

創刊號
1979.3

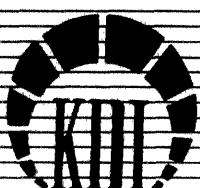
韓國開發研究

◀研究論文▶

- | | |
|-----------------------|----------------|
| 韓國經濟의 高度成長要因(1963~76) | 金光錫 |
| 階層別 所得分布의 推計와 變動要因 | 朱鶴中 |
| 韓國인플레이션의 動態的 分析 | 南相祐 |
| 韓國貿易패턴의 決定要因 | 具本英 |
| 韓國經濟의 靜態的 線型計劃模型 | 金圭洙
R. Kwon |
| 우리나라 製造業의 生產性 分析 | 金迪教 |
| 纖維工業의 特性과 消費構造變化 | 金策奉 |
| 鐵鋼工業의 需給構造分析 | 南宗鉉 |
| 우리나라 公路輸送體系의 改善方向 | 林浩奎 |
| 女性의 就業狀態와 出產力의 變化 | 洪思媛 |

◀研究資料▶

- | | |
|----------------------------|----|
| 國際商品價格安定을 위한
適正調節理論의 適用 | 李煥 |
|----------------------------|----|



韓國開發研究院

韓國開發研究 創刊號

◀論 文▶

韓國經濟의 高度成長要因

(1963~76) 金光錫... 2

階層別 所得分布의 推計와 變動要因... 朱鶴中... 22

韓國 인플레이션의 動態的 分析..... 南相祐... 44

韓國貿易패턴의 決定要因 具本英... 61

韓國經濟의 靜態的 線型計劃模型 金圭洙
R. 인만... 80

우리나라 製造業의 生產性 分析..... 金迪教... 93

纖維工業의 特性과 消費構造變化 金榮奉... 108

鐵鋼工業의 需給構造分析 南宗鉉... 125

우리나라 公路輸送體系의
改善方向 林浩奎... 144

女性의 就業狀態와 出產力의 變化 ... 洪思媛... 163

◀研究資料▶

國際商品價格安定을 위한 適正

調節理論의 適用 李煥... 177

————編輯委員————

金光錫(委員長)

文熙和(幹事)

朱鶴中 金榮奉

具本英 南相祐

編輯問議：研究調整室(965—8412)

購讀問議：出版課(967—0204)

「韓國開發研究」는 우리나라 經濟·社會開發과 관련되는
諸般課題을 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으
로 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 内容
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 内容은 出處
明示 慣例를 지키는 限 自由로이 引用할 수 있다.

韓國經濟의 高度成長要因 (1963~76)

金 光 錫

-▷ 目 次 ◁.....
- I. 序 論
 - II. 國民所得의 部門別 成長
 - III. 要素別 所得配分率
 - IV. 非住宅企業部門 要素投入指數
 - V. 要素單位當 產出量增加要因別 指數
 - VI. 成長要因의 推定結果
 - VII. 就業者 1人當 國民所得의 成長要因
 - VIII. 成長要因의 國際比較 및 評價

I. 序 論

우리나라 經濟는 1963年을 分水嶺으로 하여高度成長을 지속하고 있다. 休戰 이후부터 1962년까지는 방대한 外援資金의 導入을 통해서 6.25動亂 被害의 復舊와 再建活動을 전개했지만 同期間中 우리 經濟의 年平均 成長率은 약

筆者：韓國開發研究院 研究委員 [本論文은 金光錫·朴俊卿 共著, 『韓國經濟의 高度成長要因』(韓國開發研究院, 1979)을 要約한 것이다. 따라서 本主題에 대한 보다 細部의 內容에 대해서는 同報告書를 참고하기 바람.]

4%에 불과했다. 그러나 1963年부터 成長率이 加速化되기 시작하여 1962~77年間에는 年平均 約 11%의 國民總生產 成長率을 기록했으며 그간의 人口增加率을 감안한 우리의 1人當 國民總生產은 1970年 不變價格 基準으로 146美弗에서 456弗(經常價格은 864弗임)로 거의 3倍 정도 增加했다.

本論文에서는 우리나라의 지속적인 高度成長을 가져온 직접적인 要因이 무엇이었던가 하는 문제를 紛明코자 하고 있다. 雖은 의미에서 직접·간접으로 成長을 가능케 하는 要因으로는 政治的 安定이나 國民性 등과 같은 經濟外的인 것뿐만 아니라 國際經濟環境이나 事前的인 政策調整 등과 같은 經濟的 要因도 무수히 생각할 수 있을 것이다. 그러나 이렇게 광범위한 諸要因들이 經濟成長을 촉진하려면 成長에 직접 필요한 生產要素의 投入을 增大시키거나 또는 要素單位當 生產性을 높일 수 있는 契機를 마련해야 한다. 따라서 本論文에서의 成長要因 紛明은 經濟內의 直接적인 要因들, 즉 要素投入 增加와 生產性 增加要因

등이 각기 經濟成長에 어느 정도의 寄與를 했나 하는 것을 分析코자 하는 테 있다.

經濟成長의 直接적인 要因을 推定·分析하는 방법도 여러 가지 있겠으나¹⁾ 여기서는 Edward F. Denison의 接近法을 따르기로 했다. Denison의 成長要因 推定方法은 主要先進國家의 成長要因 推定을 企圖한 그의 세 개의 著書²⁾에 상세히 記述되고 있으며 이러한 Denison의 著書中 특히 그의 日本에 관한 최근의 著書(1976)를 우리는 本研究過程에서 많이 참고, 이용했다. 그 이유는 日本의 經濟制度 및 統計資料分類가 우리나라와 비슷한 경우가 많아 그의 日本經濟의 成長要因 推定方法을 쉽게 우리나라에 적용시킬 수 있을 뿐만 아니라 그 著書에는 오랜 경험을 통한 Denison方法 자체의 改善結果가 반영되고 있기 때문이다. 우리는 그의 著書를 참고했을 뿐만 아니라 1977年 12月에 Denison을 직접 招請하여 약 10日간 細部의인 諮問을 받은 바 있다.

그런데 Denison의 成長要因 推定方法도 다른 成長要因 또는 生產性 增加要因의 推定을 위한 接近法의 경우와 같이 일정한 生產函數의 存在를 假定한다. 그는 線型同次生產函數(linear homogeneous production function)를 假定하되 投入物의 相對價格이 그 投入의 限界生産性을 적절히 반영하는 것으로 받아들이고 있다. 그러나 그는 이러한 函數를 어떤 統計的 推定을 위해서 假定하는 것은 아니고 주로 生產增加를 가져오는 여러 要因의 寄與率을 分析하기 위한 分析體系 또는 會計樣式으로만 사용하는 것이다.

1) 成長要因 또는 生產性 增加要因 推定을 위한 여러 가지 試圖에 대해서는 Nadiri(1970) 참조.

2) Denison(1967), Denison(1974), 그리고 Denison and Chung(1976) 참조.

따라서 그의 방법에 의한 成長要因 推定을 위해서는 구체적인 統計資料를 기초로 해서 먼저 生產要素別 所得配分率(income share)과 각要素投入增加率을 細部의으로 推定해야 하며 이兩者를 곱한 것이 대체로 各投入要素의 成長寄與率이 된다. 그리고 要素投入의 增加率을 測定함에 있어서는 勞動과 資本, 특히 勞動의 質的 變化 등도 감안해야 한다. 그 다음 要素投入增加로 설명되지 않는 나머지 成長寄與率을 統合하여 投入要素單位當 產出量增加로 定義하고 있으나 이 要素單位當 產出量增加는 資源分配의 改善效果, 規模經濟의 利益, 農業에 대한 氣候影響과 같은 不規則的要因 등 여러 가지 要因에 의해서 설명될 수 있는 것으로 보고, 각個別 要因의 成長寄與率을 統計資料에 立脚해서 細部의으로 推計한다. 다만 技術進步(advance_in knowledge) 要因만이 總要素單位當 產出量增加指數에서 測定可能한 各生產性增加要因을 控除한 殘餘分으로서 推計될 뿐이다. 이러한 成長要因 推定方法의 더 이상의 細部의인 內容은 本論文을 읽어가는 過程에서 자연히 명백해질 것으로 믿는다.

本論文에서는 주로 1963~76年間의 韓國經濟成長要因을 推計코자 하고 있다. 1963年 이전期間의 成長要因도 推計하여 韓國動亂後復舊 및 低成長期(1953~62)의 成長要因과 그 후 高度成長期의 것을 비교하는 것도 흥미있고 중요한 것으로 생각되었으나 可用統計資料上의 制約으로 1963年 이전期間의 成長要因推計는 불가능했다. 무엇보다도 특히 勞動投入에 관한 一貫性 있는 統計가 1963年 이후만이 이용 가능하기 때문에 1963年 이후 高度成長期만을 分析對象으로 했다.

II. 國民所得의 部門別 成長

國民經濟가 一定期間 중에 生產한 生產物의 價值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 가지 概念으로 測定될 수 있다. 그런데 國民所得은 要素費用으로 評價된 國民純生產物의 價值(net national product at factor cost)를 의미하여³⁾ 그것은 한 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. 그러나 이러한 國民所得資料는 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해야 했다. 먼저 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 減하여 不變要素費用 國內純生產을 구했다. 그 다음 不變要素費用 國內純生產에 대

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.

그런데 國民所得 중 일부 小部門에서 발생한 所得들은 각기 그 實質增加가 한 가지 生產要素의 投入增加만으로 설명되는 것이 보통이다. 이러한 小部門의 國民所得은 한 가지 生產要素에 대한 支給만으로 構成되어 生產性 변화와는 無關하거나 중요하지 않으므로 不變價格 時系列의 推計에서 生產性不變이 假定된다. 따라서 이를 小部門의 國民所得은 成長要因分析에서 별도로 분리하여 취급해야 한다. 產業別 國民所得計定에서 公行政 및 國防, 住宅所有, 海外部門과 서비스部門 중의 社會서비스와 家內 서비스項目의 所得들이 이러한 특성을 갖는다.

公共行政 및 國防部門에는 企業의 特別會計가 제외된 政府部門의 附加價值가 計上되므로 總生產計定의 附加價值는 被傭者 報酬와 總賃料로 構成되어 國民所得에는 減價償却의 성격을 갖는 總賃料는 控除되고 被傭者 報酬만이 計上된다⁴⁾. 社會 서비스部門에는 教育機關, 醫療機關, 宗教團體 등 民間非營利團體의 附加價值가 計上되는데 이 部門 역시 國民所得은 被傭者 報酬만으로 構成된다⁵⁾. 家內 서비스에도 家政婦, 家庭教師 등 家計 雇傭人の 報酬만이 計上된다. 따라서 海外純受取要素所得이 計上되는 海外部門中의 「給料와 労賃」項目을 포함하여 이상의 네 部門의 經常要素費用 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 公行政 및 國防部門에 있어서는 1人當 紙與額의 指數를 換價指數로 사용하며, 서비스部門에서는 대체로 教員數, 醫師數 등 就業者數의 增加率을

3) 國民總生產(GNP), 國內總生產(GDP) 및 市場價格에 의한 國民純生產(NNP at market prices) 등의 概念과 對比한 國民所得概念과 推定方法에 관한 보다 상세한 論議는 韓國銀行, 『韓國의 國民所得』, 1975, pp. 35 ~105 참조.

4) 企業의 特別會計에는 專賣, 鐵道, 通信, 調達事業, 糜穀管理, 國民生命保險 및 우편年金 등이 포함되는 데 이러한 政府의 企業의 활동에서 創出된 附加價值는 他部門에 計上된다. 예컨대 鐵道事業의 附加價值는 社會間接資本中 運輸部門에 計上되는 경우와 같다.

5) 社會 서비스部門은 教育, 醫療, 保健, 宗教, 社會福利事業, 研究調查機關, 企業團體, 勞動組合, 圖書館, 博物館 및 기타 政治團體, 社會團體 등을 포함한다.

物量增加率로 사용하여 基準年 附加價值를 延長하는 방법이 이용된다. 따라서 이런 項目的 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 중의 「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 발생한 實際賃料와 住宅所有主의 自家住宅 사용에서 발생하는 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 잔주하여 歸屬計算(imputation)한다. 國民所得에는 總

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 附加價值는 每年的 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 설명된다고 하겠다.

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 끌어서 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리된 나머지 대부분의 國民所得은 企業

〈表 1〉 不變要素費用에 의한 部門別 國民所得 및 그 構成比 (1970年 價格)

(단위 : 10億원)

	國民所得		政府·民間非營利團體 海外部門		住宅所有		海外純投資		非住宅部門		海外純投資收 益을 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	1,168.28	100.0	176.14	15.08	37.00	3.17	0.84	0.07	954.30	81.68	1,167.44	99.93
1964	1,272.43	100.0	183.88	14.45	39.53	3.11	0.53	0.04	1,048.49	82.40	1,271.90	99.96
1965	1,341.65	100.0	192.01	14.31	41.26	3.08	0.44	0.03	1,107.94	82.58	1,341.21	99.97
1966	1,507.39	100.0	211.68	14.04	42.03	2.79	0.19	0.01	1,253.49	83.16	1,507.20	99.99
1967	1,600.44	100.0	234.90	14.08	42.85	2.68	-0.56	0.04	1,323.25	82.68	1,601.00	100.04
1968	1,178.94	100.0	248.09	13.95	44.93	2.53	-1.68	-0.09	1,487.60	83.62	1,780.62	100.07
1969	2,034.40	100.0	260.58	12.81	47.30	2.32	-1.43	-0.07	1,727.95	84.94	2,035.83	100.07
1970	2,177.73	100.0	268.38	12.32	51.24	2.35	-11.49	-0.53	1,869.60	85.85	2,189.22	100.53
1971	2,357.51	100.0	284.73	12.08	53.38	2.26	-28.14	-1.19	2,047.54	86.85	2,385.65	101.19
1972	2,464.26	100.8	292.36	11.86	56.50	2.29	-43.58	-1.77	2,158.98	87.61	2,507.84	101.77
1973	2,804.71	100.0	291.66	10.40	60.38	2.15	-49.82	-1.78	2,502.49	87.22	2,854.53	101.78
1974	3,036.69	100.0	293.46	9.66	66.10	2.18	-49.14	-1.62	2,726.27	89.78	3,085.83	101.62
1975	3,288.91	100.0	301.88	9.18	73.93	2.25	-59.89	-1.82	2,972.99	90.39	3,348.80	101.82
1976	3,736.93	100.0	323.36	8.65	79.44	2.13	-60.02	-1.61	3,394.15	90.83	3,796.95	101.61

〈年平均 成長率 및 構成比〉

1963~69	9.68	100.0	6.70	14.19	4.17	2.81	—	-0.71	10.40	83.00	9.71	100.00
1969~76	9.08	100.0	3.13	10.87	7.69	2.24	—	-1.30	10.12	88.18	9.31	101.30
1963~76	9.36	100.0	4.78	12.39	6.05	2.71	—	-0.80	10.25	85.83	9.50	100.74

資料：金光錫·朴俊卿共著(1979).

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(non-residential business sector)으로 定義하고 있으며 우리도 그 使用例를 따르기로 한다.

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 附加價值는 市場去來額으로 부터 推計될 수 있다. 이 部門은 여러 生產要素를 결합하여 사용하고 있으며 生產性 변화는 中요한 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 파악, 測定하고 이들 成長要因의 成長寄與率을 測定, 分析하는 데 있다고 하겠다.

이와 같이 國民所得을 (1) 政府, 民間 非營利團體와 海外部門의 被傭者 報酬額, (2) 住宅所有로 인한 賃料所得, (3) 海外純投資收益 등의 세 小部門과 나머지 (4) 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 보여 주고 있다⁶⁾.

同表에 의하면 1963~76年間 實質國民所得은 年平均 9.36%의 高成長을 지속하여 3.2倍로 확대했다. 이期間 중 非住宅企業部門은 年平均 10.25%의 急伸張을 기록하여 國民所得에서 점하는 비중이 1970年 不變要素費用으로 1963年的 81.7%에서 1976年에는 90.8%로 확대했다. 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 1976年에는 國民所得의 -1.6% 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 平均 4.78%씩 伸張했으나 그 相對的 比重은 15.1%에서 8.7%로 減少했다. 끝으로 年平均 6.05%의 伸張을 보인 住宅所有部門도 國民所得에서 차지하는 그 比重이 3.2%에서 2.1%로 低下되었던 것이다.

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 적고 또한 대체로 한가지 生產要素에 대한 支給만으로 構成되어 生產性 변화와는 無關하거나 중요치 않은 것이 보통이다. 그러나 非住宅企業部門만은 그 所得의 상대적 規模가 클 뿐만 아니라 여러 生產要素를 결합하여 사용하고 있으며 生產性 변화도 中요한 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 1963~76年間의 우리나라 非住宅企業部門 國民所得의 傳統的 生產要素別配分率의 推定結果를 보여 주고 있다. 즉, 非住宅企業部門 國民所得은 勞動, 構造物 및 裝備(有形固定資產), 在庫資產을 포함하는 再生産可能資本, 그리고 土地 등 生產要素別로 配分되고 있다. 그런데 同表에 제시된 要素別所得配分率은 年次別 細目別로 推定한 결과를 要約한 것이며 따라서 각 項目的 구체적인 推

6) 이하한 4개 部門으로 分類한 國民所得時系列의 導出方法과 그 時系列의 不變價格으로의 換價節次에 관해서는 金光錫·朴峻卿 共著(1979) 참조.

定에 대해서는 여기서는 論外로 한다⁷⁾.

우리나라 非住宅企業部門 勞動所得配分率의 1963~76年間의 평균은 58.3%이나 同期間中 약간의 增加趨勢를 보여 주고 있다. 우리나라의 高度成長이 지속된 과거 13年間의 期間을 1969年을 基準으로 兩分하여 보면 勞動所得配分率은 1963~69年間에는 평균 57.7%이던 것이 그 후 期間(1969~76年)에는 60.1%로 增大되고 있다. 그런데 이러한 勞動所得配分率에는 非住宅企業部門 被傭者에 대한 報酬뿐만 아니라 農業部門 및 非農業 非法人企業의 自營業主 및 無給家族從事者의 勞動所得 該當分도 推計하여 포함되고 있다. 사실 우리나라에서 農業部門은 거의 전부가 非法人企業에 의해서 營爲되고 있다고 할 수 있고 또한 非農業部門에서도 商業部門, 個人 서비스業部門

및 일부 製造業部門도 非法人企業에 의해서 營爲되고 있는 경우가 많기 때문에 이러한 勞動所得配分率의 推計는 이 非法人企業의 自營業主 및 無給家族從事者의 勞動所得 該當分의 정확한 推計없이는 불가능하다고 하겠다. 따라서 推計된 勞動所得配分率의 信憑性도 결국 既存統計下에서는 명시되고 있지 않는 非法人企業의 自營業主 및 家族從事者의 勞動所得 該當分이 여하히 잘 推計되고 있느냐 하는데 따라서 결정된다고 하겠다. 우리의 非法人企業의 勞動所得配分率의 推定節次에 관해서는 金光錫·朴浚卿 共著(1979) 第4章을 참조하기 바란다.

