적으로 資本集約 및 勞動集約産業의 輸出이 伸張됨에 따라서 70年代末에는 資源加工産業의 比較劣位가 勞動集約産業에 대하여서 뿐만 아니라(1% 유의수준에서) 資本集約産業에 대하여서도(10% 有意水準)

명백히 나타나고 있다.

반면에 아세안 4國에 있어서는 비록 통계적 가설검정을 통하여 확실성을 확립하지는 못했으나 70年代를 통틀어 資源加工産業의 輸出競爭力이 資本 및 勞動集約産業의 輸出競爭力보다 크다는 사실이 밝혀졌다. 특히 태국의 경우 5% 有意水準에서 資源加工産業의 輸出競爭力이 資本勞動集約的 産業의 그것을 능가한다는 사실을 확립하였다.

나. 資本 및 勞動集約産業

發展段階論에 立脚한 資本 및 勞動集約産業 사이에 比較優位패턴의 變化는 다음과 같다. 즉 開發의 初期段階에 있어서는 勞動集約産業의 輸出競爭力이 資本集約産業의 그것보다 강하나 점차 物的資本의 蓄積이 이루어짐에 따라서 比較優位는 資本集約産業製品으로 옮겨간다.

이 假說은 東部아시아 6個國에 잘 적용되고 있다. 즉 〈表 1-3〉에서 일본의 경우 70年代初에 있어서는 資本集約産業의 輸出競爭力이 勞動集約産業의 그것을 능가한다는 사실이 통계적으로 검증되지 못하고 있으나 70年代에 들어와서 物的資本의 蓄積이 더욱 深化되고 또한 勞動集約産業에서 新興工業國에 의한 시장침식을 당하게 됨에 따라서 勞動集約産業에 대한 資本集約産業의 비교우위가 統計的 檢定(5% 有意水準)을 통하여 확립되었다. 즉 이제 일본은 勞動集約産業제품에 대하여 資本集約産業의 比較優位가 확립됨으로써 先進發展段階의 比較優位패턴을 확립하였다.

반면에 〈表 1-3〉에서 한국은 70年代를 통하여 줄곳 勞動集約産業의 比較優位가 확립되어 있음을 알 수 있다. 이것은 勞動集約産業이 한국수출산업의 중추를 이루고 있는 사실을 말해 주고 이와 같은 비교우위패턴은 70年代를 통하여 변함이 없음을 보여 준다.

아세안 4국에 있어서는 태국이 가장 뚜렷하게 資本集約産業에 대한 勞動集約産業의 比較優位를 보여 주고 있다. 여타의 3國은 이제 막 勞動集約産業을 中心으로 하여 輸出의 伸張이 일어나고 있음을 보여 준다. 즉 이미 한국이 勞動集約産業의 비교우위를 輸出産業構造에 완전히 정착시켰다면 아세안 4국은 이제 막 勞動集約産業에 있어서의 비교우위를 그들의 수출산업구조에 실현시키기 시작하고 있는 것이다. 70年代初에 아세안 4국에 있어서 資本集約産業의 比較優位를 볼 수 있는 것은 이 당시 이들의 輸出規模가 너무 작아서 몇 개의 資本集約的 事業(대개 外國人投資에 의했을 가능성이 큼)에서 이루어지는 수출이 전체의 수출을 압도한 데에서 오는 현상으로 이들의 輸出規模가 커짐에 따라서 이와 같은 比較優位의 왜곡현상은 사라져 감을 볼 수 있다.

다. 技術集約 및 未熟練勞動集約産業

技術集約産業과 未熟練勞動集約産業의 比較優位패턴 역시 資本·勞動集約産業과 類似한 패턴을 보여 주고 있다. 단지 人的資本(human capital)의 蓄積이 物的資本(physical capital)의 蓄積보다 더 시간이 걸리는 듯한 경향을 보여준다. 즉 東部아시아 6個國에 있어서 일본만이 技術集約産業에 있어서 輸出競爭力이 未熟練勞動集約産業의 그것을 능가하고 있으나 아직 統計的인 檢定을 얻지 못하고 있음을 〈表 1-3〉에서 알 수 있다. 일본에 있어서도 70年代初에는 未熟練勞動集約産業의 輸出競爭力이 技術集約産業의 그것을 능가하고 있었다.

일본을 제외한 여타의 5개국은 모두 未熟練勞動集約産業에 比較優位를 가지고 있음을 보여 주고 있으며 그 중에서 한국, 태국, 필리핀이 매우 뚜렷한 패턴을 보여 준다. 말레이지아 역시 10% 有意水準에서 未熟練勞動集約産業에서의 輸出競爭力이 技術集約産業의 그것을 능가함을 보여 준다. 단지 인도네시아가 技術集約産業에 比較優位가 있는 듯한 混線을 보여 주고 있으나 이것은 인도네시아에 人的資本의 蓄積이 있었음을 말하는 것이 아니라 인도네시아의 製造業製品 輸出額이 너무 적어 比較優位패턴에 대한 顯示比較優位分布分析이 올바른 情報를 提供해 주지 못하기 때문이다.

라. 標準 및 未標準製品産業

이 産業分類는 이미 Ⅱ節에서 언급했던 바와 같이 이 國家가 新製品의 開發을 통하여 海外市場에서의 競爭에 대처할 만한 여건을 가지고 있느냐를 檢定하기 위하여 만들어졌다. 즉 未標準製品産業은 높은 製品轉換率(product turnover rate)을 가진 상품을 말한다. 이미 Ⅱ節에서 「핑거」의 産業分類를 소개하면서 설명한 바와 같이 높은 水準의 技術集約度만이 주어진 未標準製品産業에서 比較優位를 갖기 위한 條件은 아니며 오히려 低廉한 生産費, 신속한 市場情報의 蒐集 등의 要因이 중요한 輸出競爭力 決定要因이다. 不斷히 자신의 新製品을 開發해 나감으로써 海外市場에서 輸出競爭力을 提高시킬 수 있느냐 하는 것은 국가간의 比較優位패턴을 설명하는 重要한 一面이다.

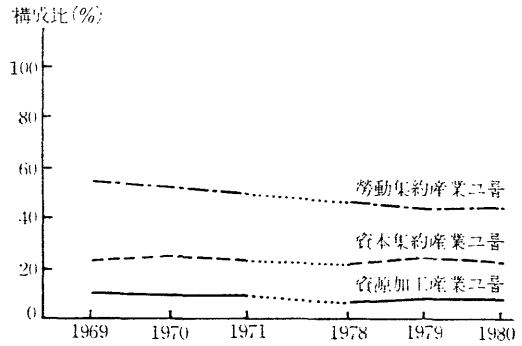
〈表 1-3〉에서 일본은 70年代를 통하여 자신의 輸出製品에 대한 非標準化를 통하여 이런 종류의 제품시장에 있어서 競爭力을 증가시킬 수 있는 與件을 갖추었다는 사실이 統計檢定(10% 有意水準)되었다. 흥미로운 사실은 한국이 이와 같은 未標準製品産業에 있어서 比較優位를 점차 증가시키고 있다는 것이다. 〈表 1-3〉에서 볼 수 있는 바와 같이 70年代初에 한국은 標準製品産業에서 比較優位를 보여주고 있으나 70年代末에는 比較優位패턴이 분명치 않게 되었다. 이것은 한국의 製造業製品輸出에 鼓舞的인 現象으로 한국의 수출산업이 이미 개척된 輸出市場에서 輸出競爭力을 계속 유지하고 先進國企業들에 의하여 獨占된 他製品市場에 침투할 수 있는 與件을 蓄積하여 왔음을 의미한다.

아세안 4국에 대하여서는 이 산업분류에 의한 통계검정이 시도되지 않았다. 이들에게는 標準製品産業이 아직 比較優位産業으로 추측된다.

4. 國家別 比較優位패턴의 變化

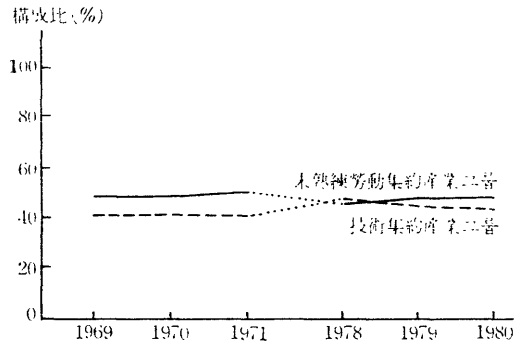
이곳에서는 일본, 한국 및 아세안 4국에 있어서 70年代에 發生한 製造業製品輸出産業構造의 變化를 고찰한다. 우선 製造業製品輸出에 있어서 産業그룹別 占有率構成의 變化趨勢를 그래프를 이용하여(圖 2-1, 圖 2-2, 圖 2-3, 圖 3-1, 圖 3-2, 圖 3-3, 圖 4-1, 圖 4-2, 圖 4-3) 파악하고 이 産業그룹別 占有率構造의 變化趨勢를 70年代初와 70年代末의 각 産業그룹別 輸出競爭力의 變化與否를 t檢定方法을 통하여 判定한 〈表 1-2〉의 結果와 對比하여 본다. 흥미로운 사실은 各産業그룹의 輸出競爭力의 변화를 그 産業그룹의 顯示比較優位指數分布 [圖 1-3]을 사용하여 把握한 輸出競爭力의 t檢定方法이 뒤에 살펴봄으로써 알 수 있는 바와 같이 製造業製品輸出에 있어서 産業그룹

〔圖 2-1〕 産業그룹別 輸出占有率變化推移 Ⅰ : 日本



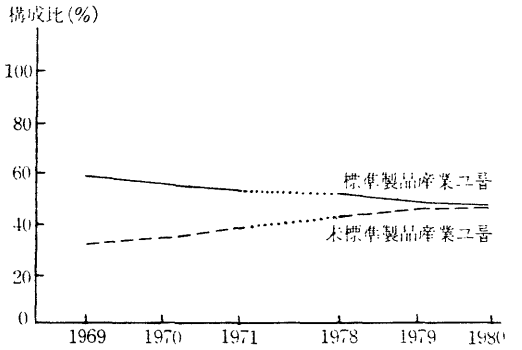
資料 : 유엔貿易統計

〔圖 2-2〕 産業그룹別 輸出占有率變化推移 Ⅱ : 日本



資料 : 유엔貿易統計

〔圖 2-3〕 産業그룹別 輸出占有率變化推移 Ⅲ : 日本



資料 : 유엔貿易統計

12) 일본의 製造業製品輸出의 伸張力이 전반적으로 경쟁상태에 있는 다른 나라들의 그것에 못미치면 製造業分野의 모든 産業그룹에서 輸出競爭力이 하락한다.

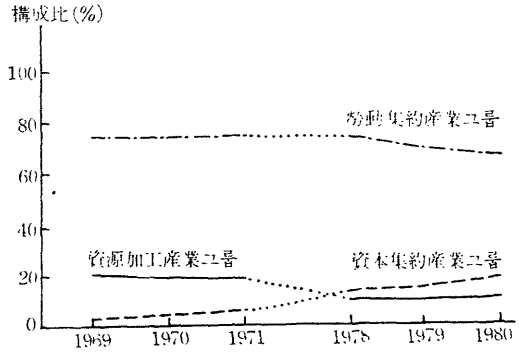
別 占有率構成의 變化推移를 비교적 정확히 설명하고 있다는 것이다.

가. 일본의 比較優位패턴의 變化

〔圖 2-1〕, 〔圖 2-2〕, 〔圖 2-3〕은 일본의 製造業製品輸出産業構造에 있어서 7個 産業그룹別 輸出占有率 構成의 變化推移를 표시하고 있다. 우선 〈表 1-2〉를 살펴보면 일본의 경우 각 産業그룹別 輸出競爭力이 모든 産業그룹에서 減少하고 있다는 사실을 알 수 있다[12]. 그 중에서도 특히 勞動集約産業그룹, 未熟練勞動集約産業그룹, 그리고 標準製品産業그룹에 있어서 輸出競爭力의 下落이 두드러진다. 勞動集約産業그룹의 輸出占有率下落은 〔圖 2-1〕에서, 標準製品 産業그룹의 輸出占有率下落은 〔圖 2-3〕에서 잘 나타나 있어서 이들 産業그룹의 競爭力下落을 반영하고 있다.

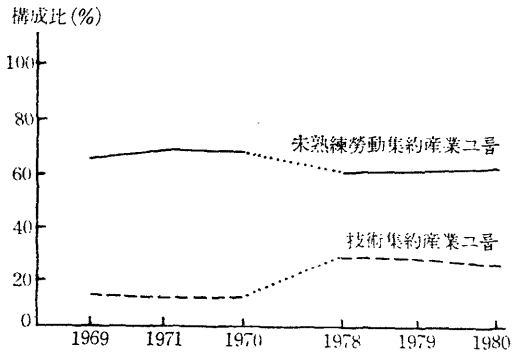
未熟練勞動集約産業그룹의 輸出占有率은 〔圖 2-2〕에서 별로 하락한 것 같은 경향을 보이고 있지 않으나 이것은 비록 製造業製品 輸出에서 未熟練勞動集約産業그룹이 輸出占有率이 下落하지 않았다고 하더라도 全世界의 이 産業그룹 貿易增加趨勢에 비하여 일본에서의 이 産業그룹에 대한 輸出增加趨勢가 못미치었음을 표시한다. 즉 상대적인 의미에서 未熟練勞動集約産業그룹에서 일본의 輸出競爭力은 弱化되었다고 볼 수 있다. 비록 상대적인 의미에서 未熟練勞動集約産業그룹에서 輸出競爭力의 減少가 있었다 하더라도 이 産業그룹이 일본의 製造業製品輸出에서 차지하는 占有率에 큰 변동이 없었다는 것은 일본의 높은 1人當國民所得水準을 감안해 볼 때 놀라운 일이라 할 수 있다. 80年代에 이르르면 이 産業그룹에서 일본의 輸出競爭力이 더욱 弱化될 것이 예

〔圖 3-1〕 産業그룹別 輸出占有率變化推移 Ⅰ : 韓國



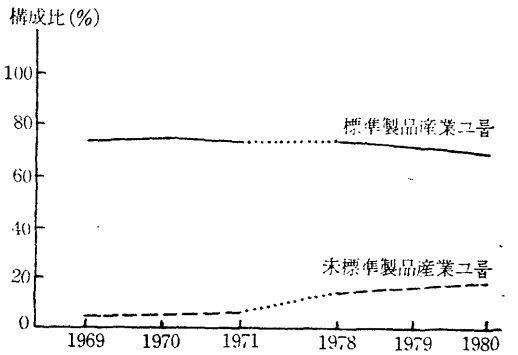
資料 : 유엔貿易統計

〔圖 3-2〕 産業그룹別 輸出占有率變化推移 Ⅱ : 韓國



資料 : 유엔貿易統計

〔圖 3-3〕 産業그룹別 輸出占有率變化推移 Ⅲ : 韓國



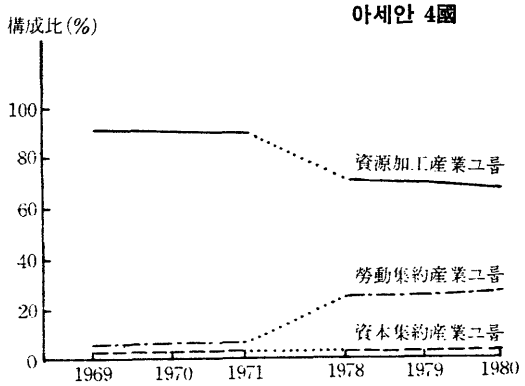
資料 : 유엔貿易統計

상되며(왜냐하면 높은 賃金 때문에 未熟練勞動集約그룹의 製造業製品輸出占有率 자체가 下落할 것이기 때문에) 한국과 같은 先發開途國의 입장에서는 이 市場을 침투할 수 있는 적절한 마케팅戰略이 요구된다 할 수 있다.

