季刊 1979年 3月 13日 登錄
登錄番號 바-565

겨울호
1983

韓國開發研究

韓國經濟의 成長要因分析 — 金光錫, 朴埈卿, 洪性德
韓國의 職種別 賃金隔差 — 朴烜求
法人源泉所得의 重複課稅에 관한 理論的 實證的 考察 — 崔洸, 河泰亨
開發戰略과 投資誘因政策：一般均衡 模型을 利用한「시뮬레이션」分析 — 郭泰元
우리나라 住宅需給決定要因의 時系列 分析 — 金仲秀
韓國消費函數의 推定과 分析 — 張五鉉
季節調整方法의 改善－事前要因調整 — 呂運邦, 尹興烈
太平洋協力論議의 展開와 우리나라의 對應 — 楊秀吉

KDI
韓國開發研究院

季刊 韓國開發研究

第5卷 第4號 1983. 12

韓國經濟의 成長要因分析……金光錫 朴埈卿 洪性德… 2

韓國의 職種別 賃金隔差 ……朴恒求… 22

法人源泉所得의 重複課稅에 관한
理論的 實證的 考察 ……崔洸 河泰亨… 49

開發戰略과 投資誘因政策：一般均衡模型을
利用한「시뮬레이션」分析 ……郭泰元… 83

우리나라 住宅需給決定要因의
時系列分析 ……金仲秀…108

韓國消費函數의 推定과 分析……張五鉉…136

季節調整方法의 改善
—事前要因調整 ……呂運邦 尹興烈…152

太平洋協力論議의 展開와
우리나라의 對應 ……楊秀吉…177

「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 朴埈卿
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)

韓國經濟의 成長要因分析

金 光 錫
朴 埈 卿
洪 性 德

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序
Ⅱ. 部門別 實質國民所得
Ⅲ. 要素別 所得配分率
Ⅳ. 非住宅企業部門의 要素投入
Ⅴ. 要素單位當 產出量增加要因
Ⅵ. 要因別 成長寄與率
Ⅶ. 國際比較 및 評價

Ⅰ. 序

우리 經濟는 1960年代初 이후 10數年間 유례 드문 高度成長을 持續하였다. 實質國民總生產 增加率은 1963~78年間에 年平均 9.9%에 달하였으며 1974~75年間의 世界不況 속에서도 年平均 7.6%를 記錄하였다. 人口增加를 감안한 1人當 國民總生產은 같은 期間중에 1975年 不變價格 基準으로 247美弗에서 776美弗로 3倍 이상 增加하였다. 그러나 1979~82年間에 高度成長勢는 크게 鈍化되어 實質國民總生產의 成長率은 年平均 2.8%로 低下하였으며 1人當 國民總生產도 1979年의 810美弗 水準에 머물고 있다.

本稿에서는 生產側面의 諸要因別 成長寄與率의 推定을 통하여 지난 10數年間 高度成長을 持續시킨 主要要因들을 糾明하고 最近의 成長率低下와 관련된 要因別 成長寄與率의 變動을 分析하고자 한다. 넓은 의미에서 經濟成長에 影響을 미치는 要因으로서, 國際經濟環境, 政策調整 등 經濟的 要因을 비롯하여 社會成員의 價値觀, 社會慣習, 國內政治情勢 등 經濟外的 要因들을 포함하는 수많은 要因들을 생각할 수 있을 것이다. 그러나 이와 같이 廣範圍한 諸要因들이 經濟成長을 促進시키려

筆者 : 金光錫—慶熙大學校 敎授, 朴埈卿—韓國開發硏究院 副硏究委員, 洪性德—韓國開發硏究院 主任硏究院.

* 本稿는 1984年 1月중에 發刊될 예정인 아래의 英文報告書를 要約한 것으로서 細部的인 內容에 관해서는 同報告書를 參照하기 바람 : Kwang Suk Kim and Joon-Kyung Park, *Accounting for Korea's Rapid Economic Growth: 1963-1982*, Korea Development Institute, January 1984.

면 成長에 직접 필요한 生產要素의 投入量을 增大시키거나 投入要素單位當 生產性을 向上시킬 수 있는 契機를 마련하여야 한다. 本稿에서는 이러한 直接的인 要因들, 즉 要素投入增加와 生產性增加要因들의 成長寄與率을 推定·分析하고자 한다.

生產側面에서 經濟成長要因을 推定·分析하는 여러 接近方法 중에서 우리는 Edward F. Denison의 接近方法을 이용하였다[1]. Denison의 接近方法에서도 生產函數가 假定된다. 그러나 特定生產函數가 計量的으로 推定되는 것은 아니며 일반적인 線型同次(linear homogeneous) 生產函數가 諸要因의 生產增加에 대한 寄與率을 推定하기 위한 分析體系 또는 會計樣式으로서 使用되고 있다[2]. 線型同次 生產函數와 完全競爭 要素市場의 假定下에서 投入要素의 相對價格은 投入要素의 限界生產性을 반영하며 이와 같이 諸要素에 配分된 所得의 合은 生產物價値와 一致하므로 生產增加率은 所得配分率로 加重한 諸生產要素의 投入量增加率의 加重平均과 生產性增加率의 合으로 나타낼 수 있다. 이와 같은 增加率間의 等式으로부터, 各生產要素의 所得配分率과 投入量增加率의 積이 當該生產要素의 投入增加에 의한 成長寄與率로 定義되고, 이들의 合으로 總要素投入增加의 成長寄與率이 定義되며, 國民總生產 成長率 중에서 總要素投入增加의 成長寄與로 說明되지 않고 殘餘分이 生產性增加, 즉 總投入要素單位當 產出量增加의 成長寄與率로 定義된다. Denison接近方法에서는 成長要因을 5個 生產要素의 投入增加 및 10餘個의 生產性增加要因으로 分類하고 있다[3]. 生產性增加要因 중에서 勞動의 質的 變化는 勞動投入增加要因으로 分類되며, 資本의 質的 變化는 直接推定되지는 않으나 「技術進步 및 기타要因」項目에 分類된 것으로 理解할 수 있다. 成長要因分類와 各要因別 成長寄與率의 推定을 위한 個別指數들의 推定方法 등에 관한 구체적 內容은 本文에서 要約하기로 한다.

Ⅱ. 部門別 實質國民所得

國民經濟가 一定期間中에 生產한 生產物의 價値는 國民所得統計에서 減價償却의 控除與否, 海外純受取要素所得의 包含與否, 그리고 價格評價基準 등에 따라 여러 槪念으로 測定

1) Denison의 成長要因推定方法은 11個 先進國의 成長要因을 推定한 4個의 著書, Denison(1967), Denison(1974), Denison and Chung(1976) 및 Denison(1979)에 상세히 記述되어 있다. 本稿의 著者들은 Denison 接近方法에 의하여 1963~76年間의 우리 經濟의 高度成長要因을 推定·分析하여 그 結果를 韓國開發硏究院 硏究叢書 ㉓, 『韓國經濟의 高度成長要因』으로 發刊하고, 要約된 內容을 本季刊誌 創刊號에 揭載한 바 있다. 두번의 硏究過程에서, Denison의 11個 先進國 成長要因推定結果와의 比較를 위하여 個別指數의 推定에서도 Denison接近方法이 一貫性있게 適用되도록 유의하였으며, 이에는 Denison의 4個의 著書 중에서도 經濟體制나 統計資料分類가 우리 經濟와 類似한 日本經濟에 관한 著書, Denison and Chung(1976)이 많은 參考가 되었다. 또한 우리는 1977年 12月 중에 Denison을 招請하여 직접 細部的인 諮問을 받은 바 있다.

2) 生產函數의 計量的 推定에 의한 成長要因分析은 特定生產函數의 設定, 標本期間, 推定方法에 따라 生產函數의 母數의 推定値가 큰 變動을 보이므로 國家間 또는 時系列上의 成長要因比較에 適合하지 않다. 成長要因 또는 生產性增加要因推定을 위한 여러 接近方法에 대하여는 Nadiri(1970) 參照.

3) 生產性變化의 推定과 관련하여 Denison의 成長要因分類에 대한 批判은 D. Jorgenson, Z. Griliches and E. Denison, *The Measurement of Productivity*, The Brookings Institution, Washington, D.C., 1972 參照. 生產函數를 하나의 分析的 體系로만 사용한다는 점에서는 Jorgenson-Griliches(1967)의 방법과 비슷하나 實際 內容上에 있어서 상당한 差異가 있다. Jorgenson-Griliches는 投入要素, 특히 資本의 集計와 價格測定上의 誤差를 적절히 조정함으로써 모든 技術變化要因을 要素投入變化로 說明코자 하고 있다.

될 수 있다. 國民所得은 要素費用으로 評價된 國民純生產物의 價値(net national product at factor cost)로서 여러 總量指標 중에서 國民經濟의 實質生產의 長期的 變動을 파악하는 데 가장 적절한 指標라고 할 수 있다.

韓國의 現行國民所得計定에서는 分配國民所得과 產業別 國民所得이 推計되고 있다. 이들 國民所得은 經常要素費用으로만 推計되고 있으므로 不變要素費用에 의한 國民所得의 時系列은 다음과 같이 推計하였다. 우선 國民總生產에 대한 支出計定上의 經常價格 固定資本消耗充當金을 固定資本形成의 換價指數(deflator)를 이용하여 不變價格時系列로 換價하고 이를 不變要素費用 國內總生產에서 감하여 不變要素費用 國內純生產을 구했으며 여기에 不變要素費用 海外純受取要素所得을 加算하여 不變要素費用 國民所得時系列을 推定했다.

國民所得 중 일부 小部門에서 발생한 所得은 각기 그 實質價値가 한 가지 生產要素의 投入增加만으로 설명된다. 이러한 小部門의 國民所得은 한 가지 生產要素에 대한 支給만으로 構成되며 生產性變化와는 무관하거나 중요하지 않으므로 不變價格 時系列의 推計에서 生產性不變이 假定된다. 따라서 이들 小部門의 國民所得은 成長要因分析에서 별도로 分離하여 취급되어야 할 것이다. 產業別 國民所得計定에서 公共行政 및 國防, 住宅所有, 海外部門과 서비스部門 중의 社會서비스 項目의 所得들이 이러한 特性을 갖는다.

公共行政 및 國防部門에는 企業的 特別會計가 제외된 政府部門의 附加價値가 計上되므로 總生產計定의 附加價値는 被傭者 報酬와 總賃料로 構成되며 國民所得에는 減價償却의 성격을 갖는 總賃料는 控除되고 被傭者 報酬와 純賃料만이 計上된다[4]. 社會서비스部門에는 敎育서비스, 醫療서비스, 宗敎 및 民間非營利團體의 附加價値가 計上되는데 이 部門 역시 國民所得은 被傭者 報酬額만으로 構成된다. 따라서 海外純受取要素所得이 計上되어 있는 海外部門中에서 「給料와 勞賃」만을 포함하여 이 세 가지 部門을 「政府·民間非營利團體 및 海外部門」으로 區分할 때, 經常要素費用에 의한 國民所得은 단순히 被傭者 報酬額의 集計額을 의미하게 된다.

한편 不變價格에 의한 推計는 公共行政 및 國防部門에 있어서는 1人當 給與額의 指數를 換價指數로 사용하며, 社會서비스部門에서는 대체로 敎員數, 醫師數 등 就業者數의 增加率을 物量增加率로 사용하여 基準年 附加價値를 延長하는 方法이 이용된다. 따라서 이런 項目의 國民所得의 實質增加는 就業者數의 增加에 따라서 결정된다고 할 수 있다.

住宅所有部門의 國民所得과 海外部門中의 投資收益項目은 資本所得(capital income) 만으로 構成된다. 住宅所有部門에는 不動產 賃貸業에서 發生한 實際賃料와 住宅所有主의 自家住宅 사용에서 發生하는 歸屬賃料(imputed rent)가 計上된다. 住宅所有主 자신이 사용하는 住宅用役(housing service)은 市場에서 去來되지는 않지만 國內生產에 寄與한다는 관점에서 住宅所有로부터 賃料所得이 발생하고 이 所得은 賃料支拂에 사용된 것으로 간주하여 歸屬計算(imputation)한다. 國民所得에는 總

4) 中央政府의 活動中 여기에 該當하는 것은 敎育 및 學藝術機關, 醫療保健 및 福祉事業, 港灣 및 航空管理, 文化財管理, 放送, 映畵, 氣象臺事業 등이 있으며 地方政府의 경우에는 敎育費特別會計와 一般會計中 社會事業, 市立大學, 公園, 運動場, 圖書館 등을 들 수 있다.

賃料收入에서 經費, 減價償却 및 諸稅가 控除된 純賃料가 計上된다. 不變價格에 의한 附加價値는 各年의 住宅棟數에 基準年의 棟當賃料를 곱하여 推計되므로 住宅所有部門 國民所得의 實質增加도 住宅在庫(housing stock)의 增加로만 설명된다. 한편 海外部門의 投資收益은 海外純資產額에 따라서 결정된다.

지금까지 설명된 各小部門의 所得項目들은 勞動, 住宅과 海外資產 등 세 가지 相違한 使用要素別로 묶어서 각각의 成長率과 成長寄與率을 測定하고 測定된 세 部門의 成長率과 그 寄與率은 각기 使用生產要素의 投入增加要因에 의해서 설명된다. 이 세 部門의 國民所得이 分離된 나머지 대부분의 國民所得은 企業의 生產販賣活動에서 創出된다. 政府의 企業的 活動도 여기에 포함되며 住宅所有部門에 포함된 不動產 賃貸業을 제외한 모든 企業活動이 포함된다. Denison은 이 部門을 「非住宅企業部門」(nonresidential business sector)으로 定義하고 있으며 우리도 그 使用例를 그대로 따르기로 하였다.

企業의 生產販賣活動은 市場價格에 의한 去來를 통하여 營爲되므로 이 非住宅企業部門의 附加價値는 市場去來額으로부터 推計될 수 있

〈表 1〉 **部門別 國民所得**(1975年 不變要素費用)

(단위 : 10億원)

	國民所得		政府·民間非營利團體 및 海外部門		住宅所有		海外純投資		非住宅企業部門		海外純投資를 除外한 國民所得	
	金額	構成比	金額	構成比	金額	構成比	金額	構成比	金額	構成比	金額	構成比
1963	3,005.0	100.0	490.8	16.33	116.9	3.89	2.7	0.09	2,394.6	79.69	3,002.3	99.91
1964	3,303.4	100.0	514.5	15.58	122.6	3.71	2.0	0.06	2,664.3	80.65	3,301.4	99.94
1965	3,477.2	100.0	537.7	15.46	127.0	3.65	1.7	0.05	2,810.8	80.84	3,475.5	99.95
1966	3,908.0	100.0	597.7	15.30	129.8	3.32	1.7	0.04	3,178.8	81.34	3,906.3	99.96
1967	4,108.9	100.0	671.6	16.35	129.2	3.14	1.0	0.02	3,307.1	80.49	4,107.9	99.98
1968	4,510.4	100.0	714.8	15.85	133.0	2.95	−1.1	−0.02	3,663.7	81.23	4,511.5	100.02
1969	5,098.3	100.0	751.3	14.74	137.8	2.70	5.1	0.10	4,204.1	82.46	5,093.2	99.90
1970	5,455.8	100.0	758.6	13.90	144.2	2.64	−24.2	−0.44	4,577.2	83.90	5,480.0	100.44
1971	5,900.2	100.0	807.8	13.69	149.0	2.53	−66.5	−1.13	5,009.9	84.91	5,966.7	101.13
1972	6,119.7	100.0	837.7	13.69	155.4	2.54	−103.7	−1.69	5,230.3	85.46	6,223.4	101.69
1973	6,925.4	100.0	828.9	11.97	162.9	2.35	−102.7	−1.48	6,036.3	87.16	7,028.1	101.48
1974	7,474.3	100.0	832.7	11.14	171.7	2.30	−107.9	−1.44	6,577.8	88.00	7,582.2	101.44
1975	8,055.8	100.0	856.9	10.64	178.9	2.22	−195.6	−2.43	7,215.6	89.57	8,251.4	102.43
1976	9,187.3	100.0	987.5	10.75	186.0	2.02	−192.9	−2.10	8,206.7	89.33	9,380.2	102.10
1977	10,011.6	100.0	1,078.9	10.78	190.8	1.90	−229.6	−2.29	8,971.5	89.61	10,241.2	102.29
1978	11,182.3	100.0	1,166.7	10.43	198.1	1.77	−250.7	−2.24	10,068.2	90.04	11,433.0	102.24
1979	11,856.7	100.0	1,207.9	10.19	214.4	1.81	−344.8	−2.91	10,779.2	90.91	12,201.5	102.91
1980	10,924.2	100.0	1,090.7	9.98	224.5	2.06	−609.3	−5.58	10,218.3	93.54	11,533.5	105.58
1981	11,618.5	100.0	1,198.1	10.31	232.6	2.00	−820.7	−7.06	11,008.5	94.75	12,439.2	107.06
1982	12,098.2	100.0	1,314.1	10.86	241.2	2.00	−888.9	−7.35	11.431.8	94.49	12,987.1	107.35
〈年平均 成長率 및 構成比, %〉												
1963~72	8.22	100.0	6.12	15.09	3.21	3.11		−0.29	9.07	82.09	8.44	100.29
1972~82	7.05	100.0	4.61	10.98	4.49	2.09		−3.33	8.13	90.26	7.63	103.33
1963~82	7.61	100.0	5.32	12.90	3.89	2.57		−1.89	8.58	86.42	8.01	101.89

다. 이 部門은 여러 生產要素를 結合하여 사용하고 있으며 生產性變化는 중요한 成長要因이 된다. 成長要因分析의 主課題는 이 部門의 國民所得成長을 결정하는 諸要因의 變動을 把握·測定하고 이들 成長要因의 成長寄與率을 測定·分析하는 데 있다.

이와 같이 國民所得을 政府·民間非營利團體와 海外部門의 被傭者 報酬額, 住宅所有로 인한 賃料所得, 海外純投資收益 등의 세 小部門과 나머지 非住宅企業部門등 4個 部門으로 分類한 결과는 〈表 1〉에서 不變價格으로 換算하여 보여주고 있다. 〈表 1〉에 의하면 1963~72年間에 實質國民所得은 年率 8.22%로 成長을 지속하여 期間中 2倍로 增大되었다. 1972~82年間에는 前期(1963~72)보다 1.17%「포인트」가 낮은 7.05%의 成長率을 달성하였다. 이는 1972~78年間에는 年率 10.57%의 높은 成長을 지속하였으나 內外與件이 不利하였던 1979~82年間에 年率 1.99%의 낮은 成長을 記錄하였기 때문이다. 全期間(1963~82) 중의 國民所得은 年率 7.61%의 成長을 달성하였으며 그 規模가 4倍로 증대하였다. 非住宅企業部門은 前期에는 9.07%의 急伸張을 기록하였으며 後期에도 8.13%를 보여 全期間에 8.58%의 높은 成長을 보였다. 따라서 이 部門이 國民所得에서 占하는 비중이 1963年의 79.7%에서 1982年에는 94.5%로 증대되었다.

한편 海外純投資收益은 外資導入이 본격적으로 확대되기 시작한 60年代 中盤이후 利子支拂 및 果實送金이 增加함에 따라 支給超過額이 크게 늘어나 1982年에는 國民所得의 −7.4% 規模에 이르고 있다. 政府·民間非營利團體 및 海外部門의 被傭者 報酬는 全期間中 平均 5.3%씩 伸張했으나 그 相對的 比重은 16.3%에서 10.9%로 減少하였고, 年平均 3.9%의 伸張을 보인 住宅所有部門도 國民所得에서 차지하는 比重이 3.9%에서 2.0%로 減少하였다.

Ⅲ. 要素別 所得配分率

國民所得의 4個 部門別 分類中 非住宅企業部門을 제외한 다른 部門의 所得은 規模가 상대적으로 작고 또한 대체로 한 가지 生產要素에 대한 支給만으로 構成되며 生產性變化와는 無關하거나 중요하지 않은 것이 보통이다. 그러나 非住宅企業部門만은 그 所得의 相對的 規模가 클 뿐만 아니라 여러 生產要素를 結合하여 사용하고 있으며 生產性變化도 중요한 成長要因이 된다. 따라서 本成長要因推計를 위해서는 먼저 이 非住宅企業部門의 要素別 所得配分率(income share)부터 推計해야 한다.

〈表 2〉에서는 1963~82年間의 우리나라 非住宅企業部門 國民所得의 生產要素別 配分率의 推定結果를 보여주고 있다. 즉 이 部門의 國民所得은 勞動, 構造物 및 裝備(有形固定資產)와 在庫資產을 포함하는 再生產可能資本, 그리고 土地 등 生產要素別로 配分되고 있다. 그런데 이 表의 所得配分率은 年度別, 要因別로 推定結果를 5個年 移動平均하여 異例的인 年度의 特性을 平準化하였다.

우리나라의 非住宅企業部門 勞動所得配分率은 1963~71年 동안에 59~62% 水準으로 약간의 기복은 있지만 增加되었고 1972年 이후는 62~58% 水準으로 減少되었다. 우리나라의 勞動配分率은 다른 나라에 비해서 낮은 편이며, 더우기 高度成長期이며 產業構造의 高

度化 推進期라 할 수 있는 1972~78年의 기간과 不況期라 할 수 있는 1979年 이후에도 계속적으로 減少한 것으로 推定되었다. 그러한 이유 중의 하나는 우리나라의 經濟政策이 주로 大企業 위주의 高度成長政策이었다는 사실이다. 일반적으로 大企業의 生產方式은 資本集約的이고 따라서 賃金費用의 比率이 낮기 때문에 勞動所得配分率의 增加가 낮아지게 되는 것이다.

非住宅企業部門의 非勞動所得은 農林水產業部門, 非農法人企業部門 및 非農業非法人企業部門 등의 財產所得에 해당되는데, 그러한 所得은 構造物 및 裝備, 在庫資產과 土地 등 세 가지 形態의 資產價値에 따라서 각각 配分되고 있다. 이러한 非勞動所得의 配分節次는 各部門別 資產金額에 대한 所得(報酬)比率이 資產形態別로 差異가 없을 것이라는 假定에 立脚하고 있다. 資產形態別 所得配分의 결과를 보면 構造物 및 裝備에 對한 所得配分率은 1963~72年間의 平均 14.1%에서 1972~82年間에는 20.7%로 增大되고 있으며 반대로 在庫資產과 土地에 대한 所得配分率은 前期의 平均 10.0%와 15.2%에서 後期에는 각각 8.2%와 12.1%로 낮아지고 있다.

〈表 2〉 非住宅企業部門 要素別 所得配分率

(단위 : %)

	勞 動	構造物·裝備	在庫資產	土 地	國民所得
1963	59.99	9.80	11.03	19.18	100.00
1964	59.52	10.59	11.19	18.70	100.00
1965	59.28	11.42	11.14	18.16	100.00
1966	59.64	12.63	11.05	16.68	100.00
1967	60.57	13.85	10.56	15.02	100.00
1968	60.97	15.08	10.06	13.89	100.00
1969	61.66	15.90	9.51	12.93	100.00
1970	61.91	16.62	8.96	12.51	100.00
1971	62.14	17.12	8.38	12.36	100.00
1972	61.68	17.80	8.26	12.26	100.00
1973	60.96	18.27	8.25	12.52	100.00
1974	59.68	19.07	8.29	12.96	100.00
1975	58.71	19.72	8.28	13.29	100.00
1976	58.26	20.17	8.32	13.25	100.00
1977	57.79	20.75	8.25	13.21	100.00
1978	58.02	21.47	8.16	12.35	100.00
1979	57.93	22.21	8.25	11.61	100.00
1980	58.04	23.07	8.21	10.68	100.00
1981	58.25	23.10	8.11	10.54	100.00
1982	58.79	22.56	7.91	10.74	100.00
〈平 均〉					
1963~72	60.74	14.08	10.01	15.17	100.00
1972~82	58.92	20.74	8.21	12.13	100.00
1963~82	59.69	17.56	9.11	13.64	100.00

그런데 〈表 2〉에 제시된 바와 같이 景氣變動의 영향을 줄이기 위해서 5個年 移動平均된 要素別 所得配分率은 勞動, 두 가지 形態의 資本과 土地를 統合하여 非住宅企業部門 總要素投入의 時系列을 구하는 데 있어서 加重値로서 사용된다. 이러한 所得配分率을 要素投入을 集計하는 데 있어서 加重値로 사용하는 것은 다음과 같은 前提에 입각하고 있다. 만일 모든 要素單位數의 적은 比率의 增加가 生產을 x만큼 높인다고 하면 어떤 特定要素單位數의 같은 比率의 增加는 生產을 x곱하기 同要素 所得配分率만큼 높일 것이다. 이러한 前提의 근거는 다음과 같다.

各要素의 限界生產物(marginal product)은 다른 要素의 投入量이 不變일 때 同要素 1單位追加로 인해서 附加되는 追加的 生產物을 의미하며 各要素의 總所得(total earnings)은 同要素單位數와 單位當 價格 또는 所得을 곱한 것과 같다. 그런데 費用을 最小化하기 위해서 企業은 여러 生產要素의 單位當 限界生產物이 同要素單位當 價格 또는 所得에 比例하도록 하는 比率로 要素를 結合시켜야 하는데 우리는 이러한 條件이 충족된 것으로 假定한다.

참고로 〈表 3〉에서는 우리나라 非住宅企業

部門의 要素別 所得配分率을 1960～68年間의 日本과 美國의 경우와 비교하고 있다. 同表에 의하면 우리나라의 勞動所得配分率은 日本이나 美國에 비해서 훨씬 낮은 반면에 非住宅用土地에 대한 所得配分率이 이들 두 나라보다 월등히 높게 나타나고 있다. 우리나라의 構造物 및 裝備에 대한 所得配分率은 1963～72年間에는 美國水準을 上廻하였고 日本과는 거의 비슷한 수준이었다. 그러나 1972年 이후의 期間에는 21% 수준으로 增加하여 美日 水準을 훨씬 超過하고 있다. 在庫資產에 대한 配分率도 日本과 美國에 비해 상당히 높은 수준이다.

勞動所得配分率의 크기는 資本所得에 대한 相對的 勞動所得比重을 나타낸다는 의미에서 經濟의 發展段階를 보이는 指標라 할 수 있다. 1963～82年間 우리나라 勞動所得配分率은 平均 60%수준으로 아직 美國이나 日本 水準에 비해 상당히 낮은 편이다. Denison and Chung (1976)에서 다른 先進國家의 1960年代 勞動所得配分率을 보면 대체로 72～79% 수준이었음을 알 수 있다. 즉, 日本을 제외하면 1960～62年間의 이탈리아의 勞動所得配分率이 72% 수준으로 가장 낮고, 캐나다, 프랑스, 노르웨이, 영국 등이 78～79% 수준으로 높은 편에 속했다.

〈表 3〉 非住宅企業部門 要素別 所得配分率의 國際比較

(단위 : %)

	韓國		日本	美國
	1963～72	1972～82	1960～68	1960～68
勞動	60.7	58.9	73.7	80.2
構造物 및 裝備	14.1	20.8	14.3	11.9
在庫資產	10.0	8.2	7.4	4.0
非住宅用土地	15.2	12.1	4.6	3.9
非住宅企業部門 國民所得合計	100.0	100.0	100.0	100.0

資料 : 〈表 2〉와 Denison and Chung(1976), p. 29.

Ⅳ. 非住宅企業部門의 要素投入

非住宅企業部門의 生產活動을 위한 要素投入은 勞動, 再生產可能資本 및 土地의 세가지 形態로 구분된다. 먼저 勞動投入에 대해서 보면 〈表 4〉에 제시된 바와 같이 非住宅企業部門 總勞動投入指數는 1963～82年間에 年率 5.1%로 增加했다. 그런데 이 勞動投入指數는 단순한 就業者의 增加와 그 就業者의 週當平均勞動時間의 增加와 같은 勞動投入의 量的 增加뿐만 아니라 總就業時間의 性·年齡別 構成變化, 就業者의 敎育水準別 構成變化, 그리고 平均勞動時間變化에 따른 能率變化와 같은 勞動投入의 質的 向上要因도 모두 포함하고 있다. 勞動投入指數를 算出함에 있어서 量的 變化를 나타내는 就業者數와 平均勞動時間의 增加를 나타내는 指數는 政府 및 民間非營利團體의 就業者數와 平均勞動時間을 推定함으로써 비교적 쉽게 指數化할 수 있으나 質的 變動을 나타내는 要因들의 指數들은 비교적 복잡한 과정을 거쳐 推定되었다. 勞動時間의 性·年齡別 構成變化指數는 性·年齡別로 就業時間當 生產性이 平均賃金水準에 比例한다고 보아서 年齡別 賃金指數에 就業者構成比를 加重値로 주어 구하였다. 敎育水準別 就業時間의 構成變化指數는 敎育水準別 賃金水準에 敎育水準別 就業者構成比를 加重値로 주어 구하였다. 平均勞動時間變化에 따른 能率變化指數는

週當平均就業時間이 일정한 限度를 超過하면 勞動時間의 延長에 비하여 產出量增加幅이 상대적으로 점차 감소하고 다시 一定時間을 超過하면 勞動時間延長이 產出量增加에 전혀 寄與하지 않게 되는 效果를 測定하고자 한 것이다. 實際推定에서는 週當 平均就業時間이 44時間이 될 때까지는 勞動時間延長에 比例하여 產出量이 增加하며 44~70時間 사이에서는 產出量增加效果가 遞減하고 70時間을 超過하는 경우는 勞動時間增加에도 불구하고 產出量이 增加하지 않는 것으로 假定하였다[5].

非住宅企業部門의 再生產可能資本은 有形固定資產으로서 構造物 및 裝備와 在庫資產으로 區分된다. 우선 構造物 및 裝備投入指數는 粗 및 純固定資產貯量(gross and net fixed capital stock)을 3對 1의 加重値를 주어 指數化하였다. 여기서 固定資產貯量의 時系列은 1977年 國富調査의 有形固定資產과 國民所得計定上의 固定投資資料를 利用하여 基準年度接續推計方法(bench-mark year method)에 의하여 推定하

〈表 4〉 非住宅企業部門 勞動投入指數

(1972=100)

	就業者數	平均就業時間	性·年齡別構成變化	教育水準別構成變化	平均勞動時間變化에 따른 能率變化	勞動投入指數
1963	73.45	93.35	100.12	93.62	99.77	64.12
1964	74.57	90.22	99.66	94.55	100.53	63.73
1965	78.42	94.32	99.65	95.48	100.02	70.39
1966	80.34	93.74	100.51	96.42	100.14	73.09
1967	82.93	95.11	101.46	96.90	100.40	77.86
1968	87.01	96.87	102.01	97.39	100.17	83.88
1969	89.32	99.22	101.80	97.87	100.89	89.08
1970	92.11	98.43	100.68	98.36	101.58	91.20
1971	95.17	97.65	101.73	99.18	101.30	94.98
1972	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1973	105.62	101.96	99.20	100.84	99.79	107.50
1974	109.82	103.91	100.12	101.67	100.67	116.94
1975	112.02	104.89	100.55	102.51	100.14	121.28
1976	119.00	108.22	99.80	103.34	99.22	131.78
1977	122.33	106.85	100.65	104.17	99.45	136.29
1978	127.33	108.22	101.34	105.01	99.93	146.54
1979	128.54	107.63	102.14	105.86	100.18	149.86
1980	128.92	107.05	102.60	106.71	100.87	152.41
1981	131.30	106.46	103.24	107.58	101.33	157.31
1982	134.79	110.57	102.50	108.44	99.68	165.13
〈年平均 增加率, %〉						
1963~1972	3.49	0.77	−0.01	0.74	0.03	5.06
1972~1982	3.03	1.01	0.25	0.81	−0.03	5.14
1963~1982	3.25	0.90	0.12	0.78	−0.00	5.10

5) 週當 44~70時間을 勞動投入에 따른 產出量遞減區間으로 假定한 이유는 우리나라 就業者中 週當 54時間 이상을 就業하는 就業者의 年度別 週當平均就業時間이 별도分析에 의하면 65~70時間으로 나타났기 때문이다. 平均的으로 70時間 가까이 勞動하는 就業者들이 상당수 있다는 것은 이 시간까지 계속 勞動時間延長에 따른 產出量增加效果가 있기 때문이라는 것으로 밖에는 설명될 수 없기 때문이다.

였다. 在庫資產貯量도 위에서와 같이 基準年度接續推計方法에 따라 時系列資料를 얻고 이를 指數化하여 在庫資產投入指數를 推定하였다. 土地投入의 期間中 規模는 變化가 없는 것으로 假定하여 推定하였다.

總要素投入指數는 勞動, 資本과 土地의 投入指數時系列을 各要素別 所得配分率로 加重値를 주어 集計한 것이다. 〈表 5〉에는 非住宅企業部門의 勞動投入指數와 함께 再生產可能資本과 土地投入指數는 물론 投入要素單位當 產出量指數를 보여주고 있는데 同指數는 實質國民所得의 增加 중에서 要素投入增加로 설명되지 않는 殘餘分으로서 要素單位當 生產性向上을 나타내는 것이다. 同指數는 실제로 實質國民所得指數를 總要素投入指數로 나누어 구하였다.

V. 要素單位當 產出量增加要因

要素單位當 產出量을 決定하는 要因은 크게 資源配分改善, 規模의 經濟利益, 不規則要因, 그리고 技術進步 및 其他要因 등 네 가지로 分類할 수 있다. 資源配分改善效果는 農業部門

〈表 5〉 非住宅企業部門 國民所得要素投入 및 要素單位當 產出量指數

(1972=100)

	國民所得指數	要素別投入指數						要素單位當產出量指數
		勞動	構造物·裝備	在庫資產	總再生產可能資本	土地	總要素投入	
1963	45.78	64.12	34.42	79.32	58.20	100.00	69.77	65.62
1964	50.92	63.73	36.87	81.26	59.68	100.00	69.63	73.16
1965	53.74	70.39	39.48	81.18	60.07	100.00	73.44	73.18
1966	60.78	73.09	43.61	82.72	61.86	100.00	74.92	81.13
1967	63.23	77.86	49.43	83.01	63.96	100.00	77.79	81.28
1968	70.05	83.88	56.97	83.06	67.41	100.00	81.98	85.45
1969	80.38	89.08	66.99	88.52	75.05	100.00	86.93	92.47
1970	87.51	91.20	78.00	92.81	83.19	100.00	90.25	96.96
1971	95.79	94.98	88.94	98.40	92.05	100.00	94.85	100.99
1972	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1973	115.41	107.50	112.31	102.73	109.33	100.00	107.05	107.81
1974	125.76	116.94	126.21	114.49	122.66	100.00	116.31	108.13
1975	137.96	121.28	143.16	122.80	137.14	100.00	122.89	112.26
1976	156.91	131.78	160.39	127.56	150.80	100.00	132.89	117.99
1977	171.53	136.29	179.31	131.61	165.74	100.00	140.04	122.49
1978	192.50	146.54	207.90	133.93	187.53	100.00	152.94	125.87
1979	206.09	149.86	243.63	146.50	217.32	100.00	164.62	125.19
1980	195.37	152.41	279.05	138.73	242.22	100.00	174.91	111.70
1981	210.48	157.31	310.53	144.08	267.28	100.00	185.59	113.41
1982	218.57	165.13	341.16	135.38	287.74	100.00	195.49	111.81
〈年平均 增加率, %〉								
1963~1972	9.07	5.06	12.58	2.61	6.20	0.00	4.08	4.79
1972~1982	8.13	5.14	13.06	3.08	11.15	0.00	6.93	1.12
1963~1982	8.58	5.10	12.83	2.85	8.78	0.00	5.57	2.83

就業者가 近代的 部門으로(非農業部門) 移動할 경우와 非農業部門의 自營業主 및 家族從事者가 近代的 部門(俸給生產者)으로 移動할 경우의 生產性差異에 의한 要素單位當 生產性增加效果를 推定한다. 規模의 經濟利益效果는 經濟規模의 擴大에 따른 經濟利益과 消費構造變化에 따른 經濟利益으로 나누어 生產性增加效果를 推定한다. 不規則要因에는 農業生產에 대한 氣候影響, 景氣變動으로 인한 有效需要變動效果로 區分된다. 要素單位當 產出量指數의 各要因別 效果는 個別的으로 推定하지만 이 중 有效需要變動效果와 技術進步效果는 投入要素單位當 產出量指數를 다섯 가지 要因別 指數의 곱으로 나누어 얻어진다.

이렇게 推定된 要素單位當 生產增加要因別 指數는 〈表 6〉에 要約되어 있으며 同表에 제시된 各要因의 槪念的인 理解를 돕기 위해 간단한 설명을 하기로 한다. 農業勞動의 相對的 減少에 따른 生產性增加效果는 農業部門과 非農業部門間의 生產性差異로 인하여, 農業勞動의 相對的 減少 또는 非農業勞動의 相對的 增加는 다른 條件이 同一하다면 全體投入勞動의 單位當 生產性을 向上시킨다는 前提에 입각하고 있다. 自營業主의 相對的 減少에 따른 效

〈表 6〉 要素單位當 產出量增加要因別 指數

(1972=100)

	要素單位當產出量增加 (1)	資源의 再配分		規模의 經濟利益		農業生產에 대한 氣候影響 (6)	(2)×…×(6) (7)	(1)/(7) (8)	技術進步 및 其他要因 (9)	需要變動 (10)
		農業勞動減少 (2)	自營業主減少 (3)	經濟規模擴大 (4)	消費構造變化 (5)					
1963	65.62	94.61	98.89	91.31	93.40	99.66	79.52	82.52	83.23	99.15
1964	73.16	95.30	98.46	92.40	94.76	104.10	85.53	85.54	84.95	100.69
1965	73.18	97.38	98.50	93.03	94.70	98.95	83.62	87.51	86.70	100.93
1966	81.13	97.51	98.96	94.53	94.67	103.84	89.67	90.48	88.48	102.26
1967	81.28	98.35	99.25	94.86	95.74	98.87	87.65	92.73	90.31	102.65
1968	85.45	99.83	99.86	96.00	96.57	98.12	90.68	94.23	92.17	102.24
1969	92.47	99.49	99.80	97.58	97.64	101.74	96.25	96.07	94.06	102.14
1970	96.96	100.33	99.94	98.50	98.72	99.77	97.28	99.67	96.00	103.82
1971	100.99	101.30	99.39	99.43	100.26	100.81	101.18	99.81	97.98	101.87
1972	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1973	107.81	100.94	99.87	101.77	100.84	100.08	103.54	104.12	100.24	103.87
1974	108.13	100.87	100.24	102.61	102.94	100.55	107.39	100.69	100.48	100.21
1975	112.26	102.06	100.64	103.70	103.93	100.05	110.75	101.36	100.72	100.64
1976	117.99	102.06	100.95	105.40	104.26	101.45	114.86	102.73	100.96	101.75
1977	122.49	103.68	101.21	106.57	104.55	100.52	117.52	104.23	101.21	102.98
1978	125.87	105.14	101.83	108.03	105.56	100.07	122.18	103.02	101.45	101.55
1979	125.19	106.34	101.83	108.80	106.85	102.15	128.59	97.36	101.69	95.74
1980	111.70	106.98	101.16	108.18	106.22	96.54	120.05	93.02	101.94	91.27
1981	113.41	106.72	101.19	109.20	106.33	100.22	125.66	90.25	102.18	88.32
1982	111.81	107.53	100.30	109.66	106.79	100.06	126.38	88.47	102.43	86.37
〈年平均 增加率, %〉										
1963~1972	4.79	0.62	0.12	1.02	0.76	0.04	2.58	2.16	2.06	0.10
1972~1982	1.12	0.73	0.03	0.93	0.66	0.01	2.37	−1.22	0.24	−1.45
1963~1982	2.84	0.68	0.07	0.97	0.71	0.02	2.47	0.37	1.10	−0.72

果도 유사한 論理로서 설명될 수 있다. 즉, 非農業部門의 自營業主와 家族從事者는 대부분의 경우 生產性이 相對的으로 낮은 中小商工業(個人서비스業 포함)에 從事하는 것이 일반적이기 때문에 非農業部門勞動投入中 이러한 自營業主 및 家族從事者比重의 減少는 投入勞動單位當 生產性을 증가시킨다는 것이다. 經濟規模擴大에 따른 規模의 經濟利益은 그 推定方法은 간단하지 않으나 그 槪念은 쉽게 理解될 수 있다. 그것은 經濟規模擴大에 따른 規模의 經濟利益이 없었을 경우의 同一한 要素投入으로 얻을 수 있는 生產增加와 對比한 生產增加效果를 나타낸다. 消費構造變化에 따른 利益은 所得彈力性이 크고 生產過程上 規模經濟의 效果가 큰 消費品目이 全體消費構成에서 차지하는 比重이 확대됨에 따라 實現되는 追加的 規模의 經濟利益效果이다.

끝으로 技術進步 및 其他要因은 要素單位當 產出量中에서 지금까지 설명한 여러 生產性增加要因에 의해서 설명될 수 없는 殘餘分을 나타낸다. Denison은 이 殘餘分을 「知識의 向上 및 기타」(advances in knowledge and n.e.c) 라고 부르고 있다.

그런데 〈表 6〉에서 要素單位當 產出量增加要因別 各指數는 모두 同指數의 1% 變化가 非住宅企業部門 國民所得의 같은 1% 變化를 나타낼 수 있는 單位로 計測되었음을 附言한다.

Ⅵ. 要因別 成長寄與率

우리나라의 實質國民所得 成長要因의 推定結果는 〈表 7〉에 提示되고 있으며 同表에서는 우리나라의 非住宅企業部門 國民所得과 全體國民所得의 成長要因 推定結果를 동시에 보여주고 있다. 여기에서 實質國民所得成長率은 期間別 年平均基準으로 推定되고 있으며 各要因別 國民所得 成長寄與率은 다른 要因들이 모두 過去實績대로 변화하고 特定要因만이 변화하지 않았더라면 所得成長率이 얼마만큼 낮아졌을 것인가 하는 것을 나타낼 수 있도록 測定되고 있다. 各要因의 所得成長寄與率推定은 2段階로 나누어 推定된다. 첫째 단계는 部門別 所得成長寄與率로서 〈表 1〉에 의해서 政府·民間非營利團體와 海外非投資所得部門(勞動所得), 住宅所有部門(資本所得), 海外投資所得部門(資本所得), 非住宅企業部門(混合所得)의 成長寄與率을 推定한다. 둘째 단계는 非住宅企業部門의 各要因別 所得成長寄與率을 推定한 후 이를 이용하여 全體經濟의 國民所得 成長要因別 寄與率을 推定하게 된다. 즉, 첫째 단계에서 구한 非住宅企業部門 所得成長寄與率을 둘째 단계의 非住宅企業部門 國民所得成長寄與率(實質國民所得成長率)의 크기에 比例해서 要因別로 分割하므로 全體經濟의 國民所得成長要因別 寄與率이 推定된다. 첫째 단계의 部門別 所得成長寄與率의 推定方法은 비교적 쉽게 推定되기 때문에 이를 생략하고 복잡한 과정를 거쳐서 推定되는 非住宅企業部門의 要因別 成長寄與率 推定方法에 대하여 살펴보자.

첫째, 非住宅企業部門의 國民所得成長率을 總要素投入과 要素單位當 產出量增加의 年平均增加率에 比例하도록 總要素投入 寄與率과 要素單位當 產出量增加 寄與率로 分割한다.

둘째, 非住宅企業部門의 總要素投入寄與率을 勞動, 非住宅 構造物 및 裝備, 在庫資產과

土地등의 要素投入別로 各各의 投入增加率과 所得配分率을 곱하여 구한 寄與率에 比例하도록 分割한다.

세째, 要素單位當 產出量增加에 대한 成長寄與率도 生產性增加 要因別 諸指數의 增加率에 比例하도록 生產性要因의 寄與率로 分割한다.

끝으로 總勞動投入에 의한 成長寄與率도 勞動投入要因別 投入增加率에 比例하도록 項目別로 分割한다.

이와 같이 推定된 要因別 成長寄與率의 결과를 보면 非住宅企業部門의 경우 1963~82年間에 國民所得은 年平均 8.6%씩 成長했는데 그 중 약 66.3%에 해당하는 5.7%「포인트」는 總要素投入增加에 起因하고 나머지 2.9%「포인트」(33.7%)는 要素單位當 生產量增加의 寄與率임을 나타내고 있다. 同期間中 總要素投入增加에 의한 成長寄與率 중 勞動投入의 寄與率이 약 3.1%「포인트」로서 資本投入增加에 의한 寄與率 2.6%「포인트」를 훨씬 上廻하고 있다. 勞動投入寄與率中에서는 대체로 就業者數增加要因의 寄與率이 다른 勞動投入要因의 寄與率에 비해서 상당히 높은 2.0%「포인트」를 나타내고 있다. 그리고 1963~82年間 要素

〈表 7〉 非住宅企業部門과 全體經濟의 實質國民所得成長에 대한 要因別 成長寄與率

(단위 : %「포인트」)

	非住宅企業部門			全體經濟		
	1963~72	1972~82	1963~82	1963~72	1972~82	1963~82
實質國民所得成長率	**9.07**	**8.13**	**8.58**	**8.22**	**7.05**	**7.61**
總要素投入	**4.17**	**7.00**	**5.68**	**4.20**	**6.04**	**5.12**
(勞動)	2.51	3.54	3.11	2.98	3.65	3.36
就業者數	1.75	2.12	2.00	1.44	1.89	1.72
平均勞動時間	0.38	0.70	0.56	0.31	0.62	0.48
性·年齡別構成變化	−0.00	0.17	0.07	−0.00	0.15	0.06
教育水準別構成變化	0.37	0.57	0.48	0.30	0.51	0.41
平均勞動時間變化에 따른 能率變化	0.01	−0.02	−0.00	0.01	−0.02	−0.00
政府 및 民間非營利團體의 就業者數	—	—	—	0.92	0.50	0.69
(資本)	1.66	3.46	2.57	1.22	2.39	1.76
構造物및裝備	1.45	3.17	2.30	1.19	2.82	1.98
在庫資產	0.21	0.29	0.27	0.17	0.26	0.23
海外投資	—	—	—	−0.24	−0.78	−0.55
住宅	—	—	—	0.10	0.09	0.10
(土地)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
要素單位當產出量	**4.90**	**1.13**	**2.90**	**4.02**	**1.01**	**2.49**
(資源配分改善)	0.77	0.75	0.77	0.63	0.67	0.66
農業勞動의 相對的減少	0.64	0.72	0.70	0.52	0.64	0.60
自營業主의 相對的減少	0.13	0.03	0.07	0.11	0.03	0.06
(規模經濟의 利益)	1.85	1.56	1.72	1.52	1.39	1.48
經濟規模擴大	1.06	0.91	0.99	0.87	0.81	0.85
消費構造變化	0.79	0.65	0.73	0.65	0.58	0.63
(不規則要因)	0.14	−1.42	−0.72	0.11	−1.26	−0.62
農業生產에 대한 氣候의 影響	0.04	0.01	0.02	0.03	0.01	0.02
需要變動	0.10	−1.43	−0.74	0.08	−1.27	−0.64
(技術進步및其他要因)	2.14	0.24	1.13	1.76	0.21	0.97

單位當 產出量增加要因中에서는 規模經濟利益의 寄與率이 1.7%「포인트」로서 가장 높고 그 다음은 技術進步등의 寄與率 1.1%「포인트」, 資源配分改善의 寄與率 0.8%「포인트」 그리고 不規則要因의 0.7%「포인트」의 負의 寄與率 순서로 그 規模가 推定되고 있다.

非住宅企業部門의 成長要因 推定結果를 1963~72年間과 1972~82年間의 두 期間으로 區分하여 보면 1963~72年間에는 總要素投入增加에 의한 寄與率이 4.2%「포인트」이며 要素單位當 產出量投入增加에 의한 寄與率이 4.9%「포인트」로서 非住宅企業部門 國民所得成長率의 46%는 前者에 의해서 54%는 後者에 의해 설명되므로 要素單位當 生產性向上에 의한 成長寄與率이 生產要素投入보다 약간 높은 寄與를 하였다고 할 수 있다. 반면에 1972~82年間에는 總要素投入增加에 의한 寄與率이 7.0%「포인트」로서 이 部門 所得成長率의 86%를 설명한 데 비하여 要素單位當 生產性向上의 寄與率은 1.1%「포인트」로서 불과 같은 所得成長率의 14%만을 설명할 뿐이다. 이와 같이 後期의 要素單位當 生產性增加要因의 寄與率이 급격히 減少한 이유는 정확히 分析할 수 없으나 前期에 비해서 勞動投入과 資本의 投入增加가 加速化된 반면에 第2次 國際石油波動에 따른 景氣不況(1979~80)과 氣候 영향에 의한 農業生產減少(1980) 等으로 不規則要因이 크게 負의 寄與率을 나타냈기 때문이라고 생각된다. 따라서 技術進步 및 기타要因의 成長寄與率은 前期의 2.1%「포인트」에서 後期에는 0.2%「포인트」로 크게 저하되었는데 이는 대체로 70年代의 政府主導 아래 重化學工業建設과 관련된 投資資源의 非效率的 配分과 80年代初의 全世界的 不況期에 投資된 資本의 낮은 稼動率 때문이라고 생각된다.

전체 經濟에 대한 國民所得의 成長要因推定結果에 있어서 1963~82年間의 國民所得은 年平均 7.6% 成長했는데 總要素投入增加가 5.1%「포인트」의 成長寄與率을 보였으며 이는 全體國民所得成長率의 67.3%를 설명하는 것이고 要素單位當 生產性增加에 의한 寄與率은 2.5%「포인트」로서 같은 所得成長率의 32.7%를 설명하는 것이다. 앞에서 살펴본, 같은 期間의 非住宅企業部門의 要素投入과 要素單位當 生產量增加要因의 國民所得成長率에 대한 寄與度(%)와 전체 經濟에 대한 각각의 寄與度는 서로 비슷하지만 國民所得 年平均成長率이 非住宅企業部門의 年平均成長率보다 낮다는 點에 유의하여야 한다. 이는 전체 國民所得部門에 非住宅企業部門에 포함되지 않은 3個의 小部門, 즉 政府·民間非營利團體와 海外部門 住宅所有部門 및 海外投資所得部門이 포함됐으며 이들의 所得成長率이 非住宅企業部門의 所得成長率보다 낮았다는 사실에 기인된다. 그러나 全體國民所得의 要因別 成長寄與率이 非住宅企業部門의 경우보다 낮아지고 또한 追加的인 要因의 寄與率도 포함하고 있으나 全體國民所得의 주요한 成長要因의 相對的 寄與度는 대체로 非住宅企業部門의 경우와 비슷하다.

이제부터 우리나라 就業者 1人當 國民所得의 所得成長要因別 寄與率의 推定에 대해서 살펴보기로 하자. 〈表 8〉은 〈表 7〉의 總量的 成長要因 推定結果에서와 같이 非住宅企業部門과 全體經濟國民所得部門의 就業者 1人當 所得成長의 要因別 寄與率을 보여주고 있다. 就業者 1人當 國民所得 成長要因의 推定方法은 대체로 總量的 國民所得成長要因의 推定方法과 같다.

다만 就業者 1人當 基準으로 評價되지 않은 모든 要素投入項目을 就業者 1人當 基準으로 成長寄與率을 計算하는 것이 다른 점이다.

그러므로 總量的 成長要因 推定結果에 나타나고 있는 就業者數 增加에 의한 寄與率이 就業者 1人當 成長要因 推定結果에서는 排除되며 資本投入增加의 寄與率도 就業者 1人當 資本「스톡」增加率 基準으로 換算되므로 자연히 總量的 成長要因表의 경우보다 낮아지게 된다. 土地投入의 경우에도 總量的 成長要因表에서는 변화가 없는 것으로 나타나고 있으나 就業者 1人當 基準으로는 土地投入의 減少를 나타내기 때문에 負의 成長寄與率을 나타내게 된다. 그 외에 勞動時間 및 기타 勞動特性變化에 관한 增加率이나 要素單位當 生産量增加를 가져오는 여러 要因의 增加率은 처음부터 就業者 1人當 平均基準으로 推計된 것이기 때문에 就業者 1人當 成長寄與率 推計에서도 별 차이가 없다.

〈表 8〉에서 就業者 1人當 全體國民所得成長率은 1963~82年間에 年平均 4.1%, 그리고 1972~82年間에는 3.8%로서 1963~72年間의 4.4%보다 減少되었다. 두 期間 사이에 就業者 1人當 全體國民所得成長率이 前期보다 後期에 더욱 減少한 것은 總量的 全體國民所得成長率의 두 期間 사이의 減少現象과 매우 유

〈表 8〉 就業者 1人當 國民所得成長의 要因別 寄與率

(단위 : %「포인트」)

	非住宅企業部門			全體經濟		
	1963~72	1972~82	1963~82	1963~72	1972~82	1963~82
實質國民所得成長率	**5.39**	**4.95**	**5.16**	**4.43**	**3.76**	**4.08**
總要素投入增加	**0.57**	**3.82**	**2.28**	**0.25**	**2.75**	**1.54**
(勞動)	0.34	1.60	1.09	0.30	1.43	0.97
平均勞動時間	0.17	0.79	0.55	0.15	0.71	0.49
性·年齡別構成變化	0.00	0.20	0.07	0.00	0.18	0.06
敎育水準別構成變化	0.16	0.63	0.47	0.14	0.56	0.42
平均勞動時間變化에 따른 能率變化	0.01	−0.02	−0.00	0.01	−0.02	0.00
(資本)	0.42	2.70	1.63	0.12	1.75	0.96
構造物및裝備	0.45	2.69	1.66	0.39	2.40	1.46
在庫資産	−0.03	0.01	−0.03	−0.03	0.01	−0.03
海外投資	—	—	—	−0.23	−0.69	−0.48
住宅	—	—	—	−0.01	0.03	0.01
(土地)	−0.19	−0.48	−0.44	−0.17	−0.43	−0.39
要素單位當産出量增加	**4.82**	**1.13**	**2.88**	**4.18**	**1.01**	**2.54**
(資源配分改善)	0.75	0.75	0.76	0.65	0.67	0.67
農業勞動의相對的減少	0.63	0.72	0.69	0.55	0.64	0.61
自營業主의相對的減少	0.12	0.03	0.07	0.10	0.03	0.06
(規模經濟의利益)	1.82	1.56	1.71	1.58	1.39	1.50
經濟規模擴大	1.04	0.91	0.99	0.90	0.81	0.87
消費構造變化	0.78	0.65	0.72	0.68	0.58	0.63
(不規則要因)	0.14	−1.42	−0.71	0.12	−1.27	−0.62
農業生産에대한氣候의影響	0.04	0.01	0.02	0.03	0.01	0.02
需要變動	0.10	−1.43	−0.73	0.09	−1.28	−0.64
(技術進步및其他要因)	2.11	0.24	1.12	1.83	0.22	0.99

사하다. 前期의 就業者 1人當 全體國民所得 成長寄與率의 要因別 推定結果는 技術進步 및 기타要因에 의한 寄與率이 1.8%「포인트」로서 就業者 1人當 成長率의 41%를 설명하는 가장 큰 寄與를 하였으며 다음으로는 規模經濟의 利益效果의 1.5%「포인트」의 成長寄與率을 나타냈다. 그러나 後期(1972~82)에는 前期에 가장 높은 成長寄與率을 보였던 技術進步 및 기타要因이 0.2%「포인트」로 낮은 寄與率을 나타낸 대신에 就業者 1人當 資本投入 寄與率이 1.8%「포인트」의 寄與를 함으로써 全體成長率의 약 47%를 설명하는 가장 높은 寄與率을 기록하였다.

두 期間 사이의 就業者 1人當 所得成長要因別 寄與率이 뒤바뀌는 이유는 後期에 勞動投入과 資本의 投入增加가 加速化됐을 뿐 아니라 第2次 石油波動에 의한 世界的 不況등으로 技術進步 및 기타要因에 의한 寄與率이 急低下되었기 때문이라고 생각된다. 그러나 어떻든 이 두 期間의 就業者 1人當 所得成長要因別 寄與率의 차이 등은 1963~82年間에 대한 統合推定結果에 의해서 대체로 勞動投入, 資本投入, 技術進步 및 기타要因의 就業者 1人當 全體國民所得 成長寄與率과 寄與度에 있어서 平均化되고 있다.

Ⅶ. 國際比較 및 評價

1975年 不變要素費用으로 評價한 우리나라의 實質國民所得은 1963~82年間 年平均 7.6%의 成長率을 보였으며 不規則要因을 除外한 國民所得의 標準成長率은 同期間중 年率 8.2%를 記錄했다. 이같은 成長率을 가능하게 한 要因은 무엇이며 이러한 要因들은 어떻게 變化하여 왔는가? 本稿의 主要目的은 이에 대한 解答을 구하는 일이며 이 目的을 위하여 Denison의 接近方式을 따라 1963~82年間의 우리나라 經濟成長要因을 推定·分析하였다.

〈表 9〉는 우리나라와 日本, 그리고 美國의 國民所得·標準成長率을 설명하는 要因들을 7

〈表 9〉 國民所得 成長要因別 寄與度 順位의 國際比較

	成長寄與率(%포인트)					標準成長에 대한 寄與度(%)				
	韓國			日本	美國	韓國			日本	美國
	1963~72	1972~82	1963~82	1953~71	1948~69	1963~72	1972~82	1963~82	1953~71	1948~69
實質國民所得成長率	8.22	7.05	7.61	8.77	3.85					
不規則要因	0.11	−1.26	−0.62	−0.04	−0.15					
標準國民所得成長率	8.11	8.31	8.23	8.81	4.00	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
(1) 勞動投入(敎育除外)	2.68	3.14	2.95	1.51	0.89	33.0	37.8	35.8	17.1	22.2
(2) 總資本投入增加	1.22	2.39	1.76	2.10	0.79	15.0	28.8	21.4	23.8	19.8
(3) 規模經濟利益效果	1.52	1.39	1.48	1.94	0.42	18.7	16.7	18.0	22.0	10.5
(4) 技術進步및기타要因	1.76	0.21	0.97	1.97	1.19	21.7	2.5	11.8	22.4	29.8
(5) 資源配分改善效果	0.63	0.67	0.66	0.94	0.30	7.8	8.1	8.0	10.7	7.5
(6) 就業者의 敎育水準向上 效果	0.30	0.51	0.41	0.34	0.41	3.7	6.1	5.0	3.9	10.2
(7) 國際貿易障壁의 緩和效果	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0

資料 : 〈表 7〉과 Denison and Chung(1976), pp. 40-48에서 引用함.

個項으로 묶고 成長寄與率의 크기에 따라 순서대로 配列한 것이다. 우리나라의 경우 1963~82年의 全期間中 成長寄與率이 가장 높은 要因은 敎育을 除外한 모든 勞動投入要素들의 合이다. 敎育을 除外한 勞動投入의 增加는 거의 3.0%「포인트」의 寄與를 함으로써 우리나라 國民所得 標準成長率의 35.8%를 설명해 준다. 두번째로 成長寄與率이 높은 要因은 資本投入의 增加로서 1.8%「포인트」, 즉 標準成長率의 21.4%를 설명해 주고 있다. 세번째는 國民經濟의 急速한 成長과 관련된 規模의 經濟利益으로서, 이 要因은 1.5%「포인트」로 標準成長率의 18%만큼을 寄與했다. 技術進步 및 기타要因은 標準成長率의 1.0%「포인트」를 약간 밑도는 11.8%의 寄與를 함으로써 네번째의 要因이 되었다. 農業勞動과 自營業主(無給家族從事者 포함)의 相對的 減少에 따른 資源配分改善效果는 0.7%「포인트」, 즉 8.0%의 成長寄與率을 나타내어 다섯번째를 차지하였다. 끝으로, 就業者의 敎育水準向上效果는 標準成長率의 0.4%「포인트」, 즉 5%를 설명하고 있다.

1963~72年과 1972~82年의 두 期間으로 나누어 主要要因別 寄與率을 比較하여 보면, 敎育을 제외한 勞動投入要因이 兩期間에 걸쳐 가장 큰 寄與를 했다. 이는 지난 20年間 우리나라의 成長이 대체로 雇傭 및 平均勞動時間의 增加에 起因했다는 사실을 反映한다. 技術進步 및 기타要因은 前期에는 1.8%「포인트」로서 成長寄與率이 두번째로 높았으나 後期에는 0.2%「포인트」로 낮아져 가장 낮은 成長寄與率을 나타냈다. 반면에 資本增加에 의한 成長率은 두 期間중 1.2%「포인트」에서 2.4%「포인트」로 倍增하였으며 成長에 대한 資本投入의 相對的 寄與率도 兩期間中 15%에서 28.8%로 증가했다. 따라서 前期에는 4位의 成長寄與率을 보였던 資本投入이 後期에는 두번째로 成長寄與率이 높았다. 規模의 經濟效果의 成長寄與率은 後期의 國民所得實質成長率의 減少를 반영하여 크게 減少하였다.

위의 설명에서 알 수 있는 바와 같이, 우리나라의 1963~82年에 걸친 標準成長率의 57%가 敎育을 제외한 勞動 및 資本 등 要素投入의 增加에 기인했다. 前期에 50%를 약간 밑돈 要素投入의 成長寄與率이 資本投入成長寄與率의 급속한 上昇으로 인해 後期에는 67%로 增加하였다. 이러한 要素投入 成長寄與率의 相對的 水準은 다른 國家들의 推定値와 比較해 볼 때 매우 높은 편이다. 戰後 급속한 國民所得成長을 달성한 日本과 비교해 보아도 우리나라의 要素投入의 成長에 대한 相對的 寄與度가 〈表 9〉에서와 같이 훨씬 높았으며 1948~69年間의 美國의 경우보다도 훨씬 높았다. 이는, 다른 한편으로, 成長에 대한 다른 要素의 相對的 寄與度가 日本·美國보다 우리나라의 경우 매우 낮았음을 의미하는 것이다. 그러나 우리나라의 要素投入(敎育除外) 이외의 要因中 技術進步 및 기타要因을 제외한 다른 모든 要因의 相對的 寄與度는 日本(1953~1971)과 美國(1948~69)의 數値보다 크게 뒤지는 것은 아니다. 1963~82年間 우리나라의 技術進步 및 기타要因의 成長寄與度가 특히 낮은 것은 後期(1972~82)의 寄與度가 크게 減少했기 때문이다. 前期에 우리나라의 同要因의 相對的 寄與度는 標準成長率의 22%였으며 이는 1953~71年間의 日本의 數値와 거의 같은 수준이다.

〈表 10〉에 1963~82年間의 우리나라 就業者 1人當 國民所得의 要因別 標準成長寄與率이

要約되어 있으며 日本 및 美國의 成長要因들과도 比較되어 있다. 1963~82年間 우리나라의 就業者 1人當 國民所得의 年平均 標準成長率은 겨우 4.7%로서 1953~71年間에 日本이 記錄한 8.5%보다 훨씬 낮았다. 우리나라의 國民所得의 標準成長率은 日本의 경우보다 약간 낮을 뿐이지만 就業者 1人當 國民所得의 標準成長率은 日本에서보다 매우 낮다. 그 이유는 우리나라의 雇傭增加率이 日本에서보다 훨씬 빠르므로 就業者增加에 의한 成長寄與率이 日本에 비하여 더욱 높기 때문이다. 그러나 이러한 數値도 1948~69年間의 美國의 상황과 비교해 볼 때는 매우 높은 편에 속하는 것이다. 우리나라의 就業者 1人當 國民所得의 主要要因別 相對的 標準成長寄與度를 日本 및 美國의 경우와 비교해 보면 1963~82年間 우리나라의 規模의 經濟利益의 成長寄與度가 日本과 美國에 비해 매우 높았음을 알 수 있다. 둘째, 全體國民所得에 대한 成長寄與率의 경우와 마찬가지로, 技術進步 및 기타要因이 우리나라에서는 두 先進國에서보다 훨씬 낮은 寄與를 하였다. 1963~82年間 우리나라에서의 技術進步 및 기타要因의 相對的 成長寄與度는 21%였음에 비해 日本(1953~71)과 美國(1948~69)의 경우에는 각각 28%와 51%를 나타내고 있다. 세째, 우리나라에서의 資本投入의 增加는 日本에서보다는 약간 낮은 寄與를 했으나 美國에서보다는 훨씬 높은 寄與를 하였다. 네째, 資源再配分의 改善效果는 日本·美國의 경우와 대체로 同一한 成長寄與度를 나타냈다. 다섯째, 就業時間의 增加와 敎育을 除外한 勞動의 特性變化效果인 勞動投入의 相對的 成長寄與度는 우리나라의 경우 다른 두 國家에서보다 훨씬 높았다. 여섯째, 우리나라의 就業者 1人當 敎育增大의 相對的 成長寄與度는 9%로서 日本에서의 寄與率에 비해서는 2倍정도 크지만 美國의 경우보다는 상당히 낮았다. 마지막으로, 土地의 相對的 寄與度는 −8.3%로서 두 國家보다 상당히 낮았으며 이는 우리나라의 경우 雇傭增大가 더욱

〈表 10〉 就業者 1人當 國民所得 成長要因別 寄與度 順位의 國際比較

就業者 1人當 成長要因	成長寄與率(%포인트)					標準成長에 대한 寄與度(%)				
	韓國			日本	美國	韓國			日本	美國
	1963~72	1972~82	1963~82	1953~71	1948~69	1963~72	1972~82	1963~82	1953~71	1948~69
就業者 1人當 國民所得 成長率	4.43	3.76	4.08	8.45	2.65					
不規則要因	0.12	−1.27	−0.62	−0.05	−0.18					
就業者 1人當 標準 國民 所得 成長率	4.31	5.03	4.70	8.50	2.73	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
(1) 規模經濟利益效果	1.58	1.39	1.50	2.35	0.51	36.7	27.6	31.9	27.6	18.0
(2) 技術進步및기타要因	1.83	0.22	0.99	2.37	1.44	42.4	4.4	21.1	27.9	50.9
(3) 就業者 1人當 總資本 投入增加	0.12	1.75	0.96	1.85	0.40	2.8	34.8	20.4	21.8	14.1
(4) 資源配分率改善效果	0.65	0.67	0.67	1.14	0.36	15.1	13.3	14.3	13.4	12.7
(5) 勞動投入(敎育除外)	0.16	0.87	0.55	0.44	−0.34	3.7	17.3	11.7	5.2	−12.0
(6) 就業者 1人當敎育水準向上效果	0.14	0.56	0.42	0.41	0.50	3.2	11.1	8.9	4.8	17.7
(7) 就業者 1人當土地投入效果	−0.17	−0.43	−0.39	−0.07	−0.04	−3.9	−8.5	−8.3	−0.8	−1.4
(8) 國際貿易障壁의緩和效果	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0

資料 : 〈表 8〉과 Denision and Chung(1976), p. 54.

급속했다는 사실을 반영하는 것이다.

위와 같이 우리나라의 就業者 1人當 標準國民所得의 成長要因을 日本과 美國의 경우와 비교해 보면 技術進步 및 기타要因의 成長寄與率이 두 國家에 비해 특히 낮았다는 사실을 알 수 있다. 技術進步 및 其他要因의 成長寄與率은 全體標準國民所得의 成長要因의 경우와 마찬가지로 就業者 1人當 國民所得의 標準成長寄與率에서도 두 期間(1963~72 및 1972~82) 사이에 크게 減少하였다. 1963~1982年의 全期間中 우리나라에서 技術進步 및 기타要因의 就業者 1人當 標準國民所得의 成長寄與率이 낮은 것은 1972~82年의 期間中에 同要因의 寄與率이 급격히 減少했기 때문이다. 그렇다면 왜 우리나라에서는 後期에 「技術進步 및 기타要因」의 成長寄與率이 급격히 減少했는가?[6]

技術進步 및 기타要因에 의한 成長寄與率은 個別的으로 推定되지 않고 모든 成長要因의 結合으로는 說明되지 않는 「殘餘」要因을 나타낸다. 우리나라는 產業技術水準, 企業組織 및 經營面에서 先進工業國에 뒤진 상태에 있으며 殘餘要因에 의한 成長寄與率은 대체로 先進國과 隔差를 줄이려는 國內產業의 努力의 效果를 반영한다고 볼 수 있다. 이와 같이 이해한다면 우리나라의 경우 後期에 殘餘要因의 寄與率減少에 대하여 몇가지 설명이 가능하다. 그러나 이러한 假說들을 統計的으로 檢證하는 것은 방대한 作業을 요하므로 여기에서는 假說을 提示하는 데 그치려 한다.

(1) 우리나라는 1960年代 初盤에 輸入代替에서 輸出促進으로 工業戰略을 轉換하였다. 1960年代 이후의 輸出指向的 工業化는 準自由貿易으로의 開放을 뜻하며 이러한 開放政策은 國際競爭의 導入으로 國內企業의 技術導入 및 開發努力을 촉진시키며, 投資財의 相對價格을 低下시킴과 동시에 內部的 規模의 經濟 및 輸出生產活動에서만 나타나는 動態的 外部經濟를 利用하도록 자극하는 正의 效果를 통하여 效率性을 創出한다는 見解가 있다[7]. 準自由貿易으로 開放으로부터 創出되는 이러한 效率性은 대체로 1963~72年間에 있어서 「殘餘」要因의 높은 成長寄與率을 설명해 준다고 볼 수 있다. 그렇다면 왜 同要因의 寄與率이 後期에는 급속히 減少했는가? 우선 自由貿易으로의 開放에 따른 初期의 正의 效果가 대체로 1970年代 初盤까지 延長되었다고 판단된다. 둘째, 1970年代에 政府主導의 重化學工業建設과 관련하여 中間財 및 資本財의 輸入代替를 强調함으로써 輸出增大誘引을 弱化시켰다. 이러한 政府主導의 무리한 重化學工業育成은 非效率的 資源配分을 結果했을 수 있으며 이에 따라 1980年代初에 와서 產業構造改編問題를 擡頭시켰다. 政府主導의 重化學工業化로부터 발생한 非效率的 資源配分이 產業效率에 미친 영향을 分析·評價하는 作業은 많은 時間과 努力을 要한다. 그러나 그것이 1972~82年間의 殘餘要因의 寄與率減少와 관련이 있다는 것에

6) Denison(1979)은 1973~76年의 期間中 美國經濟에 있어서도 "技術進步 및 기타要因"의 成長寄與率이 상당히 減少했다는 사실을 알아냈다. 그는 美國에서 殘餘要因의 寄與率이 급격히 減少한 것은 한두가지 주요한 이유로서 설명되는 것이 아니라 產業生產性에 영향을 미치는 많은 要因들에 야기된 것이라고 설명하고 있다. 그러나 最近 美國에서의 殘餘項目의 成長寄與率이 減少했다는 것이 1972~82年間의 우리나라에서의 그 항목의 成長寄與率이 減少한 것에 대한 충분한 이유를 제시해 주는 것은 아니다.

7) Wontack Hong, "The Role of Trade in Economic Development: The Korean Experience," in Korea Development Institute, *Forum on Trade Promotion and Industrial Adjustment*, KDI, 1983, p. 5.

異議를 提起하기는 어려울 것이다.

(2) 우리나라는 1968年에 鄕土豫備軍을, 그리고 1975年에는 民防衛隊를 創設하였다. 이러한 民防衛體制는 北傀의 侵略威脅이 常存하고 있는 우리로서는 매우 重要한 것이다. 이 두 가지 體制下에서는 男性就業者의 상당부분이 1年에 一定時間동안 軍事 및 其他訓練을 받도록 되어 있다. 실제로 18歲부터 50歲까지의 男子人口 대부분이 豫備軍訓練이나 民防衛訓練을 받아야 하며 民防衛隊員의 경우 1年間 法定訓練時間이 1976~77年에는 約 50時間이었고 그후 점차 減少하여 1982年에는 대략 10時間이었다. 訓練을 받기 위해 職場에 缺勤한 것을 正常勤務로 간주하기 때문에 勞動統計에 나타난 就業時間은 訓練에 의해 減少된 만큼 過大推定되었음이 확실하다. 이는 勞動投入의 成長寄與率이 過大評價되었으며 後期에 「殘餘」要因의 寄與率이 급속히 減少한 것은 최소한 部分的으로는 勞動投入의 寄與率을 過大評價한 탓으로 돌려질 수도 있음을 의미한다.

(3) 傳統的 經濟理論에 의하면 競爭的 市場條件은 市場의 效率性을 增加시키고 不完全競爭은 效率을 減少시킨다는 것이 일반적이다. 우리나라에서는 특히 1970年代에 工業化過程의 進展에 따라 產業集中이 深化되어 왔다. 예를 들어 中分類 製造業의 上位3社의 市場占有比率을 出荷額으로 加重平均한 總製造業의 集中率이 1966年에는 54.6%이었으나 1970年에는 58.5%, 그리고 1981年에는 61.3%로 증가했다[8]. 특히 獨寡占企業에 의하여 주로 生產되는 品目에 있어서는 輸入自由化의 측면에서도 큰 進展이 이루어지지 않았다. 따라서 產業集中의 증가는 生產과 「마케팅」에 있어서 競爭을 감소시켰으며 後期에 產業效率을 減少시켰다고 할 수 있다. 이러한 產業效率의 減少는 後期에 있어서 「殘餘」要因의 成長寄與率이 減少한 一部原因을 설명해 줄 수도 있다.

(4) 1973年 이후에 발생한 石油價格의 급속한 上昇도 後期에 나타난 殘餘要因의 成長寄與率에 負의 영향을 미쳤다고 할 수 있다. 石油價格의 上昇은 石油를 代替燃料로 代置하기 위하여 에너지集約的 產業의 資本支出을 强要했고 또한 旣存裝備의 熱效率을 增加시키기 위한 資本支出을 發生시켰다. 물론 이러한 資本支出은 石油의 相對價格이 이전에 비하여 훨씬 높아졌기 때문에 長期的으로는 有益한 것이었으나 1973年 이전의 低油價狀況과 比較해서 油價가 低水準으로 유지되었다면 經濟全體에 대해 不必要했을 附加的 費用이었다.

8) 李奎億(1977), 그리고 李奎億·徐鎭敎(1981) 참조. 1981年 數値는 暫定値임.

▷ 參 考 文 獻 ◁

經濟企劃院, 『國富統計調査報告書』, 1968(1972), 1977(1980).

_____, 『鑛工業統計調査報告書』, 各年度.

經濟企劃院, 『經濟活動人口年報』, 各年度.

_____, 『都小賣業「센서스」報告書』, 1968, 1971, 1979.

經濟企劃院, 『主要經濟指標』, 1982.
_____, 『總人口 및 住宅調査報告』, 1960, 1966, 1970, 1975, 1980.
_____, 『韓國統計年鑑』, 各年度.
勞動部, 『職種別 賃金調査報告書』, 各年度.
農水產部, 『農家經濟 및 農產物生產費調査結果報告』, 1971, 1983.
文敎部, 『文敎統計年報』, 各年度.
韓國銀行, 『經濟統計年報』, 各年度.
_____, 『企業經營分析』, 各年度.
_____, 『物價總覽』, 各年度.
_____, 『產業聯關表作成報告』, 各作成年度.
_____, 『韓國의 國民所得』, 1982.
_____, 『1982年 國民總生產 實績推計』, 1983.
金光錫・朴埈卿, 『韓國經濟의 高度成長要因』, 硏究叢書 ㉕, 韓國開發硏究院, 1979.
金榮奉, 『우리나라 敎育의 需要形態 및 經濟成長 寄與分析』, 硏究調査報告 第75-09卷, 韓國開發硏究院, 1975.
李奎億, 『市場構造와 獨寡占規制』, 硏究叢書 ⑱, 韓國開發硏究院, 1977.
李奎億・徐鎭敎, 『韓國製造業의 產業集中分析』, 硏究調査報告 第81-07卷, 韓國開發硏究院, 1981.
朱鶴中・金用燮・尹珠賢, 『1960～77年 韓國產業資本스톡推計』, 硏究調査報告 第82-06卷 韓國開發硏究院, 1982.
Choo, Hakchung, *Economic Growth and Income Distribution in Korea,* Korea Development Institute, 1978.
Denison, Edward F., *Accounting for the United State Economic Growth, 1929～69,* Washington, D.C., The Brookings Institution, 1974.
_____, *Accounting for Slower Growth: The United State in the 1970s,* Washington, D.C., The Brookings Institution, 1979.
Denison, Edward F., *Why Growth Rate Differ: Postwar Experience in Nine Western Countries,* Washington, D.C., The Brookings Institution, 1967.
_____, and William K. Chung, *How Japan's Economy Grew So Fast,* Washington, D.C., The Brookings Institution, 1976.
Frank, Charles R., Kwang Suk Kim and Larry Westphal, *Foreign Trade Regimes and Economic Development: South Korea,* New York, National Bureau of Economic Research, 1975.
Jorgenson D., and Z. Griliches, "The Explanation of Productivity Change", *Review of Economic Studies,* July 1967, pp. 249-284.
Jorgenson, D., Z. Griliches and E. Denison, *The Measurement of Productivity,* Washington, D.C., The Brookings Institution, 1972.
Kim, Kwang Suk, *Outward-Looking Industrialization Strategy: The Case of Korea,* Korea Development Institute, Working Paper 7407, 1974.
Kravis, Irving B., and Associates, *A System of International Comparisons of Gross Product and Purchasing Power,* The Johns Hopkins University Press, 1982.
Nadiri, M. Ishag, "Some Approaches to the Theory and Measurement of Total Factor Productivity: A Survey", *Journal of Economic Literature,* Vol. 84, 1970.

韓國의 職種別 賃金隔差

朴 恒 求

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序 論
Ⅱ. 職種別 賃金隔差의 實態
Ⅲ. 職種別 賃金隔差의 國際比較
Ⅳ. 事務管理職과 生産技術職의 比較
Ⅴ. 職種別 賃金隔差의 變化
Ⅵ. 向後展望과 政策課題
Ⅶ. 要約 및 結論

Ⅰ. 序 論

어느 나라를 막론하고 個人의 勞動所得(labor earnings)의 크기는 學歷, 職種, 産業, 性, 年齡, 地域 등 여러가지 要因에 의해 影響을 받는다. 우리나라의 경우에는 個人의 勞動所得, 즉 被傭者의 給與水準을 論議하는 데 있어 學歷과 職種이 가장 重要한 變數라고 일컬어지고 있다. 政府에서 賃金政策을 論議함에 있어서 흔히 學歷間 賃金隔差와 職種間 賃金隔差가 問題의 對象이 되고 있으며 이러한 賃金隔差가 社會·經濟 全般에 미치는 影響에 대해서도 많은 論難이 있음을 본다. 本論文에서는 우리나라에서 職種間에 나타나는 賃金構造가 어떠한 樣相을 지니고 있으며 그러한 賃金構造가 다른 나라와 比較해서 어떠한 特徵을 지니고 있는가를 檢討하고 동시에 1970年代를 통해 職種間 賃金隔差가 어떤 變化過程을 겪어 왔는가를 밝히고자 한다.

職種이란 職業의 種類를 의미하며 우리 社會에 職業의 種類는 무수히 많아 이러한 모든 職業의 種類에 따른 賃金의 構造를 밝힌다는 것은 不可能한 일이다. 本硏究에서는 주로 硏究의 對象을 大分類職種으로 制限하여 몇 개의 職種群 사이에 나타나는 賃金構造에 대하여 檢討하고 특히 低賃金職種으로 일컫는 生産職과 主要高賃金職種인 行政管理職, 專門技術職 및 事務職 등의 非生産職 사이에 나타나는 賃金隔差를 中心으로 分析하고자 한다.

本硏究에서 檢討하고자 하는 몇 가지 課題를 列擧하면 다음과 같다.

筆者 : 韓國開發硏究院 硏究委員

첫째, 우리나라의 賃金構造를 大分類職種에서 볼 때 어떠한 樣相을 지니며 外國과 比較할 때 職種間에 나타나는 賃金構造의 特徵이 무엇인가를 밝히고자 한다. 또한 個人別 所得 및 個人屬性에 대한 資料를 利用하여 職種間의 人的屬性의 差異를 除去하고 나타나는 職種別 純賃金의 隔差는 어떻게 나타나는가를 檢討하고자 한다.

우리는 一般的으로 事務管理職이 生産技術職에 비해 賃金面에서나 社會的으로 優待받고 있으며 이러한 現象은 勤勞者들의 學歷을 一定하게 調整하더라도 나타나는 現象이라 생각하고 있다. 本硏究에서 두번째로 다루고자 하는 課題는 大卒勤勞者와 高卒勤勞者들 사이에서 事務管理職이 生産技術職에 비해 어느 정도의 賃金優位를 나타내고 있는지를 살펴보고 이러한 賃金隔差가 어떠한 要因에 의해 誘發되는가를 살펴 보고자 한다.

세번째 課題는 우리나라의 職種別 賃金隔差가 어떠한 變化過程을 거쳐 왔는가에 대해 實證分析이 가능한 1970年代를 통해 檢討하고 이러한 變化過程의 背景에는 어떠한 要因들이 作用하였는가를 살펴 보고자 한다. 또한 美國과 日本 등 外國의 職種間 賃金隔差의 變化過程에 대한 檢討를 통하여 우리에게 주는 示唆點이 무엇인가를 檢討하고 앞으로의 우리나라 職種別 賃金構造의 變化를 展望하여 어떠한 政策課題가 擡頭되는가를 보고자 한다.

Ⅱ. 職種別 賃金隔差의 實態

1. 職種別 平均賃金의 比較

우리나라의 職種別 賃金構造를 勤勞者의 月平均賃金總額 基準으로 살펴보면 〈表 1〉과 같다. 大分類職種 중에서 가장 높은 賃金水準을 보이는 職種은 行政管理職으로서 이들의 賃金은 生産職勤勞者의 賃金을 100으로 할 때 370의 水準을 보이고 있다. 또한 專門技術職 및 事務職의 賃金水準도 生産職의 賃金水準보다 크게 높아 그 倍數는 2.3, 1.6으로 나타난다. 그러나 販賣職과 서비스職의 平均賃金은 生産職과 비슷한 水準을 보이고 있다.

우리나라의 職種別 賃金隔差를 보다 구체적

〈表 1〉 職種別 賃金隔差(1981)

(단위 : %, 원)

	平 均	男	女	中卒以下	高 卒	大卒以上
全 職 種	131.2 (209,641)	130.5 (266,633)	119.0 (118,736)	102.2 (150,775)	108.4 (218,502)	136.4 (491,546)
專門·技術職	230.4	191.7	264.7	150.9	127.5	124.5
行政·管理職	367.5	288.2	446.4	256.4	221.1	189.2
事務職	162.8	157.7	160.3	130.6	109.1	117.6
販賣職	96.1	90.7	123.3	101.0	73.3	99.5
서비스職	100.1	89.5	121.3	101.6	88.8	77.7
生産職	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

註 : 위 表의 月給與額은 年間보너스의 月平均을 포함한 것임.
資料 : 勞動部, 『職種別 賃金實態調査報告書』, 1981.

으로 살펴보기 위해서 職種을 細分하여 行政管理職을 高級管理職과 下位管理職으로 나누고, 專門技術職도 專門職과 高級技術職을 한 그룹으로, 下位技術職을 한 그룹으로 分離하고 生產職은 監督層, 熟練工, 半熟練工, 未熟練·單純勞務職으로 四分하여 各階層의 賃金水準을 比較하였다. 〈表 2〉에 의하면 最低賃金階層인 未熟練·單純勞務職의 賃金水準은 1980年을 基準으로 月平均 10.5萬원이며, 最高賃金階層인 高級管理職은 59.7萬원으로 未熟練·單純勞務職 賃金의 약 6倍에 달한다. 事務職[1]의 賃金은 未熟練·單純勞務職에 비해 약 1.7倍의 높은 水準을 보이나 이를 男女로 나눌 때 勤勞者數가 많은 事務職 女子勤勞者의 月平均給與水準이 12.5萬원이어서 販賣職, 女子事務職, 男子未熟練生產職의 賃金水準은 類似한 것으로 나타난다. 生產職內에서도 生產監督, 熟練技能職, 未熟練·單純勞務職 사이에 상당한 賃金隔差를 보여 熟練技能職의 賃金이 未熟練·單純勞務職의 賃金의 2.5倍 가까운 水準이다.

〈表 2〉 職種別 賃金構造(1980)

(단위 : 千원)

	總給與	
1. 高級管理職	597	
2. 專門技術職	347	
3. 低級管理職	372	
4. 테크니션	208	
5. 生產監督	258	
6. 販賣職	126	男(136)
7. 事務職	171	男(248), 女(126)
8. 熟練生產職	245	
9. 半熟練生產職	179	
10. 單純未熟練生產職	105	男(135)

註 : 各項目이 포함하는 職種小分類;
1 : 211/2 : 013, 021, 022, 023, 024, 025, 026, 027, 028, 029, 041, 051, 052, 053, 061, 063, 065, 067, 08, 12, 131/3 : 212, 300/4 : 014, 031, 032, 033, 034, 035, 036, 037, 038, 039, 068, 069, 071, 072, 076/5 : 700/6 : 45/7 : 33/8 : 技能長 및 技能士1級/9 : 技能士2級 및 技能士補/10 : 單純 및 其他 生產職勤勞者

資料 : 勞動部, 『職種別 賃金實態調査報告書』, 1980.
但, 8, 9, 10의 賃金水準은 KDI所藏 1980年 職種別 賃金調査 Tape資料에서 導出함.

물론 위와 같은 職種別 賃金隔差는 個個人의 賃金을 決定하는 여러가지 要因을 감안하지 않은 職種別 全體勤勞者의 平均賃金의 比較로서 勤勞者의 人的屬性을 감안하여 보면 賃金隔差가 다소 줄어든다. 먼저 男女別로 나누어 職種別 賃金隔差를 살펴 보면 男子勤勞者의 경우에는 生產職勤勞者의 賃金을 100으로 할 때 管理職 288, 專門技術職 192, 事務職 157, 서비스職 89로서 職種別 隔差가 다소 줄어든다. 그러나 女子勤勞者의 경우에는 生產職勤勞者의 賃金이 매우 낮은 反面에 高賃金職種에서는 男女別 賃金隔差가 그다지 크지 않아 오히려 職種別 賃金隔差가 더 크게 벌어지게 된다.

또한 敎育程度別로 나누어서 職種別 賃金隔差를 살펴 볼 때 나타나는 樣相은 全體勤勞者의 경우와 크게 다르다. 大卒者의 경우에는 生產職從事者의 數가 적어 生產職勤勞者를 基準으로 各職種의 賃金水準을 比較하기는 어렵지만 生產職의 賃金을 100으로 할 때 專門技術職, 行政管理職 및 事務職의 賃金水準은 각각 124.5, 189.2, 117.6이다. 그러나 學歷水準이 낮아질수록 職種間에 나타나는 賃金隔差는 더욱 커져 生產職 對 管理職의 賃金比率이 高卒勤勞者의 경우 2.2, 中卒勤勞者의 경우에는 2.6임을 〈表 1〉을 통해 볼 수 있다.

1) 여기에서 事務職은 事務職種의 大宗을 이루는 經理員, 出納員 및 關聯從事者를 따로 뽑은 것으로 이를 男女로 區分하면 人員構成은 약 1 : 2의 比率을 보이며 賃金水準은 男子가 24.6萬원, 女子가 12.5萬원이다.

이와 같이 性·學歷 등의 人的屬性을 고려할 때 나타나는 職種間 賃金隔差는 全體勤勞者 平均賃金에서 나타나는 隔差보다 완화되기는 하나 行政管理職의 賃金은 他職種에 비해서 여전히 높게 나타난다. 이는 管理職이 經歷·年齡 등에 있어 他職種과 큰 隔差를 나타내고 있기 때문이다.

2. 純賃金隔差의 推定

앞 節에서 살펴 본 職種別 賃金隔差는 職種間의 人的 構成의 差異가 고려되지 않는 平均賃金의 隔差이다. 이에 반해 職種間의 人的 構成의 差異를 除去하고 난 후에 나타나는 賃金隔差는 純粹한 의미에서의 職種別 賃金隔差라 할 수 있다. 즉 純賃金隔差는 同一한 屬性을 가진 勤勞者間에 단지 職種이 다르다는 理由만으로 發生하는 賃金隔差를 보여준다.

職種間에 人的屬性의 差異를 제외한 純賃金隔差를 推定하기 위해서 아래와 같은 賃金函數를 設定하고 그 基本形式에 職種「더미」(dummy)를 사용하였다[2]. 賃金函數의 基本模型은

$$\begin{aligned} y &= f(S, T_1, T_2, T_3) \\ &= a_0 + a_1 S + a_2 T_1 + a_3 T_2 + a_4 T_3 + a_5 T_1^2 \\ &\quad + a_6 T_2^2 + a_7 T_3^2 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (1) \end{aligned}$$

위 式에서

S : 敎育年數

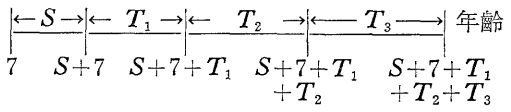
T_1 : 職種外 經 歷年數

T_2 : 外部 經 歷年數

T_3 : 內部 經 歷年數

위에 나타난 經歷에 대한 세 가지 變數 T_1, T_2, T_3는 正規敎育 후의 期間을 〔圖 1〕에서와 같이 세 가지로 區分함으로써 유도된다. 즉, 正規敎育以後의 勞動市場의 經歷期間은 첫째, 現在의 職種에 종사하기 전까지의 期間인 職種外 經歷年數(T_1), 둘째, 現在의 職種에 종사한 期間 중 現在의 職場外에서의 勤勞期間(T_2), 그리고 現職場에서의 勤續期間(T_3)으로 나누어진다.

〔圖 1〕 經歷期間의 區分



S : 敎育年數

T_1 : 職種外 經歷年數(outside occupational experience)

T_2 : 外部 經歷年數(outside firm experience)

T_3 : 內部 經歷年數(firm experience)

위의 式에 각종「더미」O_i를 追加하여 추정된 賃金函數는,

$$\begin{aligned} y &= a_0 + a_1 S + a_2 T_1 + a_3 T_2 + a_4 T_3 + a_5 T_1^2 \\ &\quad + a_6 T_2^2 + a_7 T_3^2 + d_1 O_1 + d_2 O_2 + d_3 O_3 \\ &\quad + d_4 O_4 + d_5 O_5 + d_6 O_6 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (2) \end{aligned}$$

위에서 勤勞者가 속한 職種이

專門技術職이면 $O_1=1$, 나머지는 0

行政管理職이면 $O_2=1$, 나머지는 0

事務職이면 $O_3=1$, 나머지는 0

販賣職이면 $O_4=1$, 나머지는 0

서비스職이면 $O_5=1$, 나머지는 0

農林水産職이면 $O_6=1$, 나머지는 0이며

TW=月平均給與額/1,000이다.

2) 賃金函數의 基本模型에 대하여는 拙稿(1983) 참조.

위의 式은 生產職 勤勞者의 賃金을 職種間 賃金比較의 基準으로 삼았다. 따라서 職種「더미」의 係數 d_i가 0이 아님이 統計的으로 有意性을 가질 때 이는 人的屬性의 差異를 除去하고 난 후 i職種과 生產職 사이에 賃金隔差가 d_i만큼 發生하고 있음을 의미한다. 즉, 위 賃金函數의 推定을 통하여 S, T_1, T_2, T_3 등의 人的屬性이 同一한 勤勞者에 있어 다만 職種이 다름으로 인하여 생기는 賃金隔差를 파악할 수 있는 것이다.

本硏究에서는 1980年度 勞動部의 職種別 賃金實態調査의 原資料를 各項目別 構成을 고려하여 縮小한 25,705名에 대한 調査資料(KDI 所藏 Tape資料)를 사용하였다. 이들 勤勞者를 男女別로 區分하고 이들에 대해 各各 式(2)의 賃金函數를 OLS方式에 의해 推定한 結果가 〈表 3〉에 나타나 있다. 推定結果에 따르면 賃金水準의 決定에 가장 크게 기여하는 變數는 男子勤勞者의 경우 敎育年數이며 그 다음이 勤續年數(T_3)로 나타났다. 이에 반해 女子勤勞者의 경우는 賃金水準 寄與度의 順序가 內部勤續年數(T_3), 外部經歷年數(T_2), 敎育年數의 順으로 나타나 學歷보다는 經歷이 賃金水準決定에 있어 더 큰 作用을 하고 있는 것으로 나타났다[3].