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 非法人企業部門 등의 財產所得에 해당되는데 그러한 所

〈表 2〉 非住宅企業部門의 要素別所得配分率(1963~76)

(단위 : %)

	勞 動	構造物·裝備	在庫資產	土 地	國民所得
1963	57.74	9.77	7.14	25.34	100.0
1964	57.23	10.74	7.47	24.56	100.0
1965	56.99	11.66	7.47	23.88	100.0
1966	56.98	13.65	7.52	21.86	100.0
1967	57.79	15.01	7.20	20.00	100.0
1968	58.32	16.10	6.69	18.89	100.0
1969	59.14	16.57	6.17	18.12	100.0
1970	59.52	16.79	5.71	17.98	100.0
1971	60.12	16.43	5.32	18.12	100.0
1972	60.39	16.66	5.41	17.54	100.0
1973	60.35	16.92	5.68	17.06	100.0
1974	60.01	17.49	6.03	16.47	100.0
1975	60.21	17.53	6.21	16.05	100.0
1976	60.35	17.25	6.09	16.31	100.0
〈平 均〉					
1963~69	57.74	13.36	7.09	21.81	100.0
1969~76	60.14	17.01	5.78	17.08	100.0
1963~76	58.94	15.18	6.44	19.45	100.0

註 : 金光錫·朴浚卿 共著(1979)의 〈表 4-10〉에서 5個年 移動平均值를 取한 것임.

7) 金光錫·朴浚卿 共著(1979) 第4章에서 非住宅企業部門의 要素別所得配分率의 推定에 관해서 자세히 설명하고 있음.

得은 構造物 및 裝備, 在庫資產과 土地 등 세 가지 形態의 資產價值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 차이가 없을 것이라는 假定에 立脚하고 있다. 資產形態別 所得配分의 結과를 보면 構造物 및 裝備에 대한 所得配分率은 1963~69年間의 平均 13.4%에서 1969~76年間에는 17.0%로 增大되고 있으며 반대로 在庫資產과 土地에 대한 所得配分率은 前期의 평균 7.1%와 21.8%에서 後期에는 각각 5.8%와 17.1%로 낮아지고 있다.

그런데 <表 2>에 提示된 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 加重值로서 사용된다. 이러한 所得配分率을 要素投入를 集計하는 데 있어서 加重值로 사용하는 것은 다음과 같은前提에 立脚하고 있다.

즉 만일 모든 要素單位數의 적은 比率의 增加가 生產을 x 만큼 높인다고 보면 어떤 特定要素單位數의 같은 比率의 增加는 生產을 x 곱하기 同要素 所得配分率만큼 높일 것이라는 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인 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 最少化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 결합시켜야 하는데 우리는 이러한 條件이 충족된 것으로 假定한다는 것이다.

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 것에 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 1963~69年間에는 美國水準을 上廻했으나 日本의 14%水準보다는 약간 낮았다. 그러나 1969年 이후期間에는 17% 水準으로 增加하여 美日水準을 훨씬 초과하고 있다. 在庫資產에 대한 配分率은 거의 日本과 비슷한 水準이라고 하겠다.

<表 3> 非住宅企業部門 要素別 所得配分率의 國際比較

(단위 : %)

要 素 別	韓 國		日本	美國
	1963~69	1969~76	1960~68	1960~68
勞 動	57.7	60.1	73.7	80.2
構 造 物 및 裝 備	13.4	17.1	14.3	11.9
在 庫 資 產	7.1	5.8	7.4	4.0
非 住 宅 用 土	21.8	17.1	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.

勞動所得配分率의 크기는 資本所得에 대비한 상대적인 労動所得比重을 나타낸다는 의미에서 한 나라 經濟의 發展段階를 示唆하는 指標라고 할 수 있겠다. 우리나라 労動所得配分率은 1963~76年間에 계속 향상되어 1969~76年間 平均은 60% 水準에 이르고 있으나 아직

美國이나 日本 水準에 비하면 상당히 낮은 편에 속한다. Denison and Chung(1976)에서 다른 先進國家의 1960年代의 勞動所得配分率을 보면 대체로 72~79% 水準에 있었음을 알 수 있다. 즉, 日本을 제외하면 1960~62年間의 이탈리아의 勞動所得配分率이 72% 水準으로 가장 낮고, 加拿다, 프랑스, 노르웨이, 英國 등이 78~79% 水準으로 높은 편에 속했다. 어떻든 우리나라 勞動所得配分率이 70% 水準에 도달하려면 우리의 勞動需給展望 및 勞動生產性으로 보아 아직도 상당한期間이 흘러야 할 것으로 생각된다.

N. 非住宅企業部門 要素投入指數

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과 土地 등 세 가지 形態로 구분될 수 있다.

먼저 勞動投入에 대해서 보면 <表 4>에 提示된 바와 같이 非住宅企業部門 總勞動投入指數는 1963~76年間에 年平均 5.7% 정도 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 適當 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

<表 4> 非住宅企業部門의 勞動投入指數 (1963~76)

(1969=100)

	就業者數 (1)	平 均 就業時間 (2)	性·年齡別 構成變化 (3)	教育水準別 構成變化 (3)	平均勞動時間 變化에 따른 能率變化 (4)	勞動投入指 數 (5)
1963	82.14	94.06	98.07	95.88	100.26	72.84
1964	83.46	90.89	97.51	96.82	103.55	74.16
1965	88.23	94.56	97.53	97.77	101.22	80.53
1966	89.96	94.26	98.38	98.73	99.97	82.34
1967	92.86	95.64	99.35	99.16	101.17	88.52
1968	97.44	97.62	99.74	99.59	101.24	95.66
1969	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1970	103.14	95.64	98.29	100.44	101.33	98.68
1971	106.56	98.22	99.23	101.17	101.75	106.91
1972	111.98	100.79	97.45	101.92	100.03	112.13
1973	118.27	102.57	96.58	102.67	101.93	122.61
1974	122.99	104.75	97.54	103.43	101.93	132.48
1975	125.42	105.54	98.17	104.20	102.25	138.45
1976	133.25	108.91	97.32	104.97	100.53	149.04
<年平均增加率>						
1963~69	3.33	1.03	0.33	0.70	-0.04	5.42
1969~76	4.19	1.23	-0.39	0.70	0.08	5.87
1963~76	3.79	1.13	-0.05	0.70	0.02	5.66

資料：金光錫·朴峻卿 共著(1979) 參조。

業者의 教育水準別 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 감안되고 있다는 것이다. 勞動投入의 量的 增加와 質的 向上을 나타내는 諸指數도 表에 提示되고 있는데 이러한 指數를 모두 곱하여 구해진 것이 勞動投入指數인 것이다.

勞動投入指數를 導出함에 있어서 감안되는 就業者數와 平均勞動時間의 增加를 나타내는 指數는 비교적 단순하나 勞動投入의 質的 向上을 나타내는 諸指數의 導出은 그리 간단하지 않다. 勞動時間의 性·年齡別 構成變化指數는 性·年齡階層別로 相違한 就業者의 就業時間當 生產性이 性·年齡別 就業者의 時間當

平均賃金水準에 의해서 반영되는 것으로 보고 이러한 賃金水準에 加重值를 두어 구했다. 教育水準別 就業時間의 構成變化를 教育水準別 平均賃金水準에 加重值를 두어 平均하여 推定했다. 이러한 推定節次는 就業者를 雇用하고 있는 企業이 費用을 最少化하려고 하는 경우 勞動單位當 報酬는 그 限界生產物에 比例하게 될 것이라는 假定에 立脚하고 있다⁸⁾.

平均勞動時間變化에 따른 能率變化指數는 時間制就業者(part-time workers)를 제외한 正規就業者의 경우 週當 平均就業時間이 일정한 度를 초과하면 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 초과하면 勞動時間 延長이 產

〈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 등의 諸指數 (1963~76)

(1969=100)

	國民所得 指 數 (1)	要素別 投入指數							要素單位當 產出量指數 (8)
		勞 動 (2)	構造物·裝 備 (3)	在庫資產 (4)	總再生產可 能資本 (5)	土 地 (6)	總要素投入 (7)		
1963	55.23	72.84	44.06	76.13	57.60	100.00	77.14	71.60	
1964	60.70	74.16	48.45	81.27	61.91	100.00	78.28	77.54	
1965	64.14	80.53	53.09	81.56	64.21	100.00	82.06	78.16	
1966	72.56	82.34	60.20	85.17	69.07	100.00	83.40	87.00	
1967	76.59	88.52	70.03	86.68	75.43	100.00	87.91	87.12	
1968	86.09	95.66	82.79	88.35	84.42	100.00	93.92	91.66	
1969	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	
1970	108.19	98.68	119.30	108.47	116.55	100.00	102.94	105.10	
1971	118.48	106.91	138.39	119.08	133.67	100.00	111.47	106.29	
1972	124.88	112.13	157.04	120.45	148.07	100.00	117.93	105.89	
1973	144.78	122.61	177.84	131.00	166.07	100.00	128.59	112.59	
1974	157.71	132.48	202.14	154.57	189.94	100.00	140.65	112.13	
1975	172.05	138.45	229.08	161.66	211.44	100.00	149.61	115.00	
1976	196.43	149.04	260.71	167.81	236.47	100.00	161.45	121.67	
<年平均增加率>									
1963~69	10.40	5.42	14.64	4.65	9.63	0.00	4.42	5.73	
1969~76	10.13	5.87	14.67	7.68	13.08	0.00	7.08	2.84	
1963~76	10.25	5.66	14.66	6.27	11.48	0.00	5.85	4.36	

資料: 〈表 1〉, 〈表 4〉, 그리고 金光錫·朴俊卿 共著(1979) 참조.

8) 勞動投入指數의 導出에 있어서 문단 아니라 Denison 方法의 전반적 특징은 所得이 限界生產物에 比例한다는 假定에 의 依存이라고 할 수 있다. Denison and Chung(1976), p.30 참조.

出量增加에 전혀 寄與하지 않게 되는 효과를 测定코자 한 것이다. 이 指數의 구체적인 推定方法과 기초 자료에 대해서는 별도의 報告書에서 자세히 설명하고 있지만 우리나라의 경우 週當 平均就業時間이 54時間을 초과하면 時間當 勞動生產性이 감퇴하는 것으로 假定하여 推計했다.

<表 5>에서는 勞動投入指數와 함께 非住宅企業部門의 再生產可能資本과 土地投入 등의 指數를 보여주고 있다. 再生產可能資本指數는 構造物 및 裝備投入指數와 在庫指數로 구분된다. 여기의 構造物 및 裝備(固定資產)投入指數는 粗固定資產貯量(gross fixed capital stock)과 純固定資產貯量에 각각 3對 1의 加重值를 두어 加重平均하여 推定되었다. 土地投入의 規模에는 그간에 변화가 없는 것으로 推定했다.

總要素投入指數는 労動, 資本과 土地의投入指數時系列을 各要素別 所得分配率에 加重值를 두어 集計한 것이다. 表에는 또 投入要素單位當 產出量指數를 보여 주고 있는데 同指數는 實質國民所得의 增加 중에서 要素投入增加로 解明되지 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 구한 것이다.

V. 要素單位當 產出量增加要因別 指數

要素單位當 產出量增加를 결정하는 要因은 여러 가지 있으며 이러한 要因別 指數는 <表

6>에서 보여 주고 있다. 同表에 提示된 바와 같이 要素單位當 產出量增加는 크게 여섯 가지 要因에 의해서 결정되는 것으로 分類할 수 있다. 各要因別 指數의 作成方法과 資料出處에 관해서는 詳論을 피하고 各要因의 概念의 인 이해를 돋기 위한 간단한 설명만을 하기로 한다.

첫째로, 資源再配分의 효과는 農業勞動의 상대적 減少와 自營業主(家族從事者 포함)의 상대적 減少에 따른 要素單位當 生產性增加效果 등 두 가지로 분류된다. 農業勞動의 상대적 減少에 따르는 生產性 增加效果는 農業部門과 非農業部門間의 生產性 차이로 인해서 農業勞動의 상대적 減少 또는 非農業勞動의 상대적 增加는 다른 條件이 동일하다면 전체 投入勞動單位當 生產性을 향상시킨다는前提에 立脚하고 있다. 自營業主의 相對的 減少에 따른 효과도 비슷한 理論으로 설명될 수 있다. 즉, 非農業部門의 自營業主와 家族從事者는 대부분이 生產性이 상대적으로 낮은 中小商工業(個人 서비스業 포함)에 從事하는 것이 보통이기 때문에 非農部門 労動投入中 이러한 自營業主 및 家族從事者 비중의 減少는 投入勞動單位當 生產性을 增加시킨다는 것이다.

둘째로, 規模經濟의 利益效果는 經濟規模 확대에 따른 利益과 消費構造變化에 따른 利益 등 두 가지로 分類된다. 經濟規模 확대에 따른 規模經濟利益은 그 推定方法이 간단치 않으나 그 概念은 쉽게 이해될 수 있다고 생각된다. 그것은 經濟規模擴大에 따른 規模經濟利益이 없었을 경우의 동일한 要素投入으로 얻을 수 있는 生產增加와 대비한 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 효

과가 큰 消費品目이 전체 消費構成에서 차지하는 比重이 확대됨에 따라 실현되는 追加의 인 規模經濟의 利益效果인 것이다.

세째로, 農業生產에 대한 氣候 영향은 追加의 인 설명을 필요치 않을 것이다.

네째로, 交易條件 변화의 효과는 우리나라에 있어서의 國際石油波動 이후의 交易條件 惡化에 따른 實質所得 減少效果를 測定코자 한 것이다.

다섯째로, 需要變動效果는 景氣變動으로 인한 要素單位當 產出量增加의 不規則的 要因을 測定코자 한 것이다.

끝으로 技術進步 및 기타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. 여기서는 이러한 殘餘分을 技術進步

및 기타 要因으로 定義했지만 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 각指數는 모두 同指數의 1% 변화가 非住宅企業部門 國民所得의 같은 1% 변화를 나타낼 수 있는 單位로 計測되었음을 附言한다.

V. 成長要因의 推定結果

우리나라의 實質國民所得 成長要因의 推定結果는 <表 7>에 提示되고 있다. 同表에서는 우리나라의 非住宅企業部門 國民所得과 전체

<表 6> 要素單位當 產出量 增加要因別 指數 (1963~76)

(1969=100)

	要素單位 當 產出量 增 加 (1)	資源의 再配分 農業勞動 減 少 (2)	規模의 經濟利益 自營業主 減 少 (3)	農業生產 對社 會 經濟規模 擴 大 (4)	交易條件 氣候影響 變 化 化 (5)	農業生產 對社 會 經濟規模 擴 大 (6)	交易條件 氣候影響 變 化 化 (7)	(1)/(2) ×(3) × … ×(7) (8)	技術進步 其他 要 因 (9)	需要變動 (10)
1963	71.60	94.92	99.04	93.07	96.49	96.78	100.75	86.98	87.41	99.51
1964	77.54	96.12	98.61	94.20	96.44	100.73	100.12	89.29	89.39	99.89
1965	78.16	97.65	98.69	94.86	96.39	97.87	100.00	90.63	91.42	99.14
1966	87.00	97.83	99.17	96.39	96.44	100.59	100.00	95.90	93.49	102.58
1967	87.12	98.77	99.22	96.89	97.65	97.03	100.00	96.84	95.61	101.29
1968	91.66	100.48	100.16	98.23	98.68	96.67	100.00	97.19	97.78	99.40
1969	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1970	105.10	100.92	100.18	100.96	100.33	98.64	100.00	104.04	100.70	103.32
1971	105.29	102.11	99.63	161.76	103.24	98.54	100.00	100.92	101.41	99.52
1972	105.89	100.16	100.27	102.43	103.24	97.98	100.00	101.76	102.13	99.64
1973	112.59	101.31	100.13	103.68	103.74	97.76	98.59	106.97	102.85	104.01
1974	112.13	101.31	100.49	104.64	105.03	97.80	96.11	106.54	103.57	102.87
1975	115.00	102.87	100.93	105.70	105.85	98.27	94.45	106.63	104.30	102.23
1976	121.67	102.87	101.31	107.53	105.93	98.63	97.52	106.18	105.03	101.09
<年平均增加率>										
1963~69	5.73	0.87	0.16	1.20	0.60	0.55	-0.12	—	2.27	0.08
1969~76	2.84	0.41	0.19	1.04	0.83	-0.20	-0.36	—	0.70	0.16
1963~76	4.16	0.62	0.17	1.12	0.72	0.15	-0.25	—	1.42	0.12

資料：金光錫·朴俊卿 共著(1979).

國民所得의 成長要因의 推定結果를 동시에 보여 주고 있다. 여기에 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 변화가 없었더라면 所得成長率이 얼마나 낮아졌을 것인가 하는 것을 나타낼 수 있도록 测定되고 있다고 하겠다.

〈表 7〉의 非住宅企業部門에 대한 要因別 成長寄與率推計는 먼저 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(表 5 참조)에 比例해서 크게 두 가지 寄與率, 즉 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했다. 그 다음 總要素投入에 의한 成長寄與率은 勞動, 非住宅構造物 및 裝備, 在庫資產과 土地 등의 寄與率로

〈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 (1963~76)
(年平均成長率 基準이며 成長寄與率은 % 「포인트」 단위임)

	非住宅企業部門			全體經濟		
	1963~69	1969~76	1963~76	1963~69	1969~76	1963~76
實質國民所得 成長率	10.40	10.13	10.25	9.69	9.08	9.36
總要素投入 (勞動)	4.53 (2.62)	7.23 (3.95)	5.99 (3.35)	4.82 (3.13)	6.52 (3.82)	5.68 (3.47)
就業者數	1.63	2.85	2.27	1.36	2.53	1.95
平均勞動時間	0.51	0.84	0.68	0.42	0.74	0.59
性·年齡別構成變化	0.16	-0.27	-0.03	0.13	-0.24	-0.03
教育水準別構成變化	0.34	0.48	0.42	0.28	0.42	0.36
平均勞動時間變化에 따른 能率變化	-0.02	0.05	0.01	-0.02	0.04	0.01
政府 및 民間 非營利團體의 就業者數	—	—	—	0.96	0.33	0.59
(資本)	(1.91)	(3.28)	(2.64)	(1.69)	(2.70)	(2.21)
構造物 및 裝備	1.64	2.79	2.24	1.37	2.47	1.93
在庫資產	0.27	0.49	0.40	0.22	0.43	0.34
土 地	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
海外投資	—	—	—	-0.02	-0.37	-0.21
住 宅	—	—	—	0.12	0.17	0.15
要素單位當 產出量 (資源分配改善)	5.87 (1.08)	2.90 (0.63)	4.26 (0.82)	4.87 (0.90)	2.56 (0.56)	3.68 (0.71)
農業勞動의 相對的 減少	0.91	0.43	0.64	0.76	0.38	0.55
自營業主의 相對的 減少	0.17	0.20	0.18	0.14	0.18	0.16
(規模經濟의 利益)	(1.89)	(1.96)	(1.89)	(1.57)	(1.73)	(1.63)
經濟規模擴大	1.26	1.09	1.15	1.05	0.96	0.99
消費構造變化	0.63	0.87	0.74	0.52	0.77	0.64
(不規則要因)	(0.53)	(-0.42)	(0.09)	(0.44)	(-0.37)	(0.08)
農業生產에 對한 氣候의 影響	0.58	-0.21	0.16	0.48	-0.18	0.14
交易條件變化에 따른 損失	-0.13	-0.38	-0.19	-0.11	-0.34	-0.16
需要變動	0.08	0.17	0.12	0.07	0.15	0.10
(技術進步 및 其他要因)	(2.37)	(0.73)	(1.46)	(1.96)	(0.64)	(1.26)

資料: 〈表 1〉에서 〈表 6〉까지의 資料에서 導出함.