나. 한국의 比較優位패턴의 變化

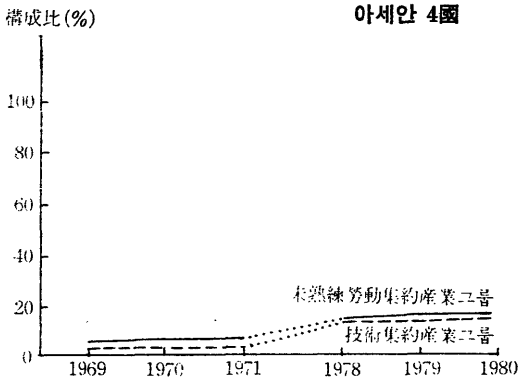
〔圖 3-1〕, 〔圖 3-2〕, 〔圖 3-3〕은 한국의 製造業製品輸出에 있어서 7個 産業그룹이 차지하는 輸出占有率의 變化推移를 보이고 있다. 역시 〈表 1-2〉에서 70年代중에 발생한 輸出競爭力의 變化를 살펴보면 한국은 資源加工産業을 제외한 全産業그룹에서 輸出競爭力의 强化를 경험하고 있다. 그중에서도 특히 資本集約産業그룹, 技術集約産業그룹 및 未標準製品産業그룹에서의 輸出競爭力 强化가 두드러지고 있다(5% 내지 1%의 有意水準). 이것은 韓國의 輸出産業構造가 高度化되고 있음을 말해주고 있는 것으로 韓國의 將來 輸出伸張을 위하여 鼓舞的인 現象이다. 왜냐하면 海外市場에서 韓國은 先進工業國과 後發開途國 사이에서 中間者的 위치에 있다고 할 수 있는데 이것은 위로는 한국의 수출산업이 先進工業國의 資本 및 技術集約産業에 못미치고 있고 아래로는 後發開途國의 低廉한 勞動力에 의존한 輸出攻勢에 추격을 받고 있음을 말한다. 한국이 經濟發展을 지향하는 한 한국의 輸出이 나아가야 할 방향은 低廉한 勞動集約産業製品市場은 後發開途國에게 넘겨 주고 점차 先進工業國의 市場으로 진출해가는 것이라 할 수 있다. 이러한 의미에서 지난 70年代에 한국의 輸出競爭力이 資本集約, 技術集約 그리고 未標準製品産業그룹에서 增加하였다는 것은 그만큼 한국경제의 未來가 밝다는 것을 의미한다. 이와

〔圖 4-1〕 産業그룹別 輸出占有率變化推移 Ⅰ : 아세안 4國



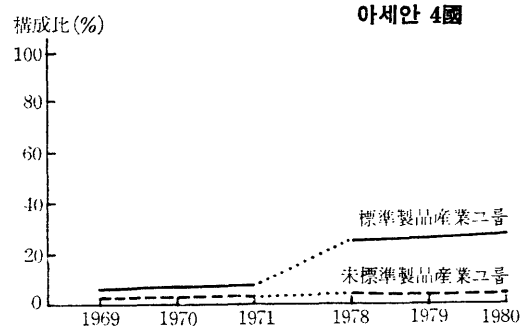
資料 : 유엔貿易統計

〔圖 4-2〕 産業그룹別 輸出占有率變化推移 Ⅱ : 아세안 4國



資料 : 유엔貿易統計

〔圖 4-3〕 産業그룹別 輸出占有率變化推移 Ⅲ : 아세안 4國



資料 : 유엔貿易統計

13) 아세안 4個國의 平均輸出占有率은 매년 각 산업그룹에 속하는 4個國의 輸出實績을 合하여 4로 나누어서 같은 방법으로 구한 4個國 平均輸出 總額에서의 占有率을 구하여서 얻었다.

같은 3個 産業그룹의 輸出占有率은 각각 〔圖 3-1〕, 〔圖 3-2〕, 〔圖 3-3〕에서 볼 수 있는 바와 같이 급격히 증가하는 趨勢를 보여주고 있어 産業그룹별 顯示比較優位分布分析이 각 産業그룹의 輸出競爭力을 잘 반영하고 있음을 나타내고 있다.

産業그룹별 顯示比較優位分布分析을 이용한 産業그룹별 輸出競爭力分析의 强點은 勞動集約産業그룹의 輸出競爭力變化와 輸出占有率變化推移를 對比함으로써 알 수 있다. 즉 〔圖 3-1〕에서 나타난 勞動集約그룹의 輸出占有率變化推移는 減少現象을 보여 주고 있어 이 그림만으로는 한국의 勞動集約産業그룹의 輸出競爭力의 增減을 알 수 없다. 그러나 〈表 1-2〉에 의하면 한국의 勞動集約産業그룹의 輸出競爭力이 統計的 檢定에 의하여 확인되지 못할 정도이기는 하지만 增加하고 있음을 보여 주고 있다. 다시 말하자면 餘他産業部門의 輸出伸張이 너무 커서 勞動集約産業그룹의 輸出占有率은 減少하였으나 사실은 이 産業그룹의 輸出競爭力은 70年代를 통하여 增加하였다.

다. 아세안 4國의 比較優位패턴의 變化

紙面을 절약하기 위하여 아세안 4國에 있어서 7個 産業그룹의 輸出占有率은 아세안 4個國의 平均輸出占有率推移[13]만이 〔圖 4-1〕, 〔圖 4-2〕, 〔圖 4-3〕에 소개되었다. 〈表 1-2〉에서 아세안 4國의 輸出競爭力變化에 있어서 공통적인 현상은 資源加工産業그룹의 輸出競爭力減少, 勞動集約産業그룹의 輸出競爭力增加, 未熟練勞動集約産業그룹의 輸出競爭力增加로 표현될 수 있다. 標準 및 未標準製品産業그룹간의 輸出競爭力 比較는 이루어지지 않았으나

標準製品産業그룹에 比較優位가 있을 것으로 추측된다. 일부국가(예컨대 태국)에서 技術集約産業그룹의 輸出競爭力이 增加하고 있음을 보이는 것은 70年代初에 輸出實績을 가진 技術集約産業그룹에 속한 産業數가 적은 반면에 (70年代初에 輸出實績이 없는 産業은 標本에서 除外되었음을 상기할 것) 일부 技術集約産業(예컨대 電氣機器)의 급격한 輸出伸張으로 인하여 顯示比較優位指數가 증가한 데에 起因한다.

아세안 4國에 있어서 70年代에 일어난 輸出産業構造變化의 가장 두드러진 특징은 〔圖 4-1〕에서 볼 수 있는 바와 같이 資源加工産業그룹의 輸出占有率下落과 勞動集約産業그룹의 輸出占有率上昇이라고 할 수 있다. 그러나 70年代를 통하여 이들 4個國의 資源加工産業製品輸出은 현저히 증가하였으므로(이에 대한 統計는 本稿에 제시되어 있지 않다) 실제로 이와 같은 占有率推移가 의미하는 바는 勞動集約産業製品의 輸出이 매우 높은 比率로 成長하였다는 것이다. 즉 70年代는 아세안 4國이 그들에게 比較優位가 있는 勞動集約産業에 있어서 輸出을 본격적으로 증가시키기 시작한 시기였다고 할 수 있다.

〔圖 4-2〕는 아세안 4國이 70年代에 있어서 技術集約産業그룹과 未熟練勞動集約産業그룹 모두에 있어서 輸出占有率을 증가시켰음을 보여 주고 있다. 그러나 〈表 1-2〉는 技術集約産業그룹보다 未熟練勞動集約産業그룹의 輸出競爭力의 上昇이 더 두드러지고 있음을 말해준다(統計的 檢定의 有意度가 높다). 즉, 아세안 4國은 70年代에 勞動集約産業 특히 未熟練勞動集約産業의 강한 輸出競爭力을 배경으로 본격적인 輸出伸張을 시현하기 시작하였다. 이 趨勢는 지금까지 한국의 例에서 미루어 볼 때 80年代에도 持續될 것으로 보인다.

V. 要約 및 政策的 考慮

本稿에서는 유엔産業開發機構가 기존의 여러 經濟學者가 시도하였던 産業그룹 分類를 취합하여 각 산업별로 4개의 代表特性變數, 즉 資源集約度, 資本集約度, 技術集約度 및 製品의 轉換率(product turnover rate)들을 基準으로 하여 分類한 7個産業그룹 分類體系를 채택하였으며 各産業그룹別 顯示比較優位指數分布를 이용한 統計檢定을 통하여 이들 7個産業그룹 각각에 있어서의 輸出競爭力의 變化를 把握하였다. 各國의 比較優位패턴과 패턴의 變化는 7個産業그룹의 輸出競爭力을 70年代初와 70年代末과를 비교하고 또한 關係되는 각기 産業그룹 간에 비교함으로써 파악되었다.

이 硏究에는 東部아시아 6個國의 比較優位패턴의 把握이라는 結果 이외에 단지 貿易統計資料 하나만으로 한 국가의 比較優位패턴을 파악할 수 있는 檢定方法이 시도되었다는 장점을 가지고 있다. 즉 各産業그룹을 구성하고 있는 個別産業(本稿에서는 SITC 3단위)의 顯示比較優位指數를 標本으로 하여 各 産業그룹의 顯示比較優位指數分布를 얻어내고 이 標本分布를 이용하여 産業그룹간 輸出競爭力의 比較, 그리고 70年代 중에 있어서 동일산업그룹에 있어서 輸出競爭力의 變化를 檢定하였다. 또한 유엔産業開發機構에 의하여 分類된 7個産業그룹은 經濟가 發展함에 따라서 變化하는 比較優位패턴을 잘 파악할 수 있게 考案되어

있을 뿐만 아니라 한걸음 더 나아가 東部아시아 6個國은 비슷한 發展類型을 보여주고 있으나 각기 다른 發展段階에 처해 있다는 특징 때문에 「발라사」의 發展段階論的 動態的 比較優位理論을 적용할 수 있는 좋은 例를 보여 준다.

東部아시아 6個國의 比較優位패턴 變化에 두드러진 特徵 몇가지는, ① 일본이 70年代에 들어서면서 資本集約業産에 比較優位를 갖게 되었고, 未熟練勞動集約産業에 비하여 技術集約産業에서 比較優位를 보이기 시작했으며 標準製品産業에 대하여 未標準製品産業에서 比較優位를 갖게 되었다는 것이다. 이것은 이제까지 일본이 방대한 物的 및 人的資本(physical and human capital)을 蓄積하여 왔음을 의미한다. 반면에 일본은 勞動集約産業과 未熟練勞動集約産業에서 輸出競爭力을 잃기 시작하고 있다. ② 한국은 전반적으로 70年代를 통하여 勞動集約産業 및 未熟練勞動集約産業에서의 比較優位를 굳히는 패턴을 보여 주고 있으나 이 기간중에 資本集約産業, 技術集約産業, 未標準製品産業의 輸出競爭力을 뚜렷이 증가시켰다. 즉 70年代의 經濟成長을 통하여 한국 또한 人的 및 物的 資本의 蓄積을 이룩해 왔다고 할 수 있다. 이것은 한국내에서 점차 임금수준이 상승됨에 따라서 한국이 輸出伸張을 이룩할 수 있는 산업분야는 같은 勞動集約産業그룹에서도 좀 더 人的·物的 資本集約的인 부분의 스펙트럼에 존재한다는 사실을 감안한다면 매우 鼓舞的인 일이다. ③ 아세안 4국에 있어서 공통적 현상을 70年代를 통하여 資源加工産業의 比較優位가 감소하였으며 未熟練勞動集約産業의 比較優位가 정착되기 시작하였다는 사실이다. 이들 4個國에 있어서의 낮은 賃金水準을 고려한다면 한국은 계속하여 같은 勞動集約産業에서도 좀 더 技術 및 資本集約的인 産業으로 이행하는 형태의 産業構造高度化의 노력이 필요함을 알 수 있다.

80年代에 더욱 심각하게 東部아시아 6個國에게 제기될 문제는 輸出主導型 經濟成長에 의존하는 이들 6個國이 보다 거세질 것으로 예상되는 先進國의 保護貿易主義의 물결 속에서 如何히 마찰없이 經濟發展과 輸出伸張을 달성할 것인가 하는 것이다. 이 문제에 대한 뾰족한 해결책이란 있을 수 없겠으나 분명한 사실은 國際間의 比較優位패턴이 國際分業原理에 입각하여 확립될 때 東部아시아 6個國에도 調和있는 經濟發展이 가능하다는 것이다.

그러면 向後 한국의 輸出伸張을 위한 政策方案에 대한 示唆點에는 어떤 것이 있는가를 고찰해 본다[14]. ① 우선 한국의 輸出産業構造는 같은 勞動集約産業그룹에서도 보다 상위의 技術·資本集約産業으로 不斷히 移行하여야 한다는 사실이다. ② 勞動集約産業에서 下落하는 일본의 輸出競爭力을 감안할 때 같은 勞動集約産業그룹에서 보다 상위의 技術·資本集約産業으로 移行하는 한국의 輸出産業構造改編은 일본의 海外市場을 물려 받는 것이 가능하다는 사실을 염두에 둘 필요가 있다. ③ 점차 아세안 4국에게 비교우위를 빼앗기는 未熟練勞動集約産業의 技術 및 投資된 資本은 中小規模의 直接投資의 형태를 통하여 이 지역에 진출함으로써 아세안 4국에서 생산하여 여타지역에 수출하는 형식의 간접적 수출방식을

14) 以下에서 제시되는 한국의 製造業部門 輸出伸張을 위한 政策提案들은 비록 筆者 着想에 의하고 있으나 이미 다른 사람들에 의하여 제안되었을 수 있음을 附言한다.

고려할 필요가 있다. 이것은 資本輸入國에는 資本 및 技術移轉의 效果가 있고 資本輸出國에게는 斜陽産業을 우리보다 下位의 發展段階에 처한 국가에서 다시 活性化시킨다는 效果를 가진다. ④ 70年代를 통하여 한국에 未標準製品産業에 輸出競爭力이 증가해 왔다는 것은 좋은 현상이다. 高級科學技術人力의 育成 그리고 海外市場情報의 보다 신속 정확한 蒐集傳達體系를 강화함으로써 이 현상은 계속되어야 한다. 이것은 특히 先進諸國이 이미 개척해 놓은 시장에 침투하기 위하여서 뿐만 아니라 한국의 수출업자들이 이미 확보한 市場에서 계속적인 강력한 供給者 地位를 유지하기 위하여 필요하다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

Balassa, B., "A 'stages' Approach to Comparative Advantage", World Bank Staff Working Paper, No. 256, World Bank, May 1977.

_____, "Trade Liberalization and 'Revealed' Comparative Advantage", *The Manchester School*, Vol. 33, May 1965.

_____, "Revealed Comparative Advantage Revisited; An Analysis of Relative Export Shares of the Industrial Countries 1953 ~71", *The Manchester School*, 1978.

_____, "The Changing Patterns of Comparative Advantage in Manufactured Goods", *The Review of Economics and Statistics*, Feb., 1979.

Baldwin, R.E., "Determinants of the Commodity Structure of U.S. Trade", *The American Economic Review, Papers and Proceedings*, Vol. 61, March 1971, pp. 126-146.

Finger, J.M., "A New View of the Product Cycle Theory", *Weltwirtschaftliches Archiv*, Band CXI, 1975.

Gruber, W.H. & R. Vernon, "The Technology Factor in a World Trade Matrix", in *The Technology Factor In Int'l Trade*, ed. by R. Vernon, NBER, New York, 1970.

Hirsch, S., "The Product Cycle Model of International Trade; A Multi-Country Cross-Section Analysis", in *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 27, Nov. 1975, pp. 305-317.

_____, "Hypothesis Regarding Trade Between Developing and Industrial Countries," in *The International Division of Labour Problems and Perspectives*, ed. by H. Giersch, Tübingen, 1974.

Hufbauer, G.C., "The Impact of National Characteristics and Technology on the Commodity Composition of Trade in Manufactured Goods", in *The Technology Factor in International Trade*, ed. by R. Vernon, NBER, New York, 1970.

Keesing, D.B., "International Economics; Progress and Transfer of Technical Knowledge; Labour Skills and Comparative Advantage", *American Economic Review Procedings*, May 1966, pp. 249-258.

_____, "Labor Skills and the Structure of Trade in Manufactures", in *The Open Economy*, ed. by P.B. Kenen and Roger Lawrence, Columbia University Press, 1968.

Keesing, D.B., "The Impact of Research and Development on United States Trade", in *The Open Economy*, ed. by P.B. Kenen and Roger Lawrence, Columbia University Press, 1968.

_____, "Labor Skills and Int'l Trade: Evaluating Many Trade Flows with a Single Measuring Device", *Review of Economics and Statistics*, 47, August 1965, pp. 287-294.

Lary, H.B., *Imports of Manufactures from Less Developed Countries*, NBER, New York, Columbia University Press, 1968.

Rahman, A.H.M.M., *Exports of Manufactures from Developing Countries; A Study on Comparative Advantage*, Rotterdam Univ. Press, 1973.

Leamer, E.E. and R.M. Stem, *Quantitative International Economics*, Chicago, Aldine Publishing Co., 1970.

Morrison, D.F., *Multivariate Statistical Methods*, University of Pennsylvania, 1976.

Stern, R.M., "Testing Trade Theories," in *International Trade and Finance*, ed. by Kenen, Cambridge, 1975.

UNIDO, *World Industry in 1980*, United Nations, 1981.

Vanek, J., *The Natural Recource Content of United States Foreign Trade 1870~1955*, Cambridge, 1963.