〈表 3〉 賃金函數의 推定結果(1980)

	男		女	
	係 數	t-統計値	係 數	t-統計値
常數	−86.68		15.16	
S	17.15	42.32	4.95	21.91
T_1	6.07	20.66	2.26	13.44
T_2	5.86	19.53	5.02	13.93
T_3	15.62	29.64	8.86	25.98
T_1^2	−0.10	−11.96	−0.06	−12.87
T_2^2	−0.02	−1.45	0.07	2.01
T_3^2	−0.21	−6.93	0.03	1.09
O_1	67.33	17.11	97.96	36.96
O_2	194.56	44.91	335.86	28.21
O_3	22.92	8.94	30.11	25.52
O_4	−22.88	−1.61	0.70	0.10
O_5	−40.74	−9.71	7.51	3.96
O_6	−23.18	−0.81	−17.29	−0.81
R^2	0.511		0.492	
F	1261.9		742.6	
N	15,734		9,971	

또한 「더미」變數의 推定係數는 男女 모두 販賣職(O_4)과 農水產職(O_6)을 除外하고 統計的으로 有意한 것으로 判明되었다. 男子勤勞者의 경우에는 行政管理職(O_2), 專門技術職(O_1), 事務職(O_3)의 「더미」값이 크게 나타나 이들 職種이 人的屬性을 감안한 후에도 生產職에 비해 높은 賃金이 支拂되고 있음을 알 수 있다. 女子勤勞者의 경우에는 O_1, O_2, O_3, O_5 모두 生產職보다 높은 賃金을 받는 것으로 나타났는데 특히 行政管理職(O_2)과 餘他職種간의 賃金隔差는 현저함을 볼 수 있다. 또한 男女간에 各職種의 「더미」係數의 變化幅을 比較해 보면 女子의 경우가 훨씬 더 커서 人的屬性을 調整하고 난 후의 職種間 賃金隔差는 女子 勤勞者의 경우에 더 큰 폭으로 나타남을 알 수 있다.

職種間 人的 構成의 差異를 除去하고 난 후의 職種別 賃金隔差를 보다 明確히 보기 위해서 〈表 3〉의 職種「더미」係數를 사용하여 〈表 4〉를 作成하였다.

〈表 4〉는 學歷과 經歷이 同一한 勤勞者들에 있어서 다만 職種이 다르기 때문에 발생하는

3) 위에서 女子勤勞者의 경우 學歷에 대한 係數가 男子보다 매우 적게 나타난 것은 推定對象 女子勤勞者 標本의 대부분이 中卒, 高卒이며 學歷間 賃金隔差가 두텃한 大卒勤勞者는 극히 적게 포함되어 있기 때문에 나타나는 현상으로 실제 女子勤勞者간에 學歷間 賃金隔差가 크지 않다고 해석하기는 어려움.

賃金隔差인 職種間 純賃金隔差를 보여 준다.

이를 男女別로 職種間 平均賃金의 隔差를 나타내는 〈表 1〉과 比較하여 보면, 男子勤勞者의 경우 賃金隔差는 크게 줄어들어 專門技術職, 行政管理職, 事務職의 生産職 對比 賃金隔差指數는 191.7, 288.2, 157.7에서 139.8, 251.5, 113.5로 各各 縮小하였다. 女子勤勞者의 경우에도 專門技術職, 事務職, 서비스職의 生産職 對比 賃金隔差指數는 264.7, 160.3, 121.3에서 219.3, 136.7, 109.1로 각각 縮小하였으나, 다만 行政管理職의 生産職 對比 賃金隔差는 446.4에서 509.0으로 더욱 擴大됨을 볼 수 있다.

職種間의 人的屬性의 差異를 除外하고 난 후의 賃金隔差가 縮小되어 나타났다는 事實은, 高賃金職種이 學歷이 높거나 經歷이 많은 勤勞者로 주로 이루어져 있으며 低賃金職種은 주로 低學歷이나 低經歷의 勤勞者로 構成되어 있음을 이야기한다. 다만 女子 行政管理職勤勞者는 他職種에 비해 높은 賃金을 받지만 그에 相應할 만큼의 高學歷이나 高經歷이 아니므로 人的屬性을 除去한 후의 賃金隔差가 더 크게 벌어진 것으로 볼 수 있다.

Ⅲ. 職種別 賃金隔差의 國際比較

우리나라의 職種別 賃金隔差를 다른 나라의 경우와 比較하는 데에는 여러가지 어려움이 따른다. 職種分類에 있어 同一한 基準이 사용되기 어려우며 또한 資料蒐集이 細密한 職種別로는 어려워, 國家間의 의미있는 比較가 이루어지기 어렵기 때문이다. 아래에서는 주어진 資料내에서 우리나라와 世界 여러나라의 職種別 賃金構造를 比較함으로써 우리나라의 職種別 賃金構造의 特徵을 밝혀 보고자 한다.

먼저 日本의 경우를 살펴 보면 1980年을 基準으로 大企業 部長級 管理職의 月平均定額給與는 47.4萬円이며 事務職 平均이 16.2萬円, 男子 生産職勤勞者의 代表職種인 自動車組立工이나 鎔接工이 16.4萬円이며 女子販賣職이 11.7萬円, 女子生産職 중에서 織布工이 9.9萬円으로 高級管理職과 最下位職種과의 相對賃金比率은 약 4.7 : 1 정도로 나타나는 것으로

〈表 4〉 人的屬性 調整後의 職種別 賃金隔差 (1980)

	專門技術職	行政管理職	事務職	서비스職	生産職
男子	139.8	251.5	113.5	86.5	100.0
女子	219.3	509.0	136.7	109.1	100.0

註 : 1) 比較基準이 되는 生産職 男女勤勞者의 平均賃金은 勞動部, 『職種別 賃金實態調査報告書』, 1980에 依據하였음.
2) 販賣職과 農水産職은 「더미」係數의 t-값이 낮아 除外하였음.

〈表 5〉 日本의 職種別 賃金水準(1980)

(단위 : 千円)

	給與額
大企業管理職(部長)	474.4
大企業管理職(係長)	273.5
醫師	547.1
大學敎授	477.5
事務職	161.8
타이피스트	141.5
運轉士	165.8
自動車組立工	163.8
鎔接工	165.2
織布工(女)	99.4
販賣職(女)	117.3

註 : 보너스를 제외한 月給與額.
資料 : 日本生産性本部, 『活用勞働統計』. 1981.

보인다. 그러나 高級管理職의 賃金水準의 基準으로 策定된 大企業 部長級 管理職의 賃金이 管理職一般의 月平均給與額보다는 높을 것이라는 점을 감안할 때 실제로 이 比率은 위의 數値보다는 낮을 것으로 판단할 수 있다.

臺灣의 경우에는 全産業에 대한 資料의 蒐集이 不可能하여 製造業에 한하여 職種別 賃金構造를 檢討하였다. 〈表 6〉에서 보는 바와 같이 1982年의 製造業勤勞者 月平均給與額은 12,678NT$이며 管理職이 26,191NT$, 事務職이 10,682NT$, 專門技術職이 19,177NT$, 生産職 技能工이 13,962NT$이며 그중 熟練度가 낮은 縫製工은 9,975NT$, 熟練度가 높은 電工은 15,839NT$이다. 이러한 資料를 根據로 볼 때 臺灣의 경우 最低賃金職種으로 女性事務職이나 縫製工 등의 平均給與와 高級職種으로서 管理職의 平均給與의 相對比率은 약 2.6:1임을 알 수 있다. 이는 日本이나 우리나라보다 크게 낮은 比率로 비슷한 經濟發展形態를 거쳐온 세 나라의 賃金構造를 比較함에 있어 臺灣의 경우 賃金隔差가 日本보다 낮고 우리나라의 경우에는 臺灣이나 日本보다 매우 큰 賃金隔差를 보이고 있음은 매우 흥미있는 일이다.

싱가포르의 경우를 보면 1981年을 基準으로 專門技術職·管理職의 週平均給與는 410.9SD, 事務職·販賣 및 서비스職은 144SD, 生産職은 129SD로서 下位職種平均과 上位職種平均의 給與比率은 3.2:1이다. 그러나 싱가포르의 경우는 臺灣, 日本과 같이 管理職, 生産職을 高級과 低級으로 나누어 區分할 수 없기 때문에 의미있는 賃金構造比較가 어렵다.

4) Phelps Brown(1977), p. 32.

歐美諸國의 職種別 賃金隔差에 대한 最近資料는 蒐集이 어려웠으나 Phelps Brown의 硏究에서 引用한 各國의 職種別 賃金構造에 대한 資料가 〈表 8〉에 나타나 있다[4]. 이 資料에서는

〈表 6〉 臺灣의 職種別 賃金水準(1982)

(단위 : NT$)

	月給與額
管理職	26,191
總經理	30,021
課長	17,495
事務職	10,682
技術者	19,177
造船技術者	20,366
土木技術者	22,944
工業設計	18,133
電子技術者	17,905
테크니션	12,924
技能工	13,962
鍛造工	12,335
板金工	13,199
電工	15,839
配管工	17,899
縫製工	9,975
作動工	10,021

註 : US$42=NT$1

資料 : 行政院, 『中華民國七十一年 臺灣地區 各業職業別 薪資調査報告』.

〈表 7〉 싱가포르의 職種別 賃金構造

(단위 : SD)

	全職種	管理職및 專門技術職	事務職, 販賣職및 서비스職	生産職
1973	82.9	210.6	69.9	56.6
1974	97.6	247.8	83.1	64.7
1975	111.1	277.9	92.1	73.8
1976	116.3	291.4	94.8	78.0
1977	124.3	308.0	100.3	82.2
1978	131.3	319.7	108.5	88.2
1979	142.8	341.9	116.6	96.6
1980	161.4	377.9	130.8	110.4
1981	184.1	410.9	144.0	129.1

註 : 위의 數値는 週當平均賃金임.

資料 : *Singapore Statistical Yearbook*, 1982.

職種을 10個 單位로 區分하여 高級管理職, 專門技術職, 下級管理職, 테크니션(technician), 生產監督者(foreman), 販賣職, 事務職, 그리고 技術程度에 따라 生產職을 三分하여 各職種의 賃金水準을 國別로 比較하고 있다.

〈表 8〉의 結果에서 나타나는 몇가지 特徵은 다음과 같다. 첫째, 위에 提示된 7個國의 職種間 賃金은 나라에 따라 커다란 差異를 나타내고 있다. 最低賃金職種인 單純勞務職의 賃金과 最上位賃金職種의 比率은 이탈리아의 경우 7.2 : 1, 프랑스 5.8 : 1, 美國 2.3 : 1, 西獨 1.8 : 1 등으로 이탈리아·프랑스 등의 나라에서는 職種間의 賃金隔差가 매우 크게 나타나고 있으며, 西獨·노르웨이·美國 등의 나라에서는 職種間의 賃金隔差가 아주 적게 나타나고 있다.

또 하나의 特徵은 위에 나타난 여러 나라의 職種別 賃金構造를 볼 때 대부분의 나라에서 賃金水準의 職種別 順位가 同一하게 나타나고 있다는 점이다. 作業監督者職種과 下位技術職(technician)의 賃金順位가 나라마다 조금씩 다르고, 熟練生產職과 事務職의 賃金順位가 조금씩 差異나는 경우는 있으나 西歐諸國의 一般的인 職種別 賃金順位는 各國間에 커다란 差異없이 維持되고 있다.

職種別 賃金構造의 樣相이 나라마다 커다란 差異를 보이고 있는 것을 說明하는 데에는 經濟發展의 水準이나 程度가 매우 說明力있는 變數로 나타난다. 一般的으로 後進國에서 職種間 賃金隔差는 相對的으로 높게 나타나며 經濟發展이 進行됨에 따라서 賃金隔差가 점차 縮小된다. 이는 初期開發段階에 있어 制限된 人力供給能力의 範圍 안에서 高級管理人力, 技術技能人力 등의 새로운 職種에 대한 需要가 급격히 擴大됨에 따라 賃金隔差가 크게 나타나나 經濟發展에 따라 時間을 두고 새로운 職種에 대한 勞動力의 供給이 擴大되기 때문이다. 一般的으로 敎育水準이 全般的으로 擴大된다든지 또는 經濟發展과 함께 國民生產水準이 全般的으로 向上됨에 따라 國民 個個人의 能力의 隔差가 줄어들게 되며, 또한 生產過程에 있어 機械設備의 重要性이 커짐에 따라 個

〈表 8〉 西歐諸國 및 美國의 職種別 賃金構造

	덴마크 (1965)	프랑스 (1964)	西獨 (1965)	이탈리아 (1959)	노르웨이 (1964)	英國 (1960)	美國 (1958)
高級管理職	2.6	2.9	1.45	3.3	1.9	2.1	1.4
專門技術職	2.4	2.4	1.55		1.9		1.4
下級管理職	1.3	1.55	1.05	0.95	1.0	0.95	
테크니션	0.9	1.2	1.2	1.4	1.15		
現場監督	1.1	1.15				1.15	1.15
販賣職	0.7	0.85	0.8	0.7	0.8		1.0
事務職	0.8	0.8				0.8	1.05
熟練生產職	0.75	0.7	1.0	0.6	0.9	0.9	0.9
半熟練生產職		0.6	0.9	0.5	0.85	0.65	
未熟練生產職	0.6	0.5	0.8	0.45	0.8	0.6	0.6

註 : 1) 위의 賃金構造는 男子勤勞者를 대상으로 作成되었음.
2) 各國의 比率은 全職種勤勞者 平均賃金과 各職種에서의 平均賃金間의 比率임.

資料 : Phelps Brown(1977)에서 再引用. 引用된 原資料는 UN, E.C.E., *Incomes in Post War Europe: Economic Survey in Europe in 1965*, Part 2, 1967.

人의 熟練度에 따른 生產性隔差가 줄어 들기 때문이다. 이렇게 經濟發展의 程度를 통해 各國의 賃金隔差樣態의 差異를 어느 정도 說明할 수 있다.

그러나 〈表 8〉에서 나타난 西歐諸國의 賃金隔差의 差異를 說明하는 데에서 經濟發展 또는 市場勢力에 의한 賃金構造의 樣態決定은 큰 說明力을 지니지 못한다. 즉 위의 表에 나타난 歐美 7個國은 國家간에 약간의 差異는 있으나 經濟成長의 水準이 類似하고 特定職種에 대한 심각한 勞動力不足이 長期間에 걸쳐 유지되었다고 판단하기 어렵기 때문이다. 그러나 이들 나라 사이에도 위에서 본 바와 같이 매우 심한 賃金構造의 差異를 보이고 있음을 볼 때 오히려 이들 나라의 賃金構造에 대한 說明은 經濟的 變數보다는 社會的 慣習에 依存하는 것이 妥當할 것으로 보인다.

위에서 본 例 중 특히 西獨과 프랑스에서의 賃金構造의 差異는 Phelps Brown의 硏究에서 흥미롭게 說明되고 있다[5]. 西獨과 프랑스의 類似業種의 몇개 企業을 선택하여 各國의 賃金構造를 (1)高位管理職, (2)一般管理·事務職 및 技術職과 (3)生產職으로 나누어 볼 때 일반적으로 (1)/(2), (2)/(3), (1)/(3)의 賃金比率이 西獨의 경우가 프랑스보다 크게 낮은 것으로 나타났다[6]. 그러나 人力構造面에서는 相對的으로 賃金이 높은 (1)과 (2)職種의 人力比重이 오히려 프랑스의 企業群에서 더 크게 나타나는 것을 보았다.

이러한 現象을 說明하는 背景으로서는 企業內部的 要因과 社會慣習的 要因등의 여러가지 要素를 고려할 수 있다. 賃金決定慣行에 있어 프랑스의 경우에는 一般的으로 各職種마다 서로 相異한 賃金表가 마련되어 있고 能力과 職種內의 地位에 따라 職種內에서의 賃金이 決定되는 反面에, 西獨의 경우에는 大部分의 企業에서 全從業員을 망라하는 單線賃金表가 使用되고 個人의 能力에 따라 單線賃金表 內에서 賃金이 決定된다. 또한 社會慣習的으로 權威가 중시되는 프랑스의 經營風土에서는 職級上의 階層이 細分化되어 있어 工場內部組織에 있어서도 工場監督階層이 組監督(charge hands), 監督(foreman), 副總監督(assistant super intendant), 總監督(super intendant) 등의 많은 層이 있다. 그러나 西獨의 경우에는 權威主義的 命令系統에 의한 作業執行方式보다는 勞使協議制등의 運營을 통해 相互協議的 執行方式이 經營의 基本이 되고 있어 위에 列擧한 工場監督層에도 監督(foreman)의 職位만이 있을 뿐이다. 또한 高位職에 대한 養成·採用方式이 두 나라 사이에 큰 差異를 보이고 있다. 프랑스의 경우에는 주로 高等敎育을 履修함으로써 얻는 資格證이 高位職에로의 就業에 매우 중요하게 作用하나 西獨의 경우에는 대부분의 高位職種이 企業內部에서 오랜 經驗의 蓄積을 통해 高位職으로의 上方移動으로 充員되고 있다.

위에서 본 바와 같이 한나라의 職種別 賃金構造는 各 나라에서의 經濟的인 要素外에도 企業經營慣行이나 社會的 慣習등에 크게 影響을 받고 있음을 西獨과 프랑스 두나라의 職種別 賃金構造를 보다 具體的으로 比較·檢討함으로써 알 수 있었다.

國際比較에서 나타나는 우리나라의 職種別

5) Phelps Brown(1977), p. 33.

6) (1)/(3)의 비율이 프랑스의 경우 최고 3.57, 최저 2.86인 데 반하여 西獨의 경우 최고 2.34, 최저 1.88로 두 나라 사이에 큰 차이를 보이고 있음. Phelps Brown, 前揭書 參照.

賃金構造의 特徵을 指摘한다면 첫째, 우리나라가 社會的 慣習이나 歷史的 背景이 우리와 相對的으로 類似하다고 할 수 있는 臺灣, 日本 등에 나타나는 職種別 賃金隔差보다 더 큰 賃金隔差를 보이고 있다는 점이다. 日本의 경우에는 1960年代이후 勞動市場構造의 變化로 賃金隔差가 크게 줄어들게 되었으며 같은 시점에서 經濟成長水準의 差異가 있으므로 어느 정도의 職種別 賃金隔差의 크기는 우리나라가 經濟成長水準이 日本보다 크게 뒤지기 때문에 나타나는 現象으로도 理解할 수 있을 것이다. 그러나 臺灣의 경우는 우리나라와 經濟成長水準이 크게 差異나지 않는다는 점에서 볼 때 臺灣이 우리나라보다 職種別 賃金隔差가 작다는 점은 우리에게 큰 示唆點을 준다.

臺灣의 경우에도 經濟成長過程을 통해서 職種別 賃金隔差가 初期 成長段階에서는 조금씩 커지다가 1970年代 後半에 들어서면서 점차 縮小되어가는 趨勢를 보이고 있다고 지적되고 있다[7]. 그러나 賃金隔差의 變化過程 속에서도 우리나라와 같은 정도의 職種別 賃金隔差를 經驗하지는 않은 것으로 보인다. 現 硏究段階에서는 臺灣의 勞動市場與件, 社會慣習, 賃金水準 등에 대한 資料 및 理解不足으로 왜 臺灣에서 職種別 賃金隔差가 우리나라보다 훨씬 작은 幅으로 나타나는가에 대한 보다 明確한 說明을 導出하기는 어려우나 이러한 課題는 앞으로 매우 흥미있는 硏究對象이 될 것으로 생각된다.

歐美諸國의 職種別 賃金隔差를 우리나라와 比較할 때 우리나라의 職種別 賃金隔差는 歐美諸國 중 賃金隔差가 매우 심한 이탈리아나 프랑스의 構造와 비슷한 點을 지적할 수 있다[8].

職種別 賃金構造의 國際比較에 있어 우리나라에서의 賃金의 職種別 順位와 다른 나라의 경우를 比較하면 큰 差異를 보이지 않는다. 一般的으로 管理職이 專門技術職보다 높은 賃金水準을 보이며 事務職과 販賣職의 賃金水準이 生産職중 熟練生産職보다는 조금 낮은 水準을 나타내는 것이 一般的인 傾向이다. 우리의 경우 몇가지 두드러지게 눈에 띄는 特徵이라면 첫째로 高級管理職과 專門技術職의 賃金隔差가 우리나라의 경우 다른 나라보다 매우 크게 나타난다는 점이다. 臺灣의 경우 高級管理職과 專門技術職의 賃金比率은 3 : 2의 水準이며 기타 歐美諸國에서는 西獨의 경우 專門技術職이 오히려 높은 賃金水準을 보이고 資料가 可能한 다른 나라에서도 두 職種 사이에 거의 비슷한 賃金水準을 나타내고 있으나 우리나라에 있어서는 高級管理職과 專門技術職의 相對賃金比率이 6 : 3.5로 나타나고 있다. 둘째로 生産職勤勞者 內에서도 熟練勞動者와 未熟練單純勞動者 사이의 相對賃金比率은 1.8 : 1로서 歐美諸國의 事例 중 가장 높은 比率인 1.5 : 1보다 높은 것으로 나타나 우리나라의 경우 生産職 勤勞者內에서도 熟練度에 따른 賃金隔差가 外國에 비해 크게 나타나고 있다는 것이다.

7) Walter Galenson(1979)에 의하면 技術水準에 따른 賃金隔差, 즉 未熟練勤勞者의 熟練勤勞者에 대한 賃金比率은 1950年代부터 계속 擴大되다가 1976年의 時點에서는 縮小하는 趨勢를 보인다고 지적되었음.

8) 위의 比較에서 歐美諸國의 賃金構造는 1960年代 初盤의 資料들로 現存의 時點까지는 많은 變化가 있었을 것이 自明하므로 解釋상에 注意를 기울여야 할 필요가 있음.

Ⅳ. 事務管理職과 生產技術職의 比較

事務管理職이 生產職보다 社會的으로나 所得面에서 크게 優待받고 있다는 것이 우리의 一般的 認識이며 이러한 現象 때문에 優秀人力의 技能職이나 理工系列로의 誘因이 어렵고 長期的으로 이러한 與件은 技術立國, 產業立國이라는 國家的 課題의 達成에 큰 制約이 된다고 論議되고 있다. 本章에서는 大卒 및 高卒 男子勤勞者를 중심으로 事務管理職과 生產技術職의 賃金을 比較하여 두 職種에서의 賃金隔差가 어떤 樣態를 보이며 이러한 賃金隔差를 誘發하는 要因이 무엇인가 살펴 보고자 한다.

〈表 9〉에 나타난 1982年의 商工會議所 集計 標準者모델賃金에 의하면 大卒者의 경우 事務管理系列과 生產技術系列 職種間의 賃金隔差는 두드러지게 나타나지 않으며 오히려 生產技術系列이 모든 職級에서 事務管理系列에 비해 조금 높은 賃金水準을 보이고 있다[9]. 그러나 高卒者의 경우에는 男女 모두 事務職의 賃金이 生產職보다 높게 나타나고 있다.

이러한 賃金隔差의 樣相을 보다 具體的으로 檢討하기 위하여 第Ⅱ章에서 提示된 形態의 賃金函數를 大卒 및 高卒勤勞者를 對象으로 賃金函數를 職種別로 推定하여 比較하였다. 이때 學歷이 同一한 勤勞者의 賃金函數의 形態는,

$$Y=f(T_1, T_2, T_3)$$
$$=a_0+a_1T_1+aT_2+a_3T_3+a_4T_1^2$$
$$+a_5T_2^2+a_6T_3^2 \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3)$$

또한 위의 賃金函數를 사용하여 두 職種에서의 平均賃金의 隔差를 몇개의 部分으로 나누어 賃金隔差의 誘發要因을 檢討할 수 있다. 즉 事務職과 生產職의 賃金函數를 各各

$$Y_c=a_0^c+\sum_i a_i^c X_i^c$$

〈表 9〉 標準者모델 賃金에 의한 比較

(단위 : 원)

	大 卒			高 卒	
	事務職	生產職		事務職	生產職
社員初賃	240,603	246,590	(男) 初賃	158,374	133,135
2 年	271,642	277,670	2 年	186,408	168,352
4 年	324,317	329,549	4 年	234,115	196,372
課長初賃	401,846	412,593			
3 年	466,524	474,587	(女) 初賃	121,599	98,224
部長初賃	559,664	574,629	2 年	136,792	118,243
3 年	626,776	640,648	4 年	169,055	131,048

註 : 1982년 1月 基準, 1,084個 製造業體 調査結果에 의한 月平均給與總額(보너스 除外)
資料 : 商工會議所, 『標準者모델 賃金調査報告』, 1982.

9) 商工會議所, 『標準者모델 賃金調査報告』, 1982.

$$Y_p = a_0^p + \sum_i a_i^p X_i^p$$

위에서 Y는 賃金, X_i는 人的資本要素로서 式(3)에서 T_i를 의미하며 c와 p는 各各 事務職과 生産職을 나타내는 어깨글자이다. 이때 事務職과 生産職의 平均賃金의 隔差($\bar{Y}_c - \bar{Y}_p$)는 아래와 같은 세 가지 部分으로 分離될 수 있다.

〈表 10〉 賃金函數의 推定結果(高卒男子, 1980)

	事務·販賣·서비스職	t-값	生産職	t-값
常數	127.98		91.66	
T_1	3.99	5.48	6.54	10.55
T_2	5.33	8.36	7.27	10.86
T_3	18.25	15.51	21.25	17.42
T_1^2	−0.08	−3.23	−0.15	−5.62
T_2^2	0.11	2.69	−0.18	−4.31
T_3^2	−0.33	−4.55	−0.66	−6.91
$\overline{TW}$	218.73		180.45	
$\overline{T}_1$	9.13		7.35	
$\overline{T}_2$	0.58		1.17	
$\overline{T}_3$	3.82		2.74	
R^2	0.2728		0.3311	
F	141.66		214.62	
N	2,273		2,608	

〈表 11〉 賃金函數의 要因別 分解
(高卒男子, 1980)
(事務·販賣·서비스職 對 生産職)

	人的資本要素差異	係數差異	計
截 片	—	—	36.32
T_1	3.81	−12.76	−8.95
T_2	−3.03	1.20	−1.83
T_3	15.53	−2.74	12.79
計	16.31	−14.30	38.33

10) 賃金函數는 1980年 職種別 賃金調査의 母集團에서 抽出한 2,608名의 生産職과 2,273名의 非生産職을 對象으로 推定되었음.

$$\begin{aligned}\bar{Y}_c - \bar{Y}_p &= (a_0^c + \Sigma a_i^c \bar{X}_i^c) - (a_0^p + \Sigma a_i^p \bar{X}_i^p) \\ &= (a_0^c - a_0^p) + (\Sigma a_i^c \bar{X}_i^c - \Sigma a_i^p \bar{X}_i^p) \\ &= (a_0^c - a_0^p) + \Sigma a_i^c \bar{X}_i^c - \Sigma a_i^c \bar{X}_i^p \\ &\quad + \Sigma a_i^c \bar{X}_i^p - \Sigma a_i^p \bar{X}_i^p \\ &= (a_0^c - a_0^p) + \Sigma a_i^c (\bar{X}_i^c - \bar{X}_i^p) \\ &\quad + \Sigma \bar{X}_i^p (a_i^c - a_i^p)\end{aligned}$$

위에서 $(a_0^c - a_0^p)$는 두 賃金函數에서의 截片의 差異를 나타내며, $\Sigma a_i^c(\bar{X}_i^c - \bar{X}_i^p)$는 두 職種에서의 人的要素 T_i의 差에 基因하는 賃金隔差를, 또한 $\Sigma \bar{X}_i^p (a_i^c - a_i^p)$는 賃金函數에 나타나는 人的資本要素의 推定係數의 差에 基因하는 賃金隔差를 나타내는 部分이다.

먼저 高卒者의 경우 男子勤勞者를 生産職과 事務·販賣·서비스職 등의 非生産職으로 나누어 式(3)의 賃金函數를 各各 推定한 結果가 〈表 10〉에 나타나 있다[10]. 먼저 두 職種의 勤勞者의 平均賃金은 生産職이 180.4千원, 事務職이 218.7千원으로 事務職의 賃金이 38.3千원 가량 높다. 또한 T_i의 平均値를 比較하면 T_i의 合이 事務職은 13.5, 生産職은 11.2로서 事務職 勤勞者의 年齡이 조금 높고 經歷年數 및 勤續年數 모두 事務職이 조금 높게 나타나고 있으며 또한 經歷年數 중 勤續年數의 比重이 事務職에서 훨씬 크게 나타나고 있다. 이러한 現象, 즉 $T_3/(T_3+T_2)$가 事務職에서 크다는 것은 事務職이 職場定着性이 높다는 점을 示唆한다.

〈表 10〉에 提示된 推定係數를 比較할 때 나타나는 첫번째 特徵은 截片 a_0의 推定値가 事務職에서 월등히 크게 나타난다는 점이다. 이는 $T_1=T_2=T_3=0$, 즉 高等學校 卒業直後의 初賃金에서부터 事務職이 높은 賃金을 받는다는 것을 의미한다. 그러나 T_1에 대한 各係數

의 推定値는 生産職이 오히려 높게 나타나고 있어 初賃金의 劣位가 점차 挽回되는 것으로 나타나고 있다[11].

위의 結果를 土臺로 高卒 男子勤勞者 生産職과 事務職 平均賃金의 隔差를 分解한 結果가 〈表 11〉에 提示되어 있다. 表에서 보는 바와 같이 事務職의 生産職에 대한 賃金의 優位는 截片에서 나타나는 優位와, 人的資本要素에서 나타나는 優位(즉 年齡 및 勤續年數의 優位)가 係數의 差異에 의해 나타나는 賃金劣位로 相殺되고 남은 殘餘分이며 특히 核心的인 差異는 截片의 差異에서 나타난다는 점이 强調되어야 하겠다.

〈表 12〉 賃金函數의 推定結果
(大卒男子, 1980)

	事務職	t-값	專門技術職[1]	t-값
常數	210.56		202.49	
T_1	6.61	3.45	17.75	4.37
T_2	4.46	3.29	11.29	3.52
T_3	34.83	12.04	28.00	4.29
T_1^2	−0.13	−1.63	−0.55	−3.51
T_2^2	0.02	0.21	−0.14	−0.87
T_3^2	−1.44	−7.26	−0.40	−1.00
$\overline{TW}$	342.02		378.82	
$\bar{T}_1$	6.68		6.19	
$\bar{T}_2$	0.16		1.88	
$\bar{T}_3$	3.87		3.40	
R^2	0.230		0.398	
F	47.42		23.88	
N	959		224	

註 : 1) 專門技術職 중에서 職種中分類 02, 03, 즉 建築技術者, 工學技術者 및 關聯技術工만을 포함하였음.

大卒者의 경우 事務職과 技術職에 대한 賃金比較의 結果는 〈表 12〉 및 〈表 13〉에 提示되어 있다[12].

〈表 12〉에서 提示된 바와 같이 大卒事務職과 技術職의 平均賃金의 隔差는 36.8千원이며 勤續年數는 事務職이 조금 길지만 經歷年數는 技術職이 약 1年 더 긴 것으로 나타났다. 또한 外部經歷年數가 總經歷年數에서 차지하는 比重(T_2/T_2+T_3)은 技術職이 事務職보다 크게 나타나고 있어 事務職의 職場定着度가 技術職보다 높은 것으로 보인다. 이는 賃金函數推定에서 나타난 T_2와 T_3에 대한 係數比較를 통해 說明될 수 있다. 外部經歷(T_2)과 內部經歷(T_3)의 代替可能度,

$$RS_{T_3,T_2}=\frac{\partial Y/\partial T_2}{\partial Y/\partial Y_3}$$

는 技術職의 경우

$$RS_{T_3,T_2}=\frac{4.4}{34.8-2.8T_3}$$ 이며

〈表 13〉 賃金函數의 要因別 分解
(大卒男子, 1980)
(專門技術職[1] 對 事務職)

	人的資本要素差異	係數差異	計
截片	—	—	−8.07
T_1	−7.54	46.43	39.89
T_2	16.40	−0.57	15.83
T_3	−11.92	2.19	−9.73
計	−3.06	48.05	36.92

註 : 1) 專門技術職 중에서 職種中分類 02, 03, 즉 建築技術者, 工學技術者 및 關聯技術工만을 포함하였음.

11) $\left.\frac{\partial Y}{\partial T_3}\right]_{生産職}=21.2-1.32T_3$, $\left.\frac{\partial Y}{\partial T_3}\right]_{事務職}=18.2-0.66T_3$. 따라서 $\frac{\partial Y}{\partial T_3}$, 즉 勤續年數의 增加에 따른 賃金增加分은 T_3가 6 以後에는 生産職보다 事務職이 크게 되므로 賃金劣位의 挽回는 一時的인 것으로 보아야 함.

12) 大卒者의 경우는 生産職 就業者는 對象에서 除外하고 技術職으로 各種技術者 및 關聯技術工 중 大卒者를 選定하였고(職種分類 02/03), 事務職의 경우에는 事務職全體중 大卒者를 選定하였음. 行政管理職從事者는 技術職이나 事務職의 昇進으로 이루어진다고 할 때 行政管理職의 一部는 技術職으로 一部는 事務職으로, 分離하여 포함되어야 하나 行政管理職의 過去經歷에 대한 記錄이 없어 分離가 不可能하였고 이에 따라 行政管理職은 比較對象에서 除外하였음.

事務職의 경우

$$RS_{T_3,T_2}=\frac{11.29}{28-0.8T_3}$$

이다. 따라서 $T_3=0$일 때, 事務職에 있어 1年의 外部經歷은 0.12年의 勤續年數와 代替될 수 있는 데 비해 技術職에서는 1年의 外部經歷이 0.38年의 勤續年數와 代替될 수 있음을 의미하며 따라서 技術職에서의 外部經歷의 相對的 重要度가 事務職보다 크게 높음을 알 수 있다.

〈表 13〉에 나타난 賃金隔差의 分解에 의하면 大卒者의 경우 技術職의 賃金優位는 賃金函數의 係數差異, 특히 T_1의 係數가 事務職보다 월등히 높기 때문인 것으로 나타났다. T_1는 定義上 學校卒業後 現職種에 就業하기 前까지의 期間을 나타내는 것으로 이를 年齡水準의 類似値로 解釋할 때 技術職에서 年齡에 대한 補償이 事務職보다 높다는 賃金函數의 意味는 明確한 解釋이 따르기 어렵다[13].

지금까지 檢討한 結果를 要約하면 大卒勤勞者들에게는 技術職이 事務職보다 조금 높은 賃金을 支給받고 있으나 高卒勤勞者들의 경우에는 事務職의 賃金이 生產職보다 높게 나타난다. 또한 大卒勤勞者들에서의 技術職의 賃金優位는 經歷에 대한 相對的 重要度에서 基因되며, 高卒勤勞者들에서의 事務職의 賃金優位는 初賃金의 隔差와 勤續年數의 長期化에 주로 基因하는 것으로 判明되었다. 大卒技術職의 相對賃金의 優位는 事務職 勤勞者들 중 行政管理職을 포함시킬 때 어느 정도 縮小될 것으로 豫測되긴 하지만 技術者의 相對的인 供給不足으로 技術職의 賃金優位는 充分히 이해된다. 그러나 高卒勤勞者들 사이에서 生產職과 事務職 사이에 初賃부터 두드러진 差異를 나타내는 理由가 무엇인가는 뚜렷한 背景을 찾아 보기 어렵다.

먼저 限界理論에 立脚하여 問題를 볼 때에 두 職種 사이의 賃金隔差는 두 職種 사이의 生產性隔差에 의해 誘發된다. 그러나 한 企業에서 生產活動을 통한 附加價値創出에 있어 두 職種間의 生產性隔差를 명확하게 判斷하기는 매우 어려운 일이다. 두번째 가능한 解釋으로 두 職種에서 要求되는 技能習得에 필요한 個人的인 投資費用의 差異 때문에 賃金隔差가 誘發된다고 할 수 있다. 그러나 生產職 勤勞者들이 흔히 거치는 工高敎育은 一般敎育보다 個人的인 費用面에서나 公敎育費의 面에서 훨씬 높은 것으로 알려져 있어 이러한 解釋도 커다란 說明力을 지니지 못한다. 또 다른 解釋으로는 高卒生產職 勤勞者들은 事務職에 비해 그들보다 낮은 學歷의 所持者들과의 代替可能性이 相對的으로 높아 生產職勤勞者의 供給餘力이 事務職보다 相對的으로 큼으로써 事務職의 賃金優位가 誘發될 수 있다고 하겠다.

그러나 위와 같은 經濟的 側面에서의 解釋은 高卒男子 勤勞者의 事務職 賃金優位를 說明하는 데 充分한 說得力을 지닌다고 하기 어려우며 오히려 社會慣習的인 要因에 의해 隔差가 誘發된다고 하겠다. 즉 企業內에서 各職種의 賃金을 決定하는 데 있어 個個人의 生產性에 立脚한 賃金算定에 의해 生產職이 事務職보다 낮은 賃金을 支給받는다기보다는 事務職이 一般的으로 높은 職位에 있으므로 그 職位에 相應하는 賃金을 支拂한다는 의미에서

13) T_1=年齡－敎育年數－經歷年數.
技術職의 賃金函數推定은 224名을 對象으로 한 것이므로 標本數의 不足으로 인한 推定偏倚가 發生할 수 있다.

事務職의 賃金이 生産職보다 높게 나타난다고도 볼 수 있다. 한편 이러한 企業內에서의 賃金慣行이 社會的인 一般通念上 事務職의 價値評價가 生産職보다 높다는 社會慣習에 의해 默認 또는 社會的으로 無理없이 受容되고 있다고도 하겠다.

그러나 이와 같이 社會的 慣習에 의해 設定된 事務職의 賃金優位는 人力配分上 커다란 問題를 惹起한다. 事務職 優待로 優秀人力이 生産職으로 誘因되기 어려우며 生産職 勤勞者들도 그 職種에 長期間 從事함에 따르는 經驗蓄積을 도모하기보다는 他職種으로의 轉出을 위해 努力할 것은 自明한 일이다. 現在 工業高等學校에서 一般的으로 겪고 있는 높은 脫落率, 相對的 低學歷化 등도 결국은 事務職賃金優位에서 派生되는 問題인 것이다.

參考로 日本의 高卒男子 生産職과 事務職勤勞者의 年齡別 賃金을 比較하여 볼 때 두 職種의 賃金은 30歲 以前까지 差異를 나타내지 않으며 年齡이 높아감에 따라 事務職의 賃金이 相對的으로 점차 높아져 50~54歲 年齡階層에서는 生産職의 賃金이 事務職賃金의 70%에 머무는 것으로 나타난다(表 14 參照). 이는 生産職의 特性上 肉體的 勞動의 限界가 40歲前後해서 나타남에 따른 것으로 이해할 수 있어 그 隔差의 妥當性을 어느 정도 認定할 수 있으나 우리나라와 같이 初賃水準에서부터 生産職이 낮은 賃金을 支給 받는 現象은 찾아 볼 수 없다.

〈表 14〉 生産職과 事務職의 賃金比較
(日本, 1980)

(단위 : 千円)

	高卒 生産職	大卒 事務管理職	高卒 事務管理職
18~19歲	102.4	—	101.1
20~24歲	120.8	128.1	122.6
25~29歲	150.0	156.2	158.0
30~34歲	176.9	206.7	194.3
35~39歲	199.3	262.8	232.9
40~44歲	206.7	323.4	258.6
45~49歲	204.8	372.3	278.9
50~54歲	200.4	403.0	288.2
55~59歲	176.4	352.3	264.1
60~64歲	148.0	289.1	221.2

註 : 製造業 男子勤勞者.
資料 : 日本勞働法令協會, 『勞働統計年報』, 1980.

V. 職種別 賃金隔差의 變化

1. 우리나라의 變化過程

우리나라의 職種別 賃金隔差의 變化를 具體的으로 分析할 수 있는 資料는 1970年代 以後로 制限되어 있어 職種別 賃金隔差의 長期的인 變化에 대한 分析은 本硏究의 對象에서 除外하였다[14]. 外國의 경우 職種別 賃金構造의 變化에 대한 分析에 있어 職種間 賃金構造는 短期間에는 安定的이라는 判斷下에 長期的으로 職種間 賃金隔差가 어떤 形態로 變化하며 이러한 變化들을 主導하는 要因들이 무엇인가를 硏究의 主要關心事로 두었다. 그러나 資料에 나타난 바를 보더라도 우리나라에서는 1970年代 以後 職種別 賃金隔差가 큰 變化를 겪어왔고 또한 同期間에 우리나라의 經濟構造나 規模도 매우 빠른 速度로 成長變化하였으며 이에 따른 勞動市場의 變化도 급격하였음에 비추어 1970年代에 나타난 職種別 賃金構造의

14) 職種別 賃金隔差를 分析할 수 있는 基本資料인 勞動部의 職種別 賃金調査는 1971年부터 實施되었으며 1960年代의 資料는 찾아내기 어려움.

變化分析도 의미있는 일이라 하겠다.

〈表 15〉에는 1971~81年사이의 生產職을 100으로 한 各職種의 賃金水準이 提示되어 있다. 表에 의하면 1970年代를 통해서 職種間 賃金의 相對順位는 큰 變化없이 그대로 持續된 것으로 보인다. 즉 行政管理職, 專門技術職, 事務職 등은 계속해서 高賃金職種으로서의 位置를 유지하여 왔고, 販賣職, 서비스職, 生產職의 賃金은 相對的으로 低位를 면하지 못하였다. 그러나 低賃金職種內에서 販賣職의 生產職에 대한 相對的인 位置는 1970年代를 통하여 계속 低下되었고 1980年代 後에는 오히려 生產職보다 낮은 水準을 나타내고 있다.

1970年代를 통해 職種間 賃金의 相對的 順位가 계속 유지되어 왔기는 하나 職種間에 나타나는 賃金의 隔差는 同期間中 큰 變化를 보

〈表 15〉 職種別 賃金隔差의 變化

	專門技術職	行政管理職	事務職	販賣職	서비스職	生產職
1971	233.4	359.2	204.4	117.8	89.8	100.0
1972	230.8	381.5	183.1	133.0	90.7	100.0
1973	252.7	406.0	205.7	151.3	99.6	100.0
1974	211.2	353.6	197.4	130.0	92.0	100.0
1975	265.4	457.8	214.5	123.4	103.5	100.0
1976	291.6	473.8	222.3	112.2	102.6	100.0
1977	271.2	438.6	205.8	130.7	99.8	100.0
1978	269.6	431.2	181.3	125.4	98.5	100.0
1979	256.1	423.5	176.0	107.3	97.3	100.0
1980	245.7	395.4	161.8	89.3	100.4	100.0
1981	230.4	367.5	162.8	96.1	100.1	100.0

註 : 賃金은 月給與總額+보너스/12
資料 : 勞動部, 『職種別 賃金實態調査報告書』, 1971, 1979, 1980, 1981.

〈表 16〉 職種別 賃金上昇率 趨勢

(단위 : %)

	專門技術職	行政管理職	事務職	生產職(A)	非生產職平均(B)	全產業名目賃金上昇率	全職種平均	B/A
1972	9.7	11.5	−4.4	5.0	5.6	17.5	1.8	1.12
1973	15.7	23.2	26.1	12.7	21.6	11.5	19.6	1.70
1974	16.6	18.0	32.0	39.3	22.2	31.9	32.0	0.56
1975	39.1	49.0	20.7	12.6	36.2	29.5	18.1	2.87
1976	42.8	33.5	36.3	32.1	37.5	35.5	35.1	1.17
1977	13.4	15.1	15.1	23.9	14.5	32.3	20.3	0.60
1978	32.6	29.3	19.0	35.1	26.9	32.1	33.9	0.76
1979	30.3	38.2	33.3	38.9	33.9	35.0	36.6	0.87
1980	13.9	8.6	9.0	18.2	10.5	28.3	19.1	0.57
1981	13.8	12.5	20.1	21.7	15.4	20.7	20.0	0.71

註 : (B)는 專門技術職, 行政管理職, 事務職 세 職種賃金上昇率의 算術平均.
全產業名目賃金上昇率은 各年度 平均賃金의 前年對比 上昇率.
全職種平均은 職種別 賃金調査에서 나타난 平均賃金 上昇率.
資料 : 經濟企劃院, 『主要經濟指標』, 1982.

였다. 〈表 15〉에서 볼 수 있는 것과 같이 生産職 賃金을 100으로 할 때의 行政管理職의 賃金水準은 1976年을 頂點으로 1970年代 前半을 통해 계속 上昇하였으며 그 이후 계속 減少하여 1981年의 職種別 賃金隔差는 1971年과 類似한 水準을 보이고 있다. 또한 〈表 15〉에 의하면 行政管理職의 生産職에 대한 相對賃金水準뿐만 아니라 高賃金職種으로 일컬어지는 專門技術職이나 事務職의 相對賃金水準 또한 1976年까지 增加하다가 그 以後부터 계속 減少하는 趨勢를 보였다.

職種別 賃金構造의 變化는 各職種에서 賃金이 서로 다른 比率로 上昇하게 됨에 따라 나타난다. 〈表 16〉에는 專門技術職, 行政管理職, 事務職 및 生産職의 1970年代를 통한 每年 賃金上昇率이 比較되어 있다. 이 表를 통해 볼 때 高賃金職種, 즉 非生産職 3個職種의 平均賃金上昇率과 生産職의 賃金上昇率間의 比率은 1976年까지는 1974年을 제외하고 1보다 컸으며 그 以後는 1보다 작고, 특히 1975年 한해에는 거의 3에 가까운 比率을 보여 1975年 한해 동안에 高賃金職種과 生産職間의 賃金隔差가 深化되었음을 알 수 있다.

여기서 指摘되어야 할 點은 職種別 賃金調査에서의 調査對象賃金은 每年 3月의 賃金과 調査期間前 1年동안에 支拂된 보너스總額으로서 職種別 賃金調査에서 나타나는 賃金水準의 每年의 變化는 全勤勞者의 年度別 賃金上昇率과 어느 정도의 乖離를 보이고 있다는 것이다. 예를 들어 1972年 年平均賃金의 1971年 年平均賃金對比 上昇率은 17.5%이었으나 職種別 賃金調査에 나타난 全勤勞者 平均賃金上昇率은 1.8%에 그쳐 職種別 賃金調査에 나타나는 賃金上昇패턴으로 實際 賃金變化를 정확하게 파악하기 어려운 경우가 發生한다. 특히 1975年의 職種別 賃金調査에서 나타나는 職種間 賃金上昇趨勢, 즉 上位職種賃金의 大幅上昇(36.2%)과 生産職의 小幅上昇(12.6%)은 1975年의 年中 賃金上昇率이 29.5%에 달했다는 점에서 볼 때 生産職의 賃金引上이 過小評價되었다고 판단되므로 그 해의 賃金變化를 適切히 反映하였다고 보기 어렵다.

위에서 指摘된 職種別 賃金調査報告書의 資料를 補完할 수 있는 資料로는 每月勞動統計調査에 나타나는 生産職과 非生産職의 賃金統計가 사용될 수 있다. 〈表 17〉에는 常用勤勞者 10人 以上을 雇傭하는 事業體에 대한 標本調査인 每月勞動統計調査報告結果에서 製造業의 生産職과 非生産職의 每月給與總額을 年中平均하여 集計된 1973～81年사이의 두 職種의 月平均賃金 및 上昇率이 提示되어 있다[15]. 〈表 17〉에 의하면 製造業에서 生産職과 非生産職의 賃金隔差는 1977年까지 擴大되어 오다가

〈表 17〉 生産職·非生産職 賃金隔差變化

(단위 : 원)

	A 生産職賃金	C 引上率 (%)	B 非生産職賃金	D 引上率 (%)	B/A	D/C
1973	18,908	—	40,577	—	2.15	—
1974	25,298	33.8	54,460	34.2	2.15	1.01
1975	32,370	27.9	74,014	35.9	2.29	1.29
1976	43,411	34.1	94,897	28.2	2.19	0.83
1977	54,454	25.4	129,759	36.7	2.38	1.44
1978	73,450	34.8	171,371	32.1	2.33	0.92
1979	94,838	29.1	215,296	25.6	2.27	0.88
1980	119,439	25.9	253,065	17.5	2.19	0.68
1981	144,485	20.9	295,778	16.8	2.05	0.80

資料 : 勞動部, 『每月 勞動統計調査報告書』.

15) 위에서 非生産職이라 함은 生産職을 除外한 全勤勞者를 指稱한 것으로 對象業體가 製造業임에 비추어 이에 포함된 勤勞者는 주로 專門技術職, 行政管理職 및 事務職일 것으로 思料됨.

1978年 以後부터 縮小되기 시작하여 1980年 以後는 縮小趨勢가 빨라지고 있다.

여기서 指摘되어야 할 사항은 1976~78년 사이에는 景氣의 급격한 過熱과 中東特需現象으로 인하여 大卒初賃을 中心으로 高賃金論爭이 일어났고 高級人力에서나 生産職人力에서 모두 스카웃現象이 深化되어 離職率이 높아지고 賃金浮上現象이 두드러지게 일어났다는 것이다.[16] 이로 미루어보아 1976~78年의 期間동안에 賃金引上이 어떤 職種에 두드러지게 편향되어 이루어졌다고 보기는 어렵다.

위의 資料들을 綜合하여 보면 우리나라의 職種別 賃金隔差, 특히 低賃金職種인 生産職의 賃金과 高賃金職種인 行政管理職, 專門技術職, 事務職 등의 非生産職 賃金의 隔差는 1977, 78年 前後를 起點으로 그 以前까지는 隔差가 擴大되다가 그 以後 縮小되었다고 要約할 수 있다. 이러한 變化를 說明하는 要因은 勞動市場의 需給與件과 制度的 要因의 變化로 나누어 아래와 같이 檢討될 수 있다.

먼저 需要側面의 變化를 살펴 보자. 〈表 18〉에는 1970, 1975, 1980年 各年度의 센서스 調査에 의한 職種別 就業者數의 1970年代의 變化過程이 要約되어 있다. 1970年代 全體를 통해서는 全體職種中 事務職의 就業者數가 가장 빠른 速度로 增加하였고 이에 이어 專門技術職, 生産職의 順으로 就業者數가 增加하였다. 또한 1970年代를 前後半으로 나누어 볼 때 前半期에도 事務職의 雇傭增加率이 他職種에 비해 크게 높았으나 生産職의 增加率이 專門技術職이나 行政管理職에서보다 높았다. 反面에 1970年代 後半期에는 生産職의 雇傭增加가 專門技術職, 行政管理職, 事務職 등의 雇傭增加보다 낮은 速度를 보였다.

1970年代의 勞動供給側面에서의 變化는 農村人口, 學校別 卒業者數, 進學率趨勢 등을 통해 檢討할 수 있다. 朴世逸 博士(1983)의 推計에 의하면 中學卒業者의 勞動力流入은 1970~75年 사이에 약 64萬名, 1976~80年 사이에 약 54萬名으로 中卒者의 勞動力流入이 1970年代 後半에는 相當히 減少하였으며 反對로 高等學校卒業者의 勞動力流入은 70年代 前半에 62萬名, 後半에 106萬名으로 後半에 크게 增加하였고 또한 2年制 및 大學院을 포함해서 全體高等敎育機關卒業者의 勞動力流入은 1970年代 前半에 20萬名, 後半에 28萬名으로 增加되었다[17].

〈表 18〉 職種別 就業者의 變化(1970·1975·1980)

(단위 : 千名)

	專門技術	行政管理	事務	販賣	서비스	農業	生産職	計
1970	322.8	95.8	593.5	1,028.1	678.6	5,148.0	2,197.8	10,064.6
1975	417.4	102.3	844.2	1,317.1	815.8	6,190.0	2,890.7	12,577.5
1980	580.9	133.6	1,203.2	1,531.1	894.6	4,768.4	3,569.7	12,681.5
年平均增加率(%)								
1970~75	5.3	1.3	7.3	5.1	3.8	3.8	5.6	4.6
1975~80	6.8	5.5	7.3	3.1	1.9	−5.1	4.3	0.2
1970~80	6.1	3.4	7.3	4.1	2.8	−0.8	5.0	2.3

資料 : 經濟企劃院, 『總人口 및 住宅調査報告』, 各年度.

16) 製造業의 離職率은 1976, 77, 78, 79年에 각각 4.4%, 5.1%, 5.9%, 6.3%로 上昇하였음.
17) 朴世逸(1983) 參照.

특히 中學 및 高等學校 進學率이 1970年代 後半부터 급속하게 上昇하여 1978年에는 中學進學率이 90%, 高校進學率이 80% 水準에 달함에 따라 우리나라 生產職 從業員의 大宗을 이루는 國卒 또는 中卒 年少勞動力이 점차 枯渴되어 왔다(表 19 參照).

또한 1970年代의 農家人口變化趨勢를 통해 勞動供給與件의 變化를 보면 農家人口는 1970~80年사이에 1,442萬名에서 1,083萬名으로

〈表 19〉 上級學校 進學率

(단위 : %)

	中學進學	高校進學	大學進學
1965	54.3	69.1	32.3
1970	66.1	70.1	26.9
1972	71.0	67.2	29.1
1974	73.9	67.6	26.5
1976	79.5	75.5	23.8
1978	89.7	79.3	22.0
1981	96.5	86.5	35.3

註 : 進學率은 下級學校 卒業者中 上級學校 進學者 比率.
資料 : 經濟企劃院, 『韓國의 社會指標』, 1982.

〈表 20〉 年齡別 農家人口變化

(단위 : 千名, %)

	總農家人口	變化率	14歲~19歲 人口	變化率
1970	14,422	—	1,497	—
1971	14,712	2.0	2,107	40.7
1972	14,677	−0.2	2,232	5.9
1973	14,645	−0.2	2,337	4.7
1974	13,459	−8.1	1,789	−23.5
1975	13,244	−1.6	1,980	10.7
1976	12,785	−3.5	1,911	−3.5
1977	12,309	−3.7	1,833	−4.1
1978	11,527	−6.4	1,685	−8.1
1979	10,883	−5.6	1,625	−3.6
1980	10,831	−0.5	—	—

資料 : 農水產部, 『農林統計年報』, 各年度.

18) 大卒者 및 高卒 非進學者는 1972年 2.9萬名, 12.4萬名, 1976年 3.4萬名, 23.6萬名, 1980年 5萬名, 34萬名으로 增加됨.

급격히 減少하였으며 특히 14~19歲 年齡層도 1973年을 起點으로 絶對數가 減少하는 趨勢를 보이고 있어 農業部門에 대한 勞動力提供源으로서의 供給餘力이 점차 縮小되고 있다.

以上과 같이 勞動市場與件의 變化를 볼 때 1970年代의 職種別 賃金構造의 變化를 主導한 要因은 需要側面보다 주로 供給側面에서 緣由된 것이 아닌가 생각된다. 1970年代 前半에 生產職의 雇傭이 非生產職의 雇傭보다 빠르게 增加한 데 반해 賃金上昇이 오히려 非生產職에서 더 높았던 것은 生產職에 대한 供給餘力이 農村人口의 移動, 高學歷으로의 未進學등으로 相對的으로 豊富하였으나 非生產職 특히 專門技術職이나 行政管理職에 대한 供給餘力은 大卒者不足등으로 相對的으로 豊富하지 못한 데에 따른 것이라 생각된다. 또한 1970年代 後半, 특히 1978年 以後부터 生產職 賃金이 非生產職보다 빠르게 增加한 것은 農村의 勞動力 供給餘力이 相對的으로 減少하고 上級學校 進學率이 提高되어 國卒·中卒의 年少勞動力供給이 빠르게 고갈됨에 따라 生產職의 賃金上昇이 급격하게 이루어지는 데에 비해, 大卒者와 高卒非進學者의 絶對數가 增加하여 非生產職에 대한 供給餘力이 점차 擴大되었던 데에 基因한다고 보인다[18]. 또한 1980年과 1981年에는 극심한 不況 속에서 就業者數가 減少하고 失業率이 크게 늘어나는 가운데서도 生產職의 賃金이 非生產職의 賃金보다 빠르게 上昇한 것은 이 期間 중 第2次 오일쇼크로 인한 급격한 物價昂騰으로 低賃金階層에 대한 生活保障이 시급한 課題여서 賃金調整이 政府의 强力한 呼訴에 의해 上薄下厚의 形態로 이루어졌기 때문이다.

勞動市場의 需給狀況 變化 外에도 各職種에

서의 人的屬性의 時系列變化는 職種間 賃金構造의 變化要因으로 대두된다. 즉 한 職種의 學歷이나 經歷年數, 勤續年數가 다른 職種에 비해 相對的으로 크게 變化한다면 그에 따라 相對賃金도 變化할 것이다. 〈表 21〉에는 男子 勤勞者의 職種別 敎育履修年數, 經歷年數, 勤續年數가 1972, 76, 80年 세 時點에서 각각 集計되어 있다. 表에서 나타나는 바로는 敎育年數나 經歷年數, 勤續年數가 어느 職種에서나 커다란 變化를 나타내는 것으로 보이지는 않는다. 따라서 1970年代의 職種別 賃金構造變化를 檢討하는 데 있어 職種間의 人的 構成의 變化가 主要한 要因으로 作用한다고 생각되지 않는다.

마지막으로 制度的 要因이 職種別 賃金構造의 變化에 어떤 作用을 하였는가를 살펴보자. 1970年代에는 勞動組合이 量的으로 크게 擴大하여 1979年에는 組合員數가 100萬名을 넘어서게 되었다. 그러나 經濟規模가 擴大됨에 따른 被傭者 增加趨勢를 감안할 때 組織率은 큰 增加를 보이지 못하였으며 1970年代를 통해 保衛法의 發動으로 團體交涉 및 團體行動權이 크게 制約되어 왔던 점을 감안할 때 勞動組合의 影響力에 의해 賃金隔差가 縮小되었다고 판단하기는 어렵다[19].

外國의 경우 最低賃金制등의 賃金政策은 賃金構造에 큰 影響을 미쳤다. 우리나라의 경우 最低賃金制度가 立法化되지는 않았으나 1970年代後半에는 政府가 低賃金의 基準을 設定하고 低賃金支拂業體에 대해서는 强力한 規制를 펴 低賃金解消에 努力하였다. 그러나 1970年代의 低賃金解消策은 法的 根據가 未備하였고 行政指導에 根據해 간헐적인 努力에 그쳐 뚜렷한 效果를 거두었다고 判斷하기는 어렵다. 이렇게 볼 때 制度的인 要因 또한 1970年代의 職種別 賃金構造의 變化에는 큰 影響을 미치지 못했으며 그간의 變化는 주로 勞動市場與件의 變化에 의해 主導된 것이라 하겠다.

2. 外國의 經驗

職種別 賃金構造의 變化過程에 대한 理解를

〈表 21〉 職種別 人的構成의 變化(男子)

(단위 : 年)

		專門技術職	行政管理職	事務職	販賣職	서비스職	生産職
敎育年數	1972	13.84	13.57	12.89	13.16	9.07	8.91
	1976	14.01	13.95	12.74	10.71	8.78	8.77
	1980	14.42	14.06	12.88	10.25	9.18	9.15
經歷年數	1972	6.93	9.02	5.23	3.25	3.75	4.40
	1976	6.99	6.92	3.89	4.26	3.68	4.15
	1980	7.20	8.01	4.48	2.71	4.42	4.24
勤續年數	1972	4.62	5.93	3.87	2.75	2.95	2.86
	1976	4.58	5.42	3.66	4.26	3.00	2.45
	1980	4.41	6.19	3.92	2.46	3.57	2.64

資料 : 各年度의 職種別 賃金調査의 原資料 (KDI所藏 Tape)

19) 勞動組合의 賃金에 대한 影響分析은 朴世逸(1983) 參照.

돕기 위해서 日本, 美國 등에서 경험된 職種別 賃金構造의 變化를 檢討하고자 한다.

먼저 日本의 經驗을 살펴 보자. 日本의 경우 長期的인 職種別 賃金隔差의 變化를 檢討함에 있어서 지적되어야 할 點은 日本의 賃金構造를 決定하는 가장 큰 要因으로 企業規模에 의한 賃金隔差가 論議의 對象이 되고 있으며 또한 日本企業의 賃金決定慣行 특히 論議의 對象이 되는 大企業에 있어서의 慣行을 살펴보면 職種의 名稱이나 주어진 作業의 種類보다는 學歷이나 勤續年數, 年齡 등이 個個人의 賃金決定에 主要한 變數로 作用하여 왔다는 점이다. 따라서 日本의 경우 職種別 賃金隔差의 特性이나 變化過程에 대해서는 충분한 硏究資料를 찾아 보기 어렵다.

戰後 日本의 職種別 賃金隔差의 變化에 대한 資料로 Taira에 의해 提示된 建設業에 있어서의 熟練勞動者와 未熟練勞動者의 賃金隔差는 1950年에서 1960年代 中盤 사이에 커다란 變化를 보이지 않는 것으로 나타났다[20]. 〈表 22〉에는 日本勞動統計年報에서 拔萃한 1965~80年 사이의 製造業에 있어서의 事務管理職과 生產職의 賃金隔差가 나타나 있다. 이 表에 의하면 1965~80年 사이에 事務管理職과 生產職의 賃金隔差는 男子勤勞者의 경우 조금씩 減少하였으나, 女子勤勞者의 경우에는 두 職種間의 賃金隔差가 1965年 以後 눈에 띄는 큰 變化를 보이지 않았던 것으로 나타났다.

〈表 22〉 日本의 職種別 賃金構造變化

(단위 : 千円)

	男子		女子	
	生產職	事務管理職	生產職	事務管理職
1980	204.1 (100)	250.8 (123)	100.3 (100)	125.5 (125)
1975	134.1 (100)	169.2 (126)	70.2 (100)	88.8 (126)
1965	31.9 (100)	43.2 (135)	15.8 (100)	19.8 (125)

註 : 製造業 全勤勞者
資料 : 日本 勞働法令協會, 『勞働統計年報』, 各年度.

戰後 日本의 職種別 賃金構造의 變化를 檢討함에 있어서 指摘될 수 있는 점은 아래와 같다. 첫째, 日本 勞動市場의 構造的 變化, 즉 勞動市場의 供給不足狀態로의 轉換이 1950年代末에서 1960年代 初盤에 걸쳐 이루어졌다는 點을 감안할 때 職種別 賃金構造의 變化가 勞動市場의 需給狀況을 충분히 反映하였다면 1950年代까지는 賃金隔差가 擴大 내지 現狀維持의 段階에 있다가 1960年代 以後로 계속 減少하게 되었지 않았나 추측된다. 둘째로 終戰直後 日本이 극심한 經濟沈滯 속에서 經濟復興을 위한 努力의 一環으로 企業單位에서 連帶意識(solidarity)의 强化가 큰 課題였으며, 이를 위해서는 企業內의 各種 勤勞者들이 어려움을 함께 이겨 낸다는 의미에서 成果의 共同配分과 勤勞者 個個人의 生活安定을 위한 生活給(living wage)에 의한 賃金決定이 普遍化되고 이에 따라 賃金決定에 있어 職種의 意味는 크게 대두되지 않고 年齡의 重要性이 더욱 크게 부각되었다는 점이다. Taira(1970)에 의하면 1946年 賃金交涉過程에서 電氣勞組는 年齡에 따른 生活維持를 補償한다는 基本原則下에 生活給 賃金算定方式의 採擇을 要求하였고 이러한 賃金算定方式이 他產業에도 擴大되었다고 한다. 세째로 1960年代 以後 擴大되어온 春鬪에 의한 賃金交涉과 이것이 賃金構造에 미친 영향을 들 수 있다. 春鬪賃金交涉에서는 交涉에 의해 얻어진 賃金引上이 全產業에 波及되는 效果가 종전의 企業單位의 交涉過程에서

20) K Taira(1970), p. 78 參照.

나타나는 波及効果보다 높았으며, 春鬪 以後 賃金交涉方式에 있어 賃金引上이 一定率 대신 一定額으로 要求되었으며 全體勤勞者를 대상으로 주어진 引上額이 비슷한 水準으로 配分되었다. 따라서 이러한 賃金交涉方式은 企業內에서 上位職과 下位職의 賃金隔差를 緩和하는 데 큰 기여를 한 것으로 보인다.

美國의 職種別 賃金隔差의 變化를 檢討하는 데 있어 主要分析對象은 熟練工 對 未熟練工의 賃金隔差의 長期的인 變化過程이다[21]. 〈表 23〉에는 建設職種에서 熟練工 勞動組合賃金水準(union wage scale)의 單純勞務職 賃金에 대한 比率의 1914~69年에 걸친 變化가 提示되어 있다. 表에서 나타나는 두 가지 特徵은 첫째로 相對賃金比率이 1914年의 213에서 1969年의 132 水準으로 長期間에 걸쳐 크게 떨어졌다는 점과, 둘째로 이러한 變化가 1, 2次大戰期間을 중심으로 集中되고 餘他期間에는 큰 變化를 보이지 않았다는 점이다[22].

〈表 23〉 美國의 熟練/單純勞動者 相對賃金變化 (1914~69)

	指數		指數		指數
1914	213	1933	194	1952	147
1915	212	1934	189	1953	144
1916	212	1935	191	1954	143
1917	202	1936	186	1955	142
1918	194	1937	183	1956	140
1919	192	1938	180	1957	139
1920	176	1939	180	1958	138
1921	178	1940	179	1959	136
1922	185	1941	177	1960	135
1923	192	1942	170	1961	134
1924	192	1943	169	1962	134
1925	192	1944	168	1963	134
1926	188	1945	164	1964	133
1927	191	1946	156	1965	132
1928	190	1947	152	1966	132
1929	190	1948	149	1967	132
1930	188	1949	150	1968	133
1931	190	1950	148	1969	132
1932	190	1951	147		

註 : 相對賃金指數는 建設職種에 있어서의 熟練勞動者 對 單純勞動者의 賃金百分比率.
資料 : Evans(1970)에서 引用.

이러한 變化를 說明할 수 있는 몇가지 要因으로는 첫째, 兩次大戰중과 같이 勞動市場의 供給不足狀態가 深化될 경우 熟練勞動者의 不足은 未熟練勞動者의 短期間의 訓練등을 통하여 일부 充員될 수 있으나 單純勞動者의 경우는 代替可能性이 적어 供給不足狀態가 相對的으로 더욱 深化되며 이에 따라 賃金隔差가 緩和된다는 論理이다[23]. 또한 戰時狀況에서는 항상 인플레가 따랐으며 인플레 속에서 最低生計費에 가까운 單純勞動者들에 대한 賃金이 熟練工의 賃金보다 더 引上되어야 할 社會的壓迫이 크게 作用하였다는 것이다.

위의 表에 나타난 變化를 檢討함에 있어 지적되어야 할 점은 1次大戰 以後에는 縮小되었던 賃金隔差가 다시 擴大되어 長期間동안 그대로 維持된 反面 2次大戰을 거쳐 縮小되었던 賃金隔差는 그대로 持續되었다는 점이다. 이러한 變化의 背景은 1次大戰 以後에도 유럽으로부터의 大量移民이 어느 정도 持續되어 勞動供給을 원활하게 하였으며 1次大戰 以前만 하더라도 勞動組合의 勢力이 鞏固히 確立되지 못하여 低賃金階層의 相對賃金水準維持가 어려웠다는 點이다. 그러나 2次大戰 以後에는 景氣變動에 影響을 받지 않고 持續的으로 低賃

21) 美國의 經驗에 대한 說明은 주로 Evans(1970)의 內容을 要約.
22) 그러나 Ozanne(1962)에 의하면 1, 2次大戰중 오히려 熟練工과 單純勞務者의 賃金隔差가 擴大되었다는 資料를 提示하고 好況에서 賃金隔差가 擴大되고 不況期에 縮小된다는 論理를 提示하였음.
23) 이러한 假說은 Reder(1955)에 의하여 제일 먼저 提示되었음.

金階層의 相對賃金水準이 維持 또는 조금씩 上昇된 것은 勞動組合의 勢力擴大, 특히 產業勞動組合(industrial union)의 形態로서의 勞組勢力의 擴大가 가장 큰 要因인 것으로 解釋되고 있다[24].

Ⅵ. 向後展望과 政策課題

지금까지 職種別 賃金構造의 變化過程에 대한 우리나라의 經驗과 外國의 經驗을 살펴 보았다. 앞으로 우리나라의 職種別 賃金構造는 어떻게 展望되며 현재 우리나라의 職種別 賃金構造와 展望을 볼 때 擡頭되는 政策課題는 무엇인가에 대하여 檢討하여 보자.

몇몇 硏究에서 1980年代에 豫見되는 우리나라의 職種別 人力需給展望을 檢討함에 있어 항상 指摘되는 점은, 첫째 最近 몇年동안 급격히 늘어난 大學入學定員으로 1980年代 中盤부터는 大卒者의 勞動市場流入이 크게 늘어날 展望이며 이에 따라 大卒者를 중심으로 하는 行政管理職, 專門技術職 등의 高位職種에서는 1980年代 後半부터 상당한 供給超過現象이 빚어질 것이라는 것이다[25]. 또한 相對的으로 農村人口의 絕對的 減少로 農業部門의 勞動力供給源으로서의 役割이 크게 減少되고 또한 上級學校 進學率이 提高됨에 따라 우리나라의 生產職從業員의 主宗을 이루던 中卒 靑少年勞動力의 勞動市場流入이 크게 줄어들게 되어 下級生產職 從事者에 대한 供給不足이 深化될 것이라는 展望이다.

이러한 展望에서 쉽게 豫見되는 점은 앞으로 市場需給狀況의 變化가 職種間 賃金構造를 縮小하는 方向으로 作用할 것이라는 점이다. 아울러 產業構造의 變化는 未熟練勞動集約的 低附加價値產業의 比重이 점차 縮小됨에 따라 生產職從事者 중에서 未熟練勞動者가 차지하는 比重이 減少될 것이며 이에 따라 生產職의 相對賃金이 增加하게 될 것이라는 點도 豫想될 수 있다. 또한 大卒者들의 供給이 1980年代 後半부터 급격히 增大하여 大卒者 중 傳統的인 大卒者 職種에 就業하지 못하는 이들은 부분적으로 나마 下級 事務職이나 生產職으로 下向移動할 것으로 豫見되며 이에 따라 職種間의 學歷構成隔差도 점차 緩和될 展望이며 이 또한 職種間 賃金隔差의 緩和에 影響을 미칠 것으로 보인다.

資本主義 經濟體制나 社會主義體制나 어느 社會이건 職種間에는 뚜렷하게 賃金隔差가 存在하고 있고 이러한 賃金隔差는 人的資源의 配分에 있어서 重要한 基準이 된다. 따라서 職種間에 존재하는 賃金隔差를 否定的인 視角으로만 볼 수는 없다. 그러나 職種間의 賃金隔差가 매우 크고 그 隔差가 長期間 持續된다면 이는 社會的으로 所得分配의 改善에 큰 制約要件이 되며 人力資源의 配分에 歪曲現象을 일으킬 可能性이 크다. 아울러 社會全體의 共同體意識의 涵養이 큰 課題로 擡頭되는 우리의 社會構造에 있어서는 심한 賃金隔差는 바람직하지 못하다.

또한 過多한 企業內의 職種間 賃金隔差는

24) 1950年代 以後 美國의 最低賃金은 勤勞者全體 平均賃金의 약 50%水準을 持續的으로 維持하여 왔고 이러한 制度的 要因이 賃金隔差 緩和에 影響을 준 것은 사실이나 〈表 23〉에 나타난 建設業에 있어서의 單純勞務職 賃金은 最低賃金에 크게 影響을 받지 아니하므로 最低賃金制가 〈表 23〉의 解釋에는 有意하지 않은 것으로 思料됨.

25) 拙稿(1981), 朴世逸(1983).

企業單位의 勞使關係를 원활히 維持하는 데 커다란 制約要件이 된다. 日本의 경우 그들나름의 원만한 勞使關係를 이룩하는 데 職種間 賃金隔差가 크게 심하지 않았다는 점도 매우 重要한 要素였다고 지적되고 있다[26]. 또한 日本의 戰後 經濟成長過程에서 企業留保가 매우 높은 水準으로 지속될 수 있었던 것도 職種間의 賃金隔差가 그리 심하지 않아 勤勞者들이 企業留保를 默過하였다는 점도 우리에게 示唆하는 바가 크다고 생각된다.

우리나라와 臺灣의 賃金上昇을 比較할 때 특히 두나라가 모두 2次오일쇼크에서 벗어나 物價安定을 이루고 있는 最近의 狀況에서 臺灣보다 우리나라의 賃金上昇率이 계속 높게 지속되고 있는 것도 물론 臺灣이 우리보다 長期的으로 物價가 크게 安定되어 왔다는 理由도 있으나 臺灣의 職種間 賃金隔差가 우리보다 낮다는 점도 한 要因으로 지적될 수 있다.

이러한 觀點에서 볼 때 한 社會에서 가장 適切한 職種間 賃金構造는 무엇인가를 묻게 될 수 있다. 물론 理論的으로 適切한 賃金構造란 所得分配의 安定을 통해 社會安定이 圖謀될 수 있고, 아울러 人的配分의 機能이 適切히 遂行되어 지속적인 經濟成長을 圖謀함에 있어 人的資源供給의 制約이 招來되지 않는 어떠한 特定構造를 생각할 수 있을 것이다. 그러나 本硏究에서는 우리나라에서 가장 適合한 職種間 賃金構造가 무엇인가를 提示하려는 意圖는 없으며, 단지 우리의 職種別 賃金構造가 다른 나라에 비해 상당히 심한 狀態에 있으며 그러한 狀況으로 빚어지는 問題들이 많다는 점을 지적하고자 하는 것이다.

26) Taira(1970) 參照.

위에서 앞으로 우리나라의 職種間 賃金構造는 諸般 勞動市場狀況의 展開에 따라 점차 縮小될 것으로 豫想되었다. 그러나 이와 같은 市場與件의 變化는 점진적으로 상당한 期間을 통해 賃金構造에 影響을 미칠 것으로 생각된다. 따라서 政策介入을 통한 賃金構造의 縮小가 어느 정도는 必要하리라고 생각된다. 물론 賃金構造에 대한 政府介入이 매우 까다로운 일이라는 것은 이미 經驗을 통하여 알고 있다. 1970年代 初盤부터 金融界의 給與水準이 過多하다 하여 金融界의 相對的 給與水準이 抑制되었고 이에 따라 優秀人力의 確保가 어려웠으며 이러한 變化가 最近의 大型金融事故의 한 要因으로 作用하였다는 것은 널리 알려진 일이다. 따라서 賃金構造改編을 위한 政府介入이 具體的으로 特定産業, 特定職種에 대하여 展開되는 것은 그렇게 바람직한 일이 아니라고 생각된다.

이러한 觀點에서 職種別 賃金構造와 關聯된 政策課題로는 아래와 같은 몇가지 事項을 생각할 수 있다.

첫째, 企業은 賃金財源의 分配에 있어 上薄下厚의 賃金調整을 통해 企業內의 過多한 賃金隔差의 縮小를 위해 努力해야 할 것이다. 또한 이러한 努力이 政府의 强制主導에 의해 이루어지기보다는 企業의 自發的인 努力과 勞使間의 對話에 의해 이루어지는 것이 勞使關係의 發展을 위해 더욱 바람직한 일일 것이다.

둘째, 高卒者 가운데 生産職과 事務職의 賃金隔差는 早速한 時日內에 縮小되도록 해야 할 것이다. 이와 같은 賃金歪曲現象은 生産職 忌避現象을 빚어 生産職의 人力確保를 어렵게 하여 長期的으로 企業發展과 나아가서는 國家

發展에 큰 障碍要因으로 擡頭된다. 이를 위하여 政府는 賃金調整에 있어 生產職과 事務職의 賃金衡平이 이루어질 수 있도록 기업에 慫慂하고 아울러 政府傘下 公企業에서도 賃金衡平이 이루어지도록 하여 先導的 役割을 하여야 할 것이다.

세째, 最低賃金制의 實施로 下級生產職의 지나친 低賃金解消가 實現될 수 있도록 하여야 할 것이다. 현재 施行되고 있는 低賃金解消를 위한 行政指導는 그 効果가 均衡 있게 지속적으로 이루어지기 어렵다는 점에서 法的制度를 마련하고 이를 土臺로 實施되어야 할 것이다.

마지막으로, 가장 중요한 課題는 勞動組合의 正常化로 勞使間의 交涉力均衡을 圖謀하는 것이라 하겠다. 勞動市場의 與件變化가 職種別 賃金構造를 縮小시키는 方向으로 展開된다 하더라도 高賃金職種의 從事者들은 그들의 相對位置를 고수하기 위하여 노력할 것이므로 現在의 勞使勢力의 不均衡狀態에서 賃金隔差가 縮小되려면 窮極的으로는 勞動組合運動의 正常化로 勞使間에 交涉力의 均衡이 이루어져야 低賃金階層의 相對的 地位向上이 可能할 것으로 생각된다.

Ⅶ. 要約 및 結論

本論文에서는 우리나라의 職種別 賃金隔差의 實態를 檢討하고 이를 外國의 例와 比較하여 우리나라의 職種間 賃金構造의 特徵을 살펴보았고 1970年代를 통해 職種別 賃金構造의 變化를 檢討하고 그 要因을 分析하였으며 이를 土臺로 앞으로의 展望과 政策課題를 提示하였다. 本論文의 主要한 結果를 要約하면 다음과 같다.

첫째, 우리나라의 職種間 賃金隔差는 人的屬性의 職種間 差異를 排除한 후에도 두드러지게 나타나며, 日本, 臺灣 등과 비교하여 上位職種과 下位職種의 賃金隔差가 매우 큰 것으로 밝혀졌다. 職種別 賃金隔差의 크기는 一般的으로 經濟成長의 水準에 따라 점차 縮小되는 傾向이나 西歐諸國의 賃金比較에서 본 바와 같이 各나라의 社會的 慣習, 企業經營風土 등이 한 나라의 職種間 賃金隔差의 크기를 정하는 데 큰 影響을 미치고 있음을 보았다. 특히 프랑스의 職種間 賃金隔差가 西獨보다 큰 理由 중의 하나가 西獨의 企業經營이 勞使協議에 의함에 비해 프랑스에서의 經營方式이 權威主義에 依存하고 있음은 우리에게 示唆하는 바 크다.

둘째, 生產技術關聯職과 事務管理關聯職 중 男子勤勞者를 高卒과 大卒로 각각 나누어 볼 때 大卒의 경우 技術職과 事務管理職 사이에는 賃金隔差를 보이고 있지 않은 데 비해 高卒의 경우에는 生產職이 事務職에 비해 初賃에서부터 계속해서 낮은 賃金을 받고 있는 것으로 밝혀졌다. 高卒者의 事務職優待現象은 人力需給狀況의 反映이라기보다 企業慣行이나 社會慣習의 結果라고 보이며 이러한 現象으로 優秀技能者의 確保가 어렵고 長期間 勤續을 土臺로 한 技能蓄積을 期待하기 어려운 것이다.

세째, 1970年代를 통해 우리나라의 職種間 賃金隔差는 1977~78年을 分岐點으로 해서 그 時點까지는 隔差가 擴大되는 趨勢를 보이다가 그 이후부터는 점차 縮小되는 傾向을 보인 것으로 나타났다. 이러한 現象은 勞動市場需給

狀況의 變化에 크게 影響을 받았으며 또한 1980~81年 사이의 심한 인플레 속에서의 下厚上薄型 賃金調整도 賃金隔差 縮小에 상당한 影響을 미친 것으로 보인다.

네째, 앞으로 勞動市場의 需給與件變化를 展望할 때 最近의 급격한 大學定員의 增加로 1980年代 後半부터는 高級人力의 供給超過現象이 빚어질 것임에 반해 農村人口의 絶對數減少, 中學校 卒業者의 上級學校 進學率提高로 우리나라의 傳統的 生產職勞動力 供給源이던 低學歷靑少年 勞動力이 減少됨에 따라 相對的으로 下級職種에서는 人力不足現象이 나타날 것으로 豫見된다. 따라서 長期的으로 勞動市場與件의 變化로 인해 職種別 賃金隔差 특히 高賃金職種과 低賃金職種의 賃金隔差는 점차 縮小될 것으로 豫見된다. 그러나 現在의 賃金隔差는 社會的 連帶感의 造成이라는 側面에서나 所得分配의 側面에서나 人力配分의 側面에서 너무 큰 것으로 判斷되므로 隔差縮小를 위한 政策介入이 필요할 것으로 判斷된다. 政策介入에 앞서 企業은 生產職의 士氣昂揚과 勞使關係의 發展을 위하여 企業 스스로 事務職 優待慣行을 排除하고 職級間의 賃金隔差를 緩和하는 데 自發的으로 努力하여야 할 것이다. 또한 政府는 最低賃金制의 導入으로 下級生產職의 지나친 低賃金이 解消되도록 하고 勞動組合運動의 正常化를 통해 勞使間의 交涉力均衡을 圖謀하여 社會的으로 賃金隔差의 縮小를 위한 雰圍氣를 造成하는 데 努力하여야 할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

經濟企劃院, 『總人口 및 住宅調査報告』, 1970, 1975, 1980.

_____, 『主要經濟指標』, 1982.

_____, 『韓國의 社會指標』, 1982.

勞動部, 『每月 勞動統計調査報告書』, 各號.

_____, 『職種別 賃金實態調査報告書』, 各年度.

農水產部, 『農林統計年報』, 各年度.

商工會議所, 『標準者모델 賃金調査報告』, 1982.

日本 勞働法令協會, 『勞働統計年報』, 1965, 1970, 1975, 1980.

日本生產性本部, 『活用勞働統計』, 1981.

行政院, 『中華民國七十一年 臺灣地區 各業職業別 薪資調査報告』, 1982.

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

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』, 韓國開發硏究院, 1983 여름호.

朴烜求, 「產業別 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.

_____, 「職種別 人力需給展望과 對策」, 『韓國開發硏究』, 韓國開發硏究院, 1981 여름호.

Evans, Jr., Robert, *The Labor Economics of Japan and the U.S.*, New York: Praeger, 1971.

Galenson, Walter, ed., *Economic Growth and Structural Change in Taiwan*, Ithaca: Cornell University Press, 1979.

Ozanne, Robert, "A Century of Occupational Differentials in Manufacturing", *Review*

of Economics and Statistics, August 1962.

Phelps Brown, Henry, *The Inequality of Pay,* Oxford: Oxford University Press, 1977.

Reder, Malvin, "The Theory of Occupational Wage Differentials", *American Economic Review,* December 1955.

Taira, Koji, *Economic Development and the Labor Market in Japan,* New York: Columbia University Press, 1970.

法人源泉所得의 重複課稅에 관한 理論的 實證的 考察

崔 洸
河 泰 亨

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序 論
Ⅱ. 重複課稅現象檢證의 基本模型
Ⅲ. 現行 韓國稅制下에서의 重複課稅現象의 理論的 考察
Ⅳ. 現行 韓國稅制下에서의 重複課稅現象의 實證的 考察
Ⅴ. 結論 및 稅制改編 方向

Ⅰ. 序 論

國家財政收入의 大宗을 이루는 租稅는 國家公共經費의 財源을 조달하기 위하여 특별한 個別的 補償 없이 私經濟로부터 강제적으로 徵收하는 貨幣 또는 財貨이다. 政策的 觀點에서 볼 때 중요한 事實은 國家財政收入의 充當을 위하여 징수되는 租稅가 國民經濟에 막대한 影響을 미친다는 것이다.

法人形態의 事業運營에서 발생되는 所得에 부과되는 法人所得稅도 企業 自體의 經濟行爲 및 利害關係者, 특히 株主의 經濟行爲에 다양한 形態로 影響을 미친다. 國民經濟에 있어서 民間部門의 相對的 比重이 증대하고 政府主導經濟에서 民間主導經濟로 政策方向이 轉換됨에 따라 최근 企業關聯諸稅에 대한 각종의 論議가 활발히 진행되고 있다.

우리나라를 위시한 대부분의 나라에서 法人源泉所得에 대해서는 課稅가 두 번 이루어지고 있다. 그 첫번째는 法人源泉所得에 대하여 法人段階에서 法人所得稅가 賦課되는 것이며 그 두번째는 法人所得稅 納付後 純利益에서 배당되는 配當所得에 대해 個人株主段階에서 個人所得稅의 適用을 받는 것이다. 최근 世界 各國에서 法人源泉所得에 대한 二重課稅 또는 重複課稅가 納稅者 및 政策當局의 주된 關心事로 대두되었는데 關心이 증대된 背景에는

筆者 : 崔洸—韓國開發硏究院 副硏究委員, 河泰亨—韓國科學技術院 碩士課程
* 筆者들은 財務部 稅制局 林東彬 事務官의 도움 말씀에 심심한 謝意를 표하는 바임.

租稅制度 全般, 특히 法人源泉所得의 重複課稅가 資本蓄積을 저해하여 資本不足現象을 초래하였다는 指摘이 있기 때문이며 또한 先進諸國에서 法人源泉所得에 대한 稅負擔 緩和方案이 최근에 본격적으로 연구되고 重複課稅에 따른 과중한 稅負擔 緩和를 위한 각종 制度的 裝置가 마련되고 있기 때문이다.

우리나라에 있어서 法人源泉所得의 重複課稅에 대한 政策的 論議는 주로 業界에서 稅負擔 緩和의 觀點에서 公開法人에 대한 낮은 法人所得稅率의 適用, 紙上配當稅의 廢止, 配當稅額控除率의 引上, 法人所得稅와 個人所得稅의 統合 등을 중심으로 진행되어 왔다. 重複課稅 및 기타 主要稅制上의 政策課題에 대하여 지금까지 많은 論議가 있어 왔으나 筆者들이 받은 印象은 주어진 課題에 대한 철저한 理論的·實證的 分析에 의한 政策討議보다는 特定集團의 利害를 중심으로 政策對案이 제시되고 政策當局도 問題의 심층적 分析 없이 단편적 結果에 의존하여 중요한 稅制上의 政策을 決定·執行하여 왔다는 사실이다.

本論文의 目的은 現行稅制下에서 초래되는 重複課稅現象을 理論的·實證的으로 分析·檢討하고 그 結果를 중심으로 稅制改編方向을 제시하는 데 있다. 우리의 分析結果는 지금까지 막연히 보편적으로 받아들여져 왔던 많은 論旨에 誤謬가 있음을 밝히게 될 것이며 重複課稅現象을 討議함에 있어서 지금까지 등한시되어 온 많은 要素들이 함께 감안되어야 함을 보여줄 것이다.

本論文의 주된 課題는 重複課稅됨으로 해서 法人源泉所得이 勤勞所得 또는 個人事業所得에 비해 상대적으로 過大課稅 또는 過小課稅되고 있는지를 규명하는 것으로 이 過程에서 重複課稅 또는 이의 緩和裝置로 인해 株主間 稅負擔의 公平性이 확립되고 있는지 與否, 稅制가 企業의 配當政策에 中立性을 보장하는지 與否, 지금까지 강력히 추진되어 온 企業公開政策의 失敗理由, 紙上配當稅 및 配當稅額控除制度의 存廢與否 등 많은 政策課題에 대한 보다 구체적인 論議가 전개될 것이며 이들 主要課題에 대한 政策方向이 제시될 것이다.

本論文의 보다 정확한 理解를 위해서, 그리고 重複課稅現象의 보다 정확하고도 유용한 論議를 위해서 本論에 들어가기 전에 다음과 같은 몇 가지 중요한 事項을 지적하여 두고자 한다.

첫째는 重複課稅現象의 分析에서 法人擬制說이다. 法人實在說이다 하는 區分은 租稅法理論의 주된 關心事가 되지만 經濟的 分析에서는 그 自體가 큰 意味가 없다는 것이다. 重複課稅의 廢止 및 緩和與否는 重複課稅로 야기되는 所得分配, 資源配分, 經濟安定 및 經濟成長 등 經濟的 效果를 基準으로 판단되어야 한다.

둘째는 重複課稅의 論議에서 法人所得稅의 轉嫁가 전혀 발생하지 않고 株主만이 法人所得稅를 負擔한다는 假定下에 이루어진다는 事實을 명시적으로 지적하고 있지 않다는 것이다. 實證的 硏究가 法人所得稅의 轉嫁與否에 대하여 명쾌한 解答을 주고 있지 못하지만 法人所得稅가 法人生產物의 價格引上 또는 勤勞者의 賃金引下를 통하여 前轉(forward shifting) 또는 後轉(backward shifting)될 可能性이 있음에도 불구하고 이를 무시한 채 法人所得稅의 存在가 重複課稅를 초래하여 높은 稅負擔을 야기시킨다는 論理의 展開는 타당하지 않다. 그러나 本論文은 法人源泉所得에 대한 課稅로 인한 稅負擔을 株主만이 한다는 假定下에서 論議를 展開하는바 이는 이러한 假定이

보다 現實的이라기보다는 이러한 假定下에서 우리의 주된 課題인 重複課稅에 따른 稅負擔 過重與否가 보다 뚜렷이 부각될 수 있기 때문이다. 法人所得稅의 완전한 前轉 또는 완전한 後轉이 발생하지 않는 한 本論文에서 도출될 많은 結論들이 유효하게 될 것이다.

세째는 現行 稅制下에서 重複課稅되고 있는 課稅對象이 法人源泉所得外에도 많이 있다는 사실이다. 어느 個人이 勞動의 댓가로 給料를 받을 경우 勤勞所得의 獲得段階에서 稅金이 부과되며 또한 同勤勞所得을 財貨나 用役의 購入에 使用할 때 각종의 間接稅를 부담한다. 不動產과 관련하여서는 取得, 登記, 保有, 賃貸, 讓渡, 相續, 贈與 등의 行爲와 관련하여 取得稅, 登錄稅, 財產稅, 都市計劃稅, 共同施設稅, 個人所得稅, 不當利得稅, 相續稅, 贈與稅 등 많은 形態의 稅目으로 課稅되고 있다. 또한 貯蓄의 二重課稅問題는 오래 전부터 論議의 對象이 되어 왔다.

끝으로 稅制改革論議의 接近方式이 部分的 接近(marginal approach)이기보다는 總體的 接近(total approach)이어야 한다는 것과 租稅構造를 特別措置에 의해 변경하려는 경우에 政策目標의 重要性, 政策措置의 有效性, 政策措置의 각종 經濟的 效果와 그 程度를 철저히 檢討하는 것이 필요하다는 사실이다. 따라서 우리의 觀點에서는 단순히 紙上配當稅制度 또는 配當稅額控除制度만을 改善하는 것은 합리적인 것이 못되며 이들 重複課稅의 調整裝置가 垂直的 및 水平的 衡平, 企業의 配當政策, 企業의 資金調達政策, 資本市場育成, 國際間의 資本移動 등 經濟全般에 미치는 影響을 감안하여 重複課稅의 廢止 또는 緩和에 대한 結論이 도출되어야 한다.

Ⅱ. 重複課稅現象檢證의 基本模型

1. 重複課稅의 定義

重複課稅(double taxation)現象을 분석하기 위해서는 먼저 重複課稅에 대한 定義부터 내리지 않으면 안된다. 重複課稅는 文字 그대로 일정한 所得에 대하여 두 번 課稅하는 현상이다. 일반적으로 傳統的인 課稅制度(classical system)下에서 法人源泉所得에 대해 法人段階에서 法人所得稅가 부과되고, 株主段階에서 個人所得稅가 配當所得 또는 留保所得 혹은 兩者의 合計에 대해 課稅되어 전체적으로 볼 때 法人源泉所得에 대해 두 번 課稅되는 現象을 重複課稅 또는 二重課稅라 한다[1].