나누었는데 그 방법은 總要素投入增加率에 대한 各要素別 寄與率에 比例하도록 分割하는 것이었다. 여기서 總要素投入成長에 대한 各要素別 寄與率은 各要素投入의 增加率(表5 참조)에 要素別所得配分率(表 2 참조)을 加重值로 하여 곱함으로써 구하게 된다. 그리고 要素單位當 產出量增加에 의한 成長寄與率은 生產性增加要因別 諸指數의 增加率(表 6 참조)에 比例하도록 여러 가지 要因의 寄與率로 分割시켰다. 끝으로 總勞動投入에 의한 成長寄與率은 다시 <表 4>에 提示된 各 細項別 労動投入指數 增加率에 比例하도록 細項別로 分割했다.

전체 經濟의 國民所得成長要因別 寄與率 推計는 非住宅企業部門에 대한 成長要因 推計와 <表 1>에 提示된 不變價格基準 전체 國民所得時系列資料에 의해서 쉽게 이룩될 수 있다. 非住宅企業部門 國民所得에서 제외된 部門은 주로 政府, 民間非營利團體, 住宅所有部門과 海外部門 등인데 이를 部門의 所得은 용이하게 要素別로 分類될 수 있다. 즉, 政府 및 民間非營利團體의 所得과 海外部門 非投資所得은 모두 労動要素所得으로 分類하고 나머지 住宅所有部門所得과 海外投資所得은 資本所得으로 分類하면 된다. 먼저 이러한 非住宅企業部門에서 제외되는 部門의 要素別 所得成長寄與率을 推計하고 그 다음 나머지 國民所得成長率을 非住宅企業部門의 成長要因寄與率의 크기에 比例해서 分割했다.

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 1963~76年間에 國民所得은 年平均 10.3%씩 成長했는데 그 중 약 58.4%에 해당하는 6.0%「포인트」는 總要素投入增加에 基因되고 나머지 4.3%「포

인트」(41.6%)는 要素單位當 產出量增加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 中 勞動投入의 寄與率이 약 3.4%「포인트」로서 資本投入增加에 의한 寄與率 2.6%「포인트」를 輛천 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 가장 높게 나타나고 있다. 그리고 1963~76年間 要素單位當 產出量增加要因中에서는 規模經濟利益의 寄與率이 1.9%「포인트」로서 가장 높고 그 다음은 技術進步 등의 寄與率 1.5%「포인트」, 資源分配改善의 寄與率 0.8%「포인트」, 그리고 不規則要因의 寄與率 0.1%「포인트」의 순서로 그 規模가 推定되고 있다.

이러한 1963~76年間 成長要因 推定結果를 1969年을 기점으로 두 期間으로 구분해 보면 1963~69年間에는 要素單位當 產出量增加의 寄與率이 5.9%「포인트」로서 總要素投入寄與率(4.5%「포인트」)을 上廻하고 있었는데 그 후 期間(1969~76年)에는 그 寄與率의 相對的 規模가 뒤바뀌고 있다. 즉, 1969~76年間에는 要素單位當 生產性增加要因의 寄與率이 2.9%「포인트」로서 非住宅企業部門 國民所得成長率의 불과 29% 정도만을 설명할 수 있으며 나머지 71%는 總要素投入增加에 의해서 설명하고 있다. 그 근본적인 이유는 정확히 分析될 수 없으나 대체로 1969~76年間에는 특히 勞動投入과 在庫資產의 投入增加가 그 前期에 비하여 加速化된 반면에 農業生產에 대한 氣候 영향과 交易條件 변화에 따른 負의 寄與率이 높아지고 또 資源分配改善의 寄與率도 낮아졌기 때문이라고 생각된다. 따라서 技術進步의 成長寄與率은 前期의 2.4%「포인트」에서 後期

에는 0.7% 「포인트」로 크게低下되고 있다. 이러한 결과는 대체로 1970年代에 들어와서 要素投入의 增加率은 加速化되었으나 國際的 石油波動에 따른 世界的 景氣不況과 우리나라 交易條件의 惡化 등으로 우리의 實質國民所得 成長率이 相對적으로 높지 못한 데 基因되는 것으로 해석할 수도 있겠다.

전체 經濟의 成長要因推定結果에 있어서 全國民所得의 成長率이 非住宅企業部門만의 成長率보다 거의 1%「포인트」정도 낮으므로 각要因別 成長寄與率도 非住宅企業部門에 한정된 경우보다는 대체로 낮아지고 있다. 그리고 非住宅企業部門에는 포함되지 않은 政府 및 民間非營利團體의 就業者數增加, 海外投資(負의要因)와 住宅在庫增加 등의 追加로 전체 經濟의 成長要因別 寄與率을 낮추는 역할을 한다. 이와 같이 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의인 要因의 寄與率도 포함되게 되나 全體國民所得의 주요한 成長要因의 相對的 成長寄與度는 대체로 非住宅企業部門의 경우와 비슷하다고 하겠다.

VII. 就業者 1人當 國民所得의 成長要因

지금까지는 非住宅企業部門 國民所得과 전체 國民所得의 總量的 成長要因에 관해서 論議했는데 本章에서는 주로 就業者 1人當 國民所得의 成長要因을 推計하고 검토해 보기로 한다.

먼저 <表 8>에서 非住宅企業部門과 全體經

濟를 분리하여 推計된 就業者 1人當 國民所得成長의 要因別 寄與率을 보여 주고 있다. 同表에 提示된 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 推計方法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 해서 成長寄與率을 計算하는 것이 다르다고 하겠다.

그러므로 總量的 成長要因 推定결과에 나타나고 있는 就業者數 增加에 의한 寄與率은 就業者 1人當 成長要因 推定結果에는 排除되게 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 변화에 관한 增加率이나 要素單位當 生產量增加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 것 이기 때문에 就業者 1人當 成長寄與率 推計에서도 별 차이가 없다(차이는 주로 計算上の誤差임).

<表 8>에서 우리는 就業者 1人當 전체 國民所得은 1963~69年間에는 年平均 6.2%, 그리고 1969~76年間에 4.7%씩 成長한 것을 볼 수 있다. 總量的 國民所得成長率은 두期間 사이에 큰 변동을 보이지 않았으나, 就業者 1人當 成長率의 경우에 두期間 사이에 상당한 차이를 나타내고 있는 이유는 주로 後期에 就業者數의 增加率은 前期에 비해서 加速化되었으나 總量的 所得成長率은 약간 低下되었

기 때문이다. 全期間(1963~76) 中의 就業者 1人當 所得成長率은 年平均 5.4% 정도 되었다.

이와 같은 就業者 1人當 所得成長의 要因別 寄與率 推定 결과를 보면 1963~69年間에는 技術進步 및 기타 要因에 의한 寄與率이 약 1.9 %「포인트」로서 就業者 1人當 成長率의 약 30% 를 설명할 수 있는 가장 중요한 寄與를 했다. 그 다음 두번째와 세번째로 중요한 寄與를 한

要因은 각각 약 1.5%「포인트」의 寄與率을 보인 規模經濟의 利益效果와 就業者 1人當 資本 投入 增加였다. 同期間中 네번째로 높은 寄與를 한 要因은 0.8%「포인트」寄與한 農業勞動 力과 自營業主의 相對的 減少에 따르는 資源 配分改善의 효과였으며, 勞動時間增加와 教育 등 勞動特性 변화는 그 다음으로 높은 寄與率을 기록했다. 就業者 1人當 土地投入의 減少로 인한 成長率 減少效果는 0.7%「포인트」정

〈表 8〉 就業者 1人當 國民所得成長의 要因別 寄與率 (1963~76)

(단위: 就業者 1人當 年平均 成長率 및 %「포인트」)

	非住宅企業部門			全體經濟		
	1963~69	1969~76	1963~76	1963~69	1969~76	1963~76
實質國民所得成長率(就業者 1人當)	6.17	4.92	5.50	6.15	4.69	5.36
總要素投入增加(就業者 1人當)	1.47	2.18	1.82	1.58	2.14	1.77
(勞 動)	(0.79)	(1.04)	(0.93)	(0.76)	(0.96)	(0.90)
平均勞動時間	0.41	0.80	0.59	0.39	0.74	0.57
性・年齡別 構成變化	0.13	-0.26	-0.03	0.12	-0.24	-0.03
教育水準別 構成變化	0.27	0.45	0.36	0.26	0.42	0.35
平均 勞動時間 變化에 따른 能率變化	-0.02	0.05	0.01	-0.01	0.04	0.01
(資 本)	(1.24)	(1.79)	(1.50)	(6.46)	(1.87)	(1.56)
構造物 및 裝備	1.17	1.61	1.37	1.38	1.71	1.55
在庫資產	0.07	0.18	0.13	0.08	0.19	0.15
海外投資	—	—	—	0.00	-0.12	-0.20
住 宅	—	—	—	0.02	0.09	0.06
(土 地)	(-0.56)	(-0.65)	(-0.61)	(-0.66)	(-0.69)	(-0.69)
要素單位當產出量增加(就業者 1人當)	4.70	2.74	3.68	4.57	2.55	3.59
(資源配分改善)	(0.87)	(0.60)	(0.71)	(0.84)	(0.56)	(0.69)
農業勞動力의 相對的 減少	0.73	0.41	0.55	0.71	0.38	0.53
自營業主의 相對的 減少	0.14	0.19	0.16	0.13	0.18	0.16
(規模經濟의 利益)	(1.51)	(1.85)	(1.63)	(1.47)	(1.72)	(1.59)
經濟規模擴大	1.01	1.03	0.99	0.98	0.95	0.97
消費構造變化	0.50	1.82	0.64	0.49	0.77	0.62
(不規則要因)	(0.42)	(-0.40)	(0.08)	(0.41)	(-0.37)	(0.08)
農業生產에 對한 氣候의 影響	0.46	-0.20	0.14	0.45	-0.18	0.14
交易條件變化에 따른 損失	-0.10	-0.36	-0.17	-0.10	-0.34	-0.16
需要變動	0.06	0.16	0.11	0.06	0.15	0.10
(技術進步 및 其他要因)	(1.90)	(0.69)	(1.26)	(1.85)	(0.64)	(1.23)

資料: 〈表 1〉에서 〈表 7〉까지의 資料에서 導出함.

도가 되었다.

그러나 1969~76年間에 와서는 要因別 就業者 1人當 所得成長 寄與率의 順位가 좀 뒤바뀌고 있다. 그 前期에 가장 높은 成長寄與率을 나타냈던 技術進步 및 기타 要因이 0.6% 「포인트」로 크게 低下되어 네번째 정도의 順位를 나타냈으며 그 대신 就業者 1人當 資本投入增加가 1.9% 「포인트」의 寄與를 함으로써 가장 높은 寄與率을 기록했다. 그 다음에는 規模經濟의 利益效果(1.7% 「포인트」)와 勞動時間增加 및 勞動特性 變化效果(1.0% 「포인트」)가 각각 두번째와 세번째로 높은 寄與를 했다. 資源分配 改善效果도 前期보다는 낮은 0.6% 「포인트」의 寄與를 했다. 그러나 就業者 1人當 土地投入減少에 따르는 負의 成長寄與率은 前期와 거의 비슷했다.

이와 같이 두期間 사이에 就業者 1人當 國民所得(全體) 成長率을 가져온 要因別 寄與率이 좀 뒤바뀌는 樣相을 나타냈는데 그 이유는 주로 後期에 就業者 1人當 成長率이 前期에 비해서 크게 낮아졌을 뿐만 아니라 就業者 1人當 資本投入은 크게 增加한 반면에 技術進步 및 기타 要因에 의한 寄與率이 急低下되었기 때문이라고 생각된다. 그러면 왜 就業者 1人當 資本投入은 增加하고 技術進步 및 기타 要因은 低下되었는가 하는 데 대해서는 總量的 成長要因에 관한 論議에서의 언급을 참고하기 바란다. 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 1963~76年間에 대한 統合推計結果에 의해 서 대체로 平均화되고 있다.

VII. 成長要因의 國際比較 및 評價

우리나라의 實質國民總生產은 1963~76年間에 年平均 10%라는 높은 成長率을 기록했으며 實質國民所得도 年 9.4%씩 成長했다. 本研究의 목적은 주로 이러한 高度成長의 直接적인 要因이 무엇이었던가 하는 것을 推定·分析하는 데 있었으며 우리는 Edward Denison의 接近法을 활용하여 그러한 試圖를 했다.

그러면 과연 우리나라가 1963年 이후 國際的으로 類例가 드문 지속적인 高度成長을 이룩할 수 있었던 直接적인 要因은 무엇이었던가? <表 9>에서 보여 주는 바와 같이 不規則的 要因에 의한 經濟成長率에의 영향을 控除한 國民所得의 標準成長率은 1963~76年間에 年平均 9.3% 정도 成長했는데 그러한 成長을 가져온 가장 중요한 要因은 여섯 가지로 要約될 수 있다.

첫째로 중요한 要因은, 教育 이외의 要因에 의한 勞動特性 變화를 포함하는 勞動投入 增加였는데 이 要因의 成長寄與率은 3.1% 「포인트」로서 全國民所得 標準成長率의 33.5%를 차지했다. 둘째로 중요한 要因은, 成長寄與率이 2.2% 「포인트」에 달한 總資本投入의 增加였다. 세째로 중요한 寄與를 한 要因은, 高度成長에 따른 規模經濟의 利益效果였는데 이것은 1.6% 「포인트」의 寄與率로서 전체 成長의 17.6%를 설명해 준다. 네째 要因은, 技術進步와 기타 要因인데 1.3% 「포인트」의 寄與率을 올림으로써 전체 成長의 13.6%를 설명해 준다.

다섯째 要因은, 成長寄與率이 0.7%「포인트」정도였는데 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의改善效果였다. 끝으로 就業者의 教育水準 향상은 0.4%「포인트」정도의 成長寄與率을 기록함으로써 전체 成長의 4% 정도를 차지했다.

이러한 要因別 成長寄與率의 順位를 보면 教育 이외의 要因에 의한 勞動特性 변화를 포함하는 勞動投入의 寄與度가 全國民所得 成長의 34% 정도를 설명하는 가장 큰 寄與를 하고 있다. 이것은 역시 60年代初 이후의 우리나라의 高度成長이 勞動集約的 工業製品의 輸出擴大에 크게 依存해 왔음을 반영한다고 하겠다. 總資本投入增加에 의한 成長寄與度(24%)는 勞動投入增加에 의한 寄與度보다는 상

대적으로 낮았으나 國際的으로 비교할 때 결코 낮은 水準은 아니었다. 이와 같은 勞動과 資本 등 要素投入增加에 의한 成長寄與度는 1963~76年間 全國民所得 成長의 57% 정도를 차지하는 결과를 초래했는지 이러한 水準은 國際的 비교에 의하면 예외적으로 높은 편에 속하고 있다(表 9 참조).

특히 우리나라와 가까운 거리에 있고 戰後에 지속적인 高度成長을 이룩한 日本의 경우와 비교해 보아도 우리나라의 要素投入에 의한 成長寄與度가 현저히 높다. 그리고 美國과 9個 先進國의 平均值와 비교해 보아도⁹⁾ 우리나라의 要素投入에 의한 成長寄與度는 상당히 높은데 그 이유는 주로 勞動投入 寄與度가 다른 나라에 비해서 월등하게 높기 때문이다.

〈表 9〉 國民所得 成長要因別 寄與度 順位의 國際比較

成長要因區分	成長寄與率(%「포인트」)				標準成長에 대한 寄與度(%)			
	韓國 (1963~76)	日本 (1953~71)	美國 (1948~69)	카나다 및 유럽 8國 ¹⁾ (1950~62)	韓國 (1963~76)	日本 (1953~71)	美國 (1948~69)	카나다 및 유럽 8國 ¹⁾ (1950~62)
實質國民所得(全體)成長率	9.36	8.77	—	—	—	—	—	—
不規則的 要因(控除)	0.08	-0.04	—	—	—	—	—	—
國民所得 標準成長率	9.28	8.81	4.00	4.23	100.0	100.0	100.0	100.0
教育 이외의 要因에 의한 勞動特性變化를 포함하는 勞動投入增加	3.11	1.51	0.89	0.56	33.5	17.1	22.2	13.2
總資本投入의 增加	2.21	2.10	0.79	0.88	23.8	23.8	19.8	20.8
規模經濟 利益效果	1.63	1.94	0.42	0.82	17.6	22.0	10.5	19.4
技術進步 및 기타 要因	1.26	1.97	1.19	0.93	13.6	22.4	29.7	22.0
農業勞動과 自營業主의 相對的 減少에 따른 資源配分改善效果	0.71	0.94	0.30	0.66	7.6	10.7	7.5	15.6
就業者의 教育水準向上 效果	0.36	0.34	0.41	0.28	3.9	3.9	10.3	6.6
國際貿易障壁의 緩和效果	0.00	0.01	0.00	0.10	0.0	0.1	0.0	2.4

註 : 1) 카나다, 벨기에, 벤마크, 프랑스, 西獨, 이탈리아, 네덜란드, 노르웨이 및 英國 등 9個國의 單純平均值임. 카나다의 경우만이 1950~67年間의 것이고 다른 나라는 모두 1950~62年間에 대한 것임.

資料 : 韓國資料는 〈表 7〉에서 取했으며 外國資料는 Denison and Chung(1976), p.38에서 引用함.

9) 다른 開發途上國家의 成長要因 推定結果와 비교하는 것이 보다 意義있을 것으로 判断되나 불행히도 Denison 方法에 의한 成長要因 推定結果가 있는 나라는 이들 11個國의 先進國뿐임을 밝혀 둔다.

이와 같이 우리나라의 要素投入에 의한 成長寄與度가 다른 나라에 비해서 높은 반면에 다른 要因, 즉 生產性增加要因에 의한 成長寄與度는 대체로 다른 나라의 경우보다 低調한 傾向을 나타냈다. 다만 規模經濟 利益의 成長寄與度가 日本이나 카나다를 포함한 유럽 9個國의 平均值보다는 낮았으나 美國보다는 相對적으로 높았음을 지적할 수 있을 뿐이다. 그 중에서도 특히 우리나라의 技術進步 및 기타 要因에 의한 相對的 寄與度는 다른 나라 水準에 크게 미달하고 있다. 이것은 앞으로의 지속적인 高度成長을 위해서는 研究開發投資 등을 확대함으로써 技術進步 등에 의한 成長寄與率을 더 높일 필요가 있음을 示唆한다고 하겠다.