Vernon, R., "International Investment and International Trade in the Product Cycle", *Quaterly Journal of Economics*, May 1966, pp. 190-207.

Waehrer, M., "Wage Rates, Labor Skills, and United States Foreign Trade", in *The Open Economy*, ed. by P.B. Kenen and Roger Lawrence, Columbia University Press, 1968.

Wells, L.T., "Test of a Product Cycle Model of International Trade: U.S. Exports of Consumer Durables," *Quaterly Journal of Economics*, Feb. 1969, pp. 152-162.

〈附表 1〉 製造業製品輸出品目[1)]의 産業그룹分類 I

資源加工産業그룹				資本集約産業그룹		勞動集約産業그룹			其 他
012	0723	243	633	531	678	551	697	831	533
013	073	251	641	532	979	611	712	841	561
022	074	631	642	541	694	612	714	842	599
023	081	632		553	695	613	715	851	693
024	091	2312	514	554	681	621	717	891	698
032	099	266	515	571	864	651	718	891	711
0422	111	332	521	581		653	719	893	732
046	112	512	561	629		654	722	894	733
047	122	513		661		655	723	897	734
048	2219	681	685	664		656	724	899	862
052	2626	682	686	671		657	725		895
053	2627	683	687	672		662	726		
055	2628	684	689	673		663	729		
061	411			674		665	731		
062	421			675		666	735		
0713	422			676		693	812		
0722	431			677		696	821		

註 : 1) 國際標準貿易分類(SITC) 3單位品目.
資料 : United Nations Industrial Development Organization, *World Industry in 1980.*

〈附表 2〉 製造業製品輸出品目[1)]의 産業그룹分類 II

未熟練勞動集約産業그룹			技術集約産業그룹	
581	672	893	531	717
611	673	897	532	718
612	674	899	533	719
613	675		541	722
621	676		551	723
629	677		553	724
651	678		554	725
652	679		571	726
653	695		663	729
654	696		691	734
655	731		692	735
656	732		693	861
657	733		694	862
661	812		697	891
662	821		698	892
664	831		711	
665	841		712	
666	851		714	
671	864		715	

註 : 〈附表 1〉 參照.
資料 : 〈附表 1〉 參照.

〈附表 3〉 製造業製品輸出品目[1)]의 産業그룹分類 III

標準製品産業그룹			未標準製品産業그룹	
531	665	724	554	892
532	666	725	581	893
533	672	726	612	
541	677	729	629	
551	679	731	656	
553	692	734	657	
571	693	735	671	
611	694	812	673	
613	695	821	674	
621	696	831	675	
651	697	841	676	
652	711	842	678	
653	712	851	691	
654	715	861	714	
655	717	894	732	
661	718	895	733	
662	719	897	862	
663	722	899	864	
664	723		891	

註 : 〈附表 1〉 參照.
資料 : 〈附表 1〉 參照.

多變數 ARMA 模型의 推定

——最小 AIC節次——

朴 埈 卿
李 鎬 彰

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序
Ⅱ. 定常確率過程의 線型模型
Ⅲ. 最小 AIC 節次
Ⅳ. 推 定 例

Ⅰ. 序

經濟時系列의 循環變動을 分析·豫測하기 위하여 時系列模型이 推定된다. 趨勢와 季節變動이 제거된 時系列은 共分散定常性(covariance stationarity)을 나타내며, 共分散系列(covariance sequence)은 循環變動에 관련된 모든 情報를 함축한다. 時系列模型의 推定은 사실상 共分散系列을 推定하는 것이다. 時系列模型의 推定에서는 模型의 構造識別(identification)이 가장 어려운 問題이다. 推定에 앞서 模型의 構造가 任意로 決定되는 경우가 있으나 構造에 대한 事前制約(a priori restriction)이 共分散系列의 推定을 歪曲시키므로 構造도 推定되어야 한다. 일반적으로 假定된 模型(構造의 集合)內의 여러 構造가 推定되고 推定된 構造들 중에서 推定適合度(goodness of fit)가 높고 推定된 係數의 數가 적은 構造가 選擇된다. AR模型(autoregressive model)이나 單變數 ARMA模型(autoregressive movingaverage model)의 構造識別은 階數(order)의 決定으로 充分하므로 階數가 다른 여러 構造가 推定되어 比較된다. 多變數 ARMA模型의 경우에는 觀測上 同一한(observationally equivalent) 構造가 無數히 많기 때문에 階數決定이 構造識別의 充分條件이 될 수 없으며, 이로 인하여 ARMA模型이 널리 利用되지 못하였다[1]. 그러나 AR 模型을 推定하는 경우에도 普遍妥當한 構造識別基準이 있었던 것은 아니다.

최근에 Akaike(1974 b)는 時系列模型의 構

筆者 : 朴埈卿—韓國開發硏究院 副硏究委員, 李鎬彰—韓國開發硏究院 硏究員

1) 2個의 構造가 觀測上 同一하다는 것은 두 構造에 의하여 決定되는 共分散系列이 同一하다는 것을 의미한다. 計量模型에서는 두 構造에 의하여 決定되는 內生變數의 確率分布가 同一하다는 것을 의미한다.

造識別基準, AIC(Akaike Information Criterion)와 AIC를 利用한 推定節次, 最小 AIC 節次(Minimum AIC Procedure)를 제시하였다. 平均對數尤度(average log likelihood)의 極限分布에서 導出되는 AIC는 {−2(對數最尤度)+2(推定된 係數의 數)}로 定義되며, 情報理論(information theory)의 觀點에서 보면 實際構造(true structure)와 假定된 構造間의 乖離를 測定하는 測度(measure)의 漸近的 不偏推定(asymptotically unbiased estimate)이 된다. 最小 AIC 節次는 最尤推定法에 의해서 推定된 여러 構造中에서 AIC가 最小인 構造를 最適推定으로 決定한다. Akaike(1974 a)는 多變數 ARMA 模型의 構造識別問題가 標準狀態空間模型(canonical state space model)의 利用으로 解決될 수 있음을 제시하였다. 주어진 共分散系列로부터 決定되는 標準狀態空間模型의 構造는 唯一하며, 過去觀測群(set of past observations)과 未來觀測群間의 標準相關分析(canonical correlation analysis)을 통하여 構造의 近似推定이 可能하다. 推定된 標準狀態空間模型은 ARMA 模型으로 變換된다. 이러한 硏究結果가 綜合되어 構造에 事前制約을 加하지 않고 自動的으로 ARMA 模型을 推定하는 컴퓨터「프로그램」이 開發되었다[2].

構造識別基準 AIC와 標準狀態 空間槪念은 時系列模型의 構造識別에서 經濟性原理(principle of parsimony)가 갖는 意味를 明確하게 說明한다. 經濟性原理에서 보면, AR 模型에 비하여 經濟性이 높은 ARMA 模型의 有用性이 分明해진다. 實證的 硏究結果가 많이 蓄積된 段階는 아니지만, 最小 AIC 節次에 의하여 推定된 ARMA 模型의 有用性을 뒷받침하는 硏究結果들이 報告되고 있다. Akaike(1978)는 理論的 定常確率過程(stationary stochastic process)에서 產出된 時系列을 使用한 「스펙트랄」密度函數(spectral density function)의 推定에서 ARMA 模型을 利用한 推定이 移動平均節次(window procedure)에 의한 推定보다 理論的「스펙트랄」密度函數에 近接함을 報告하고 있다. Oritani(1979)는 先物市場價格, 專門家意見調査資料 및 巨視計量模型의 豫測과 ARMA 模型의 豫測을 比較하고 ARMA 模型의 豫測誤差가 相對的으로 작은 경우가 많았음을 報告하고 있다. Oritani는 이같은 豫測能力이 AIC의 利用으로 經濟性原理가 適切히 反映된 結果라는 結論을 내리고 있다.

時系列模型이 제공할 수 있는 豫測은 몇 개의 變數에 限定되므로 豫測需要者의 要求를 充足시키지 못할 수 있다. 수십 개 이상의 變數에 대한 豫測이나 多樣한 政策手段의 效果分析이 必要한 경우에 巨視計量模型이 推定되는데, 構造式(structural equation)을 設定하는 過程에서 많은 事前制約이 加해진다. 그러나 採擇된 事前制約을 뒷받침할 수 있는 事前知識이 不充分하며 設定된 構造式은 識別되지 않는 경우가 많다[3]. 이러한 경우에 構造式體系는 誘導式體系(reduced form equation system)의 變形에 지나지 않으며 서로 競合하는 理論的 假說들은 觀測上 同一하다. 豫測이나 政策效果分析은 사실상 構造式體系의 識別과는 無關하여 誘導式體系의 推定만으로 充分하다. 그러나 構造式의 設定을 위하여 採擇된 事前制約들이 誘導式體系의 推定을 歪曲시키게 된다. 특히 變數間의 因果方向이나 時差分

2) H. Akaike, E. Arahata and T. Ozaki (1975) 參照.
3) C. Sims (1980) 參照.

布(lag distribution)의 形態에 관한 事前制約은 計量模型의 安定性(stability)과 直結되므로 推定된 模型의 非現實的 動學擬態分析結果(dynamic simulation results)를 招來하는 主要原因이 된다. 그릇된 事前制約은 檢索되고 再推定過程에서 是正되지만, 이러한 過程은 不必要한 時間과 計算費用의 浪費를 隨伴하게 된다. 이같은 浪費를 피하기 위하여, 大規模 計量模型의 推定에 先行하여 部門別로 部門內의 모든 變數를 內生變數로 取扱하고 時差分布에 대하여 事前制約을 加하지 않는 時系列模型을 推定함으로써, 時系列資料에 함축되어 있는 變數間의 動態的 關係에 관한 事前知識을 求할 수 있다.

本報告書는 Akaike의 最小 AIC節次를 紹介하기 위한 것이다. Ⅱ節에서는 最小 AIC節次의 理解에 必要한 定常確率過程의 確率的 特性(probabilistic characteristics)과 線型模型을 要約하여 說明하고, Ⅲ節에서는 最小 AIC節次의 槪要와 主要要素인 構造識別基準 AIC와 標準狀態空間模型의 初期推定(initial estimate)에 대하여 說明하고자 한다[4]. 끝으로 Ⅳ節에서는 分期別 經常 GNP 增加率, 物價上昇率 및 通貨增加率의 3變數 ARMA 模型의 推定結果를 例示한다.

Ⅱ. 定常確率過程의 線型模型

共分散定常性은 定常確率過程의 確率的 特性이다. $\{y_t\}$를 m 次元 確率「벡터」 y_t로 構成되는 定常確率過程이라 하자. $\{y_t\}$는 다음과 같은 確率的 特性을 갖는다. 모든 時點(整數) t에 대하여 期待値 $E[y_t]$는 零「벡터」이며 共分散行列 $E[y_t y'_{t+\theta}]$은 時差 θ만의 函數이다. $E[y_t y'_{t+\theta}]$을 $\Lambda(\theta)$로 表記한다. 定義에 의하여 $\Lambda(\theta)=\Lambda(-\theta)$이다. 時系列 $\{y_1, y_2, \cdots, y_T\}$을 定常確率過程 $\{y_t\}$의 實現(realization)이라 하자. 時系列의 平均과 共分散行列을 $\bar{y}$와 $C(\theta)$로 表記한다.

$$\bar{y}=T^{-1}\Sigma_{t=1}^{T} y_t,$$
$$C(\theta)=T^{-1}\Sigma_{t=1}^{T-\theta}(y_t-\bar{y})(y_{t+\theta}-\bar{y})'$$

定常確率過程 $\{y_t\}$의 共分散行列 $\Lambda(\theta)$이 零行列로 收斂할 때, $\bar{y}$와 $C(\theta)$는 $E[y_t]$와 $\Lambda(\theta)$의 一致推定(consistent estimate)이 된다.

定常確率過程 $\{\varepsilon_t\}$를 構成하는 確率變數들 ε_t가 서로 獨立的이며 同一한 確率分布를 갖고 期待値 $E[\varepsilon_t]$가 零「벡터」일 때, $\{\varepsilon_t\}$를 純粹確率過程(purely random process)이라 한다. 定義에 의하여 共分散行列 $E[\varepsilon_t \varepsilon'_{t+\theta}]$는 零이 아닌 모든 θ에 대하여 零行列이다. 共分散行列 $E[\varepsilon_t \varepsilon'_t]$은 Σ로 表記한다. 定常確率過程 $\{y_t\}$가 (1)과 같이 純粹確率過程 $\{\varepsilon_t\}$의 移動平均으로 表現되며 級數行列 $\Sigma_{\theta=1}^{T} W'_\theta W_\theta$이 收斂할 때, $\{y_t\}$를 線型過程(linear process)이라 한다.

$$\begin{aligned} y_t &= \varepsilon_t + W_1\varepsilon_{t-1} + W_2\varepsilon_{t-2} + \cdots + W_\theta\varepsilon_{t-\theta} + \cdots \\ &= W(L)\varepsilon_t \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (1) \end{aligned}$$

線型過程 $\{y_t\}$의 共分散行列 $\Lambda(\theta)$는 收斂하며 따라서 時系列의 平均 $\bar{y}$와 共分散行列 $C(\theta)$은 $E(y_t)$와 $\Lambda(\theta)$의 一致推定이 된다. 線型過程 $\{y_t\}$는 (1)의 行列多項式(matrix

4) Ⅱ節의 內容은 最小 AIC節次의 理解에 必要한 最小限의 內容으로 具體的인 說明은 Breiman(1968), Dhrymes(1970), Malinvaud(1970), Nerlove(1979)를 參考하기 바란다.

polynomial) $W(L)$의 모든 根(zero)이 複素數平面에서 單位圓(unit circle)의 外部에 위치할 때, (2)와 같이 自己回歸表現(autoregressive representation)을 갖는다[5]. (2)의 行列多項式 $B(L)$은 $W(L)$의 逆行列이다.

$$y_t+B_1y_{t-1}+B_2y_{t-2}+\cdots+B_\theta y_{t-\theta}+\cdots$$
$$=B(L)y_t=\varepsilon_t \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(2)$$

確率線型定差方程式(stochastic linear difference equation system) (3)의 解인 確率過程 $\{x_t\}$를 AR 過程(autoregressive process)이라 한다. (3)의 行列多項式 $\Phi(L)$의 모든 根이 單位圓의 外部나 單位圓上에 위치할 때, (3)의 解 $\{x_t\}$는 定常確率過程이 된다[6].

$$x_t+\Phi_1x_{t-1}+\Phi_2x_{t-2}+\cdots+\Phi_\theta x_{t-\theta}+\cdots$$
$$=\Phi(L)x_t=\varepsilon_t \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(3)$$

$\Phi(L)$의 모든 根이 單位圓의 外部에 위치할 때 $\{x_t\}$는 線型過程이 된다. (3)의 解로 定義되는 定常確率過程 $\{x_t\}$은 일반적으로 서로 確率的으로 無關한 (uncorrelated) 두 定常確率過程 $\{y_t\}$와 $\{z_t\}$의 合으로 表現된다. 定常確率過程 $\{y_t\}$는 (1)의 表現을 갖는 線型過程이다. 定常確率過程 $\{z_t\}$는 (3)의 同次定差方程式(homogeneous difference equation)을 만족하는 定常確率過程으로 定義되며 (3)의 特性方程式(characteristic equation)의 單位圓上의 根, $e^{i\lambda_k t}(k=1,2,\cdots)$들의 線型結合(linear combination)으로 표시된다. 分明히 $\{z_t\}$의 共分散行列은 收斂하지 않으며 따라서 時系列의 平均 $\bar{z}$는 $E[z_t]$의 一致推定이 아니다. 이하에서는 線型過程 $\{y_t\}$만을 고려하기로 한다.

定常確率過程 $\{y_t\}$가 線型過程이면, (2)로부터 條件附 期待値(conditional expectation), $E[y_t|y_{t-1},y_{t-2},\cdots]$는 過去實現(past realization), $y_{t-1},y_{t-2},\cdots$의 線型結合으로 표시된다.

$$E[y_t|y_{t-1},y_{t-2},\cdots]=B_1y_{t-1}$$
$$+B_2y_{t-2}+\cdots+B_\theta y_{t-\theta}+\cdots$$

(1)과 (2)로부터, 모든 $\theta\geq 0$에 대하여, $y_{t+\theta}$는

---

5) L은 lag operator이며, $L^\theta x_t=x_{t-\theta}$이다. (1)은 L을 이용하여 다음과 같이 표시된다.

$$y_t=(I+W_1L+W_2L^2+\cdots+W_\theta L^\theta+\cdots)\varepsilon_t$$
$$=W(L)\varepsilon_t$$

$W(L)$은 L의 多項式을 元素로 갖는 行列이며, $W(L)$의 根(zeros)은 方程式 $|W(r)|=0$의 根(root)이다. $W(r)$의 元素는 일반적으로 無限級數이므로 $[W(r)]^{-1}$이 存在하기 위해서는 $W(r)$이 單位圓을 包含하는 複素數平面의 圓形開集合(open annulus)에서 分析可能하다는 條件이 必要하다.