흔히들 重複課稅는 곧 과중한 稅負擔이라 생각하나 이는 嚴密性이 결여된 結論임을 주목할 必要가 있다. 왜냐하면 한 번 課稅하는 경우에도 두 번 課稅하는 경우보다 稅負擔이 더 클 수도 있기 때문이다. 例를 들어 일정소득에 대하여 10%의 稅率로 두 번 課稅하는 경우

1) 現行 稅法은 法人稅 및 所得稅란 용어를 사용하고 있으나 적절하지 못하므로 法人所得稅 및 個人所得稅란 용어로 대체하여 사용할 것을 제의하는 바이다. 法人의 所得에 대한 課稅가 포함되어 있지 않으므로 現行稅法에서 사용중인 所得稅란 용어는 내용에 포함되어 있는 것보다 용어 자체가 더 포괄적으로 사용되는 오류를 범하고 있으며, 한편 法人이 납부하는 稅金에는 法人稅外에도 多數있는데 法人所得만을 課稅對象으로 국한하여 課稅·納付되고 있으면서 法人稅란 용어를 사용하는 것은 잘못이다. 이와 같은 혼동은 個人所得稅 및 法人所得稅란 용어를 사용하면 없어지고 명실상부하게 된다. 本論文에서는 法人稅, 所得稅란 용어 대신 法人所得稅 및 個人所得稅란 용어를 사용하기로 한다.

와 50%의 稅率로 단 한 번 課稅하는 경우를 비교하여 볼 때 前者보다 後者의 稅負擔이 클 것임은 명백하다. 따라서 두 번 課稅되기 때문에 稅負擔이 높다는 觀點에서 法人源泉所得에 대한 重複課稅가 이해되고 이를 바탕으로 政策論議가 이루어지는 것은 잘못이다. 이와 관련하여 「구더」(Richard Goode)는 二重課稅 또는 重複課稅라는 用語보다 相對的 過多課稅(overtaxation) 및 過少課稅(undertaxation)라는 用語를 사용할 것을 시사하고 있는데 적절한 指摘이라 思料된다[2].

法人源泉所得에 대한 重複課稅에 따른 政策上의 主要課題는 同一課稅對象에 대한 두 번의 課稅 自體에 있는 것이 아니고 두 번의 課稅로 인해 法人源泉所得의 稅負擔이 다른 形態의 所得 또는 非法人形態의 事業運營의 경우보다 과중하여 稅負擔上의 垂直的 公平 및 水平的 公平, 企業의 配當政策, 企業의 財務構造 등에 歪曲을 초래하는지 與否인데 本論文도 이러한 觀點에서 重複課稅現象을 分析하고자 한다.

本論文에서는 重複課稅를 상대적인 槪念으로 이해하여 事業을 法人形態로 運營할 경우에 非法人(個人事業)形態로 運營하는 경우보다 추가로 負擔하는 稅負擔으로 定義하고자 한다. 이러한 定義에 따르면 法人源泉所得에 대한 法人所得稅 賦課에 따른 總體的 稅負擔과 勤勞所得에 대한 個人所得稅 賦課에 따른 稅負擔上의 差異도 重複課稅로 인한 추가적인 稅負擔이 된다.

2) Goode(1951), p. 25 參照.

3) 앞서 언급한 바와 같이 本稿에서는 法人源泉所得과 個人事業所得을 대비함으로써 法人源泉所得의 重複課稅에 따른 稅負擔過重與否를 검토하고 있으나 法人源泉所得과 同一金額의 勤勞所得을 대비하여도 다음에서 도출될 모든 結論들이 유효하게 될 것이다.

2. 重複課稅現象의 檢證을 위한 基本模型

가. 總體的인 重複課稅

위에서 언급한 바와 같은 重複課稅의 定義下에 重複課稅現象을 검증하는 基本模型을 도출하여 보기로 하자. 먼저 가장 단순한 경우인 法人의 株主가 1人이라는 假定下에 法人源泉所得에 대하여 法人段階 및 株主段階에서 부담하는 稅額의 合計를 총체적으로 計算하기 위해 法人源泉所得의 規模를 Y, 法人所得稅率을 t_c, 配當比率을 v, 配當所得에 적용되는 個人所得稅率을 t_i라 하면 法人所得稅額은 $t_c \cdot Y$, 配當所得稅額은 $t_i \cdot v \cdot (1-t_c)Y$이므로 法人源泉所得에 대한 總稅額은 다음과 같다.

$$T_c = t_c Y + t_i v(1-t_c)Y \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

이에 비하여 個人企業形態로 事業을 영위하여 동일한 所得을 얻었을 경우 負擔하여야 할 稅額은

$$T_p = t_j Y \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (2)$$

로서 여기서 t_j는 事業所得에 적용되는 個人所得稅率이며 말할 필요도 없이 個人事業의 경우 부담해야 할 總稅額은 個人所得稅뿐이다[3].

事業運營의 形態를 달리 함으로써 초래되는 重複課稅額은 앞에서의 定義에 따르면

$$D = T_c - T_p = t_c Y + t_i v(1-t_c)Y - t_j Y \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3)$$

이 되며 法人源泉所得에 대한 重複課稅의 比率을 $D' = \frac{D}{Y}$로 定義할 경우

$$D'=t_c+t_i v(1-t_c)-t_j \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(4)$$

가 된다. $D=0$ 또는 $D'=0$일 경우 重複課稅現象이 발생하지 않는다고, 즉 中立課稅가 달성된다고 규정할 수 있다.

나. 個人株主에 대한 重複課稅

現實에 있어서 어느 法人이든지 多數의 株主로 구성되어 있으며 資本金에 대한 持分率도 각기 상이하며 이에 따른 配當所得額도 差異가 있다. 多數의 株主로 구성된 法人의 경우에는 각 株主別로 重複課稅現象이 檢討되어야 한다.

法人의 株主가 N名이고 各株主의 持分率을 $S_h(h=1, 2\cdots\cdots N)$이라고 하면 h株主가 負擔하는 重複課稅額은

$$\begin{aligned} D_h &= S_h(T_c-T_p) \\ &= S_h t_c Y+S_h t_{ih} v(1-t_c)Y-S_h t_{jh} Y \\ &\qquad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(5) \end{aligned}$$

이 된다. 물론 式(5)에서 $S_h t_c Y$는 株主個個人의 持分比率에 따른 法人稅 負擔額이며 $S_h \cdot t_{ih} \cdot v(1-t_c) \cdot Y$는 株主 各者의 配當所得에 대한 個人所得稅 負擔額이며 $S_h \cdot t_{jh} \cdot Y$는 $S_h \cdot Y$만큼의 個人事業所得을 올렸을 경우 부담하는 個人所得稅額이다.

式(4)와 같은 趣旨의 法人源泉所得에 대한 重複課稅比率은

$$\begin{aligned} D'_h &= \frac{D_h}{S_h Y} \\ &= t_c+t_{ih} v(1-t_c)-t_{jh} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots(6) \end{aligned}$$

이 된다. 式(6)의 D'_h는 매우 유용한 槪念인데 이는 특히 株主間의 重複課稅現象을 비교하기 위해서는 式(5)의 絶對額 D_h보다 그 相對的인 比率인 D'_h가 意味가 있기 때문이다. 總體的인 重複課稅에 있어서와 마찬가지로 $D_h=0$ 또는 $D'_h=0$일 경우 各 株主別로 法人源泉所得에 대해 中立課稅가 이루어져 重複課稅가 배제된다고 규정할 수 있다.

위의 式(5)는 法人源泉所得에 대한 個人株主別 重複課稅額을 측정하는 式인바 이를 全株主에 대하여 통합하면 法人所得에 대한 總體的인 重複課稅現象을 설명하는 다음과 같은 式을 얻을 수 있다. 즉,

$$\begin{aligned} \sum_{h=1}^{N} D_h &= \sum_{h=1}^{N}[S_h t_c Y+S_h t_{ih} v(1-t_c)Y-S_h t_{jh} Y] \\ &= t_c Y+(1-t_c)vY\sum_{h=1}^{N} S_h t_{ih}-Y\sum_{h=1}^{N} S_h t_{jh} \\ &\qquad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(7) \end{aligned}$$

우리가 유의하여야 할 하나의 事項은 式(3)과 式(7)이 반드시 일치하지 않는 점이다. 즉 持分比率에 의한 法人所得의 株主個人別 配當所得에 대한 個人所得稅의 合計는 法人所得全體에 대한 個人所得稅額과 반드시 일치하지 않으며 일치하는 경우는 오히려 특수한 경우이다. 이는 個人所得稅率이 일반적으로 比例稅率이 아닌 累進稅率이기 때문이다. 즉

$$t_i v(1-t_c)Y \neq (1-t_c)vY\sum_{h=1}^{N} S_h t_{ih}$$

그리고

$$t_j Y \neq Y\sum_{h=1}^{N} S_h t_{jh}$$

以上에서 우리는 總體的인 重複課稅現象을 설명해 주는 式(3)과 式(7), 그리고 個個株主의 重複課稅現象을 설명하여 주는 式(5)를 도출하였다. 法人源泉所得에 대한 重複課稅現象의 比率을 나타내는 式(4)와 式(6)을 살펴보

면 重複課稅에 影響을 미치는 決定因子가 法人稅率(t_c), 配當比率(v), 個人所得稅率(t_i, t_j, t_{ih}, t_{jh})임을 알 수 있다. 이들 決定因子의 相互作用에 의해 過多課稅, 즉 陽의 重複課稅現象($D'>0$ 또는 $D'_h>0$)을 나타내기도 하고 過少課稅, 즉 陰의 重複課稅($D'<0$ 또는 $D'_h<0$)을 나타내기도 한다.

Ⅲ. 現行 韓國稅制下에서의 重複課稅現象의 理論的 考察

1. 重複課稅의 檢證을 위한 現實的 模型

重複課稅에 따른 稅負擔의 過重緩和와 過多한 社內留保抑制 또는 企業公開의 促進 등 其他 主要政策的 目的의 達成을 위해 世界 各國은 法人源泉所得에 대한 各種의 調整裝置를 施行中에 있는바 法人源泉所得의 稅負擔輕重과 이로 인한 諸般의 經濟的 效果를 분석하기 위해서는 이들 諸調整裝置를 동시에 고려하는 것이 필요하다.

法人源泉所得에 대한 調整裝置中 現行 우리나라 稅制上의 두 가지 중요한 制度는 紙上配當稅制度와 配當稅額控除制度이다. 따라서 第Ⅱ節의 基本模型 式(5)와 式(6)에 이 두 가지 制度를 導入하여 우리의 基本模型을 再構成하면 現行稅制下에서의 重複課稅現象에 대한 理論的 考察이 가능하게 되고 이를 기초로 實證的 分析도 가능하다. 다음에서는 紙上配當稅制度와 配當稅額控除制度의 內容을 자세히 분석하여 重複課稅 檢證模型을 定型化하여 보도록 한다.

가. 紙上配當稅制度

紙上配當稅는 公開法人의 實際配當에 대한 個人所得稅負擔과의 課稅上의 衡平을 도모하고 企業의 不當한 留保防止, 그리고 非公開法人의 株主가 所有株式의 讓渡를 통해 個人所得稅負擔없이 企業의 留保所得을 回收함으로써 稅負擔을 回避하는 것을 방지하기 위하여 非公開法人이 社內에 유보하는 所得에서 適正留保所得을 초과하는 부분에 대하여 課稅하는 制度이다[4].

紙上配當所得金額은 먼저 留保所得金額을 계산하고 다음으로 適正留保所得金額을 계산하여 前者에서 後者를 控除하여 算出되며 이렇게 算出된 總額은 各株主의 持分에 比例하여 各株主의 紙上配當所得이 되고 同金額은 綜合所得에 合算되고 있다.

留保所得의 計算은 當該事業年度 所得金額에서 移越缺損金, 利益準備金, 法律에 의한 强制積立金, 法人稅, 防衛稅, 住民稅, 剩餘金處分에 따른 配當, 賞與, 退職給與 등을 控除하여 이루어지는 한편 當該事業年度 所得金額에서 法人稅, 防衛稅, 住民稅, 利益準備金, 法律에 規定한 强制積立金 등을 控除한 殘額의 50%를 適正留保所得金額이라 現行 稅法은 規定하고 있다[5].

4) 所得稅法 第26條 第2項, 同施行令 第51條, 同施行規則 第19條 및 第20條, 그리고 租稅減免規制法 第56條 第2項 參照.

5) 보다 엄밀한 適正留保所得의 計算에는 資本金의 規模와 財務構造改善積立金 등의 要素가 고려되어야 하나 討議를 단순화하기 위하여 이들 要素는 생략하기로 한다.

留保所得 및 適正留保所得의 計算過程에서 模型의 便宜上 法人稅를 제외한 一切의 控除를 무시할 경우 現行稅法上의 紙上配當金額은 다음과 같이 표시할 수 있다. 즉,

紙上配當金額＝留保所得－適正留保所得
＝留保所得－紙上配當控除分
＝(各事業年度所得－法人稅)
×(1－配當比率)－(各事業年度所得－法人稅)×50/100

단, 여기서 주목해야 할 事項은 適正留保所得 또는 紙上配當控除額이 留保所得을 초과할 때는 紙上配當은 없는 것으로 한다는 점이다. 즉, 現行稅法은 負(－)의 紙上配當은 인정하지 않고 있다.

現在 $\frac{50}{100}$인 紙上配當의 免稅點을 나타내는 比率을 一般化하여 p로 나타낼 경우, $v>1-p$일 때는 紙上配當金額은 0이 되며, $v\leqslant 1-p$일 때는 紙上配當金額은

$$S_h(1-t_c)(1-v)Y-S_h(1-t_c)pY$$
$$=S_h(1-t_c)(1-v-p)Y \cdots\cdots\cdots\cdots(8)$$

이 된다.

現行稅法은 紙上配當所得도 配當所得과 더불어 綜合課稅되고 있는바[6] 配當比率을 v, 紙上配當免稅比率을 p로 나타낼 경우 總配當所得은 다음과 같이 계산된다.

$v\leqslant 1-p$일 경우

總配當所得＝配當所得＋紙上配當所得

$$=S_h(1-t_c)vY$$
$$+S_h(1-t_c)(1-v-p)Y$$
$$=S_h(1-t_c)(1-p)Y \cdots(9)$$

$v>1-p$일 경우

總配當所得＝配當所得＋紙上配當所得

$$=S_h(1-t_c)vY+0$$
$$=S_h(1-t_c)vY \cdots\cdots\cdots(10)$$

式(9)가 보여주는 것은 $v\leqslant 1-p$의 경우 總配當所得이 配當比率(v)과 無關하다는 사실이다. 이는 곧 紙上配當所得이 0이 아닌 한 實際配當額은 서로 反對方向으로 움직여 總配當水準은 一定함을 의미한다. 이 結果는 式(9)로부터 명백한 사실이나 지금까지의 많은 論議에서 看過되어 왔다.

實際配當所得과 紙上配當所得이 동시에 고려될 경우 h株主가 부담하는 重複課稅額은 式(5)에 따라

$v\leqslant 1-p$일 경우

$$D_h=S_ht_cY+S_h(1-t_c)(1-p)t_{ih}Y$$
$$-S_ht_{jh}Y \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(11)$$

$v>1-p$일 경우

$$D_h=S_ht_cY+S_h(1-t_c)vt_{ih}Y$$
$$-S_ht_{jh}Y \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(12)$$

이 되며 式(6)과 같은 趣旨의 法人源泉所得에 대한 重複課稅比率은 각각

$v\leqslant 1-p$일 경우

$$D'_h=t_c+(1-t_c)(1-p)t_{ih}-t_{jh} \cdots(13)$$

$v>1-p$일 경우

$$D'_h=t_c+(1-t_c)vt_{ih}-t_{jh} \cdots\cdots\cdots\cdots(14)$$

이 된다.

式(5)와 式(11) 또는 式(12), 그리고 式(6)과 式(13) 또는 式(14)를 비교하여 볼 때 주목할 만한 주요사실은 紙上配當所得이 존재하는 경우에 한하여 $(1-p)$의 因數가 重複課稅金額 및 重複課稅比率에 포함된다는 사실이다.

6) 所得稅法 第15條, 第18條 및 第26條 第2項

나. 配當稅額控除制度[7]

現行 稅制는 配當稅額控除制度를 인정하고 있는데 이는 實際配當額과 紙上配當額을 합친 配當所得에 적용된다. 配當稅額控除率을 t_d라 할 경우 配當稅額控除額은 $v \leqslant 1-p$일 경우 $S_h(1-t_c)(1-p)Yt_d$가 되고 $v>1-p$일 경우 $S_h(1-t_c)vYt_d$가 된다.

配當稅額控除額은 法人源泉所得에 대한 總稅額을 그만큼 감소시키므로 紙上配當稅調整이 고려된 式(11) 또는 式(12)에 配當稅額控除調整裝置를 고려한 후의 重複課稅額은 각각

$v \leqslant 1-p$의 경우

$$D_h = S_h t_c Y + S_h(1-t_c)(1-p)t_{ih}Y - S_h t_{jh} Y - S_h(1-t_c)(1-p)t_d Y \quad \cdots\cdots(15)$$

$v>1-p$일 경우

$$D_h = S_h t_c Y + S_h(1-t_c)vt_{ih}Y - S_h t_{jh} Y - S_h(1-t_c)vt_d Y \quad \cdots\cdots(16)$$

이 된다. 같은 論理의 展開에 따라 式(13)과 式(14)의 重複課稅比率은 각각

$v \leqslant 1-p$의 경우

$$D'_h = t_c + (1-t_c)(1-p)t_{ih} - t_{jh} - (1-t_c)(1-p)t_d \quad \cdots\cdots(17)$$

$v>1-p$일 경우

$$D'_h = t_c + (1-t_c)vt_{ih} - t_{jh} - (1-t_c)vt_d \quad \cdots\cdots(18)$$

로 표현된다.

式(15)와 式(16) 또는 式(17)과 式(18)은 現行稅制에 기초를 둔 重複課稅現象檢證의 基本模型이다. 다음에서는 式(17) 및 式(18)의 基本模型에 의거 現行稅制下에서 重複課稅를 결정짓는 요인들이 무엇인지, 그리고 이들 諸要因이 각각 어떻게 어느 정도로 重複課稅에 영향을 미치는지 자세히 검토하여 보기로 한다[8].

2. 重複課稅 決定因子와 그 作用

式(15)~式(18)에 나타난 바와 같이 우리나라에 있어서 重複課稅 決定模型은 配當比率(v)에 따라 두 가지 形態로 분류된다. 따라서 配當比率에 따라 紙上配當이 발생하는 경우와 발생하지 않는 경우를 구분하여 重複課稅의 決定因子와 그 영향을 분석하기로 하는바 分析을 위하여 필요한 두 가지 假定을 먼저 언급하면 그 첫째는 法人所得稅率(t_c), 個人所得稅率(t_{ih} 및 t_{jh}), 配當稅額控除率(t_d), 配當比率(v), 紙上配當免稅率(p)이 모두 微分可能하고(differentiable) 連續的인(continuous) 數値라는 것이며, 그 둘째는 所得의 株主當持分, S_hY,가 일정하다는 것이다. 첫번째 假定과 관련하여 現行稅法은 個人所得稅率의 경우 17段階 累進稅率을, 法人所得稅率의 경우 2段階 累進稅率을, 配當稅額控除率의 경우 2段 逆進比率로 구성되어 있어 連續이나 微分可能하지는 않다. 그러나 이들 稅率을 各株主에 적용되는

7) 우리나라의 配當稅額控除制度는 分類課稅制度에서 部分的 綜合所得稅制로 전환된 1968年 1月 1日에 처음 도입되었는데 當初에는 納付法人稅額만큼의 控除가 허용되었으나 現行 稅法에서는 非上場大法人을 제외한 法人으로부터의 配當所得에 대해 그 規模에 따라 1千萬원 초과의 경우에는 4%, 1千萬원 이하의 경우에는 8%의 配當稅額控除가 인정되고 있다(所得稅法第71條 參照).

8) 式(15)~(18)의 導出過程에서 몇 가지 假定들이 사용되었는데 그 첫째는 法人源泉所得外의 所得이 발생하지 않으며 둘째는 法人所得稅와 더불어 부과되는 住民稅와 防衛稅는 고려되고 있지 않으며 各種 積立金도 無視되고 있다. 앞으로 우리의 分析 및 政策討議에서는 이들 假定을 항상 염두에 두고 결과가 分析·檢討되어야 함은 말할 필요가 없다.

限界稅率(marginal tax rate)이 아닌 平均稅率(average tax rate) 또는 有效稅率(effective tax rate)로 이해하는 경우 우리의 첫번째 假定은 무리없이 받아들여질 수 있다.

個別株主의 所得額이 일정하다는 두번째 假定과 관련하여 稅率, 控除率 등 各種 政策變數의 變更은 經濟行爲의 變化를 초래하여 所得規模도 필연적으로 바뀔 것이므로 株主當 所得이 일정하다는 假定이 엄밀하게는 받아들여질 수 없으나 우리의 주된 관심이 政策變數의 變化가 重複課稅에 어떻게 어느 정도로 영향을 미치느냐 하는 比較靜態分析(comparative static analysis)이므로 우리의 목적에 비추어 볼 때 두번째 假定도 무리없는 假定이라 판단된다[9].

가. 紙上配當이 발생하는 경우 ($v \leqslant 1-p$의 경우)

式(15)와 式(17)에서 法人所得稅率, 個人所得稅率, 配當稅額控除率, 紙上配當의 免稅率 등이 重複課稅의 決定要因임이 분명하다. 다음에서는 이들 重複課稅 決定因子들이 重複課稅에 미치는 영향을 紙上配當이 發生하는 경우와 발생하지 않는 경우로 구분하여 살펴보기로 하는데 먼저 紙上配當이 발생하는 경우부터 검토하기로 한다.

1) 法人所得稅率의 變化

法人所得稅率(t_c)의 變化는 配當에 적용되는 個人所得稅率(t_{ih})과 配當稅額控除率(t_d)에 영향을 미친다. 法人所得稅率이 증가하면 配當可能額이 줄고 이에 따라 配當所得에 적용될 個人所得稅率이 낮아지는 한편 配當稅額控除率은 配當稅額控除率이 配當所得에 대해 逆進的이기 때문에 높아진다. 이를 數式으로 표현하면

$$\frac{dt_{ih}}{dt_c}<0, \quad \frac{dt_d}{dt_c}>0 \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (19)$$

이 된다.

法人所得稅率의 變化가 重複課稅率에 미치는 영향을 살피기 위해서는 式(17)에서 法人所得稅率을 중심으로 部分的 全微分(partial total derivative)을 구하면 된다[10]. 部分的 全微分에 대한 표현을 §로 하고 式(17)을 法人所得稅率에 관해 部分的 全微分을 하여 정리하면

$$\begin{aligned}\frac{\S D'_h}{\S t_c} &= \frac{\partial D'_h}{\partial t_c}+\frac{\partial D'_h}{\partial t_{ih}}\cdot\frac{dt_{ih}}{dt_d}+\frac{\partial D'_h}{\partial t_d}\cdot\frac{dt_d}{dt_c} \\ &= 1+(1-p)(t_d-t_{ih}) \\ &\quad +(1-t_c)(1-p)\left(\frac{dt_{ih}}{dt_c}-\frac{dt_d}{dt_c}\right) \\ &\qquad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (20)\end{aligned}$$

이 된다.

法人所得稅率의 引上이 重複課稅現象을 심화시키는지의 與否를 판단하기 위해서는 式(20)이 陽의 값을 갖는지 陰의 값을 갖는지를 밝혀야 하며 이를 위해서는 式(20)의 個別項目에 대한 分析이 필요하나 式(19)로부터 $\frac{dt_{ih}}{dt_c}-\frac{dt_d}{dt_c}<0$이며 逆進的인 配當控除率과 累進的인 個人所得稅率을 규정하고 있는 現行稅制下에서 配當所得이 적은 低所得層의 경우 $t_d-t_{ih}>0$이고, 配當所得이 많은 高所得層의 경우 $t_d-t_{ih}<0$이 일반적인 現象일 것이다. (t_d-t_{ih})項에 $(1-p)$가 곱해지므로 $(1-p)$

9) 최근 많이 論議되고 있는 供給重視經濟學(suppy-side economics)은 政策變數의 變化가 곧 所得의 變化를 초래한다고 주장하고 있으나 아직 이 主張을 지지하는 實證的 硏究結果는 없음. 崔洸(1982), pp. 184~188 參照.

10) partial total derivative에 대해서는 Chiang, pp. 214~215 參照.

(t_d-t_{ih})의 크기는 분명히 줄어들며 符號는 低所得層의 경우 陽의 값을 갖고 高所得層의 경우 陰의 값을 가진다. $\frac{dt_{ih}}{dt_c}-\frac{dt_d}{dt_c}<0$이므로 $(1-t_c)(1-p)\left(\frac{dt_{ih}}{dt_c}-\frac{dt_d}{dt_c}\right)$는 陰의 값을 가지나 그 크기는 분명하지 않다. 以上의 結果에서 式(20)이 일반적으로 陽의 값을 갖는지 陰의 값을 갖는지 분명하지 않다.

따라서 法人所得稅率의 引上이 重複課稅現象을 深化시키는 지는 분명하지 않으며 다만 高所得層보다 低所得層에 상대적으로 보다 過重한 重複課稅負擔을 야기시킴을 알 수 있다. 마찬가지로 法人所得稅率의 引下는 일반적으로 低所得層에 상대적으로 보다 큰 혜택을 부여한다. 또한 法人所得稅率의 累進度는 高所得層 株主보다 低所得層 株主에게 상대적으로 보다 큰 惠澤 또는 負擔上의 影響을 미친다.

2) 個人所得稅率의 變化

먼저 個人所得稅率의 變化가 餘他變數에 영향을 주지 않음을 주목해야 한다. 式(17)에는 두 가지 個人所得稅率, 즉 配當所得에 대한 所得稅率(t_{ih})과 事業所得에 대한 所得稅率(t_{jh})이 있는바 個人所得稅率의 變化는 이들 兩所得稅率에 영향을 미친다. 個人所得稅率의 變化를 dt, 個人所得稅率의 變化가 配當所得에 적용되는 有效稅率에 미치는 영향을 $\frac{dt_{ih}}{dt}$, 個人所得稅率의 변화가 事業所得에 적용되는 平均個人所得稅率에 미치는 영향을 $\frac{dt_{jh}}{dt}$로 나타낼 경우 個人所得稅率變化가 重複課稅比率에 미치는 영향은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\frac{\S D'_h}{\S t}=\frac{\partial D'_h}{\partial t_{ih}}\cdot\frac{dt_{ih}}{dt}+\frac{\partial D'_h}{\partial t_{jh}}\cdot\frac{dt_{jh}}{dt}$$
$$=(1-t_c)(1-p)\frac{dt_{ih}}{dt}-\frac{dt_{jh}}{dt}$$
$$\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(21)$$

式(21)의 符號를 결정하는 일은 쉽지 않으나 몇 가지 중요한 사실을 주목하고 단순한 假定을 도입하면 式(21)이 陰의 값을 갖는 것으로 판명된다. 먼저 t_{jh}가 t_{ih}보다 항상 큰데 이는 t_{jh}가 적용되는 課稅對象, 즉 事業所得 S_hY, 가 t_{ih}의 課稅對象, 즉 配當所得 $S_h(1-t_c)(1-p)Y$보다 항상 크기 때문이다. 分析의 便宜上 個人所得稅率의 變化가 配當所得에 적용되는 個人所得稅率의 變化와 같다고 하면, 즉 $dt=dt_{ih}$라 하면

$$\frac{\S D'_h}{\S t}=(1-t_c)(1-p)-\frac{dt_{jh}}{dt_{ih}}\cdots(22)$$

가 되는데 累進稅率構造下에서 $\frac{dt_{jh}}{dt_{ih}}$가 1보다 큰 값을 가질 가능성이 높으므로 式(22)는 陰의 값을 가지게 되므로 式(21)도 陰의 값을 갖는다. 따라서 個人所得稅率의 引上은 重複課稅現象을 심화시키고 同稅率의 引下는 重複課稅에 따른 稅負擔을 輕減시킨다고 結論지을 수 있다.

3) 配當稅額控除率의 變化

配當稅額控除率(t_d)은 다른 변수에 영향을 주지 않으므로 配當稅額控除率의 變化가 重複課稅率에 미치는 영향은 직접적인 효과뿐으로 式(17)에서

$$\frac{\partial D'_h}{\partial t_d}=-(1-t_c)(1-p)\cdots\cdots\cdots\cdots(23)$$

이 되며 式(23)은 항상 陰의 값을 가지게 된다. 따라서 配當稅額控除率의 引上은 重複課稅現象을 弱化시키고 同控除率의 引下는 重複課稅現象을 深化시킨다.

4) 紙上配當免稅率의 變化

紙上配當免稅率(p)의 變化는 法人所得稅率變化의 경우와 마찬가지로 配當에 대한 個人

所得稅率(t_{ih})과 配當稅額控除率(t_d)에 영향을 미친다. 즉 紙上配當免稅點의 引上은 紙上配當額을 감소시키므로 이에 적용되는 配當에 대한 個人所得稅率을 감소시키는 한편 配當稅額控除率을 증대시킨다. 따라서

$$\frac{dt_{ih}}{dp}<0,\ \frac{dt_d}{dp}>0 \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (24)$$

紙上配當免稅率이 重複課稅에 미치는 영향은

$$\begin{aligned}\frac{\S D'_h}{\S p} &= \frac{\partial D'_h}{\partial p}+\frac{\partial D'_h}{\partial t_{ih}}\cdot\frac{dt_{ih}}{dp}+\frac{\partial D'_h}{\partial t_d}\cdot\frac{dt_d}{dp}\\ &=(1-t_c)(t_d-t_{ih})\\ &\quad+(1-t_c)(1-p)\left(\frac{dt_{ih}}{dp}-\frac{dt_d}{dp}\right)\end{aligned} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (25)$$

로서 式(25)의 符號決定은 個別項目의 符號 및 크기에 대한 검토를 요한다. 먼저 式(24)로부터 $\frac{dt_{ih}}{dp}-\frac{dt_d}{dp}<0$이며, 式(25)가 陽의 값을 갖느냐 陰의 값을 갖느냐는 t_d-t_{ih}에 크게 좌우되는바 앞서 살펴본 바와 같이 일반적으로 低所得層의 경우 $t_d>t_{ih}$이고 高所得層의 경우 $t_d<t_{ih}$이다. 高所得層의 경우 式(25)의 값이 陰의 값을 갖게 될 것이므로 高所得層의 경우 紙上配當의 免稅點引上은 重複課稅現象을 弱化시킨다. 低所得層의 경우 式(25)의 첫번째 項은 陽의 값을 갖게 되고 두번째 項은 陰의 값을 갖게 되나 前者의 絶對値가 後者의 絶對値보다 일반적으로 클 것이므로 式(25)는 일반적으로 陽의 값을 갖게 될 것이다. 따라서 低所得層의 경우 紙上配當의 免稅點引上은 重複課稅現象을 深化시킨다. 결론적으로 紙上配當의 免稅點變化는 高所得層 株主와 低所得層株主에 각각 反對의 影響을 미치는데, 免稅點의 引上은 高所得層에 유리하게 작용하며 免稅點의 引下는 低所得層에 유리하게 작용한다.

나. 紙上配當이 발생하지 않는 경우 ($v>1-p$의 경우)

式(17)과 式(18)을 비교하여 볼 때의 差異點은 重複課稅比率의 模型에 式(17)의 $(1-p)$ 代身 式(18)에 v가 들어 있다는 사실이다. 따라서 上記의 紙上配當稅額이 발생하는 경우의 分析中 1), 2), 그리고 3)의 分析結果가 紙上配當額이 발생하지 않는 경우에도 모두 그대로 적용된다. 따라서 나머지 課題는 配當比率의 變化가 重複課稅에 미치는 영향을 분석하는 것이다.

$$\begin{aligned}\frac{\S D'_h}{\S v} &= \frac{\partial D'_h}{\partial v}+\frac{\partial D'_h}{\partial t_{ih}}\cdot\frac{dt_{ih}}{dv}+\frac{\partial D'_h}{\partial t_d}\cdot\frac{dt_d}{dv}\\ &=(1-t_c)(t_{ih}-t_d)\\ &\quad+(1-t_c)v\left(\frac{dt_{ih}}{dv}-\frac{dt_d}{dv}\right)\end{aligned} \cdots\cdots (26)$$

式(26)의 符號를 결정하기 위하여 주목해야 할 사항은 配當比率이 증가하면 配當所得이 증대하므로 이에 적용되는 個人所得稅率이 累進稅率制度下에서 증가하는 한편 逆進的인 配當稅額控除率制度下에서 配當稅額控除率은 감소한다는 사실이다. 즉

$$\frac{dt_{ih}}{dv}>0,\ \frac{dt_d}{dv}<0 \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (27)$$

式(25)와 式(26)을 비교하여 볼 때 配當比率의 變化가 重複課稅에 미치는 영향은 紙上配當稅免稅點의 變化가 重複課稅에 미치는 영향과 비슷하나 그 方向이 正反對임을 알 수 있

다. 따라서 配當率의 變化는 高所得層과 低所得層에 重複課稅와 관련하여 각각 반대의 영향을 미친다. 즉 配當率의 增加는 高所得層에 불리하게 配當率의 減少는 低所得層에 불리하게 작용한다고 결론지을 수 있다.

지금까지의 論議를 종합하면 個人所得稅率의 引上은 重複課稅現象을 심화시키며 配當稅額控除率의 引上은 重複課稅를 緩和시킨다. 紙上配當免稅率의 引上 및 配當率의 減少는 低所得層에게 高所得層보다 상대적으로 보다 과중한 重複課稅를 야기시킨다. 法人所得稅率의 引上이 重複課稅를 심화 또는 악화시키는 지는 분명하지 않으며 다만 高所得層보다 低所得層에게 상대적으로 보다 과중한 稅負擔을 야기시킨다. 이러한 結果들은 상식적인 線에서 一部 自明한 것으로 이해되고 있으나 우리의 模型은 이를 분명히 밝히고 있으며 所得階層間의 相對的 重複課稅現象은 우리의 模型을 통하여 처음 糾明되고 있음이 지적되어야 한다.

3. 重複課稅에 대한 中立稅制 및 株主間 公平稅制의 方向

가. 重複課稅에 대한 中立稅制의 方向

重複課稅에 대한 中立課稅란 式(15)~式(17)에 있어서 $D_h=0$ 또는 $D'_h=0$을 보장하는 t_c, t_{ih}, t_{jh}, t_d, v, p의 組合이다. 이들 政策變數의 무수한 組合이 重複課稅의 排除를 보장하여 줄 수 있겠지만 政策變數의 특수한 결합만이 일반적으로 $D_h=0$ 또는 $D'_h=0$을 보장한다. 이들 특수한 경우을 검토하여 重複課稅에 대한 中立稅制의 方向을 살펴보기 위해 먼저 紙上配當額이 발생하지 않는 경우를 고려해 살펴보기로 한다.

式(18)을 다시 정리하면서 $D'_h=0$으로 두면

$$D'_h=(t_c-t_{jh})+(1-t_c)v(t_{ih}-t_d)=0 \quad \cdots\cdots(28)$$

이 된다. $t_c=t_{jh}$ 그리고 $t_{ih}=t_d$이면 式(28)의 等式이 항상 成立함을 알 수 있다. 즉 法人所得 또는 事業所得, S_hY,에 적용되는 法人所得稅率과 個人所得稅率이 같고 配當分에 적용되는 個人所得稅率과 配當稅額控除率이 같은 경우 어떠한 配當率에 대해서도 重複課稅가 排除된다. 이 결과가 의미하는 바는 個人所得稅率을 法人所得에 적용하는 것으로 法人形態의 事業運用과 非法人個人企業形態의 事業運用을 동일하게 취급하는 것으로 法人所得稅의 廢止를 의미한다.

다음으로 式(18)을 다음과 같이 정리하면서 $D'_h=0$으로 두면

$$D'_h=t_c(1-vt_{ih}+vt_d)+(vt_{ih}-t_{jh})-vt_d=0 \quad \cdots\cdots(29)$$

가 되는데 式(29)의 等式은 $t_c=0$, $v=1$, $t_d=0$의 條件下에서 언제나 성립함을 알 수 있다. 이는 法人所得稅를 廢止하고 配當稅額控除를 廢止하는 동시 모든 法人所得을 紙上配當化하여 個人所得稅率에 따라 과세할 경우 重複課稅가 완전히 제거될 수 있음을 의미한다.

以上의 두 방법 외에 현실적으로 가능한 重複課稅에 대한 中立課稅方案은 일반적으로 존재하지 않는다. 두 방법 모두 法人所得稅 廢止를 前提로 하고 있으므로 實現可能性은 어려운 것으로 판단된다. 지금까지 重複課稅에 대한 中立稅制의 가능성을 紙上配當額이 발생

하지 않는 경우를 중심으로 살펴보았는데 紙上配當額이 발생하더라도 즉 $v \leqslant 1-p$의 경우에도 式(18)과 式(17)에서 d代身 $(1-p)$를 代入하면 重複課稅現象이 분석될 수 있는 바 이렇게 하여 얻게 되는 結論도 위에서 우리가 얻은 結論과 같아진다.

나. 株主間 公平稅制의 方向

앞 節의 現行稅制下에서의 重複課稅 決定因子의 論議에서 重複課稅現象 自體에 못지 않게 이들 決定因子들이 所得階層別로 負擔이 相對的으로 다른 重複課稅現象을 야기시킴을 보았다. 앞에서 살펴본 바와 같이 配當稅額控除制度는 高所得層과 低所得層間의 公平課稅를 크게 威脅하는 稅制이다. 現行稅制는 配當稅額控除率을 逆進的으로 하여 所得階層間 不公平負擔을 다소 緩和하고 있으나 前節의 比較靜態分析에서 살펴본 바와 같이 法人所得稅率을 변화시키거나 紙上配當의 免稅率이 변화될 경우 重複課稅의 規模가 高所得層株主와 低所得層株主間에 反對方向으로 움직이고 있다.

株主間의 公平稅制의 方案을 검토하기 위해 편의상 A, B 두 株主가 있는 것으로 假定하자. 이들의 重複課稅比率은 紙上配當이 있는 경우

$$D'_A = t_c + (1-t_c)(1-p)t_{iA} - t_{jA} - (1-t_c)(1-p)t_{dA}$$
$$D'_B = t_c + (1-t_c)(1-p)t_{iB} - t_{jB} - (1-t_c)(1-p)t_{dB} \quad \cdots\cdots\cdots (30)$$

이 되고, 紙上配當이 없는 경우

$$D'_A = t_c + (1-t_c)vt_{iA} - t_{jA} - (1-t_c)vt_{dA}$$
$$D'_B = t_c + (1-t_c)vt_{iB} - t_{jB} - (1-t_c)vt_{dB} \quad \cdots\cdots\cdots (31)$$

이 된다.

어느 경우든 株主間의 公平課稅란 $D'_A = D'_B$ 또는 $\frac{D'_A}{D'_B} = 1$ 條件이 만족될 때 이루어지는 것이며 政策課題는 이 條件을 만족시키는 t_c, t_{ih}, t_{jh}, t_d, p, v의 組合을 모색하는 것이다.

먼저 重複課稅에 대한 中立課稅는 株主間의 公平課稅도 달성함을 주목해야 한다. 重複課稅에 대한 中立課稅는 $D'_h = 0$을 의미하므로 $D'_A = 0$이고 $D'_B = 0$이면 $D'_A = 0 = D'_B$이므로 公平課稅인 동시에 中立課稅를 의미한다.

$D'_A = D'_B$ 條件을 만족시키기 위하여 式(30)과 式(31)을 다시 정리하면 각각

$$(1-t_c)(1-p)[(t_{iA}-t_{iB})-(t_{dA}-t_{dB})] - (t_{jA}-t_{jB}) = 0 \quad \cdots\cdots\cdots (32)$$
$$(1-t_c)v[(t_{iA}-t_{iB})-(t_{dA}-t_{dB})] - (t_{jA}-t_{jB}) = 0 \quad \cdots\cdots\cdots (33)$$

이 된다. $t_{iA} = t_{iB}$, $t_{jA} = t_{jB}$ 그리고 $t_{dA} = t_{dB}$이면 式(32)와 式(33)이 항상 성립함을 알 수 있다. 모든 株主에 대해 t_{ih}와 t_{jh}가 같기 위해서는 個人所得稅의 稅率構造가 單一比例稅率이어야 하며[11] $t_{dA} = t_{dB}$ 條件을 만족시키기 위해서는 이도 역시 單一比例控除率이거나 配當稅額控除制度를 없애는 경우, 즉 $t_d = t_{dA} = t_{dB} = 0$일 경우이다.

株主間 公平課稅를 實現하기 위한 條件들이 示唆하는 바는 매우 흥미로운 것으로 現在 累進稅率構造의 個人所得稅制는 個人所得 觀點에서 보면 公平性을 유지하고 있으나 法人源泉所得에 대해서는 公平性을 缺如하고 있음을

11) 崔洸(1983), pp. 244~293 參照.

보여준다. 그 내용을 살펴보면 現行稅制上 個人所得稅率의 上限線이 法人所得稅率의 上限線보다 높고 個人所得稅率의 下限線이 法人所得稅率의 下限線보다 낮으므로 高所得層의 경우 法人形態로 事業을 營爲하면 配當이 낮을수록 非法人個人事業形態를 통한 所得獲得의 경우보다 더 적은 稅金負擔을 하게 되고 低所得層의 경우 法人形態의 事業運營을 하는 경우 더 많은 稅金負擔을 하게 된다. 이러한 現象은 위에서 살펴본 바와 같이 個人所得稅率이 單一比例稅率인 경우 排除될 수 있다. 個人所得이란 面에서 그리고 所得金額過多의 觀點에서 볼 경우 單一比例稅率이 公平性을 沮害한다고 할 수 있으나 所得源泉의 觀點에서 보면 오히려 公平性을 維持한다고 볼 수 있다.

Ⅳ. 現行 韓國稅制下에서의 重複課稅現象의 實證的 考察

1. 假定 및 資料

지금까지 우리는 重複課稅現象을 理論的 模型을 중심으로 論議하여 왔으나 本節에서는 보다 現實的인 資料를 중심으로 重複課稅現象을 구체적으로 分析하고자 한다[12]. 討議를 간략히 하고 분명히 하기 위해 다음과 같은 假定 및 資料를 活用하고자 한다.

첫째, 檢證에 사용될 稅率은 1983年 現在 施行中인 法人稅法上의 各種 稅率 및 控除率과 所得稅法上의 基本稅率을 적용한다. 둘째, 各 株主에게 配當所得外의 다른 所得이 一切 없는 것으로 한다. 세째, 法人의 配當比率은 法人의 課稅所得中 法人稅를 控除한 所得에서 1) 全額配當, 2) 75%配當, 3) 50%配當, 4) 25%配當, 5) 無配當(全額留保)의 다섯 가지 形態로 나누어 검증한다. 네째, 法人의 發行株式은 모두 普通株이며 總 6,666,600株로서 株主別 株式分布는 다음과 같다. A : 100株, B : 500株, C : 1,000株, D : 5,000株, E : 10,000株, F : 50,000株, G : 100,000株, H : 500,000株, I : 1,000,000株, J : 5,000,000株. 다섯째, 1株當 1,000원에 상당하는 法人源泉所得이 발생하여 法人所得稅 課稅標準은 6,666,600,000원이다. 여섯째, 法人의 種類는 一般法人, 上場法人, 非上場大法人 등 세 가지 類型이 있는 것으로 하고 이들 類型에 따른 稅法規定의 重要內容을 反映하기로 한다.

上記 事項中 네째, 다섯째의 發行株式의 分布 및 法人所得課稅標準規模는 임의적인 것이나 個別株主의 株式總數나 所得規模의 絕對値[13]가 중요한 것이 아니고 持分率에 따른 相對的 所得規模가 더 유용한 事項이므로 討議를 위해 임의로 假定한 個別株主의 所有株式數 및 課稅標準所得規模는 앞으로 우리의 討議結果에 無關함이 지적되어야 한다. 現行法人稅法은 法人所得稅率을 營利法人, 非營利內國法人, 非上場大法人 등의 세 가지 類型에 따

12) 分析의 基本模型은 宣炳完(1980)을 크게 參照하였음.

13) 本論文의 實證的 硏究에서 사용되고 있는 法人源泉所得의 規模(67억원)는 실제에 비하여 엄청나게 큰 規模이므로 이를 기초로 한 政策的 結論에 이의가 제기될 수 있다. 이러한 異議의 제기에 대비하여 보다 적은 所得規模(6억원 규모)에 대하여 시뮬레이션을 한 결과 전반적 結論에는 크게 변화가 없음을 발견하였다. 本硏究는 사실 企業의 營業活動期間을 單年度에 국한하여 分析하였으나 中小企業도 여러 해 동안의 영업활동에서 발생하는 課稅所得을 합산하는 경우 本論文에서 가정하는 所得規模에 쉽게 도달하게 될 것이므로 다소 높은 法人源泉所得規模도 결코 非現實的이라 규정할 수 없다.

라 달리 적용하고 있으며[14], 이 중 營利法人에 대해서는 企業公開與否에 따라 紙上配當稅를 부과하기도 하고 부과하고 있지 않기도 한다. 따라서 우리나라의 稅法은 法人의 類型을 一般法人, 上場法人, 非上場大法人, 非營利內國法人 등 4가지로 구분하고 있으나 우리의 討議는 非營利內國法人을 제외한 나머지 3가지 類型을 分析對象으로 한다.

2. 一切의 調整裝置가 없을 경우의 重複課稅

앞서 논의한 바와 같이 우리나라에는 重複課稅에 대한 調整裝置로서 紙上配當稅制度와 配當稅額控除制度가 도입되어 있다. 이러한 調整裝置가 얼마만큼의 주어진 역할을 하고 있는지를 파악하기 위해서는 먼저 이들 重複課稅調整裝置가 전혀 없을 경우의 重複課稅現象을 살펴 보는 것이 중요하다. 調整裝置가 없을 경우 一般法人의 重複課稅額 및 重複課稅比率의 計算을 위한 模型은 式(5)와 式(6)이 사용되며 시뮬레이션 結果는 〈表 1〉 및 〔圖 1〕에 요약되어 있다.

〈表 1〉 및 〔圖 1〕의 結果는 다음에서 分析할 다른 경우와 비교하기 위한 하나의 尺度 내지 準據(terms of reference)이나 이 結果 自體도 몇 가지 중요한 事實을 보여 주고 있다. 첫째로 配當比率이 높으면 높을수록 重複課稅現象

〈表 1〉 調整裝置가 없을 경우의 重複課稅

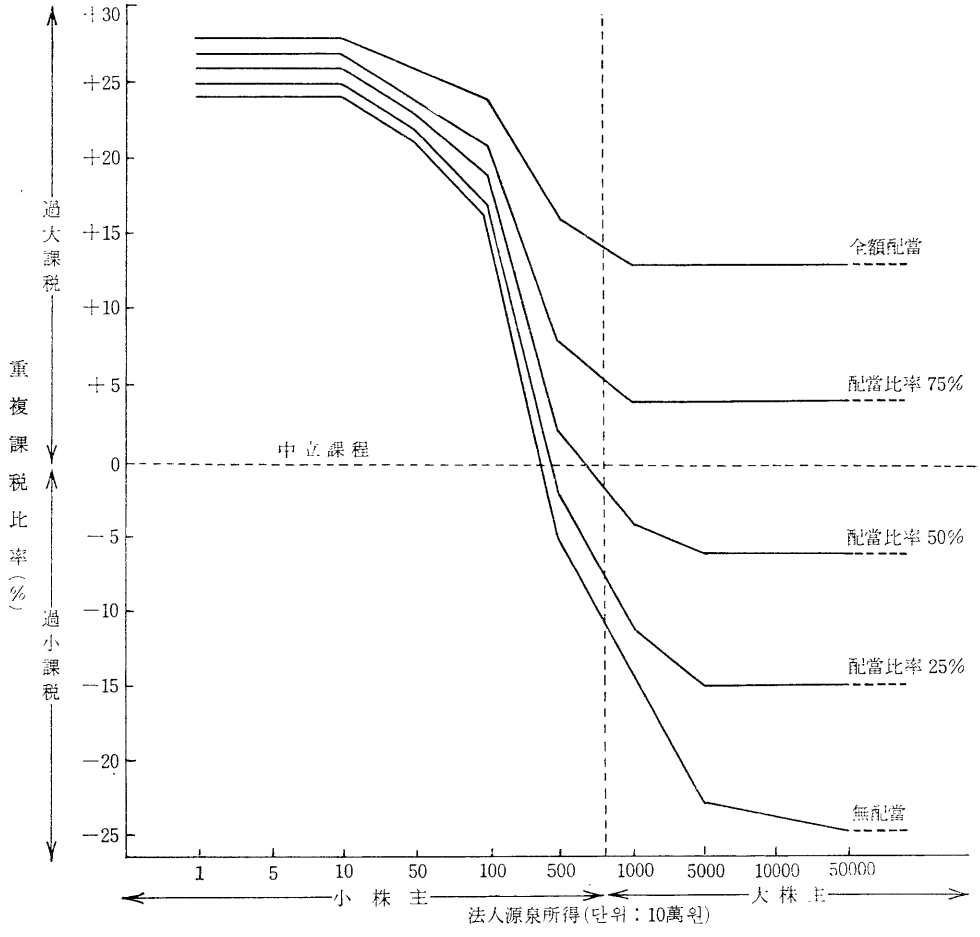
(단위 : 千원, %)

所有株式數(株)	配當比率									
	全額配當		75%		50%		25%		無配當	
	重複課稅額	重複課稅比率	重複課稅額	重複課稅比率	重複課稅額	重複課稅比率	重複課稅額	重複課稅比率	重複課稅額	重複課稅比率
100	28	28.1	27	27.1	26	26.0	25	25.0	24	23.9
500	141	28.1	135	27.1	130	26.0	125	25.0	120	23.9
1,000	281	28.1	271	27.1	260	26.0	250	25.0	239	23.9
5,000	1,301	26.2	1,223	24.4	1,151	23.0	1,099	21.9	1,046	20.9
10,000	2,394	23.9	2,110	21.1	1,886	18.8	1,727	17.2	1,622	16.2
50,000	7,889	15.7	4,231	8.5	1,093	2.2	−1,203	−2.4	−2,314	−4.6
100,000	13,466	13.4	4,129	4.1	−4,249	−4.2	−11,044	−11.0	−14,451	−14.4
500,000	67,331	13.4	19,155	3.8	−29,022	−5.8	−77,198	−15.4	−114,751	−22.9
1,000,000	134,663	13.4	38,309	3.8	−58,044	−5.8	−154,397	−15.4	−240,126	−24.0
5,000,000	673,313	13.4	191,547	3.8	−290,219	−5.8	−771,984	−15.4	−1,243,126	−24.8
總重複課稅額	900,816		261,137		−376,986		−1,012,602		−1,611,717	
單純平均		20.4		15.1		10.0		5.4		1.8
加重平均		13.5		3.9		−5.7		−15.2		−24.2
修正平均		13.5		3.8		−5.8		−15.4		−24.4

註 : 單純平均은 株主의 持分率의 比重을 고려하지 않고 重複課稅比率을 平均한 數値임.
加重平均은 株主의 持分比率을 감안한 重複課稅比率의 平均値임.
修正平均은 大株主(10萬株 이상 所有)의 重複課稅比率을 加重平均한 數値임.

14) 現行法人稅法은 5千萬원 이하의 課稅標準金額에 대해서는 營利法人, 非營利內國法人, 非上場大企業 모두 20%의 稅率을 적용하고 있으며 5千萬원 초과분의 所得에 대해서는 營利法人의 경우 30%, 非營利內國法人의 경우 27%, 그리고 非上場大企業의 경우 33%의 稅率을 규정하고 있다.

〔圖 1〕 調整裝置가 없을 경우의 重複課稅



이 심화되고 있다. 이 結果는 아무런 調整이 이루어지지 않는 狀態에서 配當된 所得에만 두번의 課稅가 이루어지는 경우에 나타나는 당연한 結果이다. 株主間의 持分率 比重을 고려하지 않는 경우(〈表 1〉의 單純平均欄 參照) 全額配當을 하면 重複課稅率이 20%이고, 配當比率이 50%에 이르면 10%의 重複課稅現象을 보이며, 配當이 없을 경우 負의 重複課稅現象을 보여 2%에 이르는 過少課稅現象을 示顯하고 있다.

株主間의 所有株式數에 따른 持分率 比重을 고려하는 경우에도(〈表 1〉의 加重平均欄 參照) 配當比率이 높을수록 重複課稅現象이 심화된다는 結論은 같으나 〈表 1〉의 加重平均欄에 표시된 바와 같이 配當比率이 50%에 이르면 負의 重複課稅現象이 나타나고 無配當의 경우 24%에 달하는 過少課稅現象을 보이고 있다. 이상의 結果에 따른 結論은 株主들이 稅負擔의 減少를 目的으로 할 경우 法人의 發生所得을 가능한 內部留保하려는 경향을 보이게 될 것이라는 것이며 이는 실제로 언급되고 있는 事實과도 부합되는 結論이다.

〈表 1〉과 〔圖 1〕에 나타난 두번째 중요한 事實은 配當比率이 낮아짐에 따라 重複課稅와

관련하여 株主間 稅負擔의 不公平이 심화되고 있다는 것이다. 全額配當의 경우 우리의 模型上 가장 低所得層인 株主의 重複課稅 比率이 法人源泉所得의 28%에 달하고 있음에 반해 가장 所得이 높은 株主의 경우 同比率이 13%에 불과하고 있다. 이러한 株主間의 不公平은 配當比率이 낮아짐에 따라 심화되어 無配當의 경우 低所得層의 重複課稅比率이 24%이나 高所得의 株主는 오히려 過少課稅되어 그 規模가 法人源泉所得의 25%에 달하고 있음을 〈表 1〉과 〔圖 1〕이 보여주고 있다.

3. 一般法人의 重複課稅現象檢證

一般法人의 경우 法人源泉所得에 대해 法人段階에서 法人所得稅가 부과되고 支給配當所得에 대해서는 綜合所得稅가 부과되는 한편 留保所得에 대해서는 紙上配當稅가 부과되며 支給配當所得 및 紙上配當所得에 대해 配當稅額控除가 허용되고 있다. 現行 法人所得稅率, 個人所得稅率, 配當稅額控除率, 紙上配當免稅率을 고려하는 式(15)～(18)에 의거하여 重複課稅額과 重複課稅比率을 도출한 結果는 〈表 2〉와 〔圖 2〕에 요약되어 있다.

이들 結果는 전체적으로 重複課稅現象이 발생하고 있음을 보여 주고 있다. 전체적인 單純平均數値를 볼 때 配當比率에 따라 8%에서 16%에 이르는 重複課稅現象이 나타나고 있으며 配當比率이 높을수록 重複課稅現象이 심하다. 株主間의 持分率比重이 고려된 加重平均値을 살펴 보면 配當比率이 75% 이상일 경우까지는 正의 重複課稅로서 法人源泉所得에 대해 過多課稅가 이루어지고 있으나 配當率이 50% 이하일 경우 負의 重複課稅로서 8%의 過少課稅를 示顯하고 있다.

우리나라 稅法에서 규정하고 있는 一般法人

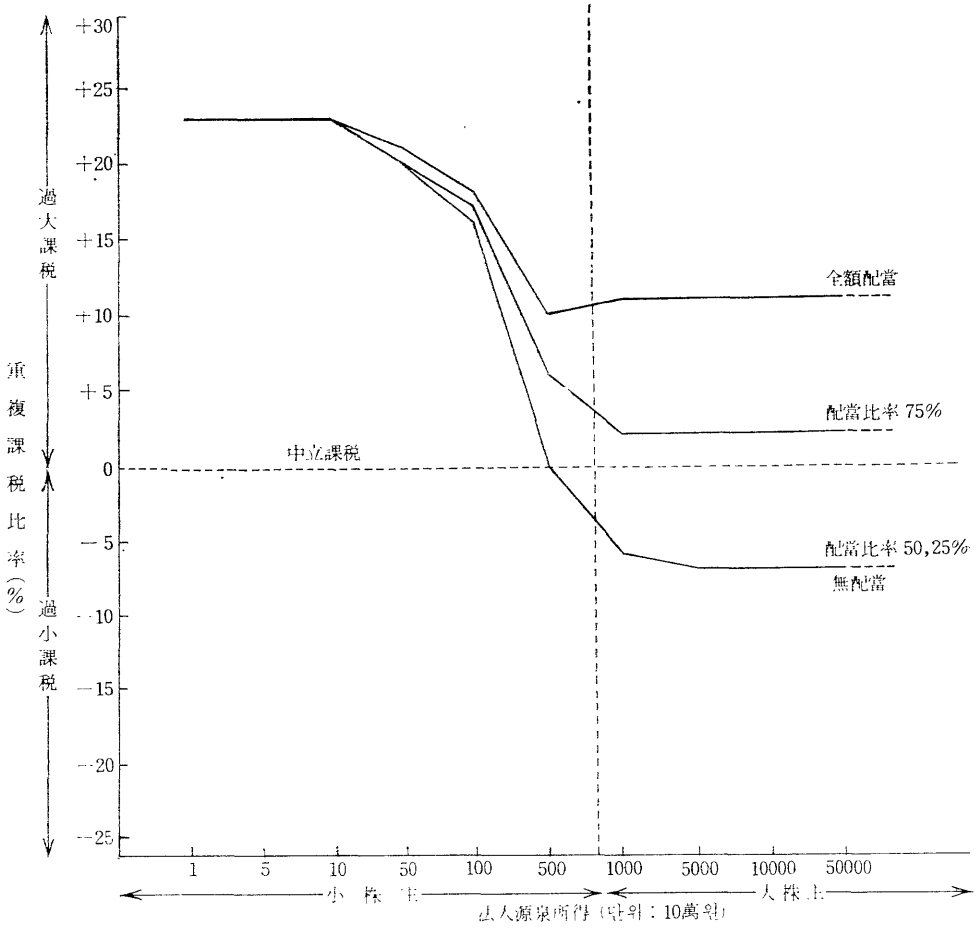
〈表 2〉 一般法人의 重複課稅

(단위 : 千원, %)

所有株式數 (株)	配當比率									
	全額配當		75%		50%		25%		無配當	
	重複課稅額	重複課稅比率	重複課稅額	重複課稅比率	重複課稅額	重複課稅比率	重複課稅額	重複課稅比率	重複課稅額	重複課稅比率
100	23	22.5	22	22.9	23	23.2	23	23.2	23	23.2
500	113	22.5	114	22.9	116	23.2	116	23.2	116	23.2
1,000	225	22.5	229	22.9	232	23.2	232	23.2	232	23.2
5,000	1,030	20.6	1,013	20.3	1,011	20.2	1,011	20.2	1,011	20.2
10,000	1,833	18.3	1,689	16.9	1,606	16.1	1,606	16.1	1,606	16.1
50,000	6,087	12.1	2,780	5.6	−7	0	−7	0	−7	0
100,000	10,263	10.3	1,627	1.6	−6,050	−6.1	−6,050	−6.1	−6,050	−6.1
500,000	52,916	10.6	8,243	1.6	−36,429	−7.3	−36,429	−7.3	−36,429	−7.3
1,000,000	106,233	10.6	16,887	1.7	−72,459	−7.2	−72,459	−7.2	−72,459	−7.2
5,000,000	532,763	10.7	86,035	1.7	−360,694	−7.2	−360,694	−7.2	−360,694	−7.2
總重複課稅額	711,486		118,639		−472,651		−472,651		−472,651	
單純平均		16.1		11.8		7.8		7.8		7.8
加重平均		10.7		1.8		−7.1		−7.1		−7.1
修正平均		10.6		1.7		−7.2		−7.2		−7.2

註 : 〈表 1〉의 註 參照.

〔圖 2〕 一般法人의 重複課稅



이란 대부분 大株主 中心의 法人으로서 持分率이 1% 이내인 小株主는 사실상 희박하다. 〈表 2〉와 〔圖 2〕에 株主持分率 1% 이내와 1% 이상의 區分을 點線으로 표시하고 있는바 持分率 1% 이상만의 株主를 고려할 경우 重複課稅의 規模가 달라지는데 이 경우의 重複課稅額 및 重複課稅比率이 〈表 2〉의 마지막 欄 「修正平均」에 표시되어 있다[15]. 持分率이 1% 이상의 株主만을 고려할 경우 全額配當의 경우 平均的으로 11%의 重複課稅現象을 보이고 있으며 75%配當의 경우에 重複課稅의 規模가 2%로 급격히 減少하고 50%이하의 配當率에서는 7%의 過少課稅現象이 나타나고 있다. 따라서 一般法人의 경우 전체적으로 보아 다소의 過少課稅現象이 발생하여 個人企業形態에 의한 事業運營보다 法人形態에 의한 事業運營이 더 유리하다는 것을 알 수 있다. 同一金額의 所得에 대해서는 勤勞所得보다 法人源泉所得에 대한 稅負擔이 낮다는 結論도 도출된다.

一般法人의 重複課稅 結果를 前項의 一切의

15) 〈表 1〉~〈表 5〉에서의 「修正平均」欄의 數値는 大株主들의 持分率을 고려한 加重平均數値임. 大株主들만의 重複課稅比率의 單純平均値를 구하더라도 加重平均値와 크게 差異가 나지 않음.

調整裝置가 없는 경우의 重複課稅 結果와 비교하여 보면 重複課稅의 緩和 및 深化程度가 配當比率 및 所得規模에 따라 差異를 보이고 있음을 알 수 있다. 平均的으로 보아 一般法人의 경우에 높은 配當比率下에서는 重複課稅가 緩和되는 반면 낮은 配當比率下에서는 重複課稅의 程度가 심화되고 있다. 특히 大株主의 경우 配當比率이 낮을수록 過少課稅現象이 시정되고 있는데 全額配當의 경우 約 3%「포인트」程度로 重複課稅現象이 減少했고 75%配當의 경우 2%「포인트」, 50%配當의 경우 1~2%「포인트」, 25%配當의 경우 5~8%「포인트」, 無配當의 경우 8~18%「포인트」의 規模로 過少課稅現象이 시정되고 있다. 이와 같이 高率配當의 경우보다 低率配當의 경우에 過少課稅是正이 더 크게 이루어지는 것은 紙上配當稅의 영향이 큰 때문인 것으로 풀이되며 高率配當의 경우에 重複課稅現象의 是正이 발생하고 있으나 그 程度가 크지 않은 것은 現行 配當稅額控除制度가 큰 영향을 미치지 못하는 때문인 것으로 풀이된다.

一般法人의 경우 配當比率이 50%이하일 경우 株主의 持分率에 관계 없이 重複課稅額 및 重複課稅比率이 일정한데 이는 式(9) 및 이와 관련된 論議에서 지적한 바와 같이 $v<1-p$의 경우 總配當所得이 配當比率과 무관하기 때문이다. $v<1-p$의 條件은 現行 紙上配當免稅比率(p)이 50%로 고정되어 있는 경우 配當比率이 50% 이하인 한 항상 성립한다. 즉 우리나라의 現行 紙上配當稅制度는 配當比率이 50% 이하인 경우 配當의 有無에 관계 없이 留保所得의 50%를 課稅對象으로 삼고 있다. 配當比率이 50% 이상인 경우 株主의 持分率이 높을수록, 즉 配當所得이 많을수록 重複課稅額이 증가하는데 이는 第Ⅲ節에서의[16] 比較靜態分析의 結果와도 일치한다.

株主間의 公平課稅 側面에서 〈表 2〉 및 〔圖 2〕의 結果를 살펴보면 小株主와 大株主間에는 상당한 稅負擔의 不公平을 보이고 있으나 大株主間에는 거의 公平課稅를 示顯하고 있다. 持分率이 1%이상인 大株主들 間의 重複課稅比率을 살펴보면 配當比率에 관계없이 大株主들 間의 重複課稅比率의 差異가 1%「포인트」를 넘지 않고 있다.

〈表 2〉 및 〔圖 2〕와 관련된 몇 가지 다른 중요한 事項을 지적하기 전에 지금까지의 우리의 結果를 要約하면 一般法人의 경우 高率配當이 이루어질 때는 多少의 重複課稅現象이 발생하고 配當比率이 낮을 때는 平均 6~8%의 過少課稅現象이 발생한다. 현실적으로 全額配當을 하는 경우가 드물고 家族法人形態下에서 配當政策이 임의로 결정될 수 있는 점을 감안하면 6~8%의 過少課稅가 이루어지고 있다고 결론지을 수 있다. 公平課稅가 大株主와 小株主間에는 이루어지고 있지 않으나 大株主들 間에서 상당히 이상적으로 이루어지고 있다.

配當比率이 減少함에 따라 大株主의 경우에 上記한 바와 같이 過少課稅現象이 심화하는 것은 第Ⅲ節[17]의 比較靜態分析 結果와 완전히 일치한다. 이러한 過少課稅現象의 深化理由는 低率配當의 경우 事業을 個人企業形態로 運營하였을 때 직면할 個人所得稅率보다 훨씬 낮은 法人稅率로서 稅負擔을 거의 대신하기 때문이다. 물론 高率配當의 경우 法人所得稅의 적용에 따른 稅負擔이 全體 稅負擔에서 차지

16) 第Ⅲ節 第2項 나目
17) 第Ⅲ節 第2項 나目

하는 比重이 감소하게 되므로 過少課稅現象이 감소하고 全額配當의 경우 法人所得稅와 個人所得稅를 동시에 부담하게 되어 大株主에게 10~11%의 重複課稅現象을 야기시킨다.

4. 上場法人의 重複課稅

上場法人이 一般法人과 稅法上 달리 취급되는 점은 紙上配當稅制度가 없다는 것과 少額株主制가 있다는 事實이다[18]. 少額株主制란 公開上場法人의 경우 株式持分率이 全體發行株式의 1%이내인 株主들에게 10%의 源泉徵收로서 配當所得에 대한 稅負擔을 완결하고 配當所得을 綜合所得에 合算하지 않는 制度이다. 上場法人의 경우에도 大株主에 적용되는 重複課稅額 및 重複課稅比率의 模型은 각기 式(16)과 式(18)과 같으며 少額株主에 대한 重複課稅模型은

$$D_h = S_h t_c Y + S_h(1-t_c)vY \times (0.1) - S_h t_{jh} Y \quad \cdots\cdots(34)$$

$$D'_h = t_c + (1-t_c)v \times (0.1) - t_{jh} \quad \cdots(35)$$

이 된다. 式(18)과 式(35)에 의거한 上場法人의 重複課稅에 대한 實證的 分析結果는 〈表 3〉과 〔圖 3〕에 요약되어 있다.

〈表 3〉에서 上場法人의 경우 平均的으로 보아 상당한 程度의 重複課稅가 야기되고 있으나 그 內容을 자세히 살펴 보면 大株主와 小

〈表 3〉 上場法人의 重複課稅(少額株主가 있는 경우)

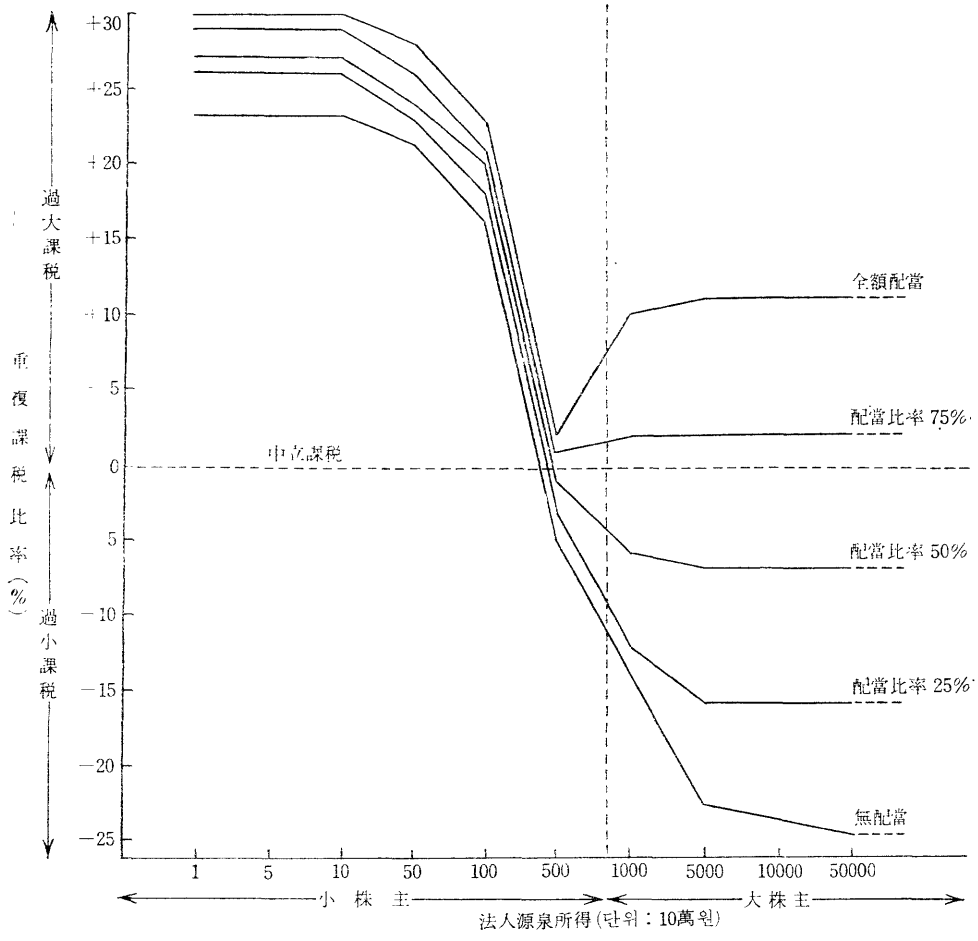
(단위 : 千원, %)

所有株式數(株)	配當比率									
	全額配當		75%		50%		25%		無配當	
	重複課稅額	重複課稅比率	重複課稅額	重複課稅比率	重複課稅額	重複課稅比率	重複課稅額	重複課稅比率	重複課稅額	重複課稅比率
100	30	30.9	29	29.2	27	27.4	25	25.7	23	23.9
500	155	30.9	146	29.2	137	27.4	128	25.7	120	23.9
1,000	309	30.9	292	29.2	274	27.4	257	25.7	239	23.9
5,000	1,397	27.9	1,309	26.2	1,221	24.4	1,134	22.7	1,046	20.9
10,000	2,322	23.2	2,147	21.5	1,972	19.7	1,797	18.0	1,622	16.2
50,000	1,190	2.4	314	0.6	−562	−1.2	−1,438	−2.9	−2,314	−4.6
100,000	10,263	10.3	1,626	1.6	−6,054	−6.1	−12,145	−12.1	−14,451	−14.5
500,000	52,916	10.6	8,243	1.6	−36,429	−7.3	−81,102	−16.2	−114,751	−23.0
1,000,000	106,233	10.6	16,887	1.7	−72,459	−7.2	−161,804	−16.2	−240,126	−24.0
5,000,000	532,763	10.7	86,035	1.7	−360,694	−7.2	−807,422	−16.1	−1,243,126	−24.9
總重複課稅額	707,578		117,029		−472,562		−1,060,570		−1,611,717	
單純平均		18.8		14.3		9.7		5.4		1.8
加重平均		10.6		1.8		−7.1		−15.9		−24.2
修正平均		10.6		1.7		−7.2		−16.1		−24.4

註 : 〈表 1〉의 註 參照.

18) 法人稅法이 公開要件을 規定함으로써 稅制上 公開法人과 上場法人間에 차등없는 혜택을 부여하여 왔으나 1982年의 稅法改正時 公開法人概念規定을 삭제함으로써 上場法人은 곧 公開法人을 의미하게 되었다. 1983年 현재 株式上場要件을 살펴보면 設立後 2年 以上 경과한 資本金 5億원 이상의 營業持續 法人이 大株主所有株式比率이 發行株式總數의 51% 이하, 少額株主所有株式比率이 發行株式總數의 40% 이상, 發行株式總數의 1% 미만 所有 少額株主가 300名 이상 그리고 月平均 株式去來量이 總發行株式數의 3/1,000 이상 등의 條件을 만족시키면 上場法人이 된다.

〔圖 3〕 上場法人의 重複課稅(少額株主制가 있는 경우)



株主間에 현격한 差異가 있음을 알 수 있다. 大株主의 경우 配當比率이 높은 경우를 제외하고는 過少課稅되고 있음에 반해 小株主의 경우 심한 過大課稅現象이 발견된다.

먼저 大株主의 경우를 살펴 보면 全額配當의 경우와 75%配當比率의 경우 重複課稅로 인해 각기 10~11%, 2% 程度 過大課稅되고 있으나 50%配當比率의 경우 7% 程度 過小課稅되고 있으며 25%配當比率 및 無配當의 경우 각기 12~16%, 14~25%의 심한 過小課稅現象이 나타나고 있다. 즉 大株主의 경우 配當率이 높을 경우에 다소의 過大課稅가 야기되고 있으나 配當率이 낮을 경우 심한 過小課稅現象이 나타나고 있다.

上場法人 大株主의 경우를 一般法人 大株主의 경우와 비교하여 보면 50%에서 100%까지의 配當比率水準에서는 重複課稅額 및 重複課稅比率이 같으나 配當率이 50% 이하인 경우 上場法人의 大株主가 一般法人의 大株主에 비해 현격한 稅制上의 혜택을 누리고 있음을 알 수 있다. 이와같은 現象은 50% 이하의 配當比率에 적용되는 紙上配當稅가 없어진 데서 기인한다. 紙上配當稅의 廢止는 高額投資者를 유치하여 上場法人의 育成, 나아가 資本市場의

育成을 위한 방편의 일환이었다.

이상에서 살펴본 大株主와는 달리 上場法人의 小株主는 심한 重複課稅의 不利益을 당하고 있다. 持分率이 0.1% 이하(우리의 例에서 所有株式數로는 5,000株 이하)인 小株主들의 경우 全額配當을 하면 28~31%의 重複課稅가, 75%의 配當率, 50%의 配當率, 25%의 配當率, 그리고 無配當의 경우 각기 26~29%, 24~27%, 23~26%, 그리고 21~24%의 重複課稅現象이 나타나고 있다. 이와 같이 上場法人의 少額株主에게 심한 重複課稅現象이 야기되는 理由는 法人所得稅率의 下限線이 個人所得稅率의 下限線보다 높기 때문이다. 즉 少額株主들로서는 一定金額의 所得에 대해 個人企業形態로 事業을 하여 個人所得稅率을 적용받는 것보다 높은 法人所得稅率의 적용을 받게 될 것이므로 重複課稅現象의 惹起는 필연적이라 할 수 있다.

여기서 우리는 資本市場의 育成 및 小規模投資家들의 稅負擔緩和를 위해 現行稅法에서 制度化하고 있는 少額株主制度가 본래의 目的에 역행하는 結果를 초래하고 있음을 본다. 이러한 놀라운 사실은 少額株主制度가 制度化되어 있지 않은 一般法人의 小株主 경우와 制度化되어 있는 上場法人의 少額株主 경우를 비교하여 보면 쉽게 알 수 있다. 〈表 2〉와 〈表 3〉을 比較하여 보면 全額配當의 경우에 7~8%「포인트」, 75%配當比率의 경우에 4~6%「포인트」, 50%配當比率의 경우에 3~4%「포인트」, 25% 配當比率의 경우에 2~3%「포인트」, 그리고 無配當의 경우에 1%「포인트」 程度로 少額株主制度가 없는 一般法人의 小株主가 上場法人의 少額株主보다 重複課稅가 완화되어 유리한 입장이다.

우리의 구체적인 例에서 50,000株 내외의 株式을 所有한 少額株主는 上場法人의 경우가 一般法人의 경우보다 유리하다. 이는 上場法人의 少額株主의 경우 10% 稅率에 의한 個人所得稅의 稅負擔이 源泉徵收로서 완결되는 반면 一般法人에 허용된 配當稅額控除制度의 혜택을 받지 못하는 데 기인한다. 즉 配當金이 1,000萬원 이하인 경우 配當稅額控除率이 8%이므로 配當稅額控除制度가 있는 경우 少額株主制度下의 10% 源泉徵收와 同一한 稅金을 부담하는 株主는 個人所得稅率이 18%에 상당하는 株主이다. 따라서 個人所得稅率이 18% 이하인 株主들에게는 10%稅率에 의한 源泉徵收로 稅負擔이 決定되는 것이 오히려 불리하다. 이상에서 少額株主를 보호하려는 意味에서 나타난 少額株主制度가 오히려 그 目的과 反對機能을 수행하고 있다고 結論 지을 수 있다.

上場法人에 허용된 少額株主制가 오히려 小株主에게 課稅上의 不利益을 초래하고 있는 사실은 少額株主制가 폐지될 경우의 稅負擔效果와 比較하여 봄으로써도 알 수 있다. 〈表 4〉와 〔圖 4〕는 上場法人에 있어서 少額株主制가 폐지되었을 경우 重複課稅現象을 보여주고 있는데 〈表 3〉 및 〈表 4〉의 比較에서 나타나는 것은 물론 大株主의 경우에는 變動이 없으나 小株主들의 경우에 無配當의 경우를 제외하고는 配當比率에 관계없이 重複課稅가 완화되고 있다는 사실이다. 단 50,000株 내외의 少額株主의 경우는 다소 다른 結果를 보여주고 있다 물론 실제에 있어서 法人源泉所得外의 所得이 많아서 少額株主들의 總所得이 18%이상의 個人所得稅率을 적용 받을 만큼 높은 경우에는 少額株主制가 유리하다. 그러나 現行 稅法下

에서 平均 個人所得稅率이 18%를 초과하기 위해서는 年間 綜合所得標準額이 1,500~1,900萬원이 되어야 하는데 少額株主들의 所得이 이 水準에 달하기는 어려울 것이며 달하더라도 현실에서 이러한 株主들의 숫자는 많지 않을 것이다. 따라서 少額株主制가 오히려 小株主에게 상대적으로 과중한 負擔과 심한 重複課稅現象을 야기시킨다는 結論은 현실적으로 여전히 성립한다[19].

上場法人 경우의 重複課稅現象에 대한 지금까지의 實證的 分析外에 다음과 같은 몇가지 사실이 지적되어야 한다. 그 첫째는 配當比率이 減少함에 따라 重複課稅가 완화되고 過小課稅現象이 심화되어 株主의 持分率에 관계없이 모든 株主에게 유리하게 작용한다는 것이다. 配當比率이 減少함에 따라 大株主에게 유리해진다는 事實은 第Ⅲ節[20]의 比較靜態分析結果와 일치하나 少額株主의 경우에도 配當比率 減少가 유리하다는 事實은 우리의 理論的 結果와 相馳된다. 이는 우리의 理論的 模型設定過程에서 少額株主制 自體가 고려되지 않았던 데 기인하는 것으로 이를 고려할 경우 우리의 理論的 模型도 實證的 分析과 같은 結果를 보여줄 것이다. 配當比率의 減少가 上場法人의 大株主에게 유리하게 작용하는 것은 高配當을 유인하는 配當稅額控除制度가 大株主의 경우 큰 影響을 미치지 못함을 의미하며 配當比率의 減少가 小株主에게 유리하게 작용하는 것은 위에서 살펴본 少額株主制度의 逆機能에 기인한다.

〈表 4〉 上場法人의 重複課稅(少額株主制가 없는 경우)

(단위 : 千원, %)

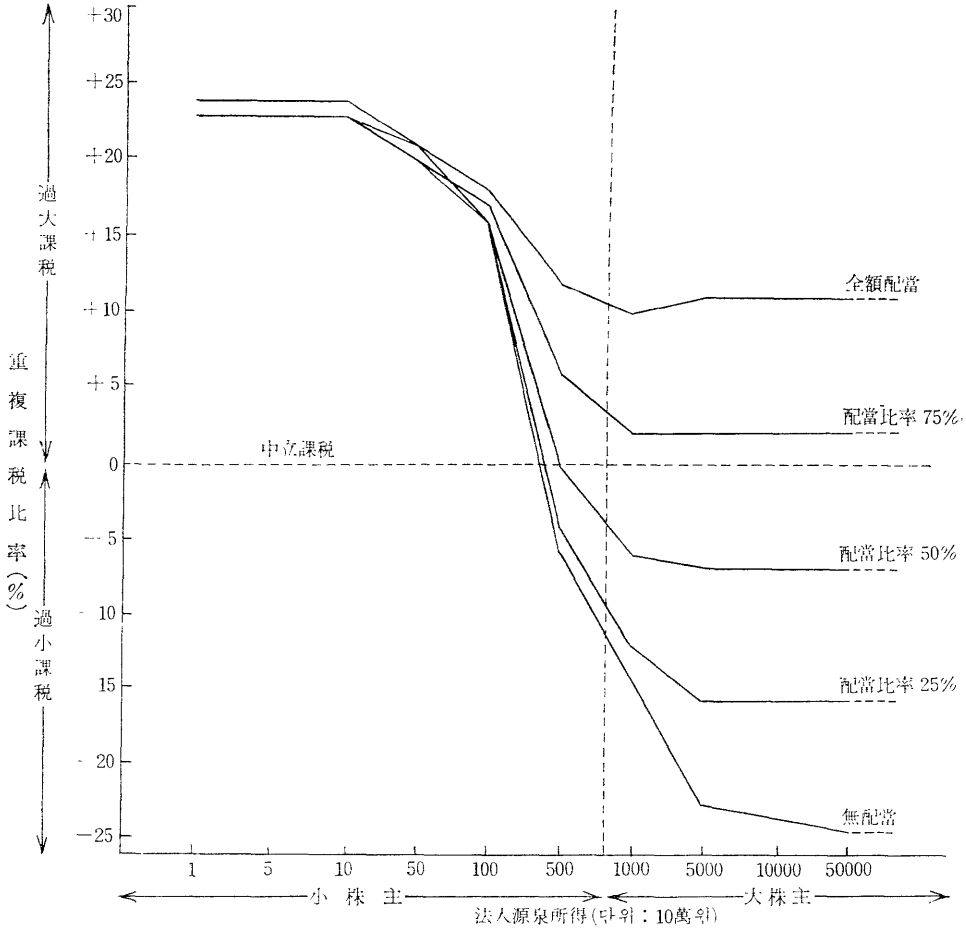
所有株式數(株)	配當比率									
	全額配當		75%		50%		25%		無配當	
	重複課稅額	重複課稅比率	重複課稅額	重複課稅比率	重複課稅額	重複課稅比率	重複課稅額	重複課稅比率	重複課稅額	重複課稅比率
100	22	22.5	23	22.9	23	23.2	24	23.6	24	23.9
500	113	22.5	114	22.9	116	23.2	118	23.6	120	23.9
1,000	225	22.5	229	22.9	232	23.2	236	23.6	239	23.9
5,000	1,030	20.6	1,013	20.3	1,011	20.2	1,029	20.6	1,046	20.9
10,000	1,833	18.3	1,689	16.9	1,606	16.1	1,587	15.9	1,622	16.2
50,000	6,087	12.2	2,780	5.6	−7	0	−1,904	−3.8	−2,314	−4.6
100,000	10,263	10.3	1,626	1.6	−6,050	−6.1	−12,145	−12.1	−14,451	−14.5
500,000	52,916	10.6	8,243	1.6	−36,429	−7.3	−81,102	−16.2	−114,751	−23.0
1,000,000	106,233	10.6	16,887	1.7	−72,459	−7.2	−161,804	−16.2	−240,126	−24.0
5,000,000	532,767	10.7	86,035	1.7	−360,694	−7.2	−807,422	−16.1	−1,243,126	−25.0
總重複課稅額	711,486		118,639		−472,651		−1,061,385		−1,611,717	
單純平均		16.1		11.8		7.8		4.3		2.7
加重平均		10.7		1.8		−7.1		−15.9		−24.2
修正平均		10.6		1.7		−7.2		−16.1		−24.4

註 : 〈表 1〉의 註 參照.

19) 여러 會社 株式을 동시에 所有함으로써 小株主가 되는 경우에는 少額株主가 大株主보다 稅負擔에 있어서 유리한 입장이 될 경우도 있음.

20) 第Ⅲ節 第2項 나目.

〔圖 4〕 上場法人의 重複課稅(少額株主制가 없는 경우)



다음으로 지적될 事項은 上場法人의 경우 配當政策이 달라짐에 따라 小株主間보다 大株主間에 重複課稅로 인한 稅負擔의 過多課稅 및 過少課稅의 幅이 低率配當의 경우 더 크게 변화한다는 것이다. 이는 〈表 3〉에서 5萬株 이하의 小株主의 경우 配當政策이 달라짐에 따라 最高 6%의 稅負擔의 差異를 가져오나 10萬株 이상의 大株主의 경우 配當政策이 全額配當에서 無配當으로 變化함에 따라 24~36%의 稅負擔의 差異를 가져온다. 〔圖 3〕을 보면 이러한 配當政策의 變化에 따른 各株主들의 稅負擔의 變化分을 알 수 있다. 이러한 現象은 紙上配當稅가 없는 데서 기인한다. 즉 紙上配當稅가 없는 한 低率配當의 경우 大株主의 過小課稅現象이 심화된다.

끝으로 調整裝置가 없을 때의 重複課稅現象과 上場法人 경우의 重複課稅現象을 비교하여 보면 평균적으로 보아서는 負擔上 큰 差異가 없으나 小株主에 있어선 後者의 경우보다 前者의 경우가 오히려 重複課稅現象이 완화되고 있다. 〈表 1〉과 〈表 3〉을 比較하여 보면 無配當의 경우를 제외하고 上場法人의 小株主가 1~3%「포인트」의 추가적인 重複課稅負擔을 하고 있다. 一切의 調整裝置가 없는 경우와 少

額株主制度를 고려하지 않은 上場法人 경우의 重複課稅現象을 비교하여 보면 〈表 1〉과 〈表 4〉가 보여주듯 配當政策이 變化함에 따라 少額株主制가 없는 上場法人의 경우에 大株主 小株主 모두 1~3%「포인트」程度의 稅負擔緩和가 이루어지고 있다.

上場法人과 관련한 重複課稅現象의 實證的 分析에 의한 지금까지의 論議에서 중요한 結論은 現行稅制가 株主間에 심각한 不公平課稅를 야기하고 있다는 사실이다. 그 주된 理由는 稅率構造上 法人所得稅의 上限線이 個人所得稅의 上限線보다 낮고 法人所得稅의 下限線이 個人所得稅의 下限線보다 높아 大株主에게 유리하게, 그리고 小株主에 불리하게 작용하고 있기 때문이다. 上場法人의 경우 紙上配當稅制度가 도입되어 있지 않으므로 해서 大株主의 過小課稅現象을 한층 더 심화시키고 있으며 小株主의 경우에는 少額株主制가 도입되어 오히려 重課稅됨으로써 全體的으로 보아 調整裝置가 없는 경우보다 더 불리한 稅負擔을 야기시킨다[21]. 이러한 結果를 고려하여 볼 때 少額株主制度는 廢止되는 것이 좋을 것으로 판단된다. 上場法人의 경우 高額投資者들을 유치하기 위하여 紙上配當稅制度가 도입되고 있지 않으나 이로 인해 전체적으로 株主間 不公平課稅가 야기되어 종국적으로 證券市場의 大衆化 내지 저변확대를 가로막는 要因이 되고 있으므로 不公平課稅 是正을 위한 制度的 裝置의 마련이 요구된다.

5. 非上場大法人의 重複課稅

現行稅法에 의하면 各事業年度 終了日 現在 株式發行資本金이 50億원을 초과하거나 發行資本金 및 剩餘金이 주된 內容인 自己資本의 總額이 100億원을 초과하는 法人으로서 證券去來法에 의해 韓國證券去來所에 株式을 上場하지 않은 內國法人을 非上場大法人이라 한다[22]. 稅負擔과 관련하여 非上場大法人이 一般法人과 다른 점은 5千萬원 超過 課稅標準에 대해 적용되는 稅率이 상이한 외에 非上場大法人의 株主에게 配當稅額控除가 허용되고 있지 않는 점이다[23]. 非上場大法人과 관련한 重複課稅檢證을 위한 模型은 式(11)~式(14)가 되며 現行稅法規定에 의거한 實證的 分析結果는 〈表 5〉와 〔圖 5〕에 요약되어 있다.

〈表 5〉와 〔圖 5〕에 나타난 바와 같이 非上場大法人의 경우 重複課稅에 의해 過多課稅가 야기되는지 過少課稅가 발생하는지 與否는 株主들의 持分率을 고려하느냐 않느냐에 크게 좌우된다. 株主間 持分率의 比重을 고려하지 않을 경우, 즉 單純平均에 의할 경우 配當比率에 관계없이 전체적으로 重複課稅에 따라 過大課稅가 야기된다고 볼 수 있으나 株主間 持分率을 고려하는 경우, 즉 加重平均의 경우 配當率이 높을 경우 過多課稅가 야기되나 配當率이 낮아짐에 따라 過少課稅現象이 일어난다.

주지하는 바와 같이 非上場大企業은 企業을 公開할 能力이 있으면서도 經營權維持 등 各

21) 配當所得에 대한 10%分離課稅는 물론 利子所得에 대한 10%分離課稅는 그 目的이 綜合課稅排除에 따른 稅負擔緩和라고 일반적으로 언급되고 있으나 現行 個人所得稅制下에서 分離課稅에 따라 오히려 이들 利子 및 配當所得이 過大課稅되고 있음을 주목해야 된다. 이는 勤勞所得의 경우 年間所得이 約 600萬원 이상인 경우에 한해 追加的인 所得에 대해 10%의 限界稅率을 적용받음에 반해 利子所得에 대해서는 첫 1원부터 10%의 限界稅率을 적용받아 稅金을 부담하기 때문이다.

22) 所得稅法 第22條 第2項.

23) 非上場大法人에 적용되는 法人所得稅率은 課稅標準이 5千萬원 이하일 경우 20%이고 5千萬원 이상의 경우 초과분에 대하여 33%임.

種 理由 때문에 企業을 公開하지 않는 親族經營形態의 企業이다. 따라서 非上場大企業의 경우에 持分率이 1% 이하인 小株主들은 큰 意味가 없으므로 大株主에 대한 重複課稅比率이 주된 政策關心事가 된다. 持分率 1% 이상인 大株主들만을 고려하여 平均을 구할 경우(〈表 5〉의 「修正平均」欄 參照) 全額配當 및 75%配當比率의 경우에 각기 15%와 6%의 過多課稅가 야기되나 50% 이하의 配當에서는 4%程度의 過少課稅가 이루어지고 있다. 現實的으로 全額配當을 하는 경우는 드물다는 事實과 非上場大企業의 경우 配當比率이 임의로 調節될 수 있다는 事實을 감안하면 非上場大法人의 大株主의 경우 전반적으로 約 4%의 過少課稅가 이루어지고 있다고 結論지을 수 있다.

다음으로 非上場大法人의 大株主와 一般法人 및 上場法人의 大株主 間의 重複課稅 差異를 살펴보기로 한다. 〈表 2〉와 〈表 5〉의 比較에서 보듯 非上場大法人의 大株主가 一般法人의 大株主에 비해 3~5%「포인트」의 추가적인 稅負擔을 하고 있다. 이러한 非上場大法人의 大株主의 추가적인 稅負擔은 配當稅額控除를 받지 못하는 점과 法人所得稅率面에서 課稅標準額이 5千萬원을 초과할 경우 超過分에 대한 稅率이 一般法人 30%보다 높은 33%가 적용되는 데서 기인하는 것이다. 이러한 불리한 條件에도 불구하고 全體的으로 3~5%「포인트」의 추가적인 負擔밖에 안고 있지 않다는 것은 配當稅額控除制度와 法人所得稅率上 3%의 追加累進稅率 適用이 稅負擔增大라는 본래의 目的을 달성하고 있지 못함을 의미한다.