다음 <表 10>에서는 우리나라와 日本 및 美國의 就業者 1人當 國民所得의 成長要因別 寄與度를 비교하고 있다. 就業者 1人當 國民所

得의 成長은 우리나라의 경우 不規則의 要因의 영향을 排除하면 1963~76年間에 年平均 5.3% 정도가 되었다. 이것은 日本의 8.5%에 비해서 상당히 낮게 나타나고 있다. 우리나라의 전체 國民所得成長率은 日本(1953~71)의 경우보다 약간 높았으나 就業者 1人當 國民所得成長率이 日本보다 크게 낮은 이유는 주로 우리나라의 就業者數增加率이 日本에 비해서 월등히 높고, 따라서 就業者數增加에 따른 成長寄與率이 높기 때문이다. 따라서 就業者 1人當 國民所得의 成長寄與率 基準으로 보면 우리나라의 경우 거의 모든 成長要因에 있어서 日本水準에 미달하고 있다. 그러나 美國과 비교하면 美國의 就業者 1人當 所得成長率이 우리나라의 경우보다 낮기 때문에 사정이 좀 다르게 나타나고 있다.

그런데 就業者 1人當 所得成長을 가져오는 여러 가지 要因의 寄與度를 상대적으로 보면

<表 10> 就業者 1人當 國民所得(全體) 成長要因別 寄與度 順位：韓國, 日本 및 美國實績의 比較

就業者 1人當 成長要因 區分	成長寄與率(%「포인트」)			標準成長에 대한 寄與度(%)		
	韓國 (1963~76)	日本 (1953~71)	美國 (1948~69)	韓國 (1963~76)	日本 (1953~71)	美國 (1948~69)
就業者 1人當 國民所得 成長率	5.36	8.45	2.65	—	—	—
不規則의 要因(控除)	0.08	-0.05	-0.18	—	—	—
就業者 1人當 標準國民所得 成長率	5.28	8.50	2.83	100.0	100.0	100.0
規模經濟의 利益効果	1.59	2.35	0.51	30.1	27.6	18.0
就業者 1人當 資本投入 增加	1.56	1.85	0.40	29.5	21.8	14.1
技術進步 및 기타 要因	1.23	2.37	1.44	23.3	27.9	50.9
農業勞動과 自營業主의 相對的 減少에 따른 資源配分改善의 効果	0.69	1.14	0.36	13.1	13.4	12.7
就業時間增加와 教育 이외 要因에 의한 勞動特性 變化의 効果	0.55	0.44	-0.34	10.4	5.2	-12.0
就業者 1人當 教育水準向上 効果	0.35	0.41	0.50	6.6	4.8	17.7
就業者 1人當 土地投入 감소 効果	-0.69	-0.07	-0.04	-13.1	-0.8	-1.4
國際貿易 障壁의 緩和効果	0.00	0.01	0.00	0.0	0.1	0.0

資料：韓國의 것은 <表 8> 참조. 韓國과 日本의 數値은 Denison and Chung(1976), p.54 참조.

우리나라의 技術進步 및 기타 要因에 의한 寄與度가 특히 日本이나 美國에 비해서 월등히 낮게 나타나고 있다. 즉, 우리나라의 경우 技術進步와 기타 要因에 의한 就業者 1人當 成長寄與度가 23% 정도였는 데 비해서 日本은 28%이고 美國은 무려 51%나 기록했던 것이다. 그 대신 우리나라의 就業者 1人當 資本投入增加에 의한 寄與度는 30% 정도로 日本의 22%, 그리고 美國의 14% 水準을 超越했다. 그 다음 就業時間 增加와 教育 이외의 要因에 의한 勞動特性 변화의 寄與度도 美國과 日本의 水準을 크게 上回했다. 우리나라의 規模經濟의 利益效果에 따르는 寄與度도 높은 國民所得成長率로 인해서 日本水準을 약간 上回하고 美國의 경우보다는 월등히 높았다. 우리나라 農業勞動과 自營業主의 상대적 減少에 따른 資源配分改善의 효과는 日本이나 美國의 경우와 비슷했으며 就業者 教育水準 向上效果는 日本水準을 약간 上回했으나 美國보다는 상당히 낮았다. 就業者 1人當 土地投入減少效果의 경우에 있어서는 우리나라의 급속한 就業者數增加를 반영하여 -13.1%나 되었고 따라서 美·日 兩國水準에 크게 미달했다. 이러한 比較分析은 就業者 1人當 國民所得의 成長要因에 있어서도 우리나라의 경우 要素單位當 生產性增加要因의 寄與度는 다른 나라에 비해서 상대적으로 작고 그 대신 직접적인 要素投

入增加에 의한 成長寄與度가 상대적으로 큼을 보여 주고 있다고 생각된다.

이와 같이 전체 國民所得의 要因別 成長寄與度에 있어서나 就業者 1人當 所得成長의 要因別 寄與度에 있어서도 우리나라의 경우가 美國과 日本에 비해서 보다 큰 成長比重이 직접적인 要素投入增加에 의해서 설명된다는 사실은 우리나라 成長要因의 特異性을 나타낸다고 하겠다. 이것은 1963~76年間의 우리나라 高度成長이 주로 勞動과 資本 등 生產要素의 직접적인 投入增加에 依存되는 바가 커던 반면에 技術進步要因 등을 포함하는 要素單位當 生產性增加를 가져오는 여러 要因의 寄與度는 다른 나라에 비해서 상대적으로 적었음을 말해 주는 것이다.

理論上 만일 어떤 制度的 制約이나 要素市場의 不完全性 등으로 인해서 要素價格이 각 投入要素의 限界生產物의 價值보다 낮은 水準에서 결정된다면 企業家는 要素單位當 生產性 향상을 통해서 要素使用을 節約코자 하는 노력은 가능할 가능성도 있다고 하겠다. 우리나라의 경우가 과연 이에 해당하는지에 대해서는 확실한 근거를 提示할 수는 없다. 그러나 成長要因의 推定結果에서 볼 때 우리나라의 高度成長過程에서 要素單位當 生產性 향상의 寄與度가 상대적으로 낮은 것만은 틀림없는 것 같다.

▷ 參 考 文 獻 ◇

金光錫, 朴俊卿 共著, 『韓國經濟의 高度成長要因』, 韓國開發研究院, 1979(豫定).
韓國銀行, 『韓國의 國民所得』, 1975.

Denison, Edward F., *Why Growth Rates Differ: Postwar Experience in Nine Western Countries*, Washington: Brook-

- ings Institution, 1967.
- _____, *Accounting for United States Economic Growth, 1929~69*, Brookings Institution, 1974.
- _____, and William K. Chung, *How Japan's Economy Grew So Fast*, Brookings Institution, 1976.
- Nadiri, M. Ishaq, "Some Approaches to the Theory and Measurement of Total Factor Productivity: A Survey," *Journal of Economic Literature*, December 1970, pp. 1137-77.

階層別所得分布의推計와變動要因

朱鶴中

▷ 目次 ◇

- I. 序言
- II. 所得分布에 관한既存研究와推計方法
- III. 既存統計資料의制約과推計方法의모색
- IV. 基準年度에 있어서階層別所得分布의推計結果
- V. 所得分配變動의決定要因
- VI. 結論

I. 序言

第2次世界大戰 이후開發途上國의經濟開發問題가經濟學의중요한政策課題로서浮刻되었다.經濟發展의當면과제에대한接近에있어서그力點은經濟發展의궁극적목표인國民福祉의向上을극히限定的으로규정한

筆者：韓國開發研究院首席研究員

1) 이터한見解를代表하는것으로Bardhan(1973), Fishlow(1972), Weisskoff(1970)參照。

2) UN이채택한60年代의第1次10個年開發期間(first development decade)의목표였던成長이第2次10個年開發期間에이터한成長과衡平으로변경된것은이터한政策의目標轉換이況世界的의임을反映하고있다.

經濟成長에두고貯蓄投資의增大와非農業部門의雇傭增進을통한工業化過程으로서1人當國民所得의增大에注力하였다.70年代에이터한經濟成長을통한發展에대한反省論의하나는,한국민경제가지속적으로성장함에따라成長의果實이점차擴散效果(trickling-down effect)로고루配分되어先成長後分配의實效를거둘수있다고假定하였으나60年代에상당한經濟成長의實績을나타낸많은開發途上國에서成長의果實이偏在하여國民多數가그惠澤에서疎外되거나오히려상대적貧困의深化로그들의福祉增進,나아가전반적인國民福祉의向上을沮害한다는것이다¹⁾.이터한理論的假定에대한實證的反證이契機가되어近年에所得分配에관한理論的·實證的研究가擴大되고있을뿐만아니라經濟開發의政策的努力도成長과衡平의調和라는方向으로그軌道가修正되고있다²⁾.

60年代初의韓國經濟의成長實績은세계적으로公認되고있는바와같이대단히성공적

이었고 이러한 高度成長過程에서 韓國은 成長과 衡平을 매우 잘 調和한 것으로 여러 學者에 의하여 研究結果가 발표되어 있다(Oshima, 1970; Adelman, 1974; Mizoguchi, et. al., 1976). 그러나 이러한 研究의 實證的 根據가 어느 開發途上國의 그것과 같이 根據資料의 信憑性이나 一貫性이 問題가 된다³⁾. 이러한 實證的 研究의 試圖가 資料上의 여러 가지 制約을 內包한 公刊된 統計資料를 選別的으로 이용하였고 推計方法이나 推計期間이 다르기 때문에 그 결과로써 經濟成長에 따른 所得分配狀態의 變化를 追跡한다는 것은 매우 어려운 일이라고 하지 않을 수 없다.

여기에서 試圖된 研究의 목적은 크게 두 가지로 구분된다. 첫째는 可用統計의 制約性을 감안하여 60年代에서 最近年에 이르는 階層別 所得分布를 推計하고 이를 토대로 高度成長에 따른 所得分配 樣相의 變화를 追跡하며, 둘째 이러한 所得分配의 變化를 招來한 分配決定要因을 규명하는 데 초점을 두고 있다. 所得分配樣相의 變化를 밝히기 위한 階層別 所得分布의 推計는 既存推計의 利用資料 및 推計方法의 再吟味와 資料의 制約 가운데 可能한 推計方法의 摸索으로 先行되어 있다. 所得分配의 變動要因에 관한 分析은 먼저 「타일」(Theil)指數의 構成要因分析(decomposition analysis)에 따라 部門間과 部門內의 所得隔差要因으로 구분하고 이러한 결과를 招來한 여러 經濟的 下部要因을 「타일」要因分解과 관련시켜 考察하는 것을 그 內容으로 하고 있다.

3) 1974年에 世界銀行과 「서섹스」(Sussex)大學校 發展問題研究所의 共同研究結果로 發刊한 研究報告書에도 신빙성이 흐박한 資料에 근거한 分析의 有用性에 대하여 學者間에 論難이 많았던 것으로 脚註되어 있다(Ahluwalia, 1974, p.3).

II. 所得分布에 관한 既存研究와 推計方法

韓國의 所得分配에 관한 研究가 70年代 初부터 여러 國内外 學者에 의하여 試圖된 것은 이미 指摘한 바와 같다. 이러한 研究의 가장核心的인 部分은 所得分配의 樣相을 규정하는 所得階層別 所得分布(size distribution of income)의 推計이다.

따라서 所得分配에 관한 研究의 優劣과 成敗는 可用資料를 活用하여 時系列+分位所得分布를 보다 正確하고 一貫性있게 推計하는 것에 左右된다고 하여도 過言이 아니다. 이와 같은 推計過程과 그 결과의 重要性에 비추어 오늘날까지 發刊된 韓國의 所得分布의 推計過程과 결과를 要約·檢討함으로써 새로운 推計의 必要性과 推計方法의 發展에 參考로 삼고자 한다.

1. 既存推計의 概要

現時點까지 여러 學者에 의하여 推計, 發表된 階層別 所得分布를 要約하면 <表 1>에 나타난 바와 같이 「미조구찌」(Mizoguchi)의 研究陣을 除外하고는 特定年度나 基準年度(bench-mark year)에 限定되어 있고 利用資料도 特別調查, 都市家計調查, 農家家計調查, 賃金調査 등이다. 이러한 研究結果의 基礎資料가 지니는 여러 가지 特性과 制約性은 구체적으로 다음 項에서 檢討될 것이나 이용된 資料에 따라 推計結果는 큰 차이를 나타내고 있다.

1966~71年間에 결친 「지니」(Gini)集中係數의 推計에서 「오시마」의 0.2650(1966年)이 가장 낮은 데 비하여 「미조구찌」 등의 1968年推計는 0.4251로서 가장 높다. 「지니」集中係數보다 敏感하다고 할 수 있는 十分位分配率(decile distribution ratio)은 최고 23.3/35.8(1966年)에서 최저 16.2/50.5(1968年)으로 그 차이가 더욱 두드러지게 나타나 있다. 1966年부터 1971年間에 결친 이와 같은 所得分配狀態의 變化는 高度成長에 따른 內生的要因이 작용한 變化일 수도 있으나 이期間에 나타난 經濟指標의 變化는 利用資料와 推計方法上의 차이에서 오는 것이라는 心證을 굳혀 주고 있다⁴⁾.

2. 既存推計의 利用資料와 方法論의 檢討

所得分配에 관한 研究의 基礎資料가 되는所得資料는 先·後進國을 막론하고 그 正確性을 기하기 어려운 統計로 看做되고 있다. 특히 統計調查活動이 體系的으로 整備되어 있지

않은 開發途上國의 경우는 더욱 많은 統計上의 問題點을 지니고 있다. 韓國도 그例外는 아니며 이로 인하여 所得分配와 같은 중요한課題에 대한 研究가 過去에 不振하였던 이유의 하나라고 할 수 있다. 그러므로 이 項에서는 앞에서 引用된 韓國에 관한 分配係數의 算出根據가 되는 所得의 階層別分布을 어떠한統計的特性을 지닌 資料를 이용하여 어떻게 推計하였는가를 검토함으로써 推計結果의 限界와 여기서 試圖된 推計의 需要성을 밝혀두고자 한다.

가. 1966年「오시마」(Oshima) 推計

아시아諸國의 經濟成長과 所得分配와의 關係를 實證的으로 分析하는 研究論文에서 「오시마」(1970)는 中央大學校 社會科學研究所가 1966年에 實施한 所得과 消費行態에 관한 特別調查結果로써 韓國의 階層別 所得分布를 推計하였다. 이 推計는 韓國에 관한 階層別 所得分布推計의 첫 試圖였기 때문에 「포커트」(Paukert, 1973)에 의하여 世界各國의 所得分布比較分析에 引用되었고 이로써 韓國의 所得分配

〈表 1〉 既存推計의 利用資料와 推計結果

年度 또는 期間	推計者	利用資料	推計結果	
			「지니」係數	十分位分配率
1966	「오시마」	特別調查結果	0.2650	23.3/35.8
1970	「아델만」	農家家計調查 賃金調査 「보리슨」諮詢報告	—	18/44
1970 1963~71	蔡 汶 奎 溝 口 敏 行 金 都 亨 鄭 英 一	所得稅資料 都市家計調查 農家家計調查	0.3836 0.3428(1965) 0.4251(1968)	17.5/45.2 19.3/42.8(1965) 16.2/50.5(1968)

資料：「오시마」(Oshima, 1970); 「아델만」(Adelman, 1974); 「채문규」(Chae, 1972); 「미조구찌」(Mizoguchi et. al., 1976).

4) 〈表 8〉 參照。

가 國際比較에 있어서 相對的으로 衡平하다는 學界의 見解가 처음으로 形成된 契機가 되었다. 이러한 「오시마」推計의 중요성에 비추어 利用資料인 1966年 中央大學校 社會科學研究所의 特別調查의 統計的性格을 검토해 보면 이용된 特別調查의 調查統計는 한마디로 말하여 調查統計로서 많은 問題點을 內包하여 當時 우리나라의 所得分布를 나타내기에 不適合한 것이라 하지 않을 수 없다. 그 이유는 여러 가지가 있겠으나 중요한 것으로 都市 799 家口, 農村 971家口의 작은 標本數, 同年 1月부터 3月까지의 所得平均值를 취한데서 오는 季節性, 集計過程에서 不明瞭한 都市家口의 除外 등이다⁵⁾. 이와 같은 調查上의 問題點은 農村의 所得集中係數가 都市의 그것보다 높은 常識에 어긋난 결과를 招來하였을 뿐 아니라 全國的인 所得集中係數도 대단히 낮게 나타나 있다. 이와 같은 國際比較研究에 있어서 比較對象國家의 統計上 制約을 하나하나 잘 알고 이를 分析에 감안한다는 것은 기대하기 어려우나 그래도 어느 정도 基礎資料의 制約을 檢討하는 세심한 注意가 요청된다.

나. 1970年 「아델만」(Adelman) 推計

世界銀行과 「써세스」(Sussex) 大學校 開發問題研究所의 共同研究로 推進된 世界各國의 經濟成長과 所得分配에 관한 研究(Cheney et al., 1974)에 「아델만」은 1970年 韓國의 所得分布를 階層別·機能別로 推定하였다. 推計過

5) 상세한 것은 Choo(1974) 참조.

6) 1970年 農業「센서스」에 의하면 全農家の 4%가 農業勞動者家口, 小作農家, 1段步未滿 耕作農家로 나타나 있으며 農家經濟調查의 耕作規模別 標本構成比率이 0.5町步未滿 農家가 현저하게 낮게, 0.5町步以上 農家는 높게 反映되어 있다(表 2 參照). 따라서 農家經濟調查는 이러한 어느 정도의 上向偏倚을 내포하고 있다고 하겠다.

程에 대한 說明은 公刊되지 않았으므로 同報告書의 附錄에 나타난 「아델만」의 論文을 중심으로 검토하여 보면 賃金所得分布는 賃金調查報告書에서, 農家所得分布는 農家家計調查에서, 非農業自營業者所得分布와 財產所得分布는 「모리슨」(Morrison)의 推計에서 資料를 綜合하여 推定하였다(Adelman, 1974, p.283).