6) $\Phi(L)$의 單位圓上의 根이 複素數인 경우를 말하며 實數根 1인 경우는 제외된다. Wold(1938)에 의하면, 모든 定常確率過程 $\{x_t\}$는 서로 確率的으로 無關한 두 確率過程, 즉 線型過程 $\{y_t\}$와 非確率過程(deterministic process) $\{z_t\}$의 合으로 表示된다. $x_t=y_t+z_t$, $E[\{y_t-E[y_t]\}\{z_t-E[z_t]\}]=0$. 非確率過程 $\{z_t\}$는 (3)의 同次定差方程式 (3′)를 만족하는 定常確率過程이다.

$$x_t+\Phi_1x_{t-1}+\Phi_2x_{t-2}+\cdots+\Phi_\theta x_{t-\theta}+\cdots=0 \cdots\cdots(3')$$

$\{z_t\}$가 (3′)를 만족하는 定常確率過程일 때, z_t는 絶對値가 1인 特性根 $e^{i\lambda_k t}(k=1,2,\cdots)$들의 線型結合으로 표시된다.

$$z_t=\sum_{k=1}^{\infty}u_k e^{i(\lambda_k t+\phi_k)}$$

周波數 λ_k는 (3′)의 解로부터 결정되며 振幅 u_k와 位相 ϕ_k는 確率變數이다. $\{z_t\}$가 非確率過程(deterministic process)이라 함은 $\{z_t\}$의 未來實現(future realization)이, (3′)로부터, 過去實現(past realization)에 의하여 確率 1로 決定됨을 의미한다. 線型過程 $\{y_t\}$는 purely nondeterministic process라 불리운다.

確率定差方程式體系 (3)는 同次定差方程式 (3′)의 一般解가 收斂할 때 安定的(stable)이다. (3′)의 一般解가 收斂하기 위한 充分條件은 特性方程式의 모든 根(root)이 單位圓의 內部에 위치하는 것이다. 설명의 편의를 위하여 (3)이 m次元 變數 x_t에 관한 p階 定差方程式이라 하면, 同次定差方程式(3′)의 一般解는 特性方程式 $|Ir^p+\Phi_1r^{p-1}+\Phi_2r^{p-2}+\cdots+\Phi_p|=0$의 K個의 根 $r_k(k=1,2,\cdots,K,K\leq mp)$의 線型結合 $\sum_{k=1}^{K}a_kr_k^t$로 표시된다. a_k는 未定係數로서 初期條件에 의하여 결정된다. 이제 모든 k에 대하여 $|r_k|<1$이면, 同次式의 一般解는 收斂하며 (3)은 安定的이다. 絶對値 1인(單位圓上의) 特性根 $e^{i\lambda_k t}=\cos\lambda_k t+i\sin\lambda_k t$이 있으면 一般解는 振動한다. 特性方程式이 重根이나 絶對値가 1보다 큰 根을 가질 때 一般解는 發散한다. 行列多項式 $\Phi(L)$의 根(zero)은 方程式 $|I+\Phi_1\rho+\Phi_2\rho^2+\cdots+\Phi_p\rho^p|=0$의 根을 뜻한다. $\rho_k(k=1,2,\cdots,K)$가 $\Phi(L)$의 zero라 하면 $\rho_k=\frac{1}{r_k}$이다.

다음과 같이 表示된다.

$$y_{t+\theta}=E[y_{t+\theta}|y_t, y_{t-1}, \cdots] + \varepsilon_{t+\theta}+W_1\varepsilon_{t+\theta-1}+\cdots+W_{\theta-1}\varepsilon_{t+1}$$

$(t+1)$時點 이후의 攪亂要因(innovation) $\varepsilon_{t+\theta}$ $(\theta\geq 1)$은 t 時點 이전의 實現 $y_t, y_{t-1}, \cdots$과 確率的으로 無關하므로 $E[y_{t+\theta}|y_t, y_{t-1}, \cdots]$은 豫測誤差의 分散을 最小化하는 最適豫測(optimal forecast), $\hat{y}_t(\theta)$와 同一하다[7]. (2)로부터 $\hat{y}_t(\theta)$는 다음의 關係를 만족한다.

$$\begin{aligned}\hat{y}_t(\theta)=&B_1\hat{y}_t(\theta-1)+B_2\hat{y}_t(\theta-2)+\cdots\\&+B_{\theta-1}\hat{y}_t(1)\\&+B_\theta y_t+B_{\theta+1}y_{t-1}+\cdots \qquad \cdots(4)\end{aligned}$$

條件附 期待値 $\hat{y}_t(1), \hat{y}_t(2), \cdots, \hat{y}_t(\theta), \cdots$는 循環公式(recurrent formula) (4)에 의하여 逐次的으로 求해진다. $\{y_t\}$가 線型過程이면, AR 係數行列 B_θ가 零行列로 收斂하므로, θ가 無限히 커짐에 따라 $\hat{y}_t(\theta)$는 期待値 $E(y_t)$로 收斂하며 豫測誤差의 分散 $|\Sigma+\Sigma_{k=1}^{\theta}W_k\Sigma W_k'|$은 增加하여 $|E[y_t y_t']|$로 收斂한다.

Y는 定常確率過程 $\{y_t\}$를 構成하는 確率變數들 y_t에 의하여 形成(span)되는 「벡터」空間(vector space)이며, E는 確率變數들 ε_t로 形成되는 「벡터」空間이라 하자. Y와 E는 Hilbert 空間이다. Y의 部分空間(subspace)인 Y_t^-와 Y_t^+를 다음과 같이 定義한다.

$$Y_t^-=\{y_{t+\theta}\,;\,\theta\leq 0\},\quad Y_t^+=\{y_{t+\theta}\,;\,\theta\geq 0\}$$

Y_t^+의 元素인 $y_{t+\theta}$의 t 時點에서의 條件附 期待値 $E[y_{t+\theta}|y_t, y_{t-1}, \cdots]$은 $y_{t+\theta}$의 Y_t^- 上의 投影(orthogonal projection), $y_{t+\theta}|Y_t^-$와 同一하며, 攪亂要因 ε_t는 $y_t-y_t|Y_{t-1}^-$로 定義된다. E_t를 t時點의 攪亂要因 ε_t의 定義域(domain of definition)이라 하면,

$$E_t=Y_t^-|Y_{t-1}^-,\quad Y_t^-=E_t\oplus Y_{t-1}^- \quad \cdots\cdots(5)$$

이제 모든 條件附 期待値들 $E[y_{t+\theta}|y_t, y_{t-1}, \cdots]$, $\theta\geq 0$로 形成되는 Hilbert 空間 V_t는 Y_t^+의 Y_t^- 上의 投影, $Y_t^+|Y_t^-$이다. V_t를 確率過程 $\{y_t\}$의 t 時點에서의 狀態空間(state space)이라 한다. 狀態空間 V_t는 일반적으로 無限次元空間이다. V_t의 次元은 다음 式에서 定義되는 Hankel 行列 Λ의 階數(rank)와 同一하다.

$$\Lambda=E[y_t^+\cdot y_t^{-\prime}]=\begin{bmatrix}\Lambda(1), & \Lambda(2), & \Lambda(3), & \cdots\\ \Lambda(2), & \Lambda(3), & \cdots\cdots & \\ \Lambda(3), & \vdots & \ddots & \\ \vdots & & & \end{bmatrix}$$

$$y_t^{+\prime}=(y_t', y_{t+1}', \cdots),\quad y_t^{-\prime}=(y_{t-1}', y_{t-2}', \cdots) \qquad \cdots\cdots(6)$$

狀態空間 V_t는 確率過程 $\{y_t\}$의 未來實現(future realization)에 관하여 過去實現이 함축하고 있는 情報의 總體를 數學的으로 表現한 것이다. 狀態空間 V_t가 有限次元(finite dimension)이면, 有限個數의 過去實現이 未來實現에 관한 모든 情報를 함축한다.

7) $y_{t+\theta}^p$를 t時點에서의 $y_{t+\theta}$의 豫測이라 하면, 豫測誤差의 分散行列은 $E[(y_{t+\theta}^p-y_{t+\theta})(y_{t+\theta}^p-y_{t+\theta})']$이다. $y_{t+\theta}$를 $E[y_{t+\theta}|y_t, y_{t-1}, \cdots]+\varepsilon_{t+\theta}+W_1\varepsilon_{t+\theta-1}+\cdots+W_{\theta-1}\varepsilon_{t+1}$으로 代置하면,

$$\begin{aligned}&E[(y_{t+\theta}^p-y_{t+\theta})(y_{t+\theta}^p-y_{t+\theta})']\\&=E[(y_t^p-E[y_{t+\theta}|y_t, y_{t-1}, \cdots])(y_t^p-E[y_{t+\theta}|y_t, y_{t-1}, \cdots])']\\&\quad-E[(y_t^p-E[y_{t+\theta}|y_t, y_{t-1}, \cdots])(\varepsilon_{t+\theta}+W_1\varepsilon_{t+\theta-1}+\cdots+W_{\theta-1}\varepsilon_{t+1})']\\&\quad-E[(\varepsilon_{t+\theta}+W_1\varepsilon_{t+\theta-1}+\cdots+W_{\theta-1}\varepsilon_{t+1})(y_t^p-E[y_{t+\theta}|y_t, y_{t-1}, \cdots])']\\&\quad-E[(\varepsilon_{t+\theta}+W_1\varepsilon_{t+\theta-1}+\cdots+W_{\theta-1}\varepsilon_{t+1})(\varepsilon_{t+\theta}+W_1\varepsilon_{t+\theta-1}+\cdots+W_{\theta-1}\varepsilon_{t+1})']\end{aligned}$$

豫測誤差의 分散 $|E[(y_{t+\theta}^p-y_{t+\theta})(y_{t+\theta}^p-y_{t+\theta})']|$은 $y_{t+\theta}^p=E[y_{t+\theta}|y_t, y_{t-1}\cdots]$일 때 最小化되며 최소값은 $|I+\sum W_k\Sigma W_k'|$이다. Σ는 ε_t의 共分散行列 $E[\varepsilon_t\varepsilon_t']$이다.

定常確率過程 $\{y_t\}$의 Hankel 行列의 階數 n이 有限하면 모든 時點 t에서 $\{y_t\}$의 狀態空間 V_t는 n次元 Hilbert 空間이다. V_t의 基底「벡터」(basis vector) v_t를 $\{y_t\}$의 t時點에서의 狀態「벡터」라 한다. v_t는 $(t+1)$時點 이후의 $\{y_t\}$의 實現을 豫測하는 데 必要한 모든 情報를 함축한다. 이제 v_t와 v_{t+1} 간의 관계로부터 $\{y_t\}$의 狀態空間表現(state space representation)을 導出할 수 있다. $\{y_t\}$가 線型過程이면, (5)와 投影의 特性에 의하여 다음 관계가 성립한다.

$$Y^+_{t+1}|Y^-_{t+1}=Y^+_{t+1}|Y^-_t \oplus Y^+_{t+1}|E_{t+1} \cdots (7)$$

$Y^+_{t+1}|Y^-_t$는 $Y^+_t|Y^-_t$의 部分空間이므로, v_{t+1}와 v_t를 각기 V_{t+1}와 V_t의 基底「벡터」라 하면, (7)과 (5)를 (8)로 表現하는 係數行列들 F, G 및 H를 決定할 수 있다[8]. 確率變數 y_t가 m次元「벡터」라면, F는 $(n\times n)$ 轉移行列(transition matrix)이고, G는 $(n\times m)$ 衝擊反應行列(impulse response matrix)이며, H는 $(m\times n)$行列이다.

$$v_{t+1}=Fv_t+G\varepsilon_{t+1},\ \ y_t=Hv_t \cdots\cdots\cdots\cdots (8)$$

(8)을 定常確率過程 $\{y_t\}$의 狀態空間表現 또는「마코비안」表現(Markovian representation)이라 한다. (8)은 $\{y_t\}$의 ARMA表現(autoregressive moving-average representation)으로 變換된다. 定常確率過程의 狀態空間表現과 ARMA 表現間에는 1 對 1의 對應이 있다. (8)의 轉移行列 F의 特性方程式 $|\lambda I-F|=0$이 $\lambda^n+\Sigma_{i=1}^n b_i\lambda^{n-i}=0$로 展開된다면, Cayley-Hamilton 定理에 의하여, $F^n+\Sigma_{i=1}^n b_iF^{n-i}=0$가 成立하며 따라서 $\{y_t\}$는 다음과 같은 ARMA 表現을 갖는다.

$$y_{t+n}+b_1y_{t+n-1}+\cdots+b_ny_t=\varepsilon_{t+n}$$
$$+C_1\varepsilon_{t+n-1}+\cdots+C_{n-1}\varepsilon_{t+1},$$
$$C_i=H(F^i+b_1F^{i-1}+\cdots+b_iI)G.$$

逆으로, 定常確率過程의 ARMA 表現은 狀態空間表現으로 變換된다. 定常確率過程 $\{y_t\}$가 다음 式과 같은 階數 (p,q)의 ARMA 表現을 갖는다고 하자.

$$y_t+B_1y_{t-1}+\cdots+B_py_{t-p}=\varepsilon_t$$
$$+A_1\varepsilon_{t-1}+\cdots+A_q\varepsilon_{t-q} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (9)$$

$B_i(i=1,2,\cdots,p)$와 $A_j(j=1,2,\cdots,q)$는 $(m\times m)$係數行列이며, 攪亂要因 $\{\varepsilon_t\}$는 純粹確率過程이다. $\{y_t\}$가 線型過程이면 行列多項式 $B(L)$의 모든 根은 單位圓의 外部에 위치하며 (9)는 (1)의 MA 表現(moving-average representation)으로 變換될 수 있다. 攪亂要因 $\{\varepsilon_t\}$의 共分散行列 $\Sigma=E[\varepsilon_t\varepsilon_t']$이 正則行列(nonsingular matrix)이면, (1)의 MA 係數行列들 W_θ는 唯一하게 決定되며, 다음의 관계를 만족한다.

$$A_j=W_j+B_1W_{j-1}+\cdots+B_pW_{j-p}$$

(9)의 MA 部分의 行列多項式 $A(L)$의 모든 根이 單位圓의 外部에 위치하면, (9)는 (2)의 AR 表現으로 變換될 수 있다. (9)로부터, 條件附 期待値들 $\hat{y}_t(\theta)$는 다음의 관계를 만족한다.

$$\hat{y}_t(\theta)+B_1\hat{y}_t(\theta-1)+\cdots+B_p\hat{y}_t(\theta-p)$$
$$=\hat{\varepsilon}_t(\theta)+A_1\hat{\varepsilon}_t(\theta-1)+\cdots$$
$$+A_q\hat{\varepsilon}_t(\theta-q). \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (10)$$

定義에 의하여, $\theta\leq 0$일 때 $\hat{y}_t(\theta)=y_{t+\theta}$이고

8) J. Rissanen(1971) 參照.