非上場大法人의 大株主와 上場法人의 大株主를 比較하여 보면 〈表 3〉과 〈表 5〉에서 보듯 非上場大法人의 大株主가 全額配當의 경우 4~5%「포인트」, 75%配當比率의 경우 4%「포인트」, 50%配當比率의 경우 3~4%「포인트」,

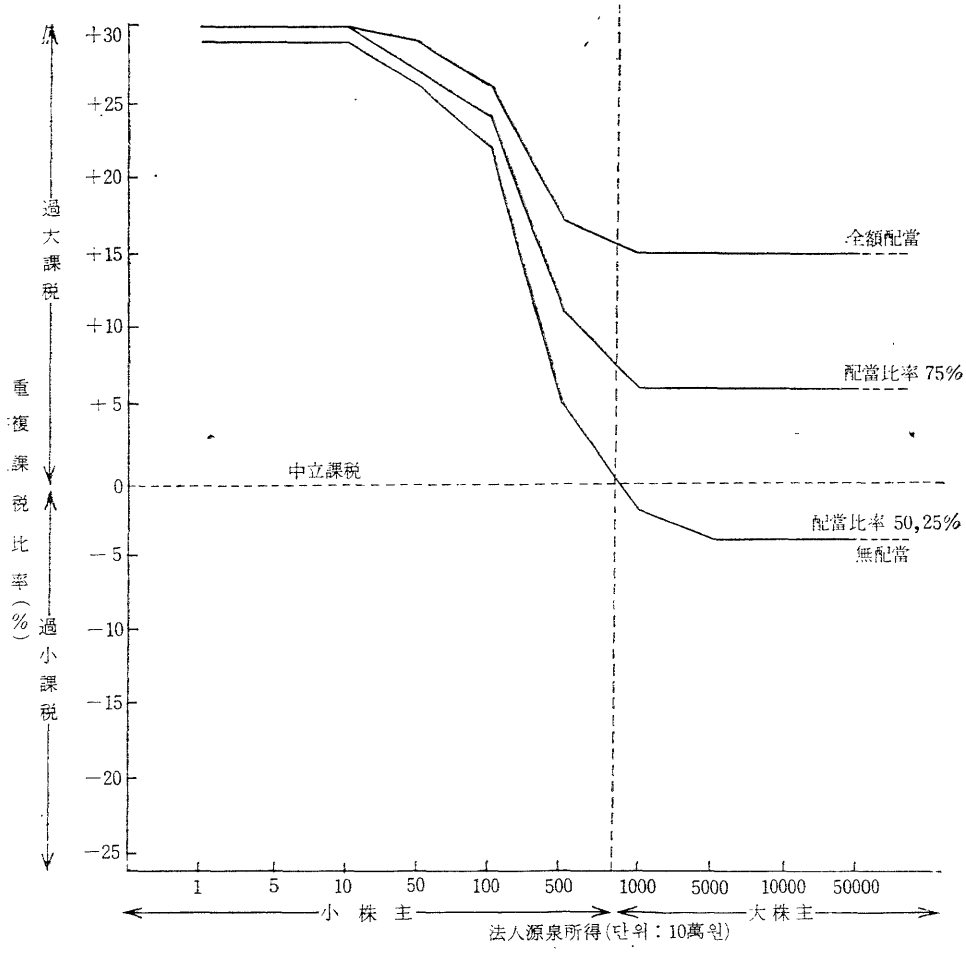
〈表 5〉 非上場大法人의 重複課稅

(단위 : 千원, %)

所有株式數(株)	配當比率									
	全額配當		75%		50%		25%		無配當	
	重複課稅額	重複課稅比率	重複課稅額	重複課稅比率	重複課稅額	重複課稅比率	重複課稅額	重複課稅比率	重複課稅額	重複課稅比率
100	31	30.9	30	29.9	29	28.9	29	28.9	29	28.9
500	155	30.9	150	29.9	145	28.9	145	28.9	145	28.9
1,000	309	30.9	299	29.9	289	28.9	289	28.9	289	28.9
5,000	1,445	28.9	1,361	27.2	1,296	25.9	1,296	25.9	1,296	25.9
10,000	2,638	26.4	2,374	23.7	2,169	21.7	2,169	21.7	2,169	21.7
50,000	8,737	17.5	5,284	10.5	2,351	4.7	2,351	4.7	2,351	4.7
100,000	14,806	14.8	5,967	6.0	−1,912	−1.9	−1,912	−1.9	−1,912	−1.9
500,000	74,031	14.8	27,901	5.6	−18,229	−3.6	−18,229	−3.6	−18,229	−3.6
1,000,000	148,061	14.8	55,802	5.6	−36,457	−3.6	−36,457	−3.6	−36,457	−3.6
5,000,000	740,306	14.8	279,011	5.6	−182,284	−3.6	−182,284	−3.6	−182,284	−3.6
總重複課稅額	990,519		378,180		−232,603		−232,603		−232,603	
單純平均		22.5		17.4		11.7		11.7		11.7
加重平均		14.9		5.7		−3.5		−3.5		−3.5
修正平均		14.8		5.6		−3.6		−3.6		−3.6

註 : 〈表 1〉의 註 參照.

〔圖 5〕 非上場大法人의 重複課稅



25% 配當比率의 경우 10~12%「포인트」, 無配當의 경우 12~21%「포인트」 程度의 추가적인 稅負擔을 하고 있다. 上場法人의 경우가 非上場大法人보다 유리한 것은 앞서 살펴본 一般法人이 非上場大法人에 비해 가지는 유리한 점 외에 紙上配當稅가 없다는 점이다. 全額配當에서 50% 配當比率까지는 紙上配當稅가 부과되지 않으므로 이 경우 上場法人의 大株主들은 一般法人의 大株主와 같은 稅負擔을 하고 따라서 非上場大法人의 大株主는 上場法人의 大株主와 같은 稅負擔을 한다. 그러나 配當比率이 50% 이하일 경우에는 적게는 10~20%「포인트」, 많게는 12~21%「포인트」까지의 상당한 稅負擔差異를 보이고 있다. 이는 紙上配當稅制度가 配當稅額控除制度나 法人所得稅率累進構造보다 훨씬 큰 影響力을 행사하고 있음을 반영하는 것이다.

非上場大法人의 경우 그 自體만을 살피면 별다른 重複課稅現象을 보이고 있지 않지만 上場法人의 경우와 비교하여 보면 상당한 추가적인 稅負擔이 發生하고 있는데 配當比率이 낮을수록 그 程度가 증대되고 있다. 사실 이러한 過重負擔의 方法으로 政府가 企業公開의 압력을 가하고 있으나 별다른 成果를 거두고

있지 못하고 있는데, 그 原因으로 우리나라 企業經營主들의 지나친 企業所有慾도 지적될 수 있으나 政府가 취하고 있는 企業公開誘導政策 自體에도 問題가 있음이 지적되어야 한다[24]. 즉 非上場大法人 自體에 대한 제반 稅制上의 不利益 壓力은 그다지 강하지 못한 반면 上場法人의 경우에 紙上配當稅 廢止라는 큰 誘因이 있음으로 인하여 高所得層 投資家들에게 上場法人에의 投資를 유인하고 있으나 이는 企業公開를 위한 間接的인 誘因은 될망정 直接的인 壓力要因으로 작용하지 않는다. 따라서 政府가 企業公開政策을 계속적으로 추진하려면 上場法人에의 投資誘因과 같은 間接的인 方式이 아닌 直接的인 方式으로의 轉換이 필요하다[25].

6. 配當政策과 紙上配當稅制와의 關係

최근 우리나라 企業의 財務構造惡化와 더불어 紙上配當稅制가 社內留保를 감소시켜서 企業의 財務構造를 악화시킨다는 主張, 즉 紙上配當稅가 社內留保보다 配當을 촉진한다는 主張이 강력히 대두되고 있는바 이러한 主張이 本論文의 주된 課題인 重複課稅 論議와는 직접적 關聯이 없으나 우리의 模型이 紙上配當稅制와 配當政策에 대해 매우 유익한 結果를 보여주므로 本項에서 上記 主張의 眞僞與否를 간략히 檢討하여 보기로 한다.

먼저 紙上配當稅가 社內留保를 감소시키므로 企業의 財務構造를 악화시키는 要因이라는 主張을 살펴보자. 紙上配當稅가 社內留保를 감소시킨다는 것은 紙上配當稅가 配當을 촉진한다는 것으로 式(15)를 살펴보면 이러한 主張이 說得力이 없음을 곧 알게 된다. 紙上配當額이 발생하는 경우, 즉 $v \leq 1-p$의 경우 式(15)에서 보는 바와 같이 配當所得에 대한 總稅額을 표시하는 部分인 $S_h(1-t_c)(1-p)t_{ih}Y$에 配當比率(v)이 포함되어 있지 않다. 이는 실제 배당액 $S_h(1-t_c)vY$와 紙上配當額 $S_h(1-t_c)(1-v-p)Y$을 合算하는 過程에서 配當比率이 제거된 것으로 $v \leq 1-p$의 條件이 성립하는 한 實際配當額이 늘면 紙上配當額이 줄고 實際配當額이 줄면 紙上配當額이 늘어 總配當額이 一定水準을 유지하는 것을 의미한다. 물론 현실에 있어서 紙上配當額과 實際配當額의 反比例關係가 우리의 模型이 무시하고 있는 其他積立金, 法人所得稅와 並課되는 住民稅, 防衛稅 때문에 정확히 일치하지는 않을 것이다. 紙上配當稅制의 본래의 目的이 配當政策에 관한 中立性 維持에 있음을 주목할 必要가 있다.

우리나라의 경우 紙上配當에 50%의 免稅를 허용하고 있으므로 約 50% 이하의 配當에 대해서는 上記한 配當政策이 紙上配當稅制와 무관하다는 結論은 유효하다. 이러한 結論은 〈表 1〉에서 〈表 5〉까지의 檢討에서 곧 확인되는 事實로서 紙上配當稅가 社內留保額을 감소시킨다든가 또는 配當을 촉진시킨다는 主張은 配

24) 우리나라의 企業公開政策은 1968年 11月에 企業의 公開誘因賦與, 株式의 分散과 投資與件造成을 主內容으로 하는 「資本市場育成에 관한 法律」이 최초로 종합적으로 立法化된 이래 1972년 12월의 公開法人의 지정과 公開命令 및 不履行企業에 대한 응징을 규정한 「企業公開促進法」의 제정, 1975年 8月 企業公開促進法을 행정적으로 더욱 구체적으로 추진한 財務部의 「企業公開補完施策」의 發表, 1977년 4월 企業登錄制度를 채택하여 優良企業의 選別公開를 目的으로 한 「登錄法人管理規定」의 制定 등의 순으로 추진되어 초기의 自發的 企業公開에서 行政的 積極的 企業公開로 그리고 다시 최근에는 選別的 企業公開로 移行되어 왔다.

25) 稅制를 통한 公開誘導에는 사실 限界가 있으므로 金融面 등 모든 政策的 手段의 動員을 통하여 直接的 壓力을 가하는 것이 바람직하다.

當率이 50% 이하인 경우에는 틀린 主張이다.

다음으로 財務構造의 改善을 위해 紙上配當稅를 緩和 또는 撤廢하여야 한다는 主張을 살펴보자. 財務構造를 개선시킨다는 것은 社內留保를 늘리는 것을 의미하고 이는 곧 配當比率을 줄이는 것으로 위의 主張은 곧 紙上配當稅緩和 또는 撤廢가 配當比率을 줄일 수 있는 강한 誘因을 제공한다는 의미로 해석될 수 있다. 第Ⅲ節에서[26] 살펴본 바와 같이 紙上配當免稅率이 인상되어 紙上配當稅가 완화되면 低所得層 株主의 稅負擔은 늘어나고 高所得層 株主의 稅負擔은 줄어든다. 따라서 $v=1-p$ 附近에 있는 法人들의 경우 高所得層 大株主는 稅負擔이 경감되는 $v\leq 1-p$의 範圍內로 配當所得이 줄어지길 기대하는 반면 低所得層 小株主는 p의 變化로 말미암아 더 많은 稅負擔을 하게 되므로 p의 變化에 영향을 받지 않는 $v>1-p$의 範圍로 配當이 늘어나기를 원하게 될 것이다. 이러한 大株主와 小株主間의 상반된 利害關係에도 불구하고 會社의 議決權이 高所得層 大株主에 있으므로 小株主에 의한 반대를 고려하더라도 配當을 줄이고자 하는 誘因이 분명히 작용하고 있다.

이상의 結果를 종합하면 紙上配當稅의 緩和 또는 撤廢가 配當을 감소시키고 留保를 증대시켜 財務構造를 개선시키는 誘因을 제공한다는 主張은 妥當性이 있으나 實踐的 側面에서 볼 때 다음과 같은 理由에서 이 主張이 거부되어야 할 것이다[27]. 첫째, 앞서 살펴본 바와 같이 現行 韓國稅制上의 重複課稅 調整裝置中 紙上配當稅制度가 決定的 役割을 수행한다는 점이다. 단순히 配當比率을 줄여 財務構造를 개선하겠다는 名目下에 資本利得稅(capital gains tax)와 같은 代案의 마련없이 紙上配當稅를 緩和 또는 撤廢하는 것은 大株主와 小株主間 重複課稅에 따른 稅負擔隔差를 더욱 벌려놓고 非上場法人의 경우 企業公開의 壓力을 해소시키는 등 오히려 큰 問題를 제기한다.

둘째는 配當比率을 줄여 財務構造를 개선하겠다는 政府의 政策意志가 稅制를 통하여 구현되는 것은 바람직하지 못하다. 왜냐하면 配當比率을 줄이는 것이 一時的 不況打開를 위한 戰略이지 항상 타당한 것이 아니며 稅制를 통해 配當政策에 壓力을 가하는 것은 配當政策에 稅制가 中立的이어야 하는 稅制의 基本方向과도 어긋난다. 세째, 紙上配當稅의 廢止가 配當減少, 즉 財務構造 改善을 어느 정도 할 수 있는지 그 效果가 의심스럽다. 네째, 紙上配當稅의 緩和는 紙上配當稅가 과해지지 않는 上場法人의 配當政策과 財務構造에는 전혀 影響을 끼칠 수 없다는 것이다.

다섯째, 우리나라 法人들의 配當比率이 과연 높으냐 하는 것과 配當比率이 稅輕減措置를 통해 현재보다 쉽게 더 낮혀질 수 있느냐 하는 것이다. 〈表 6〉에 의하면 우리나라 製造

〈表 6〉 韓·美·日의 配當性向

	韓國		日本	美國
	一般法人	上場法人		
1977	55.4	62.3	37.9	37.8
1978	39.7	51.3	31.4	35.6
1979	42.6	46.4	21.7	33.0
1980	42.2	127.4	23.4	38.6
1981	29.0	63.7	30.9	39.7
1982	25.2	33.7	—	—

資料 : 韓國銀行, 『企業經營分析』, 1983.
證券監督院, 『資本市場年報』, 1983.

26) 第Ⅲ節 第2項 가目의(4)

27) 資金의 需要, 金融의 偏在 등의 理由 때문에 紙上配當稅가 없는 上場法人의 경우에 負債比率이 오히려 높은 것으로 나타나고 있는 점을 주목할 필요가 있음.

業의 平均配當比率은 1977年에 55.4%로 상당히 높았던 것이 1981年과 1982年에 29.0% 및 25.2%로 낮아지고 있다. 日本 및 美國과 比較하여 볼 때 韓國의 配當比率이 1970年代末에는 이들 두나라의 配當比率보다 높았으나 최근에는 낮은 현상을 보이고 있다. 紙上配當稅 負擔을 안고 있지 않아 低率配當이 기대되는 上場法人의 配當性向이 최근 수년간 一般法人의 配當性向보다 줄곧 높으며 1980年에는 127.4%에 달하고 있다. 配當性向이 100%를 넘어선 1980년의 경우 이를 많은 要因에 귀착시킬 수 있으나 上場法人들의 配當比率이 一般法人 全體의 平均配當比率보다 높다는 것은 上場法人들이 稅制上의 혜택을 實質的으로 外面하고 있음을 의미한다. 우리나라 製造業從事 企業들의 配當性向이 1981년에 29.0%, 그리고 1982년에 25.2%로, 紙上配當稅를 상당히 완화하여도 配當比率을 줄여 稅制上의 혜택을 계속 추구할 여지는 制限된 것으로 판단된다.

以上에서 論議한 爭點 외에도 紙上配當稅의 問題點으로 未實現配當所得에 대하여 課稅하는 점, 紙上配當에 대한 個人所得稅 源泉徵收額을 즉각 해당 株主에게 귀속시키지 못하고 企業이 代納해야 하므로 企業의 資金負擔을 가중시킨다는 점, 그리고 紙上配當稅가 稅制를 복잡하게 한다는 점 등이 지적되고 있다. 未實現配當所得에 대한 課稅의 妥當性 與否는 課稅를 함으로써 問題가 발생하는 것도 사실이나 사실 課稅를 하지 않아도 問題가 발생한다. 다른 條件이 같을 경우 課稅의 延期는 納付稅額에 대한 利子差異만큼 補助金을 支拂하게 되어 課稅不公平을 초래한다. 紙上配當稅의 代納으로 企業 自體의 流動性에 壓迫이 가해지는 것은 사실이나 企業의 資金負擔壓迫만큼 個別株主의 資金壓迫이 줄어들므로 民間部門 全體로 보아 流動性 硬直 내지 資金壓迫은 企業에 의한 紙上配當稅의 代納과 무관하다.

本節에서의 論議를 정리하면 紙上配當稅가 社內留保利益을 감소시켜 財務構造惡化의 要因이기 때문에 廢止 내지 緩和되어야 한다는 主張은 다른 많은 與件을 고려할 때 妥當한 主張이 못되며 紙上配當稅의 本質을 제대로 파악하지 못한 그릇된 結論이라는 점이다. 紙上配當稅의 緩和 내지 廢止가 配當을 감소시켜 留保利益을 증대시키고 財務構造改善에 一翼을 담당할 수 있다는 主張은 옳은 主張이나 여러 가지 큰 구실을 하고 있는 紙上配當稅를 財務構造改善을 위한 配當減少壓力의 誘因裝置로서 緩和 내지 撤廢하는 것은 株主間 稅負擔의 衡平性과 稅制의 配當政策에 관한 中立性 維持를 저해할 뿐만 아니라 企業公開誘導라는 또다른 政府의 政策方向과도 相衝한다. 과연 紙上配當稅의 緩和가 어느 程度의 效果를 나타낼 것인가 하는 現實的 與件을 고려하면 資本利得稅와 같은 代案의 마련없이 紙上配當稅를 緩和 내지 撤廢하는 것은 一般法人과 非上場大法人의 大株主들만을 이롭게 하는 施策이다.

7. 租稅收入規模

本節에서 지금까지 우리는 重複課稅에 의한 總體的 過多課稅 또는 過少課稅 現象과 個個株主間의 稅負擔의 公平性 問題를 法人形態別로 자세히 論議하였으며 配當政策과 紙上配當稅制와의 관계를 검토하였다. 이상에서 살펴본 各種의 論議外에 政策當局의 주된 관심사 중의 하나는 우리가 검토한 여러 경우 별로 租稅收

入이 각기 어느 規模 程度일까 하는 것이다.

〈表 7〉은 配當比率이 변함에 따라 法人形態別로 稅金徵收가 어느 規模에 달하게 되는지를 要約·提示하고 있다. 一般法人, 上場法人, 非上場大法人中 法人源泉所得에 대한 租稅負擔率은 非上場大法人의 경우 配當比率에 관계없이 가장 높다. 全額配當이 이루어질 경우 非上場大企業의 株主는 法人所得稅 및 個人所得稅의 賦課를 통해 總法人源泉所得의 約 69%를 政府에 納付하게 될 것이다. 配當比率이 낮으면 낮을수록 法人源泉所得의 租稅負擔率은 낮아지는데 無配當의 경우 上場法人의 株主는 法人源泉所得의 30%만을 稅金으로 納付한다[28].

V. 結論 및 稅制改編 方向

지금까지 우리는 法人源泉所得의 重複課稅에 따른 過大課稅 또는 過小課稅 問題를 槪念의 定立에서부터 出發하여 重複課稅 是正을 위한 諸調整方法, 重複課稅現象을 결정 짓는 諸要因과 그 영향을 分析하였으며 理論的 模型의 定型化와 實證的 檢證을 통하여 重複課稅에 따른 全般的 稅負擔의 過重與否, 大·小株主間 稅負擔의 公平與否, 法人의 配當政策에 대한 稅制의 中立性與否 등 세 가지 主要政策課題를 자세히 살펴보았다. 위의 세 가지 政策課題를 완벽히 해결할 수 있는 方法은 完全統合(full integration)에로 이행하는 길뿐이나 現行稅制下에서 上記 세 가지 政策課題에 대하여 本論文에서 導出되는 結論은 다음과 같다.

첫째, 現實的인 配當比率(60% 以下)을 고려할 경우 現行稅制下에서 法人源泉所得은 重複課稅에도 불구하고 全般的으로 약간 過少課稅되고 있다. 過少課稅의 정도는 非上場大法人의 경우에 가장 약하고 一般法人, 上場法人의 순서이다.

둘째, 우리의 分析은 重複課稅에 따라 株主間 稅負擔의 不公平問題가 매우 심각함을 잘 보여 주고 있다. 重複課稅에 따른 稅負擔調整裝置의 導入에도 불구하고 現行稅制下에서 低所得層의 小株主는 過大課稅되고 있으며 高所得層의 大株主는 配當性向이 높을 때는 過大課稅되고 配當性向이 낮을 때는 過小課稅되고

〈表 7〉 法人形態別 配當比率別 租稅收入規模 및 稅負擔率

(단위 : 百萬원, %)

配當比率	一般法人		上場法人		非上場大法人		調整裝置가 없을 경우	
	金額	稅負擔率	金額	稅負擔率	金額	稅負擔率	金額	稅負擔率
全額配當	4,318	64.77	4,314	64.72	4,597	68.96	4,508	67.61
75%	3,725	55.88	3,724	55.86	3,985	59.77	3,868	58.02
50%	3,134	47.01	3,134	47.01	3,374	50.61	3,230	48.45
25%	3,134	47.01	2,546	38.19	3,374	50.61	2,594	38.91
無配當	3,134	47.01	1,995	29.93	3,374	50.61	1,995	29.92

28) 論理의 展開上 〈表 7〉의 稅負擔率에서 〈表 1〉~〈表 5〉上의 平均重複課稅率(加重平均値)을 공제한 수치는 法人形態 및 配當比率에 관계없이 같아야 하는데 本稿에서 가정한 法人源泉所得規模 및 稅法規定에 따를 경우 同數値는 54.1%로 重複課稅가 배제될 경우 法人源泉所得이 54.1%의 稅負擔을 한다는 것을 의미한다.

있다. 이러한 現象의 주된 原因은 現行稅制에서 法人所得稅率의 累進度가 個人所得稅率의 累進度보다 약한 때문이며, 특히 上場法人 大株主의 경우에 過少課稅現象이 심화되고 있는데 이는 高額投資者의 誘致를 위해 紙上配當稅가 廢止된 때문이다.

세째, 現行稅制는 企業의 配當政策에 中立的이지 못하다. 특히 紙上配當稅의 適用을 받지 않는 上場法人의 大株主의 경우 이러한 非中立性의 현상이 두드러진다. 紙上配當稅를 財務構造 改善을 위한 配當減少壓力의 誘因裝置로서 緩和 내지 撤廢하는 것은 株主間의 稅負擔衡平性과 配當政策에 관한 中立性維持를 저해한다.

重複課稅로 인한 稅負擔의 過重與否는 法人所得稅率, 個人所得稅率, 配當稅額控除率, 紙上配當의 免稅率 등 稅制上의 政策變數와 企業의 配當政策에 의하여 결정되는데 우리의 理論的 模型이 示唆하고 實證的 分析이 확인한 結果는 다음과 같다.

첫째, 法人所得稅率의 引上이 重複課稅現象을 深化시키는지 惡化시키는지는 분명하지 않으나 高所得層보다는 低所得層에게 相對的으로 보다 過重한 稅負擔을 야기시킨다.

둘째, 個人所得稅率의 引上은 重複課稅現象을 深化시키고 同稅率의 引下는 重複課稅에 따른 稅負擔을 緩和시킨다.

세째, 配當稅額控除率의 引上은 重複課稅現象을 深化시킨다.

네째, 紙上配當免稅率의 變化는 小株主와 大株主에 각기 반대의 영향을 미치는 바 同免稅率의 引上은 高所得層에 有利하게 作用한다. 企業이 높은 比率의 配當政策을 택할 경우 重複課稅에 따른 稅負擔이 높아지고 配當比率이 낮을 경우 總體的으로 過小課稅現象이 발생하고 특히 大株主는 配當比率을 낮춰 稅負擔을 줄이려는 압력을 가할 여지가 많다.

本文中에서 現行稅制上의 主要問題點과 이의 改善方向에 대하여 部分的인 서술이 있었으나 지금까지 널리 論議되어온 主要政策課題에 대해 本論文의 理論的·實證的 分析結果를 中心으로 稅制改編方向을 提示하면 다음과 같다.

첫째, 資本市場의 育成 및 小規模投資家들의 稅負擔緩和를 現行稅法에서 制度化하고 있는 少額株主制度는 본래의 目的에 逆行하는 結果를 초래하고 있으므로 廢止 또는 修正되어야 한다. 全體發行株式의 1% 이내 株式을 保有한 株主들에게 10%의 源泉徵收로서 配當所得의 課稅를 完結하고 配當所得을 綜合所得에 合算하지 않는 少額株主制度下에서 小株主는 配當稅額控除制度의 惠澤을 받지 못하고 있고 또한 相對的으로 높은 10%의 個人所得稅率이 適用되고 있기 때문에 大株主에 비해 相對的으로 稅負擔이 過重함은 물론 一般法人의 小株主에 비하여도 過大課稅되고 있다. 이러한 相對的 過大負擔은 上場法人 大小株主間의 稅負擔不公平 및 一般法人과 上場法人 株主間의 不公平을 야기시키고 株式·金融資產所得이 他形態의 所得에 비해서도 過大課稅되어 資本市場의 低邊擴大를 沮害하므로 廢止되거나 現行制度의 基本骨格을 維持하려 할 경우 配當所得에 대한 個人所得稅 源泉徵收稅率을 大幅 引下해야 한다. 물론 實名化의 정착에 따라 長期的으로는 少額株主의 配當所得도 현재의 分離課稅對象에서 綜合課稅對象으로 이행되어야 한다.

둘째, 配當稅額控除制度는 重複課稅에 따른 稅負擔을 緩和하기 위해서 配當稅額控除率이

引上되어야 하며 株主間의 公平性을 確保하기 위해 稅率構造上의 逆進度가 强化되어야 한다. 그리고 配當稅額控除制度가 稅負擔에 미치는 영향이 微微하므로 重複課稅에 따른 稅負擔을 緩和하기 위해서는 控除率의 强化가 必要하다.

세째, 業界를 中心으로 紙上配當稅가 社內留保를 減少시켜 企業財務構造를 惡化시키기 때문에 廢止되어야 한다고 主張되고 있으나 本硏究에 의하면 重複課稅에 따른 稅負擔의 過多 및 過少를 調整하는 데 가장 큰 役割을 紙上配當稅가 수행하므로 단순히 配當比率을 줄여 財務構造를 改善하겠다는 名目下에 資本利得稅(capital gains tax)와 같은 代案의 提示없이 紙上配當稅를 緩和 또는 廢止하는 것은 大主株와 小主株間의 稅負擔差를 더욱 增大시키고 非上場法人의 경우 企業公開의 압력을 해소시키는 등 오히려 더 큰 問題를 야기시키므로 紙上配當稅는 계속 存續시키는 것이 바람직하다. 紙上配當稅의 緩和 또는 廢止는 紙上配當稅가 과해지지 않는 上場法人의 配當政策과 財務構造에는 전혀 영향을 미치지 않는 점도 주목되어야 한다.

네째, 企業公開를 위한 諸般의 政策措置가 實效를 거두지 못하고 있는데 이는 지금까지의 政策이 非公開法人에 대하여 직접적인 不利益을 가하는 方法보다는 上場法人에의 投資를 권장하는 間接的 誘因方法을 택하여 왔기 때문이며 企業公開를 主要政策目標로 계속 推進하려면 配當稅額控除率의 强化 및 非上場大法人에 대하여 法人所得稅率의 累進度 强化 등 보다 直接的인 압력을 가하는 方法으로 企業公開促進政策의 方向轉換이 이루어져야 한다.

다섯째, 本硏究에서 밝혀진 하나의 중요한 사실은 現行稅制가 株主間 稅負擔上의 심한 不公平을 야기시키고 있는데 이에 대한 對策이 마련되어야 한다는 것이다. 株主間의 不公平課稅를 야기시키는 要因으로 네 가지가 있는데 그 첫째는 法人所得稅率의 累進度가 個人所得稅率의 累進度보다 微弱한 것이며, 둘째는 少額株主制가 본래의 目的과는 반대로 小株主에게 불리하게 작용한 때문이며, 세째는 配當稅額控除制度의 特性上 少額株主에게 보다 큰 영향을 미친 때문이며, 네째는 上場法人의 경우 紙上配當稅의 適用을 받지 않는 사실 때문이다.

上記한 네 가지 要因중 첫번째를 除外한 要因에 대해서는 이미 政策方向을 기술하였으므로 첫번째 요인, 즉 法人所得稅率의 累進度問題를 살펴보기로 한다. 法人所得稅率의 下限線이 個人所得稅率의 下限線보다 훨씬 높고 法人所得稅率의 上限線이 個人所得稅率의 上限線보다 낮아서 構造的으로 야기되는 株主間의 不公平課稅問題는 個人所得稅率을 單一比例稅率로 전환하는 方法, 또는 法人所得稅의 稅率構造를 個人所得稅의 稅率構造와 같게 하는 방법으로 해결될 수 있으나 두 방법 모두 現實的 實行은 어렵다 할 수 있다. 현실적으로 可能한 方法은 個人所得稅率의 累進度를 緩和하는 方法과 法人所得稅率의 累進度를 强化하는 두 가지 方法이 있는데 1982년의 稅法改正으로 個人所得率의 累進度가 이미 상당히 緩和되었으므로 個人所得稅와 관련하여 상당한 水準의 累進度가 維持되어야 한다는 一般國民의 要求를 의식할 때 個人所得稅率의 追加的인 累進度 緩和는 어려운 실정이다. 따라서 株主間 稅負擔의 不公平課稅를 緩和하는 하나의 方法은 法人所得稅의 稅率構造를 多段階化하

고 상당한 水準의 累進度를 導入하는 것이다.

마지막으로 企業의 配當政策에 中立性을 保障하는 稅制의 確立이 重要한 政策課題인데 現實的으로 보아 紙上配當稅를 除外한 어떠한 稅制上의 措置도 企業의 配當政策이 變化함에 따라 稅負擔의 增減現象이 發生하므로 配當政策에 대한 中立性을 保障하기 위해서는 現行 紙上配當稅의 强化가 必要하다. 紙上配當稅의 强化가 企業財務構造改善을 沮害할 경우에는 配當稅額控除率 引上등의 補完的 措置가 講究되어야 한다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

宣炳完, 「法人稅에 대한 重複課稅現象의 檢證」, 『全北大學校 論文集』, 第22輯, 1980, pp. 229～265.

林東彬, 「配當所得에 對한 二重負擔 調整」, 『國稅』, 1983. 9, pp. 41～45.

張在植, 『法人所得稅論』, 서울 : 경향문화출판사, 1976.

_____, 『法人所得과 配當所得의 二重課稅 調整에 관한 硏究』, 서울 : 한국경제연구원, 1983.

崔洸, 「公共部門의 膨脹과 影響에 관한 小考」, 『韓國開發硏究』, 第4卷 第1號, 韓國開發硏究院, 1982, pp. 169～195.

_____, 「個人所得稅制의 問題點과 改編方案」, 『國家豫算과 政策目標—1983年度』, 韓國開發硏究院, 1983, pp. 244～293.

崔明根, 「法人源泉所得의 課稅問題 小考」, 『月刊稅務士』, 第1卷 第9號, 1983, pp. 10～20; 第1卷 第10號, 1983, pp. 13～20.

日本公認會計士協會, 『各國の租稅制度の解說』, 東京 : 中央經濟社, 1982.

Break, George F., "Integration of the Corporate and Personal Income Taxes," *National Tax Journal*, Vol. XXII, March 1969, pp. 39-56.

Chiang, Alpha C., *Fundamental Methods of Mathematical Economics*, New York: McGraw-Hill, 1974.

Chown, John, *The Reform of Corporation Tax*, London: Institute for Fiscal Studies, 1971.

Christian, Ernest S., "Integrating the Corporate Tax," AEI Reprint No. 80, December 1977.

Goode, Richard B., *The Corporation Income Tax*, New York: John Wiley & Sons, 1951.

_____, *The Individual Income Tax*, Washington, D.C.: The Brookings Institution, 1976.

Holland, Daniel M., *The Income Tax Burden on Stockholders*, Princeton: Princeton University Press, 1958.

King, Mervyn, *Public Policy and the Corporation*, New York: John Wiley & Sons, 1977.

McLure, Charles E., Jr., "Integration of the Income Taxes: Why and How," AEI Reprint No. 58, December 1976.

_____, *Must Corporate Income Be Taxes Twice*, Washington, D.C.: The Brookings Institution, 1979.

OECD, *Company Tax Systems in OECD Member Countries*, Paris: OECD, 1973.

Pechman, Joseph A., *Federal Tax Policy*, Washington, D.C.: The Brookings Institution, 1977.

開發戰略과 投資誘因政策：一般均衡模型을 利用한「시뮬레이션」分析

郭 泰 元

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序 言
Ⅱ. 模 型
Ⅲ.「시뮬레이션」分析
Ⅳ. 結 論

Ⅰ. 序 言

1970年代初 以來 우리나라의 投資配分政策에 있어서 價格誘因을 利用한 政策手段의 役割은 크게 增大해 왔다. 그러나 이와 같은 誘因政策의 效果를 體系的으로 評價할 수 있는 分析手段은 별로 開發되어 있지 못한 實情이다.

本稿는 最近 널리 活用되고 있는 CGE(Computable General Equilibrium) 模型을 利用하여 여러 가지 投資誘因政策의 效果를 分析, 評價할 수 있는 分析體系를 開發하고, 이를 利用하여 우리나라가 當面하고 있는 開發戰略의 方向과 이를 遂行하기 위한 몇 가지 誘因政策手段의 有效性을 分析하는 데 目的을 둔다.

먼저 Jorgenson(1963, 1967)의 新古典派投資模型에 基礎한 投資配分體系를 CGE模型에 導入한다. CGE 模型은 LP模型 등 처럼 最適化模型이 아니므로 政策代案들을 比較할 수 있는 社會厚生指標體系를 必要로 한다. 本稿에서는 從來의 實質所得指數槪念 보다 더 正確하고 包括的인 社會厚生指數를 開發하여 使用한다.

이와 같은 分析體系를 利用하여 中期開發戰略과 資本財部門의 輸入代替에 관한 몇 가지 政策實驗을 實施한다. 이 實驗은 세 部門으로 나누어 지는데 먼저 對外指向的 戰略을 假定하고 이를 遂行하기 위한 여러가지 投資誘因政策手段들을 實驗한다. 다음 對內指向的 戰略下에서의 投資誘因 政策을 實驗한다. 마지막으로 兩戰略下에서 各各 選擇한 最適의 政

筆者：韓國開發硏究院 副硏究委員

策「패키지」와 몇 가지의 資本財輸入代替政策手段을 組合하여 그 效果를 評價한다.

Ⅱ. 模　　型

1. CGE 模型과 「시뮬레이션」 分析

經濟分析에 있어서 經濟의 特定部門 만을 떼어내어 다른 條件이 同一하다는 假定下에서 그 特定部門內에서의 均衡過程에서 나타나는 效果를 分析하고 그 結果만을 가지고 一般化된 結論을 導出하려는 이른바 部分均衡接近이 흔히 使用되어 왔다. 그러나 經濟政策分析에 있어서는 經濟諸變數間의 作用·反作用 關係를 包括的으로 把握하지 못하면 實際로 有用한 政策結論을 導出하기 어렵다. 무엇보다도 經濟의 諸現象이 서로 密接하게 連結되어 있어 어떤 特定部分內에서의 어떠한 변화가 다른 部分에 영향을 주고 그것이 다시 이 部分에 되돌아와서 影響을 주는 效果를 무시할 수 없기 때문이다. 뿐만아니라 어떠한 經濟政策分析이나 理論分析의 結論이 經濟「시스템」全般에 비추어 一貫性(consistency)을 갖는 것인가를 檢討하는 것도 지극히 重要하다. 여기에서 一般均衡接近의 必要性이 擡頭되었고 특히 經濟計劃 등 政策應用과 관련하여 多部門 一般均衡模型의 有效性이 널리 認定되기에 이르렀다. 經濟計劃 등과 關聯하여 1960年代 以來 投入·產出分析, 線型計劃模型에 의한 分析 등이 活用되었고 1970年代初 以來 計算技術의 急速한 發達에 힘입어 非線型 多部門模型을 使用한 「시뮬레이션」分析이 活用되기 始作하였다. Scarf(1973)의 非線型一般均衡模型解法에 바탕을 둔 FSW系統의 模型이 주로 美國의 租稅政策分析에 使用되어 왔고 Adelman과 Robinson(1978)以來 世界銀行을 중심으로 開發된 非線型 一般均衡模型이 後進國 經濟政策分析에 있어서 최근 數年間 活潑하게 使用되어 왔다[1]. 이들 模型은 모두 電子計算機의 數値分析的인 解法에 依存하고 있다는 점에서 CGE 模型(Computable 또는 Computational General Equilibrium Model)이라고 불리운다.

非線型 一般均衡計劃模型으로서 CGE模型의 根本은 Johansen(1960)에서 찾아 볼 수 있다. 그는 노르웨이의 經濟計劃模型을 對數方程式體系로 定式化함으로써 종래 線型模型의 解法을 利用하여 解를 구하였다.

CGE 模型이 電算技術을 利用하여 在來의 投入產出模型이나 線型計劃模型의 一次方程式體系에 의한 經濟의 定式化를 止揚한 것은 線型模型에서 어쩔 수 없이 相對價格의 不變을 假定하는 데 따른 여러가지 어려움을 克服하기 위한 것이다. 非線型方程式體系의 導入으로 말미암아 CGE 模型은 各 市場에서의 供給 및 需要의 變化에 따라 相對價格이 움직이는 보다 現實的인 市場經濟體制의 運行을 模擬할 수 있게 된 것이다. 따라서 이 模型에서는 換率, 稅率, 補助金 등 一團의 政策이 價格機構를 통해 어떻게 作用하고 어떤 結果를 가져올 것인가를 分析할 수 있는 것이다.

CGE 模型의 또 하나의 重要한 特徵은 이것이 經濟의 豫測模型이 아니라는 것이다. 典型的인 巨視經濟豫測模型에서는 市場이 經濟狀

1) Fullerton, Shoven 및 Whalley 등의 미국의 租稅政策「시뮬레이션」模型을 FSW模型이라고도 부른다. Fullerton과 Shoven(1982) 참조.

況變化에 反應하는 速度와 여러 經濟部門에 있어서 이와 같은 調整時差構造의 差異 등을 묘사하는 복잡한 方程式體系에서 主要經濟變數의 短期的 움직임을 豫測한다. 이와는 對照的으로 CGE模型은 調整時差보다는 經濟의 構造方程式體系에 더 관심을 가지며 또 市場機構가 市場與件의 變化에 反應할 수 있으리라고 豫想되는 充分히 긴 期間에 適用되는 것을 前提로 하였으므로 中·長期的인 分析에 適合한 模型이다. 이 模型은 각 期間마다 하나의 靜態的 均衡解에 到達하게 되며 이 때에 모든 市場들은 定式化된 行動規則과 주어진 媒介變數값에 따라 淸算된다. CGE 模型의 主用途가 經濟變量의 豫測이 아니라 「시뮬레이션」分析에 있기 때문에 이 模型의 結果를 解釋하는 데는 약간의 注意를 요한다. 예컨대 과거의 데이타에서 推定된 「파라미터」값을 가지고 過去의 期間의 解를 구하거나 어떤 假定下에서 이 模型을 利用하여 未來의 經濟經路를 計算해 냈다 할 때 이러한 結果들을 經濟의 歷史的 經路를 再現시키거나 앞으로 經濟가 어떻게 될 것이라는 것을 豫測하는 것으로 보아서는 안된다는 것이다. 그러므로 模型의 妥當性을 評價할 때 過去의 實績과 主要變數가 얼마나 가까왔느냐 하는 것은 여기서는 決定的인 基準이 될 수 없다. 또 이와 같은 用途上의 差異때문에 豫測模型과는 달리 外的인 '情報'보다는 內的인 '關係'를 더 重要視하는 것이다.

이 模型은 여러가지 側面에서 新古典派的 特性을 갖고 있다. 예컨대 이 模型內의 各 經濟主體는 市場狀況에 對應한 最適化 決定에 따라 行動한다. 많은 경우의 計量模型에서 처럼 經濟의 構造的 關係를 統計的 方法으로 찾아내거나 적어도 몇 가지 代案中에서 골라내는 것이 아니고 合理的인 假定에서 出發하여 行動方程式을 演繹的으로 誘導해 내는 것이 一般的인 定式化(specification)의 過程이다. 이 模型은 「왈라스」的이어서 相對價格만 內生的으로 決定되고 價値尺度財의 絕對價格水準 혹은 「인플레」率은 外生的으로 決定된다. 물론 여기서 相對價格이 變할 수 있다는 것을 市場의 新古典派的 完全性의 假定으로 誤解해서는 안된다. 오히려 이 模型은 經濟의 硬直性 및 歪曲을 明示的으로 導入할 수 있는 能力을 갖고 있으며 大部分의 CGE 模型들은 該當 經濟特有의 市場의 不完全性을 公式的으로 定式化해 놓고 있다.

이 模型이 中長期 經濟計劃 혹은 政策의 「시뮬레이션」 分析에 適合하도록 考案된 것이지만 完全한 意味에서 動態模型이라고는 말할 수 없다. 各 經濟主體들의 最適化決定은 한 期間內에서만 이루어 지고 있기 때문이다. 오히려 이 模型의 動態的 適用은 一聯의 靜態的 解를 主要外生變數에 관한 動態的 法則에 의하여 連結해 나가는 것으로 봄이 妥當하다. 이와 같은 動態的 側面에서 보면 이 模型은 個別經濟主體의 動態的 最適化를 明示的으로 내포하고 있는 많은 理論的 模型[2]과도 구별되며 또 動態計劃模型 (dynamic programing model)등 中央集權的인 動態的 最適化 模型과도 區分된다.

模型의 構造方程式體系와 主要「파라미터」값이 주어졌을 때 이 模型에 의하여 얻어지는 結果는 「시뮬레이션」에서 使用된 政策「패키지」와 外生變數의 水準에 의해서 左右된다. 여러

2) Auerbach와 Kotlikoff(1981), Summers(1981) 등 주로 貯蓄行態와 관련된 分析에 이러한 種類의 模型이 使用되고 있다.

가지 政策組合의 「시뮬레이션」結果를 보고 가장 좋은 것을 判斷하고 選定하는 것부터는 政策決定에 속하는 일이다.

2. 우리나라 CGE 模型에 있어서의 投資配分

CGE 模型에서는 每期 初의 資本「스톡」이 不變인 것으로 假定하고 그 期의 均衡解를 구한다. 그러나 이 模型을 動態的인 政策實驗에 使用할 수 있기 위해서는 期間과 期間間의 部門別 資本「스톡」의 成長이 內生的으로 決定되지 않으면 안된다. 물론 이 때에 部門別 資本「스톡」의 成長에 影響을 주는 諸般政策變數들이 제대로 反映되어 있어야 한다.

Hall과 Jorgenson(1971)의 模型을 基礎로 하여 우리나라의 金融 및 稅制上의 特徵을 反映시킨 新古典派的인 適正資本「스톡」需要 方程式을 다음과 같이 誘導하였다[3].

$$K^*=\frac{\alpha Q\{P^*+P(1-\theta)n_1e(i_3^*-i_1)\}}{P_K\{(r+\delta-\pi_K)(1-\tau z-\phi)}$$

$$\frac{(1-\tau)}{-n_2(i_3^*-i_2)(1-\tau)\}}\cdots\cdots\cdots\cdots(1)$$

여기서 α=附加價値의 資本割 혹은 Cobb-Douglas 生產函數에 있어서 資本의 生產彈力性

Q=總產出量

P=生產物 價格

P_K=資本財 價格

$\pi_K=P_K$의 增加率

$P_i^*=P_i(1-\theta_i)-\sum_j a_{ji}P_j$

但 a_{ji}는 $I-O$係數

θ =間接稅率

τ =法人稅率

z =投資 1單位當 未來減價償却費의 現在價値

ϕ =投資稅額控除率

i_1 =輸出金融金利

i_2 =一般銀行貸出金利

$i_3^*=i_3/(1-\tau)$, 但 i_3=私債利子率

n_1=輸出金融支援比率

n_2=擔保貸出比率

e =輸出比率

r =割引率

δ =經濟的 減價償却率

新古典派 投資理論의 慣行을 따라서 時差分布模型을 가정하면 위의 式(1)을 投資方程式으로 轉換시킬 수 있다. 예컨대,

$$I_t^*=\sum_{\delta=0}^{\infty}g_s\triangle K_{t-s}^*+\delta K_{t-1}\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(2)$$

여기서 g_s는 일종의 時差係數 혹은 懷妊係數이고$\triangle K^*$는 K^*의 增分, K_{t-1}는 前期의 實際資本「스톡」을 나타낸다.

K^*의 方程式을 誘導할 때 使用되었던 중요한 假定중 하나는 私債市場이 完全競爭的 市場으로서 他金融市場과 分離되어 있지 않다는 것이었다. 만일 이 假定이 事實이라면 政府에 의한 直接的인 資金割當은 그것이 全體國民貯蓄水準에 뚜렷한 影響을 미치지 않는 한 部門間 投資의 最終的 配分에 뚜렷한 影響을 미칠 수 없다. 물론 이것은 극단적인 假定으로 說得力이 없다.

한편 後進國 經濟開發計劃 등과 關聯하여 資金配分을 통한 政府의 干涉을 論할 때 보통은 資本市場이 全的으로 不完全하다는 假定을 默示的으로 使用하여 왔다. 그러나 이것도 極

3) Kwack(1983), Chapter 3 參照.

端的인 假定이다.

우리는 보다 더 穩健한 立場을 택한다. 政府의 干涉이 없는 狀態에서 企業이 願하는 投資는 I^*로 나타나지만 政府의 資金割當이 어느 정도는 民間部門의 投資配分에 影響을 준다고 보는 것이다. 이것은 곧 資金市場에 不完全性이 있음을 反映하는 것이다. 좀더 구체적으로 우리는 資金을 民間資金과 政府資金 두 가지로 區分한다. 그리고 i번째 部門에 最終的으로 割當되는 資金은 두 가지 資金의 加重 平均値라고 본다. 그러면 다음과 같은 資金割當方程式을 쓸 수 있다.

$$F_i=\omega GF_i+(1-\omega)PF_i \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(3)$$

여기서 F_i는 經濟全體投資資金中 i번째 部門에 割當된 投資資金比重, GF_i는 政府資金比重, PF_i는 民間資金의 比重, 그리고 ω는 加重値를 나타낸다. 만일에 「크라우딩 아웃」(crowding out)效果가 전혀 없다면, 다시 말해서 資金市場이 完全히 不完全하여 政府의 資金配分이 원래의 民間資金配分에 影響을 주지 않고 이루어 질 수 있다면 ω는 經濟全體의 投資資金中 政府資金이 차지하는 比重이 된다[4].

이제 式(3)을 다소 修正하여 다음과 같이 쓰자.

$$H_i=\gamma\omega GF_i+(1-\gamma\omega)PF_i \cdots\cdots\cdots\cdots(4)$$

여기서 γ은 일종의 「크라우딩 아웃」係數라고 말할 수 있다. $\gamma=0$ 이면 $H_i=PF_i$가 된다. 즉 政府의 資金配分이 完全히 民間資金配分의 再調整으로 相殺되는 경우이다. 반대로 $\gamma=1$ 이면 政府의 資金配分效果는 그대로 나타난다. 「크라우딩 아웃」效果가 전혀 없는 경우라고 할 수 있는 것이다.

우리 模型에서 GF_i와 ω는 外生的으로 決定되는 政策變數이고 民間部門資金配分率은 다음과 같이 決定된다고 假定한다.

$$PF_i=I_i^*P_{Ki}/\sum I_j^*P_{Kj} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(5)$$

비록 市場의 競爭規則이 新古典派的인 完全性을 갖고 있지는 않다고 하더라도 民間部門의 資金配分은 각 企業의 競爭에 의해서 決定되며 그 結果는 式(2)에 表示된 民間部門의 投資需要에 比例한다고 보는 것이다.

이와 같은 假定하에서 γ는 計量的方法으로 推定하였다[5].

名目投資資金配分率 H_i가 式(4)로 주어지고 總貯蓄資金供給 TS가 주어지면 部門別投資는 다음과 같이 決定된다.

$$I_i=H_i\cdot TS/P_{Ki} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(6)$$

이 式이 우리의 CGE 模型에서 部門別 投資를 決定하는 方程式이다. 여기서 주의할 것은 稅制 혹은 金融上의 投資誘因政策들이 經濟의 總貯蓄水準에 直接的으로 影響을 미치는 메카니즘은 定式化되어 있지 않다는 점이다. 이런 觀點에서 볼 때 이 模型은 短期的인 景氣浮揚政策 目的의 投資誘因政策 「시뮬레이션」에는 適合치 않다. 이와 같은 誘因政策이 貯蓄에 어떠한 影響을 미치는 가가 經驗的 혹은 理論的으로 더 確實하게 硏究되면 보다 좋은 貯蓄

4) 總投資資金을 TS, 이 중 政府資金을 TG, 民間資金을 TP라고하고 i部門에 대한 總投資資金, 政府資金, 民間資金을 각각 FM_i, GFM_i, 및 PFM_i라고 하면 $FM_i=GFM_i+PFM_i$ 양변을 TS로 나누면
$$\frac{FM_i}{TS}=F_i=\frac{GFM_i}{TG}\cdot\frac{TG}{TS}+\frac{PFM_i}{TP}\cdot\frac{TP}{TS}$$
여기서 $\frac{TG}{TS}=w$로 하면 $TP=TS-TG$이므로 式(3)이 된다.

5) Kwack(1983) 參照.

供給方程式이 使用될 수 있을 것이다.

本硏究에 使用된 CGE 模型의 方程式體系는 附錄(1)에 첨부되어 있다[6].

3. 政策評價體系

여러가지 代案的 政策「패키지」중 最適의 것을 選擇하는 過程에서 個人 혹은 社會厚生의 評價가 必要하게 된다. 一般的으로 情報要求量이 비교적 적은 實質所得指數가 이와 같은 厚生의 評價尺度로 使用되어 왔다. 널리 알려진 事實이지만 實質所得指數로는 正確한 厚生의 順位評價를 할 수가 없다. 이른바 經濟的 數量 指數(economic quantity index)를 使用하면 通常的인 假定(예컨대 convex preference) 下에서 價格變動에 좌우되지 않는 完全한 厚生의 順位決定이 可能해 진다. 그러므로 政策代案의 選擇을 正確하게 하기 위해서는 經濟的 數量指數를 使用하는 것이 바람직하다. 그런데 이 方法이 널리 使用되고 있지 못한 것은 이 指數의 作成을 위해서는 個人 혹은 社會의 選好에 대한 充分한 情報가 필요하기 때문이다.

그러나 一般均衡「시뮬레이션」模型을 利用한 分析에서는 대체로 이와 같은 情報의 制約이 問題가 되지 않는다. 家計의 消費需要 方程式體系가 포함되어 있고 이것은 一般的으로 家計의 選好에 관한 假定에서 出發하고 있기 때문에 적어도 家計의 厚生順位를 測定할 수 있는 經濟的 數量指數의 作成은 可能한 것이다. CGE 模型을 利用한 開途國 經濟의 分析에 있어서는 이와 같은 經濟的 數量比較方法이 거의 使用되지 않고 있으나 先進國에서 最近 널리 活用되고 있는 租稅 政策「시뮬레이션」模型을 利用한 分析에서는 거의 이른바 所得의 等價的變差(equivalent variation : EV)나 補整的變差(compensating variation : CV)등 消費者剩餘槪念의 經濟的 數量指數方法이 政策의 效率性評價에 使用되고 있다. 最近 Jorgenson과 Slesnick(1982 a, 1982 b, 1982c)은 從來의 CV나 EV와는 다른 이른바 money metric welfare라는 새로운 厚生指數槪念을 開發하고 明示的으로 社會厚生函數를 導入함으로써 貨幣單位로 測定한 社會厚生(money metric social welfare)이라는 社會厚生指數를 作成하였다. 이 指標를 作成하기 위해서 우선 個人의 厚生水準과 分配의 衡平에 依存하는 社會厚生函數를 誘導하고 이에 根據하여 Pollak(1981)의 槪念에 따른 社會支出函數(social expenditure function)를 導出한다. 社會厚生水準을 W, 價格벡타를 P라 하면 社會支出函數 M은 W와 P의 函數로 나타낼 수 있다. P^O를 政策導入以前의 價格벡타라고 하고, W^O는 政策導入以前의 社會厚生水準, W^A는 政策導入以後에 達成된 社會厚生水準이라고 하면 貨幣單位로 測定된 社會厚生(money metric social welfare : MM)은 다음과 같이 定義된다[7].

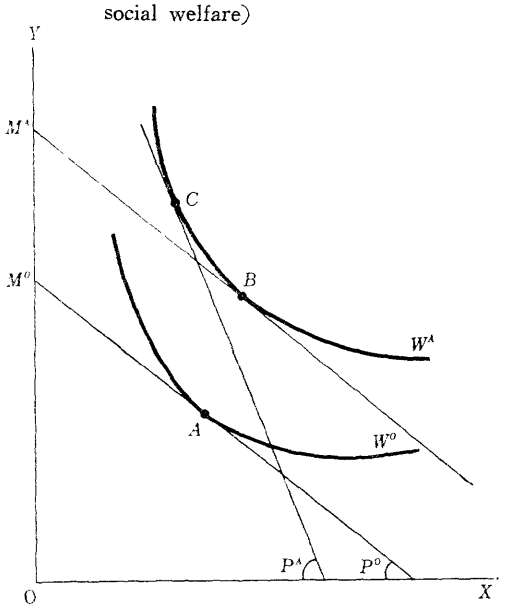
$$MM = M(P^O, W^A) - M(P^O, W^O) \quad \cdots\cdots(7)$$

이 槪念을 그림으로 說明한 것이 〔圖 1〕이다. 點 A와 P^O가 當初의 消費者均衡을 나타

6) CGE 模型에서 흔히 使用하고 있는 假定들과 主要構造方程式의 定式化에 관한 理論的 根據는 Dervis, Melo 및 Robinson(1982)에 說明되어 있다.

7) 本硏究에서는 分配側面을 무시하기로 한다. 社會厚生函數에 分配變數를 明示的으로 導入할 경우 MM을 衡平의 變化에 의한 것과 效率의 變化에 의한 것으로 區分할 수 있다.

〔圖 1〕 **貨幣로 測定한 社會厚生**(money metric social welfare)



낸다고 하면 社會厚生의 水準은 W^O에 이르고 이를 위한 總社會支出은 M^O에 達한다. 새로운 政策의 導入으로 價格이 P^A로 바뀌는 한편 均衡點이 C로 옮겨졌다면 새로운 社會厚生의 水準은 W^A에 이르게 된다. 이 때에 社會支出을 當初의 價格 P^O로 評價한 것이 M^A이다. 이 두 支出水準의 差異 즉 M^A-M^O는 바로 이 政策導入에 의한 厚生增大效果라고 볼 수 있다.

定速均衡狀態(steady state) 槪念이 導入된 理論的「시뮬레이션」模型에서는 個人의 消費活動에 根據한 社會厚生指數의 評價만으로 政策代案의 順位를 정할 수 있으나 CGE模型처럼 임의의 一定한 期間을 分析對象으로 하고 있는 應用模型의 경우 期間末의 純資產狀態의 變化도 重要한 意味를 갖는다. 이것은 分析期間에 포착되지 않은 나머지 期間의 消費의 흐름에 중대한 영향을 미치는 要素가 되기 때문이다. 本硏究에 사용된 模型에 있어서 政策에 따라 可變的인 중요한 期間末 資產項目은 對外純資產과 資本「스톡」이다. 이들 두 項目의 變化는 다음 두 式으로 評價하였다.

$$TFD=P_X^0\sum_{t=0}^{T}(F_t^0-F_t)(1+r_{ft})^{(T-t)} \quad \cdots\cdots(8)$$

$$TK=\frac{1}{r}\sum_{i=1}^{N}(K_i-K_i^0)\frac{\partial Q_i}{\partial K_i}(1-\delta_i)P_{Ni}^0 \quad \cdots\cdots(9)$$

여기서 TFD는 基準解의 換率(P_X^0)로 評價된 期間末의 對外純資產의 增加를 나타낸다. T는 「시뮬레이션」期間, t는 時間을 나타내는 下添字, F_t^0는 基準케이스의 外資純導入의 흐름, F_t는 政策導入後의 外資純導入의 흐름, r_{ft}는 t期의 外債에 대한 平均利子率을 나타낸다.

한편 TK는 基準解의 附加價値價格(P_{Ni}^0)으로 評價된 期間末 資本스톡增加를 나타낸다. r은 割引率, N는 模型의 產業部門數, i는 產業部門을 나타내는 下添字, K_i는 政策變更後 i部門의 期間末 實質資本스톡, K_i는 基準解에 있어서 i部門의 期間末 資本스톡, $\frac{\partial Q_i}{\partial K_i}$는 i部門의 資本의 限界生產性(實物), δ_i는 i部門의 經濟的 資本消耗率을 나타낸다.

이 式에서 알 수 있는 바와 같이 TK는 各部門에 있어서 政策의 導入에 따른 實物資本스톡의 變化를 각기 代替投資를 감안한 純限界生產性으로 評價하여 經濟全體로서 附加價値흐름의 變化를 계산하고 이를 割引率로 資本化한 것이다.

이상의 세 가지 項目을 割引率 r로 割引하여 合算한 것을 政策의 順位를 決定하는 綜合指數로 使用하였다.

Ⅲ. 「시뮬레이션」 分析

1. 政策實驗의 設計

本 實驗에서 使用한 模型은 〈表 1〉에 있는 바와 같이 9個의 產業部門으로 나뉘어 있으며 주로 製造業 部門에 焦點을 두어 이 部門을 6個로 나누고 餘他部門 生產主體의 意思決定은 대부분 外生으로 처리하였다.

模型의 主要「파라미터」들은 주로 1978年 投入產出表上의 資料에 依據하였으며 推定이 전혀 不可能한 一部「파라미터」들은 假定値를 代入하였다. 「시뮬레이션」은 1978年을 基準年으로 하고, 그 以後 18年間 每 3年을 한 解의 週期로 하여 實施하였다. 前述한 바도 있지만 이 模型의 解가 이 期間에 대한 主要 經濟變數의 豫測値로 提示되고 있는 것이 아님을 再次 强調한다.

輸出需要, 貯蓄率, 政府部門의 規模, 民間消費의 構造등 主要 外生變數등은 Chenery와 Syrquin(1975) 및 Lluch와 Powell(1973)등 主要國際比較硏究의 結果를 使用하여 期間中의 GNP成長率이 平均 約 7%에 이를 것으로 假定하고 產出하였다.

이렇게 產出된 外生變數 값을 使用하여 구한 基準解(reference solution)의 主要結果는 附錄(2)에 提示되고 있다.

租稅誘因政策의 經濟的 效果를 測定하기 위해서 다음과 같은 實驗을 實施하였다. 먼저 中長期 開發戰略을 對外指向的인 경우와 對內指向的인 경우로 大別하고 각 경우의 戰略目標達成을 위한 手段으로 여러가지 租稅誘因政策이나 補助金政策中 하나를 擇할 경우 國民厚生과 經濟構造에 어떠한 영향을 미치는가를 計算하여 比較하는 方法을 썼다. 이 結果로써 各 戰略別로 가장 效率的인 政策手段을 擇하고 이 政策과 資本財輸入代替政策에 관한 여러가지 假定을 結合하여 實驗하였다.

對內指向的 發展戰略과 對外指向的 發展戰略을 定義하는 方法은 여러가지가 있으나 本硏究에서는 政策「패키지」가 資源의 部門間 配分에 미치는 影響에 따라 이들 戰略을 定義하

〈表 1〉 產業部門 分類

	包括範圍	I—O 60部門 (1978)
一次產業	農林水產業, 鑛業	1—9
飮食料品	加工食品, 飮料, 煙草	10—16
非食用消費財	纖維, 織物, 衣類, 신발, 가죽, 종이인쇄출판, 기타	17—20, 23—24 44
建築資材	木材 및 同製品, 非金屬鑛物製品	21—22, 34
化學製品	化學, 石油·石炭製品, 고무	25—33
一次金屬	一次金屬製品	35—38
資本財	一般機械, 電氣 및 電子機器, 輸送機器, 金屬製品	39—43
建設 및 社會間接資本	建設, 電氣, 水導, 가스, 運送, 通信	45—48, 51—52
其他서비스	其他서비스	

였다[8]. 즉 어떤 政策「패키지」가 基準케이스(reference case : REF)와 比較할 때 高輸出部門의 生產, 投資 및 販賣活動을 더욱 支援할 意圖로서 選定된 것이면 이를 對外指向的 開發戰略이라고 定義하고 餘他의 部門을 支援하는 政策을 對內指向的 開發戰略이라고 定義하였다.

各戰略에 대하여 몇 가지 代案的 政策「패키지」(誘因政策 패키지)를 決定한 뒤 각 代案의 다음과 같은 몇 가지 側面을 比較分析했다. 먼저 經濟構造에 미치는 效果를 測定했다. 部門別 投資 혹은 資本構造에 미치는 影響은 흔히 投資誘因政策의 가장 直接的인 效果로 看做된다. 戰略 自體가 貿易政策의 基本方向을 基準으로 하여 定義되었으므로 國際收支에 미치는 影響도 分析하였다. 그리고 前述한 厚生評價方法에 따라 각 代案의 綜合的 國民厚生效果를 評價하였다.

對外指向的 戰略을 取할 경우 戰術的 政策「패키지」로 세개의 代案을 檢討하였으며 對內指向的 戰略의 경우 네 가지 代案을 檢討하였다. 각 代案은 願하는 部門을 어떤 方式으로 支援해 주는가에 따라 分類하였다.

同一 目的達成을 위한 여러 가지 政策手段의 有效性을 比較分析하기 위한 實驗의 設計에는 매우 重要한 實際的 問題가 따른다. 예컨대 어느 部門에 대하여 關稅率을 15% 내려주는 경우와 이部門에 대하여 間接稅率을 15% 낮추어주는 경우의 效果를 비교하여 關稅率政策이 더 效果的이다 혹은 間接稅率調整이 더 效果的이다 라고 말할 수는 없을 것이다. 本硏究에서는 각 實驗의 相互比較를 보다 意味있게 하기 위하여 政府財源變化의 絶對値로 定義된 각 代案의 '크기'를 統一하였다. 이 크기를 基準年 GDP의 1.3%로 決定하였다. 이 水準은 다분히 임의적이지만 다음 두 가지가 考慮되었다. 먼저 解를 구하는 計算過程上에서 許容되는 誤差에 支配되지 않을 만큼 政策措置의 規模가 커야 한다. 그러나 이러한 크기를 實現하기 위하여 實際的으로 취해지는 政策變數의 變化(예컨대 稅率의 引下 등)는 現實的으로 妥當하고 實現可能한 것이어야 한다.

具體的으로 각 戰略別 實驗「시나리오」가 〈表 2〉에 要約되어 있다. 먼저 對外指向的 戰略의 경우 支援部門은 纖維·衣服 등을 포함한 非食用消費財 部門과 建築資材生產部門으로 하였으며, 機械類部門은 高輸出部門이긴 하지만 聯關效果가 너무 强하기 때문에 두 戰略에서 모두 中立的으로 處理하였다. 이 戰略下에서는 間接稅率을 낮춰주는 方法(XIND), 輸出補助金을 支給하는 方法(XSUB), 그리고 投資稅額控除나 이에 相應하는 特別減加償却 惠澤을 주는 方法(XTCD)등 세 가지 代案을 實驗하였다. 이 세가지 경우 共通으로 關稅率을 10% 내리는 政策을 併行하였고 輸出效果는 모두 同一한 것으로 假定하였다.

對內指向的 戰略은 關稅保護障壁을 높이고 內需產業 내지는 輸入代替產業인 飮食料品部門, 化學工業部門 및 一次金屬部門들을 支援하는 것으로 하였다. 支援方法에 따라 다음과 같은 네 가지 政策代案을 마련하여 實驗하였다. 먼저 價格補助金을 통한 支援(MIND : 이것은 間接稅率을 낮춰주는 方法과 同一), 投資稅額控除 혹은 이에 相應하는 特別減價償却(MTCDA), 投資稅額控除와 價格補助의 併用(MTCDB) 그리고 마지막으로 法人稅率引下

8) Balassa(1982) pp. 33-39 참조.

와 價格補助의 併用(MKTX)등 〈表 2〉에 具體的으로 明示된 대로 네 가지 경우를 實驗하였다.

以上의 두 戰略에 대한 實驗結果에 따라 各戰略別로 가장 效率的인 代案을 가려내고 이들 代案에 資本財 生産部門에 대한 몇 가지 政策代案을 結合한 政策「패키지」를 實驗하였다. 이때 各戰略에 共通으로 주어졌던 關稅率引上 또는 引下를 없애는 대신 이 金額에 相當하는 政策措置를 資本財生産部門에 實施하는 方法을 擇했다. 〈表 2〉에 表示되어 있는 것처럼 (1) 資本財輸入에 대한 關稅率을 높이는 경우(.*HT*), (2) 同部門에 대한 關稅率을 낮추는 경우(.*LT*), 그리고 (3) 同部門의 國內生産에 대해 價格補助金을 支給하는 경우(.*SB*)등 各戰略別로 세 가지 경우를 實驗하였으므로 資本財輸入代替政策과 關聯하여 總 여섯 가지 경우가 分析되었다.

2. 對外指向的 開發戰略과 投資誘因政策

産業構造에 미치는 影響: 産業構造를 生産能力基準으로 定義하면 XTCD〈投資稅額控除 혹은 特別減價償却〉가 가장 强力한 效果를 갖는 것으로 나타난다. 投資稅額控除나 特別減價償却制度는 企業의 投資意思決定에 直接的으로 영향을 주기 때문이다. 〈表 3〉에 나타난 바와같이 非食用消費財部門의 末期資本「스톡」

〈表 2〉 政策實驗「시나리오」

Ⅰ. 對外指向戰略			
(共通) 1) 關稅率 10.3% 引下 2) 末期輸出率 10% 上昇假定			
		部門 3	部門 4
		%포인트	
XIND	間接稅率	−2.48	−1.47
XSUB	輸出價格補助	6.30	6.30
XTCD	投資稅額控除 또는 特別償却	25.00	18.50
	間接稅率	−1.05	
Ⅱ. 對內指向戰略			
(共通) 部門 2와 部門 4를 除外한 모든 部門의 關稅率 11.4% 引上			
		部門 2	部門 5	部門 6
		%포인트		
MIND	間接稅率	−1.50	−1.63	−2.07
MTCDA	投資稅額控除 등	35.10	36.70	31.40
MTCDB	投資稅額控除 등	10.00	10.00	10.00
	間接稅率	−1.08	−1.18	−1.41
MKTX	法人稅率	−8.30	−8.30	−8.30
	間接稅率	−0.68	−0.81	−1.36
Ⅲ. 資本財輸入代替實驗			
.*HT*	部門 7 의 關稅率	5.5%포인트 引上	
.*LT*	部門 7 의 關稅率	5.5%포인트 引下	
.*SB*	部門 7 의 間接稅率	3.84%포인트 引下	

比重은 XTCD의 경우에 가장 크게 늘어났다. XSUB와 XIND (一般價格補助)의 경우에는 XSUB(輸出價格補助)가 좀더 큰 效果를 나타내고 있다. 그러나 建築資材部門은 오히려 末期資本「스톡」의 下落을 보이고 있는데 이것은 주로 對外指向的 戰略의 關稅引下效果에 基因한 것으로 풀이된다. 이 部門은 우리의 分類體系下에서 飮食料品 部門과 함께 平均關稅率이 가장 높은 部門이며 貿易代替彈力値가 높은 것으로 假定되고 있는 部門이다. 國內租稅誘因에 따른 投資擴大「인센티브」가 이 部門에서는 關稅率引下에 따른 逆輸入代替「인센티브」에 의해 相殺되고도 남았다고 말할 수 있다.

部門別 投資比重의 推移를 통해서 構造調整過程을 살펴보면 뚜렷한 週期運動을 發見할 수 있다. 이는 주로 우리의 投資模型에 內在하고 있는 近視的期待(myopic expectation)의 假定에 基因한 것으로 XTCD의 경우 가장 두드러지게 나타나고 있다.

總產出量으로서 產業構造를 測定할 경우 이와같은 政策代案들의 產業構造에 미치는 영향은 좀 덜 明確하다. 더구나 XSUB가 XTCD보다 더 强力한 效果를 보이고 있다(表4 참조). 支援을 받는 部門의 資本/勞動 比率은 XSUB에 比해 XTCD에서 훨씬 높게 나타나고 있다. 물론 資本과 勞動의 代替性이 높고 勞動의 移動性이 높다고 가정한 本模型에서 이런 結果가 나오는 것은 充分히 예측할 만한 일이다.

長期的으로 보면 需要構造, 貿易「패턴」및 技術進步의 類型이 產業構造를 決定하는 重要한 要素들이다. 그러나 本實驗에서 살펴본 바와 같이 誘因政策은 적어도 限界的인 水準에서는 產業構造를 變化시키는데 重要한 役割을 할 수 있다. 또한 어떠한 政策「패키지」를 使用하는냐에 따라 여러가지 構造測定値에 다른 影響이 나타나고 있다.

國際收支效果: 各 政策「패키지」마다 同一한 規模의 支援을 해 주고 있으나 〈表 5〉에 나타나고 있는 바와같이 輸出에 미친 영향은 매우 다르게 나타나고 있다. 輸出總額을 增加시키는데 있어서는 XSUB가 가장 效果的이다. XSUB는 直接輸出商品의 相對價格을 낮추어

〈表 3〉 對外指向的 戰略 : 末期資本스톡 構造

(단위 : %)

	REF	XIND	XSUB	XTCD
一次產業	6.54	6.62	6.64	6.61
飮食料品	1.70	1.64	1.65	1.45
非食用消費財	5.81	6.09	6.12	6.29
建築資材	1.57	1.55	1.55	1.47
化學製品	2.14	2.08	2.09	2.09
一次金屬	1.18	1.15	1.15	1.09
資本財	3.05	3.15	3.16	3.14
建設 및 社會間接資本	27.50	27.59	27.62	27.47
其他서비스	50.52	50.14	50.02	50.39
合計	100.00	100.00	100.00	100.00

〈表 4〉 對外指向的 戰略 : 總產出量 成長率 (1978~96)

(단위 : 年率, %)

	REF	XIND	XSUB	XTCD
一次產業	2.39	2.46	2.50	2.43
飮食料品	6.94	6.97	7.01	6.76
非食用消費財	10.13	10.57	10.68	10.54
建築資材	7.54	7.69	7.72	7.61
化學製品	6.96	6.98	7.00	6.97
一次金屬	7.63	7.60	7.65	7.51
資本財	8.11	8.37	8.47	8.33
建設 및 社會間接資本	7.20	7.26	7.29	7.22
其他서비스	6.63	6.58	6.59	6.58
平均	7.12	7.25	7.30	7.21
GDP	7.07	7.20	7.17	7.13

주는 反面 XIND는 輸出部門全體의 平均的인 相對價格水準을 낮추어 주는 것이므로 XSUB가 XIND보다 强力한 效果를 나타내는 것은 自然스러운 結果이다.

그러나 XTCD의 경우에서는 흥미있는 反應패턴을 찾아 볼 수 있다. 우선 政策實驗初期에는 XTCD의 輸出效果가 제일 작은 것으로 나타나고 있는데 이것은 投資誘因에 대한 投資反應의 時差때문인 것으로 解釋된다. 그러나 1987~90期間中 輕工業輸出에 대한 效果는 XTCD가 다른 경우보다 훨씬 强하게 나타나고 있다. 한편 總輸出을 보면 1990年 以後부터는 XTCD의 效果가 餘他의 경우에 비해 顯著히 줄어 들고 있음을 알 수 있다. 이와 같은 現象에 대해서는 이 세 가지 경우의 全般的인 經濟成長率을 比較함으로써 說明의 실마리를 찾을 수 있다. XTCD가 短期 내지 中期的으로는 가장 强力한 擴張效果를 갖고 있지만(該當部門에 있어서) 가장 效率的인 方法은 아님을 알 수 있다. 〈表 4〉에서 볼 수 있는 바와 같이 全般的인 成長은 XTCD보다 XSUB와 XIND의 경우에 크게 나타나며 總輸出水準이 높은 것은 바로 이와 같은 經濟全體의 規模가 더 커진 것을 反映하는 것이다.

〈表 5〉 對外指向的 戰略：貿易 및 換率에 미친 效果

	1984	1987	1990	1993	1996
輕工業製品輸出			REF 對比變化率(%)		
XIND	2.01	5.97	9.74	14.48	17.71
XSUB	1.91	6.23	10.13	15.54	19.04
XTCD	1.07	8.09	12.19	15.28	17.10
總商品輸出			REF 對比變化率(%)		
XIND	1.04	2.83	5.54	8.15	10.53
XSUB	1.06	3.12	6.00	8.89	11.78
XTCD	0.61	3.59	5.71	7.58	9.76
均衡換率					원/$
XIND	464	493	482	454	436
XSUB	464	493	481	450	434
XTCD	467	483	465	446	437
REF	463	499	508	494	490

9) 前述한 바와 같이 衡平側面은 考慮하지 않고 있으므로 이것은 效率面의 得(efficiency gain)이라고 볼수 있다.

이들 實驗의 全般的인 國際收支效果는 換率變動趨勢로 要約되고 있다. 우리의 實驗에서는 完全한 變動換率制度를 假定하고 있어서 外換의 需給事情이 換率로 나타나고 있다. 세 가지 경우 모두 均衡換率이 REF의 경우보다 크게 낮은 水準을 나타냄으로써 關稅率의 현저한 引下에도 不拘하고 高輸出部門에 더 많은 資源이 配分되게하는 誘因政策을 씀으로써 外換壓迫이 뚜렷하게 緩和됨을 보여주고 있다.

厚生效果： 對外指向的 戰略下의 세 가지 政策代案 모두의 경우에 있어서 相當한 效率面의 得이 나타나고 있다. 〈表 6〉에서 볼 수 있는 바와 같이 時間이 경과함에 따라 MM(money metric social welfare)은 急速히 增加하고 있다[9]. 그러나 이보다 더 큰 效率面의 得은 末期資本스톡 價値의 增加로 나타나고 있다. 實質所得增加分이 消費보다는 投資쪽으로 더 많이 支出된 것을 알 수 있다. 이러한 傾向은 특히 實驗初期 XSUB에서 더욱 두드러진다. 이와같은 結果를 가져온 여러가지 要因들이 있겠으나 특히 國際收支面의 好轉과 이에 따른 輸入資本財價格의 下落으로 資本財의 全般的인 相對價格이 낮아지게된 것이 重要한 要因이 된 것으로 보인다. 특히 初期에 消費에서 投資로의 資源配分의 調整이 이루어 짐으로써 後續期間의 成長率을 增加시키고 末期의 資本스톡을 크게 增加시켰다.

產業構造面의 效果가 가장 强力하게 나타난 XTCD의 경우가 가장 非效率的인 政策「패키

〈表 6〉 對外指向的 戰略：厚生効果(REF와의 差異)

(단위：10億원)

	XIND	XSUB	XTCD
MM			
1984	36.00	−23.45	−0.35
1987	−9.67	−41.38	85.48
1990	464.66	468.45	304.75
1993	677.21	753.32	342.58
1996	1131.46	1551.52	780.78
MM合計(基準年現在價値) (*A*)	1711.81	1810.50	1084.06
末期純對外資産(〃) (*B*)	85.59	125.76	190.05
末期資本스톡 (〃) (*C*)	3012.89	3774.88	1555.24
總 計 (*A*+*B*+*C*)	4810.29	5711.14	2829.35
基準年 GDP 對比 (%)	19.48	23.13	11.46

〈表 7〉 對外指向的 戰略：其他主要指標

REF 對比變化率 (%)

	1984	1987	1990	1993	1996
實 質 投 資					
XIND	0.79	1.29	1.27	1.60	4.09
XSUB	1.43	2.15	2.42	3.10	4.30
XTCD	0.85	0.32	0.18	0.15	2.83
實 質 消 費					
XIND	0.18	0.10	1.34	1.63	2.34
XSUB	−0.06	−0.01	1.62	1.75	3.09
XTCD	0.02	0.43	0.75	0.73	1.53
實 質 GDP					
XIND	0.16	0.46	0.79	1.03	1.78
XSUB	0.18	0.61	1.06	1.46	2.23
XTCD	0.11	0.43	0.44	0.42	1.09
資 本 財 輸 入					
XIND	0.43	−0.78	2.28	2.50	4.39
XSUB	0.66	−0.33	2.95	2.81	6.03
XTCD	0.52	−0.40	−0.40	0.45	3.57
資 本 財 價 格					
XIND	0.22	−0.44	−0.34	0.00	0.00
XSUB	0.32	−0.22	−0.23	0.12	0.62
XTCD	0.11	−0.33	−0.11	0.00	0.00
非食用消費財部門의 雇傭比重					
XIND	3.86	4.88	3.37	3.33	1.61
XSUB	3.64	5.08	3.87	4.54	2.44
XTCD	1.86	−1.36	−4.81	−2.06	−1.44

지」로 나타난 점은 흥미롭다. XIND와 XSUB 간의 效率性의 差異는 XIND와 XTCD간의 차이와 比較할 때 커다란 격차가 있다. 이것은 바로 生產要素의 使用에 대하여 中立的인 誘因政策이 더 效率的이라는 理論的인 事實을 反映하는 것이다. 〈表 7〉에서 볼 수 있는 것처럼 XTCD의 경우 非食用消費財部門의 雇傭比重은 현저하게 떨어진 反面 이 部門의 生產能力(資本스톡)은 가장 빠른 增加를 보여주고 있다. 初期條件如何에 따라서는 보다 資本集約的인 方向으로의 要素代替가 生產의 效率性을 더 增大시킬 수 있다. 그러나 이와 같은 方法으로의 要素代替가 큰 規模로 이루어지거나 작은 規模로라도 오랫동안 같은 方向으로 이루어지게 되면 이 결과로 나타나는 均衡이 當初의 경우보다 덜 效率的이 될 可能性은 매우 높은 것이다. 다시 말하면 要素非中立的인 誘因政策을 使用함으로써 部門間의 全般的인 資源配分을 改善시킬 수는 있으나 그 結果로 나타나는 相對價格의 歪曲과 이에 따른 部門內의 要素結合의 歪曲에서 연유하는 非效率이 部門間配分의 改善에서 얻은 得을 相殺하고 남을 수 있는 것이다.

이 단순한 結果에서 얻을 수 있는 現實的인 政策的 意味는 매우 重要하다. 한마디로 이 結果가 말해 주는 것은 이와 같은 非要素中立的인 投資誘因政策을 部門間 資源配分의 調整을 위한 中長期政策으로 使用하는 것은 바람직하지 못하다는 것이다. 우리나라에서는 租稅休日이나 特別減價償却 등 資本으로부터의 收益에 부과되는 稅金과 관련된 誘因政策을 中長期構造調整政策으로 많이 사용하여 왔다. 특히 投資稅額控除制度는 원래 短期的인 景氣浮揚手段으로 使用되기 위하여 開發된 것이나 우리나라에서는 이를 構造政策手段으로도 使用해 왔다. 위의 實驗에서 분명히 나타난 바와같이 特定 主要產業部門의 長期的인 擴張을 目標로 한다면 同部門에 대한 資本投資를 集中的으로 促進시키는 誘因政策보다는 要素中立的인 一般補助金政策을 사용하는 것이 一般的으로 더 效率的이다. 그러므로 投資에 直接的으로 影響을 주는 稅制上의 誘因政策들은 다른 先進國처럼 景氣回復을 위한 全般的인 投資促進을 위해서만 使用되도록 해야할 것이다.

要素中立的인 誘因政策으로서 XSUB와 XIND는 모두 XTCD보다 效率的인 것으로 나타났지만 XSUB가 XIND보다 相當히 더 效率的인 것으로 나타나고 있다. 모두 對外指向的인 政策手段들이긴 해도 XSUB가 XIND에 비해 더 直接的인 輸出支援效果를 갖는다는 점을 勘案할 때 이 結果는 이 模型이 假定하고 있는 여러 條件下에서 보다 强力한 對外指向的 政策이 보다 效率的인 成長戰略임을 示唆하고 있다.

3. 對內指向的 開發戰略과 投資誘因政策

產業構造에 미치는 影響: 對內指向的 戰略略下에서도 具體的인 政策「패키지」의 選擇이 產業構造에 미치는 效果의 패턴은 앞서의 實驗結果와 매우 흡사하다. 生產能力構造(資本스톡構造)에 미치는 效果는 앞서와 마찬가지로 投資稅額控除나 特別減價償却, 혹은 法人稅의 直接減免 등 資本收益에 대한 有效稅率을 相對的으로 낮추어 주는 誘因政策에서 가장 强力하게 나타나고 있다. 그러나 앞에서와 마찬가지로 新古典派投資模型에 내포되어 있는 近視的期待의 假定 때문에 調整過程에서

상당히 두드러진 循環運動이 나타나고 있어 長期的인 效果를 正確하게 捕捉하는 것을 어렵게 하고 있다. 〈表 8〉은 對內指向戰略의 支援部門인 食料品製造業部門, 化學工業部門 및 一次金屬製造業部門 등의 投資比重推移를 政策代案別로 나타내고 있다. 産業에 따라 反應패턴이 다르나 대체로 初期에는 MTCDA(投資稅額控除 혹은 特別減價償却) MTCDB(投資稅額控除와 價格補助의 併用) MKTX(法人稅率引下와 價格補助의 併用) MIND(價格補助) 등의 順으로 投資配分效果가 나타나며 初期效果가 큰 만큼 그 反動으로 나타나는 振動도 크게 나타나고 있다. MTCDB와 MKTX가 비슷한 움직임을 보이고 있는 것도 눈에 띈다. 두 變數가 다른 形態로 投資函數에 들어가 있지만 結局 資本서비스에 대한 費用을 떨어뜨려 주는 것이라는 점에서 最終的인 效果는 비슷하게 나타나고 있는 것이다.

〈表 8〉 對內指向的 戰略 : 投資比重

(단위 : %)

	1984	1987	1990	1993	1996
飮食料品					
MIND	2.79	3.08	2.55	2.20	2.24
MTCDA	3.70	4.25	2.58	1.96	2.62
MTCDB	3.00	3.34	2.61	2.15	2.31
MKTX	2.91	3.22	2.57	2.18	2.32
REF	2.77	3.00	2.44	2.16	2.27
化學製品					
MIND	3.60	3.06	2.67	2.96	3.03
MTCDA	4.60	3.88	2.26	2.50	3.81
MTCDB	3.80	3.22	2.65	2.76	3.15
MKTX	3.72	3.17	2.64	2.77	3.17
REF	3.58	3.08	2.67	2.92	3.10
一次金屬					
MIND	1.81	1.39	1.29	1.37	1.35
MTCDA	1.99	1.44	1.21	1.44	1.59
MTCDB	1.87	1.42	1.27	1.40	1.39
MKTX	1.85	1.40	1.28	1.38	1.35
REF	1.82	1.40	1.29	1.33	1.32

國際收支效果 : 〈表 11〉에서 볼 수 있는 것처럼 MTCDA의 경우 輸出 및 輸入 모두 가장 큰 減少를 나타내고 있다. 初期에는 高輸入部門의 國內生産增加 즉 輸入代替效果에 基因한 것이지만 後期로 갈수록 全般的인 成長鈍化에 따른 輸入減少의 效果가 큰 役割을 擔當한다. 關稅率의 刮目할 引上에도 不拘하고 MTCDA의 경우 均衡換率은 오히려 REF보다

〈表 9〉 對內指向的 戰略 : 資本스톡構造

(단위 : %)

	1996					1990				
	REF	MIND	MTCDA	MTCDB	MKTX	REF	MIND	MTCDA	MTCDB	MKTX
一次産業	6.54	6.51	6.47	6.51	6.50	6.72	6.70	6.68	6.70	6.70
飮食料品	1.70	1.73	1.80	1.76	1.75	2.02	2.05	2.74	2.21	2.13
非食用消費財	5.81	5.72	5.65	5.73	5.76	5.08	5.07	4.34	4.91	4.97
建築資材	1.57	1.55	1.62	1.56	1.56	1.58	1.59	1.37	1.54	1.56
化學製品	2.14	2.13	1.97	2.07	2.06	2.41	2.40	2.93	2.50	2.47
一次金屬	1.18	1.19	1.20	1.20	1.19	1.40	1.39	1.45	1.42	1.41
資本財	3.05	3.00	3.00	3.00	2.98	2.99	2.94	2.57	2.86	2.90
建設및社會間接資本	27.50	27.43	27.31	27.41	27.41	27.50	27.48	27.44	27.48	27.48
기타서비스	50.52	50.74	50.98	50.75	50.79	50.28	50.37	50.48	50.39	50.38
合計	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

다소 높은 水準을 보이고 있다. 이와같이 對內指向戰略을 追求할 경우라도 그것이 非效率的인 政策手段으로 推進될 경우 오히려 外換壓迫이 增大할 수 있는 것이다.

厚生效果： 對內指向的 戰略實驗의 厚生效果는 〈表 12〉에 要約되어 있다. 네 가지 경우 모두 對外指向的 戰略下의 政策들에 비해 현저한 厚生面의 損失을 나타내고 있다. 이 중에서 MIND가 가장 적은 效率性面의 損失을 나타내고 있고 MTCDA는 가장 큰 損失을 나타내고 있어 앞서의 實驗結果와 비슷한 結果를 보이고 있다. MTCDB와 MKTX는 厚生效果에 있어서도 매우 비슷한 結果를 나타내고 있다. 1982年의 稅制改編時 直接的인 租稅減免을 特別償却등 보다 間接的인 方法으로 代替하는 것을 重要한 改編內容의 하나로 삼고

〈表 10〉 對內指向的 戰略：總產出量成長率 (1978~96)

(단위：年率, %)

	REF	MIND	MTCDA	MTCDB	MKTX
一次產業	2.39	2.35	2.31	2.35	2.34
飮食料品	6.94	7.02	6.95	6.98	6.98
非食用消費財	10.13	10.04	9.98	10.05	10.05
建築資材	7.54	7.48	7.47	7.48	7.47
化學製品	6.96	6.92	6.79	6.81	6.80
一次金屬	7.63	7.68	7.54	7.62	7.63
資本財	8.11	8.11	7.98	8.04	8.07
建設 및 社會間接資本	7.20	7.14	7.12	7.15	7.13
其他서비스	6.63	6.62	6.62	6.62	6.62
平均	7.12	7.09	7.04	7.07	7.07
GDP	7.07	7.03	7.00	7.03	7.02

〈表 11〉 對內指向的 戰略：貿易 및 換率에 미친 效果

	1984	1987	1990	1993	1996
商品輸出			REF 對比 變化率 (%)		
MIND	−0.14	−0.29	−0.45	−0.58	−0.70
MTCDA	−0.18	−1.88	−3.53	−2.24	−2.09
MTCDB	−0.17	−0.67	−0.98	−0.91	−1.25
MKTX	−0.19	−0.55	−0.75	−0.81	−1.05
商品輸入					
MIND	−0.14	−1.00	−0.56	−1.18	−0.70
MTCDA	−0.12	−2.26	−3.14	−2.78	−1.82
MTCDB	−0.12	−1.22	−0.93	−1.40	−1.26
MKTX	−0.02	−1.14	−0.91	−0.31	−1.04
均衡換率					원/$
MIND	460	500	503	491	485
MTCDA	459	509	517	494	486
MTCDB	460	501	501	488	487
MKTX	458	500	506	490	484
REF	463	499	508	494	490

있었는데 위의 結果에 비추어 볼 때 이와 같은 改編의 經濟的 效果는 別無한 것으로 보인다.

4. 對外指向的 戰略과 對內指向的 戰略의 厚生效果 比較

實驗에서 使用된 政策誘因의 크기에 비해서 各 政策代案이나 戰略間의 厚生效果의 隔差는 매우 큰 것으로 나타나고 있다. 各 厚生效果를 割引해서 合計한 總厚生效果를 比較해 보면 가장 效果가 높은 XSUB와 가장 낮은 MTCDA의 경우 그 差異가 무려 基準年 GDP의 35%에 달한다. 이 差異를 概略的으로 戰略選擇에 基因한 것과 各戰略下의 政策代案選定에 基因한 것으로 區分해 보면 약 2/3가 戰略의 選定에 基因한 것으로 나타나고 나머지 1/3이 具體的인 政策手段의 選定에 基因한 것으로 나타나고 있다[10]. 어떠한 中長期戰略을 選擇하느냐는 效率的인 經濟發展에 있어서 매우 重要하다. 그러나 그 效果의 약 1/3이 具體的으로 어떤 政策手段을 使用하여 選擇된 戰略을 遂行하느냐에 좌우된다는 점은 매우 重要한 意味를 갖고 있다. 흔히 限界的인 것으로 생각하고 具體的인 政策手段選定에 있어서 效率性에 대한 分析을 輕視해 오던 態度는 拂拭되어야 할 것이다.

아울러 對外指向的 戰略이 全般的으로 對內指向的戰略보다 우월하다는 것은 示唆하는 바가 크다. 특히 비록 이러한 結果가 模型의 方程式構造, 主要「파라미터」값 그리고 여러 가지 對內與件에 대한 假定에 根據하고 있는 것이라고 하더라도, 巨視的인 側面에서 볼 때 資本財 등 主要 物資의 圓滑한 調達을 위한 外貨資源의 確保는 中長期 經濟發展의 關鍵임을 다시 한번 입증한 것이다.

5. 資本財産業에 있어서의 輸入代替 政策

앞서의 實驗에서 明白하게 XSUB와 MIND

〈表 12〉 對內指向的 戰略 : 厚生效果(REF와의 差異)

(단위 : 10億원)

	MIND	MTCDA	MTCDB	MKTX
MM				
1984	126.74	33.40	106.42	142.63
1987	−57.29	−134.07	−54.97	−46.06
1990	64.92	−263.50	71.38	−2.87
1993	−180.46	−641.13	−112.72	−46.53
1996	−110.95	−660.45	−377.41	−246.96
MM合計(基準年現在價値) (A)	−107.82	−1510.45	−200.77	−80.97
末期純對外資産(〃) (B)	200.61	224.49	179.22	157.68
末期資本스톡 (〃) (C)	−1302.48	−1507.39	−1253.66	−1358.66
總 計 (A+B+C)	−1209.69	−2793.35	−1257.21	−1281.96
基準年 GDP 對比 (%)	−4.90	−11.31	−5.16	−5.19

10) 區分(decomposition)은 回歸分析에서의 分散分析原理를 適用하였다. 즉 7個의 實驗을 각기 한 observation으로 보고 먼저 戰略의 選擇에서 說明되는 分散의 比率을 구하면 나머지는 政策代案의 選擇에 의해 說明되는 部分이 된다.