農家經濟의 收支狀況을 파악하기 위해 實施되고 있는 農家家計調查는 標本選定過程에서 1段步 미만의 耕作農家, 農業勞動者家口, 小作農家 등을 除外하였고 標本調查對象과 母集團의 耕地規模別 構成比가一致하지 않는 등의 問題點을 안고 있으나⁶⁾ 非農家에 比較한 農家家口의 相對的 同質性에 비추어 一貫性있게 蒐集되어 있다고 하겠다. 보다 根本의 问题가 있는 것은 勤勞者家口所得, 非農家自營家口所得, 財產所得의 階層別 分布의 推計이다. 먼저 勤勞者家口所得分布의 推計에 1970年 賃金實態基本調查를 이용하였는데 이 調查는 被雇傭者個人을 基準으로 한 賃金調查로서 階層別 所得分布의 分析單位인 家口調查가 아니다. 따라서 個人單位의 賃金調查資料를 家口單位의 所得分布資料로 換算하여야 하는데 아직도 이러한 換算을 可能케 하는 實證的根據가 어느 研究를 통하여서도 確立되어 있지 않다. 家口單位의 所得分布는 家口의 最低生計를 유지하기 위하여 家口主 이외의 家口員이 就業하여 生計를 듣기 때문에 個人單位의 賃金所得不平等度가 낮을 것이豫想되는 한편 財產所得은 高賃金所得者에 集中될 可能性이 있어 그 修正值가 얼마인지는 밝혀진 바 없다. 그以外에도 推計者的 資料利用上의 誤謬, 賃金調查標本의 客觀性 등의 問題點이 指摘되어 있다(裴茂基, 1976).

「아델만」推計에 援用된 非農業自營業主와 財產所得의 所得分布는 世界銀行의 内部資料인 「모리슨」諮問報告書에 依存하였다. 이 報告書는 公刊되지 않아 그 자세한 推計過程에 대하여 具體的인 極토는 어려우나 現在 한국에서 실시되고 있는 어떤 調查로써도 自營業者所得과 財產所得의 分布를 객관적으로 推定할 수 있는 資料가 없는 實情에 비추어 많은 假定을 導入한 略算에 불과하다고 생각된다. 自營業主 所得分布보다 더욱 근거가 희박한 것은 財產所得分布의 推定이다. 여기서 불분명한 것은 어떤 假定에 입각하여 財產所得을 所得階層에 配分한 것인지, 또는 財產所得者階層의 所得分布를 推定하였는가 하는 것이다⁷⁾. 前者の 경우 財產所得과 다른 所得을 特定한 家口의 所得으로 配定한다면 所得階層에 分類, 配分하기 어려운 問題가 있으며, 後者の 방법이라면 財產所得은 財產所得者에만 歸屬된다는 강한 假定이前提되어야 한다. 上述 한 두 방법 중 하나를 이용하여 財產所得分布를概略的으로나마 推定할 수 있는 可用統計가 없으므로 그 信憑性이 매우 의심스럽다고 하지 않을 수 없다.

요컨대 世界銀行과 「씨섹스」大學校의 共同研究의 一環으로 「아델만」이 推定한 韓國의 階層別·機能別 所得分布의 推計結果는 다른 많은 國家에 비하여 상대적으로 不平等度가 낮다는 것을 뒷받침하고는 있으나 그 推計過程에서 現存하는 可用資料가 지닌 制約과 限界를 克服하기 위하여 많은 假定을 援用한 하나의 試算이라 하겠다.

7) 裘茂基 教授(1976)는 後者로 假定하여 財產所得資料의 制約과 誤謬를 批判하였다.

다. 1970年 蔡汝奎 推計

韓國의 所得分配에 관한 實證的 推計로 널리 引用되는 階層別 所得分布의 하나는 租稅資料를 이용한 蔡汝奎의 推計이다(Chae, 1972). 租稅資料를 토대로 한 계층별 소득분포의 推計는 한 나라의 所得稅制度에 따라 크게 그 程度가 左右된다. 1970年 당시 한국의 所得稅制는 极히 限定된 高所得層에 한하여 綜合所得稅가 賦課되었고 大部分의 納稅者는 機能別로 分離된 所得源泉에 個人別로 所得稅가 徵收되었다. 이러한 資料를 이용할 때 留意하여야 할 점은 일반적인 租稅資料의 所得過小評價 경향은 물론 所得稅制의 特殊性에서 오는 資料의 制約性이다. 그 중에서 중요한 세 가지만을 指摘하면 첫째, 農業所得에 대하여는 오늘날까지도 所得稅가 賦課되지 않고 있기 때문에 1970年 당시 就業者의 약 50%가 稅制上の 特殊성으로 인하여 除外되어 있다. 除外된 農業所得의 分布는一般的으로 非農業所得의 分布보다 不平等度가 낮다는 것을勘案하면 이 推計는 所得不平等에 대한 上向偏倚가 강한 것이라고 할 수 있다.

둘째, 綜合所得稅 對象者를 除外하고는 機能別 所得發生을 單位로 한 所得稅資料이기 때문에 동일한 個人이 勤勞所得과 賃貸料收入이 있다고 가정하면 이 경우는 2人 또는 2件으로 취급되어 集計된다. 따라서 綜合所得稅 課稅對象 이하의 高所得者數는 實제보다 적게 나타나고 集計된 數值에는 分離된 低所得者的 수가 많게 표시된다. 이와 같이 集計된 租稅資料의 性格은 分離課稅된 所得階層이 어떤 階層이며 어떻게 중복 처리되었느냐에 따라 所得不平等度에 대한 偏倚가 달라지나 綜合所得

課稅 대상자의所得占有率为 상대적으로 높게 작용하였기 때문에 推計된所得不平等度를 誇張하였을 가능성이 크다.

끝으로所得稅資料를 이용한所得分布는個人單位의階層別所得分布이지家口單位의 그 것은 아니라는 것이다.研究目的에 따라個人單位의所得分布가分析의 대상이 될 수 있으나階層別所得分布에 있어서는 일반적으로生活單位인家口를 중심으로推計되고 있다。個人單位의所得資料에서家口當以外의就業者所得을家口主의所得에合算하는再集計過程을통하여家口單位의階層別所得分布는推定될 수 있으나우리나라의納稅者番號로써는不可能하다。우리가理論的으로알고 있는 것은貧困階層을除外한低所得正常家口일수록副次的所得比率이높고最高所得階層가운데課稅負擔을輕減시키기위한방법으로財產所得을家族名義로分散시킨다는것이다。그러나後者の경우보다前者의頻度가많기때문에個人納稅資料에의한所得分布의集中度는높게推定되는傾向을띤다。

이상과같이볼때蔡汝奎推計는한국소득세제의特수성에크게影響을받아就業者的약50%인農業所得者が除外되고綜合所得納稅對象者(個人)와綜合所得納稅對象者が아닌階層에대하여는機能別所得源泉을單位로集計한租稅資料에의한所得分布이다。그러므로이推計는家口單位의所得分布와어떠한正의相關關係가있다는假定을前提로하여하나의參考資料로서의意義는있다고하겠다으나흔히引用되는바와같이무분별하게家口單位로의階層別所得分布의比較對象은될수없다。

라. 1963~71年 溝口敏行·金都亨·鄭英一
推計

日本一橋大學校經濟研究所의所得 및富의分配에관한研究의一環으로서1963~71年間に 걸친家口單位所得分布가推計되었다(Mizoguchi, et. al., 1976).基礎資料로서는都市家計調查와農家家計調查를이용하고있다。推計方法은「모리슨」方式을補完한家口所得推定方法이라고說明되어있으며이推計의方法論上의長點은都市家計調查에결여된自營業主家口의所得資料를보완하기위하여農家와都市勤勞者家口를제외한기타家口의貯蓄과所得을推定하는데많은노력을倾注하였다는점이다。都市家計調查에自營業主家口所得이集計되어있지않기때문에上述한中央大學校社會科學研究所의1966年調查資料로써商人階層과被雇傭者階層의消費函數를導出하고이를이용하여都市家計調查의기타家口의消費支出을所得으로換算하였다。이리하여農家家計調查의農家所得分布,都市家計調查의勤勞者家口所得分布,推定된self-employed家口所得分布로써전체와부분의所得分布를時系列로서계산하였다。

基礎資料의근본적인制約가운데이상과같은試圖는많은苦衷과노력이뒤따른힘든研究의결과로서높이評價되어야하겠다。그러나이미지적한바와같이1966年中央大學校社會科學研究所의調查結果는많은問題를내포하고있고이資料를이용하여推定된限界消費性向은俸給生活者家口의53.3%에비하여商人家口의95.1%라는筆者자신들이反問하는결과를그대로推計에이용하고있다(Mizoguchi, et. al, 1976, pp.266~7)。뿐만아

니라 아래에 검토된 바와 같이⁸⁾ 都市家計調查와 農家家計調查에서 除外된 家口에 대하여는 전혀 補完이 이루어지지 않음으로써 全體家口의 所得分布가 實際보다 좋게 推定되는 偏倚를 내포하고 있다. 또한 都市家計調查가 採擇하였던 所得上限線을 留意하지 않았기 때문에 推計된 都市家口와 全家口의 時系列所得分布는 이의 영향을 받아 時系列上의 一貫性이 크게 沮害되고 있다⁹⁾. 그러므로 이 推計는 現存하는 都市와 農家家計調查資料를 토대로 하여 全家口 및 部門別 所得分布를 時系列로 推定하였다는 意義는 지니고 있으나 時系列의 一貫性이나 推計值의 代表性에 많은 制約이 내포된 것이라고 하겠다.

이상과 같이 既存하는 韓國의 所得分布推計를 그 推計方法論을 중심으로 고찰하여 블 때 可用資料의 制約과 關聯資料의 부족으로 推計自體에 많은 問題點을 내포하고 있음을 否認할 수 없다. 더욱 위험한 것은 이러한 推計過程이 내포하는 問題點이 經濟學的·統計學的專門性 때문에 經濟學徒에 의하여 輕視되고 結果值만을 중심으로 所得分配狀態가 論議의 對象이 된다는 것이다. 社會開發의 戰略的要素로서 所得分配의 중요성이 크게 浮刻되는 現時點에 있어서 既存資料가 지닌 취약점을可能한 한 補完하여 韓國所得分布의 近似值만이라도 一貫性있게 推計比較되어야 한다는 것이 아래의 試圖가 指向하는 바이다.

8) 本論文 Ⅲ의 1 참조.

9) 그 一例로서 「미조구찌」推計에서 都市家口의 「지니」係數가 1967년의 0.413에서 1968년의 0.523과 1969년에 0.519로 크게 변화하는 것은 1967년까지 所得上限線이 年間 50萬원이었다가 1968년에 年間 150萬원, 1969년에 年間 200萬원으로 변경된 것이決定의 要因이라 하겠다. 또한 上限線이 一定한 기간에 물가상승률이 높으면 높을수록 所得分布가 改善되는 偏倚를 나타내는 경향이 있다.

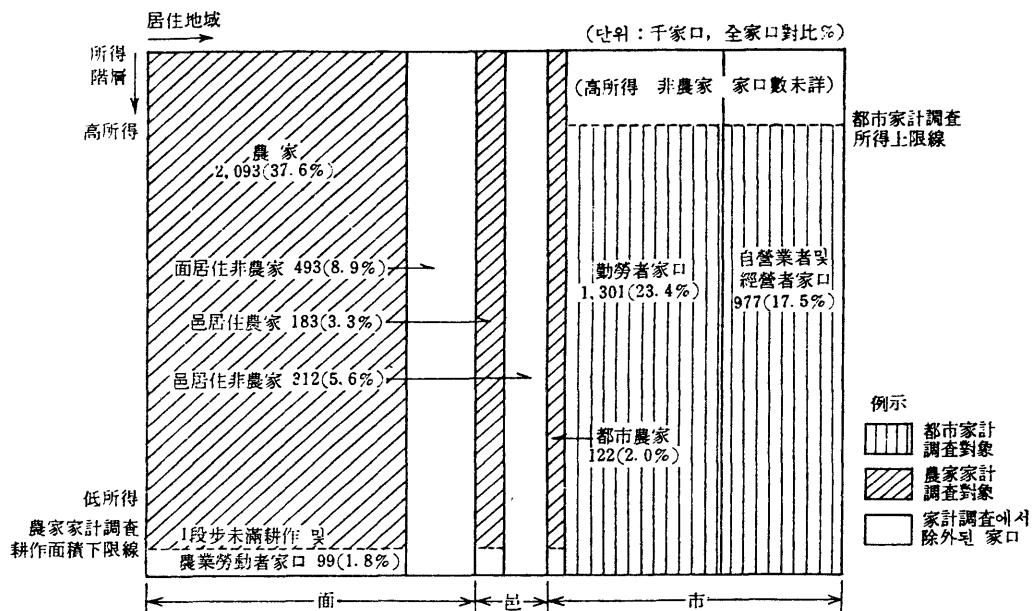
III. 既存統計資料의 制約과 推計方法의 모색

1. 可用統計의 性格과 問題點

階層別 所得分布는 일반적으로 家計調查의 결과를 토대로 推計되고 있다. 한국에 있어서도 都市家計調查와 農家經濟調查가 각각 1963年과 1961年부터 실시되고 있으므로 이 두 家計調查의 性格과 利用上의 문제점을吟味함으로써 推計上 관련자료에 의한 補完의 必要性을 밝히고 推計方法의 摸索에 參考로 삼고자 한다. 可用統計의 性格과 制約을 檢討하는 데 있어서 調查對象家口의 選定과 標本單位의 決定에서 오는 調査의 代表性과 包括性에 대하여 重點的으로 검토하기로 한다.

먼저 韓國의 家計調查의 標本數는 1977年에 대폭 확대되기 이전까지는 都市家計調查의 약 1,500~1,800家口와 農家經濟調查의 약 2,500家口로서 다른 開發途上國의 경우에 비하여 標本數가 매우 작고(Choo, 1974, pp.23~31) 이에 따라 標本誤差가 를 可能性이 있다. 農家家計調查는 韓國農家の 相對的 同質성을 감안하면 調査對象이 農家家計를 代表하는데 크게 問題가 되지 않는다고 하더라도 家口主와構成員의 職種이 多樣하고 地域的인 隔差가 심한 都市家口를 2,000 이내의 標本家口로써 代表한다는 것은 不適當하다고 하겠다. 그러나 都市家計調查보다 더 좋은 都市家計標本調查가 실시된 바 없기 때문에 부득이 都市家計調查結果를 活用하지 않을 수 없는 실정이다.

〔圖 1〕 地域別 家口主職種別 家口의 構成과 家計調查의 對象



資料：經濟企劃院, 『1970年 人口「센서스」報告書』
農水產部, 『1970年 農業「센서스」報告書』

둘째로 標本家口調査의 母集團이 全國의 家口를 包括하여야 되나 現行 두 家計調査는 調査範圍와 對象에서 상당히 많은 家口를 제외하고 있다. 1970年 人口「센서스」결과를 두 家計調査의 母集團과 比較하여, 現行 調査對象에서 제외된 家口의 規模를 추정해 보면 [圖 1]과 같이 要約된다. 農家經濟調査에서 除外되는 것은 1970年 人口 및 農業「센서스」를 기준하여 農業勞動者家口 65,950, 無耕地 農家 20,209, 1段步 미만 耕地 農家 12,843 등 99千家口로서 總 農家の 약 4%이다. 非農家 中에서는 都市家計調査의 對象이 되는 都市俸給生活者家口와 自營業者家口를 除外한 邑의 312千非農家(全家口의 5.6%)와 面의 493千 非農家(全家口의 8.9%)가 除外되고 있다. 또한 1977년까지 都市家計調査報告書에 明示된 바와 같이 一定額 이상의 高所得家口는 調査對象에

서 除外되어 있으며 1970年的 所得上界線은 年間 200萬원으로 규정되었으나 이로써 除外된 都市家口數가 얼마인지 推定할 수 있는 資料가 없다.

세째로, 標本家計調査가 母集團인 全家口에 대해 偏倚敘는 代表性을 지니기 위해서는 標本의 經濟社會的 特性과 母集團의 그것이 相應되어야. 하나 두 家計調査는 상당한 偏倚(bias)의 가능성이 있다. 즉, 農家家計調査의 경우 上述한 段步라는 耕作面積의 下限線에서 오는 上向偏倚는 물론 農業「센서스」에 나타나는 耕作規模別 農家の 構成比에 비하여 農家家計調査의 그것은 <表 2>에 나타난 바와 같이 0.5町步 미만 耕作 農家가 相對的으로 작은 比率이 標本으로 추출되고 0.5町步 以上 耕作 農家는 標本에 많이 포함되어 있다. 따라서 農家經濟調査의 결과로써 農家所得分布를 推定

하면 現實보다 農家의 所得分配狀態가 衡平되게 나타날 危險性이 있다.

또한 都市家計調查의 對象이 되는 勤勞家口主의 職種分布도 經濟活動人口調查結果와 비교할 때 상당한 偏差의 可能性을 내포하고 있다. 都市家計調查는 家口主의 職種을, 經濟活動人口調查는 14歲 이상 經濟活動人口의 個人別 職種을 집계하였기 때문에 直接的인 비교가 곤란하다는 점을 감안하여도 <表 3>에 보듯이 서비스職種, 其他職種 등 低所得職種家口와 失業者家口가 상대적으로 작게 포함되어 있고 특히 標本抽出에 所得上限線이 設定되어 있기 때문에 標本構成上 所得不平等度가 낮게 나타나는 偏倚를 내포하고 있다.

이상과 같은 현행 家計調查의 性格과 制約에 비추어 家計調查資料만을 토대로 階層別

所得分布를 推計한다는 것은 상당한 비율의 家口를 제외하여 그 代表性이 缺如될 뿐 아니라 農家調查의 耕地面積의 下限線으로 都市家口보다 平均所得이 낮은 農家所得의 上向偏倚, 都市家計調查의 所得上限線으로 高所得家口의 例外로 인한 都市家口所得의 下向偏倚와 都市低所得職種家口의 過小評價 등으로 非現實的인 所得分布와 낮은 所得不平等度가 推定되는 위험성을 내포하고 있다. 따라서 보다 現實에 가까운 階層別 所得分布를 推計하기 위하여는 可用資料를 가능한 한 活用하여 調査에서 제외된 家口의 所得을 推定 補完하여야 할 필요가 있다.

<表 2> 1970年 農業「센서스」와 農家經濟調查의 耕作規模別 農家構成比의 比較

(단위 : %)

耕作規模 區分	0.5町步 미만	0.5~1.0	1.0~1.5	1.5~2.0	2.0町步 이상
農業「센서스」 ¹⁾ (1)	31.92	34.54	18.69	8.10	6.75
農家經濟調查 (2)	23.05	37.63	20.76	10.00	8.56
차 이 (1-2)	8.87	-3.09	-2.07	-1.90	-1.81

註: 1) 1段步 미만 農家, 賃金農業勞動家口, 無耕地農家를 除外한 構成比임.

資料: 農水產部, 『1970年 農業「센서스』』, 제 1권~9권에서 합산.

農水產部, 『農家經濟調查結果報告書』, 1971, p.56.