$\hat{\varepsilon}_t(\theta)=\varepsilon_{t+\theta}$ 이며, $\theta>0$ 일 때 $\hat{\varepsilon}_t(\theta)=0$ 이다. $\theta\geq q+1$ 일 때 (10)의 右邊은 消滅한다. 따라서, $K=\max(p, q+1)$이라면, 다음의 관계가 성립한다.

$$\hat{y}_t(K)=-B_1\hat{y}_t(K-1)$$
$$-B_2\hat{y}_t(K-2)-\cdots-B_K y_t \cdots\cdots\cdots(11)$$

定義에 의하여, $i\geq p+1$ 일 때 $B_i=0$ 이다. (1)로부터, 다음의 관계가 성립한다.

$$\hat{y}_{t+1}(\theta)=\hat{y}_t(\theta)+W_\theta\varepsilon_{t+1}. \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(12)$$

이제 (11)과 (12)로부터, $(y_t', \hat{y}_t(1)', \cdots, \hat{y}_t(K-1)')$를 狀態「벡터」 v_t로 사용하여 (9)의 ARMA 表現을 (13)의 狀態空間表現으로 變換할 수 있다.

$$\begin{bmatrix} y_{t+1} \\ \hat{y}_{t+1}(1) \\ \vdots \\ \hat{y}_{t+1}(K-2) \\ \hat{y}_{t+1}(K-1) \end{bmatrix}=\begin{bmatrix} 0 & I & 0 \cdots\cdots\cdots 0 \\ 0 & 0 & I \cdots\cdots\cdots 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots \quad \ddots \quad \vdots \\ 0 & 0 & 0 \cdots\cdots\cdots I \\ -B_K & -B_{K-1} & -B_{K-2}\cdots-B_1 \end{bmatrix}$$
$$\begin{bmatrix} y_t \\ \hat{y}_t(1) \\ \vdots \\ \hat{y}_t(K-2) \\ \hat{y}_t(K-1) \end{bmatrix}+\begin{bmatrix} W_0 \\ W_1 \\ \vdots \\ W_{K-2} \\ W_{K-1} \end{bmatrix}\varepsilon_{t+1}$$
$$y_t=(I, 0, \cdots 0)\begin{bmatrix} y_t \\ \hat{y}_t(1) \\ \vdots \\ \hat{y}_t(K-1) \end{bmatrix}\cdots\cdots\cdots\cdots(13)$$

모든 $\theta\geq 0$에 대하여, 條件附 期待値들 $\hat{y}_t(\theta)$는 v_t의 構成要素(component)들의 線型結合으로 표시된다.

$$\hat{y}_t(\theta)=HF^\theta v_t$$

狀態空間表現의 構造, (v, F, G, H)는 狀態「벡터」 v의 構造에 의하여 決定된다. v의 構造가 決定되면, (F, G, H)가 唯一하게 決定된다. 狀態空間의 基底「벡터」는 어느 것이나 狀態「벡터」로 사용될 수 있으므로 한 定常確率過程의 狀態空間表現은 無數히 많다. 換言하면, 狀態空間表現의 無數히 많은 構造가 觀測上 同一하다. (v, F, G, H)가 定常確率過程 $\{y_t\}$의 狀態空間表現이면, 任意의 $(n\times n)$ 正則行列 P에 대하여, $u=Pv$는 狀態空間의 基底「벡터」가 될 수 있으며, $(u, P^{-1}FP, P^{-1}G, HP)$도 $\{y_t\}$의 狀態空間表現이 된다. 모든 $\theta\geq 0$에 대하여, $\hat{y}_t(\theta)=HP\cdot P^{-1}F^\theta Pu_t=HF^\theta Pu_t$ 이며, 두 狀態空間表現은 同一한 共分散系列을 표시한다. 모든 $\theta\geq 0$에 대하여

$$E[y_{t+\theta}y_t']=E[HF^\theta v_t\cdot(Hv_t)']=HF^\theta G\Sigma,$$
$$E[y_{t+\theta}y_t']=E[HF^\theta Pu_t\cdot(HPu_t)']=HF^\theta G\Sigma$$

Σ는 $\{y_t\}$의 攪亂要因 $\{\varepsilon_t\}$의 共分散行列 $E[\varepsilon_t\varepsilon_t']$이다.

Ⅲ. 最小 AIC 節次

1. 推定節次의 槪要

時系列分析은 觀測된 時系列資料를 利用하여 確率過程의 確率的 特性을 推測하는 節次이다. 定常時系列(stationary time series)의 時系列分析에서는 주어진 時系列資料를 未知의 定常確率過程의 實現인 것으로 假定한다. 實際應用에 有用한 定常確率過程의 確率的 特性은 共分散系列 $\{X(\theta);\theta=0, 1, 2, \cdots\}$과 관련이 있다. 定常確率過程의 線型模型의 階數와 係數는 共分散系列에 의하여 결정되며, 時系列模型의 推定은 주어진 定常時系列을 產出한

定常確率過程의 共分散系列을 推定하는 節次라 할 수 있다. 따라서 模型의 構造에 대한 事前制約은 共分散系列의 推定을 歪曲시키게 된다. Ⅱ節에서 본 바와 같이 定常確率過程의 線型模型은 일반적으로 無限級數의 形態를 취하며, 有限階數의 ARMA 模型으로 表現되는 경우는 Hankel 行列의 階數가 有限한 경우이다. 이는 共分散系列이 急速히 零行列로 收斂하는 경우이다. 따라서 時系列模型의 推定은 有限한 時系列資料로부터 實際構造를 近似推定(statistical approximation)하는 것으로 理解될 수도 있다.

Akaike(1974 b)는 時系列模型의 構造識別問題를 實際構造의 近似推定問題로 認識하고 構造識別節次를 最適推定基準下에서 주어진 時系列資料에 대한 推定適合度가 가장 높은 構造를 推定하는 節次로 定義하였다. 構造識別基準 AIC는 이러한 動機에서 제시된 最適推定基準이다. 最小 AIC 節次는 假定된 模型內에서 選擇可能한 多數의 構造를 最尤推定法에 의하여 推定한 후, 推定된 構造들 중에서 AIC가 最小인 構造를 最適推定(best estimate)으로 決定한다. 情報理論의 觀點에서 보면, 이러한 推定節次는 實際構造와의 差異가 最小인 構造를 選擇한다는 意味를 갖는다.

最小 AIC 節次는 狀態空間模型을 推定한다. Ⅱ節에서 본 바와 같이 推定된 狀態空間模型은 ARMA 模型으로 變換될 수 있다. 換言하면 狀態空間模型의 構造가 識別되면 따라서 그에 對應하는 ARMA 模型의 構造가 識別된다. 最小 AIC 節次에서 狀態空間模型이 推定되는 이유는 定常確率過程의 標準狀態空間表現이 唯一하다는 점에 있다. 理論的으로 標準狀態空間表現만이 時系列資料로부터 構造識別이 可能하다는 점이다. 標準狀態空間表現은 構成要素(component)의 數가 가장 적은, 즉 最低次元(minimal dimension)의 狀態「벡터」를 사용한 狀態空間表現이다. 標準狀態空間模型의 推定은 實際 推定問題에서도 利點을 갖는다. 推定의 前提條件이 되는 狀態「벡터」의 構造識別이 可能하다. 過去觀測群과 未來觀測群間의 標準相關分析을 통하여 最低次元 狀態「벡터」의 構造를 推定할 수 있다. 이와 같이 推定된 最低次元 狀態「벡터」의 構造는 實際構造의 近似推定일 수 있으므로, 最小 AIC節次는 이에 近似한 多數의 構造를 最尤推定法에 의하여 推定하고 推定된 構造中에서 AIC가 最小인 構造를 最適推定으로 決定한다.

最小 AIC 節次를 要約하면,

가. 標準相關分析에서 過去觀測群과 未來觀測群에 몇 개의 觀測을 포함시킬 것인가를 결정하기 위하여 AR 模型內에서 階數가 다른 多數의 構造를 推定하고 推定된 構造들 중에서 AIC가 最小인 構造를 最適推定으로 결정한다[9].

나. AIC가 最小인 構造의 階數를 p라 하면, $(p+1)$個의 觀測으로 構成되는 過去觀測群$(y'_t, y'_{t-1}, \cdots, y'_{t-p})$과 未來觀測群$(y'_t, y'_{t+1}, \cdots, y'_{t+p})$ 간의 標準相關分析을 통하여 最低次元 狀態「벡터」의 構造를 推定하고, 이에 對應하는 標準狀態空間模型을 推定한다. 推定된 構造의 AIC를 계산한다.

다. 標準相關分析을 통하여 推定된 最低次元 狀態「벡터」의 構造에 近似한 多數의 構造를 選定하여, 이들에 對應하는 狀態空間

9) AR模型의 推定에 관해서는 R.H. Jones(1978) 參照.

模型의 構造들을 推定한 후, AIC가 最小인 構造를 最適推定으로 결정한다.

라. 必要한 경우 「다」에서 결정된 標準狀態空間模型의 最適推定을 ARMA 模型으로 變換한다. 變換된 ARMA 模型은 다시 AR 模型이나 MA 模型으로 變換될 수 있으나 一般的으로 無限級數의 형태로 나타난다.

2. 構造識別基準 AIC

構造識別問題의 실제적인 重要性은 推定된 模型의 豫測能力과 관련된다. 일반적으로 階數의 增加와 더불어 1期豫測誤差(one-step ahead forecast error)의 分散이 標本期間(sample period)內에서는 減少하나, 標本期間外에서는 減少하다 反轉하여 增加하는 傾向을 보인다. 이는 階數가 增加함에 따라 時系列資料에 대한 推定適合度는 改善되나 觀測의 數에 비하여 過多한 係數가 推定됨으로써 共分散系列의 推定이 歪曲되기 때문이다. AIC의 變化를 보면, 階數의 증가와 더불어 처음에는 감소하나 階數가 어느 수준을 넘어서 계속 증가하면 反轉하여 증가하기 시작한다. 이는 AIC定義式의 첫째 項인 最尤度의 增加率은 階數의 증가와 더불어 遞減하나 둘째 項인 推定된 係數의 數는 一定率로 증가함을 反映하는 것이다.

AIC의 理論的 意味는 最尤推定法을 統計模型의 確率構造를 識別하는 節次로 再解釋함으로써 明確해진다. 일반적으로 最尤推定法은 假定된 構造가 實際構造와 同一하다는 전제하에 가정된 構造의 母數를 推定하는 節次로 이해되고 있다. 그러나 가정된 構造와 實際構造간에 乖離가 있음을 인정하면, 情報理論의 「엔트로피」(entropy)槪念을 이용하여 最尤推定法이 實際構造와의 差異가 最小인 構造를 識別·推定하는 節次라는 解釋이 가능하다[10].

$(x_1, x_2, \cdots, x_N)$을 確率密度函數 $g(x)$를 갖는 母集團에서 抽出한 크기 N의 標本이라 하자. 最尤推定法은 母集團의 確率分布를 確率密度函數 $f(x|\theta)$로 나타낼 수 있다는 가정하에, 가정된 確率分布 $f(x|\theta)$의 母數 θ의 最適推定으로서 平均對數尤度(average log likelihood),

$$N^{-1}\Sigma_{n=1}^{N} \log f(x_n|\theta)$$

를 最大로 하는 $\hat{\theta}$를 選定한다. 平均對數尤度는 對數尤度의 期待値(mean log likelihood), $B[g\,;f(x|\theta)]$의 一致推定이 된다. $B[g\,;f(x|\theta)]$는 다음과 같이 定義된다.

$$B[g\,;f(x|\theta)]=\int \log f(x|\theta)\cdot g(x)dx$$

이제 $B[g\,;g]$와 $B[g\,;f(\cdot|\theta)]$의 差異로 定義되는 $I[g\,;f(\cdot|\theta)]$는 實際確率構造 $g(x)$의 가정된 確率構造 $f(x|\theta)$에 관한 負「엔트로피」(neg-entropy)로서 $g(x)$의 $f(x|\theta)$로부터의 乖離(deviation)을 測定하는 測度(measure)라 할 수 있다[11]. $I[g\,;f(x|\theta)]$는 다음과 같이 定義된다.

$$I[g\,;f(\cdot|\theta)]=B[g\,;g]-B[g\,;f(\cdot|\theta)]$$

---

10) AIC의 導出過程에 관해서는 S. Neftci(1978) 參照.

11) $-I[g\,;f(x|\theta)]$는 $g(x)$의 $f(x|\theta)$에 관한 一般化「엔트로피」(generalized entropy), $S[g\,;f(x|\theta)]$와 同一하다. $S[g\,;f(x|\theta)]$의 定義는 다음과 같다.

$$S[g\,;f(x|\theta)]=-\int\left\{\frac{g(x)}{f(x|\theta)}\right\}\log\left\{\frac{g(x)}{f(x|\theta)}\right\} f(x|\theta)dx$$

$S[g\,;f(\cdot|\theta)]$는 Boltzmann(1877)의 「엔트로피」槪念의 確率的 解釋과 直結되며 $g(x)$와 $f(x|\theta)$의 類似性을 測定하는 測度라 할 수 있다.

$$=\int \log\left\{\frac{g(x)}{f(x|\theta)}\right\} g(x)dx$$

實際構造 $g(x)$와 가정된 構造 $f(x|\theta)$ 間의 差異를 最小化하는 것은 $I[g\,;f(\cdot|\theta)]$를 最小化하는 것이며, 이는 사실상 $B[g\,;f(\cdot|\theta)]$를 最大化하는 것이다. 따라서 最尤推定法에서 平均對數尤度를 最大化하는 것은 $I[g\,;f(\cdot|\theta)]$의 最小化, 즉 實際構造와 가정된 構造間의 差異를 最小化한다는 意味를 갖는다.

위의 論議에서 $g(x)$가 $f(x|\theta)$의 函數群(family)에 속할 필요는 없다. 最尤推定値의 漸近的 特性(asymptotic property)의 分析은 $g(x)=f(x|\theta_0)$인 θ_0가 存在한다는 假定만으로 充分하다. 最尤推定値의 漸近的 特性으로부터, $I[g\,;f(\cdot|\theta)]$를 最小化하는 θ^*에 대하여 $f(x|\theta^*)$가 $g(x)$에 충분히 近接해 있으면, AIC를 $-2N\cdot B[g\,;f(\cdot|\theta^*)]$의 推定値로 사용할 수 있음을 알 수 있다. AIC의 첫째 項인 -2(對數最尤度)는 $-2N\cdot B[g\,;f(\cdot|\theta^*)]$의 推定値로서 둘째 項, -2(推定된 係數의 數)와 동일한 크기의 漸近的 下向偏倚(asymptotic downward bias)를 나타낸다. AIC의 둘째 項은 이러한 漸近的 下向偏倚를 矯正하기 위한 것이다. $f(x|\theta^*)$와 $g(x)$ 간의 乖離가 큰 경우에는, 이러한 乖離가 AIC의 첫째 項에 反映되므로 다른 構造들과의 比較를 통하여 쉽게 檢索될 수 있다. 따라서 假定된 模型內의 여러 構造가 推定되어 AIC가 계산되고, AIC를 비교하여 AIC가 最小인 構造가 最適推定으로 결정되는 것이다.

時系列模型의 推定에 最小 AIC節次를 사용할 때 어려운 점은 尤度函數의 分析이 複雜하다는 것이다. 定常時系列 $(y_1, y_2, \cdots, y_T)$가 有限次元 周邊確率密度函數(finite-dimensional marginal probability density function), $g(y_1, y_2, \cdots, y_T)$를 갖는 定常確率過程의 實現이라 하면, 對數尤度의 期待値의 極限値(limit of expected log likelihood),

$$K[g\,;f(\cdot|\theta)]$$
$$=\lim_{T\to\infty} T^{-1}\int \log f(y_1, y_2, \cdots, y_T|\theta)$$
$$\times g(y_1, y_2, \cdots, y_T)dy_1dy_2\cdots dy_T$$

를 最適推定基準으로 사용함이 妥當하다. 一定條件(regularity condition)下에서 平均對數尤度, $T^{-1}\log f(y_1, y_2, \cdots, y_T|\theta)$는 $K[g\,;f(\cdot|\theta)]$의 一致推定이 된다. 그러나 分析이 複雜한 對數尤度를 代替할 수 있는 $K[g\,;f(\cdot|\theta)]$의 다른 一致推定量(consistent estimator)을 고려할 수 있다. 正規分布 $N(0, \sigma^2)$를 갖는 確率變數 ε_t로 構成되는 純粹確率過程 $\{\varepsilon_t\}$를 攪亂要因으로 갖는 單變數 p階 AR過程 $\{y_t\}$의 尤度函數, $f(y_1, y_2, \cdots, y_T|\theta)$는 다음과 같다.

$$f(y_1, y_2, \cdots, y_T|\theta)=\Pi_{t=p+1}^{T} f(y_t, y_{t-1}, \cdots, y_{t-p}|\theta)$$

$$f(y_t, y_{t-1}, \cdots, y_{t-p}|\theta)$$
$$=\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}\exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(y_t+a_1y_{t-1}+\cdots+a_py_{t-p})^2\right\}$$

$y_t+a_1y_{t-1}+\cdots+a_py_{t-p}=\varepsilon_t$이며, θ는 $(a_1, a_2, \cdots, a_p, \sigma)$를 표시한다. 이 경우에 $K[g\,;f(\cdot|\theta)]$는 다음과 같이 주어진다.

$$K[g\,;f(\cdot|\theta)]=-\frac{1}{2}\log(2\pi\sigma^2)$$
$$-\frac{1}{2\sigma^2}\Sigma_{i=0}^{p}\Sigma_{j=0}^{p}E[y_iy_j]$$

$E[y_iy_j]$은 時差 $(i-j)$의 共分散이며, 期待値는 實際確率分布 $g(y_t, y_{t-1}, \cdots, y_{t-i+j})$에 관하

여 취한 것이다. 이제 $K[g;f(\cdot|\theta)]$의 共分散 $E[y_t y_{t+k}]$를 時系列의 共分散 $c(k)$로 代置하여 求해지는 $\hat{K}[g;f(\cdot|\theta)]$는 $K[g;f(\cdot|\theta)]$의 推定値로서 最適推定基準으로 사용될 수 있다. $\hat{K}[g;f(\cdot|\theta)]$를 最大化하는 AR 係數 $\hat{a}_i$와 分散 $\hat{\sigma}^2$은 아래의 關係式들로부터 推定된다.