가 각 戰略에서 가장 效率的인 것으로 判別되었다. 여기에 資本財部門의 輸入關稅를 높이는 경우(*HT*), 이를 낮추는 경우(*LT*) 및 價格補助金을 주는 경우(*SB*)를 結合한 6가지 경우를 각각 *XSB·HT*, *XSB·LT*, *XSB·SB*, *MND·HT*, *MND·LT* 및 *MND·SB*라고 하였다. 앞의 세 경우는 XSUB를 基本으로 하는 경우들이고 뒤의 세 경우는 MIND를 基本으로 하고 있는 경우들이다.

먼저 〈表 13〉에서 재미있는 現象을 觀察할 수 있다. *HT*와 *LT*를 比較해 볼 때 모두 *LT*의 경우에 오히려 資本財部門에 대한 實質投資가 커지는 現象을 보이고 있다. 그리고 *HT*와 *SB*를 比較해 볼 때 *SB*가 資本財部門의 擴張에 더 寄與하고 있음을 볼 수 있다. 産出量比重이나 成長率을 보아도 같은 「패턴」을 보이고 있어서 資本財 輸入代替를 위한 高關稅의 賦課가 國內産業의 保護라는 側面에서는 오히려 逆效果를 가져오는 現象을 發見하였다. 資本財輸入을 抑制하는 效果는 *HT*의 경우에 顯著하게 크게 나타났다. 그러나 *SB*의 경우에 오히려 資本財의 輸入이 늘고 있는 것도 特記할 만 하다(表 14 參照).

〈表 13〉 資本財輸入代替 : 資本財部門投資比重

(總投資對比, %)

實　　驗	1984	1987	1990	1993	1996
XSB.SB	4.02	3.34	3.34	4.05	4.64
XSB.LT	4.01	3.37	3.42	4.08	4.84
XSB.HT	4.01	3.17	3.23	3.98	4.60
MND.SB	4.02	3.24	3.29	4.05	4.59
MND.LT	4.01	3.32	3.38	4.08	4.54
MND.HT	4.01	3.15	3.10	3.96	4.59
REF	4.07	3.19	3.38	3.95	4.44

우선 이와 같은 實驗效果에서 關稅保護는 곧 國內産業의 擴大라는 單純한 常識的 判斷 뒤에 內包되어 있는 위험을 알 수 있다.

이와 같은 常識的 論議에서 이른바 貿易彈力性(trade elasticity)이라는 槪念이 흔히 看過되어 왔다. 한 部門에 있어서 輸入品과 國産品間에 얼마나 代替性이 있는가를 나타내는 것이 貿易彈力性이다. 위의 實驗效果는 우리 模型에서 資本財部門의 貿易彈力性이 比較的 낮다고 假定한데 크게 基因하고 있다. 國內資本財産業部門에 대한 補助金支援은 두 가지 效果를 가져온다. 먼저 輸入資本財에 比해 國産資本財의 價格이 떨어진다. 따라서 國産 및 輸入 資本財間의 代替가 일어나고 輸入資本財에 대한 需要는 그 만큼 줄어들게 된다. 그러나 同時에 資本財 全體의 平均價格이 消費財價格에 比해 떨어지게 된다[11]. 이에 따라 實質的 貯蓄이 늘어나고 投資財 全體에 대한 需要가 늘어남에 따라 輸入資本財에 대한 需要도 늘어난다. 편의상 이 두 가지 效果를 각각 代替效果와 所得效果라고 한다. 이 두 效果는 마치 價格效果를 代替效果와 所得效果로 分解하는 것과 비슷하기 때문이다.

關稅率을 높여주는 경우 輸入資本財에 대한

〈表 14〉 資本財輸入代替 : 資本財輸入

REF 對比 增減(%)

	1984	1987	1990	1993	1996
XSB.SB	1.89	1.07	3.68	3.99	6.70
XSB.LT	1.52	1.37	4.49	6.37	8.23
XSB.HT	−0.25	−1.94	−0.51	−0.01	0.68
MND.SB	1.25	0.22	2.26	1.77	1.99
MND.LT	1.14	0.78	3.31	3.09	3.19
MND.HT	−0.32	−3.36	−1.91	−3.08	−3.72

11) 여기서 平均價格이란 單純한 加重平均價格을 말하는 것이 아니다. Armington(1969)의 複合財(composite good) 槪念에 의한 複合財價格을 말한다. 이에 대한 詳細한 說明은 Dervis外(1982) Chapter 7에 잘 나와 있다.

相對價格이 높아져서 輸入需要가 줄어드는 代替效果는 앞서와 마찬가지 이나 資本財一般에 대한 平均價格上昇으로 全體的인 投資需要가 줄어들어 所得效果는 補助金의 경우와 反對로 나타난다. 關稅率을 낮춰주는 경우에는 國產資本財의 價格이 相對的으로 높아져서 代替效果는 國產需要를 줄이는 方向으로 作用하지만 資本財平均價格下落으로 所得效果는 國產을 포함한 全投資材需要를 擴大시키는 方向으로 作用한다(表15 參照). 이러한 두 가지 效果의 相對的 크기를 決定하는 重要한 要素中의 하나가 앞서 말한 貿易彈力性인 것이다.

이 實驗의 綜合的인 厚生效果가 〈表 16〉에 要約되어 있다. *LT*나 *SB*가 *HT*에 비해 훨씬 有利한 것으로 나타나고 있다. 資本財 輸入을 抑制하는 데는 *HT*가 가장 有利한 것으로 나타나고 있으나 長期的인 國際收支面에서 보면 이것이 반드시 有利하다고 볼 수도 없다.

正確한 것은 아니지만 *SB*와 *HT*는 대체로 國產 및 輸入資本財間의 相對價格이 거의 비슷한 경우로 볼 수 있다. 다만 資本財의 平均價格(혹은 消費財價格과 比較한 資本財의 相對價格)이 *HT*의 경우에는 높고 *SB*의 경우에는 낮다. 따라서 *SB*와 *HT*의 厚生效果의 差異는 거의 所得效果에 의한 것이라고 볼 수 있다. 한편 *SB*와 *LT*를 比較하면 두 경우 모두 資本財의 平均價格은 낮은데 비해 *SB*의 경우는 相對的으로 輸入價格이 높고 *LT*의 경우는 相對的으로 國產價格이 높아 이들간의 厚生效果의 差異가 주로 代替效果에 의한 것으로 볼 수 있는 것이다. 〈表 16〉에서 볼 수 있는 바와 같이 所得效果가 매우 강한 것으로 나타나고 있다. 특히 資本財 등의 輸入代替政策에 있어서 이 效果는 크게 重要한 것으로 생각하지 않는 傾向이 있었으나 開途國에 있어서 資本財의 貿易彈力性이 높지않다는 假定

〈表 15〉 資本財輸入代替 : 資本財價格

(生產者國內價格=1.000)

實 驗	1984	1987	1990	1993	1996
XSB.SB	.926	.912	.880	.846	.806
XSB.LT	.921	.907	.875	.846	.803
XSB.HT	.937	.923	.894	.862	.818
MNB.SB	.925	.911	.883	.848	.803
MND.LT	.920	.906	.878	.843	.796
MND.HT	.937	.924	.899	.863	.817
REF	.925	.915	.886	.850	.806

〈表 16〉 資本財輸入代替 : 厚生效果(REF와의 差異)

(단위 : 10億원)

	XSB.SB	XSB.LT	XSB.HT	MND.SB	MND.LT	MND.HT
MM						
1984	8.36	−98.62	154.61	126.55	−14.89	290.05
1987	−5.77	−127.11	15.52	9.65	−14.02	−77.72
1990	486.35	479.02	231.68	232.65	218.62	12.54
1993	780.08	907.78	419.51	78.75	110.93	−257.45
1996	1620.64	1742.86	947.05	156.69	251.50	−514.02
MM合計(基準年現在價値) (*A*)	2005.02	1791.25	1339.40	569.67	325.71	−160.94
期末純對外資產(〃) (*B*)	101.01	152.70	107.34	45.09	80.31	146.58
期末資本스톡 (〃) (*C*)	4181.04	5189.64	438.62	1438.04	3296.51	−2660.21
總 計 (*A*+*B*+*C*)	6287.07	7133.59	1885.36	2052.80	3702.53	−2674.57
基準年 GDP 對比 (%)	25.46	28.89	7.64	8.31	14.99	−10.83

이 妥當한 것이라면[12] 輸入代替政策의 코스트가 過小評價되어 온 傾向이 있음을 알 수 있다.

Ⅳ. 結　論

이 硏究에서 우리는 一般均衡模型을 利用한 投資誘因政策의 分析體系를 提示하였다. 그리고 이를 利用하여 經濟開發의 戰略과 이를 遂行하기 위한 몇 가지 投資誘因政策의 有效性을 分析하기 위한 實驗을 實施하였다. 아울러 資本財生産部門의 輸入代替戰略에 관한 몇 가지 實驗을 통해서 有用한 政策結論의 導出을 摸索하였다.

먼저 우리는 여기에서 提示된 分析體系가 여러가지 誘因政策을 分析함에 있어 매우 有用하다는 結論을 내린다. 어떠한 分析體系를 開發하는 過程에 있어서 使用한 假定의 妥當性과 誘導過程의 論理的 正確性이 問題가 되겠으나 궁극적으로는 그것을 適用했을 때 그 結果가 얼마나 安定的이고 合理的인가가 그 有用性을 判斷하는 重要한 基準이 된다. 아직도 많은 改善의 여지를 갖고 있으나 CGE 模型을 바탕으로 한 우리의 分析體系는 위의 基準들에 비추어 볼 때 有用한 것으로 判斷된다.

다음 우리의 政策實驗을 통해서 얻어진 結論들은 매우 分明하다. 첫째로 經濟發展戰略의 올바른 選擇은 무엇보다도 重要하다는 것이 再確認되었다. 그러나 戰略이 아무리 옳은 方向을 提示하고 있다 하더라도 이를 成就하는 具體的 政策手段이 效率的인 것이 아닐 때 여기서 오는 長期的인 國民厚生의 損失이 매우 큰 規模일 수 있음을 알았다.

둘째, 우리나라의 産業支援政策에 있어서 資本에 대한 收益에 賦課되는 租稅負擔에 影響을 주는 誘因政策은 보다 要素中立的인 誘因政策에 비해 현저하게 非效率的임을 發見하였다. 投資稅額控除制度나 特別減價償却 혹은 法人稅의 直接 減免 등과 같은 政策手段이 資源의 部門間再分配를 目的으로 使用될 경우 資本과 勞動의 相對價格을 變化시켜 要素結合을 歪曲시킴으로써 效率性의 低下를 가져온다. 또 이와 같은 政策에 대한 一次的 反應이 投資의 調整만으로 이루어지기 때문에 各部門에서의 調整過程이 平坦하지 못하다. 따라서 모든 産業部門別 支援政策은 보다 要素中立的인 政策誘因 즉 相對價格 自體에 직접 影響을 주는 補助金 등으로 代替하는 것이 바람직하다. 다만 投資稅額控除나 特別減價償却制度 등은 원래의 導入目的 대로 産業全般에 걸친 短期的인 景氣政策手段으로만 使用되어야 할 것이다.

마지막으로 資本財의 輸入代替政策은 重要한 「코스트」를 隨伴함을 發見하였다. 특히 資本財價格의 消費財價格에 대한 相對的 變化에 따라 나타나는 實質貯蓄의 變化에 基因하고 있는 이른바 所得效果가 經濟의 效率性에 決定的 影響을 미침을 알았다. 따라서 模型에서 考慮되지 않은 다른 理由 때문에 國內資本財生産部門이 保護되어야 할 때 高關稅 보다는 補助金에 의한 保護가 훨씬 더 바람직하다. 前者의 경우는 所得效果와 代替效果가 모두 크게 나타나나 後者의 경우에는 주로 代替效果만 나타나기 때문이다.

12) Chenery와 Strout(1966)의 Two Gap模型은 이 彈力性이 零에 가깝다는 假定에 바탕을 두고 있다.

▷參 考 文 獻◁

Abel, Andrew B., "Investment Theory: An Integration of Two Approaches," Paper presented to MIT Macro Workshop, Cambridge, Mass.: Massachusetts Intitute of Technology (mimeo), 1977.

Adelman, I. and S. Robinson, *Income Distribution Policy in Developing Countries: A Case Study of Korea*, Standford, Cal.: Standford University Press, 1978.

Armington, P., "A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production," *IMF Staff Papers*, Vol. 16, Washington, D.C.: International Monetary Fund, 1969.

Auerbach, A.J.,L.J. Kotlikoff and J. Skinner, "The Efficiency Gains from Dynamic Tax Reform," Discussion Paper No. 870, Cambridge, Mass.: Harvard Institute of Economic Research, Harvard University, 1981.

Balassa, B., "Development Strategies and Economic Performance: A Comparative Analysis of Eleven Semi-Industrialized Economies," in B. Balassa and Associates, *Development Strategies in Semi-Industrial Economies*, Baltimore, Md.: The Johns Hopkins University Press, 1982.

Chenery, H.B., and A. Strout, "Foreign Assistance and Economic Development," *American Economic Review* 56, 1966, pp. 679-733.

Chenery, H.B. and M. Syrquin, *Patterns of Development 1950-1970*, Oxford, Eng.: Oxford University Press, 1975.

Dervis, K., J. de Melo, and S. Robinson, *General Equilibrium Models for Development Policy*, New York: Cambridge University Press, 1982.

Fullerton, D.,Y.K. Henderson and J.B. Shoven, "A Comparison of Methodologies in Empirical General Equilibrium Models of Taxation," NBER Working Paper No. 911, Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research, 1982.

Hall, R.E. and D.W. Jorgenson, "Tax Policy and Investment Behavior," *American Economic Review*, June 1967, pp. 391-414.

Johansen, L., *A Multi-sectoral Study of Economic Growth*, Amsterdam: North-Holland, 1960.

Jorgenson, Dale W., "The Theory of Investment Behavior," in R. Ferber (ed.), *Determinants of Investment Behavior*, New York, National Bureau of Economic Research, 1967.

Jorgenson, D.W. and D.T. Stesnick, "Money Metric Social Welfare," MIT Energy Laboratory Discussion Paper No.27, Cambridge, Mass, 1982a.

Jorgenson, D.W. and D.T. Slesnick, "Aggregate Consumer Behavior and the Measurement of Social Welfare," MIT. Energy Laboratory Discussion Paper No. 28, Cambridge, Mass., 1982b.

Jorgenson, D.W. and D.T. Slesnick, "Aggregate Consumer Behavior and Household Equivalence Scales," Harvard Institute for Economic Research Discussion Paper No. 928, Harvard University, Cambridge, Mass., 1982c.

Kwack, T., *Taxation, Subsidy and Investment in Korean Manufacturing Industry,* unpublished doctoral thesis, Harvard University, Cambridge, Mass., 1983.

Lluch, C. and A. Powell, "International Comparison of Expenditure and Saving Patterns," Seminar Paper No. 18, Melbourne, Australia: Monash University, 1973.

Pollak, R.A., "The Social Cost of Living Index," *Journal of Public Economics,* Vol. 15, No. 3, June 1981, pp. 311-336.

Summers, L.H., "Taxation and Corporate Investment: A q-Theory Approach," *Brookings Papers on Economic Activity* 1, pp. 67-140, 1981.

〈附錄 1〉 우리나라의 CGE模型
(基本靜態模型)

1. 價　格

輸入價格

$$PM_i=\overline{PW_i}(1+tm_i)ER \quad (i=1, \ldots\ldots N) \qquad (N)$$

輸出價格

$$PWE_i=PD_i/\{ER(1+te_i)\} \qquad (N)$$

複合財價格

$$P_i=P_i(PM_i, PD_i) \qquad (N)$$

附加價値價格

$$PN_i=PD_i-\sum_j P_j a_{ji}-\theta_i PD_i \qquad (N)$$

資本財價格

$$PK_i=\sum_j b_{ji}P_j \qquad (N)$$

物價水準

$$\bar{P}=\Sigma\Omega_i P_i \qquad (1)$$

但 PD_i=國內市場에서의 生産者價格

ER =換率

tm_i =關稅率

te_i =輸出補助率

θ_i =間接稅率

$a, b=I-O$ 및 資本係數 (capital coefficient)

Ω_i =物價指數加重値

$\overline{PW_i}$=世界市場價格(外生)

$P_i(..)=CES$ 合成函數 (aggregation function)

N =部門數

2. 生産 및 雇傭

生産函數

$$X_i^s=\bar{A}_i F_i(K_i, L_i) \qquad (N)$$

部門別勞動合成 및 勞動需要

$$L_i=L_i(L_{i1}, \ldots\ldots L_{iM}) \qquad (N)$$

$$PN_i\frac{\partial X_i}{\partial L_i}\frac{\partial L_i}{\partial L_{ik}}=W_k(k=1, \ldots\ldots M) \qquad (N_X M)$$

勞動市場均衡

$$\sum_i L_{ik}=\bar{L}_k^s \qquad (M)$$

但 W_k =賃金

L_{ik} =i部門에 의한 k그룹勞動의 需要

$\bar{A}_i$ =生産性指標

$\bar{K}, \bar{L}$=資本 및 勞動供給(期間中에는 固定)

$F(\ldots)$=生産函數

$L_i(\ldots)$=勞動合成函數

3. 對外去來

輸出需要

$$E_i=\bar{e}_i(\overline{PW_i}/PWE_i)^{\eta_i}X_i \qquad (N)$$

輸入需要

$$M_i=\{\hat{\delta}_i/(1-\hat{\delta}_i)\}^{\sigma_i}(PD_i/PM_i)^{\sigma_i}D_i \qquad (N)$$

國際收支

$$\Sigma\overline{PW_i}M_i-PWE_iE_i-F=0 \qquad (1)$$

但 D_i=國內生産物에 대한 國內需要

η_i =輸出需要彈力性

$\bar{e}_i$ =常數

$\hat{\delta}_i$ =CES合成函數의 分配파라미터

σ_i =貿易代替彈力性

F =外資導入

4. 所得의 흐름*

法人企業의 課稅所得

$$PR_i=(PN_iX_i-WL_i-i_1B_{1i}-i_2B_{2i}-DEPT_i-SUB_i)\phi_i \qquad (N)$$

但 $B_{1i}=n_iE_i\ PWE_iER$ 輸出金融殘額

$B_{2i}=n_2\bar{K}_i(1+h_i)PK_i$ 其他銀行 借入殘額

$SUB_i=PD_iE_ite_i/(1+te_i)$ 輸出補助金

法人稅

$$TC_i=\tau_iPR_i-ITC_iPK_iI_i \qquad (N)$$

政府企業所得

$$RB_i=\psi_i(PR_i-TC_i-\phi_iSUB_i) \qquad (N)$$

法人企業貯蓄

$$SC_i=\rho_i(PR_i-RB_i-TC_i+SUB_i\phi_i) \qquad (N)$$

資本家計所得(稅後)

$$Y_{kh}=\sum_i(PN_iX_i-W_kL_{ik}-TC_i-RB_i-SC_i)(1-t_{kh}) \qquad (1)$$

勞動家計所得(稅後)

$$Y_{lh}=(1-t_{lh})\sum_i\sum_k W_kL_{ik} \qquad (1)$$

政府收入

$$Y_g=\sum_i TC_i+\sum_i RB_i+Y_{kh}t_{kh}/(1-t_{kh})$$

---

* 資料不足으로 實際推定되어 使用된 模型은 여기에 提示된 것과 다소 다름.

$+Y_{lh}t_{lh}/(1-t_{lh})+\sum_i tm_i\overline{PW}_iM_iER$

$-\sum_i SUB_i$ (1)

但, $DEPT_i$=減價償却充當金(會計上)

ϕ_i=部門別法人企業比重

n_1=(輸出金融/輸出)比率

n_2=(銀行貸出/擔保)比率

h_i=(信用貸出/擔保貸出)比率

ϕ_i=部門別 政府企業比重

τ_i=法人稅率

t_{kh}=資本所得에 대한 所得稅率

t_{lh}=勞動所得에 대한 所得稅率

ρ_i=法人貯蓄率

ITC_i=投資 한 單位當 投資稅額控除

5. 生産物需要

中間需要

$V_i=\sum_j a_{ij}X_j$ (N)

總投資(貯蓄)

$TS=\Sigma SC_i+s_kY_{kh}+s_lY_{lh}+s_gY_g+F\cdot ER$ (1)

適正資本스톡

$K_i^*=K_i^*(\cdot)$ (本文 式 1 參照) (N)

適正投資

$I_i^*=\sum_s g_{i,s}\Delta K_{i,t-s}^*+\delta_iK_{i,t-1}$ (N)

部門別投資率

$H_i=\gamma\omega_1(I_i^*PK_i/\sum_j I_j^*PK_j)+\omega_2\frac{GF_i}{GF}$ (N)

部門別 投資(by destination)

$I_i=H_iTS/PK_i$ (N)

投資財需要(by origin)

$Z_i=\sum_j b_{ij}I_j$ (N)

그룹別 部門別 消費需要

$C_{ij}=\bar{q}_{ij}(1-\bar{s}_j)Y_i/P_i \quad j=lh, kh, g$ (3xN)

部門別消費需要

$C_i=\sum_j C_{ij}$ (N)

但 $\Delta K_i^*=K_i^*$의 增分

GF=政府의 資金配分

$\bar{q}_{ij}, \bar{s}_i$=需要函數 파라미터

s_j =部門別 貯蓄性向

$g_{i,s}$=時差加重値

δ_i =經濟的 意味의 減價償却率

γ =크라우딩 아웃(crowding out) 파라미터

ω_j =加重値

6. 生産物市場 均衡

國內生産物에 대한 國內需要

$D_i=d_i(Z_i+C_i+V_i)$ (N)

國産使用率(domestic use ratio)

$d_i=1/f_i(M_i/D_i, 1)$ (N)

國內生産物에 대한 總需要

$X_i^D=D_i+E_i$ (N)

超過需要方程式

$X_i^D-X_i=0$ (N)

但, $f_i(\ldots)$=CES 合成函數

〈附錄 2〉 基本解의 主要結果

(1) GDP의 構成

	1978	1981	1984	1987	1990	1993	1996
1. GDP에 대한 支出(經常價格, %)							
民間消費	62.2	68.2	66.1	64.3	63.2	62.7	61.8
政府消費	11.1	12.4	13.6	14.4	14.9	15.2	15.8
投資	29.5	25.4	24.5	23.7	22.8	22.7	22.6
純輸出	−2.8	−5.9	−4.2	−2.3	−1.0	−0.6	−0.1
2. 部門別 GDP(不變價格, %)							
一次産業	21.0	18.9	17.3	15.5	13.7	11.9	10.2
製造業	31.8	33.5	34.7	36.1	37.6	39.0	40.5
其他	47.2	47.6	48.0	48.4	48.7	49.1	49.3

(2) 部門別 GDP成長率

(年率, %)

	1978~96	1978~81	1981~84	1984~87	1987~90	1990~93	1993~96
一次産業	2.89	3.61	4.05	3.38	2.69	1.98	1.65
消費財	9.36	8.21	9.43	10.19	10.51	8.96	9.82
原料	7.65	7.57	8.87	7.91	7.55	6.90	7.09
一次金融	8.15	8.15	9.65	8.38	6.78	7.34	8.65
資本財	8.64	9.70	8.58	8.59	7.15	8.62	9.23
其他	7.32	7.63	7.40	7.41	7.25	7.12	7.13
消費	6.81	10.56	5.25	5.87	6.35	6.56	6.37
投資	6.39	5.11	6.84	6.12	5.86	6.99	7.44
輸出	7.60	7.53	7.80	7.82	7.57	7.35	7.51
輸入	7.07	12.08	5.17	5.45	5.92	6.95	6.98
GDP	7.07	7.30	7.13	7.13	6.99	6.85	7.01

(3) 國際收支

1978 US $ (百萬)

	1978	1981	1984	1987	1990	1993	1996	1978~96 平均增加率
總輸出	14,699	18,275	22,897	28,701	35,726	44,191	54,907	7.60
輕工業製品	5,723	6,922	8,871	11,431	14,954	18,871	23,660	8.20
重化學製品	3,814	5,010	6,316	7,936	9,568	11,992	15,334	8.04
總輸入	16,091	22,682	26,373	30,919	36,771	44,981	55,056	7.07
一次產品및食料品	5,101	8,142	9,095	10,320	12,534	15,493	18,910	7.55
其他原料	3,903	4,953	5,561	6,227	7,101	8,215	9,294	4.94
資本財	5,448	7,205	9,042	11,372	13,734	17,311	22,190	8.11
純資本導入[1]	1,085	4,500	3,500	2,000	1,000	500	100	
外換保有高變動	−307	93	24	−218	−45	−290	−49	
換率 (원/$)	484	418	463	499	508	494	490	

註 : 1) 外生

(4) 部門別 投資 및 資本스톡 比重

	投資							資本스톡	
	1978	1981	1984	1987	1990	1993	1996	1978	1996
一次產業[1]	8.00	8.50	8.50	8.50	8.50	8.50	8.50	6.38	6.54
飲食料品	2.00	2.11	2.77	3.00	2.44	2.16	2.27	1.64	1.70
非食用消費財	6.00	5.53	5.78	7.00	7.81	7.58	7.02	4.42	5.81
建築資材	2.20	1.83	1.88	2.23	2.32	1.95	1.74	1.57	1.57
化學製品	3.40	3.66	3.58	3.08	2.67	2.92	3.10	2.62	2.14
一次金屬	2.00	2.18	1.82	1.40	1.29	1.33	1.32	1.55	1.18
資本財	4.50	4.59	4.07	3.19	3.38	3.95	4.44	2.71	3.05
建設및SOC[1]	32.40	31.60	31.60	31.60	31.60	31.60	31.60	28.38	27.50
其他서비스[1]	39.50	40.00	40.00	40.00	40.00	40.00	40.00	50.73	50.52
合計	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

註 : 1) 外生

우리나라 住宅需給決定要因의 時系列分析

金 仲 秀

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序 言
Ⅱ. 模型의 定立; 理論的 考察
Ⅲ. 우리나라 住宅市場 硏究事例 檢討
Ⅳ. 實證分析模型定立 및 推定方法
Ⅴ. 實證分析結果 論議
Ⅵ. 結 語

Ⅰ. 序 言

本稿의 目的은 住宅서비스의 需要 및 供給이 어떠한 要因들에 의하여 決定되는가를 說明하는데 있다. 近年 우리나라의 諸般經濟社會問題中 住宅問題만큼 持續的으로 社會的 關心을 불러일으킨 問題도 흔하지 않을 것이다. 住宅問題는 여러 觀點에서 接近할 수 있겠으나, 무엇보다도 중요한 점은, 住宅에 대한 超過需要(excess demand)가 存在할 뿐 아니라 이러한 現象이 더욱 深化할 것이라는 期待가 一般經濟에 널리 퍼져있고, 따라서 이러한 期待가 一般物價에 비하여 住宅價格의 相對的上昇을 必然的으로 招來하게 되었다는 점이다.

住宅需要側面에서 보면 人口增加 및 核家族化傾向에 따른 家口數의 增加와 所得의 增加에 따라 住宅서비스에 대한 需要의 增加가 發生되었다. 한편, 供給側面에서 보면 限定된 可用宅地面積이란 制限與件下에, 住宅의 生產은 다른 財貨의 生產에 비하여 相對的으로 많은 資本投資와 長期間의 生產過程이 要求되므로, 短期間에 있어서는, 供給이 需要를 充足시키지 못하게 되고, 따라서 超過需要의 發生과 같은 不均衡 狀態가 나타나게 되는 것이다.

住宅問題에 대한 至大한 社會的 關心度에 비하여, 이에 대한 經濟學的 硏究는 現在까지 상당히 未洽한 狀態에 있다고 할 수 있다. 예를 들면, 住宅서비스에 대한 需要는 需要者의 所得水準 및 價格에 의하여 주로 決定이 될 것이지만, 現 우리나라의 住宅市場에서 住

筆者 : 韓國開發硏究院 副硏究委員
* 草稿를 읽고 批評하여 준 金鍾基, 李元暎, 鄭燦亨 博士, 資料整理 및 實證分析過程에서 커다란 도움을 준 金暎姬 主任硏究員에게 感謝를 表한다.

宅서비스에 대한 所得 및 價格彈力性이 어느 정도인가에 대한 適切한 實證分析은 상당히 貧弱한 狀態인 것이다. 이와 더불어 住宅問題를 解決하려는 우리나라 政策은 住宅市場에서의 需給決定要因에 根據를 두기보다는, 經濟外的인 要素에 의하여 設定된 社會的 與望指標, 이를테면 政策的으로 設定된 總家口數對比 住宅數의 比率 達成을 위하여 市場構造를 度外視한 諸政策手段들이 遂行되었던 것이다. 다시 말하면, 우리나라의 住宅政策이나 住宅問題硏究들은 經濟學的 見地에서의 住宅需要·供給問題를 다루기보다는 社會的 必要(social need), 이를테면 '一家口 一住宅'과 같은 槪念에 더 많은 關心을 集中시키고 있었다 하겠다.

住宅이라는 높은 價格의 耐久消費財의 購入을 위해서는 住宅을 必要로 하는 家口數의 增加란 經濟學的인 意味를 갖지 못하며, 이를 購入할 정도의 所得을 가진 家口數의 增加가 問題인 것이다. 이의 分析을 위해서는 一次的으로 住宅價格 對比 家計所得水準의 住宅購入에 대한 效果의 硏究가 必要하겠으나, 한편 家計所得分布 즉, 總家口中 住宅購入能力保有家口의 比率이 미치는 영향도 아울러 檢討하여야 할 것이다.

住宅問題分析의 또 다른 問題點은 一般財貨의 同質性 假定에 反하여 住宅이라는 財貨는 異質的 特性을 內包하고 있다는 점이다. 다시 말하면 過去 住宅政策이나 硏究의 焦點이었던, 住宅在庫(stock)나 新規建設의 物量需給은 住宅의 同質性을 假定하였고 따라서 住宅의 質이나 規模의 變化가 住宅서비스 創出에 미치는 分析은 이루어지지 않았던 것이다.

住宅서비스에 대한 硏究는 微視理論에 立脚한, 個人의 經濟行爲를 分析하는 方法과 時系列資料를 利用하여 國家經濟全體에서의 總住宅需要와 供給過程을 分析하는 硏究로 區分할 수 있는데 本硏究는 後者에 속한다고 할 수 있다. 本硏究의 焦點은 다음 두 가지로 要約할 수 있다. 첫째, 時系列資料를 利用하여 住宅市場의 需要·供給均衡要因을 識別하여 그 영향을 分析하는 한편, 둘째 旣存 住宅需要模型을 發展시켜 所得分布와 住宅需要의 關係를 糾明하는 것이다.

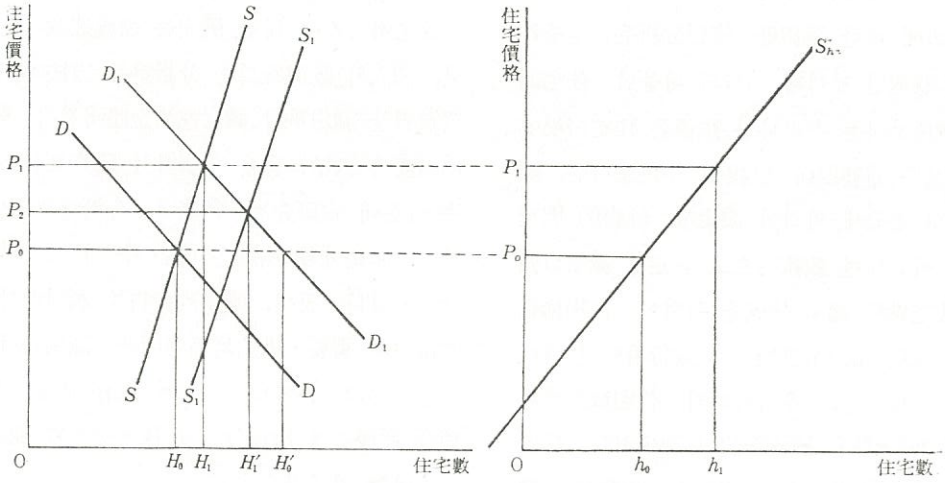
本稿는 다음과 같이 展開된다. 第Ⅱ章에서는 住宅需給模型의 實證分析을 위한 理論的 背景이 論議되고, 第Ⅲ章에서는 旣存 住宅問題 硏究事例에 대한 檢討가 提示되며, 第Ⅳ章에서는 實證分析을 위한 定式化 및 推定方法에 대한 說明이 있고, 第Ⅴ章에서는 實證分析結果에 대한 論議와 이의 政策的 意味를 說明하고, 結語가 마지막 章에 이어진다.

Ⅱ. 模型의 定立; 理論的 考察

실제로 應用可能한 理論的 經濟模型을 設定하는 것은 一般財貨의 경우에도 어려운 問題라 할 수 있겠으나, 특히 耐久消費財(consumer durables)인 住宅財貨의 需要·供給模型 設定에는 다음과 같은 難點이 따른다[1]. 우선 住宅서비스의 定義 및 이의 測定方法이 一般化되어 있지 않다. 설령 이를 新規住宅의 建設量 또는 總住宅在庫量에 比例하여 創出되는 財貨 또는 서비스의 一種이라 定義하더라도

1) 耐久財需要分析의 諸般問題點은 「디이튼」과 「뮤엘바우어」(Deaton and Muellbauer, 1980), 13章 參照.

〔圖 1〕 住宅의 需要 및 供給



(1) 住宅在庫需要 및 供給　　(2) 新規住宅供給

아래와 같은 問題點이 따른다. 첫째, 財貨의 同質性의 缺如이다. 즉 住宅은 規模 및 形態 等의 異質的 特性을 지녀, 住宅이라는 異質的 財貨의 價格을 一貫된 尺度로 指數化하기는 힘든 것이다. 둘째, 長期間에 걸쳐 消費될 수 있는 耐久財의 購買가 어느 時點에서 어떤 要因에 의하여 決定되는 가는 經濟外的인 要因에 의하여 상당히 支配받을 수 있어, 이의 豫測은 容易하지가 않다(the volatility of durable goods demand). 예를 들면, 一生에 不過 몇 번 밖에 購買하지 않는 住宅과 같은 耐久財의 경우, 所得水準이 어느 정도 되어야 이와 같은 耐久財를 購入하느냐는 個人의 住宅에 대한 選好度(preference)에 영향을 받을 것이며, 더우기 이를 計量模型化하여 總體的 時系列(aggregate time series)資料로 分析하는 데에는 많은 統計的 問題點이 따르는 것이다.

本章에서는 理論的 側面에서 住宅需要 및 供給에 관한 基本模型을 論議하고자 한다. 前述한 바와 같이, 住宅이라는 財貨는 同質性을 缺如하였으나, 이 問題는 實證分析 結果를 論議하는 곳에서 상세히 다루기로 하고, 우선 論理의 展開를 위하여 住宅서비스(h)는 一定 時點의 住宅在庫(H ; stock)에 比例하여(k ; 常數) 創出된다고 假定하자.

$$h=k\cdot f(H) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots(1)$$

이 경우 住宅서비스의 決定要因은 住宅의 總在庫量의 決定要因을 分析함으로써 把握할 수 있을 것이다. 住宅서비스의 問題를 다루는 데는 新規住宅需給(flow槪念)과 旣存住宅需給(stock槪念)의 두 가지 問題가 擡頭된다. 短期間의 住宅서비스 需要量의 變化는 槪念上 經濟變數들로 說明할 수 있으나, 이 需要量의 變化에 對應하는 住宅서비스 供給量의 調節은 時間을 요하므로, 一時的으로는 不均衡 狀態를 惹起시킬 수 있다.

新規住宅 및 在庫住宅間의 均衡到達關係는 〔圖 1〕에 表示되어 있다[2]. 一定時點에서의 需

2) 더욱 자세한 模型說明은 「뮤스」(Muth, 1960)나 「로빈슨」(Robinson, 1979) 參照.

要와 供給을 各各 DD와 SS로 表示하였을 경우, 均衡價格 및 數量은 需要와 供給이 交叉하는 점인 P_0와 H_0일 것이다. 一般的으로 住宅在庫의 경우 需要函數보다는 供給函數가 價格變化에 대하여 相對的으로 非彈力的일 것이므로 SS가 DD보다 垂直線에 더 가까울 것이다. 한편 短期供給函數(新規住宅供給函數)를 나타내는 S_h는 SS보다는 價格彈力的일 것이다. 예를 들어 만일 政府의 住宅融資制度改善등의 영향으로 인하여 需要函數가 DD에서 D_1D_1으로 上向移動(shift upward)하였다고 假定하면, 均衡價格 P_0에서 H_0H_0'만큼의 超過需要가 惹起될 것이며, 이 超過需要의 結果로 均衡價格은 P_0로부터 P_1으로 上昇할 것이다. 한편 이러한 價格의 上昇은 h_0h_1만큼의 供給增加를 誘發할 것이며, 이에 따라 總在庫函數도 SS에서 S_1S_1으로 下向移動하여 새로운 均衡價格 P_2와 均衡數量 H_1'에 到達할 것이다. 위의 圖表에서 需給不均衡이 發生하였을 경우, 어떻게 均衡點에 到達하는가가 간단하게 例示되었다. 물론 住宅市場이 一定時點에 均衡狀態에 있는가 하는 問題는 理論的이기보다는 實證的인 問題이겠으나, 模型推定에 있어 需給均衡狀態를 說明하려는 誘導型方法(reduced form approach)보다는 需要 및 供給의 各構造式(structural equations)을 定立하는 것이 더 바람직하다는 것을 위의 圖表가 意味하고 있다고 할 수 있다.

1. 需 要 模 型

基本的인 需要模型은 다음과 같이 定式化할 수 있다. 한 消費者가 住宅이라는 經濟財와 餘他의 財貨를 需要하는 要因을 分析하기 위하여, 消費者는 다음과 같은 效用函數를 그의 豫算制約(budget constraint)條件下에 極大化시킨다고 假定하자.

$$\text{Max } U(H, NH), \text{ subject to}$$
$$P_hH + P_{nh}NH \leq y \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (2)$$

H와 NH는 各各 住宅 및 非住宅財貨의 量을 나타내며, P_h와 P_{nh}는 이에 相應하는 價格을 表示하며, y는 所得을 나타낸다. 效用函數의 極大化를 위한 一次條件式에서 그 消費者의 住宅에 대한 需要函數는 쉽게 導出될 수 있으며, 이의 線形總合(linear aggregation)을 國民經濟 全體의 住宅需要函數로 假定하여, 이를 定式化하면 아래의 式과 같이 表示할 수 있다.

$$H^D = f(P_h, P_{nh}, y, z) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3)$$

z는 벡터(vector) 로서 H^D에 영향을 주는 다른 獨立變數를 나타낸다. 式(3)은 非確率的 關係(deterministic relationship)를 나타내므로 實證分析에서는 確率的 關係 (stochastic relationship)로 定式化하기 위하여 誤差項(error term)을 式(3)에 附加시킨다.

需要函數 推定의 焦點은 住宅의 需要가 所得 및 價格의 變化에 彈力的으로 對應하는가에(즉, 彈力値가 1보다 큰가)에 맞추어지나 다음과 같은 問題點이 提起된다. 첫째, 耐久財需要에 영향을 미치는 所得의 定義問題이다. 즉, 耐久財消費의 主體를 家口라고 假定할 경우, 總所得 (measured income)과 恒常所得(permanent income)中 어느 것이 耐久財購買에 영향을 미치며, 만일 後者가 要因이라면 이를 어떻게 推計하는가의 問題이다. 이는 「밀튼 프리드만」(Milton Friedman)의 假說, 즉

消費支出은 可處分所得(disposable income)보다는 恒常所得, 다시 말하면 一時的인 所得(transitory income)을 除하고 期待되는 正常所得(expected normal income)에 의하여 決定된다는 假說을 應用한 것이다[3]. 恒常所得의 模擬變數(proxy variable)로서는 可處分所得의 加重移動平均(weighted moving average)이나 消費支出이 使用된다.

둘째 住宅서비스를 從屬變數의 單位로 하였을 경우, P_h는 觀測이 되지 않고 단지 $Ph*H$만 觀測이 可能하다. 이에 따라 異質的(heterogeneous)財貨인 住宅價格의 경우 特性勘案 價格指數(hedonic price index)의 問題가 提起되는 것이다. 이의 解決方案은 價格指數를 財貨의 諸特性에 回歸分析하여 새로운 價格指數를 만들거나, 또는 財貨의 異質的 特性을 需要函數에 導入하여 이의 效果를 統制(control)하는 方法들이 있다.

2. 供給模型

供給模型은 住宅의 生產函數에서 導出할 수 있다.

$$H^S=g(M, W, L) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(4)$$

M, W, L은 各各 住宅生產을 위한 要素로서 材料, 勞動 및 土地를 나타내는데, 企業의 利潤極大化의 一次條件式에 의하여 各要素의 要素費用이 要素의 限界生產(marginal product)과 均等하게 될 때 生產의 均衡이 이루어지게 된다. 한편 〔圖 1〕에서 提示된 바와 같이 住宅의 追加生產은 需要函數의 變動에 따른 需要價格의 上昇에 따라 이루어지므로, 住宅의 供給函數는 다음과 같이 定式化할 수 있다.

$$H^S=h(P_h, P_{nh}, m, w, l, X)\cdots\cdots\cdots\cdots(5)$$

m, w, l은 各要素의 費用을 나타내며, X는 기타 獨立變數를 나타낸다[4].

또한 〔圖 1〕의 均衡過程을 살펴볼 때, 需要의 變化가 發生하였을 경우 供給量이 均衡供給量에 到達할 때까지는 상당한 時間을 요할 수도 있어, 短期間에는 不均衡狀態에 머무를 경우를 假想할 수 있으므로, 資本스톡調節(capital stock adjustment)模型의 理論을 援用하는 것이 實際現象을 더 잘 反映한다고 할 수 있다.

$$H_t-H_{t-1}=\alpha(H^*-H_{t-1})\cdots\cdots\cdots\cdots(6)$$

H^*는 均衡供給量을 뜻하며, t는 時間을 나타내고, α는 調節速度(speed of adjustment)를 表示한다[5]. α의 數値는 $0<\alpha<1$에 속하고, 數値가 작을수록 長期均衡(long-run equilibrium)에 到達하는데 많은 時間이 要하는 것을 나타낸다. H^*는 式(5)에 의하여 說明되므로, 式(6)을 定式化하면 다음과 같다.

$$H^s_t=h'(P_h, P_{nh}, m, w, l, H^s_{t-1}, X) \cdots(7)$$

3) 恒常所得假說에 대한 자세한 論議는 「프리드만」(Friedman, 1957) 參照.

4) 理論的인 觀點에서, 供給函數의 價格指數는 需要에 效果를 주는 價格指數에 비하여 약간의 時差를 두어(예를 들면 前期의 價格指數), 需要와 供給間에 거미줄모형(cobweb model)을 設定할 수 있다. 本硏究에서는 後述하는 바와 같이 資本스톡調節模型을 利用하였으므로, 時差變數의 영향은 間接的으로 捕捉될 수가 있다.

5) 常用되는 調節速度係數를 表示하는 方法은 두 가지가 있는데, 그 하나가 式(6)에 表示된 것이고, 다른 하나는 로—그形態를 취한 $\frac{H_t}{H_{t-1}}=\left[\frac{H^*}{H_{t-1}}\right]^{\alpha'}\cdots\cdots(6')$ 이다. H_t의 初期値(initial value)를 H_0라 할 때, 式(6)의 定差方程式(difference equation)을 풀면, $\frac{H_t}{H^*}=1+(1-\alpha)^t\left[\frac{H_0}{H^*}-1\right]$이며, 式(6′)의 定差方程式을 풀면, $\frac{H_t}{H^*}=\left[\frac{H_0}{H^*}\right]^{(1-\alpha')t}$를 얻는다.

3. 새로운 住宅需要模型定立을 위한 假說提案

위에서 說明한 需要와 供給模型은 旣存住宅需要·供給分析에서 默示的으로 假定(implicitly assumed)된 基本理論이라 할 수 있다. 本稿에서는 앞에서 提示한 需要函數를 補完하면서 새로운 假說을 提示하며, 이를 實證分析하기 위한 論理를 展開하고자 한다.

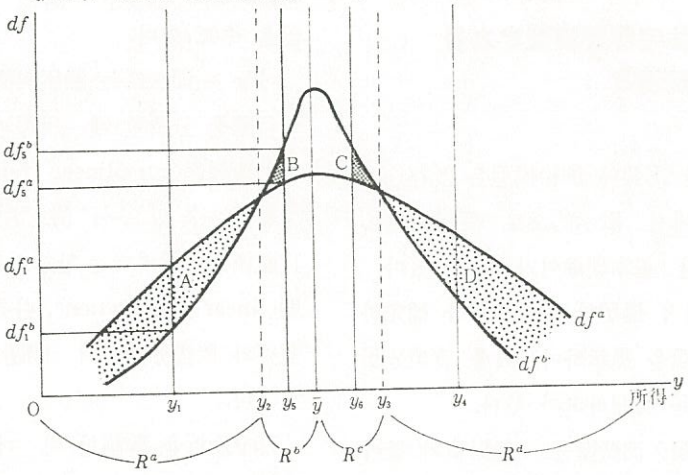
住宅과 같은 耐久消費財를 一般財貨와 같이 取扱해 需要函數를 推定하기 위한 先決條件은 長期間의 期待所得(expected income streams)에 대한 充分한 情報(full information)와 完全한 資本市場(perfect capital market)에 있을 것이다. 구체적인 예를 들면 어느 個人의 경우, 投機를 目的으로 하지 않는다면 所得이 增加하였다 하여 一般財貨의 경우와 같이 住宅을 여러 個 購入하지는 않을 것이다. 물론 所得의 增加에 따라 現在의 住宅보다 더 좋은 住宅을 購入함으로써 住宅서비스를 增大시킬 경우는 豫想할 수 있으나, 相對的 意味에 있어서, 耐久消費財의 경우 一般消費財와 같은 消費行態를 나타내지는 않을 것이다. 反面, 住宅과 같은 耐久消費財의 價格은 家計所得에 비하여 相對的으로 상당히 높으므로, 所得水準이 어느 정도에 달하지 않을 경우, 住宅購入에 대한 所得增加의 效果는 微微할 것이다. 이와 같은 경우는 특히 우리나라 住宅市場과 같이 資本市場이 不完全할 경우 더욱 該當되는 것으로서, 住宅購入이 銀行融資 등의 資本借入(capital borrowing)으로 이루어지는 것이 아니라, 現金으로 購入되기 때문이며 따라서 所得水準이 낮을 경우 住宅購入의 可能性은 所得水準의 약간의 增加에 거의 영향을 받지 않을 수도 있다.

이는 一面으로는 微視經濟學에서 個人의 消費行態를 分析할 때 所得과 耐久財需要間의 非線形關係(curvilinear relationship)를 意味한다 할 수 있으나, 個人消費行態의 總合的인 巨視模型分析에서는 한편으로는 線形綜合의 問題(linear aggregation), 다른 面으로는 耐久財需要와 所得分布間의 問題로 解釋할 수 있는 것이다.

實證分析을 論議할 때 더 상세히 說明되겠지만, 위의 假說이 適用될 수 있는 與件은 다음과 같다. 첫째, 우리나라와 같이 住宅政策의 目標가 一年에 주어진 一定量(예를 들면 30萬戶)의 新規住宅을 建設하는 것이라 하고, 이러한 新規住宅을 現在의 無住宅者가 購買하는 경우 쉽게 適用될 수 있다 (現在 우리나라 新規住宅分讓의 경우 無住宅者를 優待하고 있음). 만일 필터링理論(filtering theory)이 提示하듯 新規住宅(flow槪念)이 旣存住宅(stock槪念)所有者에 의하여 購買되고, 이들이 使用하던 住宅을 新規需要者가 購買한다는 論理도 豫想할 수 있으며 이 경우에도 上記 假說을 適用시키는데는 論理上問題가 없으나, 實證分析上 所得分布效果를 檢定하기 위해서는 複雜한 模型設定이 必要할 것이다. 실제로, 우리나라와 같이 新規住宅의 相當數가 無住宅庶民을 위한 것이라는 점을 勘案하면 住宅市場이 어느 정도 分節(segmented market)되었다고 볼 수 있기 때문에 上記假說의 適用性은 더욱 넓어지는 것이다.

反面, 住宅서비스는 住宅在庫에서 創出된다는 槪念으로 分析해 보면, 社會全家口가 실제로 住宅서비스를 利用하고 있다는 점에서 上記

〔圖 2〕 所得分布密度函數(density function)와 住宅需要와의 關係



假說의 適用에는 상당한 制限이 있을 것이다. 즉, 住宅을 所有하지 않는 家口도 賃貸(rental housing)의 경우로 住宅서비스를 消費하기 때문이다. 이를테면 모든 家口들이 住居費를 支出한다는 事實이 上記 假說應用의 限定性을 意味한다고 볼 수 있다. 이러한 論理를 實證分析하기 위하여 家口의 住居費支出 역시 所得分布의 分散(variance)에 의하여 有意性있게 說明할 수 있는가에 대해서도 後節에서 檢證할 것이다.

本稿에서 提示한 假說을 定式化하면 式(3)을 다음과 같이 補完할 수 있을 것이다.

$$H^D = i(P_h, P_{nh}, F(y), z) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (8)$$

$F(y)$는 所得分布函數 (income distribution function)를 나타낸다. $F(y)$를 간단한 論理의 展開를 위하여 一次積率(first moment, 즉 平均値, $\bar{y}$)과 二次積率(second moment, 즉 分散, $\sigma(y)$)로 충분히 特徵지울 수 있다고 假定하자[6]. 또한 論理의 단순화를 위하여 $F(y)$가 正規分布(normal distribution)의 形態를 갖는다고 假定하고 그 密度函數(density function)를 df로 表示하자[7]. H^D와 y의 關係는 이미 說明되어 있으므로, H^D와 $F(y)$의 關係를 이해하기 위해서는 H^D와 df의 關係를 分析하는 것으로 縮約될 수 있다. 이의 關係를 表示하면 〔圖 2〕와 같다.

平均値($\bar{y}$)가 같은 두 개의 分布函數$F(y)^a$와 $F(y)^b$를 比較하여 보자. 各分布의 密度函數를 df^a와 df^b라 하고 $\sigma(y)^a > \sigma(y)^b$라 하여 縱軸에 密度函數에 相應하는 家口數, 橫軸에 所得을 表示하면 〔圖 2〕와 같은 形態를 나타낼 것이다. 論議의 使宜를 위하여 住宅購入資金은 全的으로 所得에 依存하며, 資本借入을 할 住宅金融市場이 不在한다고 假定하자. 또한 論理의 普編性을 잃지 않으면서, 各 個人이 一生동안의 期待所得(expected life-time in-

6) 分布函數의 정확한 形態를 推定하기 위해서는 三次積率(skewness, 非對稱度; 非對稱의 方向 및 程度를 나타냄)과 四次積率(kurtosis, 尖度; 最頻値를 中心으로 뾰족한 정도를 나타냄)의 情報(information)도 必要하다.

7) 實際의 所得分布는 正規分布를 나타내지 않을 것이나, 단지 例示의 便宜를 위하여 對稱性을 갖는 正規分布를 假定하였다. 本硏究에서 提示하는 假說은 分布의 形態에 相關없이 適用될 수 있다.

come streams)을 適切한 割引率(discount rate)로 割引한 所得에 相應하는 一定時點의 所得水準을 y라고 假定하자[8]. 住宅價格의 水準이 예를 들어 y_1의 所得에 相應한다고 할 경우, y_1의 左側에 分布되어 있는 所得水準의 消費者(家口)들은 一定時點에 있어서는 住宅購買能力이 없는 것이다. 즉 $\int_0^{y_1} f(y)dy$에 該當하는 數의 消費者가 購買能力이 없다고 볼 수 있는데 〔圖 2〕에서 보는 바와 같이 df^a의 경우가 df^b의 分布보다 더 많은 消費者들을 포함하고 있는 것이다. 다시 말해서 이 경우 所得分布의 分散이 클수록 所得彈力이 零에 가까운 消費者들의 比率이 더 많으므로, 所得이 增加하더라도 住宅은 하나밖에 購買하지 않는다는 强力한 假定下에서는, 所得分布의 分散과 住宅購買는 負의 關係(negative relationship)를 나타낼 것이다. 말할나위없이 y_1의 右側에 位置한 消費者들이 所得이 올라갈수록 相對的으로 더 많은 住宅서비스를 원한다면 負의 關係가 꼭 定立되는 것은 아니지만, 耐久財의 경우 一般財貨의 경우와는 달리 無限한 數量을 購入하지 않을 것이라는 假想下에서 위의 關係는 成立될 것이다.

反面, 住宅價格이 상당히 높은 水準에 있어, 所得水準 y_4에 相應한다고 하자. 이 경우에는 y_4의 右側에 위치한 消費者의 比率(즉 $\int_{y_4}^{\infty} f(y)dy$)이 df^a의 分布가 df^b의 分布보다 더 많으므로 앞의 경우와는 달리 所得分布의 分散과 住宅購買는 正의 關係(positive relationship)를 維持할 것이다.

한편, 住宅價格의 水準이 y_5에 相應할 경우를 보면, y_5보다 낮은 水準의 所得을 가진 消費者數를 推定해 볼 경우, df^a와 df^b에 대한 各各의 $\int_0^{y_5} f(y)dy$를 比較하여야 하는데, 〔圖 2〕에서 보면 이는 斜線으로 表示된 A, B의 面積比較에 該當된다. 따라서 이 경우 分布函數의 形態와 y_5의 크기에 따라 所得分布의 分散과 住宅需要와의 關係는 正 또는 負의 關係를 지닐 수 있다. 同一한 論理를 適用하여, 住宅價格이 所得水準 y_6에 相應할 경우에도 斜線面積 C와 D의 比較에 따라 두 變數사이에는 正 또는 負의 關係를 나타낼 수 있다.

이를 綜合하면 住宅需要와 所得分布와의 關係를 다음과 같이 要約할 수 있다. 住宅價格에 相應하는 所得水準이 y_2보다 적을 경우, 즉 圖表의 R^a 範圍에서는 $dH^D/d\sigma(y)<0$; 所得水準이 y_3보다 높은 R^d範圍에서는 $dH^D/d\sigma(y)>0$; 所得水準이 y_2와 y_3사이인 R^b와 R^c範圍에서는 두 變數사이의 關係가 明確하지 않을 것이다. 實證分析結果를 分析할 때, 우리나라의 住宅市場이 어떤 경우에 처하여 있는가를 重點的으로 다룰 것이다.

Ⅲ. 우리나라 住宅市場 研究事例 檢討

本章에서는 우리나라 住宅市場에 대한 旣存分析結果를 檢討한다(表 1 參照). 〈表 1〉에 提示된 研究들은 需要函數의 推定에 있어서 所得 및 價格彈力性의 값을 구하는 데 그 焦點을 맞추었다 할 수 있다. 住宅市場에 대한 計量模型化 試圖로서는 「宋」-「스트라이크」(Song-

8) 이러한 假定은 本節에서 論理說明의 便宜를 위하여 두 個人의 所得水準比較를 하는 데 必要한 것으로서, 微視理論의 立場에서 個人의 一生所得이 現在의 恒常所得에 比例한다는 假定이 必要하다는 것은 아니다.

〈表 1〉 우리나라 住宅市場의 硏究事例

硏究事例	所得彈力性	價格彈力性	資料	備考(餘他獨立變數)
Song-Struyk (1977)	0.91	−2.42	時系列 및 크로스섹셔널 資料綜合; 1960～1965 및 1966～1970	家口數增加率
Mills-Song[1] (1979)	0.027[2]	−0.134[2]	時系列資料; 1962～1975	總家口數
Follain, et al. (1980)	0.57	−0.20～−0.30	1976年 EPB 特別家計調査	住宅不足率, 家口當人員數, 都心地까지의 交通時間
金政鎬 (1983)	0.09～0.24	−0.06～−0.16	住宅市場 및 需要調査; 1982	家口規模

註 : 1) Mills-Song(1979)은 供給函數도 동시에 推定하여 0.283의 價格彈力値 및 −0.377의 要素費用彈力値를 提示하였으나 推定된 係數의 統計的 有意性이 낮음.
2) 推定된 係數의 統計的 有意性이 낮음.

Struyk, 1977)硏究가 처음이라 할 수 있는데 서울·釜山 및 7個 道의 人口 5萬以上 都市에 대한 센서스資料를 利用하여 두 期間(1960～1965年, 1966～1970年)동안의 新規住宅建設量의 需要函數를 18個의 觀測値로 推定하였는데 약간 非彈力的인 0.91의 所得彈力値와 상당히 彈力的인 價格彈力値(−2.42)를 推定하였다. 이 硏究以外의 「밀스-宋」(Mills-Song, 1979), 「폴레인-임-르노오」(Follain-Lim-Renaud, 1980) 및 金政鎬(1983)硏究에서는 利用된 硏究資料 및 推定函數의 形態는 서로 다르지만, 모두 상당히 非彈力的(즉 彈力性 絶對値가 1보다 작음)인 所得 및 價格彈力値 結果를 提示하였다[9)10)].

위의 硏究들은 상당히 단순화된 模型을 利用하여 所得 및 價格彈力値의 推定을 그 目的으로 하여 다음과 같은 몇 가지 共通된 脆弱點 및 特徵을 갖고 있다 하겠다. 첫째는 住宅需要 즉 住宅購買力 說明에 있어서 金融市場 役割이 看過되었다. 말할나위없이 抵當市場(mortgage market)의 未發達로 인하여 우리나라에서는 直接的인 住宅去來가 金融機關을 통하지 않고 이루어져 왔으나, 이러한 事實이 金融市場의 行態가 住宅市場의 動向에 아무런 영향을 미치지 않았다는 것을 뜻하는 것은 아니다. 다시 말해서 金融市場의 逼迫은 投機를 目的으로 하는 住宅需要뿐 아니라, 住宅市場의 供給面 역시 間接的으로 영향을 미칠 것이다.

둘째, 住宅需要의 要因分析에서 豫想되는, 住宅價格 上昇에 따른 購買時期의 調整可能性이 考慮되지 않았다. 一定時點에서 住宅價格이 餘他財貨의 價格보다 더 上昇할 경우 住宅에 대한 購買需要은 現時點에서 減少하고, 未來의 時點으로 옮겨진다고 豫測할 수 있으나 反面住宅이 必須耐久財라는 점을 勘案하여 볼

9) 「밀스-宋」(Mills-Song)의 硏究는 1962～75年까지의 時系列資料를 利用分析하였으나, 나머지 두 硏究는 서베이(survey) 資料에 의한 크로스-섹셔널(cross-sectional) 資料를 이용하였다.

10) 〈表 1〉에 제시된 硏究以外의 住宅市場分析에 관한 計量分析으로는 金光錫-朴浚卿 硏究(1977)를 들 수 있는데, 이 硏究는 需給構造式의 推定보다는 家計調査資料를 이용하여 간단한 所得階層別 住宅需要函數와 獨立變數의 豫測値를 推定한 뒤 앞으로의 住宅需要展望을 推計한 것이 硏究의 焦點이었다고 할 수 있다.

때 다른 財貨보다 높은 價格上昇이 持續될 것이라고 豫見될 때는 오히려 住宅購買時期를 앞당기는 效果도 가져올 수 있기 때문이다.

세째, 社會·人口學的 變數(socio-demographic variable)인 家口數에 관한 變數들이 모든 需要硏究에 어떤 形態로든 包含되어 있다는 特徵이 있다. 이 變數는 經濟學的 意味를 갖기 보다는 巨視模型에서 總家口數의 增加나 또는 微視模型에서 家口當家口員數의 增加가 社會學的 見地에서(住宅購買力 問題에 關係없이)住宅서비스의 需要增大에 대한 壓力(pressure)을 나타내기 위하여 使用되었던 것이다.

Ⅳ. 實證分析模型定立 및 推定方法

本硏究는 年間 時系列資料를 利用하였으며 그 標本期間은 1963~82年으로서, 과거 20年間의 우리나라 住宅市場行態를 分析하였다. 方程式推定은 需要函數는 式(8), 供給函數는 式(7)을 그 基本模型으로 하였으며, 從屬變數와 獨立變數間에는 로그線形(log-linear)關係에 있다고 想定하였다.

需要 및 供給函數推定을 위한 從屬變數로서는 다음 네 가지 變數가 사용되었다. *LHPS*, *LHCF*, *LHHS* 및 *LNHS*이며 머리글자 *L*은 로그數値(log value)를 나타낸다.

LHPS : 住居用 建築許可 延面積

LHCF : 住宅建設戶數實績

LHHS : 總住宅數(stock)

LNHS : (HCF_t+HHS_{t-1})의 로그數値

위의 네 가지 變數中 *LHCF*와 *LHHS*는 過去 住宅市場 需給硏究에서 常用되는 것으로서 一個住宅에서 創出되는 住宅서비스는 同一하며, 따라서 總住宅서비스는 住宅數에 比例한다는 假定下에 使用되는 것이다. 특히, *LHCF*는 우리나라의 住宅政策의 基本目標로서 設定되어 왔다.

*LHPS*와 *LNHS*는 本硏究에서 새로이 試圖되는 變數들이다. 近年에 들어 새로이 建築된 우리나라의 住宅은 大規模化하는 傾向이 宛然하여 總住宅서비스의 尺度로서 建設될 總戶數보다는 全體面積으로 推定하는 것이 더 바람직하다는 見地에서 *LHPS*가 試圖되었다. 한편 住宅서비스는 在庫數에 比例한다는 從來의 假定下에서도 新規需要와 代替需要間의 區別問題가 擡頭된다. 다시 말하면, 在庫(stock)란 前期의 住宅數에 新規需要를 合한 後 여기에서 代替需要를 除한 것을 나타낸다. 이를테면 不良住宅을 破壞하지 않고 모두 改良하여 使用한다고 할 경우 總住宅數는 前期의 在庫에 新規住宅數를 더한 數値가 될 것이다. 이러한 試圖의 根本的인 理由는 一般的으로 住宅의 平均壽命을 40年으로 期待할 경우 每年 約 2.5%의 代替需要가 豫測되지만, 우리나라의 경우 새마을사업 등에 의하여 상당수의 不良住宅들이 短期間에 撤去되는 등 代替需要를 推定하는데 利用되는, 破壞하여 없애버린 住宅數의 變化가 상당히 不規則的으로 변하기 때문이다. 이로 인하여 住宅在庫總需要에 미치는 政府政策의 效果를 除去하기 위하여 *LNHS*가 推定되었다.

需要函數는 式(8)에 따라 다음과 같은 獨立變數들로 說明된다고 定式化되었다.

$$H^D=j(LRPH,\ LYPM,\ LYPV,$$

$LHFD$, $LUNR$, $ECPH$,

$RQA(B)$, $LMPH)$ ·····(9)

단, H^D : $LHPS$, $LHCF$, $LHHS$

또는 $LNHS$

$LRPH$: 住宅의 非住宅財貨 對比 相對價格, 즉 式(8)에서 P_h/P_{nh}

$LYPM$: 月平均 家計消費支出

$LYPV$: 月平均 家計消費支出의 分散 (variance)

$LHFD$: 住宅銀行의 公營 및 民營住宅資金 總貸出額

$LUNR$: 失業率

$ECPH$: 住宅價格 期待上昇率

$RQA(B)$: 建築許可面積 및 新規住宅建設의 "質(quality)"의 模擬變數 (proxy variable)

$LMPH$: 家口當 家口員數

한편 住宅供給函數 式(7)은 다음과 같이 定式化하였다.

$$H^S = k(LRPH, LHMP, LHWP, LHLP, LHFS, RQA(B), LHHS(-1)) \quad \cdots\cdots(10)$$

단, H^S : $LHPS$, $LHCF$, $LHHS$

또는 $LNHS$

$LHMP$: 住宅建築材料價格

$LHWP$: 住宅建設勞務費

$LHLP$: 住宅建設垈地價格

$LHFS$: 住宅銀行의 住宅資金貸出 總額中 公營 및 民營住宅貸出資金을 제외한 金額

上記 變數中 所得, 貸出金 및 價格指數는 모두 消費者物價指數(CPI)로 나누어 不變價格으로 表示하였다(단, 例外的으로 $LHMP$는 住宅投資 GNP디플레이터(deflator)로 나누었음). 各 變數들의 定義와 資料根據에 관한 자세한 說明은 附錄에 收錄하였다. 「뮤스」(Muth, 1960)와 「폴레인」등(Follain, et al., 1980)의 分析結果에 의거, 所得變數로서는 可處分所得보다 恒常所得이 耐久財需要를 더 잘 說明한다는 假定下에, 本稿에서는 恒常所得의 模擬變數로 消費支出을 使用하였다[11].

한편 本硏究에서는 需要函數의 다른 從屬變數의 하나로 家計消費支出中 住居費支出額($LEHS$)을 使用하였다(Mayo, 1981 參照). 上記 從屬變數들은 住宅서비스의 推定을 實物財貨에서 구하려고 하였으나, $LEHS$變數는 式(2)에서 直接 導出한 住居費支出이 住宅서비스를 나타낸다고 想定하였다. 이 函數推定의 또 하나의 目的은 앞에서 論議하였듯이 住宅서비스의 需要가 本硏究의 假說이 提起하듯 所得水準과 不連續的(discontinuity)인 關係를 갖는가에 대한 檢證도 될 수 있을 것이다.

앞 章에서 論議한 旣存住宅硏究와 比較하여 보면 上記 式(9) 및 式(10)은 過去 住宅硏究의 脆弱點들을 다음과 같이 補完하고 있다.

첫째, Ⅱ章에서 提案한 假說의 檢證을 위하여 家計消費支出分布의 分散을 需要函數에 包含하였으며

둘째, 住宅金融의 效果를 分析하기 위하여 需要 및 供給函數에 金融變數들을 包含시켰다. 「페어」(Fair, 1972)의 分析대로 住宅需給模型에서 住宅金融市場의 與件을 度外視한 實物側面만의 分析은 不完全한 模型의 定立이라

11) 可處分所得을 趨勢變數(trend variable) 및 家口當人員數를 나타내는 變數 등에 回歸分析하여, 이의 豫測値를 恒常所得의 模擬變數로서 使用하였으나, 消費支出의 경우에 비하여 커다란 差異點을 發見치 못하였다.

고 할 수 있다. 우리나라와 같이 抵當市場(mortgage market)이 未發達된 경우, 住宅金融의 住宅需要에 대한 直接的인 效果는 金融市場이 發達된 美國 등과 比較하여 볼 때 상당히 制限的인 것이나 반면, 住宅供給에 대하여는 어느 정도 正의 效果를 가져오리라 期待된다. 더우기 住宅投資는 懷姙期間이 길뿐만 아니라 金融市場의 逼迫狀況을 나타내는 變數이기도 하므로 다른 投資에 대한 住宅投資의 相對的 收益率을 間接的으로 나타낸다고도 볼 수 있다.

세째, 住宅價格의 持續的인 上昇이 豫想되면 住宅需要가 增加한다는 假說檢證을 위하여 *ECPH*가 需要函數에 包含되었으며

네째, 經濟全般의 景氣狀況을 測定하는 指標로서 失業率을 包含시켰다. 前述한 바와 같이 耐久財消費가 一生週期(life-cycle)中 어느 時點에서 發生하는가를 豫測하기는 어려운 일이나, 恒常所得 水準이 同一한 두時點을 比較할 때 景氣가 相對的으로 좋은 時點에 需要되리라는 期待에서 이 變數를 包含시켰다.

다섯째, 建設된 住宅의 質의 異質性을 勘案하기 위하여 *RQA*(B)가 需要 및 供給函數에 各各 統制變數(control variable)로서 使用되었다. 住宅서비스 質의 變化를 나타내는 *RQA*(B)의 推計過程을 具體的으로 說明하면 다음과 같다. 建設戶當 平均資金所要額을 住宅投資 GNP디플레이터로 나눈 不變價格을 *QUAL*이라 表示하면 *QUAL*은 다음과 같은 式으로 나타낼 수 있다(머리글자 *L*은 log値를 나타냄).

$$LQUAL = l(LHMP, LHWP, LHLP, LSIZE, q) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (11)$$

단, $LSIZE : LHPS(-1) - LHCF$

q : 住宅의 質을 나타내는 模擬變數

여기에서 *LSIZE*는 前期의 住宅建築許可面積을 今期의 建設戶數로 나눈 것이다[12]. 式(11)은 戶當建設資金所要額을 要素費用인 *LHMP*, *LHWP* 및 *LHLP*와 住宅規模(*LSIZE*) 및 質의 加重平均値(weighted average)로서 表示할 수 있는데[13], 여기에서 注意할 것은 q變數가 觀測되지 않아(unobservable) 直接 式(10)이나 式(11)에 使用할 수가 없다는 점이다.

따라서 本硏究에서는 q를 다음과 같이 推定하였다. *LQUAL*을 q를 제외한 나머지 獨立變數에 回歸分析을 한 후, 이 方程式의 殘餘項(residual term)을 q의 代用變數로 利用하였다[14]. 다시 말하면 諸般要素費用 및 規模의 變化로 說明되지 않은 資金所要額의 變換(variation)이 바로 q의 寄與度를 나타낸다고 보는 것이다[15]. 한편 *LHPS*從屬變數에 相應하는 q變數의 推定에 있어 *LQUAL*에는 當期의 住宅投資額(不變價格基準으로)을 許可面積으로 나눈 數値를 使用하였으며, 式(11)의 獨立變數로는 *LHMP*와 *LHWP*만 包含하였다. *LHLP*를 제외시킨 理由는 住宅投資推計에는 宅地價格이 包含되지 않기 때문이다.

住宅需要·供給量의 不均衡은 本硏究에서는

12) 말할나위없이, 前年度의 建築許可가 全部 今年度의 建築實績에 相應한다고 볼 수는 없으나, 이 變數가 規模變化의 傾向은 나타낸다는 假定下에 使用되었다.

13) 單一住宅의 경우는 式(11)이 定義式이라 볼 수 있으나, 全體住宅의 경우 各 住宅마다 쓰여진 要素投入(factor input)의 比率이 다를 것이므로, 「패러미터」推定値는 이의 加重平均値로 볼 수 있다.

14) 本方法은 二段階推定方法(two-step estimation method)이라 일컬을 수가 있는데, 이에 따른 計量經濟學的 問題는 「골드버거-죠키임즈」(Goldberger- Jochems, 1961) 參照.

15) *LQUAL*의 一段階推定過程에서 傳統的인 省略變數의 問題(omitted variable problem)가 發生한다. 이에 대한 자세한 論議는 「클라인」(Klein, 1974)參照.

價格의 變化와 同時에 調整된다고 定式化하였으므로 式(9)와 式(10)을 傳統的인 最小自乘法(ordinary least squares method)으로 推定할 경우 聯立方程式偏倚(simultaneous equation bias)가 생기므로, 이를 제거하기 위하여 二段階最小自乘法(two-stage least squares method)을 利用하여 上記 方程式들을 推定하였다.

V. 實證分析結果 論議

1. 記述統計値

模型推定에 使用된 變數들의 記述統計値(descriptive statistics)가 〈表 2〉에 나타나 있다. 各變數의 推計單位가 다르므로 이의 分布度를 比較하기 위하여 標準偏差를 平均値로 나눈 變異係數(coefficient of variation)를 구하였다. 從屬變數들의 變異係數를 보면, 大體的으로 작은 數値를 보여 年間變化가 그다지 크지 않은 것을 나타내고 있으나, 從屬變數中에서는 *LHPS*가 相對的으로 약간 큰 數値를 보이고 있다. 獨立變數中에서는 價格指數인 *LRPH* 및 *ECHP*가 各各 1.43 및 0.90의 係數로서 比較的 높은 年間變化를 나타내며, 住宅融資變數 역시 커다란 年間變化를 보이고 있다[16].

〈表 2〉 變數들의 平均(mean), 標準偏差(standard deviation) 및 變異係數(coefficient of variation); 1963~82

	單 位	平 均	標準偏差	變異係數
LHPS	千m²	8.69	0.88	0.10
LHCF	戶	11.78	0.47	0.04
LHHS	千戶	8.42	0.15	0.02
LNHS	千戶	8.45	0.15	0.02
LEHS	원	9.39	0.49	0.05
LRPH	千m²	0.14	0.20	1.43
LYPM	원	11.05	0.30	0.03
LYPV	원	3.95	0.47	0.12
LHFD	百萬원	2.22	2.11	0.95
LUNR	%	1.75	0.24	0.14
ECHP	%	13.41	12.03	0.90
LHMP	1975=100	5.38	0.21	0.04
LHWP	1975=100	4.63	0.54	0.12
LHLP	1975=100	5.83	0.71	0.12
LHFS	百萬원	1.60	2.34	1.46
LMPH	千名	1.69	0.06	0.04
LURB	%	−0.81	0.22	−0.27

註 : ECHP(%)를 제외한 모든 變數들의 數値는 로—그 數値임. 變數들에 대한 說明은 本文 및 附錄 參照.

2. 需 要 函 數

各 從屬變數에 대하여 세 가지의 方程式이 推定되었다. *EQ.* 1은 理論的인 模型에 立脚한 基本方程式이고, *EQ.* 2는 *q*變數를 첨가한 것이며, *EQ.* 3은 社會·人口學的 變數(*LMPH*)를 포함하였다. 다시 말하면, *q*(*RQA* 또는 *RQB*)나 *LMPH*는 理論的 根據에서 보다는 資料의 未備點을 補充하기 위해서나 또는 特殊한 目的을 위해서 使用되었다[17].

가. 新規住宅需要函數 推定結果

〈表 3〉에는 flow槪念이라고 볼 수 있는 新規住宅需要函數의 推定結果가 나타나 있다.

16) 住宅融資變數가 相對的으로 높은 變異係數를 보인 것은 住宅金融의 制度的 活用이 1967年 以後 이루어졌으므로, 1963~66年동안 住宅融資에 零의 數値가 代入된 것에도 어느 정도 基因된다고 볼 수 있다.

17) 函數推定은 傳統的인 最小自乘法(*OLS*) 및 制限情報最尤法(limited information maximum likelihood)의 두 가지 方法도 試圖되었다. *OLS*結果는 本稿에 論議되는 2*SLS*結果와 상당히 다른 結果를 보였으며, *LIML*結果는 質的인 面에서(qualitatively), 2*SLS*結果와 거의 同一하게 나타났다.

〈表 3〉 二段階最小自乘法에 의한 Flow概念 住宅서비스 需要函數推定(1963～82)

	LHPS			*LHCF*		
	EQ. 1	*EQ.* 2	*EQ.* 3	*EQ.* 1	*EQ.* 2	*EQ.* 3
常 數	2.6249 (0.53)	2.4848 (0.72)	2.0787 (0.48)	−1.0605 (−0.47)	−1.9189 (−0.74)	−0.1972 (−0.06)
LRPH	0.6976 (0.70)	0.7282 (1.06)	0.7713 (1.01)	−0.4576 (−1.01)	−0.6286 (−1.22)	−0.7601+ (−1.43)
LYPM	1.1368** (2.70)	1.1711** (4.02)	1.1797** (3.82)	1.3805** (7.21)	1.4313** (6.89)	1.3909** (6.57)
LYPV	−0.9420* (−2.26)	−1.0074** (−3.49)	−1.0494* (−2.64)	−0.1049 (−0.55)	−0.0282 (−0.13)	0.1142 (0.44)
LHFD	−0.0276 (−0.38)	−0.0433 (−0.87)	−0.0405 (−0.74)	−0.1405** (−4.31)	−0.1473** (−4.25)	−0.1580** (−4.37)
LUNR	−1.6410** (−4.26)	−1.5965** (−6.00)	−1.5713** (−4.93)	−0.9355** (−5.35)	−0.9181** (−5.07)	−1.0151** (−5.00)
ECHP	0.0047 (1.05)	0.0026 (0.84)	0.0026 (0.77)	0.0010 (0.49)	0.0012 (0.56)	0.0013 (0.62)
RQA	— —	−1.1191** (−3.91)	−1.1425** (−3.44)	— —	0.0905 (0.74)	0.0732 (0.60)
LMPH	— —	— —	0.2498 (0.16)	— —	— —	−0.9651 (−1.07)
R^2	0.9775	0.9901	0.9901	0.9836	0.9841	0.9854
SSE	0.3286	0.1444	0.1443	0.0677	0.0657	0.0605
DW	2.61	2.80	2.80	2.83	2.61	2.40

註 : ( )속의 數値는 *t*-統計値임.
**信賴水準 99%에서 *t*-統計値 有意性있음, one-tailed test.
*信賴水準 95%에서 *t*-統計値 有意性있음, one-tailed test.
+信賴水準 90%에서 *t*-統計値 有意性있음, one-tailed test.

*LHPS*의 推定結果를 보면, *LRPH*는 期待符號인 負의 係數를 보이지 않고 正의 係數로 나타났으나, 統計的 有意性이 극히 낮아 *LHPS*의 決定要因으로서의 信賴性은 거의 없는 것으로 나타났다. 한편 所得變數는 平均値인 *LYPM* 및 分散을 表示한 *LYPV* 모두 期待關係(expected relationship)를 나타내는 同時에 두 變數의 係數 또한 상당히 높은 統計的 有意性을 보여 주었다. *LYPM*은 正의 符號를 나타내어 所得이 增加할수록 住宅서비스에 대한 需要가 增加한다는 關係를 明示하였다. 二重로그(double log)方程式의 경우 推定된 係數는 彈力値를 나타내는데, *LHPS*의 所得彈力性은 1.14～1.18로서 이는 〈表 1〉에서 提示된 旣存硏究結果와 比較해 볼 때, 상당히 높은 數値인 것이다.

한편 本硏究에서 提示된 假說檢證을 위하여 使用된 *LYPV*의 係數는 負의 符號를 보임과 同時에 統計的 有意性을 가졌다. 負의 符號의 係數란 所得分布의 分散이 커질수록, 즉 所得이 偏在될수록, 新規住宅서비스에 대한 需要는 減少한다는 것을 意味한다. 이 結果를 〔圖 2〕를 利用하여 解釋하면, 어떤 住宅價格을 需要할 能力이 있는 最低所得水準을 y_m이라 할 경우, 所得分布가 偏在될수록 所得彈力性이 零에 가까운 $YPM < y_m$ 階層의 比率이 相對的으로 增加한다는 것을 뜻한다. 住宅需要의 *LYPV*彈力性 또한 비교적 彈力的인 −0.94～−1.05의 數値를 보이고 있다.

所得變數에 관한 위의 두 結果를 綜合하면,

所得水準의 1% 增加에 따라, 다른 與件이 同一하다면, 住宅需要가 1% 增加할 것이나, 所得增加가 所得分布의 惡化를 招來하여 分散이 同時에 1% 늘었다 하면, 所得分布의 效果를 勘案하여야 되므로 結果的으로 各 所得效果는 相殺되어, 住宅需要는 거의 變하지 않을 것이다. 만일 이러한 所得水準의 向上이 所得分布의 改善을 隨伴한다면 住宅需要는 그 倍인 2%까지 增加할 수 있다는 것을 보여준다.

住宅金融의 住宅需要에 대한 役割을 計測하는 *LHFD*의 係數는 期待符號의 反對인 負의 關係를 나타내었으나 統計的 有意性이 극히 낮아 信賴性있는 關係를 나타낸다고 볼 수 없다. 最近의 한 硏究(金政鎬, 1983)에 의하면 우리나라 家計의 住宅購入時 制度金融의 住宅資金調達에 대한 期待寄與度는 극히 낮은 2.4%에 지나지 않는다는 사실을 考慮할 때, *LHFD*의 *LHPS*에 대한 낮은 說明力은 豫期치 못한 結果는 아닌 것이다.

經濟狀態를 나타내는 失業率(*LUNR*)의 係數는 期待符號인 負의 關係를 나타내었으며 統計的 有意性 역시 상당히 높게 나타났다. 經濟與件이 나빠질수록, 다른 與件이 同一하다면, 住宅需要는 下落한다는 것을 뜻한다. 한편 住宅需要의 *LUNR*彈力値는 높게 나타났으며(−1.64∼−1.57), 이는 1982年의 失業率 5.5%의 경우, 失業率 1%포인트 增加에 따라 (즉 18.2%增加, 1.0/5.5) 住宅需要는 28.5%∼29.8% 減少한다는 것을 意味한다.

豫想되는 住宅價格上昇率은 正의 符號를 나타내었으나 推定係數의 統計的 有意性은 극히 낮게 나타났다. 價格上昇이 期待될수록 住宅需要가 增加한다는 것은 一面 住宅을 必須耐久財로 보는 見解에서도 期待할 수 있는 現象이며, 다른 한편으로는 住宅投機에 의한 需要增加現象이라는 說明이 있겠으나 本硏究의 結果에서는 이러한 說明들을 支持하는 증거가 나타나지는 않았다. 이러한 結果는 한편 住宅購入時 住宅價格上昇이 相對的으로 主要한 要因이 아니라는 最近의 한 硏究報告(住宅銀行, 1983)와도 一致하는 結果라고 할 수 있다[18].

한편, 住宅의 質의 增加(*RQA*)는 住宅需要와 統計的 有意性이 높은 負의 關係를 갖는다고 나타났는데, 이는 規模(또는 量)와 質의 代替(substitution)關係를 意味한다고 볼 수 있다. *q*變數를 실제로 計測할 수 없으므로 係數의 크기에 正確한 意味를 附與하기는 힘드나 1보다 큰 彈力値는 注意를 요하는 結果이다. 家口當 人員數가 많을수록 住宅需要가 增加할 것이라는 假說(*LMPH*의 係數가 正의 符號를 갖는다는)은 本硏究에서는 支持하지 않는 結果가 나왔다.

*LHPS*와 同一한 函數式으로서 *LHCF*도 推定하였다. *LHCF*는 住宅需要推計에 있어 *LHPS*에 비하여 若干의 時差上의 問題가 있으며(즉 前期의 *LHPS*가 今期의 *LHCF*로 實現되는 등) 또한 *LHCF*는 規模가 이미 定해져 *LHPS*에 비하여 財貨로서의 形態가 갖추어져 價格 등과의 關係가 확실하게 推定될 수 있다는 점이다. 두 函數式推定 結果의 共通點으로는 *LYPM*의 正의 符號와 *LUNR*의 負의 符號의 係數推定이라 하겠다. 두 係數 모두 統計的 有意性을 보였다. *LHCF*의 所得 및 失業率彈力値는 *LHPS*의 同一變數彈力値와 統

18) 上記 報告書에 의하면 住宅選擇時, 財産增殖效果는 住宅構造 및 施設, 交通便宜, 住居環境, 그리고 이웃關係 등의 要因들과 比較하여 볼 때, 相對的으로 덜 중요한 要因으로 調査되었다.

計的으로 差異가 없는 數値를 나타내었다[19].

推定된 結果의 差異點을 보면, *LYPV*係數의 統計的 有意性이 극히 낮게 나타났고, *LHFD*의 係數가 期待符號의 反對인 負의 符號를 계속 보이고 있으나 統計的 有意性은 높게 나타났으며 ; *q*變數는 統計的 有意性이 낮게 推計되었으며 ; 價格變數 *LRPH*는 *t*-統計値는 높지 않으나 期待符號인 負의 關係를 나타내었다. 위의 結果中, 限界的 效果를 보이고 있으나 期待關係인 負의 價格效果關係를 보인 것은 模型推定의 鼓舞的인 面이라 하겠으나, 統計的 有意性이 높은 負의 係數를 보인 *LHFD*의 結果는 쉽게 說明할 수가 없다 하겠다. 한 가지 可能한 解釋이란 다음과 같다. 前述한 바와 같이, 우리나라의 경우 住宅制度金融의 活用性은 극히 制限的이지만, 住宅金融에 대한 超過需要는 存在한다고 假定하자. 一般家口가 住宅購入을 考慮할 때 住宅金融의 利用可能性에 따라 需要가 決定되는 것이 아니라(즉, 式(8)의 理論的 模型에서 說明하였듯이), 需要가 供給에 미치지 못한다고 豫想할 경우에 政府가 政策金融의 一環으로 住宅金融을 增加시키는 狀況이라고 說明할 수 있는데, 이는 다시 말해서 景氣活性化의 一策으로서 住宅需要가 낮을 當時에 住宅金融惠澤을 늘려주는 경우를 뜻한다. 이 경우 當期에서는 統計的으로 住宅需要와 住宅金融間에 負의 關係가 나타날 수가 있으며, 動態的인 面에서 볼 때 住宅金融의 效果가 長期的으로 正의 效果를 가져올 수도 있을 것이다. 이러한 解釋의 適用性은 供給函數推定結果의 檢討에서 다시 論議될 것이다[20].

新規住宅需要(flow槪念)를 나타내는 上記 *LHPS*와 *LHCF*의 方程式은 모두 지극히 높은 決定係數(R^2)를 보이고 있다. 自由度(degrees of freedom)를 勘案한 調節된 決定係數(adjusted R^2)의 경우도 거의 비슷한 數値를 나타낸다[21]. 한편 誤差項(error term)의 時系列相關(serial correlation)을 測定하는 「더빈-왓슨」(Durbin-Watson)統計値는 負의 相關係數를 나타내나 統計的 有意性은 *D-W*檢定統計表에 의할 때 95% 有意水準에서 未定(inde terminate)地域에 속해 있어(즉 $dl < D\text{-}W < du$) 時系列 相關與否는 명확하지 않게 나타났다.

나. 住宅在庫需要函數 推定結果

〈表 4〉에는 *LHPS*와 *LHCF*에 對應하는 旣存住宅需要(stock槪念)變數인 *LHHS*와 *LNHS*를 同一한 獨立變數로 說明하려고 한 推定結果가 提示되어 있다. *LHHS*와 *LNHS*의 推定函數式 사이에는 거의 差異點을 찾을 수가 없다. 回歸係數의 信賴性으로 볼 때 오로지 差異點이란 *LUNR*의 係數가 *LNHS*의 *EQ.* 3

19) 예를 들면, *LHPS*의 *EQ.* 3의 *LYPM* 係數 1.1797과 이에 相應하는 *LHCF*의 *LYPM* 係數 1.3909가 統計的으로 差異가 있는가를 檢證하기 위하여 다음과 같은 *t*-統計値를 求하였다. $t=(c_1-c_2)/(\sqrt{\sigma_1^2+\sigma_2^2-2\sigma_{12}})$. 여기에서 c_1, c_2는 係數를 뜻하며 σ_1^2, σ_2^2은 各推計된 係數의 標準誤差(standard error)의 自乘을 뜻하며, 共分散(covariance) σ_{12}는 零이라 假定하였을 때, 두 推定된 係數 사이의 *t*-統計値는 0.56에 불과하며 두 係數 사이의 差異는 統計的 意味가 없는 것으로 나타났다. 이에 相應하는 *LUNR*의 *t*-統計値는 1.47로 나타났다.

20) 住宅市場과 金融市場을 連結시키는 다른 試圖로서 非制度金融(unredgulated money market)과 制度金融間의 利子率의 差異를 函數式에 使用하였으나, 統計的으로 有意性있는 係數를 얻지 못하였다.

21) 決定係數(R^2)는 自由度가 높지 않을 경우 별로 意味가 없는 統計値라고 볼 수 있다. 이 경우 $\bar{R}^2$(adjuste R^2)을 구하는데, $\bar{R}^2=\bar{R}^2-((k-1)/n-k)(1-R^2)$을 사용할 수 있다. 〈表 3〉에 提示된 모든 函數의 경우 상당히 높은 $\bar{R}^2$을 보여주고 있다. 예를 들면 *LHCF*의 *EQ.* 3의 경우 $\bar{R}^2$은 0.9748로서 R^2인 0.9854와 별 차이가 없는 것으로 나타났다.

〈表 4〉 二段階最小自乘法에 의한 Stock概念 住宅서비스 需要函數推定(1963～82)

	LHHS			*LNHS*		
	EQ. 1	*EQ.* 2	*EQ.* 3	*EQ.* 1	*EQ.* 2	*EQ.* 3
常 數	6.4738** (16.90)	6.3447** (14.24)	6.5947** (12.26)	6.1385** (15.58)	5.9945** (13.08)	6.2892** (11.46)
LRPH	−0.2412** (−3.15)	−0.2669** (−3.00)	−0.2860** (−3.05)	−0.2707** (−3.44)	−0.2994** (−3.27)	−0.3219** (−3.37)
LYPM	0.2163** (6.66)	0.2239** (6.26)	0.2181** (5.85)	0.2513** (7.53)	0.2598** (7.06)	0.2529** (6.65)
LYPV	−0.0922** (−2.87)	−0.0807* (−2.13)	−0.0600 (−1.32)	−0.0842* (−2.54)	−0.0713* (−1.83)	−0.0469 (−1.01)
LHFD (*10^{-3})	−0.6744 (−0.12)	−0.0017 (−0.28)	−0.0033 (−0.51)	−0.0051 (−0.91)	−0.0063 (−1.03)	−0.0081 (−1.25)
LUNR	−0.0212 (−0.72)	−0.0186 (−0.60)	−0.0327 (−0.92)	−0.0443 (−1.45)	−0.0414 (−1.29)	−0.0580+ (−1.59)
ECHP (*10^{-3})	−0.3913 (−1.13)	−0.3667 (−1.01)	−0.3458 (−0.93)	−0.3217 (−0.91)	−0.2942 (−0.79)	−0.2696 (−0.71)
RQB	— —	0.0136 (0.65)	0.0111 (0.51)	— —	0.0152 (0.71)	0.0122 (0.55)
LMPH	— —	— —	−0.1401 (−0.88)	— —	— —	−0.1652 (−1.02)
R^2	0.9952	0.9952	0.9954	0.9955	0.9955	0.9957
SSE	0.0019	0.0019	0.0019	0.0021	0.0021	0.0019
DW	2.25	2.10	2.00	2.19	2.00	1.85

註 : ( )속의 數値는 *t*-統計値임.
**信賴水準 99%에서 *t*-統計値 有意性있음, one-tailed test.
*信賴水準 95%에서 *t*-統計値 有意性있음, one-tailed test.
+信賴水準 90%에서 *t*-統計値 有意性있음, one-tailed test.

에서 限界的(marginally)으로 統計的 有意性을 가진다는 것이나 이 係數(−0.058) 역시 이에 相應하는 *LHHS*式의 係數(−0.0327)와 比較할 때 統計的으로 다르다고 볼 수 없는 것이다(즉 두 係數의 크기 比較를 위한 *t*-統計値가 0.50임).

*LHHS*는 新規 및 代替需要를 모두 考慮한 住宅需要인 반면, *LNHS*는 代替需要가 零이라는 假定下에 만들어진 變數이므로, 推定된 두 變數가 同一한 結果를 나타내었다는 事實은 新規 및 代替需要行態가 同一要因에 의하여 決定된다는 것을 間接的으로 示唆한 것이라 볼 수 있다.

旣存住宅需要函數를 *LHPS*나 *LHCF*와 比較하면 다음과 같은 相異點이 發見된다. 첫째, 價格變數인 *LRPH*의 旣存住宅需要에 대한 統計的 有意性이 높은 負의 效果이다. 推計된 係數의 數値(즉 彈力性)는 그리 크지 않은 −0.24～−0.32의 範圍에 들어 第Ⅲ章에서 紹介한 硏究中 「宋-스트라이크」(Song-Struyk, 1977)를 제외한 나머지 硏究에서 發表된 彈力値와 類似한 數値라 할 수 있다.

둘째, *LYPM*의 係數는 正의 符號를 나타냈고 統計的 有意性도 높은 것을 볼 수 있다. 所得彈力性은 *LHPS*나 *LHCF*의 경우 보다는 훨씬 낮은 0.22～0.26의 水準에 머물렀다. 需要函數의 所得非彈力的 現象도 역시, 〈表 1〉에서 論議된 硏究中 「宋-스트라이크」(Song-Struyk, 1977)를 제외한 過去의 硏究結果와 一致한다고 볼 수 있다. 〈表 3〉과 〈表 4〉의 所

得彈力値 比較解釋에 있어서 한가지 難點이 提起된다. 즉 新規住宅需要에 대한 所得彈力性은 1.1~1.4이었으나, 旣存住宅需要에 대한 所得彈力性은 그 1/5의 크기인 0.2~0.3%으로 나타났다. 한편 年間 平均 新規住宅建築量은 旣存住宅在庫의 5%에도 미치지 못하는 것이다.