<表 3> 都市家計調查와 經濟活動人口調查의 職種別 標本構成의 比較

	1965			1970			1976		
	都 家 計 調 查 (1)	市 經 濟 活 動 人 口 調 查 (2)	차 이 (1-2)	都 家 計 調 查 (1)	市 經 濟 活 動 人 口 調 查 (2)	차 이 (1-2)	都 家 計 調 查 (1)	市 經 濟 活 動 人 口 調 查 (2)	차 이 (1-2)
專門, 技術, 行政, 管理職	9.5	5.9	3.6	14.3	8.8	5.5	11.6	5.8	5.8
事務職	15.3	8.3	7.0	16.3	11.0	5.3	12.4	11.6	0.8
販賣職	28.7	24.8	3.9	29.1	22.9	6.2	30.3	20.0	10.3
서비스職	5.4	13.6	-8.2	8.4	12.1	-3.7	8.8	12.1	-3.3
其他 ¹⁾	35.2	33.9	1.3	27.7	37.7	-10.0	31.3	44.2	-12.9
失職	5.9	13.5	-7.6	4.2	7.5	-3.3	5.6	6.3	-0.7
合計	100.0	100.0		100.0	100.0		100.0	100.0	

註: 1) 生產 및 生產關聯從事者, 運輸裝備運轉士 및 單純勞動者.

2. 資料의 補完과 推計方法

階層別 所得分布의 新로운 推計方法은 위에서 考察한 바와 같은 既存推計의 缺陷을 留意하여 可用資料의 制約을 감안하면서 摸索되어야 한다. 여기에 試圖된 推計의 基本的인 接近方法은 調查의 性格上 여러 가지 制約은 있으나 都市家計調查와 農家經濟調查結果를 이용하여 關係된 可用資料로써 調查에서 제외된 家口의 所得分布를 추정·보완하는 것이다. 补完되어야 할 家口는 ① 耕地面積 1段步 미만의 農家, 小作人 農家, 農業勞動者 家口 ② 漁業從事者 家口 ③ 所得上限線 이상의 都市高所得家口 ④ 邑·面居住의 非農業家口 ⑤ 都市失業者 家口 등이다. 또한 都市家計調查에서 勤勞者 이외의 家口所得이 集計되어 있지 않기 때문에 이 階層의 所得도 推定하여 补完할 필요가 있다. 都市家計調查에서 所得上限線이 間歇的으로 上向 調節되어 集中型 所得分布를 時系列로 推計하는데 一貫性이 缺如되므로 所得上限線의 상당한 조정이 있은 다음해인 1965, 1970, 1976年을 基準年度로서 选取하였다.

가. 農·漁家所得分布

農家所得分布는 農家經濟調查結果를 그대로 이용하고, 全家口의 약 2%를 점하는 漁家所得은 1971年『漁業年報』의 결과로써 家口主 이외의 就業者를 감안하여 补完하였다. 耕地面積 1段步 미만의 農家와 小作人 農家, 農業勞動者 家口에 대한 資料는 전혀 구할 수가 없기 때문에 全 農家の 3.9%에 해당하는 이러한 農業低所得家口를 반영하지 않았다. 따라서 推計된 農家所得分布에 農家經濟調查의 對象이

되는 最低所得 農家와 調查對象에서 제외된 農家間의 所得差異로 약간의 上向偏倚가 있을 것이다. 그 比重과 차이가 작기 때문에 推計結果에 크게 영향을 미치지 않을 것으로 생각된다.

農家經濟調查에 있어서 農家所得의 算出方法이 價格變動에 따르는 在庫增加로서 所得의 上向偏倚를 結果한다는 비판이 있다. 「아브라함」(Abraham, 1976)에 의하면 農家經濟調查의 在庫變動은 在庫評價時期의 單價의 차이로 인하여 資本利得을 포함하여 農家所得이 過大評價되어 있다고 한다. 그러나 農家經濟調查에 있어서 그 대부분은 經常價格으로 評價된 所得의 一部를 이루는 것이다. 다만 2年 이상 된 在庫가 누적되어 있을 경우, 다시 말하면 前年度의 收穫이 모두 消費 또는 販賣되지 않았을 때 이러한 資本利得에 의한 所得의 過大評價가 發生할 여지가 있다. 여기서 시도된 推計는 選定된 基準年度에 관한 것이며, 在庫가 豊凶作으로 인하여 2年 이상 累積되는 것이 무시할 정도로 작고 農家經濟調查에서 物量在庫가 集計되지 않기 때문에 在庫變動에 따른 所得을 修正하지 않았다.

나. 被雇傭者 家口의 所得分布

被雇傭者 家口에 대한 所得分布는 都市家計調查結果를 그 土臺로 하여 都市家計調查의 所得上限線으로除外된 高所得者 家口의 所得, 都市家計調查에 標本比率이 낮게反映된 失業者 家口의 所得, 그리고 邑과 面의 勤勞者 家口所得을 推定, 补完하였다. 高所得被雇傭者 家口의 所得은 적당한 利用資料가 없는 狀態에서 부득이 『國稅統計年報』에 發表된 都市家計調查의 所得上限線 以上의 所得者數와 所得額

에 관한 資料를 이용하였고 課稅者를 家口主로 假定하여 家口主 이외의 就業者所得을 勘案하여 高所得者 家口所得을 推定하였다. 都市家計에서 제외된 高所得者 家計所得을 租稅資料로써 推定·補完하는 可能性에 대하여 그 對象者가 많지 않다는 이유로 이 資料를 이용치 않는다는 견해도 있으나(Mizoguchi, et. al., 1976) 여기서는 비록 그 頻度는 租稅資料의 下向偏倚가 작용하여 非現實的으로 작게 잡힌다 하더라도 低所得層의 平均所得水準보다 대단히 높기 때문에 이를 勘案해 주는 것이 다소 나마 都市家計調查의 下向偏倚를 제거하는 利點이 있을 것으로 생각하여 推定에 反映하였다.

前述한 都市家計調查의 失業者家口比率과 經濟活動人口調查에 나타난 都市失業率의 차이는 都市家計調查結果로 推定된 都市家口所得分布의 最低所得階層의 頻度를 낮춤으로써所得의 不平等度를 부당히 낮게 하는 傾向이 있으므로 經濟活動人口調查에 나타난 失業率로써 失業者 家口數를 조정하고 家口主 이외의所得과 移轉所得으로써 失業者家口의所得을 推定하였다. 또한 [圖 1]에 나타난 바와 같은 都市 以外地域의 被雇傭者 家口所得分布는 이에 관련된 資料가 전혀 없으므로所得分布의 類型(distributive pattern)은 都市의 그것과 같다고 假定하고 서울特別市와 기타 都市의 차이를 比例的으로 邑과 面의 居住者에게二段階로 적용시켜 推定하여 被雇傭者所得分布에 포함시켰다.

이미 지적한 바와 같이 都市家計調查와 經濟活動人口調查의 결과에서 나타난 職種別構成比의 차이는 前者は 家口主를, 後者は 經濟活動人口를 대상으로 分類된 것이기 때문에

이를 調整할 수 있는 근거나 관련자료가 없어 都市家計調查結果의 타당성이 다소 의문시되나 失業者를 除外한 것은 그대로 이용하였음을 밝혀둔다. 失業者家口는 都市家口當 平均經濟活動人口數로써 調整한 後 家口主以外의 平均所得과 最低所得階層의 移轉所得을 勘案하여 失業者家口의 平均所得을 推定, 包含시켰다.

다. 自營業者 및 經營者家口 所得分布

階層別 所得分布를 既存資料를 이용하여 推計하는데 있어서 가장 큰 문제점을 안고 있는 것이 自營業者 및 經營者家口 所得分布이다. 이러한 類型의 家口는 性格上 零細商人으로부터 財閥企業의 經營主까지 다양한 家口主로 구성되어 있어서所得隔差가 被雇傭者 家口나 農家보다 격심할 뿐만 아니라 經營과 家計를 分離하기 어려워 所得自體도 調查하기 어려운 실정이다. 이러한 이유로 都市家計調查는 自營業者 및 經營者家口에 대한 所得을 調査項目에서 除外하고 消費支出만을 集計하고 있다. 따라서 都市家口所得調查의 所得上限線以上의 自營業者 및 經營者家口 所得은 물론 都市家計調查의 대상이 되고 있는 自營業者 및 經營者家口의 所得부터 推定하여야 한다. 그러나 이러한 推定을 가능케 하는 資料의 基礎調査가 所得을 集計하지 않기 때문에 이 階層의 消費支出로서 所得을 推計할 수 있는 消費函數를 誘導할 수가 없다. 이미 考察한 여러 學者の 階層別 所得分布의 推計에 이와 같은 可用統計의 不完全性이 根本적인 制約으로 작용하여 부득이 많은 문제점을 안고 있는 標本調查結果로서 상식에違背되는 이 階層의 消費函數를 誘導한 후 所得을 推定하는 試圖

까지 敢行되고 있는 實情이다. 여기서 試圖된 推計에서는 自營業者 및 經營者家口도 所得階層別로 被雇傭者家口와 같은 水準의 貯蓄을 한다는 假定 아래에서 被雇傭者の 所得階層別 平均消費性向으로서 自營業者 및 經營者家口의 消費支出을 所得으로 換算하는 方法을 채택하였다. 都市以外地域에 居住하는 自營業者 와 經營者家口의 所得은 被雇傭者家口의 경우와 같은 要領으로 地域間의 所得隔差를勘案하여 推定하였다. 또한 都市家計調查의 所得上限線 以上의 高所得 自營業者 및 經營者家口는 被雇傭者家口의 경우와 같이 『國稅統計年報』에 集計된 所得階層別 所得額과 分布度數資料를 이용하였고 가구주 이외의 家口員 所得을 推定하여 合算하였다.

上述한 바와 같은 階層別 所得分布의 推計方法은 可用資料의 性格과 制約을 세밀히 검토한 뒤에 이를 關聯資料로서 可能한限 補完하였고 既存資料가 지니는 偏倚를 가급적 제거하려고 노력하였다는데 意義가 있다. 물론 이 推計方法도 國稅統計資料가 지닌 下向偏倚의 문제점을 關聯資料로써 補完할 수 없어 都市家計調查의 所得上限線 以上의 高所得家口의 所得推定에 이 資料를 그대로 이용하였다던가 所得上限線 以下의 被雇傭者家口와 自營業者 및 經營者家口의 平均消費性向] 같고 서울과 기타 도시의 所得差異를 기타 都市와 邑과 面의 所得差異로 보는 등 여러 가지假定을前提로 하였다는 데에 推計方法으로서의 크고 작은 문제점을 내포하고 있음을 是認한다. 그러나 都市家計調查와 農家經濟調查에서 除外된 家口는 모두 포함시키려고 努力하

10) 十分位分配率은 上位 20% 所得階層의 所得占有率과 下位 40% 階層의 所得占有率을 對比한 것으로 Gini係數나 Theil指數에 비하여 敏感하며 具體的이다.

였으며 上述한 바와 같은 假定의 導入으로 補完資料의 活用은 推計를 더 改善할 수 있는 資料가 缺如된 가운데 次善의 方법으로 採擇한 것이다. 따라서 이러한 推計方法에 의한 階層別 所得分布는 所得分配狀態를 나타내는 하나의 近似值로서 意義를 지니고 一貫性 있는 時系列分析이 可能하다.

N. 基準年度에 있어서 階層別 所得分布의 推計結果

上述한 바와 같은 推定方法으로서 基準年度로 채택한 1965年, 1970年, 1976年에 있어서 全國家口와 部門別로 農家와 非農家, 被雇傭者家口와 自營業者 및 經營者家口의 階層別 所得分布를 十分位로서 나타내면 〈表 4～表6〉과 같다. 所得集中係數는 公式에 의하여 여러 가지 形態로 算出되나 集中係數 하나하나가 지니는 統計的 特性이 각각 다르므로(Atkinson, 1970), 그 중 대표적인 「지니」係數, 十分位分配率(decile distribution ratio)¹⁰⁾, 「타일」指數(Theil index)를 十分位分布의 所得占有率을 근거로 하여 算出하였다. 「타일」指數를 추가한 것은 이 指數가 部門間과 部門內部의 所得隔差要因으로 分解(decompose) 할 수 있는 장점을 지녔기 때문이다(Theil, 1967).

1. 全國家口의 所得分布

〈表 4〉에 나타난 全國的 所得分布를 보면 韓國의 所得分布는 高度成長 가운데 相對的의 衡平을 維持하였다고 할 수 있을 정도로 낮은

所得集中度를 記錄하고 있다¹¹⁾. 그러나 總體的인 所得分配狀態를 나타내는 分配係數에 의하면 1965年에서 1970年에 이르는期間에 所得分布는 약간改善되었다가 1976年에 이르러 크게 惡化되었다. 즉, 1965年에 0.3439이던 「지니」係數는 1970年에 0.3322로 낮아졌다가 1976年에 0.3908로 높아졌다.

〈表 4〉 1965, 70, 76年 全家口 階層別
所得分布와 所得集中值

十分位階層	1965	1970	1976
1	1.32	2.78	1.84
2	4.43	4.56	3.86
3	6.47	5.81	4.93
4	7.12	6.48	6.22
5	7.21	7.63	7.07
6	8.32	8.71	8.34
7	11.31	10.24	9.91
8	12.00	12.17	12.49
9	16.03	16.21	17.84
10	25.78	25.41	27.50
計	100.00	100.00	100.00
「지니」係數	0.3439	0.3322	0.3908
「타일」指數	0.2263	0.2049	0.2505
十分位分配率	19.34/ 41.81	19.63/ 41.62	16.85/ 45.34

이러한 所得集中係數의 變化는 階層間의 相對的 所得水準의 變化를 敏感하게 反映하지 않는 결합이 있다. 1965年에서 1970年에 이르는 「지니」係數의 變化는 實로 무시할 수 있는 정도의 작은 차이이나 이期間에 나타난 所得分配狀態의 改善은, 最低所得階層이 最高所得

11) 이 推計를 중심으로 한 國際比較에 대하여는 韓國開發研究院, 『長期經濟社會發展, 1977~91年』 第14章과 Choo(1978), pp.38~48 참조. 이러한 國際比較結果에 대해서 회의적인 견해는 주로 所得分配가 國民所得概念의 所得分布를 그 研究對象으로 하고 있음을 看過한 데서 基因한다. 즉, 한국과 같은 二重構造의 經濟의 高利, 資本利得 등 國民所得concept에서 세의하는 所得까지 포함시켜 購買力이란 所得으로서 現實을 보는 데서 오는 차이이다.

階層에 대한 상대적 所得比率이라는 觀點에서 볼 때, 대단히 현저한 것이라고 하겠다. 즉,兩年度에 있어서 두 所得階層의 所得占有率을 비교하면 1965年에 最高十分位階層의 所得占有率이 最低十分位階層의 그것의 19.5倍이던 것이 1970年에 9.1倍로 低下하였다. 階層別 所得占有率로 보면 1965~70年間의 「지니」係數의 低下는 最低所得階層의 所得占有率이 增加한 데 基因한 것이다. 反面 1970~76年間의 全國의 階層別 所得分布의 變化는 第7~10十分位까지의 所得階層의 所得占有率 低下와 上位 30%의 高所得層의 所得占有率의 增加에 基因하였으며 특히 下位 30%의 所得階層과 上位 10%의 所得階層에 있어서의 相對的 所得占有率의 變化가 주목할 만하다.

2. 部門別 및 職種別 所得分布

가. 部門別 所得分布

豫想되는 바와 같이 選定된 基準年度에 있

〈表 5〉 1965, 70, 76年 階層別 農家
所得分布와 所得集中值

十分位階層	1965	1970	1976
1	2.66	3.17	2.46
2	6.39	5.19	4.32
3	6.67	6.00	6.05
4	6.91	6.88	6.62
5	7.16	8.10	7.81
6	9.63	9.01	9.13
7	10.83	10.59	10.48
8	11.73	12.42	12.51
9	15.61	17.87	16.79
10	22.42	20.77	23.83
計	100.00	100.00	100.00
「지니」係數	0.2852	0.2945	0.3273
「타일」指數	0.1428	0.1318	0.1708
十分位分配率	22.57/ 38.03	21.24/ 38.64	19.45/ 40.62

어서 農家所得分布는 전반적으로 非農家所得分布나 全家口所得分布보다 좋은 편이다. 1965年 全家口의 「지니」係數가 0.344이고 非農家部門의 그것이 0.417인 데 비하여 農家の 「지니」係數는 0.285를 나타내고 있다. 下位 20% 所得階層의 相對的 所得占有率의 增加와 上位 20% 所得階層의 所得占有率의 相殺의 增減으로 1960年의 農家 「지니」係數는 큰 变동이 없다가 1976年에는 0.327으로 높아지고 있다.

非農業部門에 있어서 階層別所得分布는 相對的으로 심한 分布의 變化를 나타내고 있다. 1965年의 이 部門의 「지니」係數는 <表 6>의 左端과 같이 0.417로서 農業部門이나 自營業者 및 經營者家口所得分布에 비하여 가장 높았다가 1970年에는 0.346로 크게 개선되었다. 이러한 所得分配狀態의 변화는 十分位分配率에서 보다 구체적으로 表示되는 바 同比率은 1965年的 14.05/46.95에서 1970年的 18.87/43.04로 나타나고 있다. 다시 말하면 1965~

70年間에 下位 40% 所得階層의 所得占有率이 4.8%「포인트」증가한 데 비하여 上位 20% 所得階層의 그것은 3.9%「포인트」가 減少하는 分配上改善이 있었다. 그러나 1976年에 이르러서는 非農業部門의 所得分布는 1965年과 거의 같은 수준으로 還元된 狀態가 되어 「지니」係數로서는 0.412, 十分位分配分率로서는 15.36/48.70으로 나타나 있다. 1965年과 1976年的 非農業部門의 階層別 所得分布上 차이점은 下位 20% 階層과 上位 10% 階層의 所得占有率의 增加가 中間階層의 所得占有率의 減少로 相殺되어 1976年에 다소 높다는 것이다.