$$c(k)=-\Sigma_{i=1}^{p}\hat{a}_i c(k-i),\quad k=1,2,\cdots,p$$
$$\hat{\sigma}^2=c(0)+\Sigma_{k=1}^{p}\hat{a}_k c(-k)$$

時系列의 共分散 $c(k)$들의 漸近的 確率分布로부터 最尤推定値 $\hat{a}_k$와 $\hat{\sigma}^2$의 漸近的 確率分布가 導出되며, 이로부터 아래와 같이 定義되는 AIC의 漸近的 特性이 앞서 설명한 標本의 경우와 同一함을 보일 수 있다. AIC는 다음과 같이 定義된다.

$$\mathrm{AIC}=-2T\cdot\hat{K}[g;f(\cdot|\theta)]+2(p+1)$$

또는

$$\mathrm{AIC}=T\log\hat{\sigma}^2+2p$$

多變數 AR 模型의 경우에도 同一한 결과를 얻을 수 있다. $\{y_t\}$가 p階 m 變數 AR 過程이고 攪亂要因 $\{\varepsilon_t\}$는 m 變數 正規分布 $N(0,\Sigma)$를 갖는 確率「벡터」 ε_t로 構成되는 純粹確率過程이라 하자.

$$y_t+A_1y_{t-1}+\cdots+A_py_{t-p}=\varepsilon_t$$

A_k는 $m\times m$ 係數行列이며 Σ는 $m\times m$ 共分散行列이다. 最適推定基準 $\hat{K}[g;f(\cdot|\theta)]$를 最大化하는 最尤推定値 $\hat{A}_k$와 $\hat{\Sigma}$는 다음의 關係式들로부터 推定된다.

$$C(k)=-\Sigma_{i=1}^{p}\hat{A}_kC(k-i),\quad k=1,2,\cdots,p,$$
$$\hat{\Sigma}=C(0)+\Sigma_{k=1}^{p}\hat{A}_kC(-k)$$

AIC는 다음과 같이 定義된다. $|\hat{\Sigma}|$는 推定된 共分散行列 $\hat{\Sigma}$의 行列式이다.

$$\mathrm{AIC}=T\log|\hat{\Sigma}|+2pm^2$$

3. 標準狀態空間模型의 初期推定

定常確率過程 $\{y_t\}$의 狀態空間 V_t가 有限次元이면 (11)이 成立하는 整數 K가 存在하며 $\{y_t\}$는 (13)의 狀態空間表現을 갖는다. (13)이 識別될 수 있으려면, 共分散行列 $E[v_tv_t']$와 $E[\varepsilon_t\varepsilon_t']$가 正則行列이어야 한다. $E[v_tv_t']$가 正則行列이면, 狀態「벡터」 v_t의 mK개의 構成要素들 $y_t^1, y_t^2, \cdots, y_t^m, \hat{y}_t^1(1), \hat{y}_t^2(1), \cdots, \hat{y}_t^m(1), \hat{y}_t^1(2), \cdots, \hat{y}_t^i(k), \cdots, \hat{y}_t^m(K-1)$은 1次獨立(linearly independent)이다. 換言하면, 狀態空間의 次元이 mK일 때 (13)은 標準狀態空間表現이고 따라서 識別이 可能하다. 일반적으로 狀態空間의 次元이 m의 整數倍인 경우는 드물다. 共分散行列 $E[\varepsilon_t\varepsilon_t']$가 正則行列이고 狀態空間의 次元이 $n<Km$이라면, 標準狀態空間表現을 決定하는 狀態「벡터」의 構造는 다음과 같이 정해진다. Km개의 條件附 期待値 $\hat{y}_t^i(k)$ $(i=1,2,\cdots,m,\ k=0,1,\cdots,K-1)$ 중에서 $s=km+i$가 작은 순서에 따라서 1次獨立인 n개를 選擇한다. $s=m+1$에서 시작하여 逐次的으로 $\hat{y}_t^i(k)$가 先行하는 期待値들 $\hat{y}_t^{i-1}(k), \hat{y}_t^{i-2}(k), \cdots, \hat{y}_t^1(k), \hat{y}_t^m(k-1), \cdots, y_t^1$과 1次獨立인가를 조사하고, 1次從屬(linearly dependent)이면 제거한다. 제거되지 않고 남아 있는 期待値의 數가 n이 될 때까지 진행한다. 이 과정에서, 各各의 $i(i=1,2,\cdots,m)$에 대하여, $y_t^i, \hat{y}_t^i(1), \cdots, \hat{y}_t^i(k_i)$들은 先行하는 期待値들과 1次獨立이나 $\hat{y}_t^i(k_i+1)$, $\hat{y}_t^i(k_i+2)$,

$\cdots, \hat{y}_t^i(K-1)$들은 先行하는 期待値들과 一次從屬인 整數 k_i가 있음을 알게 된다. m개의 整數로 構成되는 「벡터」, $k'=(k_1, k_2, \cdots, k_m)$은 標準狀態空間表現을 결정하는 狀態「벡터」의 構造를 나타낸다. $\Sigma_{i=1}^m k_i = n$이다. 이제 共分散系列 $\{\Lambda(\theta)\ ;\ \theta=0, 1, 2, \cdots\}$과 標準狀態空間表現 (k, F, G, H, Σ)間에는 1 對 1의 對應이 있다. $\hat{y}_t^i(k)\,(i=1, 2, \cdots, m,\ k=0, 1, 2, \cdots, K-1)$間의 1次獨立關係는 過去觀測群 $y_t^{-\prime}=(y_t', y_{t-1}', \cdots)$과 未來觀測群 $y_t^{+\prime}=(y_t', y_{t+1}', \cdots)$間의 標準相關分析을 통하여 조사할 수 있다. $\hat{y}_t^i(k)$는 $y_{t+k}^i | Y_t^-$와 同一하며 y_t^-의 構成要素들의 線型結合으로 表示된다. 線型結合은 y_t^-에 대한 y_{t+k}^i의 回歸式이며, 1次獨立인 $\hat{y}_t^i(k)$들의 數는 回歸係數行列의 階數로 결정된다. 1次獨立인 $\hat{y}_t^i(k)$들의 數는 零이 아닌 y_t^+와 y_t^-間의 標準相關係數(canonical correlation coefficient)의 數와 同一하다. 이와 같이 적어도 理論的으로는 y_t^+와 y_t^- 間의 標準相關分析을 통하여 標準狀態空間表現을 결정하는 狀態「벡터」의 構造를 識別할 수 있다.

그러나 實際의 時系列資料들의 標準相關係數들은 理論에서와 같이 規則的인 行態를 보이지 않는다. 이러한 不規則的인 行態의 原因은 觀測誤差(measurement error)나 時系列의 非定常性(nonstationarity)일 수도 있고 無限階數의 實際構造를 有限階數의 構造로 近似推定하는 데 따른 誤差일 수도 있다. 실제의 標準相關分析에서는 推定基準이 되는 統計量(statistic) DIC가 사용된다. DIC의 定義는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}\mathrm{DIC}(s) &= \mathrm{AIC}(s) - \mathrm{AIC}(n) \\ &= -T \log \Pi_{i=s+1}^{n}(1-c_i^2) \\ &\quad -2(n^+-s)(n^--s)\end{aligned}$$

n^+와 n^-는 각각 y_t^+와 y_t^-의 構成要素들의 數이며, c_i는 i번째로 큰 標準相關係數이다. 統計量 DIC(s)의 行態는 다음과 같다. s^*를 零이 아닌 標準相關係數의 數라 하면, $(n^- - s)$가 充分히 클 때, (1) $s \geq s^*$이면 DIC$(s)<0$이며, (2) $n^- \geq s \geq s^*$의 範圍內에서 $\mathrm{DIC}(s^*) = \min_s \mathrm{DIC}(s)$인 경우가 일반적이다. 觀測의 數, T가 充分히 클 때, DIC(s)를 最小化하는 s가 s^*보다 작지 않은 것은 분명하다. DIC(s)를 最小化하는 s가 s^*보다 클 可能性은 있으나 $(n^- - s)$가 充分히 크면 이러한 가능성은 작다.

標準相關分析의 節次를 要約하면,

가. 最小 AIC節次에 의하여 AR模型을 推定하여 階數 p를 결정한다.

나. $y_t^{+\prime}=(y_t', y_{t+1}', \cdots, y_{t+p}')$와 $y_t^{-\prime}=(y_t', y_{t-1}', \cdots, y_{t-p}')$를 결정한다. $n^+=n^-=(p+1)m$이다.

다. v가 n개의 y_t^+의 構成要素들로 구성되는 「벡터」라 하자. $v'=(v_1, v_2, \cdots, v_n)$으로 표시한다. $n=m+1$ 부터 시작하여 v와 y_t^- 間의 標準相關分析을 한다.

라. DIC$(n)<0$이면, $v_n | Y_t^-$이 先行하는 $v_i | Y_t^-\,(i=1, 2, \cdots, n-1)$들과 1次從屬인 것으로 判斷한다. n번째 標準變數(canonical variable)가 $b_1v_1+b_2v_2+\cdots+b_nv_n$으로 주어졌다면, 最小標準相關係數를 零이라 判斷하므로 다음의 관계가 성립한다.

$$v_n | Y_t^- = -\frac{b_1}{b_n} v_1 | Y_t^- - \frac{b_2}{b_n} v_2 | Y_t^- - \cdots - \frac{b_{n-1}}{b_n} v_{n-1} | Y_t^-$$

$v_i | Y_t^-$는 標準狀態空間表現을 결정하는 狀

態「벡터」 v_t의 i번째 構成要素이다. v_n이 狀態「벡터」 v_{t+1}의 j번째$(1\leq j\leq n-1)$ 構成要素라면, 위의 式으로부터 轉移行列 F의 j번째 行이 다음과 같이 결정된다.

$$F_{ji}=-\frac{b_i}{b_n},\ i=1,2,\cdots,n-1$$

$v_n=y^j_{t+kj}$ 이면, n을 增加시켜갈 때 y^j_{t+kj}, $y^j_{t+kj+1},\cdots,y^j_{t+K-1}$ 들은 v에 포함시키지 않는다. 모든 $j(j=1,2,\cdots,m)$에 대하여 k_j가 결정되었으면, 標準狀態空間表現을 결정하는 狀態「벡터」는 $v'_t=(v_1|Y^-_t, v_2|Y^-_t, \cdots, v_{n-1}|Y^-_t)$이다. 모든 k_j가 결정되지 않았으면 「다」로 돌아가서 n을 하나 증가시킨다.

마. DIC$(n)>0$이면, $v_n|Y^-_t$는 先行하는 $v_1|Y^-_t, v_2|Y^-_t, \cdots, v_{n-1}|Y^-_t$들과 1次獨立인 것으로 判斷하고, 「다」로 돌아가서 n을 하나 증가시킨다.

共分散行列 $\Sigma=E[\varepsilon_t\varepsilon'_t]$는 AR 模型의 推定에서 이미 推定되었고, 標準相關分析이 완료되면 轉移行列 F가 결정된다. 衝擊反應行列 G를 構成하는 MA 係數行列들 W_k도 推定된 AR 模型을 이용하여 구할 수 있다. W_k는 아래의 循環公式에서 逐次的으로 求해진다.

$$W_k+\hat{A}_1W_{k-1}+\cdots+\hat{A}_pW_{k-p}=0$$

$\hat{A}_k$는 推定된 AR 模型의 係數行列들이며, $W_0=I$이고, $k<0$일 때 W_k는 零行列이다. 標準相關分析을 통하여 구해진 標準狀態空間表現의 初期推定 (k, F, G, Σ)에 近似한 構造들을 最尤推定法으로 推定한다. 對數尤度의 最大化는 計算量이 방대하므로, 수정된 對數尤度 $\hat{K}[g;f(\cdot|\theta)]$를 最大化한다. $\{y_t\}$가 線型過程일 때, $\hat{K}[g;f(\cdot|\theta)]$는 다음과 같이 定義된다.

$$-\frac{mT}{2}\log 2\pi-\frac{T}{2}\log|C|$$
$$-\frac{T}{2}tr\,C^{-1}E[\varepsilon_t\varepsilon'_t]$$

C는 時系列의 共分散行列이고, $\varepsilon_t=y_t-HFv_{t-1}$이며, 期待値 E는 y_t의 確率分布에 관하여 취한 것이다. $\{y_t\}$는 「가우시안」分布(Gaussian distribution)을 가지며, $E[y_t]$는 零「벡터」이고, 共分散系列은 時系列의 共分散系列 $\{C(k);k=0,1,\cdots\}$과 同一하다고 假定된다. 計算節次에 관한 具體的인 說明은 Akaike (1976)에 收錄되어 있다.

Ⅳ. 推 定 例

本節에서는 經常 GNP 增加率, 物價上昇率 및 通貨增加率의 3變數 ARMA 模型의 推定結果를 例示한다. 推定에 사용된 時系列資料는 1967年 1/4分期에서 1982年 4/4分期까지의 分期別 經常 GNP, GNP 換價指數 및 通貨量(M_1)의 時系列資料이다. 사용된 컴퓨터「프로그램」은 SAS/ETS(Statistical Analysis System /Econometrics and Time Series)의 STATE-SPACE procedure이다. 使用된 變數들은 다음과 같이 定義된다. 모든 增加率은 對前分期增加率이다.

y_t : t 分期의 經常 GNP 增加率

p_t : t 分期의 物價上昇率

m_t : t 分期의 通貨增加率

$\hat{y}_t(k)$: t 分期에 豫測한 y_{t+k}

$\hat{p}_t(k)$: t 分期에 豫測한 p_{t+k}

$\hat{m}_t(k)$: t 分期에 豫測한 m_{t+k}

ε_t^y : y_t 의 攪亂要因

ε_t^p : p_t 의 攪亂要因

ε_t^m : m_t의 攪亂要因

$x_t' = (y_t, p_t, m_t)$

$\varepsilon_t' = (\varepsilon_t^y, \varepsilon_t^p, \varepsilon_t^m)$

最小 AIC 節次에 의하여 推定된 標準狀態空間表現, $v_{t+1} = Fv_t + G\varepsilon_{t+1}$ 의 推定結果는 다음과 같다.

$v_t' = (y_t, p_t, m_t, \hat{y}_t(1), \hat{p}_t(1), \hat{y}_t(2))$,

$$F = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0.039 & -0.522 & -0.072 & -0.086 & -1.822 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0.075 & -0.003 & 0.027 & 0.043 & -0.282 & -0.102 \\ -0.550 & 2.784 & -0.189 & 0.890 & 9.980 & -0.194 \end{pmatrix}$$

$$G = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ -0.843 & -0.652 & 0.149 \\ 0.071 & -0.262 & 0.038 \\ 0.467 & 1.162 & 0.439 \end{pmatrix} \qquad \Sigma = \begin{bmatrix} 0.0133, & -0.0025, & 0.0019 \\ -0.0025, & 0.0081, & -0.0006 \\ 0.0019, & -0.0006, & 0.0039 \end{bmatrix}$$

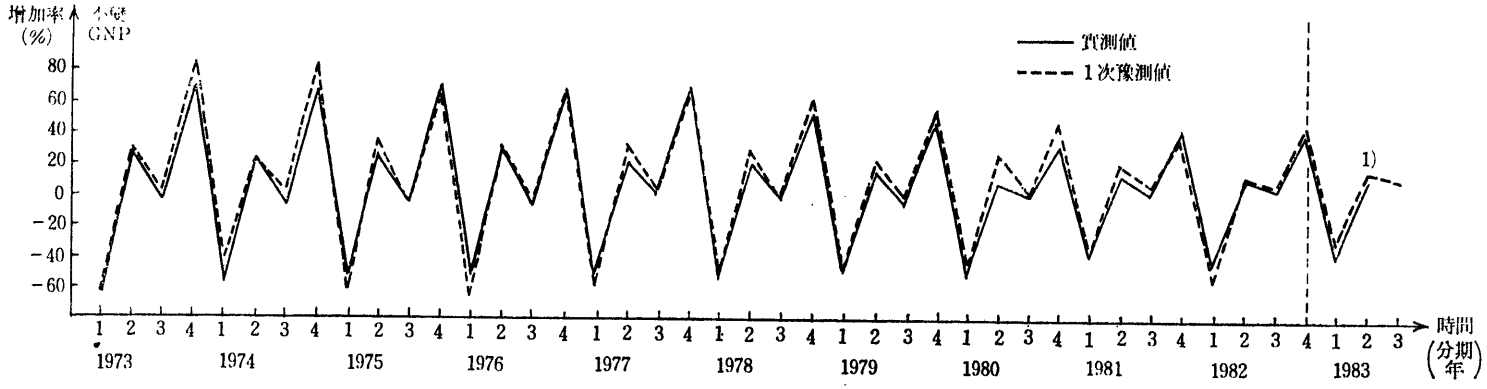
Σ 는 攪亂要因 ε_t 의 共分散行列이다. 推定된 狀態空間表現을 ARMA模型, $B(L)x_t = A(L)\varepsilon_t$ 으로 變換한 結果는 다음과 같다.