具體的인 예를 들면, 所得 1%의 增加가 旣存住宅在庫需要의 0.2%정도의 增加를 誘發한다면, 이는 旣存住宅의 5%에도 未達하는 新規住宅需要의 경우 4%(0.2*20)以上의 增加를 誘發시켜야 할 것이나, 〈表 3〉의 推定結果에 의하면 1.5%未滿의 增加를 가져온다는 것이다. 이러한 乖離의 說明은 一面으로 本硏究에서 推定한 式(9)가 決定的 關係(deterministic relationship)가 아닌 確率的 關係(stochastic relationship)의 推定이므로 어느 정도의 誤差는 있을 수 있다는 統計的 側面이 있으나, 다른 한편으로는 模型定式化의 假定上의 差異에 起因한다고 볼 수 있다. 다시 말하면, 旣存住宅을 前期住宅在庫(H_{t-1})와 新規住宅($\triangle H$)으로 細分하여 보면, 〈表 3〉의 函數式은 所得增加로 인한 住宅需要增加의 效果가 오로지 $\triangle H$로 顯示된다는 假定인 반면, 〈表 4〉의 函數式의 假定은 所得增加의 영향은 H_{t-1}에도 波及된다는 것이므로 結果的으로 〈表 4〉의 方程式이 示唆하는 彈力値는 〈表 3〉의 彈力値에 비하여 훨씬 크게 나타나는 것이다(즉 4%對1% 정도). 다른 말로 表現하면, 〈表 3〉의 假定은 所得增加에 의한 新規住宅需要는 예를 들어 住宅을 所有하지 않은 家口에만 해당된다고 볼 수 있는 경우이며, 〈表 4〉의 假定이란 所得의 增加는 住宅을 所有하고 있는 家口(즉 H_{t-1}에 해당하는)의 住宅需要도 惹起한다는 경우를 포함하고 있는 것이다. 위의 두 경우를 綜合하여 볼 때 社會의 新規住宅需要에 대한 所得彈力性은 〈表 3〉에서의 1.1~1.4가 下限線(lower bound)이라 볼 수 있고, 〈表 4〉에서 暗示된 彈力値(implied elasticity)인 4.0정도가 上限線(upper bound)이라 볼 수 있는 것이다.

세째, *LYPV*의 係數는 〈表 3〉의 結果와 같이 期待符號인 負의 符號를 보이고 있으나, *q*變數나 *LMPH*의 添加에 따라 係數의 統計的 有意性이 低下하는 傾向을 보였으며, 또한 所得分布分散(*LYPV*)의 效果(彈力値)는, *LYPM*彈力値에 相對的으로 比較하여 볼 때, 〈表 3〉의 相應數値에 비해 작게 나타나 있다.

네째, 나머지 獨立變數들의 係數는 統計的 有意性이 낮게 나타나 旣存住宅需要에 대한 效果가 극히 微微한 것을 보여 주었다. *D-W* 統計値는 〈表 3〉의 경우에 비해 良好한 편이며 〈表 4〉의 函數式의 경우 常數項들의 높은 統計的 有意性은 〈表 2〉에 나타난 낮은 變異係數로부터 豫期할 수 있었던 結果이다.

다. 住居費支出函數 推定結果

「메이오」(Mayo, 1981)는 「스토운-기어리」(Stone-Geary) 效用函數로부터 다음과 같이 線形需要函數를 導出하였다. 效用函數가 아래와 같은 形態를 갖는다고 假定하자.

$$U=(H-\theta_H)^{\beta}(Z-\theta_Z)^{1-\beta} \cdots\cdots\cdots\cdots (12)$$

여기에서 H는 住居(財貨), Z는 餘他財貨, θ_H, θ_Z 및 β는 패러미터(parameter)로서, 餘他財貨의 價格을 1이라 하고(normalized to one), 豫算制約條件式下에 U函數를 極大化하여(로그數値로 表現하면),

$$R=P_H H=\theta_H(1-\beta)P_H+\beta_Y-\beta\theta_Z \quad \cdots\cdots(13)$$

여기에서 R은 住居費支出, P_H는 住居의 相對價格(relative price), y는 所得을 가리킨다.

式(13)에 *LYPV*를 添加하여 推定한 結果가 〈表 5〉에 提示되어 있다. 基本函數인 *EQ.* 1을 보면 *LRPH*의 係數는 期待와는 反對인 正의 符號를 보였으나, *LYPM* 및 *LYPV*의 係數는 지금까지 論議하여 온 需要函數와 一致하는 推定結果를 보여준다. 단지 *LYPM* 및 *LYPV*의 係數의 相對的 크기에 있어서 〈表 4〉의 結果와 近似한 傾向을 보여주고 있는 것은(즉, *LYPM*의 係數가 *LYPV*係數보다 絶對値로서 3倍以上 큰 것) 興味있는 現象으로서, 아마도 두 函數 모두 住宅在庫에 關聯된 需要函數라는 데 起因한다고 볼 수 있다.

〈表 5〉 二段階最小自乘法에 의한 住居費支出 函數推定(1963~82)

	LEHS		
	EQ. 1	*EQ.* 2	*EQ.* 3
常 數	−5.7779** (−5.88)	−4.2339** (−3.12)	−2.6796 (−1.00)
LRPH	0.7574* (2.29)	0.3163 (0.75)	0.4726 (0.97)
LYPM	1.5046** (19.57)	1.4452** (17.22)	1.3141** (6.16)
LYPV	−0.3956** (−2.94)	−0.0989 (−0.44)	−0.0515 (−0.22)
LMPH	— —	−1.1851+ (−1.62)	−1.1819+ (−1.61)
LURB	— —	— —	0.3964 (0.67)
R^2	0.9817	0.9835	0.9844
SSE	0.0820	0.7423	0.0699
DW	1.58	1.71	1.54

註 : ( )속의 數値는 t-統計値임.
**信賴水準 99%에서 t-統計値 有意性있음, one-tailed test.
*信賴水準 95%에서 t-統計値 有意性있음, one-tailed test.
+信賴水準 90%에서 t-統計値 有意性있음, one-tailed test.

*LRPH*係數의 正의 符號는 需要函數의 價格變數라는 意味에서는 理論的 期待符號와는 反對의 關係를 나타낸다. 正의 係數에 대한 한 가지 解釋方法은 住宅需要의 경우 競爭市場(competitive market)論理에 의한 多數財需要與件이 適用되는 것이 아니라, 住宅서비스 需要量의 制限的 伸縮性 때문에 住宅價格의 上昇에 따라 더 많은 住居費를 支出하게 되는 現象을 說明하는 것이라 볼 수 있다. 예를 들면, 賃貸住宅(rental housing)의 경우 賃貸料가 어느 정도 오르더라도 더 싼 住宅으로 移徙해 가는 데에는 移徙費用(moving cost)이 따르므로 旣存賃貸住宅에 그대로 머물게 되는 傾向이 있음을 나타낸다. 1 보다 작은 彈力値는 住居費支出이 住宅價格上昇만큼 比例的으로 增加하지는 않는다는 것을 뜻한다.

한편 *LMPH*는 限界的으로 統計的 有意性이 있는 負의 係數를 나타냈는데, 이 變數의 包含에 따라 *LRPH*와 *LYPV*의 係數의 統計的 有意性은 낮아졌다. *LMPH*係數의 符號는 어떤 論理的 根據에 의하여 使用되었다기보다는, 現在 우리나라의 경우 核家族化의 傾向으로 家口當 人員數가 減少趨勢에 있으므로 이러한 現象이 住居費支出과 어떤 關係를 갖는가를 알아보기 위한 것이었다. 一般的으로 家口當 人員數가 늘어남에 따라 住居서비스에 대한 需要가 늘어나게 되고 따라서 더 많은 住居費支出을 요하게 된다는 關係를 豫想할 수 있으나 〈表 5〉의 推定結果는 두 變數사이에 逆關係가 있음을 보여 주었다. 위의 結果는 家口當人員數가 적을 수록 住居서비스에 支出할 수 있는 比率이 增加한다는 것을 뜻한다.

〈表 6〉 二段階最小自乘法에 의한 住宅서비스 供給函數推定(1963～82)

	LHPS			*LHCF*			*LHHS*			*LNHS*		
	EQ. 1	*EQ.* 2	*EQ.* 3	*EQ.* 1	*EQ.* 2	*EQ.* 3	*EQ.* 1	*EQ.* 2	*EQ.* 3	*EQ.* 1	*EQ.* 2	*EQ.* 3
常　　數	24.2968*	15.9119+	20.6268*	2.4163	4.4228	−18.2066	0.5226	1.0148	1.3774	1.0596	1.5410	1.4275
	(2.26)	(1.68)	(2.27)	(0.14)	(0.24)	(−0.88)	(0.46)	(0.85)	(0.91)	(0.83)	(1.13)	(0.82)
LRPH	0.6467	1.0840	0.6650	1.3747*	1.3460*	1.6176*	−0.0104	−0.0175	−0.0218	0.0175	0.0106	0.0120
	(0.58)	(1.14)	(0.74)	(2.08)	(1.96)	(2.51)	(−0.23)	(−0.39)	(−0.46)	(0.35)	(0.21)	(0.22)
LHMP	−3.2718*	−1.5363	−2.2732+	−0.4405	−0.4168	1.4363	−0.0289	−0.0230	−0.0527	−0.0537	−0.0481	−0.0388
	(−2.23)	(−1.12)	(−1.71)	(−0.45)	(−0.41)	(1.07)	(−0.43)	(−0.35)	(−0.53)	(−0.72)	(−0.64)	(−0.34)
LHWP	−0.8812+	−0.5566	−0.5899	−0.0508	−0.0388	0.1984	0.0079	0.0101	0.0071	0.0098	0.0127	0.0139
	(−1.49)	(−1.10)	(−1.26)	(−0.17)	(−0.13)	(0.64)	(0.39)	(0.54)	(0.31)	(0.43)	(0.55)	(0.53)
LHLP	1.0250*	0.5182	0.4454	0.7047**	0.6741*	0.1998	−0.0058	−0.0134	−0.0058	0.0173	0.0099	0.0076
	(2.23)	(1.22)	(1.13)	(3.08)	(2.64)	(0.58)	(0.37)	(−0.80)	(−0.23)	(0.98)	(0.53)	(0.26)
LHFS	—	0.2778**	0.2046*	—	0.0218	0.2028*	—	0.0054	0.0025	—	0.0052	0.0061
	—	(2.75)	(2.03)	—	(0.32)	(1.79)	—	(1.22)	(0.29)	—	(1.05)	(0.64)
RQB	—	—	−1.3275*	—	—	−0.8055*	—	—	0.0129	—	—	−0.0040
	—	—	(−1.87)	—	—	(−1.90)	—	—	(0.41)	—	—	(−0.11)
LHHS(−1)	—	—	—	0.9132	0.6701	2.3377	0.9589**	0.8992**	0.8725**	0.8969**	0.8386**	0.8470**
	—	—	—	(0.63)	(0.40)	(1.32)	(9.67)	(8.23)	(6.71)	(8.06)	(6.75)	(5.69)
R^2	0.8848	0.9251	0.9411	0.9114	0.9122	0.9320	0.9958	0.9962	0.9963	0.9952	0.9956	0.9956
SSE	1.6848	1.0956	0.8614	0.3671	0.3638	0.2819	0.0017	0.0015	0.0015	0.0022	0.0020	0.0020
DW	1.01	0.97	1.22	1.04	1.05	1.48	1.74	1.98	2.03	1.42	1.58	1.58

註 : ( )속의 數値는 *t*-統計値임.
**信賴水準 99%에서 *t*-統計値 有意性있음, one-tailed test.
*信賴水準 95%에서 *t*-統計値 有意性있음, one-tailed test.
+信賴水準 90%에서 *t*-統計値 有意性있음, one-tailed test.

3. 供 給 函 數

式(10)의 供給函數推定 結果는 〈表 6〉에 나타나 있다. 需要函數의 경우와 같이 各 住居變數에 3個의 推定된 方程式이 紹介되는데, *EQ.* 1은 基本方程式으로 住宅의 相對價格과 要素費用 要因들로서만 構成이 되어 있고, *EQ.* 2와 *EQ.* 3은 各各 *LHFS*와 *q*變數가 차례로 添加되었다.

*LHPS*의 函數는 다른 供給函數와 달리 時差從屬變數(lagged dependent variable)가 包含되지 않은 均衡模型으로 推定되었다. *EQ.* 1을 보면, *LRPH*는 論理的으로 期待되는 正의 符號를 보였으나 그 係數는 統計的으로 有意性이 없었으며, 要素費用中 材料費와 勞務費는 *LHPS*와 負의 關係를 보여 주었다. 특히 供給函數의 *LHMP*에 대한 彈力値는 상당히 높은 數値(−3.27)를 나타내었다. 한편 *LHLP*는 豫想과는 反對로 正의 符號의 係數를 나타내었다. 이는 要素費用으로서의 土地價格이라는 觀點에서는 說明이 어렵지만, 土地價格이 住宅價格으로 그대로 反映된다면 解釋이 可能한 것이다. 즉 住宅을 위한 土地供給者의 立場에서 볼 때, 土地價格의 上昇이란 宅地供給을 위한 誘因要素가 되어, 이는 住宅供給을 增大시키는 結果를 가져오는 것이다.

한편, 金融變數의 包含에 따라 上記 變數들의 係數符號는 변함이 없으나, 그 統計的 有意性은 무척 낮게 나타났으며, *LHFS*는 正의 符號와 함께 높은 統計的 有意性을 보였다. 이는 需要函數 推定結果論議에서 豫見한 대로, 우리나라의 경우 住宅金融資金貸出의 效果는 住宅의 需要創出에 미치는 영향보다는 新規住宅供給에 더 直接的인 效果를 준다는 것을 立證한 것이라 하겠다. 또한 *q*變數는 負의 係數를 보이는데 이는 質의 增加에 따라 供給量이 減少한다는 것을 뜻하는 것으로서 質과量의 代替關係를 意味하는 것이다.

*LHCF*의 函數式은 *LHPS*와 다른 樣相을 나타내었다. 첫째로 供給에 대한 强力한 價格效果이다. 彈力値도 1 보다 크게 나타났는데, 이 結果를 *LHPS*의 경우와 比較하여 보면 價格의 上昇은 住宅數(*LHCF*)의 增加에는 효과를 미치나 總住宅面積(*LHPS*)의 增加에는 중요한 영향을 驅使하지 못한다는 것이다. 이 結果의 단편적인 類推로, 住宅價格의 上昇이 總住宅面積에는 영향을 주지 않는다는 것을 考慮할 때 小規模의 住宅을 많이 짓게 된다는 것을 意味한다고 볼 수 있다. 한편 土地價格, 住宅金融 및 *q*變數의 從屬變數에 대한 說明力은 *LHPS*의 函數式과 거의 비슷하게 나타났다.

住宅在庫供給函數인 *LHHS*와 *LNHS*의 경우에는 自己回歸性(autoregressiveness)이 强하게 나타난 반면, 其他 獨立變數의 係數들은 統計的 有意性이 무척 낮게 나타났다. *LHHS*의 경우 時差從屬變數의 係數는 0.87～0.96으로서 이는 實現된 年間 供給量의 增分은 年間의 바람직한 總均衡 住宅供給量의 4～13%정도 밖에 充足시키지 못하였다는 것을 意味하는 것이다. *LNHS*의 推定式의 경우에는 相應하는 係數의 크기가 0.85～0.90으로서 10～15% 정도의 不均衡狀態만이 年間 調整된다는 것을 뜻한다[22].

22) 需要函數에 비하여 〈表 6〉에 提示된 供給函數는 특히 *LHPS*의 경우 時系列相關(serial correlation)이 强하게 나타났다. 時差從屬變數의 包含으로 *LHPS*를 除外한 從屬變數의 *D-W*統計値에 대한 檢定은 意味가 없다. 觀測値가 30個 미만이지만, 더빈統計値(Durbin

4. 獨立變數의 說明力寄與度

지금까지의 論議는 住宅需要 및 供給函數의 推定에 있어 特定한 說明變數와 被說明變數間의 統計的 關係(statistical relationship)에 대한 經濟學的 解釋에 焦點이 맞추어졌었다. 한편 여러 獨立變數들간의 相對的 寄與度를 測定하기 위하여 偏相關係數(partial correlation coefficient)가 推計되어 〈表 7〉에 提示되어 있다. 즉, 從屬變數의 變異(variation)說明에 各 獨立變數의 相對的 重要性이 어느 정도인가를 알아보는 것이다.

〈表 7〉 需要 및 供給函數의 各變數에 대한 偏相關係數(partial correlation coefficient)[1), 2)]

〈需 要 函 數〉

變　　數	*LHPS*	*LHCF*	*LHHS*	*LNHS*
LRPH	0.2913	0.3959	0.6769	0.7127
LHCF	0.7551	0.8927	0.8699	0.8949
LYPV	0.6228	0.1315	0.3698	0.2913
LHFD	0.2178	0.7966	0.1520	0.3527
LUNR	0.8297	0.8333	0.2673	0.4323
ECHP	0.2261	0.1838	0.2700	0.2093
RQA(B)	0.7199	0.1780	0.1520	0.1636
LMPH	0.0482	0.3070	0.2565	0.2940

〈供 給 函 數〉

變　　數	*LHPS*	*LHCF*	*LHHS*	*LNHS*
LRPH	0.2010	0.5867	0.1316	0.0634
LHMP	0.4285	0.2951	0.1512	0.0967
LHWP	0.3299	0.1817	0.0891	0.1530
LHLP	0.2991	0.1651	0.0662	0.0748
LHFS	0.4906	0.4591	0.0834	0.1817
RQA(B)	0.4604	0.4809	0.1175	0.0317
LHHS(−1)	—	0.3561	0.8886	0.8542

註 : 1) 〈表 3〉~〈表 6〉에서 *EQ.* 3을 利用한 偏相關係數임.
2) 偏相關係數는 回歸係數와 同一한 符號를 가지며, 위의 數値는 絶對値임.

決定係數(coefficient of determination) 및 어떤 特定變數, 예를 들면 h變數의 偏相關係數를 各 R 및 r_h로 表示하면, 다음과 같은 關係가 成立된다.

$$r_h^2=(R^2-R_h^2)/(1-R_h^2)$$

여기에서 R_h^2는 函數式에서 h變數를 제외하고 推定하였을 때의 決定係數의 自乘을 나타낸다. 위의 式을 보면 偏相關係數는 그 變數의 限界寄與度(marginal contribution), 즉 $R^2-R_h^2$과 正의 關係에 있고, 다른 變數들이 說明하지 못한 比率$(1-R_h^2)$과 逆關係에 있음을 보여주고 있다[23)].

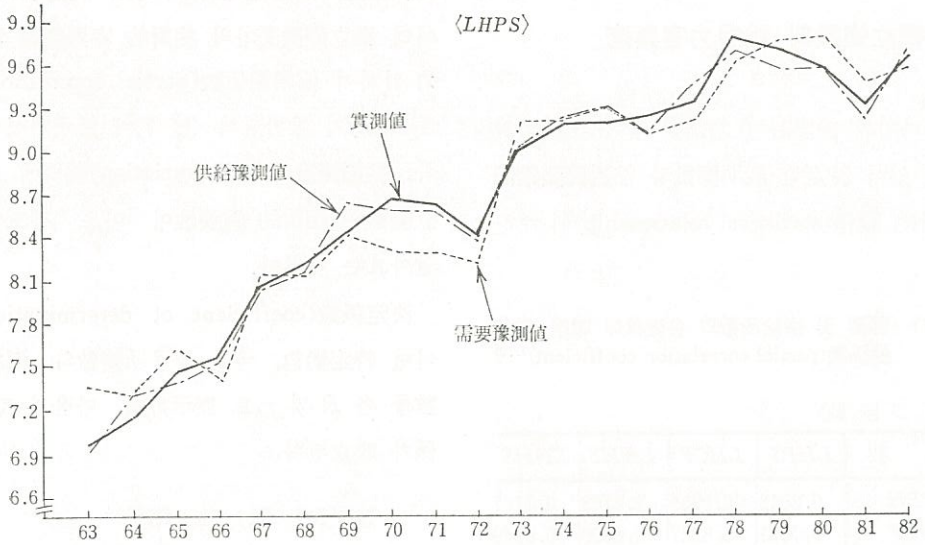
需要函數를 보면, 所得水準은 모든 從屬變數中 가장 커다란 相對的 效果를 미치고[24)] 新規住宅需要(*LHPS*와 *LHCF*)에는 *LUNR*의 效果가 이에 버금간다 하겠다. *LHPS*의 경우에는 q變數(*RQA*)와 *LYPV*가 그 다음으로 重要한 영향을 미친다 하겠으며, 나머지 變數들의 相對的 效果는 比較的 작게 나타났다. *LHCF*의 경우에는 期待關係와는 反對의 符號를 보였었으나, *LHFD*의 영향이 큰 것으로 나타났다. 반면, *LHHS* 및 *LNHS*의 경우에는 價格效果가 所得效果 다음으로 重要한 要因으로, *LHHS*函數式에 있어서는 *LYPV*, *LNHS* 函數式에 있어서는 *LUNR*變數가 그 다음으로 重要한 영향을 미치는 것으로 나타

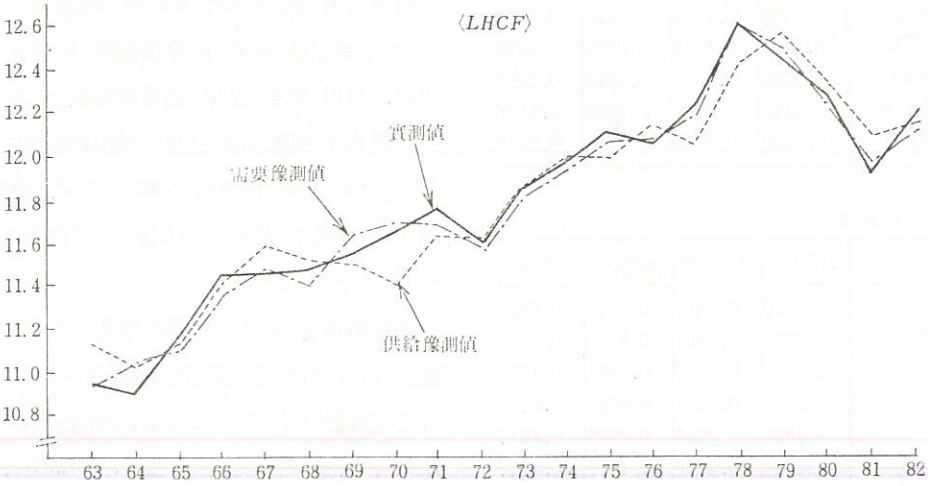
statistics)를 구하여 時系列相關을 檢定한 결과, *LHHS*와 *LNHS*의 경우, 95% 水準에서 時系列相關이 있다는 假說을 支持하는 결과를 얻지 못하였다. 예를 들면, *LHHS* 및 *LNHS*의 *EQ.* 1의 더빈統計値가 各各 1.50 및 0.65로 나타났다. 존스톤(Johnston, 1972) 參照.

23) 자세한 統計的 論議는 「타일」(Theil, 1971) 參照.

24) 例外的으로, *LHPS*의 경우 *LUNR*의 偏相關係數가 *LYPM*의 係數보다 약간 크게 나타났다.

〔圖 3〕 實測値와 需要·供給豫測値 比較





났다.

供給函數의 경우를 보면, *LHPS*函數에서는 *LHFS*, *q*變數 및 *LHMP*가 거의 비슷한 크기의 影響力을 行使하며, *LHCF*의 경우는 價格效果가 두드러지는 한편, *q*變數 및 *LHFS* 역시 重要한 效果를 보여 주었다. 住宅在庫函數의 경우는 時差從屬變數의 영향이 壓倒的으로 강하게 나타났으며, 다른 變數들의 效果는 극히 微微한 것으로 나타났다[25].

5. 模型의 豫測性檢討

本硏究에서는 앞에서 밝힌대로, 誘導型方程

25) 〈表 7〉에 提示된 偏相關係數는 〈表 3〉 〈表 4〉 〈表 6〉의 *EQ.* 3를 利用하여 구한 것이므로, 다른 方程式들을 利用하면 약간 다른 結果를 보일 수도 있을 것이다.

式의 推定보다는 需要·供給의 各構造式을 推定하였다. 이는 一定時點의 住宅市場에서 需要 및 供給間의 不均衡(disequilibrium)狀態가 發生될 수 있다는 것을 暗默的으로 假定하였기 때문이다. 住宅市場에서의 不均衡狀態가 發生될 경우, 重要한 問題點은 事前的(ex ante)으로 豫測된 需要 및 供給量이 事後的(ex post)으로 觀測된 實測値(observed quantity)와 많은 差異를 보일 수 있으며, 이러한 觀測値가 需要 및 供給與件中 어느것에 의하여 支配받았는가를 識別하는 것은 計量經濟學的 觀點에서 상당히 어려운 問題에 속한다 할 수 있다[26].

在庫變數(*LHHS* 및 *LNHS*)는 〈表 2〉에 나타난대로 變異係數가 작으므로 模型의 豫測能力分析을 위해서는 變異係數가 相對的으로 큰 *LHPS*와 *LHCF*의 推定函數(*EQ.* 3)를 택하여, 첫째 標本期間內에서의 事後的 豫測能力(ex post forecasting ability)과 둘째 標本期間밖의 豫測能力(ex ante forecasting ability)을 檢定하면 다음과 같다.

〔圖 3〕에 表示된 것이 *LHPS* 및 *LHCF*의 實測値와 需要 및 供給의 事後的 豫測値이다. 推定된 方程式의 높은 決定係數(R^2)를 考慮하면, 一般的으로 實測値에 대한 豫測値의 比率은 상당히 近似하다고 볼 수 있으므로, 分析의 主眼點은 需要 및 供給模型이 實測値의 增減變化패턴(pattern)을 과연 어느 정도 追跡할 수 있는가에 주어졌다.

*LHPS*의 경우를 보면, 需要 또는 供給豫測値가 實測値의 變化模型과 宛然하게 다른 形態를 보인 時點이 두 곳에서 나타나는데, 그 하나는 實測値나 供給豫測値에 비해 需要豫測値가 減少現象을 나타낸 1965~66年이고, 다른 하나는 需要豫測値가 增加現象을 豫見한 1978~79年 사이이다. 供給模型의 경우는 實測値와 거의 같은 패턴의 豫測値를 나타내었으며, 이 結果는 本硏究에서 使用된 需要 및 供給模型이 適切하게 定立化되었다는 假定下에서는, *LHPS*의 實測値는 相對的으로 供給條件에 制約을 받았다는 것을 意味한다고 볼 수 있다.

한편 *LHCF*의 推定函數式은 *LHPS*와 比較하여 볼 때, 需要·供給 兩模型 모두 實測値의 變化를 덜 明確하게 追跡하였다고 볼 수 있다. *LHPS*의 경우와 같이 1978~79年의 實測値 및 供給豫測値의 下落現象에 反하여 需要豫測値는 增加性向을 보였으며, 그 외에 實測値와 比較하여 볼 때, 需要豫測値의 경우에도 1967~70年, 1971~72年, 1975~77年 期間에 實測値의 增減과 反對되는 趨勢를 보였다. 한편, 供給豫測値 또한 1963~64年, 1967~68年, 1970~72年 期間에는 實測値의 增減과 어긋나는 變化를 나타내었다.

推定된 模型의 事前的 豫測能力을 評價하는 絶對的 尺度는 定義하기 困難하나, 本硏究에서는 다음과 같은 方法을 택하였다. *LHPS* 및 *LHCF*의 1963~80年의 標本期間에 該當하는 函數式을 再推定한 후, 여기에서 推定된 係數 및 獨立變數의 實測値를 利用하여 1981年 및 1982年의 豫測値를 推計하여 이를 同期間의 實測値와 比較하였다. 事前的 豫測値의 實測値와의 近似性도 重要하겠지만, 實測値의

26) 市場不均衡狀態를 需要 및 供給條件에 의하여 「레이셔닝」(rationing) 받고, 이를 需要 및 供給 「리짐」(regime)으로 分類하는 方法이 「페어」와 「재피」(Fair and Jaffee, 1972)에 의하여 分析·檢討되었다. 이 分析은 根本的으로 價格을 媒介變數로 使用하여 不均衡狀態를 需要 및 供給 「리짐」으로 分類하는데 本硏究에서는 價格指數의 信賴性이 그다지 높지 않아, 그들이 提示한 方法들을 使用하지 않았다.

增減性向, 즉 轉換點(turning point)의 豫測能力이 더욱 重要하다고 思料되어, 〈表 8〉에는 各變數의 增減率을 明示하였다[27].

〈表 8〉 實測値增減率 및 需要·供給豫測値 增減率; 事前的 豫測(ex ante forecasting)

(단위 : %)

	LHPS		*LHCF*	
	1981	1982	1981	1982
前年對比 實測値增減率	−29.6	60.6	−29.1	27.8
需要豫測値 增減率	−14.7	35.4	−37.7	17.0
供給豫測値 增減率	−18.7	4.7	−12.7	6.8

LHPS 및 *LHCF*의 두 函數式 모두 實測値의 增減의 變換을 正確히 捕捉하고 있다 하겠다. 구체적으로 보면, *LHPS* 와 *LHCF*의 實測値는 모두 1981年에는 減少, 1982年에는 增加하는 形態를 보였는데, 需要 및 供給 推定式 모두 事前的으로 實測値와 同一한 變化形態를 豫測하고 있는 것이다. 다시 말하면 實測値의 轉換點은 本硏究의 推定된 函數式에 의하여 正確히 豫見할 수 있다는 것을 알 수 있다.

Ⅵ. 結　語

本硏究는 1963~82年의 標本期間에 該當되는 年間 時系列資料를 利用하여 過去 20年間의 우리나라 住宅市場에서의 需要 및 供給 決定要因을 分析하였다. 특히 本稿에서는 旣存 住宅硏究에서 分析되던 所得水準의 住宅需要에 대한 效果 이외에, 所得分布가 住宅需要에 미치는 영향에 관한 假說을 實證分析하였다. 本硏究는 다음과 같은 結論을 提示한다.

첫째, 住宅政策의 根本目標가 國民의 住宅서비스의 極大化라 할 때, 과연 住宅서비스의 定義가 무엇인가에 대해서 明確히 理解되어야 한다. 現在 우리나라 住宅政策의 目標는 住居普及率의 增加에 있으며, 이는 新規住宅建設戶數의 極大化로 歸結된다. 國民의 住宅所有에 대한 選好 역시 默示的 假定으로 받아들여져 왔다. 이러한 政策目標의 達成은 住宅의 大規模化 傾向에 의하여 制約을 받아 왔다. 한편 住宅政策의 目標를 家口當 또는 個人當 住居面積의 極大化 또는 質的向上에 둘 수도 있을 것이다. 다시 말하면, 住居서비스는 規模의 增大 및 質的 向上과도 正의 關係를 갖는다고 假定할 수 있다. 이러한 命題들을 檢證하기 위하여 本硏究에서는 旣存 및 新規住宅數와 더불어 建築許可延面積에 대한 需給決定要因을 識別하였다. 특히 新規住宅建設戶數와 建築許可延面積의 決定要因을 比較할 때, 需要側面에서는 所得分布 및 質的 向上效果, 供給側面에서는 住宅價格 및 要素費用 등의 영향들이 各各 다르게 나타난 것을 보면 各政策目標에 適用될 수 있는 手段들이 다르다는 것을 알 수 있다.

둘째, 旣存의 住宅問題硏究는 住宅需要에 대한 所得水準의 影響分析이 그 核心을 이루었다고 할 수 있다. 本硏究에서는 所得水準뿐만 아니라 所得分布 역시 住宅需要의 重要한 決定要因이라는 假說을 提案하고 이에 대한 理論的 背景을 論議하였고, 이를 實證分析하

27) 豫測値의 增減率은 再推定된 方程式의 마지막 標本時點인 1980年의 豫測値를 基準으로 이에 대한 增減을 表示한다. 이는 推定된 方程式의 마지막 時點에 있어서의 豫測値와 實測値의 乖離에 대한 效果를 減少시키려는 意圖에서 이루어졌다.

였다. 硏究結果는 所得分布의 分散이 작을수록, 즉 所得이 公平하게 分布되어 있을수록 다른 與件이 同一하다면, 住宅需要가 增加한다는 假說을 支持하는 結果를 住宅在庫需要 및 延面積需要에서 强力하게 보여 주었다. 이는 所得의 增加가 所得分布의 改善을 隨伴하면 住宅需要는 加速的으로 增加하지만 所得의 增加가 所得分布의 惡化를 招來하면 住宅需要는 크게 增加하지 않는다는 것을 意味한다. 다시 말하면, 所得階層別로 볼 때 中産層의 住宅需要에 대한 寄與度가 다른 所得階層의 寄與度보다 크다는 것을 뜻하는 것이다. 한편, 所得分布의 效果는 新規住宅建設戶數 需要의 경우에도 나타났지만 統計的 有意性은 높지 않았다. 이러한 結果는 住宅需要硏究에서 흔히 常用되는 필터링理論(filtering theory)이 우리나라 住宅市場 行態의 說明에 適切하지 않음을 나타낸다고 볼 수 있다. 즉 高所得層이 大規模 新規住宅을 需要하고 低所得層은 高所得層이 使用하던 住宅을 需要하는 現象을 說明하기 위해서는 특히 新規住宅需要의 所得分布의 分散에 대한 係數가 正의 符號를 나타내었어야 할 것이다.

세째, 住宅金融의 住宅需要에 대한 效果는 微微하였거나 또는 期待와는 反對의 關係를 보이기도 하였으나, 新規住宅供給은 住宅金融의 增加와 正의 關係를 나타내었다. 住宅供給 및 需要에 대한 住宅金融이 거의 同時에 일어나므로, 이는 一面으로는 住宅市場과 金融市場의 聯關性을 나타낸다고 볼 수 있다.

네째, 住宅需給의 量的 變化硏究에 있어서 質과 量의 代替效果를 統制(control)할 必要性이 提起되었다. 住宅硏究의 根本的 目的函數가 住居서비스의 極大化過程으로 表現된다면 豫算制約이란 與件을 考慮할 때, 質과 量은 서로 代替關係에 있는 것이다.

다섯째, 住宅需要가 投機動機에 起因하거나 또는 住宅價格의 期待上昇率이 增加한다고 現在의 住宅需要를 增加시킨다는 假說은 本硏究의 分析에서 支持받지 못하는 結果를 나타내었다.

마지막으로, 앞으로의 住宅硏究가 本硏究의 未備點을 補完하여야 할 몇 가지를 提案하면 다음과 같다. 微視理論과 巨視模型과의 連結을 위하여 微視理論에서 提起되는 住宅需要에 대한 富의 效果(즉, 住宅購入의 主要資金源泉이 父母로부터의 富의 移轉 등에 의한 것)에 相應하는 變數(예를 들면 非勞動所得등)를 巨視模型에 包含시켜야 할 것이며, 또한 우리나라의 住宅金融은 最近에 活性化되었으므로, 標本期間을 이에 對應하는 期間으로 잡아, 이의 效果를 再分析할 必要가 있을 것이다.

한편 本硏究와 같은 全國民經濟를 主體로 한 時系列硏究는 總體的인 住宅市場의 行態를 理解하는 데에는 도움이 되나, 만일 政策의 目標集團(target group)이 예를 들어 一定所得水準 以下의 庶民家口라고 할 경우, 이들의 住宅서비스에 대한 需給行態는 高所得層에 비하여 다를 수가 있으므로, 所得階層別 微視分析이 補完的으로 이루어져야 할 것이다. 말할 나위없이, 이러한 硏究의 信賴性을 높이기 위해서는 住宅價格 등에 대한 基礎資料의 體系的인 蒐集이 必須要件일 것이다.

附錄 : 變數定義 및 資料出處

LHPS : 住宅用 建築物建築許可延面積(千m^2),

經濟企劃院,『韓國統計月報』.

LHCF: 住宅建設實績(戶), 住宅銀行,『統計年報』, 1982.

LHHS: 住宅數;

1962~80, 國土開發硏究院,『住宅資料便覽』, 1981.

1981~82, 經濟企劃院,『主要經濟指標』, 1983.

LRPH: 住宅의 對其他財貨 相對價格—우리나라에는 信賴할 만한 住宅價格에 대한 時系列資料가 不在함. 따라서 全都市消費者物價指數에서 住居費指數와 非住居費指數의 比率을 模擬指數로 使用하였음. 1963~64年의 全都市消費者物價指數의 不在로 서울消費者物價指數를 使用하였음. 韓國銀行,『經濟統計年報』.

LYPM, *LYPV*: 家計消費支出의 平均 및 分散—分散은 消費支出階層別 家口當消費支出額의 平均을 調査家口數로 加重平均하여 算出하였음. 經濟企劃院,『都市家計年報』.

LHFD, *LHFS*: 科目別 住宅資金貸出實績中 *LHFD*는 公營 및 民營住宅資金을 包含하고 *LHFS*는 國民住宅債券資金, 國民住宅福券資金, 福券基金, 民營產業住宅資金, 建設業者建設資金, 垈地造成資金 및 機資材生產資金을 包含함. 住宅銀行,『統計年報』, 1982; 民營住宅資金의 一部는 住宅供給者에 貸與되나, 이를 區分한 時系列資料가 利用可能하지 않아, 本硏究에서는 民營住宅資金을 全部 *LHFD*에 포함시켰으므로, *LHFD*가 약간 過大推計되었음.

LUNR: 失業率, 經濟企劃院,『韓國統計月報』.

ECHP: 住宅價格期待上昇率—住宅價格에 대한 資料의 不在로, 現 우리나라에서의 住宅價格은 垈地價格上昇이 主因이라는 假定下에 過去 3年間의 垈地價格上昇率의 平均値를 使用하였음. 아래의 *LHMP*의 出處와 같음.

LMPH: 家口當 家口員數; *LHHS*의 出處와 같음.

LHMP: 建築材料價格;

1963~78, 國土開發硏究院,『住宅資料便覽』, 1981.

1979~82, 住宅銀行,『住宅建設費指數調査』, 1983.

LHWP: 建設業賃金指數; 1971~82年은 鑛工業調査報告書에서 建設費賃金을 使用하였고, 1963~70年은 1971~82年의 建設業賃金을 同期間의 工業賃金에 線形回歸시켜 推定된 係數를 利用하여 豫測된 數値를 利用하였음. 韓國銀行,『鑛工業調査報告書』및『經濟統計年報』.

LHLP: 垈地價格指數; *LHMP*의 出處와 같음.

LQUAL: 戶當住宅建設資金所要額; 住宅銀行,『統計年報』, 1982.

▷ 參 考 文 獻 ◁

金光錫・朴埈卿,「우리나라의 長期住宅需要展望」,『韓國住宅政策심포지움主題發表論文』, 韓國開發硏究院・韓國住宅銀行, 1977.

金政鎬,「住宅需要의 賃貸住宅에 관한 硏究」, 『韓國住宅政策의 發展方向에 관한 硏究』 大韓住宅公社, 1983. 8.

韓國住宅銀行,『융자주택실태조사 1982』, 1983. 3.

Deaton, D. and J. Muellbauer, *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge: Cambridge University Press, 1980.

Fair, R.C., "Disequilibrium in Housing Models," *Journal of Finance*, May 1972, pp. 207-221.

_____, and D.M. Jaffee, "Methods of Estimation for Markets in Disequilibrium," *Econometrica*, May 1972, pp. 497-514.

Follain, J., G.C. Lim, and B. Renaud, "The Demand for Housing in Developing Countries: The Case of Korea," *Journal of Urban Economics*, 1980, pp. 315-336.

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

Goldberger, A.S. and D.B. Jochems, "Note on Stepwise Least Squares," *Journal of American Statistical Association*, March 1961, pp. 105-110.

Johnston, J., *Econometric Methods*, McGraw-Hill Book Company, 2nd edition, 1972.

Klein, L.R., *A Textbook of Econometrics*, Englewood Cliffs: Prentice-Hall Inc., 1974.

Mayo, S. K., "Theory and Estimation in the Economics of Housing Demand," *Journal of Urban Economics*, 1981, pp. 95-116.

Mills, E.S. and B.N. Song, *Urbanization and Urban Problems*, Cambridge, Mass: Harvard University Press, 1979.

Muth, R.F., "The Demand for Non-Farm Housing," in *The Demand for Durable Goods*, edited by A.C. Harberger, Chicago, Ill: The University of Chicago Press, 1960.

Robinson, R., *Housing Economics and Public Policy*, London: Unwin Brothers Ltd., 1979.

Song, B.N. and R.J. Struyk, "Korean Housing: Economic Appraisal and Policy Alternatives," in *Industrial and Social Development Issues* edited by C.K. Kim, Korea Development Institute, 1977.

Theil, H., *Principles of Econometrics*, New York: John Wiley and Sons, Inc., 1971.

韓國消費函數의 推定과 分析

張 五 鉉

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序
Ⅱ. 消費函數에 관한 主要理論
Ⅲ. 韓國消費決定模型의 展開
Ⅳ. 消費函數의 推定結果 및 分析
Ⅴ. 要約 및 結論

Ⅰ. 序

經濟活動의 窮極的 目的은 消費에 있다. 消費는 人間의 欲望과 必要를 充足시켜주는 가장 基本的인 經濟活動일 뿐만 아니라, 消費活動을 뒷받침하기 위한 生産에의 參與는 곧 所得創出 및 生産要素의 供給行爲이기도 하다.

國民經濟에서 消費는 總需要의 가장 큰 構成要素이며 消費가 生産을 誘發한다는 觀點에서 볼 때, 消費支出은 附加價値 및 雇傭創出에 核心的인 役割을 하게 된다. 또한 家計貯蓄을 個人可處分所得의 殘餘로 볼 때 消費의 決定要因은 곧 家計貯蓄의 決定要因이기도 하다. 이런 側面에서 볼 때, 民間消費支出에 관한 硏究는 國民經濟에 관한 硏究의 基本前提가 된다는 點에서 중요한 意義가 있다고 할 것이다.

消費函數는 消費와 그 決定變數間의 函數關係를 말한다. 消費函數에 관한 硏究는 「케인즈」(J.M. Keynes)의 絶對所得假說(absolute income hypothesis)[1]의 提示와 더불어 시작되었으며, 그후 많은 硏究를 통하여 恒常所得假說(permanent income hypothesis)[2] 및 平生所得假說(life-cycle income hypothesis)[3] 等으로 발전하였다. 一國의 消費性向은 國民性 및 慣習에 따라서 또한 市場經濟의 發達如何에 따라서 많은 차이를 나타내므로 先進國의 消費行

筆者：韓國開發硏究院 副硏究委員

1) M.J. Keynes, *The General Theory of Employment Interest Rate and Money*, New York and London: Harcourt, Brace, 1936.
2) M. Friedman, *A Theory of Consumption Function*, Princeton, N.J.: Princeton University Press, 1957.
3) 代表的인 論文으로, A. Ando, and F. Modigliani "The Life-Lycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Test," *American Economic Review*, March 1963, Vol. 53, pp. 55-84.

態를 對象으로한 이들 두 이론은 先進市場經濟의 消費行爲를 보다 더 만족하게 설명할 수 있는 것으로 받아들여지고 있다[4]. 그러나 開發途上國으로서 그간 급속한 經濟成長 및 都市化를 겪어 온 韓國經濟의 消費行態의 說明에도 이들 假說의 適用이 可能한가에 대해서는 의문의 여지가 있다고 하겠다.

우리나라의 民間消費支出의 決定要因과 限界消費性向의 推定分析은 大部分 經濟豫測 模型作成의 일환으로 시도되었으며 짧은 標本期間 및 國民所得統計의 未備 등으로 많은 어려움을 겪어 왔다. 아래 〈表1〉에 要約된 우리나라 消費函數의 分析結果는 이러한 어려움의 一面을 반영하고 있는 것으로 보여진다.

우리나라에서 旣存消費模型은 모두 다 그 說明變數로서 所得(個人可處分所得 혹은 國民總生產) 또는 流動資產을 함께 포함하고 있다. 그러나 限界消費性向의 推定結果는 觀測期間(observation period)이 同一한 경우에도 많은 差異를 보이고 있다. 즉 年間資料를 기초로 한 경우, 限界消費性向(marginal propensity to consume)의 長·短期推定値는 各各 0.636

〈表 1〉 旣存韓國消費函數의 推定結果[1)]

研究者	標本期間	限界消費性向 短期	限界消費性向 長期	流動資產의 영향	R^2	D.W.	備考 所得槪念	備考 季節調整
	觀測期間：年間							
姜和中	1963～79	0.155	0.901	—	0.90	1.45	個人可處分所得	—
Kwack, S.Y.	1962～77	—	0.636	0.93	—	—	個人可處分所得	—
王然均	1962～77	0.259	0.829	—	0.998	1.58	個人可處分所得	—
	觀測期間：分期							
Kohno	1968～1978	0.077	0.601	0.096	0.997	1.52	個人可處分所得	—
Van Wijnbergen,S.	1966～1979	0.31	0.702	—	0.99	—	個人可處分所得	—
徐壯源	1965～1978	0.086	0.404	0.028	0.998	2.43	國民總生產	계절조정
李政秀外	1967～1976	0.031	0.498	0.06	0.995	1.34	國民總生產	—
李天杓	1970～1977	0.06	0.384	—	0.998	1.90	國民總生產	계절조정
丁文建	1970～1982	0.171	0.644	0.143	0.997	2.26	個人可處分所得	—
韓成信	1965～1978	0.08	0.63	0.021	—	—	個人可處分所得	—

註：1) 위의 限界消費性向은 個別 推定函數를 기초로 筆者가 계산한 것임. 자세한 內容은 各 論文 참조.
姜和中, 「消費決定에 관한 主要假說의 實證的 比較分析」, 『調査月報』, 韓國銀行, 1980.12
S.Y. Kwack, "*A Model of Economic Policy Effects and External Influences on the Korean Economy,*" SRI/WEFA, World Economic Program Disscusion Papers, No.9, April 1980.
王然均, 『計量模型을 통한 韓國經濟의 分析』, 國際經濟硏究院, 1980, 10.
A. Kohno, *A Quarterly Econometric Model for Korea,* Disscussion Paper No.5, Daiwa Securities Co., Ltd., Japan, June 1981.
S. van Wijnbergen, "Stagflationary Effects of Monetary Stabilization Policies: A Quantitative Analysis of South Korea", *Journal of Development Economics,* April 1982. Vol. 10, pp. 133-69.
徐壯源, 『韓國의 分期計量模型과 景氣變動分析』, 國際經濟硏究院, 1981.12.
李政秀·鄭明昌, 「韓國經濟의 短期豫測模型」, 『調査月報』, 韓國銀行, 1979.7.
李天杓, 『韓國經濟의 短期豫測模型』, 韓國開發硏究院, 1979.12.
丁文建, 「韓國經濟의 短期豫測模型」, 『調査統計月報』, 韓國銀行, 1983.11.
韓成信, 『韓國經濟 短期豫測模型』, 韓國經濟硏究院, 1981.9.

4) R. Ferber, "Consumer Economics, A Survey": *Journal of Economic Literature,* December 1973, Vol. 11, pp. 1303-1342.

~0.901 및 0.155~0.259를 나타내고 있다. 分期方程式의 경우, 長·短期限界消費性向은 각각 0.384~0.702 및 0.031~0.31로서 큰 差異를 보이고 있으며 說明變數로서 個人可處分所得을 이용한 경우보다 國民總生產을 사용한 경우에 대체로 낮게 推定되어 있다. 또한 所得이 一定하다 해도 流動資產이 많을수록 消費水準이 높은 것으로 나타났다.

위의 旣存硏究結果를 종합해 보면 相異한 觀測期間(年間 및 分期)에 기초한 方程式間의 限界消費性向의 差異는 觀測期間의 相異에 의한 所得의 變化程度(例 : 臨時 또는 一時所得)를 반영한 것으로 볼 수 있다. 그러나 同一 觀測期間을 기초로 한 경우에는 推定된 方程式間의 差異糾明은 좀더 깊은 硏究를 바탕으로 하여 판단되어야 한다고 본다.

本硏究는 이러한 필요에 副應하여 韓國民間消費支出의 決定要因 및 限界消費性向의 體系的 分析을 試圖하고 나아가서 本院에서 開發中인 韓國經濟豫測模型을 통한 經濟政策效果分析 및 經濟豫測에 活用하고자 한다.

本硏究는 다음과 같은 부분으로 나누어 進行하기로 한다. 第2章에서는 代表的인 消費假說을 검토하고 第3章에서는 이를 기초로 消費模型을 誘導하며, 그 다음 第4章에서는 推定結果를 分析하며 마지막으로 本硏究에서 밝혀진 주요 내용의 要約과 앞으로의 硏究課題에 대한 提案을 하고자 한다.

Ⅱ. 消費函數에 관한 主要理論

消費를 決定하는 가장 重要한 變數는 所得이다. 따라서 本章에서는 消費의 說明變數로서 적절한 所得의 槪念이 무엇인가에 대한 主要假說을 검토하여 이를 韓國消費決定模型의 導出을 위한 토대로 삼기로 한다.

「케인즈」에 의하면, 消費支出은 주로 實際所得에 의하여 決定되며 平均消費性向(average propensity to consume: APC)은 限界消費性向(marginal propensity to consume: MPC)보다 크다고 주장하였다. 이와 같은 消費—所得間의 關係는 橫斷面分析에서는 存在하는 것같이 보였으나, 時系列資料의 分析에 있어서는, 平均消費性向은 短期的으로는 限界消費性向 보다 크나 長期的으로는 平均消費性向과 限界消費性向이 一致하는 경향을 보였다[5]. 이와 같이 時系列資料와 橫斷面資料間에 相異한 結果를 보이자, 이들 兩現象을 同時에 說明하기 위한 새로운 假說을 摸索하게 되었다. 이러한 假說中 代表的인 것으로 恒常所得假說과 平生所得假說을 들 수 있다. 아래에서는 이들 두 假說을 간단히 檢討하여 實證分析의 基礎로 삼고자 한다.

1. 恒常所得假說

恒常所得假說은 세 가지 基本的인 假定을 前提로 한다. 첫째, 實際所得(Y)은 恒常所得(Y_P)과 臨時所得(Y_T)으로 構成되며 마찬가지로 實現된 消費(measured consumption) C도

5) S. Kuznets, "Proportion of Capital Formation to National Product," *American Economic Review*, Vol. 42, May 1952, pp. 507-26; R.A. Goldsmith, *A Study of Saving in the United States*, Princeton N.J.: Princeton University Press., Vol. I, 1955.

恒常消費(C_P)와 臨時消費(C_T)로 區分된다고 보았다. 즉,

$$Y=Y_P+Y_T \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

$$C=C_P+C_T \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (2)$$

둘째, 消費者는 長期的인 觀點에서 消費計劃을 세우므로 恒常消費는 恒常所得에 의하여 決定된다고 假定하였다.

$$C_P=k\cdot Y_P \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3)$$

但, k는 常數이며, $0<k<1$

여기서 「프리드만」은 恒常所得을 人的資本(human capital)과 非人的資本(non-human capital)으로 構成되는 富(w)로부터 平均的으로 期待되는 收益으로 定義하였다.

$$Y_P=r\cdot w \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4)$$

但, r은 割引率이다.

세째, 恒常所得과 臨時所得間, 恒常消費와 臨時消費 사이에는 물론, 臨時所得과 臨時消費 사이에도 相關關係가 없다고 보았다.

$$\begin{aligned}\mathrm{Cov}(Y_P,\ Y_T)&=\mathrm{Cov}(C_P, C_T)\\&=\mathrm{Cov}(Y_T, C_T)=0 \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (5)\end{aligned}$$

세번째 假定은 臨時所得에 대한 限界消費性向이 零(0)임을 뜻한다. 따라서 消費函數는

$$C=kY_P+C_T \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (6)$$

가 된다.

위의 세 가지 假定을 綜合하면, 短期的으로는 實際所得과 實際消費 사이에 $APC>MPC$가 成立하지만, 長期的으로는 臨時所得과 臨時消費의 相關關係는 期待할 수 없으므로 恒常所得과 恒常消費間에는 $APC=MPC$의 關係가 成立하게 된다.

「프리드만」은 이러한 個別消費主體의 消費「패턴」은 社會全體에도 成立한다고 보았으며 한 社會의 所得分布가 正規分布(normal distribution) 또는 이와 類似한 경우를 前提로 檢證·分析한 結果, 短期에서는 $APC>MPC$이나, 長期的으로는 $APC=MPC$임을 설명할 수 있다고 主張하였다[6].

2. 平生所得假說

「모디글리아니」는 한 사람의 平生동안(L) 消費支出의 總財源을 現在 및 隱退期(N)까지에 期待되는 所得(Y_1, Y_2, ……Y_t……Y_N)의 現在價値(present value: Pv_t)로 보았다. 그리고 이러한 所得의 흐름은 人生의 初期와 末期에는 낮고 生産性이 相對的으로 높은 中壯年期에 높은 경향을 보이는데, 合理的인 消費者는 平生동안 豫想되는 總財源의 一定比率을 每期의 消費에 配分함으로써 總効用의 極大化를 期한다고 假定하였다. 따라서 이 消費者(i)의 消費函數는

$$\bar{C}_t^i=f(Pv_t^i) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (7)$$

$$\begin{aligned}Pv_t^i=Y_t^i&+\frac{Y_{t+1}^i}{(1+r)}+\cdots\cdots\\&+\frac{Y_{t+j}^i}{(1+r)^j}+\cdots+\frac{Y_N^i}{(1+r)^N}\\&\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (8)\end{aligned}$$

가 된다. 但, 여기서 t는 이 消費者의 現在 나이이며, $\bar{C}_t^i$는 平生동안 意圖하는 平均消費이다.

또한 이 消費者의 現在 및 未來消費에 대한

6) M. Friedman, op. cit.

選好가 中立的이고, 社會全體의 年齡別, 所得別 分布가 安定的이라면, 한 社會의 總消費函數는

$$\bar{C}_t = k_t \cdot Pv_t \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (9)$$

로 고쳐 쓸 수 있다.

위 式에서 Pv_t는 實際的으로는 觀測이 不可能하다. 따라서 이를 관측이 가능한 變數와 연결시키기 위하여 몇 가지 假定을 도입하게 된다. 먼저 「모디글리아니」는 所得을 勞動所得(labor income) Y^L과 資產所得(property income) Y^P로 區分하였다.

$$Pv_t = \sum_{j=t}^{N} Y_j^L (1+r)^{-(j-t)} + \sum_{j=t}^{N} Y_j^p (1+r)^{-(j-t)} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (10)$$

여기서 資本市場이 効率的이라면 割引率 r은 利子率과 同一하게 되며, 資產으로부터의 期待所得의 現在價値는 今期保有資產價値 그 自體와 一致하게 되는데 이를 a_t라 하자. 그리고 勞動所得은 現在所得(Y_t^L)과 殘餘生涯동안 平均豫想所得으로 區分하면 平生동안 期待되는 總所得의 現在價値는 다음과 같이 고쳐 表示할 수 있다.

$$Pv_t = Y_t^L + (N-t) Y_{t+j}^e + a_t \cdots\cdots\cdots (11)$$

但, 여기서 殘餘生涯期間동안의 平均豫想勞動所得은 $Y_{t+j}^e = \sum_{j=1}^{N-t} Y_{t+j}(1+r)^{-j}/(N-t)$이다. 마찬가지로, 平生동안 平均豫想消費는

$$\bar{C}_t = \{C_t + \sum_{j=1}^{L-t} C_{t+j}(1+r)^{-j}\}/(L-t+1) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (12)$$

이며, 만약 遺產을 남기지도 않고 받지도 않는다고 假定하면 平生동안의 總消費와 總所得은 一致해야 하므로, 한 社會의 消費函數는 다음과 같이 表示할 수 있다.

$$\bar{C}_t = k_t Y_t^L + k_t (N-t) Y_{t+j}^e + k_t a_t, \quad \cdots (13)$$

$$但,\ k_t = \frac{1}{L-t+1},$$

마지막으로 式 (13)에서 觀測할 수 없는 平均豫想勞動所得을 現在勞動所得의 一定倍數로 假定하였다. 즉,

$$Y_{t+j}^e = \beta \cdot Y_t^L,\ \beta > 0 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (14)$$

끝으로 平均豫想消費 $\bar{C}_t$를 現在消費 C_t로 代替하여, 統計的 檢證이 가능한 消費函數를 誘導하였다.

$$C_t = k_t^* Y_t^L + k_t at \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (15)$$

$$但,\ k_t^* = k_t [1 + \beta(N-t)]$$

Ⅲ. 韓國消費決定模型의 展開

以上의 論議를 綜合하면 恒常所得假說과 平生所得假說은 消費現象을 說明함에 있어서 所得을 富로부터의 흐름으로 파악한 점에 있어서는 本質的으로 立場을 같이 하고 있으나 所得自體의 推定方法을 달리 하고 있을 뿐이다. 즉, 平生所得假說에 있어서는 資產의 영향을 明示的으로 表示하고 있는 反面, 恒常所得假說에서는 이를 묵시적으로 인정하고 있다.

이와 같이 볼 때 위의 두 假說은 서로 排他的이라기보다는 相互補完的으로 간주되어야 할 것이다. 本章에서는 이러한 見地에서 두 假說을 統合(reconciliation)하여, 이를 토대로 韓

國消費決定模型을 導出하고자 한다.

1. 恒常所得假說과 平生所得假說의 統合

먼저 平生所得模型(15)에서 所得(Y_t)을 그 源泉에 따라 구분하지 않으면 다음과 같은 消費函數로 고쳐 쓸 수 있다. 즉,

$$C_t = k_t Y_t + k_t a_{t-1} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (16)$$

但, 初期保有資產(a_{t-1})은 過去의 貯蓄을 통하여 이루어졌다고 보았다.

여기서 未來所得에 대한 期待가 現在所得뿐만 아니라, 過去所得을 감안하여 形成된다면 平均豫想所得[7], $\bar{Y}^e_{t+j}$는

$$\bar{Y}^e_{t+j} = \omega_0 Y_t + \omega_1 Y_{t-1} + \cdots + \omega_j Y_{t-j} + \cdots + \omega_\infty Y_{t-\infty} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (17)$$

但, $0 < \omega_j \leq 1$

이 된다. 또한 平均豫想所得에 관한 期待形成이 定常確率過程(stationary stochastic process)을 따른다고 한다면

$$Y_t = \bar{Y}^e_{t+j} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (18)$$

로 表示할 수 있으며 이를 式(16)에 代入하여 정리하면

$$C_t = k_t(\omega_0 Y_t + \omega_1 Y_{t-1} + \cdots + \omega_j Y_{t-j} + \cdots + \omega_\infty Y_{t-\infty}) + k_t a_{t-1} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (19)$$

반면 「프리드만」은 恒常所得模型

$$C_t = kY_{Pt} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (20)$$

에서 恒常所得(Y_{Pt})은 適應的期待(adaptive expectation)에 依하여 決定된다고 보았다[8]. 即,

$$C_t = k(1-\lambda)(Y_t + \lambda Y_{t-1} + \cdots + \lambda^j Y_{t-j} + \cdots + \lambda^\infty Y_{t-\infty}) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (21)$$

但, $0 < \lambda \leq 1$

위의 式(19)와 式(21)을 比較하여 보면 $w_j = (1-\lambda)\lambda^j$이므로 두 模型은 一致하게 됨을 알 수 있다. 다만 恒常所得模型 式(21)의 경우에는 初期資產으로부터의 所得($r \cdot a_{t-1}$)을 Y_t 自體에 포함시키고 있을 뿐이다. 本硏究에서는 資料의 制約으로 所得을 그 源泉別로 구분치는 않으나 資產의 構成要素인 流動資產이 많을수록 所得에 대한 消費의 比率은 높아질 수 있다고 보기 때문에 實質總通貨를 그 代用變數로서 消費函數에 反映키로 하였다.

또한 現在消費와 未來消費間의 선택은 利子率, 物價變動에 의하여 영향을 받게 된다. 所得, 流動資產等 다른 조건이 一定하다면 實質利子率의 上昇은 貯蓄을 촉진시키고 現在消費를 감소시키게 된다. 반면, 利子率의 上昇은 從前과 同一한 貯蓄으로 은퇴나 子女敎育等을 위한 貯蓄目標의 達成을 용이하게 함으로써 貯蓄誘因을 相殺할 수도 있다. 따라서 家計部門 全體로 볼 때 消費에 대한 利子率의 영향은 事前的으로 不確實하다 하겠다. 實證分析에 있어서도 利子率의 영향은 分明치 않으며 美國의 경우 利子率의 영향은 耐久財에 局限된 것으로 나타났다[9].

7) 式(14)에서 보는 바와 같이 「모디글리아니」는 平均豫想勞動所得에 대한 期待가 單純히 現在勞動所得을 바탕으로 이루어진다고 假定하였다.

8) M. Friedman, op. cit., pp. 143-144.

物價變動은 實質個人可處分所得과 實質殘高效果(real balance effect)를 통하여 消費에 영향을 미치는데 이러한 間接的인 効果는 이미 消費函數에 반영되어 있다. 또한 物價의 持續的 上昇은 消費支出, 특히 耐久財의 購買를 앞당기는(buy-in-advance) 結果를 招來할 수도 있다.

그러나 우리나라의 경우 民間消費支出中 耐久財의 比率[10]은 극히 낮으므로 本硏究에서는 利子率과 物價의 영향은 除外하고, 所得과 流動資產만을 消費函數의 說明變數로서 포함키로 한다.

2. 消費函數의 定式化

여기서 消費는 民間消費支出을 말하며 實質消費(C)는 恒常所得과 實質總通貨(M_2/P)에 의하여 決定된다 보고, 여기에 攪亂項(u_t)을 勘案하면 消費函數는 다음과 같은 回歸方程式으로 表示할 수 있다[11].

$$C_t=k_0+k_1Y_{Pt}+k_2\{(M_2/P)_{t-1}-(M_2/P)_t^d\}+u_t \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(22)$$

위의 回歸方程式에서 實質總通貨는 實質殘高效果(real *balance* effect)[12]를 反映한 것이며 $(M_2/P)_{t-1}$은 期初實質流動資產保有額, $(M_2/P)_t^d$는 事前的으로 意圖하는 實質流動資產의 水準을 意味한다.

여기서 流動資產에 대한 需要가 恒常所得에 의하여 決定된다고 하면

$$\left(\frac{M_2}{P}\right)_t^d=\alpha Y_{Pt},\quad \alpha>0\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(23)$$

위의 式(22)은 다음과 같이 고쳐 쓸 수 있다.

$$C_t=k_0+(k_1-\alpha k_2)Y_{Pt}+k_2\left(\frac{M_2}{P}\right)_{t-1}+u_t \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(24)$$

여기서 恒常所得이 現在 및 過去所得에 의하여 決定된다고 假定하면 方程式(24)은 時差分布模型(distributed lag model)으로 變形하여 表示할 수 있다.

$$C_t=k_0+(k_1-\alpha k_2)(1-\lambda)(Y_t+\lambda^1Y_{t-1}+\cdots+\lambda^\infty Y_{t-\infty})+k_2\left(\frac{M_2}{P}\right)_{t-1}+u_t \quad \cdots(25)$$

이 方程式에서 時差係數 $\lambda^j(j=0,1,2,\cdots,\infty)$는 時間이 遡及됨에 따라 幾何級數的으로 減少하며, $0\leq\lambda\leq1$로 假定하였다.

그러나 式(25)는 時差變數가 增加함에 따라 이들 變數間에 多重共線性(multicollinearity)이 심해지고 自由度(degrees of freedom)가 줄게 되어, 統計的으로 信賴性있는 回歸係數의 推定이 어렵다. 이러한 問題點을 克服하기 위하여 「코익轉換」(Koyck transformation)을 하면 다음과 같이 推定이 容易한 方程式이 된다.

$$C_t=k_0(1-\lambda)+(k_1-\alpha k_2)(1-\lambda)Y_t+$$

9) M.J. Hamburger, "Interest Rates and the Demand for Consumer Durable Goods", *American Economic Review*, Dec. 1967, Vol. 57, pp. 1131-53.
D.B. Suits, "The Determinants of Consumer Expenditures: A Review of Present Knowledge," in *Impacts of Monetary Policy*, Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall, 1963, pp. 1-57.

10) 1968~81年 사이 民間消費支出中 耐久財의 比率은 平均 4.1%였다. 자세한 것은 韓國銀行, 『韓國의 國民所得』, 1982, pp. 200~201參照.

11) A. Zellner, D.S. Huang and L.C. Chau, "Furthur Analysis of the Short-Run Consumption Function with Emphasis on the Role of Liquid Assets", *Econometrica*, July 1965, Vol. 33, pp. 571-581.

12) A.C. Pigou, "The Classical Stationary State", *Economic Journal*, December 1943, Vol. 53, pp. 342-52.

$$k_2\left[\left(\frac{M_2}{P}\right)_{t-1}-\lambda\left(\frac{M_2}{P}\right)_{t-2}\right]+\lambda C_{t-1}+\varepsilon_t \quad \cdots\cdots(26)$$

단, $\varepsilon_t=u_t-\lambda u_{t-1}$

위 方程式(26)은 實證的으로 重要한 意味를 가진다. 즉, 模型(26)에서 長期的으로 短期限界消費性向 $k_1(1-\lambda)$은 長期限界消費性向(k_1)에 收斂하게 된다. 따라서 消費에 대한 流動資產의 影響은 短期에 더 크게 作用하게 된다.

또한 租稅減免등으로 消費行爲에 교란이 생길 경우 消費行態가 새로운 均衡에 도달하는데 所要되는 平均時差는 $[\lambda/(1-\lambda)]$이므로 時差調整係數$(1-\lambda)$의 크기는 財政·通貨政策의 立案이나 그 效果分析에 중요한 意義를 갖게 된다.

Ⅳ. 消費函數의 推定結果 및 分析

回歸方程式의 推定은 分期資料를 利用하였으며 標本期間은 1968年부터 1982年까지로 限定하였다. 그 주된 理由는 資料의 制約에 起因한다.

消費는 그 槪念上 非耐久財 및 耐久財로부터의 서비스를 意味한다. 그러나 우리나라의 경우 民間消費支出中 耐久財의 比率이 극히 낮을 뿐만 아니라, 分期資料의 경우 項目別區分은 缺如되어 있으므로 實質民間消費支出 그 自體를 分析의 對象으로 하였다. 또한 分配國民所得에 관한 分期資料의 不在로 方程式에 사용한 實質個人可處分所得[13]은 經常國民總所得에서 租稅 및 固定資本消耗充當金을 差減하고 이를 實質所得으로 換算하였다.

消費函數의 從屬變數는 共通的으로 實質民間消費支出(C)을 利用하였으며 獨立變數인 實質個人可處分所得(Y)의 算定에는 각각 다른 換價指數(deflator)를 利用하였다. 여기에 使用된 換價指數는 各各, 消費者物價指數(CPI), 民間消費「디플레이터」(PC) 및 GNP「디플레이터」(PG)의 順序를 취하였다. 實質流動資產의 경우에도 同一한 方法을 취하였다.

消費函數의 說明變數中, 먼저 所得만을 基礎로 檢證·分析한 다음 流動資產을 追加하여 推定을 反復하였다. 또한 本硏究에서는 原時系列 分期資料를 그대로 利用하였으므로 季節的影響을 消費函數에 反映하기 위하여 季節더미(dummy)를 그 代用變數로 포함하여 消費函數의 推定을 反復하여 季節影響을 勘案하지 않은 경우와 比較하였다. 季節變數를 消費行態에 反映하는 경우에도 먼저 所得만을 說明變數로 하여 推定한 다음 流動資產을 追加하는 順序를 취하였다.

實際推定에 利用된 消費函數形態(functional form)는 時差分布模型(distributed lag model)이며 推定方法은 普通最小自乘法(ordinary least squares method)을 취하였다. 普通最小自乘法에 의한 消費函數의 推定係數는 聯立方程式 偏倚[14](simultaneous equation bias) 및 時差分布偏倚[15]를 內包할 可能性이 있다. 따라서 아래에 提示된 推定結果의 比較分析에 있어서 이러한 偏倚에 따른 缺點을 勘案해야 할 것이다.

13) 個人可處分所得算出方法은 附錄 參照.

14) T.C. Koopmans, and W.C. Hood, "Measuring the Marginal Propensity to Consume", in W.C. Hood, and T.C. Koopmans (eds.), *Studies in Econometric Methods*, New York, Wiley, 1953.

1. 所得이 消費에 미치는 影響

〈表 2〉에 提示된 回歸方程式은 所得 및 時差從屬變數(C_{t-1})만을 獨立變數로 포함하여 算出해 낸 結果이다. 위의 回歸方程式들은 대체로 期待했던 結果를 보여주고 있다.

먼저 統計學的으로 볼 때 決定係數(R^2)는 모두 0.97以上으로 各 回歸方程式의 說明力은 매우 높게 나타났다. 그러나 經濟學的인 意味에서는 消費行爲의 說明은 限界消費性向의 推定値가 先驗的期待(a priori expectation)에의 符合與否에 따라 판단되어야 한다. 이러한 先驗的 判斷의 한 尺度로서 利用하기 위하여 1968年부터 1982年(標本期間)까지의 韓國, 臺灣, 日本 및 美國의 平均消費性向과 限界消費性向의 「槪算値」를 〈表 3〉에 比較하였다. 〈表 3〉을 보면, 標本期間동안 韓國의 平均消費性向 槪算値는 0.88 內外이며, 이는 美國의 경우보다는 낮고 日本 및 臺灣보다는 높게 나타났다. 마찬가지로 韓國의 限界消費性向 槪算値도 위와 같은 「패턴」을 보이고 있다. 이러한 資料를 하나의 先驗的 判斷基準으로 받아들인다면 本稿에서 推定된 韓國의 限界消費

〈表 2〉 所得의 消費에 미치는 影響[1)]

方程式番號	實質所得換價指數 (P)	推定係數			R^2	$D.W.$	限界消費性向(MPC)	
		常數	所得(Y_t)	時差從屬變數 (C_{t-1})			短期 MPC	長期 MPC
(27)	CPI	189.7 (4.8)	0.204 (12.4)	0.688 (22.4)	0.975	1.80	0.204	0.632
(28)	PC	77.5 (1.98)	0.214 (12.2)	0.742 (23.6)	0.975	2.02	0.214	0.788
(29)	PG)	82.6 (2.1)	0.204 (11.3)	0.753 (23.9)	0.974	2.12	0.204	0.786

註 : 1)
C_{t-1}; 時差從屬變數(民間消費支出)
CPI; 消費者 物價指數(consumer price index; 1975=100.0)
PC; 民間消費 「디플레이터」(private consumption deflator; 1975=100.0)
PG; 國民總生産「디플레이터」(GNP deflator; 1975=100.0)
Y_t; 實質個人可處分所得
R^2; 決定係數(coefficient of determination)
$D.W.$; Durbin-Watson 統計값 ; 本模型의 경우 $D.W.$는 攪亂項에 관한 自己相關檢定의 統計로서 적절하지 않으나, 다만 參考로 提示하였다.
各 回歸係數 아래 괄호안의 숫자는 t값(t-value)임.

15) Zellner等은 模型(26)의 攪亂項이 다음과 같은 分布를 가진다는 假定下에 最尤法(maximum likelihood method)을 통한 時差分布偏倚의 解消를 試圖하였다.

$$\varepsilon_t = u - \lambda u_{t-1}, \qquad 0<\lambda<1$$

$$u_t = \rho u_{t-1} + v_t, \qquad |\rho|<1, \ v_t \sim NID(0, \sigma_u^2).$$

但, ρ는 攪亂項(u_t)間의 自己相關係數이며, NID는 攪亂項(v_t)이 獨立的으로 正規分布함(normally and independently distributed with zero mean and a common variance)을 뜻한다.

Zellner 等은 위의 假定下에 最尤法을 美國의 分期消費函數推定에 적용한 결과 限界消費性이 1보다 크게 나타났으며, 이러한 문제는 위의 방법으로 해결할 수 없다고 하였다. 또한 Johnston은 위와 같은 模型의 경우 攪亂項의 分布에 관한 확신이 있는 경우에 限해서 Zellner의 推定方法을 試圖하도록 경고하고 있다. 자세한 것은 A. Zellner, and M.S. Geisel, "Analysis of Distributed Lag Models with Applications to Consumption Function Estimation," *Econometrica*, November 1970, Vol. 38, pp. 865-888; J. Johnston, *Econometric Methods*, 2nd Edition, New York: McGraw-Hill, 1972, pp. 278-81. 參照

性向도 대체로 위의 概算値와 비슷한 크기를 보여줄 것으로 期待할 수 있다.

이제 〈表 2〉에 要約提示된 限界消費性向 推定値를 比較해 보면, 各 方程式推定에 利用한 實質所得算定의 換價指數가 무엇이냐에 따라 限界消費性向이 큰 差異를 보이고 있다.

즉, 實質所得算定에 消費者物價指數(*CPI*)를 利用한 方程式(27)의 경우 長期限界消費性向은 0.632로서, 民間消費「디플레이터」및 GNP「디플레이터」를 基礎로 한 方程式(28)및 (29)의 경우의 0.788과 0.786보다 상당히 낮게 나타났다. 短期消費性向의 경우에는 方程式(27)및 (29)의 경우는 0.204인 反面, 方程式(28)의 경우는 0.214로서 差異를 보이고 있다. 또한 時差調整係數($1-\lambda$)의 推定値는 0.25로서 消費行態가 攪亂되는 경우 그 全體效果의 절반가량이 消費에 反映되는데 所要되는 期間은 9個月 정도인 것으로 보인다.

一般的으로 위와 같은 相異한 結果는 設定된 模型, 推定方法 및 統計資料의 相異 등 複合的인 要因에 起因한다. 그러나 위의 消費函數는 同一한 假說 및 推定方法을 基礎로 하였으므로 限界消費性向 推定値間의 差異는 實質所得算定時 利用된 換價指數의 差異에서 起因된 것으로 判斷된다. 따라서 아래에서는 標本期間(1968～82)中 韓國의 換價指數를 比較해 보기로 한다.

〈表4〉에 提示된 換價指數를 比較해 보면, 標本期間中 消費者物價指數는 1973年까지는 民間消費「디플레이터」(*PC*)나 國民總生産「디플레이터」(*PG*)보다 그 水準이 높으나 그 以後期間에는 오히려 낮은 水準을 보였다. 또한 1974年 以後를 볼 때는, 民間消費「디플레이터」는 消費者物價指數 및 GNP「디플레이터」의 中

〈表 3〉 民間消費性向의 比較

(단위 : %)

	68～72	73～77	78～82	68～82
(韓 國)				
APC	89.2	86.6	87.3	87.7
MPC	79.4	79.9	92.6	84.0
(臺 灣)				
APC	83.8	81.5	81.8	82.4
MPC	74.9	81.0	83.8	79.9
(日 本)				
APC	82.2	78.0	80.4	80.2
MPC	79.2	76.6	83.7	79.8
(美 國)				
APC	92.8	92.4	93.8	93.0
MPC	90.3	89.9	91.1	90.4

資料 : 韓國; 韓國銀行, 韓國의國民所得, 1982.
臺灣; Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics, Executive Yuan, *National Income of the Republic of China*, Dec. 1982.
日本; Economic Planning Agency, Government of Japan, *Annual Report on National Accounts*, 1982.
美國; Council of Economic Advisers, *Economic Report of the President*, Washington, D.C.; U.S.: Government Printing Office, 1983.

〈表 4〉 韓國의 物價水準

(1975=100)

	消費者物價指數 (*CPI*)	民間消費 디플레이터 (*PC*)	GNP 디플레이터 (*PG*)
1968	37.6	31.1	31.8
1969	42.3	35.3	36.5
1970	49.1	40.8	42.2
1971	55.7	46.3	47.3
1972	62.2	53.1	54.7
1973	64.2	57.8	61.9
1974	79.8	77.8	80.2
1975	100.0	100.0	100.0
1976	115.8	115.6	117.7
1977	126.9	134.0	136.9
1978	145.3	160.8	165.0
1979	171.9	188.1	197.0
1980	221.3	242.8	247.9
1981	272.9	288.0	288.0
1982	290.0	306.3	310.0

資料 : 韓國銀行, 『韓國의 國民所得』, 1982.

間水準을 維持하였을 뿐만 아니라 GNP「디플레이터」와 비슷한 水準을 보이고 있다. 따라서 相異한 換價指數를 基礎로 한 實質所得水準은 상당한 差異를 隨伴하게 되며 따라서 〈表 2〉의 限界消費性向의 差異는 이러한 資料上의 差異를 反映한 結果로 볼 수 있다. 그러므로 消費者物價指數는 家計部門의 實質購買力評價의 尺度로서 받아들이기엔 相對的으로 未洽하지 않나 여겨진다. 나아가서 經濟豫測이나 經濟政策效果分析의 側面에서 볼 때, 정확한 限界消費性向推定의 重要性은 自明하다. 이와 같은 見地에서 볼 때, 方程式(27)은 韓國消費行爲의 說明模型으로서는 信賴性이 相對的으로 낮다고 看做되어야 할 것이다. 또한 方程式(28) 및 (29)에 의한 長期消費性向은 비슷하므로 經濟政策의 效果分析이나, 經濟豫測등의 活用에 있어서 큰 差異를 招來하지 않을 것으로 보이나 短期分析의 側面에서는 상당한 差異를 보일 可能性은 있다고 하겠다. 先驗的으로 볼 때는 方程式(28)이 더욱 正確한 結果를 보일 것으로 期待된다. 뿐만 아니라 家計部門購買力의 尺度라는 觀點에서 보더라도 方程式(28)이 韓國消費行爲의 說明模型으로서 相對的으로 說明力이 높을 것으로 여겨진다.

2. 流動資產이 消費에 미치는 影響

위에서는 所得을 單一說明變數로 하여 韓國의 消費函數를 推定分析하였다. 여기에서는 流動資產이 消費에 미치는 影響을 檢證·分析하기 위하여 實質總通貨(M_2/P)를 그 代用變數로서 追加하여 推定한 結果를 〈表 5〉에 提示하였다.

〈表 5〉에 要約된 方程式들은 여러차례의 試行過程을 거쳐 選定되었다. 먼저 〈表 2〉의 方程式에 前前期 및 前期間의 流動資產의 增分을 追加한 結果, 聯立方程式偏倚로 인하여 時差從屬變數(C_{t-1})의 영향이 減少되어 全體的으로 長期限界消費性向이 過小評價되었다. 이러한 偏倚를 解消하고 또한 流動資產은 時差를 두고 그 영향이 消費에 나타난다는 假定下에 實質流動資產을 2分期, 3分期 또는 4分期 移動平均하여 推定을 반복한 結果 2分期移動 平均한 것이 先驗的期待(a priori expectation)에

〈表 5〉 流動資產이 消費에 미치는 影響[1)]

方程式 番號	實質所得 換價指數 (P)	推定係數				R^2	D. W.	限界消費性向	
		常數	所得 (Y_t)	流動資產 $\left(\triangle\frac{M_2}{P}\right)$	時差從屬變數 (C_{t-1})			短期	長期
(30)	*CPI*	236.0 (6.5)	0.217 (14.7)	0.088 (4.3)	0.601 (17.6)	0.982	1.61	0.235	0.588
(31)	*PC*	91.5 (2.6)	0.236 (14.4)	0.088 (4.1)	0.671 (21.9)	0.981	1.94	0.250	0.758
(32)	*PG*	95.3 (2.6)	0.231 (13.2)	0.079 (3.5)	0.686 (21.2)	0.979	2.01	0.241	0.770

註 : 1) $\triangle\left(\frac{M_2}{P}\right)\equiv\left(\frac{M_2}{P}\right)_{t-1}-\lambda\left(\frac{M_2}{P}\right)_{t-2}\cong\left[\left\{\frac{(M_2/P)}{Y}\right\}_{t-1}^{2m}-\lambda\left\{\frac{(M_2/P)}{Y}\right\}_{t-2}^{2m}\right]Y_t$

어깨글자 $2m$은 2分期移動平均(2-quarter moving average)을 意味하며, λ값은 〈表 2〉의 時差從屬變數(C_{t-1})의 推定係數를 代入하였다. 限界消費性向의 算出에는 標本期間中 個人可處分所得에 대한 總通貨의 限界比率($\alpha=\frac{\triangle(M_2/P)}{\triangle Y}$: the sample marginal ratio of broadly defined money to personal disposable income)인 0.6을 利用하였다. 其他 變數의 定義는 〈表 2〉와 同一함.

가장 잘 符合되는 것으로 보았다.

〈表 5〉의 結果를 보면, 短期限界消費性向이 0.235~0.25이므로서 流動資產을 勘案하지 않은 〈表 2〉의 경우보다 훨씬 높게 나타났다. 이와 같은 結果는 短期的으로는 所得이 一定하더라도 保有資產水準이 높을수록 消費도 더 많이 늘게 됨을 意味한다. 따라서 消費에 대한 流動資產의 영향은 模型(26)에서 豫想하는 바와 같이 短期에서는 크게 미치나, 長期的으로는 資產은 消費에 영향을 크게 미치지 않는 것으로 보인다.

또한 資產의 영향을 勘案한 경우에도 消費性向은 實質所得 및 實質流動資產의 算出에 利用한 換價指數에 따라 큰 差異를 보이고 있다. 즉, 消費者物價指數를 換價指數로 使用한 경우에는 長期限界消費性向이 가장 낮은 반면, GNP「디플레이터」를 기초로 한 경우에는 가장 높게 나타났다. 〈表 5〉의 結果에 대한 위의 分析을 종합하면 方程式(31)이 가장 만족스러운 것으로 보인다.

3. 季節變動이 消費에 미치는 영향

以上의 方程式推定에서는 原時系列資料를 利用하였다. 다음에서는 分期에 따라 消費性向이 變動한다는 假定下에 季節「더미」(seasonal dummy)를 포함하여 消費函數의 推定을 試圖하였다. 여기서도 季節別所得과 時差從屬變數만을 포함한 方程式을 推定한 다음, 流動資產을 追加하여 推定한 結果를 각각 〈表 6〉과 〈表

〈表 6〉 季節變動이 消費에 미치는 影響[1)]

方程式番號	實質所得換價指數 (P)	推定係數						R^2	$D.W.$	限界消費性向	
		常數	所得				時差從屬變數 (C^m_{t-1})			短期	長期
			1/4分期	2/4分期	3/4分期	4/4分期					
(33)	CPI	124.1 (5.9)	0.063 (1.9)	0.093 (3.6)	0.109 (4.0)	0.120 (7.5)	0.857 (24.6)	0.996	0.80	0.096	0.609
(34)	PC	70.5 (4.3)	0.096 (2.2)	0.118 (3.4)	0.137 (3.7)	0.137 (6.4)	0.861 (23.1)	0.996	1.12	0.122	0.794
(35)	PG	74.4 (5.3)	0.113 (2.4)	0.134 (3.6)	0.151 (3.9)	0.141 (6.6)	0.848 (22.0)	0.996	1.27	0.135	0.814

註 : 1) 方程式形態; $C_t=b_c+(b_1D_1+b_2D_2+b_3D_3+b_4D_4)Y_t+\lambda C^m_{t-1}$ 여기서 $D_i(i=1,2,3,4)$는 季節 Dummy變數, $b_i(i=1,2,3,4)$는 各 分期別 限界消費性向推定値이며, C^m_{t-1}의 어깨글자 m은 4分期 移動平均을 意味함. 其他 變數는 〈表 2〉와 同一함.

〈表 7〉 季節變動과 流動資產이 消費에 미치는 影響[1)]

方程式番號	實質所得換價指數 (P)	推定係數							R^2	$D.W.$	限界消費性向	
		常數	所得				流動資產 $\triangle\left(\frac{m_2}{P}\right)$	時差從屬變數 (C^m_{t-1})			短期	長期
			1/4分期	2/4分期	3/4分期	4/4分期						
(36)	CPI	137.2 (5.8)	0.065 (2.0)	0.096 (3.7)	0.103 (3.7)	0.132 (7.0)	0.037 (1.2)	0.836 (21.4)	0.996	0.8	0.101	0.617
(37)	PC	83.2 (4.9)	0.111 (2.6)	0.134 (3.9)	0.136 (3.8)	0.165 (6.7)	0.067 (2.1)	0.821 (20.1)	0.996	1.03	0.141	0.791
(38)	PG	95.8 (5.6)	0.150 (3.3)	0.169 (4.6)	0.164 (4.5)	0.190 (7.2)	0.090 (2.8)	0.778 (17.8)	0.997	1.24	0.177	0.800

註 : 1) $\triangle\left(\frac{M_2}{P}\right)\equiv\left(\frac{M_2}{P}\right)_{t-2}-\lambda\left(\frac{M_2}{P}\right)_{t-1}\cong\left[\left(\frac{M_2/P}{Y}\right)^{3m}_{t-1}-\lambda\left(\frac{M_2/P}{Y}\right)^{3m}_{t-2}\right]Y_t$ 어깨글자 $3m$은 3分期移動平均이며, 여기서 λ값은 〈表 6〉의 時差從屬變數의 推定値를 代入하였다. 其他變數의 定義는 〈表 6〉과 同一함.

7〉에 提示하였다.

〈表 6〉과 〈表 7〉의 方程式은 時差從屬變數를 4分期移動平均[16]하여 推定하였으나, 回歸係數의 偏倚는 解消되지 않고 있다. 따라서 短期限界消費性向은 낮게 推定된 반면, 長期限界消費性向은 높게 나타난 것으로 보인다.

위의 結果를 보면 短期消費性向은 대체로 1/4分期와 2/4分期에 낮고 3/4分期와 4/4分期에는 相對的으로 높은 경향을 보인다. 또한 短期限界消費性向은 流動資產을 포함한 경우에 높게 나타난 반면 長期의 경우에는 큰 差異를 보이지 않는다.

좀더 具體的으로 살펴보면 資產의 影響을 勘案하지 않은 경우 長·短期限界消費性向은 각각 0.609~0.814 및 0.096~0.135이며, 流動資產을 說明變數에 追加한 경우에는 각각 0.617~0.800 및 0.101~0.177로 나타났다. 또한 相異한 換價指數에 따르는 消費性向은 餘他 結果와 마찬가지로 消費者物價指數의 경우에 낮게 나타나고, 國民總生產「디플레이터」를 基準으로 한 경우가 가장 높게 나타났다.

V. 要約 및 結論

本硏究는 消費行態의 代表的 假說인 恒常所得理論과 平生所得假說을 기초로 韓國의 民間消費模型을 導出하였으며 이러한 假說로서 韓國消費形態를 說明할 수 있는지에 대한 檢證·分析을 試圖하였다. 本模型은 1968年 1/4分期부터 1982年 4/4分期까지 60分期를 標本期間으로 하였으며 推定方法은 普通最小自乘法에 依하였다.

本模型의 推定結果, 韓國의 消費行態는 先進經濟를 바탕으로 開發된 恒常所得假說과 平生所得假說로서 만족스럽게 說明할 수 있는 것으로 보인다. 消費函數에 포함된 說明變數에 따라 다소 차이는 있으나 限界消費性向은 대체로 0.76~0.81 정도로 나타났다. 또한 時差調整係數推定値는 0.25 內外로서 消費行態가 長期均衡으로 調整되는데 所要되는 平均時差(mean lag)는 約 9個月 程度로 나타나고 있다. 이는 租稅減免 等, 租稅政策의 樹立이나, 그 效果分析(乘數效果)에 參考資料가 될수 있을 것으로 보인다.

消費支出에 대한 資產의 영향 또한 先驗的期待에 符合하는 것으로 보인다. 즉, 平生所得假說이 示唆하는 바와 같이 韓國의 경우, 다른 條件이 一定할 때, 家計部門의 資產保有水準이 높을수록 消費水準도 높게 나타나고 있다. 家計部門保有資產의 代用變數로서 實質總通貨를 포함시킨 경우에 限界消費性向은 短期的으로 더 높은 경향을 보이는 반면, 長期에 있어서는 流動資產은 相對的으로 消費에 영향을 적게 미치는 것으로 나타났다. 따라서 通貨政策의 效果는 短期에 더 강하게 나타나는 것으로 보인다.

또한 經濟政策의 立案이나 그 效果分析에 있어서 消費性向의 重要性을 勘案할 때, 消費函數의 分析은 個人可處分所得을 基礎로 하여 이루어져야 할 것이다. 왜냐하면, 家計部門의 購買力은 個人可處分所得에 의하여 決定되기 때문이다.

그리고 限界消費性向은 實質個人可處分所得의 算出에 利用한 換價指數에 따라 큰 差異를

16) M. Evans, *Macroeconomic Activity*, New York: Harper and Row, 1969, p,53.

보이고 있다. 消費者購買力의 見地에서 볼 때 民間消費支出「디플레이터」를 基準으로 實質個人可處分所得이 換價되어야 할 것으로 보이며, 檢證結果도 이를 뒷받침하고 있는 것으로 나타났다.

本硏究는 資料의 制約으로 民間消費支出行態分析에 局限되었다. 消費行態는 個別消費項目에 따라 그 決定要因이 다를 수도 있으므로 좀더 細分된 消費項目, 즉, 耐久財, 非耐久財 및 서비스 等으로 區分하여 實證分析이 이루어져야 할 것이다. 뿐만 아니라 限界消費性向은 季節에 따라 差異가 날 수 있으므로 季節調整이 된 資料를 기초로 分析이 試圖되어야 할 것이다.

또한 本硏究에서는 分期別 分配國民所得統計의 不在로 인하여 個人可處分所得의 算定에 中央政府歲入만이 勘案되었으므로 限界消費性向이 다소 過小推定되었을 可能性을 排除할 수 없다. 따라서 今後에는 統合豫算(unified budget)槪念에 입각한 個人可處分所得을 바탕으로 消費行態에 關한 硏究의 試圖가 所望스럽다고 하겠다. 또한 物價上昇心理(inflationary expectation), 利子率 等도 消費行爲에 영향을 미치게 된다. 따라서 今後의 硏究에 있어서 이들 變數에 대한 檢證도 함께 이루어져야 할 것이다.

위에서 지적한 바와 같이 本論文에 있어서 消費函數의 推定은 普通最小自乘法에 의하였으므로 限界消費性向이 偏倚되었을 可能性을 排除할 수 없다. 따라서 向後에는 이를 解消하기 위한 노력이 있어야 하겠으며, 推定된 方程式의 豫測力檢定을 위한「시뮬레이션」(simulation)도 함께 이루어져야 하겠다.

消費行態는 比較的 小數의 變數로서 說明할 수 있다는 觀點에서 볼 때 그 推定이 容易한 것처럼 보이지만, 實際에 있어서는 本硏究에서 論議한 바와 같이 限界消費性向의 推定에 많은 어려움이 따르게 된다. 一國經濟의 豫測이나 經濟政策의 効果分析에 있어서 限界消費性向(貯蓄性向)의 重要性을 勘案할 때 消費函數의 推定·分析에는 細心한 注意를 기울여야 할 것이다.

附　錄

消費函數의 說明變數로서 利用한 實質個人可處分所得은 다음과 같은 方法에 의하여 算出하였다.

$$Y=(GNPV-TAXV-CCAV)/P$$

但, Y : 實質個人可處分所得

$GNPV$: 經常國民總生產

$TAXV$: 總租稅(專賣益金 및 其他政府收入 포함)

$CCAV$: 固定資本消耗充當金(經常)

P : 物價指數 또는 디플레이터(deflator)

위의 個人可處分所得推計에 있어서 資料의 未備로 인하여 各種 補助金 및 移轉支出의 調整은 하지 못하였다. 그러나 이들 項目은 그 比重이 극히 미미하기 때문에 推計된 個人可處分所得에 별영향을 미치지 않은 것으로 보았다. 그러나, 여기에 利用된 總租稅資料는 中央政府 歲入資料로서 地方稅는 포함되어 있지 않다. 따라서 Y는 過大評價될 수 있으며 이는 消費性向이 다소 낮게 推定될 可能性도

內包되어 있다.