나. 職種別 所得分布

非農業部門의 家口를 被傭者家口와 自營業者 및 經營者家口로 구분하여 職種別 所得分布를 나타낸 것이 <表 6>이다. 基準年度에 나타난 被傭者家口와 自營業者 및 經營者家口의 전반적인 所得分配의 特徵은 全家口의 그것과 類似한 형태이나 몇 가지 다른 점을 발견할

<表 6> 1965, 70, 76年 階層別·職種別 非農家所得分布와 所得集中值

十分位階層	非農家家口			被傭者家口			自營業者 및 雇傭者家口		
	1965	1970	1976	1965	1970	1976	1965	1970	1976
1	0.22	2.56	1.64	0.28	2.59	2.08	2.24	2.58	1.15
2	3.02	4.67	3.56	1.90	5.39	4.50	3.44	4.06	2.41
3	4.98	5.33	4.61	5.31	6.32	5.53	4.06	4.59	3.36
4	5.83	6.31	5.55	7.00	6.46	6.40	5.48	6.39	4.43
5	7.36	7.45	6.56	7.68	8.85	7.50	6.93	6.96	6.01
6	8.29	8.41	7.83	9.72	8.94	8.59	8.85	9.26	7.79
7	10.43	10.02	9.52	11.00	10.16	10.15	10.44	10.59	9.91
8	12.92	12.21	12.03	13.32	12.19	11.89	15.47	13.55	16.57
9	18.56	16.29	18.56	16.67	14.84	15.48	17.95	18.01	22.27
10	28.29	26.75	30.14	27.13	24.26	27.87	25.14	24.02	26.11
「지니」係數	0.4167	0.3455	0.4118	0.3993	0.3043	0.3553	0.3838	0.3528	0.4490
「타일」指數	0.3398	0.2190	0.3027	0.3005	0.1747	0.2229	0.2856	0.2503	0.3302
十分位分配率	14.05/ 46.95	18.87/ 43.04	15.36/ 48.70	14.49/ 43.80	20.94/ 39.10	18.51/ 43.35	15.22/ 43.09	17.62/ 42.03	11.35/ 48.38

수 있다. 첫째 1965年에 있어서 두 職種의 所得集中度는 큰 차이가 없었으나 1970年과 1976年에 이르러 그 차이가 점차 擴大되어 가고 있다. 둘째로 1970年을 계기로 하여 두 職種의 所得分配가 좋아졌다가 나빠지는 경향을 띠고는 있으나 그 變化의 폭이 被傭者家口의 所得分布의 경우 1965~76年間에 自營業者 및 經營者家口의 경우 1970~76年間에 더 심하게 나타나 職種別 分布의 變化가 그 樣相을 달리 하고 있다. 끝으로 前者의 所得分配狀態가 1965年에 비해 1976年에 상대적으로 좋은 반면에 後者의 所得分配狀態는 크게 惡化되었다.

職種別 所得分布에서 括目할 만한 것은 被傭者 所得分布중에서 下位 20% 所得階層의 所得占有率이 1965~1970年간에 대폭 증가한 반면 上位 20% 所得階層의 그것은 크게 減少하였다. 衡平의 增進이라는 觀點에서 좋은, 이러한 所得階層間의 所得占有率의 變化는 주로 이 기간에 있었던 學歷 및 職種間의 賃金隔差가 擴大되지 않는 가운데 非農業部門의 失業率이 激減한 데서 그 重要한 原因을 찾을 수 있다. 또한 1965~70年間의 같은 職種의 所得分布가 惡化된 것은 上述한 要因에 反對現象이 나타났기 때문이라고 하겠다. 自營業者 및 經營者家口의 所得分布는 全般的인 所得分布狀態의 추세에 따라 1965~70年間에 다소 改善되어 1965年的 0.384이었던 「지니」係數가 1970年に 0.353으로 低下하였다가 1970~76年間에 가장 두드러진 增加로 0.449에 이르고 있다.

이상과 같은 基準年度에 있어서 階層別 所得分布의 推計結果가 나타내는 所得分配狀態의 추세는 既存하는 推計의 그것에 비하여 다른 樣相을 나타내고 있다. 既存推計와 비교할 수

있는 1965~1970年간의 所得分配狀態는 이 推計結果에 의하면 다소 改善되는 추세가 있으나 時系列로 推計된 「미조구찌」(Mozoguchi-Kim-Chung, 1976)의 推計에 의하면 같은 기간에 惡化되는 것으로 나타나 있다. 그 중요한 이유는 推計方法에 있어서 前者에 비하여 後者は 1965年に 달하였던 非農業失業者를勘案하지 않고 都市家計調查資料에만 依存하였고 自營業者 및 經營者家口所得推定에 推計者 스스로가 의문을 던진 특이한 消費函數에 依存하였으며 또한 8% 이상되는 都市 이외 지역에 居住하는 非農業家口에 대한 調整이 없었기 때문이다. 따라서 最低所得階層의 所得占有率이 1965년에 이 推計에 의하면 1.32%인데 비하여 「미조구찌」의 推計는 3.27%로 推定된 反面, 最高所得階層의 所得占有率도 29.88%로 상당히 높게 推計되어 있다.

이 推計에 있어서 最高所得階層의 所得占有率은 1970년 「아델만」推計와 「미조구찌」推計에 비하여 낮게 나타나고 있다. 다행스러운 것은 蔡汝奎의 租稅資料에 의한 個人所得分布의 上位 10% 所得階層占有率 29.0%에 비하면 비교된 두 推計의 같은 階層의 所得占有率이 높게 推定되었을 可能성이 많다. 그 이유는 家口所得分布에 비하여 個人所得分布의 所得集中度가 일반적으로 높은 경향이 있으며 우리나라의 租稅資料에 의한 個人所得資料는 所得集中度가 비교적 낮은 農家所得이 除外되었기 때문에 그 可能성이 더욱 높다. 따라서 上位 10% 所得階層의 所得占有率이 蔡汝奎推計보다 낮은 이 推計의 結果가 「아델만」이나 「미조구찌」의 推計보다 妥當性이 더 큰 것으로 생각된다.

V. 所得分配變動의 決定要因

上述한 바와 같은 基準年度에 있어서 所得分配의 變動은 같은 期間에 動態的으로 變化한 여러 가지 長短期的 經濟要因에 의하여 작용된 결과이다. 이러한 變動要因을 紛明하기 위하여 먼저 所得分布에서 算出된 「타일」(Theil)指數의 要因分解(Theil decomposition)를 試圖하고 이를 중심으로 期間內에 所得分配와 관련된 經濟的 要因의 變化를 考察하기로 한다.

1. 「타일」指數의 要因分解

所得集中度를 나타내는 「타일」指數의 特징은 所得集中度를 部門間과 部門內의 所得隔差要因으로 分解할 수 있다는 것이다. 이 방법은 실제로 주어진 어떤 情報(message)가 전달되기 이전에 발생하는 事件(event)의 不確實性이 를수록 $h(x)=\log \frac{1}{x} (0 \leq x \leq 1)$ 로 표시되는 情報價值(information content)가 커진다는 情報理論(information theory)에 근거를 두고 있다. 일반적인 경우 期待值를 구하면 $H(x)=E[h(x)]=\sum_i x_i h(x_i)=-\sum_i x_i \log x_i$ 로 되는데 이를 그대로 所得集中度測定에 採用하였다. 즉 y_i 를 所得比率이라 하면 ($0 \leq y_i \leq 1$, $i=1, 2, \dots, N$), $H(y)=\sum_i y_i \log \frac{1}{y_i}$ 로 되어 所得이

완전히 均等할 때 $(y_i=\frac{1}{N})$, $H(y)=\log N$ 이고 完全히 不均等할 때 $(y_i=1)$, $H(y)=0$ 이므로 「타일」指數의 公式은 $TI=\log N-H(y)=\sum_i y_i \log Ny_i$ 로 變形되어 完全均等일 때 $TI=0$, 完全不均等일 때 $TI=\log N$ 으로서 所得集中度의 두 極限值를 나타낸다. 「타일」指數를 分解하면 Yg 를 g 部門의 所得比率, N_g 를 g 部門의 人口比率이라 할 때 $TI=\sum_i y_i \log Ny_i=\sum_g Y_g \log \frac{Y_g}{N_g/N}+\sum_g Y_g \left(\sum_{i \in g} \frac{y_i}{y_g} \log \frac{y_i/y_g}{1/N_g} \right)$ 로 되어 前項은 部門間의 所得集中度를, 後項은 部門內의 所得集中度를 나타냄으로써 所得集中度의 要因이 分解된다. 이 公式을 適用하여 1965, 70, 76年의 所得分布에서 算出된 「타일」指數를 分解한 結果는 〈表 7〉과 같다.

〈表 7〉 「타일」指數에 의한 所得集中要因分解

	1965	1970	1976
部門間의 所得集中要因	8.09	12.40	5.99
部門內의 所得集中要因	91.91	87.60	94.01
第1部門(農家家口)	(35.97)	(24.50)	(24.59)
第2部門(被傭者家口)	(33.80)	(28.89)	(30.90)
第3部門(自營業者 및 經營者家口)	(22.14)	(34.21)	(38.52)

基準年度에 있어서 「타일」指數의 要因分解에서 나타나는 몇 가지 중요한 점을 들면 첫째, 所得分配狀態의 90% 內外를 部門內의 所得集中이 설명하고 있으며 部門間의 隔差는 1965年과 1970年에 10% 내외, 1976年에 약 6%만을 설명하고 있다¹²⁾.

둘째, 農家部門의 部門內 隔差要因은 1965年 所得集中度의 약 36%를 설명하였으나 점차 그 比重이 減少하여 1970年과 1976年에는 약 25%를 설명하고 있다. 이러한 農家部門要因分解의 결과는 農家所得分布의 所得集中度의 趨勢와 相反되는 듯한 감이 있으나 要因分

12) Theil指數의 要因分解에서 部門間의 所得隔差가 10% 內外밖에 설명 못한다는 것은 外國의 事例에도 나타나 있다. 例로서 Mangahas(1975)

解에서 農家部門內의 所得集中이 寄與한 比率의 減少는 產業構造의 變化에 따르는 全家口數에 대한 農家家口比率의 감소에 基因한 것이다. 1965年 農家家口의 比率은 55.5%였으나 高度成長을 뒷받침한 工業化過程에 따라 1970年에는 45.7%, 1976年은 36.5%로 크게 減少하였다.

세째, 被傭者家口部門의 部門內 隔差要因은 1965年의 33.8%에서 1970年에 28.9%로 減少하였다가 1976年에 30.9%로 增大하고 있다. 이 러한 部門內 要因의 變化는 이 部門의 所得集中度와 相對的 比重의 變化에 基因한 것이다.

끝으로 1970年부터 部門內의 所得集中要因으로 가장 크게 작용하고 있는 部門은 自營業者 및 經營者家口이다. 1965年에서 1970年에 이르는 部門內 要因의 增加는 이 部門의 家口數와 相對的 比重의 增加에 주로 基因되고 1970~76年間의 增加는 이 部門의 所得分配의 惡化에 基因한 것이었다.

2. 所得分配決定의 下部要因

「오시마」(Oshima, 1970)는 一國의 所得分配狀態에 영향을 미치는 要因으로서 여러 가지 長短期의 歷史的 經濟的 社會的 制度의 要因을 들고 있다. 利用資料와 推計方法의 차이에도 불구하고 韓國의 所得分配狀態가 外國에 비하여 상대적으로 良好하다는 結論에 到達하고 있는 중요한 이유의 하나는 特殊한 歷史的 背景으로 人的·物的 富의 分布가 相對的인 衡平을 이루고 있었기 때문이다(Choo, 1975). 换言하면 日帝統治下에서 人的·物的 資本의 蓄積規模가 미미하였고 해방후 60年代初에 이르기까지 6.25動亂의 人的·物的 피해와 2次

에 걸친 土地改革, 不正蓄財還收, 農村高利債整理 등 一連의 富의 再分配措置는 富의 集中抑制를 통한 相對的 衡平에 크게 寄與하였다. 解放以後 教育機會의 폭발적인 擴大는 人的資源形成에 크게 寄與하였으나 비교적 그 機會가 어느 階層에게나 널리 주어졌고 또한 그 퇴임기간이 길기 때문에 人的資源의 偏重에서 오는 階層間 所得隔差를 誘發하지 않았기 때문이다. 이러한 要因과 더불어 所得分配狀態에 安定的 要因으로 작용한 것은 상대적으로 所得分布가 좋은 農業部門의 比重이 커고 低米價政策과 農地所有上限線으로 耕作規模別 農家分布가 크게 變動하지 않았다는 것이다. 이상과 같은 背景을前提로 하여 1965年부터 所得分配와 部門間內 隔差要因變化에 영향을 미친 중요한 經濟的 下部要因을 考察하면 다음과 같다.

가. 1965~70年間의 作用要因

이미 考察한 바와 같이 1965~70年間의 所得分布는 전반적으로 약간 改善되었다. 이러한 所得分配狀態의 變化는 여러 가지 相反되는 要因의 力學的 관계의 결과라고 하겠다.前述한 바와 같이 이期間에 나타난 所得分配樣相의 變化는 被傭者部門의 所得分配의 현저한 改善, 農業과 非農業部門間 所得隔差의 擴大, 自營業者 및 經營者家口部門의 所得分配惡化 등으로 특징지을 수 있다.

이期間에 被傭者部門의 所得分配의 改善은 <表 8>과 같이 60年代 勞動集約의 高度成長에 따른 非農家失業의 대폭 減少가 職種別 또는 學歷別 賃金隔差의 擴大를 수반하지 않고 일어났기 때문이다라고 하겠다. 1971年 이전의 賃金隔差에 대한 統計資料가 없으므로 職種別·學

歷別 賃金隔差에 대하여 단정적으로 말하기는 어려우나 賃金隔差의 擴大現象이 1974年 이후에 나타났고 60年代의 높은 실업률을 감안할 때 임금격차는 擴大되지 않았던 것으로 생각된다. 이 기간에 產業構造의 變化에 따른 農家家口의 相對的 減少 가운데 1965年の 13.5%에서 1970年の 7.4%로의 非農業失業率의 激減은 成長과 衡平의 調和를 이룬 가장 큰 要因이라고 하겠다.

農家部門의 所得分配는 相反된 要因, 즉, 零細農家の 農外所得의 增大, 農業失業率 및

〈表 9〉 1965~76年間 所得分配에 대한
作用要因

(단위: %)

作用要因	1965	1970	1976
<農業部門>			
· 全家口에 대한 農家比率	55.5	45.7	36.5
· 都市勤勞者家口平均所得에 대한 農家平均所得 比率	99.7	67.1	100.4
· 耕地面積 0.5정보 미만 農家의 農業所得 比率	58.9	50.8	56.5
· 耕地面積 1.5정보 이상 農家比率	15.5	18.6	17.7
· 農業失業者比率	3.1	1.6	1.0
· 農業不完全就業者 比率(週當 18시간 미만)	6.2	4.7	2.0
<非農業部門>			
· 全家口에 대한 被傭者家口 比率	32.3	35.2	41.2
· 非農業失業者 比率	13.5	7.4	6.3
· 非農業 不完全就業者 比率(週當 18시간 미만)	1.3	0.8	0.3
· 賃金隔差(國卒基準 大卒者 給與比率)	—	330.7 (1971)	425.4
· 賃金隔差(全職種平均에 대한 行政管理職 급여 비율)	—	270.9 (1971)	343.6
· 全家口에 대한 自營業者 및 經營者家口 比率	12.2	19.1	22.3
· 200인 이상 제조업체 비율	1.7	2.9	5.9
· 200인 이상 제조업체 生產額占有率	54.4 (1966)	69.8	77.5
· 200인 이상 제조업체 종사원 비율	39.8 (1966)	51.0	62.4

資料：經濟企劃院, 『主要業務指標』, 1978.

經濟企劃院, 『經濟活動人口年報』

經濟企劃院, 『鑄工業「센서스」報告書』

勞動廳, 『賃金實態調查報告書』

不完全就業率의 減少 등의 有利한 要因과 農家比率의 相對的 增加와 農家의 所得水準의 相對的 低下 등 不利한 要因이 相殺되어 農業所得分配는 큰 變動이 나타나지 않았다. 그러나 都市勤勞者家口平均所得에 대한 農家平均所得의 현저한 減少는 「타일」指數의 要因分解에 나타난 바와 같이 部門間의 所得隔差를 擴大시켰다.

可用統計의 制約으로 가장 分析이 어려운 部門은 自營業者와 經營者家口部門이다. 產業構造의 變化에 따라 이 部門의 相對的 比重이 1965~70年間에 크게 擴大되었다. 이러한 傾向을 나타내는 代變數로서 類推하기 위하여 鑄工業「센서스」에 나타난 雇傭者 200名 이상 製造業體의 生產額과 雇傭占有率을 보면 1966年에 54.4%와 39.8%이던 것이 1970年에는 69.8%와 51.0%로 대단한 伸張이 있었다. 이러한 大企業의 相對的 擴大와 아울러 같은 期間의 대폭적인 家口數增加는 零細自營業者の 커다란 增加와 部門內 階層間의 所得隔差의 擴大를 초래하였다. 그러나 가장 比重이 크고 相對的으로 所得集中度가 낮은 農家部門의 中立的 影響과 雇傭機會의 擴大에 따라 그 比重이 커진 被傭者 部門의 所得分配의 커다란 改善은 이러한 所得不平等要因을 相殺시키고 전반적인 所得分配의 改善을 結果하였던 것이다.

나. 1970~76年間의 變化要因

1970~76年間의 高度成長은 1965~70年間의 그것에 비하여 所得分配라는 觀點에서 그 樣相을 달리하고 있으며 이에 따라 전반적인 所得分配狀態의 惡化를 超來하였다. 이 期間에 나타난 所得分配改善에 寄與하는 要因으로서는 1974年 이후에 나타난 高米價政策에 의한

都農間의 상대적 소득격차의 解消와 相對的으로 약간의 失業率 및 不完全就業率의 減少뿐이며 그以外의 要因은 所得分配를 惡化시키는 方向으로 작용하고 있다. 이期間의 分配上 衡平을 후퇴시킨 중요한 作用要因은 첫째, 被雇傭者家口部門에서 1974年頃에 나타나기 시작한 職種別 및 學歷別 賃金隔差의 현저한 擴大이다. 1970年代에 이르러 失業人口의 흡수가 限界에 달하고 產業構造와 經營組織이 고도화됨에 따라 高學歷者 및 經營管理層 등 高級人力의 需要가 增大되고 이에 따라 國民學校卒業者에 대한 紙與를 基準으로 한 大學卒業者의 紙與水準이 1971年の 3.3倍에서 1976年の 4.3倍로, 全職種의 平均紙與에 대한 行政管理職紙與水準이 1971年の 2.7倍에서 1976年の 3.3倍로 대폭 증가하여 被雇傭者部門 내부의 所得隔差를 擴大시키는 결과를 초래하였다.

둘째, 鎏工業「센서스」資料에 의하면 종업원 200名以上의 大企業體數가 1970~76年間に 1970年の 2.9%에서 1976年の 5.9%로 크게增加하고 企業集中現象도 계속深化되는 傾向을 나타내고 있다. 이에 따라 大企業의 經營者家口와 零細自營業主家口와의 所得隔差는 더욱 擴大되는 것이 不可避한 現象이라고 하겠다. 물론 大企業體數의增加는 大企業의 合併과 系列化로 財閥化하는 傾向에 비추어 이에相應한 大企業 經營主의 增加라고 할 수는 없다. 그러나 이러할 경우에 大企業 經營主와 零細自營業主의 所得隔差는 더욱 擴大될 可能性이 크다. 따라서 이期間에 이部門內의 所得隔差가 「타일」指數의 要因分解에 가장 큰 要因으로 작용하고 있음을 결코 우연한 사실이 아니다.