$$B(L) = \begin{bmatrix} 1+0.149L-0.890L^2+0.550L^3, & -9.980L^2-2.784L^3, & 0.189L^3 \\ 0.102-0.043L-0.075L^2, & 1+0.282L+0.003L^2, & -0.027L^2 \\ 0.086-0.039L, & 1.822+0.522L, & 1+0.072L \end{bmatrix}$$

$$A(L) = \begin{bmatrix} 1-0.649L-0.587L^2, & -0.652L-8.9L^2, & 0.149L+0.468L^2 \\ 0.102-0.058L, & 1-0.0465L, & 0.053L \\ 0.086, & 1.822, & 1 \end{bmatrix}$$

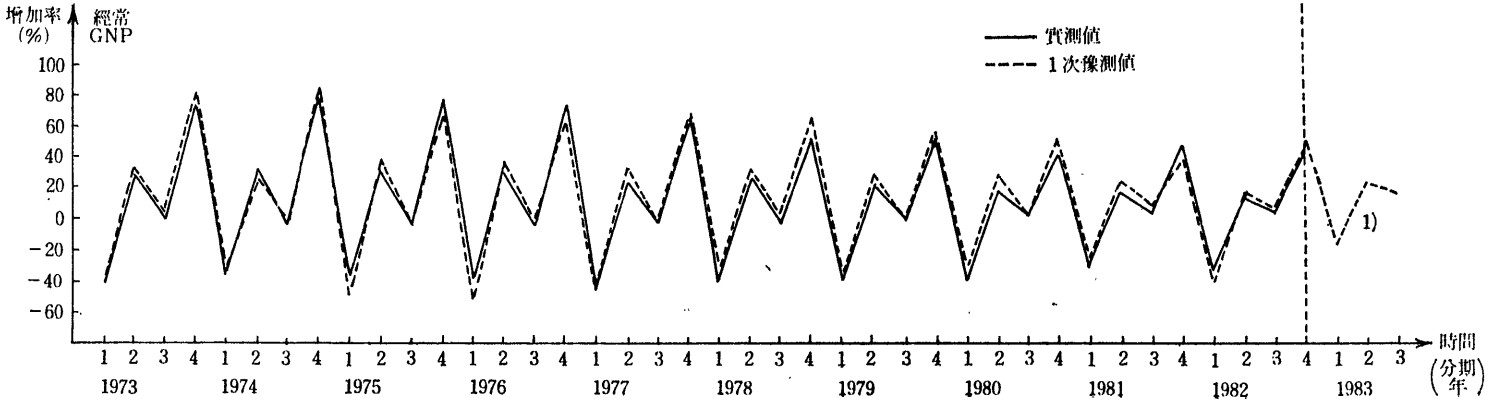
ARMA表現의 AR部分의 行列多項式 $B(L)$ 은 한 쌍의 複素數根과 4개의 實數根을 가지며, 6개의 根 모두가 單位圓의 外部에 위치하고 있다. 따라서 $\{x_t\}$는 線型過程이라 할 수 있으며, ARMA表現은 다시 MA表現, $x_t = [B(L)]^{-1} \cdot A(L)\varepsilon_t$ 으로 變換될 수 있다. 行列多項式 $W(L) = [B(L)]^{-1} \cdot A(L)$의 元素는 L 에 관한 無限次數의 多項式이다. $W(L)$의 各元素의 零次項부터 44次項까지의 係數를 計算한 것이 〈表 2〉이다. 計算된 MA係數들은 零으로 收斂하는 傾向을 分明히 나타내지 않고 있다. $\{x_t\}$가 季節變動을 包含하고 있으므로, 絶對値가 1에 가까운 $B(L)$의 3개의 根은 사실상 絶對値가 1일 것으로 判斷되어 嚴格히 말하면 $\{x_t\}$는 線型過程이라 할 수 없다. $B(L)$의 6개의 根은 다음과 같다.

〔圖 1〕 實質 GNP 增加率의 實測値와 1次豫測値



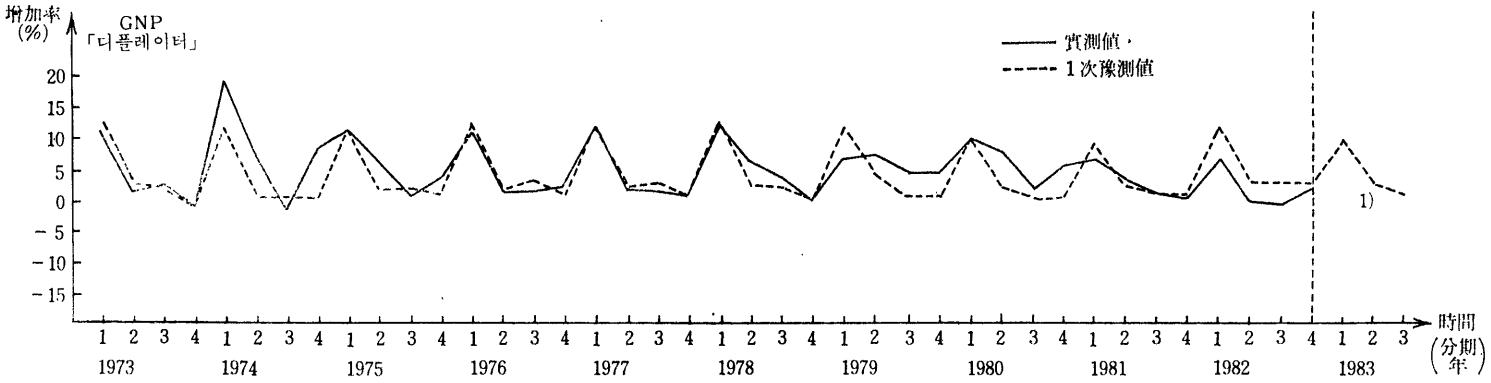
註 : 1) 1983年 2, 3分期 豫測値는 각각 2次, 3次 豫測値를 나타냄.

〔圖 2〕 y_t의 實測値와 1次豫測値



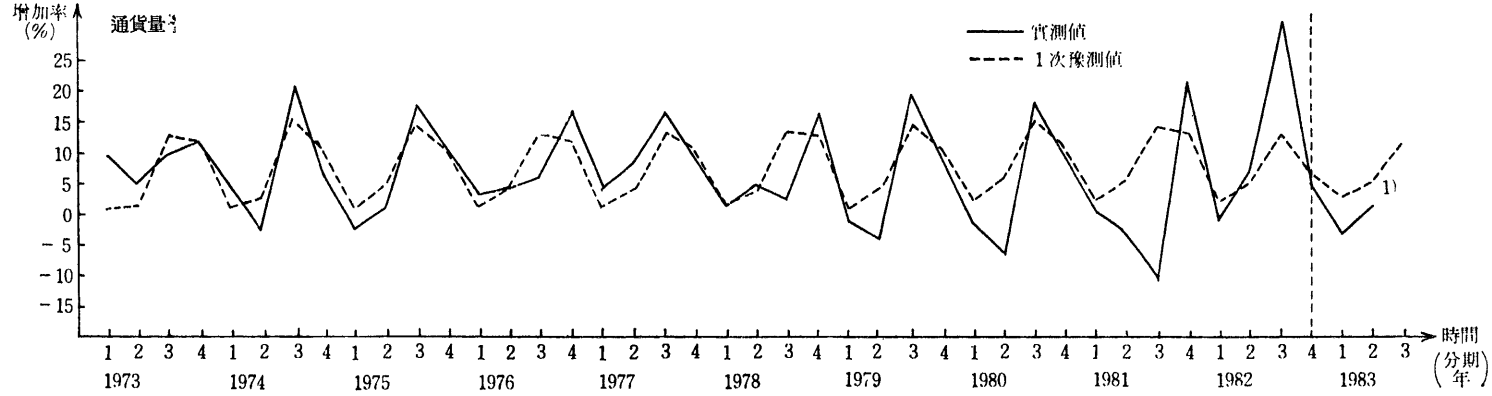
註 : 1) 1983年 2, 3分期 豫測値는 각각 2次, 3次 豫測値를 나타냄.

〔圖 3〕 p_t의 實測値와 1次豫測値



註 : 1) 1983年 2, 3分期 豫測値는 각각 2次, 3次 豫測値를 나타냄.

〔圖 4〕 m_t의 實測値와 1次豫測値



註 : 1) 1983年 2, 3分期 豫測値는 각각 2次, 3次 豫測値를 나타냄.

〈表 1〉 變數들의 實測値와 豫測値

	t	y_t	$\hat{y}_t$ (1)	$\hat{y}_t$ (2)	p_t	$\hat{p}_t$ (1)	$\hat{p}_t$ (2)	m_t	m_t (1)	m_t (2)
1968	1	−0.4663	−0.4491	−0.0577	0.2594	0.1451	0.0538	0.0927	0.0512	0.0752
	2	0.3884	0.4860	0.5401	0.0094	−0.0212	0.0084	0.0432	0.0165	0.0217
	3	−0.0758	−0.1451	−0.2119	0.0254	0.0504	0.0642	0.0999	0.1088	0.1104
	4	0.7994	0.7962	0.8402	−0.0978	−0.0157	−0.0268	0.1537	0.1175	0.1173
1969	1	−0.4579	−0.3195	−0.3757	0.1728	0.1461	0.1230	0.0107	0.0130	0.0196
	2	0.3598	0.3504	0.2516	0.0287	0.0159	0.0329	0.0745	0.0120	0.0094
	3	−0.0065	−0.0452	−0.0385	0.0073	0.0287	0.0289	0.1724	0.1262	0.1355
	4	0.8652	0.8586	0.8709	−0.0015	−0.0108	−0.0209	0.1126	0.1102	0.1179
1970	1	−0.4889	−0.4426	−0.4311	0.1687	0.1352	0.1372	−0.0492	−0.0015	−0.0011
	2	0.3171	0.3672	0.3570	−0.0321	0.0096	0.0234	0.0584	0.0275	0.0194
	3	−0.0227	0.0685	−0.0056	0.0845	0.0328	0.0242	0.0990	0.1403	0.1442
	4	0.8802	0.7640	0.7274	−0.0915	−0.0276	−0.0059	0.1037	0.1132	0.1043
1971	1	−0.4728	−0.4762	−0.4185	0.1348	0.1577	0.1331	−0.0358	0.0087	0.0101
	2	0.3179	0.3072	0.3019	0.0218	0.0270	0.0224	0.0233	0.0181	0.0122
	3	−0.0403	−0.1034	−0.0988	0.0418	0.0302	0.0278	0.1341	0.1340	0.1348
	4	0.7500	0.7592	0.8202	−0.0575	−0.0217	−0.0231	0.0401	0.1221	0.1227
1972	1	−0.4611	−0.3956	−0.4143	0.1279	0.1362	0.1306	−0.0042	0.0228	0.0104
	2	0.3624	0.2381	0.1816	0.0541	0.0291	0.0326	0.0727	0.0220	0.0173
	3	−0.0541	−0.1613	−0.0480	0.0225	0.0251	0.0208	0.2244	0.1296	0.1391
	4	0.7776	0.7718	0.8468	−0.0412	−0.0105	−0.0223	0.1094	0.1035	0.1197
1973	1	−0.4147	−0.4042	−0.4201	0.1076	0.1387	0.1300	0.0943	0.0066	0.0079
	2	0.2880	0.3365	0.2943	0.0200	0.0347	0.0240	0.0516	0.0088	0.0229
	3	0.0007	0.0707	0.0138	0.0295	0.0255	0.0234	0.0940	0.1255	0.1310
	4	0.6949	0.7977	0.7464	−0.0118	−0.0155	−0.0082	0.1163	0.1184	0.1119
1974	1	−0.3499	−0.2874	−0.3713	0.1966	0.1198	0.1282	0.0293	0.0118	0.0097
	2	0.3068	0.2628	0.2577	0.0685	0.0080	0.0319	−0.0279	0.0245	0.0256
	3	−0.0704	0.0486	0.1328	−0.0225	0.0038	0.0184	0.2113	0.1481	0.1397
	4	0.7759	0.8314	0.7049	0.0882	0.0011	0.0003	0.0685	0.1012	0.1087
1975	1	−0.4070	−0.4915	−0.4764	0.1095	0.1056	0.1336	−0.0316	0.0096	0.0027
	2	0.3297	0.3711	0.4509	0.0553	0.0154	0.0119	0.0050	0.0496	0.0450
	3	−0.0172	−0.0245	−0.0267	0.0055	0.0166	0.0316	0.1655	0.1363	0.1280
	4	0.7542	0.6498	0.6447	0.0342	0.0068	0.0023	0.1016	0.0970	0.1015
1976	1	−0.3948	−0.5006	−0.3953	0.1068	0.1190	0.1186	0.0277	0.0109	0.0133
	2	0.3160	0.3314	0.4102	0.0188	0.0227	0.0113	0.0362	0.0372	0.0422
	3	−0.0174	−0.0057	−0.0210	0.0107	0.0298	0.0298	0.0550	0.1270	0.1263
	4	0.6883	0.6480	0.6367	0.0202	0.0015	0.0001	0.1631	0.1120	0.1007
1977	1	−0.4109	−0.4470	−0.4084	0.1160	0.1182	0.1183	0.0476	0.0080	0.0165
	2	0.2444	0.3515	0.3745	0.0145	0.0190	0.0142	0.0731	0.0356	0.0426
	3	0.0500	0.0994	0.0005	0.0117	0.0239	0.0288	0.1526	0.1256	0.1291
	4	0.7027	0.6698	0.6165	0.0069	0.0047	0.0040	0.0860	0.0995	0.1026
1978	1	−0.3931	−0.3469	−0.3156	0.1160	0.1178	0.1166	0.0077	0.0133	0.0118
	2	0.2957	0.3424	0.3032	0.0600	0.0220	0.0250	0.0477	0.0342	0.0329
	3	0.0405	0.0280	0.0114	0.0280	0.0141	0.0267	0.0225	0.1297	0.1301
	4	0.5689	0.6662	0.7021	0.0062	−0.0088	−0.0020	0.1571	0.1250	0.1083
1979	1	−0.3746	−0.3133	−0.3901	0.0624	0.1139	0.1236	−0.0187	0.0074	0.0106
	2	0.2550	0.3101	0.2287	0.0672	0.0352	0.0270	−0.0469	0.0437	0.0394
	3	0.0229	0.0136	0.0015	0.0413	0.0078	0.0235	0.1858	0.1437	0.1281
	4	0.5455	0.5719	0.5956	0.0406	−0.0022	0.0044	0.0879	0.1015	0.1075
1980	1	−0.3680	−0.3048	−0.2969	0.0962	0.0976	0.1112	−0.0227	0.0227	0.0197
	2	0.1967	0.3023	0.2549	0.0723	0.0198	0.0256	−0.0748	0.0554	0.0475
	3	0.0427	0.0463	0.0109	0.0183	0.0007	0.0268	0.1777	0.15.9	0.1281
	4	0.4067	0.5022	0.5069	0.0531	0.0078	0.0117	0.0918	0.1026	0.1063
1981	1	−0.3015	−0.2525	−0.3017	0.0597	0.0881	0.1072	0.0048	0.0232	0.0193
	2	0.1871	0.2491	0.1920	0.0331	0.0299	0.0266	−0.0297	0.0613	0.0580
	3	0.0517	0.1094	0.0729	0.0148	0.0126	0.0212	−0.1147	0.1407	0.1258
	4	0.4446	0.3938	0.3848	0.0009	0.0097	0.0241	0.2120	0.1316	0.0911
1982	1	−0.3438	−0.4077	−0.3826	0.0682	0.1120	0.1030	−0.0100	0.0129	0.0265
	2	0.1263	0.1878	0.2166	−0.0063	0.0321	0.0169	0.0687	0.0575	0.0558
	3	0.0590	0.0918	0.0132	−0.0068	0.0266	0.0204	0.3178	0.1277	0.1285
	4	0.4428	0.4880	0.4105	0.0218	0.0286	0.0150	0.0444	0.0696	0.0984
1983	1	n.a.	−0.1534		n.a.	0.0922		−0.0300	0.0284	
	2	n.a.	0.2168*		n.a.	0.0288*		0.0116	0.0531*	
	3	n.a.	0.1625**		n.a.	0.0225**		n.a.	0.1151**	