固定資本消耗充當金資料 역시 分期別로 發表되지 않으므로 다음과 같은 假定下에 年間資料를 分期別로 配分하였다.

$$CCAV_{hj}=CCAV_j\left(\frac{GNPV_{hj}}{GNPV_j}\right)$$

여기서 $CCAV_{hj}$는 j年의 h分期 固定資本消耗充當金이며, 따라서

$$\sum_{h=1}^{4} CCAV_{hj}=CCAV_j$$

$GNPV_{hj}$는 j年의 h分期 經常 GNP이며, 따라서

$$\sum_{h=1}^{4} GNPV_{hj}=GNPV_j.$$

그리고 經常個人可處分所得을 實質個人可處分所得으로 算定함에 있어서 利用하는 換價指數는 消費者物價指數(consumer price index), 民間消費「디플레이터」(private consumption deflator) 및 國民總生產 「디플레이터」(GNP deflator)中 어느 것이 가장 적절한 것인가를 고려해야 된다고 본다. 만약 實質個人可處分所得을 家計部門의 購買力(purchasing power) 槪念으로 본다면, 消費者物價指數 또는 民間消費「디플레이터」를 적절한 換價指數로 보아야 하겠다. 그러나 우리나라의 경우 物價의 指標로써 國民總生產「디플레이터」가 더 널리 利用되고 있다. 따라서 本稿의 消費函數의 推定分析에 있어서는 이러한 點을 勘案하여 위의 세가지 換價指數를 基礎로 하여 實質個人可處分所得을 算定하고, 적절한 換價指數가 무엇인지에 대한 比較分析을 함께 試圖하였으며 推定한 限界消費性向을 比較의 基準으로 삼았다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

姜和中, 「消費決定에 관한 主要假說의 實證的 比較分析」, 『調査月報』, 韓國銀行, 1980. 12.

徐壯源, 『韓國의 分期計量模型』과 景氣變動分析』, 國際經濟硏究院, 1981. 12.

王然均, 『計量模型을 通한 韓國經濟의 分析』, 國際經濟硏究院, 1980. 10.

李政秀·鄭明昌, 「韓國經濟의 短期豫測模型」, 『調査月報』, 韓國銀行, 1979. 7.

李天杓, 『韓國經濟의 短期豫測模型』, 韓國開發硏究院, 1979. 12.

丁文建, 「韓國經濟의 短期豫測模型」, 『調査統計月報』, 韓國銀行, 1983. 11.

韓成信, 『韓國經濟 短期豫測模型』, 韓國經濟硏究院, 1981. 9.

韓國銀行, 『韓國의 國民所得』, 1982.

Ando, A., and F. Modigliani, "The Life-Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Test", *American Economic Review*, March 1963, Vol. 53, pp. 55-84.

Council of Economic Advisers, *Economic Report of the President*, Washington, D.C.: U.S. Government Printing Office, 1983.

Directorate General of Budget, Accounting and Statistics, Executive Yuan, *National Income of the Republic of China*, Dec. 1982.

Economic Planning Agency, Government of

Japan, *Annual Reports on National Accounts*, 1982.

Evans, M., *Macroeconomic Activity*, New York: Harper and Row, 1969.

Ferber, R., "Consumer Economics; A Survey, *Journal of Economic Literature*, December 1973. Vol. 11, pp. 1303-1342.

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

Goldsmith, R.A., *A Study of Saving in the United States*, Princeton, N.J.: Princeton University Press, Vol. I, 1955.

Hamburger, M.J., "Interest Rates and the Demand for Consumer Durable Goods," *American Economic Review*, Dec. 1967, Vol. 57, pp. 1131-53.

Johnston, J., *Econometric Methods*, 2nd Edition, New York, McGraw-Hill, 1972.

Keynes, M.J., *The General Theory of Empolyment, Interest Rate and Money*, New York and London: 1936.

Kohno, A., *A Quarterly Econometric Model for Korea*, Discussion Paper No. 5, Daiwa Securities Co., Ltd., Japan, June 1981.

Koopmans, T.C., and W.C. Hood, "Measuring the Marginal Propensity to Consume," in W.C. Hood, and T.C., Koopmans (eds.), *Studies in Econometric Methods*, New York: Wiley, 1953.

Kuznets, S., "Proportion of Capital Formation to National Product," *American Economic Review*, Vol. 42, May 1952. pp. 507-26.

Kwack, S.Y., *A Model of Economic Policy Effects and External Influences on the Korean Economy*, SRI/WEFA, World Economic Program, Disscusion Papers, No. 9, April 1980.

Pigou, A.C., "The Classical StationaryState", *Economic Journal*, Dec. 1943, Vol. 53, pp. 342-52.

Suits, D.B., "The Determinants of Consumer Expenditures: A Review of Present Knowledge," in *Impacts of Monetary Policy*, Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall, 1963, pp. 1-57.

van Wijnbergen, S., "Stagflationary Effects of Monetary Stabilization Policies: A Quantitative Analysis of South Korea", *Journal of Development Economics*, April 1982, Vol. 10, pp. 133-69.

Zellner, A., D.S. Huang and L.C. Chau, "Furthur Analysis of the Short-Run Consumption Function with Emphasis on the Role of Liquid Assets", *Econometrica*, July 1965, Vol.33, pp. 571-81.

_____, and M.S. Geisel, "Analysis of Distributed Lag Models with Applications to Consumption Function Estimation," *Econometrica*, November 1970, Vol. 38, pp. 865-88.

季節調整方法의 改善

—事前要因調整—

呂 運 邦
尹 興 烈

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序 言
Ⅱ. 事前要因推定方法
Ⅲ. 우리나라의 年曆構造效果 推定
Ⅳ. 事前要因의 統計的 評價
Ⅴ. 結 論
附 表

Ⅰ. 序 言

季節調整이란 어떤 時系列에 대하여 景氣와의 對應關係나 趨勢循環變動의 分析豫測을 위하여 原系列로부터 季節變動을 除去하는 統計的 處理를 말한다. 現在 우리나라에서는 季節調整方法으로 美國 商務省에서 開發한 X-11 方式과 캐나다 統計廳에서 開發한 X-11 ARIMA 方式을 使用하고 있다. 그러나 우리나라의 特殊한 事情을 勘案하지 않은 채 開發地에서 提供되는 標準方式을 그대로 使用함으로 해서 眞正한 意味의 季節調整이 이루어지고 있는가에 대해 많은 疑問의 餘地를 남기고 있다. 특히 우리나라의 경우는 政策變數에 의한 不規則變動要因이 美國이나 캐나다에 비하여 매우 큰 傾向이 있고 또한 太陰曆에 의해서 遵守되는 舊正 및 秋夕 등 固有名節의 月間移動에 따른 經濟活動量의 變化도 看過할 수 없는 重要한 不規則變動要因으로 作用하고 있다.

一般的으로 時系列은 ① 趨勢變動(secular trend), ② 循環變動(cyclical movement), ③ 季節變動(seasonal variation), ④ 不規則變動(irregular fluctuation) 등 네가지 要因으로 構成된다.

趨勢變動은 一定한 趨勢를 가지고 上昇 또는 下降을 나타내는 要因으로서 經濟의 成長과 人口增加, 新資源 및 新技術의 開發 등으로 發生하는 變動이며, 循環變動은 全體經濟活動의 擴張收縮을 反映하는 循環過程으로서 振幅

筆者 : 呂運邦—韓國開發研究院 副研究委員, 尹興烈—韓國開發研究院 主任研究員

은 一定치 않고 대략 3~4年의 週期를 갖는 長期變動이다. 위의 두 變數는 한 長期變動으로 다루어지기도 한다.

季節變動은 12個月[1]의 비교적 뚜렷한 週期를 갖는 變動으로서 이는 洪水, 旱魃, 酷寒, 酷暑 등을 포함하는 自然力의 變化로 인하여 生產體系나 消費支出에 影響을 주는 要因이며, 不規則變動은 위의 세가지 構成要因 이외의 變動으로서 극히 短期的인 誤差變動이다.

이와 같은 構成要因의 結合으로 이루어진 時系列은 性質에 따라 다음과 같이 加法模型과 乘法模型으로 說明된다.

〈加法模型〉

$$O_t = T_t + C_t + S_t + I_t$$

〈乘法模型〉

$$O_t = T_t \cdot C_t \cdot S_t \cdot I_t$$

(O_t : 原系列, T_t : 趨勢變動, C_t : 循環變動, S_t : 季節變動, I_t : 不規則變動)

時系列을 分析하는 데 있어서 不規則要因이 클때 推定한 季節變動要因은 位相移動(phase shift)이 發生하므로 最良의 季節要因의 推定値라 할 수 없다. 不規則變動要因은 正確히 把握할 수는 없지만 미리 알 수 있는 原因이 있다면 事前에 勘案함으로써 더욱 좋은 季節調整系列을 算出할 수 있을 것이다. 不規則變動의 發生原因을 보면 대체로 다음의 세가지로 分類할 수 있다.

첫째, 戰爭, 罷業, 異常氣候條件, 經濟政策의 急激한 變化 등 突發的인 事件으로 인하여 發生하는 경우로서 이러한 事件은 季節變動에 影響을 주지만 豫測 및 推定이 困難하다.

둘째, 年曆構造上의 原因으로 發生하는 경우로서 두가지가 있다. 그중 하나는 宗敎的인 行事나 또는 連續되는 두 달 사이의 名節移動에 의하여 생기는 問題이다. 예를 들면 太陽曆과 太陰曆을 竝行할 때의 舊正과 秋夕의 경우로서 舊正은 1月과 2月 사이에, 秋夕은 9月과 10月 사이에 移動이 發生한다[2]. 앞으로 名節移動이 發生하는 달을 名節移動月이라 略稱한다. 年曆構造上의 原因중 또 하나는 各月의 曜日數의 不一致로 인하여 생기는 問題이다. 예를 들어 한달이 28日인 경우는 月曜日부터 日曜日까지 모두 네번씩 있어 曜日數의 不一致 問題가 發生하지 않으나 29日, 30日, 31日인 경우에는 特定한 曜日이 다섯번 들어 있어 이런 경우에는 各月間 勤勞日數에 差異가 發生하며 이로 인해 經濟活動水準에 變化를 가져올 可能性이 크다.

세째는 위에서 言及한 두가지 以外의 原因으로 組織的으로 說明되지 않는 殘餘誤差이다.

以上에서 살펴 본 不規則變動의 發生原因中에서 두번째 原因인 年曆構造效果는 事前的으로 把握할 수 있는 不規則要因이라 할 수 있겠다.

그러므로 本稿에서는 名節移動月과 曜日數의 不一致 등의 年曆構造效果를 原系列에서 事前에 勘案하여 季節調整함으로써 原系列에서 바로 季節調整한 것보다 좋은 推定値를 얻을 수 있는 方案을 提示하고자 한다.

1) 本稿에서는 月間資料를 使用한 關係로 週期가 12個月이지만 分期資料의 경우는 4分期의 週期가 된다.
2) 分期資料에서는 秋夕만이 問題되는 名節이 된다.

Ⅱ. 事前要因推定方法

1. 祝祭(名節)效果

Baron(1973)은 祝祭에 의한 經濟活動을 分析하는 데 있어서 처음으로 回歸式을 使用하여 不規則要因을 事前調整하였다. 그는 經濟活動의 年間合計를 變更시키지 않고 祝祭의 影響을 받는 달 사이의 關係式을 만들었다. 祝祭의 影響을 받는 j月에 대하여 原系列을 다음과 같은 式으로 連結시켰다.

$$r_j = O_{ij} \Big/ \sum_{j=1}^{n} O_{ij}$$

O_{ij} : i年 j月의 原系列値

n : 特定한 年度의 祝祭로 인하여 影響을 받는 月의 數

算出한 r_j와 祝祭期間의 日數와의 回歸式으로 나타내어 r_j의 推定値 $\hat{r}_j$을 事前要因으로 하여 原系列의 安定化를 꾀하였다.

한편 OECD에서는 原系列의 安定化를 위하여 Baron과 類似한 方法으로 事前要因을 推定한 다음 이를 原系列에서 調整하였는데 이는 Baron의 方法에서 祝祭의 影響을 받는 連續된 두달을 다루는 $n=2$인 경우에 該當된다. 季節調整「프로그램」에서 不規則變動要因 I_{ij}, $i=1, 2, 3, \cdots$을 算出한 후, 祝祭期間 日數를 說明變數로 하는 回歸式으로 使用하였다. 이 回歸式에서의 推定値를 I^*_{ij}라 한다면 j月에 대하여 原系列을 $O^*_{ij}=O_{ij}/I^*_{ij}$로 調整하고 $j+1$月에 대하여는 $O^*_{i,j+1}=O_{i,j+1}/(1/I^*_{ij})$로 調整한 후에 季節調整하였다.

또한, Burman(1980)은 앞에서의 두 가지 事前要因 推定方法과 다르게 關係되는 달 사이의 逆數的 關係를 考慮하였는바 祝祭(名節)의 影響을 받는 달에 대하여 比率 $M_{ij}=O_{ij}/(O_{i,j-1} O_{i,j+1})^{1/2}$을 算出한 후 M_{ij}와 祝祭期間 日數와의 回歸式을 使用하였고 이 回歸式에 의한 推定値 $\hat{M}_{ij}$을 가지고 事前調整하였다.

2. 勤勞日數效果

前節에서 言及한 事前要因 推定方法은 不規則變動을 減少시키기 위하여 名節移動月에 該當되는 暫定 不規則要因을 算出한 후에 이를 가지고 祝祭期間 日數와의 回歸式을 만듬으로써 推定하는 方法이었다. 이와는 다르게 Kendall(1975)과 Öller(1978)는 名節移動月에 있어서의 經濟活動水準을 勤勞日數로 說明하였다. 즉, 經濟活動水準이 勤勞日數에 比例한다고 보는 것으로 다음의 式으로 原系列을 調整하였다.

$$D_{ij} = W_{ij} \Big/ \frac{1}{12}\sum_{j=1}^{12} W_{ij}, \quad i=1, 2, 3, \cdots$$

W_{ij} : 勤勞日數

위 方法은 勤勞日數를 經濟活動量으로 觀察한 것으로 現在까지 널리 使用되고 있다. 한편 Öller는 핀란드의 貿易統計資料에 이 方法을 試圖한 바 있다.

Fisher와 Pfefferman(1980)은 祝祭效果의 事前要因 推定方法과 勤勞日數에 의한 事前要因 推定方法을 結合한 다음의 式을 使用하였다.

$$P_{ij} = \alpha_j + \beta_j W_{ij} + \gamma_j F_i$$

P_{ij} : 事前要因, W_{ij} : 勤勞日數,

F_i : 祝祭期間, $\alpha_j, \beta_j, \gamma_j$: 回歸係數

그는 위 式을 使用하여 이스라엘의 祝祭인 復活節과 逾越節의 問題를 解決하였다.

3. 旣存方法의 問題點

Baron, OECD 및 Burman의 事前要因 推定方法은 祝祭期間의 月間移動에 의한 經濟活動水準의 變化를 測定하여 不規則變動을 減少시키는 方法이고 Kendall과 Öller의 推定方法은 祝祭期間만큼을 休日로 하여 그 달의 勤勞日數를 事前調整하는 方法이다. 그러나 이상의 事前要因 推定方法은 利用하기에 便利하다는 長點을 가지고 있는 反面, 두 要因을 同時에 考慮하지 않는 短點이 있다. 즉, 祝祭에 의한 事前要因 推定方法에 있어서는 祝祭期의 移動에서 發生하는 效果만이 推定되고 勤勞日數에 의한 方法에서는 勤勞日數의 變化에서 오는 效果만이 推定되기 때문이다. 한편 이러한 短點을 補完하기 위하여 祝祭期間과 勤勞日數에 대한 經濟活動水準을 同時에 推定할 수 있는 Fisher의 方法이 있으나 이 方法 또한 祝祭期間 日數를 把握하기가 어렵다는 問題點을 內包하고 있다[3].

Baron이 使用한 事業要因 推定方法은 祝祭影響을 받는 달 사이의 經濟活動水準이 서로 對稱된다는 것을 假定한 것으로 이는 移動月이 發生하는 두 달 사이의 季節要因이 서로 같다고 보는 短點을 가지고 있다. OECD가 使用한 方法도 이러한 短點을 補完하고 있지 못하며 특히 原系列의 年間合計와 事前調整한 系列의 年間合計가 달라질 수 있다는 問題點을 갖고 있다. Burman 方法은 이러한 假定의 制約을 받지는 않지만 比率 M_{ij} 祝祭期間이 固定되어 常數가 되므로 해가 지남에 따라 趨勢要因과 季節要因이 變化할 때에도 이는 변하지 않는 短點이 있다.

Kendall이나 Öller의 勤勞日數에 의한 事前要因 推定方法은 勤勞日數가 每月 經濟活動水準에 正比例한다고 보는 것이다. 이는 勤勞日數가 같은 달은 經濟活動水準이 同一하다고 假定하는 것으로서 季節要因을 看過하는 問題點이 있다.

Ⅲ. 우리나라의 年曆構造效果 推定

1. 改善方案

우리나라의 固有名節인 舊正과 秋夕은 太陰曆을 基準으로 하는 名節이기 때문에 이를 太陽曆으로 換算하면 舊正의 경우 1月과 2月 중, 秋夕에 있어서는 9月과 10月 중 어느 한 달에 있게 되어 名節移動月이 發生하게 된다. 舊正의 경우에 있어서는 政府에서 公休日로 指定하지 않고 있으나 대부분의 製造業體나 서비스業體는 事實上 舊正을 前後하여 休務를 하고 있다. 또한 秋夕의 경우도 하루만 公休日로 指定하고 있으나 이 날을 前後하여 며칠간 休務하고 있다. 이러한 점을 勘案할 때 舊正 및 秋夕이 經濟活動에 미치는 效果는 상당히 클 것으로 豫想되며, 따라서 名節移動月의 經濟活動量도 상당히 移轉될 것이다.

前章에서 言及한 曜日數不一致의 效果 역시

3) 이스라엘에서 이 方法이 可能했던 것은 復活節이나 逾越節의 祝祭期間 日數의 把握이 容易했기 때문이다.

우리나라에서 事前調整할 수 있으므로 本章에서는 不規則要因中 事前에 알 수 있는 要因, 즉 名節效果와 曜日變動效果를 勘案한 季節調整方法을 說明하고 이를 產業生產指數와 生產者出荷指數를 使用하여 例示하고자 한다. 名節效果分析에는 Fisher의 方法을 修正 使用하고자 하는데, 勤勞日數의 變數는 그대로 使用하고 祝祭期間에 대한 變數는 舊正과 秋夕의 祝祭期間 把握이 困難하므로 假變數(dummy variable)로 使用한다. 曜日變動效果分析에는 Shiskin(1968)의 推定方法을 使用하는데 不規則要因과 該當月의 曜日數와의 關係式으로 曜日變動效果를 推定한다. 名節效果分析은 名節移動月에 한해서만 適用되는데 그 理由는 勤勞日數가 經濟活動에는 正比例的인 效果를 나타낸다고 볼 수 있지만 不規則要因과 季節要因에 대하여는 반드시 正比例的인 效果를 준다고 볼 수 없기 때문이며 또한 時系列의 全期間에 대하여 曜日變動效果를 考慮함으로써 名節移動月 以外의 月에 대한 勤勞日數效果가 勘案되기 때문이다.

2. 名節效果의 推定

Fisher는 이스라엘의 太陰曆上의 名節인 復活節이나 逾越節에 그의 方法을 適用하였다. 復活節이나 逾越節은 宗敎的 行事로서 대체로 祝祭期間의 把握이 容易하였던 反面, 우리나라의 경우는 舊正 및 秋夕의 名節期間을 하루만 認定할 수도 없는 어려움 때문에 Fisher가 使用한 F變數(祝祭期間)를 假變數로 使用한다.

i年 j月의 事前要因을 나타내는 修正된 式은 다음과 같다.

$$P_{ij}=\alpha_j+\beta_j W_{ij}+\gamma_j D_i \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

(P_{ij} : 事前要因, W_{ij} : 勤勞日數, D_i : 假變數)

事前要因 P_{ij}의 推定은 舊正이나 秋夕이 들어 있는 1月, 2月, 9月, 10月에 대하여만 推定하였다. j月의 推定式에서 舊正이나 秋夕이 j月에 있을 때는 $D_i=1$, 아니면 $D_i=0$이며, 이 名節들이 末日 혹은 1日에 있을 때는 인접한 두달의 推定式에서 D_i는 1의 값을 갖는다. 이는 두달 모두 影響을 받는다고 看做하기 때문이다. 舊正과 秋夕의 太陽曆 換算日은 〈表 1〉과 같다.

時系列의 乘法模型을 假定할 때 不規則要因을 다음과 같이 事前要因 P_{ij}와 其他不規則要因 l_{ij}^{*}로 分離하여 表示한다.

$$\begin{aligned} O_{ij}&=T_{ij}C_{ij}S_{ij}I_{ij}=T_{ij}C_{ij}S_{ij}P_{ij}l_{ij} \\ &=T_{ij}C_{ij}S_{ij}(P_{ij}+P_{ij}l'_{ij}) \\ &=I_{ij}C_{ij}S_{ij}(P_{ij}+l_{ij}^{*}) \end{aligned}$$

여기서 誤差項 l_{ij}^{*}는 極端的인 事件이 없다고

〈表 1〉 舊正 및 秋夕의 太陽曆換算日

	舊 正		秋 夕	
1970	2月	6日	9月	15日
1971	1月	27日	10月	3日
1972	2月	15日	9月	22日
1973	2月	3日	9月	11日
1974	1月	23日	9月	30日
1975	2月	11日	9月	20日
1976	1月	31日	9月	8日
1977	2月	18日	9月	27日
1978	2月	7日	9月	17日
1979	1月	28日	10月	5日
1980	2月	16日	9月	23日
1981	2月	5日	9月	12日
1982	1月	25日	10月	1日
1983	2月	13日	9月	21日

資料 : 中央氣象臺

假定할 때 期待値가 0이고 一定한 分散値를 갖는 正規分布로 假定할 수 있다. 즉,

$$E(l_{ij}^{*})=0$$

$$E(l_{ij}^{*}l_{ik}^{*})=\begin{cases}\sigma^2 P_{ij} & (j=k)\\ 0 & (j\neq k)\end{cases}$$

(1)式의 回歸式에서 事前要因을 推定키 위하여 먼저 不規則要因을 算出하여야 하는데 X-11 ARIMA 「프로그램」(Dagum, 1978)의 D 13表[4]에 나타나는 不規則系列을 使用했다. 實例로 事用하고자 하는 産業生産指數와 生産者出荷指數는 모두 製造業의 勤勞日數의 影響을 받는다는 點을 勘案하여 W_{ij}의 變數로서 製造業 平均勤勞日數(表 2 참조)를 使用했다. 産業生産指數의 不規則系列 혹은 出荷指數의 不規則系列을 從屬變數로 하고 勤勞日數와 名節效果를 獨立變數로 한 回歸式 結果는 〈表 3〉

〈表 2〉 製造業 勤勞日數

	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月
1970	25.1	23.2	25.7	25.7	25.9	25.5	25.7	25.3	24.3	26.1	25.9	25.9
1971	24.6	24.6	25.0	25.7	26.1	25.7	26.0	25.8	26.3	25.3	26.0	26.1
1972	25.3	24.4	26.2	25.9	26.3	25.8	26.0	26.2	25.4	25.7	26.0	25.6
1973	25.1	23.9	26.0	26.0	26.6	26.2	26.2	26.2	25.0	26.2	26.2	26.2
1974	24.7	24.7	25.6	25.7	26.2	25.0	25.6	25.4	24.9	24.8	25.8	25.4
1975	24.8	23.1	25.0	25.8	26.2	25.4	25.7	25.5	24.9	25.8	25.7	26.2
1976	24.6	24.2	26.1	25.9	26.0	25.7	26.2	25.7	24.5	25.5	25.8	26.0
1977	25.2	23.1	25.4	25.8	25.8	25.7	25.7	25.4	26.5	25.2	25.8	26.3
1978	25.4	22.9	25.4	25.9	26.0	25.7	25.4	25.5	24.7	25.3	25.8	25.6
1979	24.1	24.0	25.2	25.1	25.6	25.3	25.1	25.0	25.4	23.8	25.2	25.4
1980	24.7	23.3	24.7	25.4	25.5	24.7	25.3	24.6	24.0	24.6	25.0	25.7
1981	24.8	22.5	24.6	25.7	25.2	25.4	25.5	24.7	24.0	25.7	25.0	25.6
1982	23.4	24.0	25.3	25.0	25.5	25.5	25.5	24.9	25.4	24.0	25.6	25.8
1983	24.9	23.0	25.2	25.7	25.3	25.3						

資料 : 勞動部

〈表 3〉 回歸式의 結果表

(産業生産指數)

	$\hat{\alpha}_j$	$\hat{\beta}_j$	$\hat{\gamma}_j$	R^2	$D-W$	F
1 月	83.7308	0.68585	−2.9433	0.6186	1.424	8.921
2 月	42.9457	0.49247	−2.39978	0.722	2.010	14.297
9 月	86.29928	0.70989	−4.0108	0.656	1.065	9.547
10 月	111.3870	−0.43129	−3.9309	0.637	1.302	8.781

(出荷指數)

1 月	82.8416	0.7306	−4.2807	0.3895	0.657	3.910
2 月	44.8906	2.3437	−1.1022	0.3954	2.090	3.270
9 月	83.8972	0.7796	−2.9527	0.2986	1.334	1.916
10 月	106.735	−0.2378	−2.4134	0.6499	1.811	8.352

4) X-11 ARIMA D13表는 事前要因을 調整 안한 不規則系列表임.

과 같다.

〈表 3〉에서 보는 바와 같이 名節效果 $\hat{\gamma}_j$는 產業生產指數 및 出荷指數에서 모두 陰의 값을 가지며 이는 名節效果가 產業生產指數 및 出荷指數의 不規則要因에 陰의 影響을 준다는 事實을 알 수 있으며 또한 名節은 製造業의 生產活動에 陰의 要因이 된다는 事實을 말해 주고 있다.

위에서 推定한 母數 $\hat{\alpha}_j, \hat{\beta}_j, \hat{\gamma}_j$을 使用하여 다음의 事前要因 P_i을 다음과 같이 算出한다.

產業生產指數에 대하여

$P_i = 83.7308 + 0.68585W_i - 2.9433D_i$ (1月)

$P_i = 42.9457 + 2.49247W_i - 2.39978D_i$ (2月)

$P_i = 86.29928 + 0.7098W_i - 4.0108D_i$ (9月)

$P_i = 111.3870 - 0.43129W_i - 3.9309D_i$ (10月)

出荷指數에 대하여

$P_i = 82.8416 + 0.7306W_i - 4.2807D_i$ (1月)

$P_i = 44.8906 + 2.3437W_i - 1.1022D_i$ (2月)

$P_i = 83.8972 + 0.7796W_i - 2.9527D_i$ (9月)

$P_i = 106.735 - 0.2378W_i - 2.4134D_i$ (10月)

여기에서 算出한 P_i가 舊正 및 秋夕의 名節效果에 대한 事前要因이 되며 이렇게 推定된 事前要因 P_i로 原系列을 「디플레이트」하여 事前調整을 한다.

3. 曜日變動效果의 推定

月曜日에서 日曜日까지 모든 曜日이 經濟活動에 미치는 영향은 똑같다고 볼 수 없다. 製造業의 경우 대체로 日曜日은 休務하고 있으므로 다른 曜日과 똑같이 評價될 수 없다. 또한 都小賣業에 있어서는 週末은 販賣量이 다른 曜日에 比하여 增加할 것이다. 즉 각 달에 있어서 曜日數의 不一致로 인하여 각 달의 經濟活動水準이 달리 影響을 받게 될 것이다.

Shiskin은 이러한 曜日變動效果를 分析, 이를 事前要因으로 하여 다음과 같이 原系列을 調整하였다.

〈乘法模型〉

$$(I_i - 1.0) = (X_{1i}B_1 + X_{2i}B_2 + \cdots\cdots + X_{7i}B_7 + E_i)/N_i$$

〈加法模型〉

$$I_i = X_{1i}B_1 + X_{2i}B_2 + \cdots\cdots + X_{7i}B_7 + E_i$$

I_i : i月의 不規則要因

N_i : i月의 日數

X_{1i} : i月의 月曜日의 數

X_{2i} : i月의 火曜日의 數

X_{7i} : i月의 日曜日의 數

B_j : 曜日 回歸係數

E_i : 誤差項

위의 式에서 曜日의 回歸係數는 $\sum_{j=1}^{7} B_j = 0$이 되며 推定한 回歸係數 $\hat{B}_j$에 대하여 i月의 事前要因 M_i는 다음과 같이 算出한다.

〈乘法模型〉

$$M_i = \{X_{1i}(\hat{B}_1 + 1) + X_{2i}(\hat{B}_2 + 1) + \cdots\cdots + X_{7i}(\hat{B}_7 + 1)\}/N_i$$

〈加法模型〉

$$M_i = X_{1i}\hat{B}_1 + X_{2i}\hat{B}_2 + \cdots\cdots + X_{7i}\hat{B}_7$$

우리의 曜日變動에 대한 事前要因은 名節效果의 事前要因으로 原系列을 調整한 후의 不規則要因 I_i에 대하여 Shiskin 方法으로 推定하였다.

〈表 4〉는 產業生產指數와 出荷指數에 대하여 名節效果의 事前要因을 調整한 후에 曜日別 加重値를 推定한 것이고, 〈表 5〉는 曜日別

加重値에 대한 分散分析表이다. 이 分散分析表는 X-11 ARIMA 「프로그램」의 C15[5]表를 使用한 것이다. 〈表 5〉는 名節效果만 事前調整한 후의 分散分析表로서 産業生産指數 및 出荷指數의 曜日別 加重値가 5% 有意水準에서 서로 다르다는 假說을 認定하게 된다. 따라서 産業生産指數 및 出荷指數는 曜日變動에 影響을 받는다고 結論을 내릴 수 있다.

〈表 6〉은 〈表 4〉에서 算出한 曜日變動要因으로 原系列을 事前調整한 후의 曜日變動要因에 대한 分散分析表이다. 이 分散分析表의 *F*-값을 보면 5% 有意水準에서 曜日變動의 加重値를 棄却하게 된다. 따라서 曜日變動要因으로 事前調整한 후에는 曜日間의 經濟活動水準의 差는 없다고 보는 것이며 이러한 事前調整의 必要性을 나타내고 있다.

〈表 4〉 **曜日變動要因**(名節效果의 事前調整後)

	産業生産指數			出荷指數		
	加重値	回歸係數	*T*-값	加重値	回歸係數	*T*-값
月	1.030	0.030	0.481	0.966	−0.034	−0.407
火	1.002	0.002	0.031	1.124	0.124	1.498
水	1.008	0.008	0.122	0.886	−0.114	−1.356
木	1.122	0.122	1.955	1.120	0.260	3.074
金	0.915	−0.085	−1.408	0.787	−0.213	−2.609
土	1.073	0.073	1.163	1.085	0.085	1.017
日	0.852	−0.148	−2.380	0.893	−0.107	−1.280

〈表 5〉 **分散分析表**(名節效果의 事前調整後)

變因	産業生産指數			出荷指數		
	自由度	平均平方	*F*-값	自由度	平均平方	*F*-값
回歸	6	0.221	2.816*	6	0.387	2.975*
誤差	146	0.075		138	0.130	
合計	152			144		

*: 5% 有意水準

〈表 6〉 **分散分析表**(名節 및 曜日變動效果의 事前調整後)

變因	産業生産指數			出荷指數		
	自由度	平均平方	*F*-값	自由度	平均平方	*F*-값
回歸	6	0.042	0.582	6	0.120	1.067
誤差	147	0.072		135	0.113	
合計	153			141		

5) X-11 ARIMA의 C15表는 不規則要因이 2.5σ을 超過하는 것에 대하여는 極端値로 分類하여 0의 加重値를 賦與하기 때문에 自由度에 있어서 서로 다를 수 있다.

Ⅳ. 事前要因의 統計的 評價

앞에서 事前要因으로 原系列을 調整하는 原因이 되는 年曆構造效果에 대한 推定方法을 說明하였다. 舊正과 秋夕 등 太陰曆으로 固定되어 있는 名節들은 이를 太陽曆으로 換算할 때 月間移動으로 인한 經濟活動의 變化가 發生하며 또한 각 달에 있어 曜日數의 不一致로 인한 經濟活動의 變化가 發生하는바, 이를 觀測하여 不規則要因을 最小化하였다.

本章에서는 두 가지의 年曆構造效果, 즉 名節의 月間移動效果 및 曜日變動效果를 事前調整하여 季節調整할 때 얼마나 不規則要因이 적어지는가를 統計的으로 檢定하고자 한다.

먼저 事前調整하지 않고 原系列을 바로 季節調整하였을 때의 統計値와 名節效果만을 考慮한 事前調整後의 統計値, 名節 및 曜日變動效果를 同時에 事前調整했을 때의 統計値를 比較하여 보면 〈表 7〉에서 보는 바와 같이 名節 및 曜日 變動效果를 함께 事前調整하는 것이 가장 좋은 季節調整法이라는 것을 알 수 있다.

不規則要因의 分散을 比較해 보면 產業生產指數는 各各 1.7, 1.2, 1.2이고 出荷指數는 2.3, 1.6, 1.5가 된다. 이는 事前調整함으로써 系列이 보다 平滑해지는 것을 보여주고 있다. 또한 X-11 ARIMA「프로그램」에서 自動選擇된 ARIMA模型은 ARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 1) 模型이었다. 이 模型의 R^2를 보면 產業生產指數 및 出荷指數의 R^2는 事前調整함으로써

〈表 7〉 統計値의 比較

(產業生產指數)

統計値	事前調整을 안한 경우	名節效果의 事前調整	名節 및 曜日 變動效果의 事前調整
不規則要因의 分散	1.7	1.2	1.2
ARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 1)의 R^2	0.9970	0.9981	0.9981
ARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 1)의 χ^2	24.57%	67.28%	83.29%
趨勢·循環要因의 相對比率	88.90%	88.41%	89.53%
季節要因의 相對比率	8.59%	8.55%	8.04%
不規則要因의 相對比率	1.41%	0.73%	0.76%
名節效果의 相對比率	0%	0.64%	0.64%
曜日變動效果의 相對比率	0%	0%	0.15%
MCD「스팬」	2	2	2

(出荷指數)

不規則要因의 分散	2.3	1.6	1.5
ARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 1)의 R^2	0.9945	0.9958	0.9961
ARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 1)의 χ^2	33.42%	74.25%	85.99%
趨勢·循環要因의 相對比率	88.90%	84.98%	85.10%
季節要因의 相對比率	8.59%	10.48%	10.79%
不規則要因의 相對比率	1.59%	1.19%	0.99%
名節效果의 相對比率	0%	0.58%	0.58%
曜日變動效果의 相對比率	0%	0%	0.26%
MCD「스팬」	2	2	1

커지고 있다. 이는 誤差, 즉 不規則要因이 減少됨을 나타낸다. 한편 ARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 1) 模型의 χ^2-確率은 誤差의 確率性을 보는 것으로 χ^2-確率이 크면 클수록 現在의 誤差와 過去의 誤差項들 사이에 獨立性이 維持된다. 따라서 χ^2-確率은 事前調整할 때 더욱 커지고 名節 및 曜日變動效果를 모두 考慮할 때가 가장 獨立性이 강하다.

Bongard(1960)는 다음의 近似式을 證明한 바 있다.

$$\bar{O}^2 \cong \bar{T}^2 + \bar{C}^2 + \bar{S}^2 + \bar{I}^2$$

이 式은 名節의 事前要因 $\bar{P}$와 曜日變動의 事前要因 $\overline{TD}$를 使用하여 다음의 近似式으로 表示된다.

$$\bar{O}^2 \cong \bar{T}^2 + \bar{S}^2 + \bar{C}^2 + \bar{P}^2 + \overline{TD}^2 + \bar{l}^2$$

이 式은 不規則要因 $\bar{I}^2$을 $\bar{P}^2$, $\overline{TD}^2$, $\bar{l}^2$으로 說明한 것이다. 여기에서 $\bar{O}_t^2 = \frac{1}{N-1}\sum_{t=2}^{N}(O_t - O_{t-1})^2$으로 나타내며 $\bar{T}_t^2$, $\bar{S}_t^2$, $\bar{C}_t^2$, $\bar{P}_t^2$, $\overline{TD}_t^2$, $\bar{l}_t^2$도 똑같은 形式으로 定義된다. $\bar{l}_t^2/\bar{O}_t^2$은 原系列 分散에 대한 不規則分散의 相對比率을 意味한다. 産業生産指數와 出荷指數에 대한 不規則要因의 相對比率은 事前調整하기 전보다 事前調整한 후에 더욱 적어지고 있으며 名節 및 曜日變動效果를 適用할 때 더욱 더 적어지고 있다. 한편 季節要因의 相對比率이 事前調整으로 적어지는 理由는 季節要因의 一部가 名節效果나 曜日變動效果로 吸收되었기 때문이다.

趨勢·循環變動의 回復速度를 觀察하는 指標로 *MCD* 「스팬」(Monthly Cycle for Dominance)을 使用하며 이는 不規則要因과 趨勢·循環要因으로 作成되는데, 不規則要因은 短期的으로 回復하고 趨勢·循環要因은 長期變動으로서 回復速度가 느리다는 事實을 利用한 것이다. 보통 어떤 時系列의 不規則要因 回復速度가 느릴수록 不安定한 系列이라 볼 수 있다. 不安定한 時系列의 觀測基準으로 *MCD* 「스팬」을 보는데 이는 각 「스팬」에 대하여 不規則要因의 絶對平均變化率과 趨勢·循環變動의 絶對平均變化率의 比率 $\bar{I}/\overline{TC}$가 最初로 1보다 적어지는 달로 決定한다. 대체로 *MCD* 「스팬」이 3 以上일 때 不安定한 時系列로 判斷하고 있다. 産業生産指數는 세 가지 경우 모두 *MCD* 「스팬」이 2이나 出荷指數는 原系列을 바로 季節調整할 때와 名節效果만을 事前調整할 때는 2이고 名節 및 曜日變動效果를 모두 考慮할 때는 1로 줄어들고 있다.

Lothian과 Morry(1978)는 季節調整의 綜合的인 質的 評價方法으로 M_1부터 M_{11} 및 Q 統計量을 提示하고 있는데 X-11 ARIMA「프로그램」의 *F*3表에 이 統計量이 나타난다. 이 統計量은 모두 0과 3 사이의 값을 가지며 0에 가까울수록 그 系列의 季節調整은 잘 되었다고 評價하고 있다. 또 이 統計量이 1을 超過할 때에는 季節調整方法을 再考하는 基準으로 삼고 있다.

産業生産指數와 出荷指數의 세 가지 調整方法에 있어서의 M_1부터 M_{11} 統計量 및 Q 統計量이 〈表 8〉에 나타나 있다. 이 統計量을 보면 세가지 경우가 모두 1以下로서 季節調整이 比較的 잘 되었다고 볼 수 있으나, 年曆構造效果에 의하여 事前調整한 후의 統計量이 더욱 0에 接近하고 있는바 이는 年曆構造效果를 事前調整한 것이 보다 좋은 季節調整方法이라는 것을 말해주고 있다. 各 統計量을 說明하면 다음과 같다.

M_1 統計量은 「스팬」3에 대하여 不規則要因

의 原系列에 대한 相對比率을 나타낸다. 一般的으로 「스팬」k에 대한 比率 $R(k)$는 다음의 式으로 表示된다.

$$R(k)=\bar{I}^2(k)/\bar{O}^2(k)\times 100\%$$

$$\bar{I}^2(k)=\frac{1}{N-1}\Sigma(I_t-I_{t-k})^2,$$

$$\bar{O}^2(k)=\frac{1}{N-1}\Sigma(O_t-O_{t-k})^2$$

〈表 8〉 **Lothian 統計量의 比較**

(產業生產指數)

統計量	事前調整을 안한 경우	名節效果의 事前調整	名節 및 曜日效果 事前調整
M_1	0.612	0.339	0.324
M_2	0.141	0.074	0.076
M_3	0.0	0.0	0.0
M_4	0.606	0.824	0.339
M_5	0.211	0.111	0.079
M_6	0.657	0.293	0.222
M_7	0.238	0.220	0.231
M_8	0.430	0.449	0.441
M_9	0.197	0.229	0.220
M_{10}	0.328	0.352	0.340
M_{11}	0.264	0.269	0.297
Q	0.32	0.260	0.210
(出荷指數)			
M_1	0.816	0.440	0.322
M_2	0.238	0.119	0.100
M_3	0.014	0.0	0.0
M_4	0.276	0.276	0.050
M_5	0.258	0.186	0.158
M_6	0.291	0.223	0.067
M_7	0.295	0.287	0.270
M_8	0.535	0.584	0.602
M_9	0.378	0.307	0.323
M_{10}	0.557	0.523	0.605
M_{11}	0.542	0.510	0.595
Q	0.350	0.280	0.230

6) ADR은 계속 上向 또는 下向으로 展開되는 平均項의 個數를 나타내며 이는 系列의 任意確率性을 觀察하는 것으로 完全한 任意系列이라면 ADR은 1.5이다. 120個의 標本중에서 ADR의 99% 信賴區間은 1.30~1.75이며 $ADR>1.75$이면 陽의 自己相關을 갖고 $ADR<1.30$이면 陰의 自己相關을 갖는다.

「스팬」3에 대한 M_1 統計量은 系列의 安定性을 보는데 쓰이며 그 水準이 10%일 때를 基準하므로 다음과 같이 計算된다.

$$M_1=R(3)/10$$

M_2 統計量은 M_1 統計量과 비슷하나 M_1 統計量은 「스팬」3에 대하여 不規則要因의 相對比率을 算出한 反面, M_2 統計量은 「스팬」1에 대하여 原系列의 分散과 不規則要因 分散의 相對比率로써 表示한다.

$$M_2=\frac{(\text{不規則要因의 分散})}{(\text{原系列의 分散})}\times\frac{100}{10}$$

M_2 統計量은 不規則要因의 分散이 原系列 分散의 10%보다 클 때, 즉 $M_2\geq 1.0$로서 不規則變動이 總變動의 10%以上임을 나타내며 이때는 季節調整을 再考하여야 한다.

M_3 統計量은 趨勢·循環要因과 不規則要因의 前月比 絶對變化量의 比率로서 MCD「스팬」의 槪念과 類似하나, MCD「스팬」은 整數만 볼 수 있는 反面 M_3 統計量은 보다 詳細하게 보는 統計量이다.

$$M_3=(\bar{I}/\overline{TC}-1)/2$$

M_4 統計量은 最終不規則要因의 自己相關關係를 檢定하는 統計量으로 ADR[6] (Average Duration of Run)을 使用하여 說明된다.

$$M_4=\left|\frac{N-1}{ADR}-\frac{2(N-1)}{3}\right|\Big/\sqrt{\frac{16N-29}{90}}\times\frac{1}{2.58}$$

M_5 統計量은 M_3와 똑같은 槪念으로서 趨勢·循環要因의 絶對平均變化率 속에 不規則要因이 몇 「스팬」까지 支配하게 되는 것을 보는 統計量이다.

$$MCD'=2+\frac{1.10-1.00}{1.10-0.81}=2.34$$

$$M_5=(MCD'-0.5)/5.0$$

M_6 統計量은 季節要因의 年間變動 $\bar{S}$와 不規則要因의 年間變動 $\bar{I}$를 對比하는 統計量으로 다음과 같이 表示된다.

$$M_6=|\bar{I}/\bar{S}-4.0|/2.5$$

M_7 統計量은 季節要因의 年間分散과 月間分散을 使用한 二元分散分析 統計量으로서 다음과 같이 表示된다.

$$M_7=\sqrt{\frac{1}{2}\left(\frac{7}{F_M}+\frac{3F_Y}{F_{M\perp}}\right)}$$

F_Y : 年間分散의 F-統計値

F_M : 月間分散의 F-統計値

M_8에서 M_{11}까지의 統計量은 季節要因을 質的評價하는 것으로 不規則要因의 年曆構造效果를 評價하는 것과는 性質이 다르며 이는 季節要因의 좋은 推定値를 얻기 위한 移動平均期間을 選擇하는 問題에 관한 總計量이다. M_1에서 M_{11}까지의 統計量을 綜合評價하는 다음에 說明될 Q 統計量을 算出할 때에는 M_8에서 M_{11}까지의 加重値는 0이 된다.

Q 統計量은 M_1에서 M_{11}까지 加重値를 賦與하여 季節調整에 대한 綜合的인 評價를 하기 위한 統計量이다. 이의 加重値는 〈表 9〉에 나타나 있다. Q의 算出式은 加重値를 W_i라 할 때 다음과 같다.

〈表 9〉 Q統計量의 加重値

統計量	加 重 値	統計量	加 重 値
M_1	0.17	M_7	0.30
M_2	0.17	M_8	0.0
M_3	0.10	M_9	0.0
M_4	0.05	M_{10}	0.0
M_5	0.11	M_{11}	0.0
M_6	0.10		

$$Q=\sum_{i=1}^{11}W_iM_i$$

Q가 0에 가까울수록 보다 좋은 季節調整方法임을 나타내는데 産業生産指數의 Q 統計量을 보면 세 가지 경우, 즉 原系列을 바로 季節調整한 統計値, 名節效果만 考慮한 統計値, 名節 및 曜日變動效果를 함께 事前調整한 統計値는 各各 0.32, 0.26, 0.21로서 事前調整할 때 더욱 0에 가깝고 出荷指數의 경우도 各各 0.35, 0.28, 0.23으로서 역시 마찬가지이다.

以上의 季節調整을 質的評價하는 各種 統計量에서 본 바와 같이 名節 및 曜日變動效果로 事前調整한 후 季節調整하는 것이 原系列을 바로 調整하는 것보다 좋다는 結論이 얻어진다.

V. 結　　論

産業生産指數와 出荷指數의 例에서 보았듯이 原系列을 바로 季節調整할 때보다 名節效果를 勘案하여 事前調整했을 때에 더 좋은 季節調整系列을 얻었으며 名節 및 曜日變動效果 모두를 事前調整했을 때에 가장 좋은 季節調整系列을 얻었다. 이는 不規則要因을 적게 함으로써 보다 좋은 季節變動要因 推定値를 얻는 方法에 基準을 둔 때문이다.

우리나라에서 發表되고 있는 月刊資料中 특히 都小賣指數 등은 舊正 및 秋夕등의 名節과 曜日變動의 影響을 많이 받는다고 思料되며, 이러한 系列은 年曆構造效果에 依한 事前調整

으로써 不規則要因을 적게 하여 觀察할 必要性이 있다.

특히 景氣綜合指數作成에 使用되고 있는 19個 系列을 보면 大部分이 不規則要因이 크다. 純粹한 景氣變動인 循環要因을 算出하기 위하여 不規則要因을 除去하여야 하는데, 큰 不規則要因이 存在할 때에는 매우 긴 移動平均期間이 必要하며 이 期間이 길수록 系列의 처음과 마지막 項에 많은 缺項値가 發生하게 된다. 특히 가장 重要한 情報를 갖는 最近의 缺項値로 인하여 正確한 景氣豫測에 큰 障碍가 되고 있다. 그러므로 不規則要因을 적게 하는 方法으로서 名節 및 曜日變動效果의 事前調整이 보다 좋은 季節調整과 景氣豫測에 寄與한다고 確信한다.

▷參 考 文 獻◁

徐相穆, 『景氣綜合指數 作成에 관한 硏究報告書』, 韓國開發硏究院, 1981.

經濟企劃院 調査統計局, 『季節變動 調整方法』, 1983.

Anderson, O.D., *Analysing Time Series*, North-Holland, 1980.

Anderson, O.D., *Time Series Analysis*, North-Holland, 1981.

Baron, R., "Analysis of Trend and Seasonality in Statistical Series, Methodology andApplication in Israel", Israel Central Bureau of Statistics, *Technical Paper*, No. 39, 1973.

Bongard, J., "Notes on the Characteristics of Seasonal Variation in Europe", *Organization for Economic Cooperation and Development*, 1960.

Burman, J.P., "Seasonal Adjustment by Signal Extraction", *JRSS*, Series A, 143, 1980.

Cleveland, W.S., and S. J. Devlin, "Callendar Effects in Monthly Time Series: Detection by Spectrum Analysis and Graphical Methods", *JASA*, Vol. 75, 1980.

Dagum, E.B., *The X-11 ARIMA Seasonal Adjustment Method*, Seasonal Adjustment and Time Series Analysis Staff, Statistics Canada, Oct. 1978.

Fisher, J. and D. Pfefferman, "Festival and Working Days Prior Adjustments in Economic Time Series", North-Holland, 1980.

Lothian, J. and M. Morry, "A Set of Quality Control Statistics for X-11 ARIMA Seasonal Adjustment Method", *Seasonal Adjustment and Time Series Analysis Staff*, Statistics Canada, Oct. 1978.

Kendall, M.G., *Time Series*, 2nd Edn., Griffin, London, 1975.

Öller, L.E., "Time Series Analysis of Foreign Trade", *The Finnish Statistical Society*, 1978.

Shiskin, J., A.H. Young, and J.C. Musgrave, "The X-11 Variant of Census Method II Seasonal Adjustment Program", Bureau of the Census, U.S. Dept. of Commerce, *Technical Paper*, No. 15, 1967.

Zellner, A., *Seasonal Analysis of Economic Time Series*, Bureau of the Census, U.S. Dept. of Commerce, 1979.

〈附表 1〉 産業生産指數

(1980=100)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	15.4	14.7	17.2	17.7	18.6	18.2	18.3	17.9	17.7	19.0	18.7	19.7
1971	17.6	18.1	20.2	20.7	22.0	21.6	20.7	20.8	21.1	20.1	21.2	21.9
1972	20.1	18.7	21.5	22.3	24.3	24.4	23.5	23.5	23.7	25.9	26.3	27.6
1973	26.5	24.0	28.6	29.2	31.8	30.5	31.0	33.1	33.1	36.1	35.8	36.6
1974	34.9	36.0	39.5	40.3	41.8	42.9	42.2	38.9	39.9	39.9	40.0	43.7
1975	42.3	39.3	45.5	45.5	48.3	47.1	47.1	47.8	49.2	52.2	51.7	55.6
1976	51.9	52.5	59.4	59.3	61.8	64.1	65.1	64.5	62.3	66.6	66.4	68.3
1977	63.9	60.9	69.1	72.1	74.0	77.9	74.2	76.9	75.6	79.6	79.2	82.6
1978	79.4	73.8	88.6	88.6	94.6	94.1	89.8	94.6	92.1	96.4	98.6	102.6
1979	94.3	95.4	106.3	104.0	109.0	105.0	101.7	99.0	103.5	98.2	100.7	103.4
1980	95.0	90.7	101.9	100.5	103.0	100.1	100.1	99.0	95.7	103.5	103.5	106.9
1981	101.3	92.8	110.3	113.8	116.9	118.4	114.1	116.5	113.7	119.7	116.5	119.4
1982	104.9	105.1	115.0	118.3	120.5	119.3	118.1	115.4	120.7	123.7	125.6	130.7
1983	124.6	114.9	130.8	131.8	136.9	140.0						

資料：經濟企劃院

〈附表 2〉 事前調整前의 季節要因(産業生産指數)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	94.43	88.34	100.90	102.21	107.29	104.63	100.81	99.20	97.14	101.77	100.18	103.03
1971	94.75	88.29	100.93	102.07	107.17	104.76	100.50	99.19	97.19	101.81	100.11	103.01
1972	95.21	88.39	101.08	101.86	106.97	104.74	100.09	99.24	97.42	101.77	99.94	103.03
1973	95.41	88.83	101.35	101.65	106.48	104.76	99.87	99.26	97.61	101.65	99.72	103.08
1974	95.58	89.39	101.63	101.56	105.83	104.67	99.64	99.51	97.77	101.54	99.49	103.16
1975	95.42	90.06	101.93	101.59	105.15	104.65	99.53	99.79	97.79	101.27	99.32	103.35
1976	95.25	90.58	102.19	101.60	104.87	104.36	99.38	100.06	97.71	101.13	99.35	103.54
1977	94.93	91.01	102.40	101.55	104.79	104.03	99.37	100.19	97.46	101.09	99.69	103.57
1978	94.92	91.08	102.42	101.61	104.82	103.65	99.32	100.21	97.27	101.33	100.01	103.53
1979	94.95	91.09	102.25	101.71	104.80	103.31	99.43	99.97	97.32	101.45	100.38	103.49
1980	95.20	90.93	101.99	101.77	104.70	103.03	99.65	99.57	97.58	101.69	100.61	103.56
1981	95.42	90.80	101.65	101.74	104.43	102.85	99.99	99.23	97.82	101.90	100.90	103.60
1982	95.69	90.55	101.26	101.73	104.03	103.01	100.14	99.08	99.03	102.08	100.98	103.75
1983	95.83	90.37	100.92	101.68	103.83	103.14						

〈附表 3〉 事前調整前의 季節調整系列(産業生産指數)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1 9 7 0	16.3	16.6	17.0	17.3	17.3	17.4	18.2	18.0	18.2	18.7	18.7	19.1
1 9 7 1	18.6	20.5	20.0	20.3	20.5	20.6	20.6	21.0	21.7	19.7	21.2	21.3
1 9 7 2	21.1	21.2	21.3	21.9	22.7	23.3	23.5	23.7	24.3	25.5	26.3	26.8
1 9 7 3	27.8	27.0	28.2	28.7	29.9	29.1	31.0	33.3	33.9	35.5	35.9	35.5
1 9 7 4	36.5	40.3	38.9	39.7	39.5	41.0	42.4	39.1	40.8	39.3	40.2	42.4
1 9 7 5	44.3	43.6	44.6	44.8	45.9	45.0	47.3	47.9	50.3	51.5	52.1	53.8
1 9 7 6	54.5	58.0	58.1	58.4	58.9	61.4	65.5	64.5	63.8	65.9	66.8	66.0
1 9 7 7	67.3	66.9	67.5	71.0	70.6	74.9	74.7	76.6	77.6	78.7	79.4	83.2
1 9 7 8	83.7	81.0	86.5	87.2	90.2	90.8	90.4	94.4	94.7	95.1	98.6	99.1
1 9 7 9	99.3	104.7	104.0	102.2	104.6	101.7	102.3	99.0	106.3	96.8	100.3	99.9
1 9 8 0	99.8	99.7	99.9	98.8	98.4	97.2	100.4	99.4	98.1	101.8	102.9	103.2
1-9 8 1	106.2	102.2	108.5	111.9	111.9	115.1	114.1	117.4	116.2	117.5	115.5	115.3
1 9 8 2	109.6	116.1	113.6	116.3	115.8	115.8	117.9	116.5	123.1	121.2	124.4	126.0
1 9 8 3	130.0	127.1	129.6	129.6	131.9	135.7						

〈附表 4〉 事前調整前의 不規則要因(産業生産指數)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1 9 7 0	99.9	99.7	100.4	100.7	99.5	98.7	101.6	99.7	99.4	100.7	99.3	100.0
1 9 7 1	95.5	103.7	99.8	100.0	100.3	100.0	99.4	100.8	103.9	94.0	100.4	100.6
1 9 7 2	99.9	99.9	99.2	99.6	100.6	100.9	100.1	99.1	99.3	100.4	100.4	99.7
1 9 7 3	101.7	97.5	100.1	99.8	101.1	95.6	98.4	101.4	99.3	101.2	100.8	98.4
1 9 7 4	99.2	106.8	100.5	100.3	98.5	101.4	104.6	97.1	102.2	98.1	98.6	101.2
1 9 7 5	103.1	99.2	100.3	99.7	101.4	98.0	100.8	99.1	100.9	100.7	99.3	100.0
1 9 7 6	98.4	102.0	100.4	99.4	98.6	100.5	104.6	100.9	98.4	100.5	101.0	99.2
1 9 7 7	100.8	99.5	98.8	101.6	98.4	101.7	99.4	100.3	100.1	99.9	98.8	101.3
1 9 7 8	100.0	95.3	100.0	99.3	101.1	100.2	98.4	101.3	100.0	98.9	101.1	100.1
1 9 7 9	98.8	102.8	101.0	98.8	101.3	99.2	100.4	97.8	105.4	96.1	100.0	99.8
1 9 8 0	99.9	100.0	100.6	100.0	99.9	98.7	101.6	99.8	97.6	100.4	100.3	99.3
1 9 8 1	100.7	95.4	99.5	100.8	99.4	100.8	98.9	100.9	99.5	100.8	99.5	99.9
1 9 8 2	95.3	101.0	98.7	100.8	100.1	99.6	100.8	98.6	102.7	99.4	100.2	100.0
1 9 8 3	102.1	99.2	100.5	99.4	99.6	100.5						

〈附表 5〉 名節效果의 事前要因(産業生産指數)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	100.9	98.4	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	99.5	100.1	100.0	100.0
1971	97.7	104.3	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	105.0	96.5	100.0	100.0
1972	101.1	101.4	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.3	100.3	100.0	100.0
1973	100.9	100.1	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.1	100.0	100.0
1974	97.7	104.5	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	96.8	100.0	100.0
1975	100.7	98.1	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.2	100.0	100.0
1876	97.7	100.8	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	99.7	100.4	100.0	100.0
1977	101.0	98.1	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	101.1	100.5	100.0	100.0
1978	101.2	97.6	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	99.8	100.5	100.0	100.0
1979	97.3	102.8	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	104.3	97.2	100.0	100.0
1980	100.7	98.6	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	99.3	100.8	100.0	100.0
1981	100.7	96.6	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	99.3	100.6	100.0	100.0
1982	96.8	102.8	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.3	97.1	100.0	100.0
1983	100.8	97.9	100.0	100.0	100.0	100.0						

〈附表 6〉 名節效果의 事前調整後의 季節要因(産業生産指數)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	93.59	88.46	101.11	102.43	107.56	104.74	100.79	99.32	96.83	101.49	100.28	103.29
1971	94.03	88.56	101.06	102.21	107.34	104.81	100.43	99.34	96.84	101.55	100.25	103.32
1972	94.68	88.84	101.10	101.88	106.95	104.68	99.98	99.44	97.02	101.55	100.12	103.33
1973	95.31	89.31	101.26	101.54	106.38	104.57	99.72	99.50	97.19	101.56	99.96	103.26
1974	95.77	89.95	101.45	101.35	105.71	104.27	99.55	99.78	97.38	101.57	99.73	103.15
1975	95.85	90.53	101.76	101.34	105.06	104.07	99.52	100.10	97.46	101.39	99.61	103.05
1976	95.76	90.91	102.12	101.40	104.81	103.70	99.47	100.42	97.56	101.10	99.65	103.10
1977	95.50	90.96	102.48	101.46	104.76	103.47	99.45	100.61	97.50	100.87	99.98	103.12
1978	95.32	90.81	102.60	101.62	104.81	103.21	99.36	100.69	97.52	100.92	100.27	103.24
1979	95.17	90.51	102.52	101.81	104.76	103.06	99.31	100.59	97.65	101.14	100.55	103.29
1980	95.25	90.26	102.15	101.56	104.58	102.91	99.43	100.30	97.98	101.57	100.67	103.41
1981	95.30	90.08	101.69	101.98	104.27	102.83	99.65	100.05	98.22	102.11	100.82	103.43
1982	95.36	90.01	101.12	102.01	103.86	102.94	99.85	99.92	98.42	102.56	100.86	103.51
1983	95.35	89.92	100.72	101.97	103.66	103.02						

〈附表 7〉 名節效果의 事前調整後의 季節調整系列(產業生產指數)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	16.5	16.6	17.0	17.3	17.3	17.4	18.2	18.0	18.3	18.7	18.6	19.1
1971	18.7	20.4	20.0	20.3	20.5	20.6	20.6	20.9	21.8	19.8	21.1	19.1
1972	21.2	21.0	21.3	21.9	22.7	23.3	23.5	23.6	24.4	25.5	26.3	21.2
1973	27.8	26.9	28.2	28.8	29.9	29.2	31.1	33.3	34.1	35.5	35.8	26.7
1974	36.4	40.0	38.9	39.8	39.5	41.1	42.4	39.0	41.0	39.3	40.1	42.4
1975	44.1	43.4	44.7	44.9	46.0	45.3	47.3	47.8	50.5	51.5	51.9	54.0
1976	54.2	57.7	58.2	58.5	59.0	61.8	65.4	64.2	63.9	65.9	66.6	66.2
1977	66.9	67.0	67.4	71.1	70.6	75.3	74.6	76.2	77.5	78.9	79.2	83.6
1978	83.3	81.3	86.4	87.2	90.3	91.2	90.4	93.9	94.4	95.5	98.3	99.4
1979	99.1	105.4	103.7	102.2	104.6	102.0	102.4	98.4	106.0	97.1	100.2	100.1
1980	99.7	100.5	99.8	98.6	98.5	97.3	100.7	98.7	97.7	101.9	102.8	103.4
1981	106.3	103.0	108.5	111.6	112.1	115.1	114.5	116.4	115.8	117.4	115.6	115.4
1982	110.0	116.8	113.7	116.0	116.0	115.9	118.3	115.5	122.6	120.6	124.5	126.3
1983	130.7	127.8	129.9	129.3	132.1	135.9						

〈附表 8〉 名節效果의 事前調整後의 不規則要因(產業生產指數)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	99.7	100.9	99.9	100.4	99.6	98.9	101.8	99.5	100.0	100.6	99.4	100.4
1971	99.5	100.0	100.2	100.1	100.2	99.9	99.5	101.0	99.9	98.3	100.9	101.0
1972	100.1	98.7	99.7	99.8	100.6	100.9	100.2	98.9	99.4	100.5	100.5	99.6
1973	100.8	96.7	99.8	99.6	101.1	95.7	98.4	101.2	99.8	101.0	99.7	96.9
1974	99.8	100.4	100.0	100.4	98.5	101.4	103.8	95.5	100.6	99.3	96.7	99.9
1975	101.0	100.0	99.9	99.6	101.2	98.4	100.7	98.8	101.4	100.4	98.9	100.0
1976	99.9	100.7	100.5	99.4	98.3	100.6	104.2	100.5	98.8	100.3	101.0	99.8
1977	99.0	100.9	98.1	101.4	98.8	103.1	100.1	100.5	99.5	100.3	99.5	103.3
1978	100.0	99.2	100.6	99.3	100.9	100.3	98.3	100.9	100.2	99.0	100.5	99.7
1979	100.4	99.9	100.6	99.0	101.7	99.4	100.2	96.8	100.6	99.3	100.1	100.4
1980	99.5	102.5	100.6	99.8	100.1	99.1	102.5	99.9	98.7	100.2	100.5	99.6
1981	100.3	99.8	99.6	100.6	99.5	100.8	99.3	100.3	100.1	100.1	99.8	100.5
1982	99.6	99.7	99.5	100.9	100.2	99.3	100.2	99.4	100.4	100.6	99.4	99.4
1983	100.8	100.5	99.4	98.2	99.2	100.7						

〈附表 9〉 名節 및 曜日變動效果의 事前要因(産業生産指數)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	100.4	99.1	99.6	100.4	99.5	100.1	100.1	99.9	100.0	100.4	99.6	100.4
1971	99.5	99.1	100.1	100.1	99.9	100.0	100.4	99.6	100.4	99.5	100.1	100.1
1972	99.9	102.7	100.1	99.7	100.1	100.1	99.9	100.4	100.0	99.6	100.4	99.5
1973	100.1	99.1	100.4	99.6	100.4	100.0	99.6	100.1	99.7	100.1	100.1	99.9
1974	100.4	99.1	99.5	100.1	100.1	99.7	100.1	100.4	99.6	100.4	100.0	99.6
1975	100.1	99.1	99.9	100.1	100.4	99.6	100.4	99.5	100.1	100.1	99.7	100.1
1976	100.4	102.1	100.1	100.1	99.5	100.0	100.4	99.6	100.4	99.5	100.1	100.1
1977	99.9	99.1	100.4	100.0	99.6	100.4	99.5	100.1	100.1	99.9	100.0	100.4
1978	99.6	99.1	100.1	99.7	100.1	100.1	99.9	100.4	100.0	99.6	100.4	99.5
1979	100.1	99.1	100.4	99.6	100.4	100.0	99.6	100.1	99.7	100.1	100.1	99.9
1980	100.4	102.4	99.9	100.0	100.4	99.6	100.4	99.5	100.1	100.1	99.7	100.1
1981	100.4	99.1	99.6	100.4	99.5	100.1	100.1	99.9	100.0	100.4	99.6	100.1
1982	99.5	99.1	100.1	100.1	99.5	100.0	100.4	99.6	100.4	99.5	100.1	100.1
1983	99.9	99.1	100.4	100.0	99.6	100.4						

〈附表 10〉 名節 및 曜日變動效果의 事前調整後의 季節要因(産業生産指數)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	93.76	89.39	101.12	102.27	107.65	104.65	100.56	99.22	96.60	101.53	100.10	103.14
1971	94.09	89.49	101.05	102.08	107.32	104.77	100.26	99.20	96.72	101.58	99.98	103.34
1972	96.64	89.70	101.06	101.82	106.82	104.74	99.83	99.34	96.98	101.56	99.80	103.51
1973	95.15	90.02	101.23	101.54	106.08	104.72	99.58	99.48	97.22	101.56	99.58	103.55
1974	95.56	90.39	101.55	101.37	105.30	104.53	99.42	99.84	97.39	101.53	99.38	103.51
1975	95.59	70.74	101.99	101.31	104.64	104.37	99.48	100.16	97.45	101.35	99.24	103.44
1976	95.50	91.02	102.35	101.34	104.44	104.00	99.54	100.46	97.50	101.07	99.30	103.49
1977	95.26	91.08	102.58	101.42	104.44	103.68	99.70	100.57	97.47	100.86	99.61	103.47
1978	95.06	91.05	102.57	101.53	104.57	103.35	99.76	100.58	97.56	100.81	99.97	103.50
1979	94.92	90.89	102.36	101.69	104.63	103.11	99.80	100.47	97.80	100.84	100.31	103.41
1980	95.04	90.84	101.92	101.75	104.63	102.88	99.86	100.26	98.14	101.07	100.57	103.36
1981	95.22	90.72	101.46	101.76	104.43	102.76	99.98	100.11	98.36	101.43	100.84	103.21
1982	95.39	90.68	101.01	101.70	104.15	102.84	100.07	100.01	98.46	101.79	100.95	103.19
1983	95.50	90.60	100.68	101.65	104.00	102.92						

〈附表 11〉 名節 및 曜日變動效果의 事前調整後의 季節調整系列(産業生産指數)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1 9 7 0	16.4	16.6	17.1	17.2	17.4	17.4	18.2	18.1	18.3	18.6	18.8	19.0
1 6 7 1	18.9	20.4	20.0	20.2	20.5	20.6	20.6	21.1	21.7	19.9	21.2	21.1
1 9 7 2	21.3	20.3	21.2	22.0	22.7	23.3	23.6	23.5	24.5	25.6	26.2	26.5
1 9 7 3	27.8	26.9	28.1	28.9	29.8	29.2	31.3	33.2	34.2	35.5	35.9	35.4
1 9 7 4	36.3	40.2	39.2	39.7	39.6	41.2	42.4	38.8	41.1	39.1	40.3	42.4
1 9 7 5	44.2	43.7	44.7	44.9	46.0	45.3	47.1	48.1	50.4	51.4	52.3	53.6
1 9 7 6	54.1	56.6	57.9	58.4	59.2	61.7	65.1	64.5	63.4	66.4	66.8	65.9
1 9 7 7	67.1	67.5	67.0	71.2	71.2	74.6	75.0	76.1	77.4	79.0	79.5	82.9
1 9 7 8	84.0	81.8	86.2	87.6	90.3	90.9	90.1	93.5	94.6	96.1	97.9	99.9
1 9 7 9	99.2	105.9	103.4	102.7	104.2	102.1	102.4	98.3	106.2	97.2	100.2	100.1
1 9 8 0	99.4	97.8	100.1	98.8	98.0	97.7	99.7	99.5	97.4	102.2	103.3	103.2
1 9 8 1	105.9	103.2	109.3	111.0	112.8	115.1	113.9	116.5	115.7	117.5	116.0	115.0
1 9 8 2	110.9	116.9	113.6	116.1	115.8	116.1	117.5	116.0	121.7	122.5	124.3	126.4
1 9 8 3	130.6	128.0	129.2	129.9	132.3	135.1						

〈附表 12〉 名節 및 曜日變動效果의 事前調整後의 不規則要因(産業生産指數)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1 9 7 0	99.4	100.9	100.4	99.8	100.2	98.7	101.6	99.5	100.2	100.1	99.9	99.9
1 9 7 1	100.1	99.8	100.0	100.1	100.3	100.0	99.4	101.7	99.3	99.1	101.0	100.5
1 9 7 2	99.8	94.8	99.0	100.0	100.5	100.8	100.5	98.5	99.6	100.8	99.9	100.1
1 9 7 3	101.0	97.1	99.7	100.1	100.6	95.5	98.8	100.8	100.8	100.7	99.9	96.6
1 9 7 4	99.3	100.5	100.5	100.1	98.6	101.4	103.7	95.0	101.0	99.0	97.5	100.1
1 9 7 5	100.9	100.5	99.6	99.6	101.3	98.5	100.1	99.4	101.1	100.0	99.6	99.8
1 9 7 6	100.5	99.6	100.8	99.8	98.9	100.5	103.7	100.8	97.9	100.8	101.1	99.1
1 9 7 7	99.0	100.9	96.5	100.6	98.7	101.5	100.2	100.2	99.4	100.1	99.3	101.5
1 9 7 8	99.9	99.2	100.2	99.7	100.8	100.0	97.8	100.3	100.2	99.5	100.0	100.0
1 9 7 9	100.3	100.2	100.1	99.3	101.0	99.3	100.1	96.6	100.6	99.3	100.2	100.5
1 9 8 0	99.4	100.0	101.2	100.3	99.7	99.3	100.8	99.9	97.5	99.5	100.7	99.5
1 9 8 1	100.0	99.9	100.2	99.9	99.9	100.6	98.7	100.3	99.9	100.3	100.0	99.9
1 9 8 2	100.2	99.7	99.3	101.0	100.1	99.6	99.9	97.4	100.4	102.9	99.6	99.6
1 9 8 3	100.7	100.7	99.0	98.9	99.7	100.5						

〈附表 13〉 出 荷 指 數

(1980=100)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1 9 7 1	16.5	17.4	20.2	20.6	22.5	22.3	20.1	20.7	21.0	20.2	21.1	21.9
1 9 7 2	19.0	19.2	21.8	23.0	24.5	25.6	23.6	24.4	25.2	26.5	26.8	29.0
1 9 7 3	25.9	24.1	29.1	29.0	32.4	32.6	31.6	33.5	34.8	36.1	35.9	39.1
1 9 7 4	34.7	35.5	37.3	38.4	40.7	41.9	41.5	38.1	38.9	39.6	40.3	46.4
1 9 7 5	42.4	38.8	45.1	44.5	48.1	46.9	47.1	48.5	49.7	52.3	49.9	56.4
1 9 7 6	50.2	49.9	57.8	57.8	60.9	63.3	65.0	63.5	62.3	65.3	64.9	69.4
1 9 7 7	62.0	59.6	68.4	70.8	74.9	79.1	70.3	73.8	75.0	77.8	76.7	87.1
1 9 7 8	78.2	72.9	87.9	89.0	93.9	92.6	89.0	92.4	90.8	95.0	96.8	104.6
1 9 7 9	90.1	93.4	102.6	100.1	106.5	99.8	98.6	96.5	102.1	98.1	98.3	106.9
1 9 8 0	96.0	91.5	98.8	100.0	99.8	98.9	98.6	97.0	97.0	105.3	104.2	112.8
1 9 8 1	100.1	93.0	110.4	116.1	111.9	114.5	110.5	113.3	109.9	117.3	114.9	122.0
1 9 8 2	97.8	101.9	112.9	116.5	118.1	118.5	115.3	114.9	121.6	121.0	120.8	131.3
1 9 8 3	114.2	113.7	128.3	133.2	139.2	139.3	134.8					

資料：經濟企劃院

〈附表 14〉 事前調整前의 季節要因(出荷指數)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1 9 7 1	92.32	88.52	96.83	99.84	106.44	106.50	97.59	99.56	100.77	100.74	100.71	107.00
1 9 7 2	92.51	88.59	99.98	99.82	106.32	106.34	97.74	99.47	100.62	100.81	100.32	107.16
1 9 7 3	92.77	88.83	100.31	99.84	105.91	106.05	98.03	99.43	100.18	101.09	99.75	107.32
1 9 7 4	93.19	89.04	100.79	99.94	105.61	105.44	98.23	99.53	99.78	101.34	99.07	107.41
1 9 7 5	93.57	89.39	101.21	100.33	105.26	104.92	98.30	99.54	99.20	101.31	98.71	107.55
1 9 7 6	93.82	89.76	101.71	100.69	105.31	104.03	98.29	99.66	98.80	101.12	98.66	107.65
1 9 7 7	93.85	90.38	102.00	101.20	105.12	103.29	98.37	99.49	98.21	101.03	99.11	107.67
1 9 7 8	93.89	90.92	102.15	101.61	104.92	102.52	98.44	99.24	97.79	101.17	99.57	107.76
1 9 7 9	93.96	91.35	101.98	101.97	104.41	102.14	98.60	98.96	97.38	101.41	100.19	107.95
1 9 8 0	93.90	91.56	101.75	102.08	104.01	101.91	98.77	98.73	97.23	101.79	100.54	108.12
1 9 8 1	93.84	91.64	101.39	102.19	103.47	101.97	98.96	98.63	97.11	102.20	100.84	108.12
1 9 8 2	93.78	91.57	101.07	102.29	103.14	102.19	98.93	98.61	97.10	102.50	100.88	108.10
1 9 8 3	93.82	91.44	100.87	102.40	102.93	102.42	98.85					

〈附表 15〉 事前調整前의 季節調整系列(出荷指數)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1971	17.9	19.7	20.2	20.6	21.1	20.9	20.6	20.8	20.8	20.1	21.0	20.5
1972	20.5	21.7	21.8	23.0	23.0	24.1	24.1	24.5	25.0	26.3	26.7	27.1
1973	27.9	27.1	29.0	29.0	30.6	30.7	32.2	33.7	34.7	35.7	36.0	36.4
1974	37.2	39.9	37.0	38.4	38.5	39.7	42.2	38.3	39.0	39.1	40.7	43.2
1975	45.3	43.4	44.6	44.4	45.7	44.7	47.9	48.7	50.1	51.6	50.6	52.4
1976	53.5	55.6	56.8	57.4	57.8	60.8	66.1	63.7	63.1	64.6	65.8	64.5
1977	66.1	65.9	67.1	70.0	70.4	76.6	71.5	74.2	76.4	77.0	77.4	80.9
1978	83.3	80.2	86.1	87.6	89.5	90.3	90.4	93.1	92.9	93.9	97.2	97.1
1979	95.9	102.2	100.6	98.2	102.0	97.7	100.0	97.5	104.8	96.7	98.1	99.0
1980	102.2	99.9	97.1	98.0	96.0	97.0	99.8	98.3	99.8	103.5	103.6	104.3
1981	106.7	101.5	108.9	113.6	108.1	112.3	111.7	114.9	113.2	114.8	113.9	112.8
1982	104.3	111.3	111.7	113.9	114.5	116.0	116.6	116.5	125.2	118.0	119.7	121.5
1983	121.7	124.3	127.2	130.1	135.2	136.0	136.4					

〈附表 16〉 事前調整前의 不規則要因(出荷指數)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1971	90.8	98.5	100.0	100.6	101.9	100.4	98.8	100.3	101.2	97.8	102.1	99.1
1972	97.9	101.1	99.0	101.8	99.3	101.4	99.6	99.0	98.8	101.3	100.5	99.6
1973	100.8	96.1	100.8	98.7	101.1	98.3	99.6	100.6	100.6	100.9	99.7	99.4
1974	100.4	106.3	97.4	100.1	99.6	102.4	108.9	98.4	99.4	98.0	99.7	103.2
1975	105.7	99.5	100.8	99.0	100.4	96.2	100.7	100.0	100.8	101.9	97.9	99.5
1976	99.5	101.1	101.0	99.5	97.9	100.7	107.1	101.3	98.8	100.2	101.4	98.8
1977	100.3	98.9	99.1	101.7	100.4	107.3	98.4	100.3	101.3	100.0	98.2	100.4
1978	101.0	95.1	100.0	99.9	100.6	100.2	99.1	100.8	99.3	99.2	101.5	100.2
1979	98.0	103.6	101.3	98.5	102.3	98.3	101.1	99.1	106.9	98.6	99.1	100.3
1980	103.6	101.4	99.3	100.4	98.6	99.6	101.7	98.9	99.1	101.3	100.1	99.4
1981	100.4	94.5	100.4	103.8	97.9	100.7	99.2	101.3	99.3	100.7	100.4	100.0
1682	92.8	99.2	99.2	100.5	100.1	100.5	100.3	99.6	106.4	99.6	100.2	100.6
1983	99.3	99.5	99.6	99.7	101.6	100.5	99.4					

〈附表 17〉 名節效果의 事前要因(出荷指數)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1 9 7 1	96.5	102.5	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	104.4	98.3	100.0	100.0
1 9 7 2	102.3	101.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.7	100.6	100.0	100.0
1 9 7 3	101.2	99.8	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.4	100.5	100.0	100.0
1 9 7 4	96.6	102.8	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.4	98.4	100.0	100.0
1 9 7 5	101.0	97.9	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.4	100.6	100.0	100.0
1 9 7 6	96.5	100.5	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.7	100.0	100.0
1 9 7 7	101.2	97.9	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	101.1	100.7	100.0	100.0
1 9 7 8	101.4	97.5	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.2	100.7	100.0	100.0
1 9 7 9	96.2	101.1	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	103.7	98.7	100.0	100.0
1 9 8 0	100.9	98.4	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	99.7	100.9	100.0	100.0
1 9 8 1	101.0	96.5	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	99.7	100.8	100.0	100.0
1 9 8 2	95.7	101.1	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.7	98.6	100.0	100.0
1 9 8 3	101.0	97.7	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0					

〈附表 18〉 名節效果의 事前調整後의 季節要因(出荷指數)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1 9 7 1	91.76	88.23	100.88	101.26	107.77	107.44	98.32	98.55	98.42	100.35	99.77	105.99
1 9 7 2	92.57	88.56	101.00	100.75	107.29	106.98	98.24	99.47	98.50	100.49	99.40	106.36
1 9 7 3	93.66	89.00	101.10	100.31	106.42	106.45	98.31	99.43	98.52	100.67	99.00	106.79
1 9 7 4	94.55	89.47	101.27	100.00	105.69	105.63	98.40	99.53	98.59	100.84	98.57	107.11
1 9 7 5	95.10	89.89	101.47	100.10	105.04	104.92	98.56	99.58	98.41	100.79	98.41	107.37
1 9 7 6	95.18	90.30	101.74	100.38	104.93	104.03	98.63	99.68	98.33	100.69	98.45	107.49
1 9 7 7	95.09	90.61	101.93	100.96	104.75	103.28	98.73	99.49	98.08	100.65	98.98	107.56
1 9 7 8	94.76	90.86	102.00	101.44	104.75	102.52	98.77	99.22	98.00	100.84	99.54	107.73
1 9 7 9	94.34	90.89	101.93	101.88	104.51	102.14	98.88	98.99	97.84	101.21	100.16	107.86
1 9 8 0	93.77	90.96	101.62	102.00	104.40	102.02	99.01	98.80	98.02	101.74	100.44	107.93
1 9 8 1	93.16	90.86	101.18	102.17	104.13	102.28	99.25	98.76	98.12	102.26	100.67	107.78
1 9 8 2	92.47	90.81	100.71	102.25	104.07	102.71	99.35	98.87	98.28	102.58	100.69	107.71
1 9 8 3	91.90	90.65	100.39	102.38	104.08	103.12	99.40					

〈附表 19〉 名節效果의 事前調整後의 季節調整系列(出荷指數)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1 9 7 1	18.0	19.7	20.0	20.3	20.9	20.8	20.4	20.8	21.3	20.1	21.1	20.7
1 9 7 2	20.5	21.7	21.6	22.8	22.8	23.9	24.0	24.5	25.6	26.4	27.0	27.3
1 9 7 3	27.7	27.1	28.8	28.9	30.4	30.6	32.1	33.7	35.3	35.9	36.3	36.6
1 9 7 4	36.7	39.7	36.8	38.4	38.5	39.7	42.2	38.3	39.5	39.3	40.9	43.3
1 9 7 5	44.6	43.2	44.4	44.5	45.8	44.7	47.8	48.7	50.5	51.9	50.7	52.5
1 9 7 6	52.7	55.3	56.8	57.6	58.0	60.9	65.9	63.7	63.4	64.9	65.9	64.6
1 9 7 7	65.2	65.8	67.1	70.1	70.6	76.6	71.2	74.2	76.5	77.3	77.5	81.0
1 9 7 8	82.5	80.2	86.2	87.7	89.6	90.3	90.1	93.1	92.7	94.2	97.2	97.1
1 9 7 9	95.5	102.8	100.7	98.3	101.9	97.7	99.7	97.5	104.4	96.9	98.1	99.1
1 9 8 0	102.4	100.6	97.2	98.0	95.6	96.9	99.6	98.2	99.0	103.5	103.1	104.5
1 9 8 1	107.4	102.4	109.1	113.6	107.5	112.0	111.3	114.7	112.0	114.7	114.1	113.2
1 9 8 2	105.8	112.2	112.1	113.9	113.5	115.4	116.1	116.2	123.7	118.0	120.0	121.9
1 9 8 3	124.3	125.4	127.8	130.1	133.7	135.1	135.6					

〈附表 20〉 名節效果의 事前調整後의 不規則要因(出荷指數)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1 9 7 1	99.2	99.6	100.6	99.8	101.0	100.1	98.9	101.0	99.4	99.4	102.2	99.2
1 9 7 2	95.2	100.3	98.6	101.5	98.9	101.3	99.6	99.3	99.9	100.2	100.7	100.3
1 9 7 3	99.4	97.2	101.0	99.0	101.4	98.7	99.6	100.2	101.1	100.0	99.7	98.8
1 9 7 4	100.6	101.0	95.7	99.4	99.0	101.3	107.3	97.4	99.7	99.4	98.8	101.4
1 9 7 5	101.0	99.6	99.9	99.2	100.7	96.3	100.3	99.4	100.7	101.4	98.1	99.6
1 9 7 6	101.2	99.4	100.6	100.1	98.5	100.6	106.4	100.9	98.9	99.9	101.7	99.2
1 9 7 7	98.3	101.1	98.9	101.0	99.9	106.6	97.5	100.1	100.4	99.9	99.0	101.5
1 9 7 8	99.8	98.6	100.7	100.2	100.5	100.0	99.0	101.3	99.4	99.1	101.3	99.1
1 9 7 9	99.8	101.3	100.3	98.3	102.6	98.8	100.8	98.5	101.8	99.4	99.2	100.0
1 9 8 0	102.4	103.5	99.4	101.0	98.7	99.7	101.7	99.2	99.0	100.8	100.3	99.7
1 9 8 1	100.5	99.0	100.5	103.5	96.9	100.1	99.0	101.5	98.9	100.0	100.7	100.6
1 9 8 2	99.0	99.6	100.1	100.7	99.4	100.3	100.2	99.5	104.1	100.6	99.7	99.9
1 9 8 3	99.1	101.6	99.3	99.4	100.7	100.3	99.6					

〈附表 21〉 名節 및 曜日變動效果의 事前要因(出荷指數)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1971	99.2	99.1	100.0	100.1	99.9	100.0	100.4	100.0	100.5	99.2	100.4	99.7
1972	99.9	103.1	99.7	99.9	100.0	100.1	99.9	100.8	99.5	100.0	100.5	99.2
1973	100.0	99.1	100.4	99.6	100.8	99.5	100.0	99.7	99.9	100.0	100.1	99.9
1974	100.8	99.1	99.2	100.4	99.7	99.9	100.0	100.4	99.6	100.8	99.5	100.0
1975	99.7	99.1	99.9	100.0	100.4	99.6	100.8	99.2	100.4	99.7	99.9	100.0
1976	100.4	102.3	100.0	100.1	99.9	100.0	100.4	100.0	100.5	99.2	100.4	99.7
1977	99.9	99.1	100.8	99.5	100.0	100.5	99.2	100.0	100.1	99.9	100.0	100.4
1978	100.0	99.1	99.7	99.9	100.0	100.1	99.9	100.8	99.5	100.0	100.5	99.2
1979	100.0	99.1	100.4	99.6	100.8	99.5	100.0	99.7	99.9	100.0	100.1	99.9
1980	100.8	101.9	99.9	100.0	100.4	99.6	100.8	99.2	100.4	99.7	99.9	100.0
1981	100.4	99.1	100.0	100.5	99.2	100.4	99.7	99.9	100.0	100.4	99.6	100.8
1982	99.2	99.1	100.0	100.1	99.9	100.0	100.4	100.0	100.5	99.2	100.4	99.7
1983	99.9	99.1	100.8	99.5	100.0	100.5	99.2					

〈附表 22〉 名節 및 曜日變動效果의 事前調整後의 季節要因(出荷指數)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1971	91.62	87.21	100.72	101.15	107.36	107.66	98.27	99.55	98.66	100.87	100.03	106.64
1972	92.43	87.52	100.74	100.77	106.90	107.18	98.16	99.68	98.75	100.84	99.65	106.99
1973	93.50	87.89	100.84	100.42	106.17	106.55	98.19	99.81	98.74	100.87	99.18	107.34
1974	94.38	88.47	101.10	100.20	105.49	105.67	98.17	100.06	98.68	101.01	98.67	107.52
1975	94.93	89.10	101.44	100.30	105.01	104.87	98.24	100.15	98.44	100.91	98.39	107.61
1976	95.04	89.89	101.85	100.59	104.90	103.96	98.23	100.03	98.25	100.85	98.31	107.63
1977	94.97	90.53	102.16	101.13	104.74	103.26	98.28	99.51	98.00	100.84	98.67	107.72
1978	94.63	91.11	102.24	101.72	104.52	102.60	98.33	99.15	97.94	101.03	99.16	107.81
1979	94.28	91.41	102.06	102.20	104.18	102.26	98.45	98.81	97.88	101.36	99.72	107.88
1980	93.80	91.67	101.60	102.44	103.95	102.03	98.68	98.64	98.07	101.88	100.02	107.82
1981	93.29	91.68	101.05	102.61	103.68	102.16	98.97	98.70	98.12	102.50	100.26	107.61
1982	92.65	91.64	100.52	102.78	103.56	102.40	99.20	98.85	98.23	102.89	100.32	107.41
1983	92.15	91.49	100.19	102.88	103.60	102.70	99.33					

〈附表 23〉 名節 및 曜日變動效果의 事前調整後의 季節調整系列(出荷指數)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1 9 7 1	18.2	20.1	20.1	20.3	21.0	20.7	20.4	20.8	21.1	20.3	21.0	20.6
1 9 7 2	20.6	21.2	21.7	22.8	22.9	23.8	24.1	24.2	25.7	26.3	26.7	27.4
1 9 7 3	27.7	27.7	28.7	29.0	30.1	30.8	32.2	33.7	35.3	35.8	36.1	36.5
1 9 7 4	36.3	40.5	37.3	38.2	38.7	39.7	42.3	37.9	39.6	38.7	41.2	43.2
1 9 7 5	44.8	43.9	44.6	44.3	45.6	45.0	47.3	49.0	50.3	52.0	50.7	52.5
1 9 7 6	52.6	54.3	56.8	57.4	58.2	60.9	65.8	63.5	62.9	65.5	65.8	64.7
1 9 7 7	65.4	66.4	66.1	70.6	70.7	76.0	72.4	74.2	76.4	77.3	77.7	80.5
1 9 7 8	82.6	80.7	86.3	87.5	89.9	90.1	90.7	92.0	93.5	94.1	96.8	98.2
1 9 7 9	95.7	103.1	100.0	98.5	100.9	98.4	100.2	98.0	104.4	96.9	98.4	99.3
1 9 8 0	101.0	98.4	97.5	97.6	95.5	97.5	98.6	99.5	98.5	103.7	104.2	104.7
1 9 8 1	106.8	102.3	109.5	112.2	109.2	111.7	112.0	115.0	111.9	113.9	115.3	111.9
1 9 8 2	106.8	112.2	112.4	113.2	114.3	115.7	115.6	116.3	122.8	119.0	119.9	122.6
1 9 8 3	124.2	125.4	126.4	130.5	134.4	134.5	137.3					

〈附表 24〉 名節 및 曜日變動效果의 事前調整後의 不規則系列(出荷指數)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1 9 7 1	99.4	100.5	100.2	99.7	102.0	100.3	98.9	101.4	98.5	100.0	101.6	99.3
1 9 7 2	96.3	99.1	99.6	101.5	99.2	101.0	100.1	98.1	100.9	100.2	99.8	100.5
1 9 7 3	99.6	99.2	100.8	99.6	100.4	99.4	99.6	100.1	100.9	100.1	99.7	99.2
1 9 7 4	100.8	104.7	98.4	99.6	99.7	101.0	107.2	96.2	100.2	98.2	99.7	100.8
1 9 7 5	100.8	100.5	99.7	99.1	101.0	97.8	99.9	100.4	100.2	101.4	98.2	99.8
1 9 7 6	101.4	98.4	101.2	100.0	98.7	100.6	106.5	100.7	98.3	100.9	101.3	99.1
1 9 7 7	98.0	101.2	96.4	101.0	99.7	105.8	99.3	100.2	100.3	100.0	99.3	100.8
1 9 7 8	99.9	99.1	100.6	99.8	100.8	99.8	99.6	100.1	100.4	98.8	100.5	100.0
1 9 7 9	100.0	101.9	100.1	98.7	101.4	99.0	100.8	98.7	101.6	99.3	99.4	99.9
1 9 8 0	100.6	100.8	99.2	100.3	98.5	100.2	100.5	100.3	98.3	100.6	100.6	100.0
1 9 8 1	99.9	98.9	100.5	102.0	98.4	100.0	99.9	102.1	99.3	99.9	102.2	99.7
1 9 8 2	100.0	99.4	100.3	100.0	100.0	100.5	99.8	99.4	103.1	101.0	99.3	100.2
1 9 8 3	99.0	101.6	98.2	99.7	100.9	99.5	100.2					

太平洋協力論議의 展開와 우리나라의 對應

楊 秀 吉

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序 言
Ⅱ. 地域協力의 必要性
Ⅲ. 地域協力論議의 略史
Ⅳ. 地域協力體의 構想과 爭點
Ⅴ. 太平洋經濟協力會議의 活動과 意義
Ⅵ. 우리나라의 立場과 對應現況
Ⅶ. 結 言

Ⅰ. 序 言

太平洋을 가운데 두고 있는 太平洋地域國家들(Pacific Basin Countries) 사이에 地域協力體(Pacific Community)[1]를 結成하자는 움직임은 적어도 20년 以上의 歷史를 갖는다. 그러나 太平洋協力體가 구체적으로 結成되려면 앞으로도 상당한 時日이 經過하여야 할 것이며 또한 地域協力體가 언젠가는 반드시 結成되리라는 保障이 있는 것도 아니다.