註 : *는 2次 豫測値임.
**는 3次 豫測値임.
n.a.: not available

〈表 2〉 MA 表現의 係數

k	y_t			p_t			m_t		
	ε^y_{t-k}	ε^p_{t-k}	ε^m_{t-k}	ε^y_{t-k}	ε^p_{t-k}	ε^m_{t-k}	ε^y_{t-k}	ε^p_{t-k}	ε^m_{t-k}
0	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
1	−0.7980	−0.6520	0.1490	0.0664	−0.2620	0.0378	−0.0133	0.0114	−0.1537
2	0.4219	1.1771	0.4458	−0.0211	−0.0772	−0.0227	−0.0627	0.1499	0.0002
3	−0.6605	−0.5864	0.2544	0.0310	0.0844	0.0065	0.0322	−0.0279	−0.0046
4	0.8899	−0.0086	0.1844	−0.0979	0.0444	0.0238	0.0576	−0.1451	−0.0524
5	−0.6895	−0.5691	−0.0443	0.0874	0.0002	0.0247	−0.0184	0.0356	−0.0426
6	0.3612	1.0833	0.2873	−0.0226	−0.1397	−0.0258	−0.0612	0.1365	0.0108
7	−0.5676	−0.5104	0.1388	0.0273	0.0963	0.0009	0.0293	−0.0263	0.0103
8	0.8070	−0.0474	0.0784	−0.0889	0.0411	0.0196	0.0541	−0.1391	−0.0383
9	−0.6026	0.4965	−0.1108	0.0794	−0.0023	0.0198	−0.0188	0.0335	−0.0310
10	0.3033	0.9956	0.2065	−0.0170	−0.1297	−0.0266	−0.0587	0.1301	0.0183
11	−0.4909	−0.4461	0.0872	0.0220	0.0886	−0.0017	0.0271	−0.0258	0.0163
12	0.7296	−0.0814	0.0270	−0.0805	0.0427	0.0175	0.0514	−0.1326	−0.0312
13	−0.5295	−0.4343	−0.1347	0.0719	−0.0057	0.0169	−0.0187	0.0318	−0.0251
14	0.2508	0.9154	0.1633	−0.0123	−0.1203	−0.0261	−0.0564	0.1241	0.0212
15	−0.4259	−0.3907	0.0647	0.0173	0.0814	−0.0030	0.0254	−0.0252	0.0184
16	0.6591	−0.1102	0.0013	−0.0731	0.0438	0.0164	0.0490	−0.1263	−0.0272
17	−0.4666	−0.3804	−0.1395	0.0652	−0.0085	0.0150	−0.0184	0.0302	−0.0219
18	0.2043	0,8425	0.1382	−0.0083	−0.1117	−0.0250	−0.0533	0.1185	0.0220
19	−0.3699	−0.3427	0.0552	0.0132	0.0750	−0.0037	0.0240	−0.0245	0.0189
20	0.5956	−0.1340	−0.0122	−0.0665	0.0445	0.0157	0.0468	−0.1203	−0.0248
21	−0.4119	−0.3333	−0.1361	0.0592	−0.0109	0.0136	−0.0179	0.0287	−0.0199
22	0.1637	0.7765	0.1218	−0.0050	−0.1039	−0.0237	−0.0507	0.1131	0.0218
23	−0.3213	−0.3008	0.0515	0.0097	0.0692	−0.0041	0.0227	−0.0238	0.0186
24	0.5387	−0.1534	−0.0198	−0.0606	0.4048	0.0152	0.0448	−0.1146	−0.0232
25	−0.3641	−0.2921	−0.1294	0.0539	−0.0128	0.0124	−0.0174	0.0274	−0.0186
26	0.1286	0.7167	0.1100	−0.0022	−0.0968	−0.0224	−0.0482	0.1080	0.0212
27	−0.2790	−0.2642	0.0502	0.0067	0.0639	−0.0043	0.0215	−0.0231	0.0180
28	0.4879	−0.1689	−0.0243	−0.0553	0.0448	0.0147	0.0429	−0.1091	−0.0216
29	−0.3222	−0.2560	−0.1217	0.0491	−0.0144	0.0115	−0.0169	0.0262	−0.0175
30	0.0984	0.6626	0.1006	0.0002	−0.0903	−0.0212	−0.0458	0.1031	0.0205
31	−0.2421	−0.2323	0.0497	0.0041	0.0592	−0.0044	0.0204	−0.0223	0.0173
32	0.4425	−0.1809	−0.0271	−0.0506	0.0445	0.0143	0.0410	−0.1039	−0.0207
33	−0.2854	−0.2243	−0.1139	0.0448	−0.0156	0.0106	−0.0164	0.0250	−0.0166
34	0.0725	0.6135	0.0927	0.0022	−0.0843	−0.0200	−0.0435	0.0985	0.0196
35	−0.2098	−0.2041	0.0495	0.0019	0.0549	−0.0044	0.0194	−0.0216	0.0165
36	0.4020	−0.1900	−0.0290	−0.0463	0.0440	0.0139	0.0392	−0.0990	−0.0197
37	−0.2530	−0.1965	−0.1063	0.0409	−0.0166	0.0099	−0.0158	0.0239	−0.0158
38	0.0504	0.5689	0.0859	0.0038	−0.0788	−0.0189	−0.0413	0.0940	0.0188
39	−0.1816	−0.1796	0.0493	0.0001	0.0510	−0.0044	0.0184	−0.0209	0.0157
40	0.3658	−0.1965	−0.0302	−0.0425	0.0434	0.0135	0.0375	−0.0943	−0.0188
41	−0.2245	−0.1720	−0.0993	0.0375	−0.0173	0.0092	−0.0153	0.0228	−0.0150
42	0.0316	0.5284	0.0798	0.0051	−0.0738	−0.0178	−0.0393	0.0897	0.0180
43	−0.1569	−0.1580	0.0489	−0.0014	0.0474	−0.0044	0.0175	−0.0201	0.0149
44	0.3334	−0.2008	−0.0310	−0.0391	0.0426	0.0130	0.0359	−0.0898	−0.0179

註 : 첫번째 列은 y_t 式의 ε^y_{t-k}項들의 係數들임.

$r_1=-0.004+1.012i$ $\quad r_4=1.213$

$r_2=-0.004-1.012i$ $\quad r_5=-3.603$

$r_3=-1.033$ $\quad r_6=-12.376$

變數間의 動態的 相互作用關係를 보기 쉽게 ARMA 表現을 풀어서 쓰면,

$$
\begin{aligned}
x_t = & \begin{bmatrix} -0.387 \\ 0.049 \\ 0.181 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ -0.102 & 0 & 0 \\ -0.086 & -1.822 & 0 \end{bmatrix} x_t \\
& + \begin{bmatrix} -0.194 & 0 & 0 \\ 0.043 & -0.282 & 0 \\ 0.039 & -0.522 & -0.072 \end{bmatrix} x_{t-1} + \begin{bmatrix} 0.890 & 9.980 & 0 \\ 0.075 & -0.003 & 0.027 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} x_{t-2} \\
& + \begin{bmatrix} -0.550 & 2.784 & -0.189 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} x_{t-3} + \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0.102 & 1 & 0 \\ 0.086 & 1.822 & 1 \end{bmatrix} \varepsilon_t \\
& + \begin{bmatrix} -0.649 & -0.652 & 0.149 \\ -0.058 & -0.0465 & 0.053 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \varepsilon_{t-1} + \begin{bmatrix} -0.587 & -8.900 & 0.468 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \varepsilon_{t-2}
\end{aligned}
$$

推定된 時系列模型의 豫測結果가 〈表 1〉과 아래의 〔圖 1〕에서 〔圖 4〕까지이다. 〔圖 1〕의 實質 GNP成長率은 經常 GNP增加率에서 物價上昇率을 減하여 구한 것이다. 標本期間內에서는 1分期 豫測, $\hat{x}_t(1)$과 2分期 豫測, $\hat{x}_t(2)$를 計算하였고, 標本期間外에서는 3分期 豫測까지 計算하였다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

Akaike, H., "Statistical Predictor Identification," *Ann. Inst. Math.*, Vol. 22, 1970, pp. 203-217.

Akaike, H., "Markovian Representation of Stochastic Processes and Its Application to the Analysis of Autoregressive Moving Average Processes," *Ann. Inst. Math.*, Vol. 26, 1974a, pp. 363-387.

Akaike, H., "A New Look at the Statistical Model Identification," *IEEE Trans.*, Automatic Control AC-19, 1974b.

Akaike, H., "Canonical Correlations Analysis of Time Series and the Use of an Information Criterion," in Mehra, R. and Lainiotis, D.G. (eds.), *Advances and Case Studies in System Identification*, Academic Press, New York, 1976.

Akaike, H., "Time Series Analysis and Control through Parametric Models," *Applied Time Series Analysis*, Academic Press, New York, 1978.

Akaike, H., E. Arahata, and T. Ozaki, "TIMSAC-74-A Time Series Analysis and Control Program Package-(1)," *Computer Science Monographs*, No. 5, The Institute of Statistical Mathematics,

Tokyo, 1975.

Boltzmann, L., "Über die Beziehung zwischen dem zweiten Hauptsatze der mechanischen Wärmetheorie und der Wahrscheinlichkeitsrechung respektive den Sätzen über das Wärmegleichgewicht," *Wiener Berichte*, Vol. 76, 1877, pp. 373-435.

Box, G.E.P. and G.M. Jenkins, *Time Series Analysis Forecasting and Control*, Holden-Day, San Francisco, 1970.

Breiman, L., *Probability*, Addison-Wesley Publishing Company, Massachusetts, 1968.

Dhrymes, P. J., *Econometrics: Statistical Foundations and Applications*, Springer-Verlag, New York, 1970.

Granger, C.W.J. and M. Hatanaka, *Spectral Analysis of Economic Time Series*, Princeton University Press, Princeton, New York, 1964.

Jones, R.H., "Multivariate Autoregression Estimation using Residuals," *Applied Time Series Analysis*, Academic Press, New York, 1978.

Malinvaud, E., *Statistical Methods in Econometrics*, North-Holland, Amsterdam, 1970.

Neftci, S.N., "Specification of Economic Time Series Models Using Akaike's Information Criterion," Dept. of Economics, George Washington Univ., 1970.

Nerlove, M., D.M. Grether, and J.L. Garvalho, *Analysis of Economic Time Series*, Academic Press, New York, 1979.

Oritani, Y., "Application of Akaike's Method to Economic Time Series," presented at the Econometric Society Summer Meeting, Quebec, June, 1979.

Rissanen, J., "Recursive Identification of Linear System," *J. SIAM Control*, Vol. 9, No. 3, 1971.

SAS Institute Inc., *SAS/ETS User's Guide*, 1982.

Sims, C.A., "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Vol. 48, No. 1, 1980.

Wold, H.O.A., *A Study in the Analysis of Stationary Time Series*, Almqvist and Wiksell, Uppsala, 1938.

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 · 122 面 高級洋裝 · 1,200원

2. 穀價政策의 計劃化～次善의 糧穀政策
   文八龍 著 — 18 切 判 · 158 面 高級洋裝 · 1,800원

3. 韓國農業의 成長(1918～1971)
   潘性紈 著 — 18 切 判 · 250 面 高級洋裝 · 2,000원

4. 韓國家計의 貯蓄行態
   金光錫 著 — 18 切 判 · 146 面 高級洋裝 · 3,000원

5. 農產物價格分析論～理論과 政策
   文八龍 柳炳瑞 共著 — 18 切 判 · 318 面 高級洋裝 · 4,000원

6. *TRADE AND DEVELOPMENT IN KOREA*
   洪元卓 A.O. Krueger 編 — 18 切 判 · 254 面 高級洋裝 · 4,000원

7. *SOCIAL SECURITY IN KOREA*
   朴宗淇 著 — 18 切 判 · 198 面 高級洋裝 · 4,000원

8. *PUBLIC ENTERPRISE AND ECONOMIC DEVELOPMENT: THE KOREAN CASE*
   L.P. Jones 著 — 18 切 判 · 294 面 高級洋裝 · 4,000원

9. 韓國의 外換 · 貿易政策
   金光錫 L.E. Westphal 共著 — 18 切 判 · 336 面 高級洋裝 · 4,000원

10. *FACTOR SUPPLY AND FACTOR INTENSITY OF TRADE IN KOREA*
    洪元卓 著 — 18 切 判 · 236 面 高級洋裝 · 4,000원

11. 勞動供給과 失業構造
    金秀坤 著 — 18 切 判 · 202 面 高級洋裝 · 3,000원

12. 韓國의 鐵鋼需要分析
    宋熙秊 著 — 18 切 判 · 250 面 高級洋裝 · 3,500원

13. 韓國鐵鋼工業의 成長
    金胤亨 著 — 18 切 判 · 508 面 高級洋裝 · 4,000원

14. *PLANNING MODEL AND MACROECONOMIC POLICY ISSUES*
    金迪敎 編 — 18 切 判 · 492 面 高級洋裝 · 4,000원

15. *INDUSTRIAL AND SOCIAL DEVELOPMENT ISSUES*
    金迪敎 編 — 18 切 判 · 342 面 高級洋裝 · 4,000원

16. 韓國의 人口問題와 對策
    金善雄 編 — 18 切 判 · 532 面 高級洋裝 · 4,500원

17. 韓國電力需要 및 價格의 分析
    張榮植 著 — 18 切 判 · 252 面 高級洋裝 · 3,500원

18. 市場構造와 獨寡占規制
    李奎億 著 — 18 切 判 · 370 面 高級洋裝 · 3,500원

19. 賃金과 勞使關係
    金秀坤 著 — 18 切 判 · 244 面 高級洋裝 · 3,500원

20. 韓國의 人口와 人口政策
    洪思媛 著 — 18 切 判 · 214 面 高級洋裝 · 3,500원

21. *TRADE, DISTORTIONS AND EMPLOYMENT GROWTH IN KOREA*
    洪元卓 著 — 18 切 判 · 410 面 高級洋裝 · 4,000원

22. 成長과 構造轉換
    金光錫 M. Roemer 共著 — 18 切 判 · 194 面 高級洋裝 · 3,500원

23. 韓國의 綜合輸送體系
    林浩奎 著 — 18 切 判 · 306 面 高級洋裝 · 5,000원

㉔ 韓國企業의 財務行態
南相祐 著 18 切 判 · 204 面 高級洋裝 · 3,500원

㉕ 韓國經濟의 高度成長要因
金光錫 朴埈卿 共著 18 切 判 · 166 面 高級洋裝 · 3,500원

㉖ *COMMUNITY DEVELOPMENT AND HUMAN REPRODUCTIVE BEHAVIOR*
洪思媛 著 18 切 判 · 198 面 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 · 250 面 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 · 180 面 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 · 192 面 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 · 470 面 高級洋裝 · 5,500원

㉛ 韓國의 國土 · 都市 · 環境
宋丙洛 編 18 切 判 · 410 面 高級洋裝 · 5,000원

㉜ 韓國의 保健財政과 醫療保險
朴宗淇 著 18 切 判 · 272 面 高級洋裝 · 4,500원

㉝ 石油化學工業의 現況과 展望
具本英 著 18 切 判 · 236 面 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 · 270 面 高級洋裝 · 4,500원

㉟ 韓國의 流通經濟構造
林浩奎 著 18 切 判 · 306 面 高級洋裝 · 5,000원

㊱ 韓國工業化패턴과 그 要因
金光錫 著 18 切 判 · 272 面 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 · 336 面 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 · 272 面 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 · 256 面 高級洋裝 · 4,000원

㊵ *MACROECONOMIC AND INDUSTRIAL DEVELOPMENT IN KOREA*
朴宗淇 編 18 切 判 · 414 面 高級洋裝 · 5,000원

㊶ *HUMAN RESOURCES AND SOCIAL DEVELOPMENT IN KOREA*
朴宗淇 編 18 切 判 · 384 面 高級洋裝 · 5,000원

㊷ *KOREAN REGIONAL FARM PRODUCT AND INCOME:1910～75*
A. Keidel 著 18 切 判 · 268 面 高級洋裝 · 4,500원

㊸ 韓國의 農村開發
文八龍 潘性紈 D.H. Perkins 共著 18 切 判 · 396 面 高級洋裝 · 6,000원

㊹ 需給構造와 物價政策
李 烘 著 18 切 判 · 288 面 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 · 410 面 高級洋裝 · 4,500원

㊻ *PRIMARY HEALTH CARE IN KOREA*
延河淸 著 18 切 判 · 214 面 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·530 面 高級洋裝·6,500원

㊽ 輸出主導型 成長經濟의 外換政策

李天杓 著 18 切 判·228 面 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·432 面 高級洋裝·7,000원

㊿ 國民經濟와 福祉年金制度

延河淸 閔載成 共著 18 切 判·428 面 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·402 面 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·328 面 高級洋裝·5,000원