그러나 현재 太平洋地域國家들 사이에는 太平洋協力體를 指向하는 움직임이 太平洋經濟協力會議(Pacific Economic Cooperation Conference)라는 이름 아래 서서히 組織化되어 가고 있으며 또한 政府次元에서는 太平洋協力推進을 위한 頂上會談을 우리나라의 全斗煥大統領이 提議한 바 있다. 이러한 民間과 政府 兩側의 움직임을 볼 때 멀지 않은 장래에 하나의 太平洋協力體가 結成될 可能性은 매우 높은 것으로 보인다. 이러한 의미에서는 太平洋協力體가 이미 孕胎되어 있다고 볼 수 있다.

그 성격이 어떠하든 간에 對外指向性이 높은 太平洋地域國家의 하나인 우리나라에게는 太平洋協力體가 갖는 의미가 莫重하지 않을 수 없다. 따라서 우리는 이러한 움직임을 銳意 注

筆者 : 韓國開發硏究院 硏究委員

1) Pacific Community란 槪念은 本稿와 같은 內容의 論議主題를 나타내기 위하여 흔히 쓰이고 있다. 或者는 이를 '太平洋共同體'라고 飜譯하고 있으나 이는 歐洲共同體를 聯想시키는만큼 지나치게 狹義的인 飜譯이다.

視하고 나아가서는 뚜렷한 目的意識과 自主的 戰略을 갖추고 計劃性있게 그리고 能動的으로 이에 參與하여야 할 것이다.

本稿의 目的은 이러한 趣旨에 立脚하여 太平洋協力의 內容을 整理, 分析하고 太平洋協力의 推進現況과 우리나라의 役割을 論하는 데에 있다.

本稿의 主要內容은 第Ⅱ章～Ⅵ章에서 다루어진다. 第Ⅱ章에서는 地域協力體論議의 根據 또는 背景으로서 地域協力의 必要性을 論하고 第Ⅲ章에서는 地域協力論議의 歷史를 紹介한다. 第Ⅳ章에서는 4가지의 地域協力體構想을 紹介 評價하고, 第Ⅴ章에서는 現在 運營되고 있는 太平洋經濟協力會議의 槪要와 展望을 다룬다. 第Ⅵ章에서는 우리나라의 太平洋協力活動現況을 論한다.

Ⅱ. 地域協力의 必要性

1. 異質的 國家構成

크게 나누어 볼 때 太平洋地域은 亞洲太平洋地域과 美洲太平洋地域으로 構成된다. 그중 亞洲太平洋地域은 말레이半島以東의 東南亞諸國, 中國, 韓國, 日本 등의 東北亞諸國, 그리고 濠洲를 위시한 太平洋島嶼諸國으로 構成된다. 또한 美洲太平洋地域은 北美의 카나다와 美國, 中南美의 멕시코, 콜롬비아, 페루, 칠레 등으로 構成된다.

이러한 國家構成이 말해주는 바와 같이 太平洋地域은 地理的으로 廣濶할 뿐 아니라 또한 域內國家間의 人種的·文化的·歷史的 多樣性과 政治經濟上의 制度와 發展段階의 相異함에 비추어 보아 相互異質性이 매우 높은 地域이기도 하다.

이와 같은 太平洋地域國家間의 異質性에도 不拘하고 太平洋地域協力이 論議되기에 이른 것은 한마디로 말해서 지난 30餘年동안 世界的으로 꾸준히 進展되어 온 市場經濟國家들의 國際化 趨勢를 타고 域內의 主要市場經濟國家들이 對外開放度를 크게 높여 온 結果이다.

2. 主要市場經濟의 開放化

지난 20年을 基準으로 하여 輸出의 對國內總生産(GDP)比率의 水準과 變化를 檢討하여 볼 때(表 1 參照) 太平洋地域에서 對外開放度를 가장 急速히 높여왔고 同時에 對外開放度가 가장 높은 나라는 韓國, 臺灣, 홍콩 및 싱가포르의 4個 아시아 新興工業國家들(Newly Industrializing Countries: NICs)이다. 싱가포르를 除外한 東南亞國家聯合(ASEAN) 4個國을 살펴보면 그중 인도네시아, 泰國, 필리핀 역시 지난 20餘年間 꾸준히 對外開放度를 높여와서 인도네시아와 泰國의 경우 中進國의 平均水準을 上廻하기에 이르렀고 말레이지아는 일찍부터 異例的으로 높은 開放度를 維持하여 왔다.

또한 〈表 1〉에 의하면 濠洲를 除外한 太平洋地域의 先進國들도 經濟開放度를 상당히 높여왔다. 특히 카나다와 뉴질랜드의 經濟開放速度와 水準은 英, 獨, 佛 등 主要 유럽國家와 比肩된다. 美國 역시 元來의 水準에 비교하여 지난 20餘年間 經濟開放度를 상당히 높였다고 볼 수 있다. 이에 비하여 濠洲는 經濟開放度를 별로 提高시키지 못하였으며 日本 역시 매

우 低調한 經濟開放化實績을 보였다. 中南美의 경우 멕시코와 칠레는 약간의 經濟開放度 提高를 보였으며 콜롬비아와 페루의 경우에는 經濟開放度의 減少를 겪은 結果 4國 모두가 中進國의 平均水準에 비추어 낮은 經濟開放度를 維持하고 있다.

이처럼 太平洋地域國家들의 經濟開放化實績은 全體的으로 不均一한 가운데 아시아 NICs와 主要 ASEAN國家들 및 카나다, 뉴질랜드 등은 높은 經濟開放度를 維持하기에 이르렀고 美國과 日本의 경우 相對的으로 낮은 經濟開放度를 維持하는 가운데 완만히 그 水準을 높여가고 있음을 볼 수 있다.

3. 海外依存의 管理問題

經濟開放度의 提高는 經濟成長에 있어서 貿易增大가 그만큼 主導的 役割을 遂行하였음을 나타낸다. 또한 아시아 NICs의 경우에 가장 극적으로 나타나는 바와 같이 貿易增大는 經濟成長의 主要源泉이 되는 것이며 나아가서는 〈表 1〉에도 反映되는 바와 같이 貿易主導的 經濟成長은 빠른 經濟成長의 前提가 되는 것이 事實이다. 보다 根本的으로 經濟開放度의 提

〈表 1〉 主要 太平洋地域國家의 經濟構造 比較

	人口, 百萬 1981	1人當 國民總生産		輸出／國內總生産, %	
		1981, 美弗	成長率, % 1960～81	1960	1981
低所得國家平均		270	2.8	7	9
中共	991	260	1.4	4	9
中所得國平均		1,500	3.7	17	23
인도네시아	150	530	4.1	13	28
泰國	48	770	4.6	17	25
필리핀	50	790	2.8	11	19
페루	17	1,170	1.0	20	17
콜롬비아	26	1,380	3.2	16	12
韓國	39	1,700	6.9	3	39
臺灣	18	2,577	7.0	11	53
말레이지아	14	1,840	4.3	54	53
멕시코	71	2,250	3.8	10	13
칠레	11	2,560	0.7	14	18
홍콩	5	5,100	6.9	82	111
싱가포르	2	5,240	7.4	163	212
先進國平均		11,120	3.4	12	20
뉴질랜드	3	7,700	1.5	22	29
(英國)	(56)	(9,110)	(2.1)	(21)	(28)
日本	118	10,080	6.3	11	15
濠洲	15	11,080	2.5	15	15
카나다	24	11,400	3.3	18	28
(프랑스)	(54)	(12,190)	(3.8)	(15)	(22)
美國	230	12,820	2.3	5	10
(獨逸)	(62)	(13,450)	(3.2)	(19)	(30)

資料 : World Bank, *World Development Report*, 1983.
Republic of China, *Statistical Yearbook of the Republic of China*, 1982.

高는 國家經濟 사이에 相互依存度가 增大됨을 意味한다. 國際貿易의 增大는 各國市場의 相互的인 開放과 浸透의 增大를 意味하기 때문이다. 貿易의 增大가 主要 經濟成長源이라 함은 經濟成長政策의 見地에서 相互依存度의 增大가 바람직한 것임을 나타낸다. 相互依存關係下에서 各國은 比較優位의 實現을 통한 資源配分上의 效率, 規模經濟와 競爭提高의 同時的 追求를 통한 經濟成長과 技術革新의 加速, 國家別 天然資源과 資本 및 技術의 賦存狀態로 인한 制約의 克服 등을 追求할 수 있다는 것이 그 理由가 된다.

反面에 相互依存關係의 深化 또는 그러한 關係自體는 그 나름의 政策問題와 利害相衝의 狀況을 隨伴하기 때문에 問題性을 內包하고 있는 것이다[2]. 農產品, 原油등의 1次產品價格의 騰落으로 인하여 輸入國 또는 輸出國이 겪는 苦痛이 한 例가 된다. 海外의 保護貿易主義의 强化로 인한 輸出企業의 挫折과 外國商品의 浸透로 인한 產業構造調整問題도 마찬가지로 重要한 例가 된다. 海外의 景氣變動과 通貨金融政策으로 인한 衝擊도 역시 重大한 問題를 야기시켜 준다.

相互依存關係가 가져다 주는 이러한 여러가지 問題가 發生함에 따라서 個別國家들은 海外依存度를 減少시켜 나아가는 이른바 對內指向化를 追求하자는 國內輿論의 擡頭를 흔히 겪게 된다. 그러나 이것은 相互依存關係의 適切한 利用을 통하여 얻을 수 있는 여러가지 惠澤을 포기하는 結果를 가져온다. 그러므로 個別國家의 立場에서 보아도 海外依存에 대한 合理的 對策은 이를 深化 또는 維持하여 나아가는 同時에 國家間 相互依存關係를 適切히 運用 또는 管理하도록 도모하는 데에 있는 것이다. 太平洋協力論議는 域內自由市場國家間의 經濟協力論議로서 위에서 살펴본 바와 같은 見地에서 各國의 海外依存關係를 適切히 管理하기 위한 相互協調體制를 開發하자는 것을 基本趣旨로 하고 있다.

4. 地域協力의 必要性

太平洋協力論議와 關聯하여 提起되는 疑問의 하나는 太平洋國家들이 共通的으로 갖는 海外依存管理問題의 解決이 반드시 地域協力을 必要로 하느냐 하는 것이다. 다시 말해서 太平洋國家들이 갖는 앞의 여러가지 問題를 해결하기 위하여 汎世界的 接近方式이나 雙務的 接近方式이 아닌 地域單位의 多邊的 接近方式이 요구되는 理由는 무엇인가 하는 것이다. 結論부터 말하자면 그 理由는 太平洋地域國家들의 海外依存關係에 있어서 특히 域內相互依存度가 높다는 사실과 域內國家間의 雙務的 協力에는 限界가 있다는 사실에 있다.

가. 貿易의 地域集中

太平洋國家間의 相互依存度가 높음은 우선 係數上으로 各國의 貿易構造에 잘 나타난다. 〈表 2〉에 의하면 輸出을 基準으로 하여 볼 때 1970年代初에 太平洋先進5個國은 總交易의 51%를 域內에 依存하였으며 아시아 NICs는 總交易의 65%를, ASEAN 4個國은 總交易의 74%를 域內에 依存하였다. 先進5個國 중에도 특히 美國은 總交易의 40%를 域內에 依存하였던 反面, 나머지 4個國의 域內交易依存度는

2) 이 점은 Krause(1980)에 詳細히 分析되어 있다. Krause & Sekiguchi(1980)는 70年代 太平洋地域國家間에 있었던 相互依存問題의 境遇를 分析한다.

〈表 2〉 太平洋地域國家間의 總商品輸出「매트릭스」$\binom{1979}{1970}$[1]

(단위 : 百萬美弗)

輸出國 \ 輸入國	美 國	日 本	CNA[2]	域內先進5個國	4 NICs[3]	韓 國	ASEAN4[4]	域內13個國[5]	EEC	OPEC	其 他	全世界
美 國	— —	6,635.7 1,721.7	27,987.9 8,213.3	34,623.6 9,935.0	6,002.6 756.2	3,734.8 528.8	3,203.2 496.2	43,829.4 11,187.4	26,724.9 6,530.6	11,413.5 1,302.5	33,875.7 8,365.9	115,815.1 27,385.4
日 本	24,198.4 5,016.3	— —	4,787.3 1,099.9	28,985.6 6,116.3	12,074.6 1,669.3	5,869.8 813.8	5,536.9 1,056.1	46,597.2 8,841.7	13,047.7 1,636.0	10,163.8 5,509.2	21,033.7 4,542.1	90,768.2 15,507.4
C N A	20,598.0 6,566.5	586.0 93.8	1,285.3 342.0	21,184.0 7,002.3	681.5 92.5	811.9 38.9	411.7 117.5	23,562.5 7,212.2	2,062.5 593.4	1,051.5 113.0	3,733.9 842.9	30,407.5 8,760.3
域內先進5個國	44,796.3 11,582.8	7,221.7 1,815.5	34,060.5 9,655.3	86,078.6 23,053.6	18,758.7 2,517.9	10,416.7 1,381.5	9,151.8 1,669.7	113,989.1 27,241.3	41,835.1 8,760.0	22,628.8 1,924.7	58,643.3 13,750.0	236,990.9 51,653.1
4 N I Cs	14,866.6 1,880.1	4,258.8 286.9	2,367.7 278.1	21,493.1 2,445.2	3,350.5 304.4	598.8 58.5	3,453.3 328.7	28,297.0 3,078.2	8,309.8 695.8	3,252.3 111.2	6,574.5 628.7	46,419.7 4,510.0
韓 國	4,360.8 411.7	2,998.4 209.9	556.1 28.1	7,915.2 649.6	888.5 49.1	— —	559.7 12.6	9,363.4 711.3	2,292.0 62.0	1,520.1 16.9	1,912.2 54.6	15,076.0 841.7
ASEAN 4	1,187.4 64.0	370.4 14.1	219.0 10.7	1,776.9 88.7	1,035.8 60.3	692.3 79.4	195.0 21.9	3,007.6 170.9	928.3 25.5	140.2 2.8	353.1 30.2	4,417.4 227.5
域內13個國	60,850.4 13,526.9	11,850.9 2,116.5	36,647.3 9,944.1	109,348.6 15,587.5	23,145.0 2,882.6	11,707.8 1,519.4	12,800.2 2,020.4	145,293.8 30,490.4	51,073.2 9,481.3	26,021.3 2,038.7	65,570.9 14,408.9	287,828.0 56,390.6

註 : 1) 위의 數字는 1979年値이고 아래의 數字는 1970年値임. 1970年値는 1969, 1970 및 1971年 統計의 平均値이고 1979年値는 1978, 1979 및 1980年 統計의 平均値임. 臺灣統計만은 當該年度値를 使用하였음.
2) 카나다, 濠洲 및 뉴질랜드
3) 싱가포르, 홍콩, 臺灣 및 韓國
4) 인도네시아, 말레이지아, 泰國 및 필리핀
5) 先進5個國, 4 NICs 및 ASEAN 4個國의 合計

資料 : UN테이프(KDI Data Base). 臺灣統計는 日本아시아經濟硏究所테이프로 補完

이보다 훨씬 높아서 日本은 總交易의 56%를, 카나다, 濠洲 및 뉴질랜드 3 個國은 總交易의 69%를 域內에 依存하였다.

〈表 2〉에 나타나는 바와 같이 70年代를 거치면서 太平洋國家間의 相互交易依存度는 多少의 減少를 겪었다. 그러나 이것은 주로 原油價格昂騰으로 인한 對中東交易의 增大를 나타내는 現象이다. 〈表 3〉에는 主要域內國家群의 輸入에서 域內先으로부터의 輸入偏向이 얼마나 높은가를 나타내는 係數가 提示되어 있다. 太平洋國家間의 相互交易依存度가 相對的으로 높다는 사실은 〈表 3〉에도 잘 나타나 있다.

나. 資源賦存의 補完性

太平洋國家間의 相互依存的 貿易構造는 資源賦存上 域內國家間에 높은 補完性이 있다는 사실을 反映한다. 太平洋國家內에는 각종 資源이 풍부히 賦存되어 있다[3]. 各種一次產品의 경우 太平洋國家들은 原油 以外의 모든 產品을 自給自足할 수 있을 정도로 풍부하게 保有하

〈表 3〉 太平洋地域國家間의 貿易偏重指數[1] (1979)

輸出國 \ 輸入國	北 美	濠洲 및 뉴질랜드	日 本	4 NICs	ASEAN 4
北 美	—	1.4(1.4)	1.2(1.6)	1.1(1.0)	1.0(1.1)
濠洲 및 뉴질랜드	0.6(0.4)	—	2.9(1.8)	1.5(1.6)	2.4(2.5)
日 本	1.3(1.4)	2.0(1.5)	—	3.1(3.0)	2.4(2.2)
4 NICs	1.6(1.8)	2.1(1.3)	1.7(3.2)	—	4.1(3.1)
ASEAN 4	1.1(1.6)	1.2(1.9)	4.3(3.1)	3.6(4.8)	—

註 : 1) 偏重指數 $= \frac{\text{輸入國의 輸出國輸出占有率}}{\text{輸入國의 世界輸入占有率}}$

2) ( )外의 數値는 全品目에 걸치고 ( )內의 數値는 工產品에만 걸치는 指數値임.

資料 : Anderson(1983).

〈表 4〉 아시아 NICs와 ASEAN 4個國 工產品輸出伸張率[1]

(단위 : 百萬美弗, %)

	1 9 7 0		1 9 7 9		1970~79
	金 額	總商品輸出占有率	金 額	總商品輸出占有率	年成長率
아시아 NICs	4,510.0	70.1	46,419.7	75.9	29.6
홍 콩	2,326.7	92.3	14,133.2	91.5	22.2
韓 國	648.3	77.0	12,304.3	81.6	38.7
臺 灣	1,093.3	73.3	13,511.4	84.0	32.2
싱가포르	441.7	27.3	6,470.8	44.4	34.8
ASEAN 4	227.5	5.1	4,417.4	12.0	39.0
인도네시아	13.4	1.3	359.3	2.2	44.2
말레이지아	106.3	6.4	1,898.8	18.1	37.8
필리핀	66.0	6.6	937.8	20.5	34.3
泰 國	41.9	5.6	1,221.5	23.1	45.5

註 : 基準으로 쓰인 1970年値와 1979年値는 각각 1969, 70, 71年 및 1978, 79, 80年의 平均値임. 단, 臺灣의 1979年値는 當該年度數値임.

資料 : UN貿易테이프(KDI Data Base). 臺灣統計는 日本아시아經濟硏究所테이프로 補完하였음.

3) PBEC Japan National Committee(1982)의 各種統計 參照.

고 있는 것이다. 특히 日本을 除外한 先進4個國과 泰國은 農水產物을, 그리고 이들 5個國과 인도네시아, 말레이지아 및 필리핀은 각종 工業原料를 全域內國家에 충분히 供給하여 줄 수 있는 능력을 갖고 있다. 反面에 日本 및 아시아 NICs는 天然資源의 賦存이 빈약한 대신 熟鍊勞動을 相對的으로 풍부히 가지고 있으며 또한 日本, 美國등의 先進國들은 技術과 資本을 풍부히 가지고 있는 것이다. 따라서 資源賦存面에서 보아 域內市場國家 相互間의 協力基盤은 거의 완벽하게 갖추어져 있다고 하겠다.

다. 競爭關係의 深化[4)]

太平洋國家間의 相互依存關係는 相互補完的일 뿐 아니라 相互競爭的인 면에 있어서도 깊다고 하겠다. 太平洋國家間의 相互競爭的 關係는 주로 아시아 NICs와 ASEAN 4個國의 급속한 工業化政策에 起因한다.

아시아 NICs가 輸出主導의 成長戰略을 성공적으로 追求하며 工業化를 急速히 이룩하여 온 것은 이미 잘 알려져 있다. 그러나 〈表 4〉에 나타나는 바와 같이 ASEAN 4個國은 70年代에 걸쳐서 아시아 NICs를 훨씬 凌駕하는 工產品輸出增加率을 示顯하였으며 그 결과 이들의 輸出에서 工產品이 차지하는 比率은 급격히 提高되었던 것이다. 이것은 太平洋地域內의 ASEAN 4個國과 아시아 NICs 및 日本을 위시한 先進5個國 사이에 工產品分野에서의 競爭關係가 급속히 深化되고 있으며 이러한 傾向은 더욱 加速될 수 있을 것임을 의미한다. 또한 先後進國間의 이러한 '追上'(catch-up) 現象으로 인하여 域內國家間의 工業化段階上의 隔差는 持續的으로 緩和되어 갈 것이다.

ASEAN 4個國의 급속한 工產品輸出增加는 纖維, 衣類 및 雜製品과 電子部品 위주의 電氣機械에 의하여 主導되었다. 이들은 單純勞動集約的 製品들로서 60年代 아시아 NICs의 輸出伸張主導品들이었던 것이다. 이와 동시에 ASEAN 4個國의 主宗輸出部門인 資源加工品(石油精製品, 食品, 가죽, 고무, 木製品, 종이 등)의 輸出占有率은 減少되어 왔다.

아시아 NICs의 輸出에서는 纖維, 衣類, 資源加工品 등 勞動集約的 製品이 여전히 主宗을 이루면서도 電氣 및 非電氣機械와 같이 보다 技能 및 技術集約的인 製品이 輸出增加를 主導하여 왔다. 이것은 日本이 60年代에 겪은 바 있는 現象이다.

全體的으로 보아 60年代 이후 太平洋地域에서의 先進工業國, 아시아 NICs 및 ASEAN 4個國 사이에 工產品內 比較優位의 移轉이 圓滑히 진행되어 오고 있다고 하겠다. 즉 技能 및 技術集約的인 工產品에서의 比較優位는 先進工業國에서 新興工業國으로, 單純勞動集約的인 工產品에서의 比較優位는 新興工業國에서 ASEAN 4個國으로 移轉되고 있는 것이다. 이러한 過程에서 先進工業國의 比較優位는 新技術製品과 資本集約的 製品內에서 강화되고 있는 것이다.

이러한 比較優位의 移轉은 향후 製品市場에서 相互競爭을 深化시켜 주는 同時에 開途國과 先進國 그리고 또한 ASEAN 4個國과 아시아 NICs 사이에 貿易政策과 產業政策상의 마찰을 漸增시킬 것으로 기대된다. 바로 이러한 否定的인 의미에서의 相互依存關係가 太平洋地域國家間에 또한 存在하는 것이다.

4) Watanabe(1983) 및 楊秀吉(1983)의 詳細한 分析 參照.

라. 貿易自由化의 渴求

70年代初에 인플레등의 國內經濟問題 惡化와 第1次 石油波動을 겪으면서 擡頭된 先進國들의 이른바 新保護主義는 70年代末 이후의 長期不況과 開發途上國의 追上으로 인한 產業調整의 壓力下에 近者에 다시 强化된 바 있으며 이에 따라 先進國들은 多者間纖維協定(MFA)에 의한 纖維輸入쿼터의 强化, 각종 自律輸出規制의 强化, 세이프가드의 빈번한 發動 등을 통하여 여러 가지 非關稅貿易障壁을 강화하기에 이르렀다. 이러한 趨勢와 關聯하여 더욱 우려되는 것은 昨年 제네바에서 열렸던 GATT閣僚會談에서 이러한 趨勢를 反轉내지는 停止시키기 위한 具體的인 조치에 合意하지 못했다는 사실이다. 이에 따라 現在의 保護貿易主義的 國際環境은 당분간 더욱 惡化될 것으로 期待되는 것이다.

近者의 이러한 保護貿易主義의 한 특징은 그 根源이 주로 유럽의 國家들이라는 것이다. 이에 비하여 太平洋地域國家들은 美國과 日本을 위시하여 基本的으로 自由貿易을 指向하는 국가들이며 또한 그 중 아시아지역의 開途國들은 保護貿易主義의 强化로 인하여 經濟成長과 工業化努力에 대한 심각한 危脅을 겪는 나라들이다. 따라서 太平洋地域國家들은 유럽國家들과는 對照的으로 保護貿易主義의 沮止 내지 緩和를 渴求하는 입장을 共通的으로 취하고 있는 것이다[5].

마. 南北協力의 雰圍氣

國際經濟問題의 대부분은 先後進國間의 소위 南北問題의 側面을 갖추고 있으며 이러한 意味에서 南北問題의 원활한 解決은 先後進 兩側의 繁榮과 國際經濟體制의 發展을 위하여 要求되는 중요한 과제이다. 國際聯合貿易開發會議(UNCTAD)는 바로 이러한 課題를 遂行하기 위한 汎世界的인 協力을 促進시키기 위하여 設立되었던 것이나 汎世界的인 南北協力의 雰圍氣의 不在로 인하여 큰 成果를 못 보고 있는 것이다. 1次產品, 技術移轉, 資本協力 등에 걸친 南北協力次元의 問題들은 太平洋地域國家들 간의 相互依存關係의 重要한 斷面을 形成하기도 한다. 그런데 다행히도 他地域에서와는 달리 太平洋地域에서는 南北問題의 解決을 위한 協力의 展望이 매우 良好한 것이다. 이러한 事實은 ASEAN 4個國으로 代表되는 域內開途國과 域內先進諸國과의 關係가 매우 友好的이라는 점과 또한 同地域에는 先後進 兩側의 橋梁役割을 할 수 있는 아시아 NICs가 있다는 점에 起因한다.

바. 多邊的 協力의 必要性

위에서 論議된 여러가지 地域協力問題를 解決하기 위한 域內國家間의 雙務的 努力은 이미 最善으로 推進되고 있다는 意味에서 이러한 雙務的 努力은 限界에 와 있다고 볼 수 있다. 太平洋經濟協力體를 組織하자는 意圖는 이러한 雙務的 努力을 補完하고 또는 代替하여 雙務的 努力의 限界를 凌駕하는 效果를 達成하자는 데에 있다. 雙務的 努力에 의한 地域協力問題에의 接近은 論理的으로 域內國家間의 모든 雙務的 經路의 活用과 調整을 要求한다. 이러한 接近方式이 多邊的 對話에 비하여 非效率的인 것은 물론이다[6].

---

5) 이것은 Kim(1982)에 强調되어 있다.
6) Krause(1980)가 指摘한 바 있다.

5. 政治的 制約

太平洋經濟協力體의 主要構成員으로 想定되는 市場經濟國家들 사이에는 經濟面에서뿐 아니라 政治面에서도 공동의 利害關係가 있는 것이 사실이다. 그것은 이들 모두가 소련의 膨脹主義에 危脅을 느끼고 있다는 점이다. 따라서 市場經濟國家를 함께 묶은 太平洋協力體는 政治的 結束의 意義를 갖지 않을 수 없는 것이며 太平洋協力體가 政治的 課題를 追求한다면 그것은 바로 이러한 結束關係를 表出시키는 內容을 갖게 될 것이다.

역설적이지만 바로 이러한 理由로 인하여 太平洋協力體論議에서는 一切의 政治的 課題가 排除되고 있다. 왜냐하면 그러한 所致는 한편으로는 太平洋地域에서 相互 牽制의 樣相을 보이고 있는 4大强國間의 軍事的 均衡을 위협할 수 있고 또 한편으로는 公式的으로 非同盟主義를 追求하고 있는 ASEAN 會員國의 反對를 불러일으키게 되기 때문이다[7].

Ⅲ. 地域協力論議의 略史

「수사스트로」博士(1983)는 太平洋經濟協力論議의 起點을 1960年으로 잡고 그 이후 同論議의 흐름을 다음과 같이 세 期間으로 나누어 分析하고 있다. 첫째, 1960～67年의 期間에는 주로 日本內에서 日本人들에 의한 太平洋協力方案論議가 이루어졌다. 둘째, 1968～77年의 期間에는 域內 學術硏究界와 實業界人士들 간에 太平洋協力이란 槪念이 '國際化' 되었다. 끝으로, 1978年以後의 期間에는 太平洋協力推進運動이 展開되어 왔다. 이들 세 期間을 간략히 살펴보면 아래와 같다[8].

1. 1960～67年

戰後에 日本에서 太平洋地域協力을 제일 먼저 擧論한 사람은 自民黨출신의 「가지마 모리노스께」 日本 參議院 議員이다. 「가지마」議員은 1960年 參議院에서 아시아諸國의 發展을 위하여 日本이 마샬計劃類型의 아시아開發基金을 창설할 것을 提議하였던 것이다. 이와는 別途의 움직임으로 1963年 創設된 日本經濟硏究센타(Japan Economic Research Centre: JERC)는 同센타의 첫번째 보고서에서 太平洋經濟協力을 論하면서 5개 太平洋先進國이 年例會議를 열고 經濟關係, 交通 및 通信, 文化交流등에 관한 문제를 검토하자고 제의한 바 있다.

1965年 11月에는 JERC主催의 國際會議에서 「고지마 기요시」敎授가 太平洋自由貿易地帶(Pacific Free Trade Area: PAFTA)의 結成을 提議한 바 있다. 이 提議에 자극을 받아 1967年 5月 「미끼 다께오」外相은 太平洋地域國家間의 協力增進을 위한 日本의 亞洲太平洋政策의 必要性을 역설한 바 있다.

또한 앞에서 언급된 JERC 보고서에 자극되어 日本과 濠洲의 實業人들은 1967年 4月 域內의 貿易 및 投資에 관한 문제를 論議하고 官民協力을 促進하기 위하여 先進5個國의 實業人들을 會員으로 하는 소위 太平洋經濟人協議會(Pacific Basin Economic Council: PBEC)를

7) Dickson(1983) 및 Fraser(1983) 參照.
8) 以下 Soesastro(1983)에 주로 依存함. 또한 English (1982)를 參照하였음.

조직한 바 있다. 域內開途國의 實業人들은 1975年以後 PBEC에 參與하기 시작하였다.

2. 1968～77年

日本「미끼」外相의 1967年 亞洲太平洋政策構想은 實現을 보지 못하였으나 그는 1968年 5月 日本의 亞洲太平洋地域公館長會議를 召集하고 亞洲太平洋블럭의 結成을 위한 4個 條項으로 된 政策을 발표한 바 있다. 이때 「미끼」外相이 提示한 政策目標의 하나는 日本이 太平洋地域의 先進國과 東南亞諸國사이의 橋梁的 役割을 하겠다는 것이었으며 이때부터 日本은 東南亞諸國과의 關係에 本格的 關心을 보이기 시작하였다. 이러한 움직임은 1967年 ASEAN의 發足으로부터 자극받았던 結果인 것으로 볼 수 있다. 그 이후 日本은 公式的으로 ASEAN과의 協力增大를 위한 接近을 展開하여 왔다.

1977年 「후꾸다」首相은 東南亞를 순방하고 日本과 ASEAN諸國間의 理解와 友誼增進을 위한 소위 「후꾸다 독트린」을 발표하였다. 이처럼 1968年이후 日本은 公式外交經路를 통하여 日本과 ASEAN諸國사이의 協力關係를 構築하여 왔다. 이러한 노력은 日·ASEAN 關係가 亞洲太平洋地域內에서 가장 중요한 關係의 하나가 된다는 점에서 중요성을 갖는다.

1968年 以後 域內學者들 간에는 太平洋經濟協力槪念의 토론이 활발히 전개되었다. 이러한 활동은 「미끼」外相의 支援下에 「고지마」敎授의 主管과 JERC主催로 1968年 1月 처음 召集되었던 太平洋貿易開發硏究會(Pacific Trade and Development Conference: PAFTAD)를 중심으로 하여 전개되었다. 그 이후 현재에 이르기까지 PAFTAD는 〈表 5〉에 보인 바와 같이 年例的으로 召集되어 太平洋地域의 經濟問題를 討議하여 왔으며 이러한 過程을 통하여 PAFTAD는 域內經濟學者들간의 地域社會를 造成하여 주는 동시에 太平洋經濟協力의 槪念을 普及시켜 왔다.

「고지마」敎授의 PAFTAD案은 PAFTAD 1次會議에서 詳細히 檢討된 바 있었으며 처음부터 支持를 얻지 못하였다. 그 대신 1977年

〈表 5〉 PAFTAD會議 槪要

	會議場所	새로운 參加國들	主 題
1968	東 京	先進 5個國	PAFTAD案
1969	호 놀 루 루	인도네시아, 韓國, 필리핀, 臺灣	아시아太平洋 開途國들의 役割
1970	시 드 니	泰國	아시아·太平洋地域의 海外直接投資
1971	오 타 와	홍콩, 싱가포르	太平洋地域의 貿易障壁
1973	東 京	멕시코	아시아·太平洋地域의 貿易構造調整
1974	멕시코시티	브라질, 페루, 베네주엘라, 蘇聯	太平洋經濟開發과 技術移轉
1975	오 클 랜 드	파푸아뉴기니아, 피지	아시아·太平洋地域의 開發協力
1976	파타야(泰國)	印度, 말레이지아	아시아開途國의 貿易과 雇傭
1977	샌프란시스코	칠 레	太平洋地域의 鑛物資源
1979	캔 베 라	中 共	世界 및 地域與件의 變化와 ASEAN
1980	서 울		太平洋地域 先發開途國의 役割
1981	뱅 쿠 버		太平洋地域의 農水産資源
1983	마 닐 라		太平洋地域의 에너지

資料 : English(1982) 및 Soesastro(1983).

PAFTAD會議에서는 濠洲「드라이스데일」敎授의 太平洋貿易開發機構(Organization for Pacific Trade and Development: OPTAD)案이 제시된 바 있으며 그 이후 OPTAD案은 상당한 지지를 얻어왔다.

3. 1978年 以後

1978年부터는 太平洋經濟協力에 대하여 公式的인 關心이 表明되기 시작하고 또한 太平洋經濟協力을 實踐에 옮기려는 氣運이 擡頭되기 시작하였다.

우선, 1978년 美國에서는 上院外交分科委員會의 「글렌」議員의 要請에 의하여 美議會圖書館調査部가 「패트릭」과 「드라이스데일」 兩敎授에게 아시아地域貿易機構의 可能性에 관한 硏究를 委託한 바 있다. 이에 따라 1979年에 提出한 硏究報告書에서 두敎授는 1977年 「드라이스데일」의 OPTAD案을 다시 提議하였던 것이다.

또한 1978年에 日本의 新任 「오히라」首相은 「오끼따 사부로」博士가 主導하는 環太平洋連帶硏究그룹을 設置하여 環太平洋協力構想(Pacific Basin Cooperation Concept)을 硏究시켰다. 이어 1979年에 濠洲의 「프레이저」首相은 UNCTAD總會에서 太平洋經濟協力槪念에 대한 支持意思를 밝힌 바 있다.

그리고 1980年 1月 「오히라」首相이 「프레이저」首相을 訪問한 자리에서 두 首相은 太平洋協力槪念을 檢討하기 위한 民間次元의 域內세미나를 主催할 것에 合意를 보게 되었다. 그 結果 1980年 9月에는 濠洲政府主催로 이른바 太平洋協力體세미나(Pacific Community Seminar)가 캔베라에서 開催되었던 것이다. 이 세미나는 원래 日本의 環太平洋連帶硏究그룹이 準備하고 있던 環太平洋協力構想報告書內容에 立脚하여 發想되었다. 그리고 同캔베라세미나는 第V章에서 詳細히 論議될 太平洋經濟協力會議를 組織하는 契機가 되었던 것이다.

1980年 以後에는 또한 美國(1980), 日本(1980), 韓國(1981), 泰國(1982), 카나다(1982) 등의 主要域內國家內에 各國의 太平洋協力關聯活動을 調整하고 推進하기 위한 有關人士들의 모임이 組織되어 왔다. 이러한 民間次元의 움직임은 캔베라세미나로 인한 刺戟의 結果로 이루어진 것이었다.

캔베라세미나以後의 期間에 公式次元에서는 韓國 全斗煥大統領의 太平洋外交가 主要 움직임으로 擡頭되었다. 그 一環으로 全大統領은 1981年 1月 美國의 「레이건」大統領을 訪問한 자리에서 「太平洋時代」의 到來를 宣言하고 太平洋地域國家間의 協力의 重要性을 强調하였다. 또한 全大統領은 1981年 4月 뉴질랜드의 「멀둔」 首相과의 會談에서, 그리고 同年 5月 ASEAN會員國들을 巡訪하면서 다시 太平洋協力의 重要性을 力說한 바 있다.

以後 濠洲 및 카나다首相과의 頂上會談에서 그리고 또한 1982年 8月 鎭海記者會見에서 全大統領은 太平洋頂上會談을 正式 提議한 바 있다. 이 提議는 全大統領이 그간 太平洋外交를 통하여 提示하여 온 「太平洋독트린」에 대한 具體的 接近方法이라고 볼 수 있다.

가장 比重이 큰 太平洋國家인 美國의 政府는 그동안 太平洋協力論議에 대하여 가장 微溫的인 態度를 보여왔으며 이러한 美國政府의 態度는 太平洋協力推進에 가장 큰 障碍要因으로 看做되어 왔었다[9]. 이러한 점에서 太平洋

9) Dickson(1983).

地域國家들 사이에 싹트는 地域社會意識을 分析하고 太平洋地域協力推進에서 美國의 役割이 重要함을 力說한 「슐츠」美國務長官의 1983年 3月 샌프란시스코 演說은 매우 意味深長하다고 하겠다[10]. 이 演說은 韓國을 包含하는 東北亞訪問直後에 이루어졌다는 점에서 또한 注目할 만하다.

Ⅳ. 地域協力體의 構想과 爭點

本節에서는 主要 地域協力體案으로서 PAFTA案, OPTAD案, 環太平洋連帶構想 및 太平洋頂上會談案을 個別的으로 分析하고 主要 爭點을 評價하기로 한다.

1. 「고지마」敎授의 PAFTA案[11]

「고지마」敎授가 構想한 PAFTA는 日本, 카나다, 美國, 濠洲 및 뉴질랜드의 域內 5個先進國을 會員國으로 하는 先進國間의 相互貿易增進機構인 동시에 域內의 아시아開發途上國들의 經濟發展과 貿易擴大를 위한 地域單位의 對開途國支援機構이다. PAFTA會員國들은 相互貿易增進을 위하여 對內的으로 貿易障壁을 撤廢하고 太平洋域內 開途國들의 貿易增進을 위하여 市場을 移轉하여 주자는 것이다.

「고지마」敎授가 말하는 對開途國 市場移轉은 開途國으로부터의 農水產物 및 勞動集約的 工產品 輸出에 대한 需要를 確保, 擴大하여 주고 아울러 이들 部門에서 開途國의 生產能力을 늘려주기 위한 資本 및 技術協力을 提供하는 것을 말한다. 開途國의 輸出에 대한 需要를 擴大하는 方法으로는 農水產物 및 勞動集約的 工產品에 대한 先進國의 生產 및 輸出 自制와 對開途國市場開放, 그리고 이에 相應하는 先進國內 產業構造調整이 提示되고 있다.

이처럼 「고지마」敎授가 提案한 PAFTA는 太平洋地域先進國 相互間의 貿易政策 및 太平洋地域開發途上國에 대한 貿易政策의 共同調整을 主要經濟協力內容으로 하는 先進國爲主의 地域經濟協力體이되 특히 太平洋域內의 貿易增進과 域內開途國과 先進國사이의 均衡있는 經濟發展을 政策目標로 하고 있는 것이 特徵이다.

「고지마」敎授의 PAFTA 構想은 1960年代에 있었던 主要 유럽國家間의 EC結成 및 EC內의 關稅撤廢履行에 대한 反應이었다. 즉 유럽에서의 對內指向的인 經濟블럭의 形成으로 인한 貿易 및 投資上의 轉換(diversion)을 可能한 한 相殺하고 나아가서는 汎世界的 貿易自由化를 推進하기 위한 「모우멘텀」을 確保하자는 것이 PAFTA構想의 動機인 것이다. 「고지마」敎授는 兩大自由貿易블럭의 併存이 이들 블럭의 排他性에도 不拘하고 向後의 汎世界的 貿易自由化 움직임으로 連結될 것으로 보았던 것이다.

실상 「고지마」敎授의 PAFTA構想의 低邊에는 世界市場經濟圈의 兩大블럭化의 構想이 도사리고 있다고 보여진다. 즉 그 以後 EC의 擴大(1973)와 로메協定(1975)등을 통한 EC圈의 對開途國圈擴張으로 실현된 바와 같은 유럽經濟블럭의 擴大를 「고지마」敎授는 豫想하고 있

10) Schultz(1983) 參照.
11) Kojima(1966), Kojima(1971) 第3章과 第7章 및 Kojima(1977) 第8章 參照.

었고 PAFTA를 통한 太平洋地域內의 先·後進國間 經濟開發協力提議는 이러한 豫想에 立脚하였던 것이다. 이와 같은 觀點에서 볼 때에 「고지마」敎授의 PAFTA構想은 극히 汎世界的이고 對外指向的인 면을 갖고 있었다.

汎世界主義的 視角이 강했던 만큼 「고지마」敎授의 PAFTA案에 담겨진 地域社會意識은 消極的이고 制限的인 것이다. 이것은 PAFTA會員國이 太平洋地域의 5個先進國으로 構成된다는 사실에 反映된다. 즉, 「고지마」敎授가 想定한 太平洋地域은 先進國들이 主導的으로 經營하는 地域이며 이러한 地域經營이 必要해진 理由는 域外先進圈의 블럭化였던 것이다.

「고지마」敎授의 이와 같은 PAFTA構想은 提案直後부터 過慾的이며 現實性이 없는 案인 것으로 받아들여졌다[12]. PAFTA構想에 대한 이러한 評價는 누구보다도 「고지마」敎授 自身에 의하여 내려졌다[13]. 그 이유는 다음과 같았다.

첫째, 美國의 對外經濟政策이 汎世界的 無差別的 貿易自由化의 追求를 大前提로 하고 있기 때문에 美國이 地域單位의 貿易自由化를 支持하지 않을 것이라는 것이다. 이 점에 있어서 「고지마」敎授는 유럽經濟의 對內指向的 블럭化가 더욱 進展되고 汎世界的 貿易自由化의 展望이 크게 惡化되면 美國의 立場에 變化가 올수 있을 것으로 보았다. 「고지마」敎授의 이러한 分析이 있은지 상당한 기간이 지난 오늘날 아닌게 아니라 이와 같은 域外與件의 變化가 오고 있는 것은 意味深長한 일이 아닐 수 없다.

둘째, 貿易障壁의 撤廢가 圓滑히 推進되기 위해서는 政策樹立體系와 產業構造上의 國家間 統合이 지금보다 훨씬 더 進展되어 있어야 하는 것이다. PAFTA의 5個會員國이 市場을 相互 開放함으로 해서 생기는 農業, 勞動集約的 輕工業등과 같은 主宗分野에서 惹起되는 여러가지 產業調整問題가 잘 解決되려면 이들 國家사이의 連帶意識이 더욱 鞏固하고 產業構造가 보다 類似하며 國家間 資本, 技術, 人力 등의 移動性이 크게 提高되어야 한다. 따라서 域內貿易障壁撤廢가 當場에는 그만큼 過激한 措置가 될 것이라는 것이다.

세째, PAFTA의 形成으로 인한 惠澤을 輸出增加 및 國際收支效果로 把握해 볼 때 그 惠澤의 國家間 配分이 크게 不均等할 것으로 期待되는 바 이러한 期待는 國家間에 違和感을 造成하여 PAFTA 結成에 대한 抵抗을 불러 일으킬 것이라는 것이다.

貿易障壁 撤廢에 대한 需要供給彈性値는 品目마다 달라 貿易障壁撤廢로 인한 輸出入의 增減도 品目마다 다르기 마련이다. 太平洋地域의 先進 5個國은 資源賦存與件과 工業化段階가 서로 크게 다른 편이다. 따라서 各國의 輸出入構造도 크게 다르기 마련이며 또한 域內貿易依存度도 國家마다 다른 것이다. 그러므로 相互貿易障壁의 撤廢로 인한 惠澤은 不均等하지 않을 수 없는 것이다.

예컨대 日本은 PAFTA의 結成으로부터 가장 큰 惠澤을 누릴 것으로 期待된다. 우선 日本의 輸出品은 關稅에 대한 需要彈性値가 높은 工產品으로 構成된다. 반면에 日本의 輸入品의 대부분은 一次產品들로서 이들은 需要彈性値가 극히 낮은 것이다. 또한 日本의 域內輸出入依存度는 相對的으로 매우 높은 편이다.

12) 이것은 예컨대 Drysdale(1978), Crawford(1981) 등에 表明되어 있는 見解이다.
13) Kojima(1971) 第3章 參照.

따라서 日本은 PAFTA의 結成에 따라 輸出의 대폭 伸張과 國際收支의 큰 好調를 볼 것으로 豫想된다는 것이다.

이상과 같은 理由를 받아들인 「고지마」敎授는 PAFTA結成이 時期尙早일진대 當面한 課題는 이의 早期實現을 促進하기 위한 與件造成에 있다고 보았고 이러한 當面課題의 內容을 다음과 같은 다섯가지로 整理하였다.

(1) 域內先進國의 對域內開途國 資本移轉增大
(2) 先進國間의 重化學工業內 水平分業과 效率的인 域內 資源 및 中間財 生產과 交易促進
(3) 太平洋地域內 開途國의 利害關係의 考慮에 따른 先進國內 農產品 生產調整
(4) 太平洋地域內 開途國에게 輕工業製品市場을 移轉하기 위한 先進國內의 投資調整 및 市場開放
(5) 先進國의 對域內開途國援助政策 調整

「고지마」敎授는 또한 이러한 課題의 實踐을 위한 첫 段階의 制度化作業으로서 太平洋先進5個國이 相互貿易에 對한 貿易自由化 規約, 相互投資活動에 關한 規約, 對開途國援助 및 貿易政策規約등 3個規約을 採擇 遵守할 것이며 이를 위하여 貿易, 投資 및 援助의 3分野에 걸친 3個委員會로 構成되는 經濟協力開發機構(OECD)類型의 太平洋貿易開發機構, 즉 OPTAD를 結成할 것을 提案하였던 것이다.

이상과 같은 「고지마」敎授의 OPTAD案을 PAFTA案과 比較하여 볼 때 PAFTA의 主眼點이 域內先進國 相互間의 貿易障壁撤廢에 있었던 것에 비하여 OPTAD의 主眼點은 域內先進國貿易障壁의 一般的 緩和와 對域內開途國協力增進에 있다.

「고지마」敎授의 構想이 域內先進國을 爲主로 하여 發想되었던 것은 當時의 時代的 與件에 비추어보아 當然하다고 할 수 있다. 즉 當時 域內의 開途國은 아직도 工業化의 初期段階를 마악 시작하여 國際經濟上의 比重이 微微하였으며 域內先進國의 對外關係는 OECD圈內에 置重되어 있었던 것이다. 그러나 70年代에 접어들면서 이러한 狀況에는 많은 變化가 오게 된다. 이러한 變化에 맞추어 提示되는 것이 「드라이스데일」-「패트릭」 兩敎授의 OPTAD案이다.

2. 「드라이스데일」과 「패트릭」 兩敎授의 OPTAD 案[14]

「고지마」敎授가 提案한 PAFTA과 OPTAD와는 달리 「드라이스데일」-「패트릭」의 OPTAD는 域內의 先進5個國과 ASEAN 5個國, 韓國 및 파푸아뉴기니등의 南太平洋諸島를 모두 包含하는 本格的인 太平洋地域規模의 構想이다.

具體的으로 「드라이스데일」-「패트릭」의 OPTAD는 數個의 機能別 專門委員會(Task Force)와 이들을 運營하는 小規模의 事務局으로 構成되도록 되어 있으며 이러한 OPTAD의 課題는 太平洋地域國家間의 貿易, 投資, 援助등의 急增을 隨伴하는 諸般地域政策問題를 多邊的 機構內에서 協議함에 있는 바 이러한 協議의 具體的 目的은 다음과 같이 要約될 수 있다.

첫째, 友好的인 雰圍氣아래 地域國家間의 높

14) Drysdale(1978), Congressional Research Service(1979), Chung(1981) 및 Soesastro(1983) 參照. Krause(1980)도 OPTAD案과 類似한 主張을 내세운다.

은 相互依存度로 인하여 惹起되는 마찰에 대한 安全瓣을 마련한다.

둘째, 域內開途國에 대한 援助와 投資를 促進함과 동시에 이들과 域內先進國間의 關係를 改善한다.

세째, 太平洋地域의 長期展望과 經濟發展에 관한 協議와 討議를 마련한다.

네째, 太平洋地域의 各國이 域內에서 보다 局地的인(subregional) 經濟協力을 追求하거나 또는 隣近共產國과 關係增進을 追求할 경우 이러한 노력을 뒷받침하여 줄 수 있는 틀과 背後紐帶를 마련한다.

「드라이스데일」-「패트릭」의 OPTAD構想은 다음과 같은 域內外 變化에 대한 反應이었다.

우선, 日本經濟力의 伸長은 아마도 1960~70年代 太平洋地域에서 가장 顯著했던 現象인 바이에 따라 資源과 食糧, 그리고 勞動集約的工產品에 대한 日本의 需要가 急增하여 왔고 또한 域內資本과 技術의 移動도 活潑하여졌다.

둘째, 對外指向的 經濟發展戰略 및 日本의 成長에 힘입어 東北亞 및 東南亞의 開發途上國들이 늘라운 貿易伸張 및 工業化를 이룩하였다.

세째, 西歐의 經濟沈滯로 인하여 域外市場의 活力이 低下되고 있다.

「고지마」敎授의 OPTAD構想이 域外의 變化에 대한 反應이었다면 「드라이스데일」-「패트릭」의 OPTAD는 주로 域內의 變化, 특히 相互依存의 深化에 대한 反應이었다. 따라서 「드라이스데일」-「패트릭」의 OPTAD의 主目的은 域內相互依存의 增加로 인한 마찰을 豫防내지 緩和하자는 데에 있었으며 이를 위하여 全域內 國家를 對象으로 하는 經濟全般에 걸친 政策協議를 推進하자는 것이다. 바로 이런 面에서 「고지마」敎授의 OPTAD와 「드라이스데일」-「패트릭」의 OPTAD사이에는 상당한 차이가 있는 것이다.

「드라이스데일」-「패트릭」의 OPTAD案은 相互依存 地域協力의 基盤으로서 經濟的 相互依存關係와 市場機能에 立脚한 公開的 多邊的 競爭原理에 대한 共通된 信念을 强調하고 있다. 위에 羅列한 바와 같은 12個會員國은 이러한 基準으로 選定된 것이다.

本案에서 臺灣과 홍콩은 원래 會員國으로 받아들여지는 것이 바람직하겠으나 이들을 完全한 國家로 取扱하는 데에는 政治的 問題가 따르는만큼 이들은 옵저버로 參與하는 것으로 提案되어 있다.

中共을 위시한 太平洋沿岸의 共產主義國家들은 물론 會員國圈에서 除外되어 있다. 그러나 이들과의 交易擴大가 OPTAD의 課題로 提示되고 있는 것은 注目할 만한 사실이다. 對共產圈交易에 관한 協議體機能을 마련하여 주고 나아가서는 共同의 接近戰略을 마련하여 주는 것은 OPTAD의 緊要한 機能이 될 수 있다는 것이 그 趣旨이다. 이것은 美國을 위시한 太平洋沿岸의 많은 市場經濟國家들이 中共 등과의 交易擴大에 關心을 갖고 있음을 反映하고 있다.

OPTAD와 OECD사이의 차이점의 하나는 OPTAD의 主要關心部門의 하나가 南北問題라는 것이다. OECD와의 또 하나의 차이점은 OPTAD가 機能과 組織上의 簡素化를 追求한다는 것이다.

「드라이스데일」-「패트릭」의 OPTAD案은 具體的으로 6個에 不過한 專門委員會를 例示하고 있다. 이들 專門委員會는 會員國의 政府

官吏 및 民間專門家들로 構成되며 그 任務는 高次元의 政治的 協議過程을 거쳐 委任되는 特定政策課題에 관하여 情報와 아이디어를 交換하고 나아가서는 政策協商을 推進하는 것이다.

「드라이스데일」-「패트릭」이 提示한 6個專門委員會의 機能은 아래와 같다. 여기에 提示되는 바와 같은 政策課題는 대체로 貿易秩序의 問題와 南北問題 그리고 東西問題로 나누어질 수 있음을 留意할 만하다.

- 自由公正貿易 : 不正 및 不公正行爲를 規制하고 各國政府의 自由公正貿易保障能力을 强化하여 주는 企業行爲規約 開發
- 貿易構造調整 : 域內國家間 比較優位의 變化에 對處하여 產業構造調整을 圓滑히 하고 市場開放을 維持하도록 함.
- 地域開發財政 : 域內開途國에 대한 先進國資本의 供給이 圓滑히 維持되도록 함.
- 外國人直接投資 : 外國人直接投資規約制定등을 통하여 投資國과 被投資國 兩側의 利益을 보호함과 동시에 先進國間의 公平한 投資機會를 保障하도록 함.
- 資源安定供給 : 域內國家相互間의 에너지 安定供給協力을 增進하고 域內의 天然資源 및 에너지政策에 관련된 問題를 論議하며 域內開途國을 위한 STABEX(一次產品輸出所得安定化計劃)의 導入 檢討.
- 對共產圈貿易 : 開途國의 域內共產國家와의 貿易에 관한 協議 및 調整 推進

지금까지 檢討한 바와 같은 OPTAD案에 대해서는 다음과 같은 점을 두고 懷疑가 表示된 바 있다[15].

우선, 아시아·太平洋地域에는 OPTAD와 機能이 크게 다르지 아니한 아시아·太平洋經濟社會委員會(ESCAP)가 域內의 經濟開發을 促進하기 위하여 1948년 設立된 이후 運營되어 오고 있으나 별 實效를 거두지 못하고 있다. OPTAD가 ESCAP보다 實效性있게 運營될 것을 기대할 수 있는 근거는 무엇인가?

둘째, 貿易障壁은 GATT를 통하여 緩和되게끔 되어있다. 똑같은 目的을 위하여 GATT와는 別途로 OPTAD가 擔當할 수 있는 役割은 무엇인가? 또한 STABEX에 대해서도 美國은 汎世界主義에 立脚하여 UNCTAD를 통하여 解決하고자 하고 있다. 이와 같은 美國의 立場에서 볼 때에 OPTAD는 STABEX를 協議하는 以上의 機能을 擔當하지 못할 것이다. 그렇다면 OPTAD는 결국 政策協議機構以上이 될 수 없는 것이다. 그러나 太平洋地域의 主要國家인 5個先進國이 이미 OECD를 통하여 相互 政策協議을 持續하여 오고 있는 이상 OPTAD의 効用은 그리 클 수가 없지 않겠는가?

세째, OPTAD는 별다른 惠澤을 가져오지 않는 反面 世界經濟의 블럭化를 助長하여 GATT, IMF등에 의한 汎世界的 問題解決方式을 弱化시킬 수도 있지 않는가?

위의 OPTAD案 批判과 關聯하여서는 第Ⅱ章에서 이미 살펴본 바와 같이 GATT, UNCTAD와 같은 汎世界的 協力機構가 無力化되고 있으며 바로 이러한 機構를 支援하고 强化하자는 것이 太平洋協力推進의 한 動機가 되고 있음을 想起하여야 할 것이다.

「드라이스데일」—「패트릭」의 OPTAD案에 대해서는 아직껏 아무런 政府次元의 反應이 없었다. 그러나 OPTAD案이 提示된 以後 이 案은 太平洋協力體의 模型으로서 가장 普遍的

15) Congressional Research Service(1979) 參照.

으로 擧論되어 오고 있다.

3. 日本研究그룹의 環太平洋連帶構想

「오히라」首相에 의하여 設立된 日本의 環太平洋連帶研究그룹이 提示한 環太平洋連帶構想은 協力體의 構想이라기보다는 協力課題의 羅列이다. 그러나 이러한 點에 있어서 이 構想은 地域協力體結成이 당분간은 現實性이 없다는 默示的 主張을 內包하고 있는 것이다. 이 構想의 意義는 바로 여기에 있는 것으로 생각된다.

日本研究그룹은 經濟發展 및 協力의 높은 潛在力과 域內國家들의 多樣性을 太平洋地域의 2大 特色으로 보았다. 地域協力體結成 可能性에 대한 懷疑는 經濟發展段階, 人種, 文化, 宗敎등에 걸친 多樣性이 쉽게 克服될 수 없는 主要 障碍가 된다는 認識에 起因한다.

결국 日本研究그룹에 의하면 地域協力體結成은 時期尙早이며 오히려 相互依存意識 또는 地域社會意識의 形成自體가 先決되어야 할 當面課題인 것이다. 이에 따라 日本研究그룹이 提示하는 太平洋協力課題중에는 文化交流, 敎育交流, 學術交流, 觀光등의 國際交流를 통한 相互理解의 增進이 最優先課題로서 包含되어 있는 것이다.

日本研究그룹의 結論은 太平洋協力이 漸進的인 合意形成過程을 통하여 推進되어야 한다는 것이다. 또한 이를 위하여서는 첫단계 事業으로서 域內 民間指導級人士中心의 國際會議를 통한 協議가 反復되어야 하고 이러한 事業을 推進하려면 이를 위한 常任委員會가 우선 設立되어야 한다는 것이 同 研究그룹의 主要 建議內容이었다.

이러한 會議를 거치는 過程에서 參加國들은 쉬운 分野에서부터 協力課題를 選定하여 이를 推進하기 위한 分野別 實務委員會를 構成하여 나아감으로써 太平洋協力을 造成하여야 한다는 것이다.

日本研究그룹의 이러한 結論과 建議는 캔베라세미나에서 檢討되었으며 日本이 提示한 이와같은 環太平洋連帶造成 戰略은 同세미나에서부터 始發된 太平洋經濟協力會議活動의 基本趣旨가 된다. 日本研究그룹의 環太平洋連帶構想은 이러한 점에서 意議가 큰 構想이다.

4. 全大統領의 太平洋頂上會談案[16]

全大統領의 太平洋頂上會談案은 貿易과 開發등에 걸치는 非政治的 分野에서 協力을 推進함으로써 太平洋地域의 安定과 發展을 도모하는 것을 目標로 提示하고 있다는 점에서 다른 여러 가지 太平洋經濟協力構想과 同質性을 갖는다. 그러나 이 提案은 우선 太平洋協力을 위한 政府次元의 最初의 具體的 提案이라는 점에서 特色이 있는 것이다.

그간 太平洋協力을 推進하자는 수많은 非公式的 혹은 民間人士의 提議가 있었음에도 불구하고 域內各國의 政府는 傍觀의 立場을 취하여 왔으며 一角에서는 政府의 이러한 態度로 인하여 太平洋協力運動의 「모우멘텀」이 喪失될 것을 憂慮하고 있었다[17]. 全大統領의 頂上會談提議는 域內各國政府로 하여금 域內에서 造成되고 있는 太平洋協力의 氣運을 明白히 認識하고 나아가서는 政府로 하여금 太平洋協

16) 外務部(1982, 1983) 參照.
17) 外務部(1983) 參照.

力에 대한 立場과 對策을 開發하지 않을 수 없게끔 함으로써 이러한 膠着狀態를 打開시켜 주었던 것이다.

全大統領의 太平洋頂上會談案에 있어서 또 하나의 意味深長한 점은 本提案이 默示的으로 太平洋協力의 推進役으로서 美國 또는 日本과 같은 先進國에 대한 代案으로서 韓國을 提示하고 있다는 事實이다[18]. 인도네시아를 위시한 東南亞諸國은 弱小國이라는 自我意識과 과거에 經驗한 植民主義에 대한 恐怖로 인하여 先進國 특히 美國, 日本과 같은 强大國의 接近에 대하여 깊은 疑懼心과 警戒心을 갖고 있는 것이 事實이며 이러한 事實로 인하여 美國과 日本등의 域內先進國은 太平洋協力을 先導하기에는 不適合한 立場에 처해 있는 것이다[19]. 이러한 점에 비추어 보아 韓國과 같이 經濟的 動機가 明白하고 ASEAN諸國과 同病相憐의 立場에 있는 中進國은 先進國과 開途國의 仲介者로서 太平洋協力을 先導하여 나아가기에 매우 適合한 立場에 있는 것이다.

太平洋協力論議에서 가장 자주 擧論되는 것 중의 하나가 會員國의 範圍問題이다. 中共을 위시한 社會主義國家를 參加시켜야 할 것이냐 말 것이냐 하는 것이 이 問題의 核心이다[20]. 太平洋頂上會談案의 또 하나의 特徵은 同會談을 太平洋地域의 모든 나라에게 開放하고 있다는 事實이다. 이것은 同會談案에 대한 不必要한 批判과 疑懼心을 排除하기 위한 提議이며 특히 韓國特有의 立場에 適合한 提議인 것으로 解釋되고 있다. 그러나 會員國問題가 모든 太平洋協力論議에서 回避할 수 없는 實在的 問題인 만큼 이러한 提議는 暫定的 便法에 지나지 않는다는 批判도 없지 않다[21].

「드라이스데일」-「패트릭」의 OPTAD案은 域內政策協議體라는 制度의 提案인 反面 이러한 制度의 設立이 과연 可能한 것인가 또는 어떠한 方式으로 推進되어야 할 것인가에 관해서는 아무런 언급이 없다. 이와는 對照的으로 日本硏究그룹의 環太平洋連帶構想은 協力의 現實性을 中心問題로 보고 現實性 있는 協力課題를 찾아나가기 위한 民間協議活動을 提案하고 있다. 全大統領의 太平洋頂上會談案은 域內協力課題를 찾아나가기 위한 政府間協議活動을 提案하고 있다는 점에서 日本의 環太平洋連帶構想과 對照될 수 있다.

太平洋頂上會談案이 性格上 協力手段(政策)을 保有하고 있는 政府사이의 協議活動이라는 점에서 이 提案은 太平洋經濟協力會議와 같은 民間協議活動보다 한걸음 나아가 있는 셈이다. 이러한 점은 또한 太平洋頂上會談의 早速한 實現에 障碍要因이 된다고도 생각할 수 있다. 그것은 政府間協議 특히 國家元首사이의 協議가 뚜렷한 行動으로 歸結되지 못할 境遇 모처럼 造成되고 있는 太平洋協力運動의 活力이 消滅되어버릴 危險을 內包하고 있다는 見解도 있을 수 있기 때문이다.

이러한 意味에서 頂上會談은 상당한 準備作業을 必要로 하는 提案이라고 볼 수 있으며 이와 같은 見地에서는 太平洋經濟協力會議와 같은 準備段階性格의 民間協議活動과 頂上會談推進은 매우 密接한 補完的 關係를 갖고 있는 것으로 보인다.

18) 外務部(1983) 參照.
19) Dickson(1983).
20) Dickson(1983).
21) Dickson(1983) 및 外務部(1983) 參照.

5. 太平洋協力論議의 主要爭點[22]

가. 安保關係

太平洋地域協力論議에서 政治的 課題가 意圖的으로 排除되고 있음은 앞에서 이미 言及한 바 있다. 그러나 自由市場國家間의 어떠한 非政治的 協力도 安保的 意義를 갖지 않을 수 없으며 이러한 域內國家間의 安保的 利害關係는 非同盟主義를 내세우는 ASEAN會員國들의 消極的인 反應을 불러 일으키는 重要 要因의 하나이다.

政治와 經濟協力이 區分되기 힘든 좋은 例가 域內 海路保障問題의 경우이다[23]. 海路保障은 太平洋沿岸國家의 交易과 繁榮의 前提條件이 되는만큼 중요한 域內經濟協力課題의 하나이다. 그러나 海路保障은 海上安保의 問題이기도 한 것이다.

나. 會員國問題

설령 太平洋協力의 初期에는 社會主義國家를 參與시키지 않는다 하더라도 臺灣을 參與시켜야 할 것인가하는 問題는 큰 爭點이 된다. 臺灣의 參與는 두가지의 問題를 수반한다. 첫째 中共은 멀지않은 장래에 太平洋地域의 主要 交易相對國으로 登場할 것이며 太平洋協力體는 中共을 受容할 態勢를 갖추고 있어야 할 것이다. 이 점에 비추어 臺灣을 會員國으로 받아들이는 現在의 決定은 後日의 問題를 야기할 것이다. 둘째, 臺灣을 會員國 또는 옵저버로 받아들인다는 사실 자체가 臺灣의 稱號에 관한 決定을 前提로 하며 이 점에 있어서 中共과 臺灣 兩者를 滿足시키는 決定은 있을 수 없는 것이다.

다. 課題의 優先順位

OPTAD는 基本的으로 政策協議體인 바 이러한 政策協議體가 과연 政策에 영향을 줄 수 있는가 하는 것은 큰 의문으로 提起될 수 있다. ASEAN國家들은 보다 實質的인 政策協力體를 選好한다. 이들은 南北問題의 解決을 地域協力의 最優先課題로 보고 있으며 이러한 觀點에서 이들은 基本的으로 所得再分配機能을 갖는 政策協力體에 흥미를 갖고 있는 것이다.

太平洋協力體가 다른 機能과 아울러 이러한 機能을 함께 갖지 못할 理由는 없다. 그러나 만약에 ASEAN國家들이 對開途國 關稅免除와 같이 GATT의 無差別主義에 어긋나는 特惠를 要求한다면 意見對立의 餘地가 큰 것이다[24].

라. 美國의 微溫的 態度

太平洋地域의 最强大國인 美國의 參與가 없는 協力論議는 空虛할 수밖에 없다. 그러나 美國은 傳統的으로 太平洋國家들을 하나의 地域으로 認識하지 않았으며 지금도 綜合的이고 一貫性있는 對아시아 내지는 對太平洋政策을 갖추지 못하고 있다는 批難을 받고 있다. 반면에 美國은 地域協力을 主導함으로써 覆權主義를 追求하는 印象을 주는 일이 없도록 하기 위하여 自制하여야 하는 立場에 있는 것도 사실이다.

---

22) Morrison & Miyashiro(1980), Crawford(1981) 內 Introduction, 高大亞細亞問題硏究所(1982), 外務部(1983), Dickson(1983) 및 Soesastro & Han(1983) 參照.

23) Dickson(1983).

24) Sycip(1983)은 바로 이러한 差別的 關稅協力을 提議하고 있다.

마. ASEAN의 消極性

이미 言及한 바와 같이 非同盟主義를 追求하고 覇權主義를 경계하는 立場에 있는ASEAN 會員國들은 太平洋協力에 대하여 매우 消極的인 態度를 취하고 있다. 또한 ASEAN會員國은 ASEAN을 통한 共同利益의 追求를 對外協力의 至上課題로 삼고 있기 때문에 太平洋協力이 ASEAN의 機能을 弱化시킬 수 있는 可能性을 경계하고 있는 것이다.

V. 太平洋經濟協力會議의 活動과 意義

캔베라세미나에서 組織된 太平洋經濟協力會議는 主要太平洋地域國家들의 非公式代表들이 모여 太平洋協力問題를 論議하는 모임으로 紹介될 수 있다[25].

캔베라세미나의 目的은 「오히라」首相과 「프레이저」首相의 共同聲明에서 밝힌 바와같이 太平洋協力槪念에 관한 細部的이고 自由로운 意見交換에 있었다. 同세미나에는 域內先進5個國, ASEAN 5個國 및 韓國 등 11個國의 代表團과 파푸아뉴기니, 피지 및 통가의 3個 太平洋島嶼國의 合同代表團이 參席하였으며 各國代表團은 一般的으로 官界, 實業界 및 學術硏究界(學校 또는 硏究機關)로부터의 重鎭 1人씩, 3人으로 構成되었다.

이 세미나에서는 바람직한 太平洋地域協力體의 必要性과 性格 그리고 推進戰略이 詳細히 論議되고 實踐課題가 採擇되기도 하였다.

이 세미나에서는 우선 域內各國間의 情報交換을 擴充하여야 할 것임에 同意하고 이를 推進하기 위하여 25人정도의 人士로 構成되는 常任委員會의 組織이 바람직하다는 것에 合意를 보았다. 太平洋協力委員會(Pacific Cooperation Committee)로 假稱되었던 이 委員會는 域內의 官界, 實業界 및 學術硏究界의 代表級人士로 構成되는 非公式, 非形式的인 民間機構이다. 또한 이 세미나에서는 主要地域協力問題를 硏究할 몇 개의 專門委員會(Task Force)를 設置하여야 할 것에 同意하였다.

여기에서 想定된 太平洋協力委員會의 主要機能의 하나는 太平洋協力세미나의 持續的 開催를 推進하는 것이었다. 또한 이 委員會는 專門委員會를 組織하고 그 活動을 推進함과 아울러 專門委員會의 報告書를 接受 檢討하고 各國政府에 傳達하는 任務를 遂行하도록 되어 있었다. 太平洋協力委員會는 아울러 太平洋協力體의 制度化 方案을 持續的으로 檢討할 것으로 期待되었다. 이러한 여러가지 機能의 遂行과 關聯하여 太平洋協力委員會는 第1次會議를 1981年 봄 以前에 열 것도 이 세미나에서는 促求되었다.

캔베라세미나에서는 太平洋協力委員會의 事務局機能은 旣存機關의 支援에 依存하고 專門委員會의 設置運營을 위해서도 최대한으로 旣存機關을 活用하여야 한다는 데에 意見을 모았다. 이 세미나에서 專門委員會의 設置를 要하는 分野로 提示된 것으로는 貿易, 直接投資, 에너지, 海洋資源 및 國際서비스(交通, 通信 및 敎育交換)등 이었다.

또한 캔베라세미나에서는 旣存機關의 活用을 통하여 PBEC등과 같은 域內의 여러 民間機構

25) 太平洋經濟協力會議는 PECC(1983a, b 및 c)에 의해서 規定된다.

間의 情報交換을 促進하고 域內學者間의 活動인 PAFTAD를 支援하는 것이 바람직하다고 合意하였다.

끝으로 이 세미나는 세미나議長이 各國政府에게 太平洋協力委員會의 設立과 事務局의 設置 및 이러한 活動에 따른 財政問題解決計劃을 提示하고 必要한 協助를 받도록 하여야 한다고 合意하였다.

캔베라세미나에서의 合議事項은 적어도 當時 設定된 時間計劃대로는 實踐되지 않았다. 이러한 意味에서 太平洋協力推進運動은 한동안 停滯를 겪게 되었다. 그러나 1982年 6月 泰國의 太平洋經濟協力委員會와 ESCAP이 太平洋經濟協力會議라는 이름으로 캔베라세미나의 後續會議를 共同主催함에 따라 太平洋協力推進運動은 軌道에 오르는 契機를 맞는다.

방콕에서 열린 이 會議의 目的은 太平洋經濟關係의 ASEAN國家들에 대한 意味, 太平洋地域國家間에 經濟交流를 圓滑히 하고 相互摩擦을 防止하기 위한 經濟協力推進體의 必要性 및 經濟協力推進體의 現實的 形態를 論議하는 데에 있었다. 이 會議에는 域內先進5個國, ASEAN 5個國 및 韓國의 代表團以外에도 칠레, ESCAP 및 OECD의 代表團도 參席하였다. 各國參加者들은 캔베라세미나時와 마찬가지로 一般的으로 官界, 實業界 및 學術硏究界의 '3元的' 代表人士로 構成되었으되 이들 모두는 個人의 資格으로 參席하였다.

이 會議에서는 우선 地域協力推進을 위한 當面課題는 域內共同關心問題에 관한 協議의 持續으로 보고 이를 위하여 同會議와 같은 體制아래 協議活動을 繼續하여야 한다는 데에 意見을 모았다. 다음, 방콕會議에서는 이를 推進하기 위하여 農水產品交易, 鑛產品 및 에너지交易, 工產品交易, 그리고 直接投資 및 技術移轉의 4個 分野에 걸쳐 專門委員會를 設置하여 政策問題를 硏究하도록 하고 다음 總會에서 그 結果를 報告받도록 하였으며 또한 이러한 專門委員會活動을 點檢하고 次期會議開催를 推進하는 責任을 遂行할 8人의 常任委員을 域內에서 指名度가 높은 人士中에서 選任하였다[26].

끝으로 同會議에서는 1年·내지 1年半의 사이를 두고 會議를 開催하기로 하고 다음 會議는 1983年 11月 인도네시아에서, 그 다음의 會議는 韓國에서 열기로 合意하였다.

以後 太平洋經濟協力會議 第2次 總會로 불려지게 된 방콕會議는 太平洋地域協力運動의 持續性을 마련하여 준 점에 있어서 그 意義가 크다. 이처럼 탄생하게 된 太平洋協力推進機構는 常任委員會와 4個專門委員會로 構成되는데 이러한 構成은 캔베라세미나에서 提示된 바와 基本的으로 同一한 骨格을 갖는 것이며 이러한 機構의 設立趣旨는 日本硏究그룹의 報告書에 이미 提示된 바와 같은 것이다.

4個 專門委員會의 運營責任은 다음과 같이 委託되었다. 즉 工產品交易分野는 韓國開發硏究院, 農水產品交易分野는 泰國太平洋經濟協力委員會, 鑛產品 및 에너지交易分野는 濠洲國立大學校, 直接投資 및 技術移轉分野는 日本太平洋協力委員會가 각기 運營責任을 맡게되었다.

이들 4個 專門委員會는 太平洋經濟協力會議

26) 그 名單은 다음과 같다.
泰國 Thanat Khoman 前副首相, 인도네시아 Ali Moertopo 最高諮問委員會 副委員長, 濠洲國立大學校 總長 John Crawford卿, 日本 Saburo Okita 前外相, 카나다 알칸알루미늄 Eric A. Trigg 首席副社長, 필리핀 PCI 經營諮問會社 David Sycip 首席顧問, 韓國 南悳祐 貿易協會會長, 美國 Richard L. Sneider 前駐韓大使. PECC 第3次 總會에서는 뉴질랜드의 B. E. Talboys 前外務省長官이 常任委員에 追加되었다.

〈表 6〉 PECC 專門委員會 現況(1984~85)

專門委員會	運營責任國家	運營責任機關	研究課題
農·水産品交易	카나다	未定	水産資源開發
鑛産品 및 에너지交易	濠洲 (PBEC 責任分擔)	濠洲國立大學校	協議體開發
工産品交易	韓國	韓國開發研究院	産業協力 및 貿易協商
直接投資 및 技術移轉	美國 (日本 및 싱가포르 責任分擔)	未定	直接投資를 통한 技術移轉
資本移動	인도네시아 (日本 및 美國 責任分擔)	國際戰略問題研究所	資本市場 및 資本移轉

3次 總會까지의 期間에 걸쳐서 常任委員會와의 緊密한 協議아래 研究報告書를 作成하여 3次 總會에 提出한 바 있다[27]. 이들이 作成한 研究報告書의 特徵은 研究報告書가 學術的 分析이 아닌 協力問題와 政策建議를 內容으로 하고 있으며 또한 각 專門委員會의 研究報告書 및 綜合報告書가 어느 特定國의 個人 또는 機關에 의해서 作成된 것이 아니고 域內 各國이 골고루 參與하여 作成된 것이라는 점이다. 太平洋經濟協力會議 專門委員會 報告書는 이처럼 域內 各國의 立場을 收斂한 政策建議書라는 점에서 意義가 매우 크며 專門委員會의 活動自體가 向後에 있을 太平洋協力事業의 先例와 模型을 提示한다는 점에서 意義가 또한 크다.

太平洋經濟協力會議 3次 總會는 인도네시아 政府 主催로 지난 11月 21~23日 인도네시아의 발리에서 開催되었다. 4個 專門委員會의 報告書의 檢討와 域內國家間의 懸案 協力問題 論議를 議題로 採擇한 同總會의 特徵은 同總會가 第2次 總會에 비하여 參席規模面에서 두倍가까이 擴大되어 代表와 옵저버가 120人에 達하였고 2次 總會에 비하여 훨씬 具體的인 協力問題를 討議하였다는 것이다.

同總會에서는 아직도 太平洋地域國家間에 相互理解가 부족한 탓으로 具體的 政策協力에 着手하기에는 時期尙早라는 立場이 우세하였던 바 이에 따라 무엇보다도 政策問題에 관한 情報交換과 協議의 增大, 그리고 域內國家間의 交易을 增進하고 域內開途國의 經濟發展을 推進하기 위한 協力事業의 雰圍氣造成과 機構開發이 주요 當面 協力課題라는 점에 意見의 一致를 보았다. 또한 同總會에서 常任委員會는 專門委員會가 提出한 報告書를 根據로 하여 다음과 같은 세 가지의 當面實踐課題를 域內 各國 政府에게 建議하였다.

첫째, 域內 各國 政府는 현재 論議되고 있는 새로운 多者間 貿易協商에 적극 參與하여 主導的 役割을 擔當할 것이며 이와 아울러 우선적으로 新規保護貿易措置 不採擇(Stand-still)을 共同 宣言할 것.

둘째, 域內 各國 政府는 太平洋協力會議 專門委員會 報告書에 建議된 具體的인 諸般 協力課題를 愼重히 考慮할 것.

세째, 域內 各國 政府는 交易, 投資 및 技術등의 部門에 걸쳐 相互間의 政策內容과 市場與件에 관한 理解를 增進하기 위하여 域內 協議 活動을 推進할 것.

또한 同總會에서는 太平洋地域國家間의 具體的인 分野別 協力課題의 妥當性과 優先順位

27) PECC (1983c).

를 두고 많은 論難을 벌였던 結果 既存의 4個 專門委員會를 계속 運營할 것과 1個 專門委員會를 追加 設立할 것에 合意하고 運營責任과 硏究課題를 〈表 6〉에 보인 바와 같이 委託하였다.

太平洋協力의 制度化에 관해서는 당분간 太平洋經濟協力會議의 지속적 運營이 가장 바람직하다는 것에 合意를 보았으며 太平洋經濟協力會議의 보다 效果的인 運營을 위해서는 첫째, 常任委員會의 委員을 各 會員國 1人씩의 規模로 擴大하고, 둘째, 常任委員會와의 協議아래 5個 專門委員會 活動을 調整하는 運營委員會(Coordinating Group)를 組織하고, 세째, 太平洋經濟協力會議 및 同會議의 專門委員會 活動을 支援하기 위한 國別 太平洋協力委員會가 이미 組織되어 있지 않은 나라도 이를 官界, 實業界 및 學術硏究界가 參與하는 3元的 參與의 原則에 立脚하여 組織한다는 것에 合意를 보았다.

또한 同總會에서는 次期 總會를 1985年 4月 韓國에서 開催하기로 하고 總會, 常任委員會 및 運營委員會의 事務局 機能은 전과 마찬가지로 次期 總會 主催側이 수행하기로 合意하였다[28].

今般 3次 總會에서는 太平洋協力에 대한 關心이 全域內國家에 걸쳐서 過去 어느 때보다도 高潮되어 있었으며 反面에 太平洋協力의 推進을 위해서는 무엇보다도 具體的이고 現實的인 協力課題가 提示되어야 本格化될 수 있다는 立場이 支配的이었다. 이러한 이유로 太平洋經濟協力會議 傘下 各專門委員會의 硏究方向과 政策建議는 太平洋協力推進의 方向과 速度를 決定하는 重大한 役割을 하는 것으로 보인다.

Ⅵ. 우리나라의 立場과 對應現況

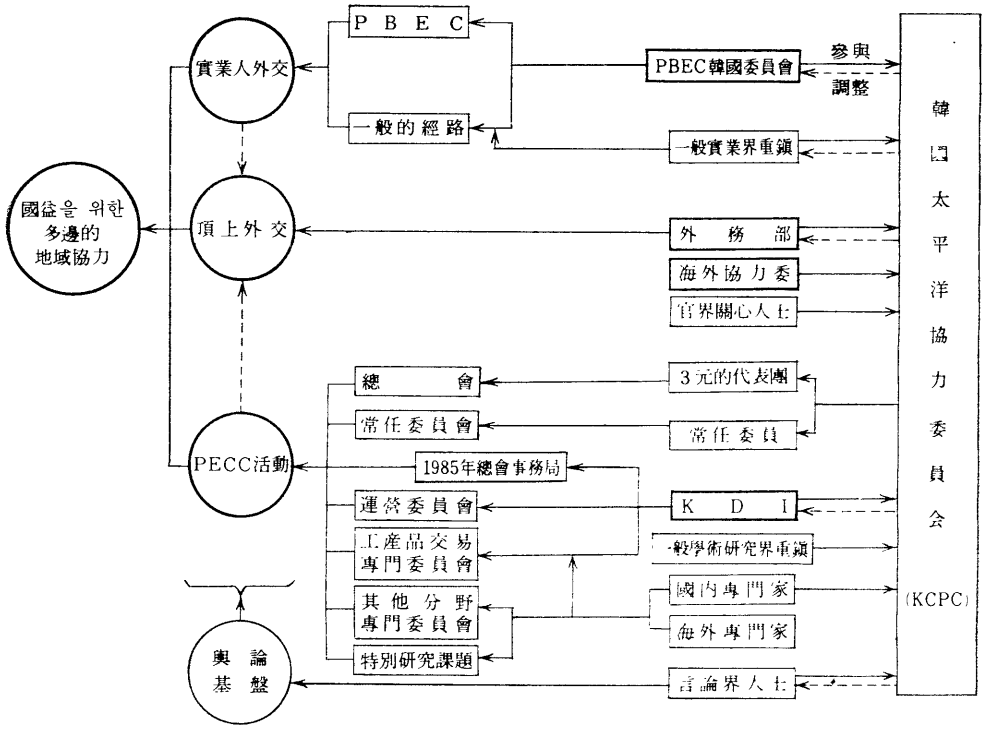
地政學的인 理由로나 經濟的인 理由로나 우리에게는 太平洋地域의 市場經濟國家들의 結束이 매우 바람직한 것은 말할 나위도 없다. 특히 太平洋協力은 美國, 日本 등과 같은 主要域內先進友邦國과 우리나라의 關係를 補强하여 줄 것이며 또한 ASEAN會員國과 우리나라間 相互協力의 基盤을 마련하여 줄 것이다. 지난 수년간 우리나라가 太平洋協力에 대하여 매우 積極的인 姿勢를 취하여 온 理由는 바로 여기에 있다.

政府次元에서는 바로 우리나라가 太平洋協力을 先導하고 있다는 事實은 이미 紹介되었다. 民間次元에서는 PBEC과 太平洋經濟協力會議의 두 經路를 主軸으로 하여 太平洋協力活動이 활발히 展開되고 있다.

PBEC은 實業人들에 의한 太平洋外交의 자리로서 우리나라 實業人들의 本格的인 參與는 昨年부터 始作되었다고 하겠다. 즉 그동안 PBEC總會에 個人的으로 參與하여 오던 우리나라 實業人들이 獨自的인 「韓國委員會」를 組織한 것이 1982年으로 그간의 交涉結果 PBEC 韓國委員會는 1984年부터 그 地位를 正式 認定받고 1986年에는 第19次 總會를 主催하기로 되

28) 이에 따라 次期總會의 議長職 및 次期總會까지의 常任委員會委員長職은 南惠祐常任委員, 運營委員會 委員長職은 韓國開發硏究院長, 그리고 次期總會事務局은 韓國開發硏究院이 擔當하게 되었다.

〔圖 1〕 우리나라의 太平洋協力 外交課題分擔 構想



었다.

實業人의 太平洋外交는 PBEC만을 통해서라기보다는 오히려 實業人들의 通常的인 活動에 基盤을 둔 各種 交流를 통하여 보다 普遍的으로 이루어지는 만큼 PBEC韓國委員會를 超越하는 範圍의 實業人들이 太平洋外交에 參與하는 것이 바람직하다고 하겠다.

韓國의 太平洋經濟協力會議活動은 韓國太平洋協力委員會(Korea Committee for Pacific Cooperation)와 韓國開發研究院을 中心으로 하여 활발히 이루어지고 있다.

韓國太平洋協力委員會는 캔베라세미나에 자극받아 1981年 5月에 組織된 것으로 對內的으로는 部門別 太平洋協力推進活動의 效果的인 調整을 도모하고 對外的으로는 太平洋經濟協力會議에 대하여 韓國을 代表하는 것을 目的으로 한다. 現在 이 委員會는 南悳祐 太平洋經濟協力會議常任委員을 包含하여 官界, 實業界, 學術研究界 및 言論界의 重鎭 約 25人으로 構成되고 있으며, 韓國開發研究院에 事務局을 두고 있다.

韓國開發研究院의 工產品交易專門委員會運營 또한 韓國의 太平洋經濟協力會議 活動의 중요한 一環이다. 國內外의 專門家 多數로 構成되는 이 專門委員會의 運營을 통하여 韓國開發研究院은 工產品交易과 관련된 域內國家間의 協力方案의 開發에 기여하고 있다[29]. 또한 韓國開發研究院은 國際的으로 餘他 專門委員會 責任者 및 常任委員들과 協議 調整하는 가

29) PECC(1983c) 內 Task Force Report on Trade in Manufactured Goods 參照. 同工產品專門委員會 報告書의 國文版은 楊秀吉(1983) 參照.

운데 太平洋經濟協力會議를 중심으로 하는 太平洋協力推進運動의 方向과 速度를 決定하여 나아가는데 重大한 寄與를 하고 있다.

그리고 韓國開發硏究院 以外에 高麗大學校 亞細亞問題硏究所를 위시한 여러 硏究機關에서 활발히 進行되고 있는 太平洋協力硏究事業도 우리나라 太平洋協力事業의 중요한 일부라고 하겠다.

이처럼 部門別로 太平洋協力事業이 활발히 展開되고 있음을 볼 때 당면한 가장 중요한 課題는 이러한 여러 活動의 效果的인 調整이라고 할 수 있다. 현재 우리나라 太平洋協力事業의 調整은 〔圖 1〕에 보인 바와 같은 課題分擔의 構想下에 韓國太平洋協力委員會를 통하여 이루어지고 있는 바 앞으로는 서울에서 開催될 1985年의 太平洋經濟協力會議 總會 및 1986年의 太平洋經濟人協議會總會 등에 대비해서 이러한 調整體系가 더욱 效果的으로 活用되어야 할 것이다.

Ⅶ. 結　　言

本稿에서 詳細히 檢討된 바와 같이 域內에서 展開되고 있는 太平洋協力運動은 두 가지의 價値를 追求하는 것이다. 하나는 「協力」이라는 目標이고 또 하나는 「運動」이라는 過程이다. 太平洋協力運動의 '內部的' 論理에 의하면 太平洋協力運動의 成功은 「協力」이라는 目標가 達成되었느냐로 判斷되어야 할 것이다. 그러나 이것은 좁은 所見이다. 太平洋協力의 가장 큰 障碍物은 域內國家間의 異質性인바, 太平洋協力運動이라는 過程 自體가 바로 이를 克服하기 위한 事業이며 이러한 意味에서는 協力運動自體가 바로 '協力'인 것이다. 이런 意味에서는 太平洋協力運動의 成功의 또 하나의 척도는 「運動」自體가 얼마나 持續되어 왔느냐하는 것이다. 「媒體가 곧 客體이다(medium is the message)」라는 말은 여기에서도 適用될 수 있다.

따라서 太平洋協力은 서둘러서 推進할 일이 아니다. 忍耐와 精誠을 갖고 임하여야 한다.

▷參 考 文 獻◁

高麗大學校亞世亞問題硏究所, 『太平洋地域協力과 韓國의 役割』, 學術세미나報告書, 1982.

楊秀吉, 「太平洋地域의 工產品交易現況과 工產品交易擴大를 위한 協力方案」, 『KDI分期別 經濟展望』, 第 2 卷第 4 號, 韓國開發硏究院, 1983.

外務部, 『太平洋頂上會談構想』, 1982.

_____, 『太平洋頂上會談構想에 대한 國內外 言論 및 學界反應』, 1983.

太平總理の政策硏究會, 『環太平洋連帶の構想』, 1980.

Anderson, Kym, "Prospects for Trade Growth among Pacific Basin Countries," Paper

presented at PECC Task Force Workshop on Trade in Manufactured Goods, 1983.

Chung, Hoon-mok, "Economic Integration in the Pacific Basin: A Historical Review," Sung-joo Han (ed.), *Community-Building in the Pacific Region: Issues and Opportunities,* 1981.

Congressional Research Service, *An Asian-Pacific Regional Economic Organization: An Explanatory Concept Paper,* U.S. Library of Congress, 1979.

Sir John Crawford (ed.), *Pacific Economic Cooperation: Suggestions for Action,* 1981.

Dickson, B.J., *The Emerging Pacific Community Concept: An American Perspective,* 1983.

Drysdale, Peter, "An Organization for Pacific Trade, Aid and Development: Regional Arrangement and the Resource Trade", Lawrence B. Krause & Hugh Patrick (eds.), *Mineral Resources in the Pacific Area,* 1978.

English, H.E., "The Emerging Pacific Community", 1982.

Fraser, Malcom, "Pacific Community: Further Steps", 1983.

Kim, Kihwan, "Pacific Cooperation in the World Today: An Alliance for Free Trade", 1982.

Kojima, Kiyoshi, "A Pacific Economic Community and Asian Developing Countries", *Hitotsubasi University Jounal of Economics,* Vol. 7, No. 1, 1966.

_____, *Japan and a Pacific Free Trade Area,* 1971.

_____, *Japan and a New World Economic Order,* 1977.

Krause, Lawrence B., "The Pacific Economy in an Interdependent World: A New Institution for the Pacific Basin", K.O. Hanson & T.W. Roehl (eds.), *The United States and the Pacific Economy in the 1980s,* 1980.

Krause, Lawrence B. & Sueo Sekiguchi, *Economic Integration in the Pacific Basin,* 1980.

Morrison, L.E. & A.F. Miyashiro, "Issues in Pan-Pacific Cooperation," Japan Centre for International Exchange, *The Pacific Community Concept: Views from Eight Nations,* 1980.

PBEC Japan National Committee, *PEC Statistics,* 1982.

PECC, "Report of Pacific Community Seminar 1980, Canberra, Australia", 1983a.

_____, "Report of Pacific Cooperation Conference 1982, Bangkok, Thailand", 1983b.

_____, *Issues for Pacific Economic Cooperation: A Report by The Task Forces,* 1983c.

Schultz, G.P., "Pacific Tides Are Rising," 1983.

Soesastro, Hadi, "Institutional Aspects of Pacific Economic Cooperation," Soesastro & Han(1983).

Soesastro, Hadi & Sung-joo Han (eds.), *Pacific Economic Cooperation: The Next Phase,* 1983.

Sycip, David, "U.S Carribbean Basin Initiative—Why Not a Pacific Economic Community Initiative?"

Watanabe, Toshio, "Pacific Manufactures Trade and Japan's Options", Paper presented at PECC Task Force Workshop on Trade in Manufactured Goods, 1983.

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
宋熙季 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

KDI 圖書會員制案內

本研究院은 그간 本院의 刊行物을 필요로 하는 學界 및 企業界의 끊임없는 購讀要請에 副應하고, 本研究院의 研究結果를 보다 廣範圍하게 普及함으로써 國內의 經濟動向과 政府의 經濟政策 등 필요한 學術的 情報를 讀者 여러분에게 보다 손쉽게 傳達하기 위하여 다음과 같이 製作實費에 의한 KDI 圖書會員制를 實施합니다. 讀者 여러분의 많은 參與가 있으시기 바랍니다.

다 음

1. 會員에 대한 特典

① 會員加入期間(1年) 중 本研究院이 發刊하는 一切의 刊行物을 郵送함 (但, 自體資料 및 配布制限資料는 除外).

② 本研究院 圖書室 所藏圖書·資料의 利用惠澤을 드림.

2. 會 費 : 50,000원

3. 加入期間 : 年中 언제나 接受하되 接受된 날로부터 **1年間 會員으로서의 資格**이 유지됨. 계속 會員資格을 유지하실 분은 **有効期間 終了以前에 再登錄**을 要함.

4. 加入方法

① 직접 本院 出版課에 拂入하거나

② 가까운 郵遞局에서 本院 郵便對替計座(計座番號 : 010983-31-0514919)에 拂入하시되 **團體**의 경우는 **事業者登錄番號** 및 **代表者名**을, **個人**의 경우는 **住民登錄番號**를 明記해야 함.

5. 其 他

① 刊行物 發送料는 本院이 負擔(國內發送에 限함).

② 受信處의 變更이 있을 때는 즉시 本院 出版課에 通知해야 함.

③ 加入會費 50,000원 외 다른 費用負擔은 없음.

6. 問議處

우편번호 : 131

서울시 동대문구 청량리동 207-41

한국개발연구원 출판과 (전화 967-3287)