세째, 지속된 高度成長에 따른 급격한 產業

構造의 變動은 상대적으로 部門內 所得隔差가 심한 雇傭者와 被雇傭者家口의 比率이 증대하였고 1965年に 全家口의 과반수 이상을 차지하였다. 農家家口가 1976年에는 36.5%로 激減하였으며 이러한 급격한 構造的 變化는 한 국민 경제가 지니는 所得分配上 衡平의 安全裝置(built-in stabilizer)를 크게 弱化시키므로 所得分配의 惡化를 防止하기 위하여는 非農家部門의 部門內 所得分配의 改善으로 相殺하는 노력이 備注되어야 하겠다. 이러한 要因以外에도 1970~76年期間에 나타난 所得分配에作用한 要因으로서 零細農家の 農外就業機會의 減退가 分配의 惡化에, 失業者와 不完全就業者의 吸收가 分配의 改善에 다소 영향을 미쳤으나 중요한 要因으로서 작용하지 않은 것으로 생각된다.

네째, 1970年 이후 所得集中度의 가장 큰 說明要因은 自營業者와 經營者家口部門內의 所得集中이다. 이部門은 1965年度 이후 全家口數에 대한 比率이 크게 높아지고 있을 뿐 아니라 部門의 所得集中度가 近年에 이르러 크게 변화하고 있다. 1965年に 이部門의 家口가 차지하는 比重은 12.2%에 불과하였으나 약 10年간에 10%「포인트」가 증가하였으며 이部門의 「지니」係數도 1970年の 0.353에서 1976年の 0.449으로 크게 증가하였다. 이상과 같은 自營業者 및 經營者家口의 所得分配樣相의 變化는 60年代에서 오늘날에 이르는 經濟的・構造的 變化를 含蓄性있게 나타내고 있다. 韓國과 같은 高度成長에 따르는 급속한 產業構造의 变化는 部門間 比較에서 상대적인 衡平을 유지하고 있는 農家部門의 상대적인 비중 減少와 非農家比重의 상대적인 증가로 전반적인 所得分配를 惡化시키는 傾向을 초래한다. 특히 非農家 중에서도 自營業者와 經營

者家口의 증가와 그二重的構造에서 오는部門內의所得隔差는 70年代後半 이후의所得分配를 더욱惡化시킬潛在的危險要素가 될可能性이크다. 따라서經濟成長에 따르는產業構造의變化는成長과衡平을相衝하게하는한原因을이룬다.

「타일」指數의要因分解는分配問題로서흔히文獻에서지적되고있는都·農間 또는地域間所得隔差의 중요성을反證하고있다. 물론이研究의對象이된기간은高米價政策이奏效하여農家所得의向上으로部門間의隔差要因이1976년에낮게나타난것도사실이나分配問題의核心的課題는어디까지나部門內의高所得者와低所得者와의所得隔差를解消하는데있으며어느地域과部門에低所得이나高所得階層이集結되어있는것은아니다.그러므로衡平을造成하기위한政策的力點은部門內隔差가심한部門의低所得階層의所得增대로서部門內의所得隔差를완화시키는데두어야할것이다. 이러한觀點에서所得分配의改善을위한政策手段은1次의으로自營業者및經營者家口間, 2次의으로는被傭者家口間의所得隔差緩和에그實效를거둘수있도록處方되어야하겠다.

V. 結論

1965, 70, 76년의韓國의階層別所得分布는많은開發途上國에비하여상대적衡平을유지하면서所得分布狀態는1965~70年間에는약간改善이되었다가1970~76年間에는惡化되는趨勢를나타내고있다.前期의所得分配의改善은勞動集約의高度成長에힘입은非

農業失業者の大幅減少로인한被傭者家口部門所得隔差의緩和에기인하였고後期의後退는自營業者및經營者家口部門과被傭者家口部門의所得隔差가擴大된데기인하고있다.이期間에일어난所得分配의變化를感應度(sensitivity)가낮은「지니」係數가「타일」指數의增減으로써識別하기에는不充分하며所得分配의變化는最低所得階層과最高所得階層間의상대적所得隔差의변화로써吟味되어야한다. 이러한觀點에서1965~70年間의所得分配의改善을보면1965년에最高所得十分位階層의所得占有率이最低所得十分位階層의20倍이던것이1970년에9倍로크게低下하였고1976년에는15倍로다시增加하고있다.

「타일」指數의要因分解에의하면部門間所得隔差의說明力은1970년에12.40%로가장컸으나어느選定된比較年度에있어서도重要한要因으로작용하지않고있다.所得不平等度의決定的要因은部門內의所得隔差이며高度成長에따르는產業構造의高度화와經濟的下部要因의변화로인하여比較年度에따라部門內隔差를설명하는部門의重要度가변화하고있다. 1965年所得分配에가장크게영향을미친部門內所得隔差는農家部門의그것이었으나점차그重要度가非農業部門으로이행하여1976년에가장큰部門內所得隔差의決定要因은自營業者및經營者家口部門에서기인되고있다. 이와아울러1970年이후에나타나고있는被雇傭者家口部門의部門內所得隔差의擴大傾向은成長과衡平의調和를추구하는데주목되어야할변화라고하겠다.

上述한바와같은階層別所得分布의變化와要因分解의결과와관련된중요한經濟的下部要因을들면1965年的所得分布는歷史的特殊性으로인하여人的·物的富가상대적으로

로集中이 덜된有利한與件下에서 全家口의 56%를 占有한 農家の所得分布와 이에 따른相對的으로 낮은 不平等度에 의하여支配의 영향을 받았으며 높은 非農業失業率과 不完全雇傭率이 沮害要因으로 작용하였다. 1970년에 나타난所得分布의改善은雇傭機會의擴大에 따른 대목적인 非農業失業率과 不完全就業率의 減少, 小規模農家の 農外所得增大 등에 기인하였으며 이 기간에 大企業體, 小規模農家, 自營業者 및 經營者家口의 量的擴大와 農家平均所得의 相對的低下가 있었으나 改善要因을 다소相殺하는데 불과하였다. 70年代前半에는 產業構造의高度化에 따라所得集中度가 상대적으로 높은 非農業部門의比重이 높아지고 經濟活動人口의 큰增加로失業 및 不完全就業人口의吸收가不振한 가운데 學歷別 및 職種別 賃金隔差가 크게擴大되어被雇傭者家口의所得分布가惡化되었고 이와 아울러大企業의 量的擴大와集中傾向의強化로自營業者와經營者家口間의所得隔差가 대단히넓어지는 가운데 전반적인所得分布狀態의後退를결과하였다.

이상과 같은所得分配의趨勢와變動要因을前提로 하면成長과衡平의調和라는觀點에서韓國經濟의 實績(performance)은 지난 10餘年間에 있어서所得分配狀態의變化로서評價될것이아니라앞으로 5~10年間에 걸쳐衡平의沮害要因을 어떻게 극복하느냐에 따라

좌右될 것이다. 계속되는工業化過程에 따라衡平의造成要因이었던 農業部門의比重은 더욱輕減되는反面,所得隔差가 심한非農業部門 특히自營業者 및經營者家口의比重이增大하고失業人口의吸收로서所得分配를改善하는데는 그限界가있으며經濟規模의擴大에 따라職種間 및學歷別賃金隔差가深化될 가능성이크다. 뿐만아니라人的資本形成의手段이되는教育制度와機會,富의蓄積과分布도所得分配를沮害할위험성을지니고있다. 높은增加率이예상되는勞動力を吸收할수있는高度成長을持續하면서이러한衡平沮害要因을抑制하는衡平促進要因을造成하는것이앞으로의重要한政策課題가된다.

끝으로上述한分析은現實의可用資料의 커다란制約 아래家計調查資料를 가능한한補完한推計를 토대로하였다. 이와같은推計過程에서여러가지假定도導入하였고관련자료를家計調查資料에援用하였다. 따라서設定된假定과利用資料는相反된偏倚를내포할 가능성이있으며이推計가內包하고있는缺點이라고하겠다. 그러나推計方法의一貫性을유지하면서60年代中半 이후의韓國의所得分配狀態를不完全하나마現實에가까운近似值로서推計하려는意圖的努力을傾注하였고所得分配에관한研究에하나의始發點을提供하였다는례이推計와分析의意義를찾을수있다.

▷ 參 考 文 獻 ◇

裴茂基, 「아델만의韓國所得分配平等論檢討」,
서울大學校 經濟研究所『經濟論集』, 第15

卷第4號, 1976. 12, p.423~438,
韓國開發研究院, 『長期經濟社會發展』, 1977~

- 91年』, 1977.
- Abraham William I., *Observations on Korea's Income Distribution and the Adequacy of the Statistical Base*, April 1976 (Mimeo graphed).
- Adelman, Irma, "Redistribution with Growth: Some Country Experience—South Korea," in Chenery et al., *Redistribution with Growth*, 1974.
- Atkinson, A.B., "On the Measurement of Inequality," *Journal of Economic Theory*, 2, 1970.
- Bardhan, P.K. "On the Incidence of Poverty in Rural India in the Sixties," *Economic and Political Weekly*, February 1973.
- Chae, Moon-Kyoo, "Income Size Distribution for Korea," Paper Presented at the Working Group Seminar on Income Distribution, Manila (Mimeo graphed), January 1972.
- Chenery, Hollis B. et al., *Redistribution with Growth*, London: Oxford University Press, 1974.
- Choo, Hakchung, *Review of Income Distribution Studies: Data Availability and Associated Problems for Korea, the Philippines and Taiwan*, Monograph 7406, Korea Development Institute, 1974.
- _____, "Some Sources of Relative Equity in Korean Income Distribution: A Historical Perspective", the Japan Economic Research Center and the Council for Asian Manpower Studies Income Distribution, *Employment, and Economic Development in Southeast and East Asia, Papers and Proceedings of the Seminar*, (Vol. I), Tokyo: JERC & CAMS, July 1975.
- Choo, Hakchung, and Daemo Kim, *Probable Size Distribution of Income in Korea: Over Time and By Sector*, Seoul: Korea Development Institute, November 1978.
- Fishlow, A., "Brazilian Size Distribution of Income," *Papers and Proceedings of the American Economic Association*, May 1972.
- Institute of Social Science, Chung-Ang University, *Income Distribution and Consumption Structure in Korea*, 1966 (Seoul: Chung-Ang University).
- Jain, Shail, *Size Distribution of Income: A Compilation of Data*, the World Bank, 1975.
- Mangahas, Mahar, "Income Inequality in the Philippines: A Decomposition Analysis," Vol. I.
- Mizoguchi, Toshiyuki, Do Hyung Kim and Young Il Chung, "Overtime Changes of the Size Distribution of Household Income in Korea, 1963-71," *The Developing Economies*, Vol XIV, No. 3, September 1976.
- Oshima, Harry T., "Income Inequality and Economic Growth: The Postwar Experience of Asian Countries," *Malayan Economic Review*, Vol. XV, No. 2, 1970.
- Paukert, Felix, "Income Distribution at Different Levels of Development: A Survey of Development: A Survey of Experience," *International Labor Review*, Vol. XVIII, Nos. 2-4, 1973.
- Theil, Henry, *Economics and Information Theory*, Amsterdam: North Holland Publishing Co., 1967.
- Weisskoff, R., "Income Distribution and Economic Growth in Puerto Rico, Argentina and Mexico", *Review of Income and Wealth*, December 1970.

韓國인플레이션의 動態的 分析

—適正安定・成長 政策組合을 위한

시뮬레이션 모델—

南 相 祐

▷ 目 次 ◁

- I. 序 論
- II. 모델의 體系와 性格
- III. 方程式의 推定結果
- IV. 「시뮬레이션」
- V. 結 論
- 〈附 錄〉

I. 序 論

物價의 安定은 분명히 중요한 政策目標의 하나이다. 韓國經濟에 있어 그重要性은 근래에 와서過去 그 어느 때보다 커진 것 같다. 現今에 物價가 크게 문제되는 것은 지난 3年間 인플레이션이 에너지 波動 以前 약 10年間의 그것보다 훨씬 높은 데서 오는 것이다. 輸入價格이 상당히 安定되었던 1976~78年에 있어서 都賣物價는 年平均 10.9%, 消費者物價는 13.3%의 上昇을 기록하였다.

政策當局도 그 어느 때보다도 인플레이션을 招來할 수 있는 痘弊에 대하여 심각하게 인식하

筆者：韓國開發研究院 主任研究員

고 있는 것 같다. 國內貯蓄動員上의 制約, 所得分配의 惡化, 固定投資의 沮害, 國際競爭力의 弱化 등을 통하여 인플레이션은 國民生活의 安定을 해칠 뿐만 아니라 長期的인 成長能力을 키워 가는 데에도 制約要因으로 작용하게 된다.

이러한 높은 인플레이션과 이에 따른 副作用은 그간의 高度成長 政策의 歸結이라고들 믿고 있다. 따라서 成長速度를 다소 늦춤으로써 安定을 되찾자는 것이支配的인 意見인 것 같다. 이러한 成長과 安定과의 相衝關係에서 어느 한 쪽의 무리한 犠牲을 최소한으로 줄이면서 政策上의 均衡을 이루어 가기 위해서 政策立案者들은 주요 政策變數들이 成長 및 安定에 미치는 效果를 정확히 알지 않으면 안 된다. 本研究는 이러한 필요에 副應하여 韓國 인플레이션의 要因과 그 進行過程을 규명함으로써 成長과 安定의 均衡이 어느 태두리 안에서 成立할 수 있는지, 또한 이를 위한合理的인 政策組合이 어떤 것인지를 발견하려고 한다.

韓國의 인플레이션에 관한 計量的 研究가 없었던 것은 아니다. 그러나 대부분의 연구는 單

一方程式으로 推定되어 實質生產이 外生的으로 처리되어 있어서 物價와 實物部門間의 相互反應(interaction)이 제대로 고려되어 있지 않을 뿐만 아니라 여러가지 計量經濟學의 問題點을 포함하고 있다. 韓國經濟의 「시뮬레이션」모델로서 物價 및 實質生產을 內生變數로 바루고 있는 體系의 研究로는 Otani-Park (1976) 모델이 있다. 그러나 이 모델은 通貨供給 및 輸入을 內生化함으로써 주요 政策手段으로서의 通貨供給 및 輸入이 經濟에 미치는 명확한 分析을 흐리고 있으며, 또한 物價方程式의 推定 및 「시뮬레이션」結果가 만족스럽지 못한 弱點을 가지고 있다.

II. 모델의 體系와 性格

本研究에서 設定, 推定된 모델에서는 物價와 實質生產은 通貨市場의 需給均衡이 달성되는 水準에서, 그리고 이와 동시에 實物市場에서 實物供給者의 價格決定 및 供給行態에 의해決定되는 것으로 보았다. 즉, 物價決定에 있어서 通貨의 역할을 重視하는 通貨論者들의理論과 「필립스」(Phillips)曲線으로 物價를 說明하고자 하는 두 物價理論의 綜合이라고 할 수 있다¹⁾.

1. 通貨市場의 均衡

通貨에 대한 實質需要 $\left(\frac{M}{P}\right)^d$ 는 다음과 같

1) 이러한 接近方法을 취하고 있는 것은 비교적 最近의 Stein (1974), Laidler (1975), Laidler and Parkin (1975), Gordon (1977) 등이 있다.

2) 이와 類似한 形태의 物價方程式 推定에 대해서는 Harberger (1963), Diaz-Alejandro (1965), Díz (1970), Vogel (1974) 등 참조.

이 표시할 수 있다.

$$\left(\frac{M}{P}\right)^d = m^d(y, I_m, \dot{P}^e, r) \dots\dots\dots(1)$$

여기서 M : 名目通貨量

P : 物價水準

y : 實質 GNP

I_m : 實質輸入

\dot{P}^e : 期待 인플레率

r : 利子率

實質輸入量은 實質 GNP와 마찬가지로 物量供給을 증대시켜 來的 動機에 의한 通貨需要를 확대시키며, 未來의 期待인플레率이 높으면 換物心理를 유발하여 通貨需要는 감소할 것이다. 金利가 높으면 來的 通貨需要는 감소할 것이다, 金利上昇이 不動產價格의 높은 豊想騰貴率 등과 함께 나타날 때에는 投機的 通貨需要가 반드시 감소하지는 않을지도 모른다.

通貨의 供給(M^s)은 흔히 通貨當局에 의해 外生的으로 決定되는 것으로 간주되고 있다.

$$M^s = \bar{M} \dots\dots\dots(2)$$

방정식 (1) 및 (2)에서 通貨市場의 需給을 均衡시키는 物價水準이 다음과 같이 導出된다.

$$P = \bar{M}/m^d(y, I_m, \dot{P}^e, r)^{2)} \dots\dots\dots(3)$$

그러나 通貨供給을 外生的으로 처리하는 것이 반드시 만족스러운 것은 아니다. 經驗的으로 볼 때 通貨當局으로서 計劃된 水準에 어김없이 通貨를 供給한다는 것은 쉬운 일이 아님, 설혹 그것이 가능하다 할지라도 當局의 그 通貨供給行態를 分析하는 것은 有用한 일일 것이다.

通貨當局의 金融政策 基調는 物價騰貴가 클

수록, 혹은 實物生產이 加速化할수록 安定화를追求할 것이라고 가정하자. 즉, 바람직한通貨增加率 a^* 가 名目GNP增加率과 負의 關係에 있다고 가정하면,

$$M' = M_{-1} (1 + a^*(Y/Y_{-1})), \\ \partial a^*/\partial(Y/Y_{-1}) < 0 \quad \dots \dots \dots \quad (4)$$

$$\left(\frac{M'}{B} \right) = \left(\frac{M}{B} \right)_{-1} (1 + a^*(Y/Y_{-1})) / \\ \left(\frac{B}{B_{-1}} \right) \quad \dots \dots \dots \quad (5)$$

여기서 B 는 外生變數인 本源通貨, 실제로 通貨供給을 調節하는 주된 政策手段은 要支準率 (k) 및 金利(r)의 變更이므로 方程式 (5)는 다시 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$\frac{M'}{B} = l(k, r, \left(\frac{M}{B} \right)_{-1}, Y/Y_{-1}, B/B_{-1}) \\ \dots \dots \dots \quad (6)$$

만일 通貨調節手段이 全的으로 要支準率 및 金利에 의존하여 신축성있게 사용된다면 위 방정식에 $\left(\frac{M}{B} \right)_{-1}$, Y/Y_{-1} 및 B/B_{-1} 의 變數는 포함될 이유가 없을 것이다. 그러나 실제로는 通貨安定證券 및 計定, 貸出限度規制 등의 방법으로 預金銀行의 信用創造能力을 규제하고 있으며, 이와 같은 보다 신축적인 規制의 정도는 위에 포함된 說明變數들에 영향을 받을 것으로 생각된다. 또한 通貨乘數를 결정하는 要因들이 충분한 영향을 미치는 데에 상당한 時差가 있는 경우 $(M/B)_{-1}$ 의 說明變數는 필요할 것이다.

2. 供給者의 價格決定行態

供給者의 價格決定行態는 「필립스」 曲線의

관계를 나타내는 y^p/y 에다 主要 費用項目 및 期待인플레率을 첨가한 다음과 같은 式으로 나타낼 수 있을 것이다.

$$P = p(P_m, W, P_d, \dot{P}', I_m/y, y^p/y) \dots \dots \dots \quad (7)$$

여기서 P_m : 輸入物價

W : 名目賃金水準

P_d : 勞動生產性

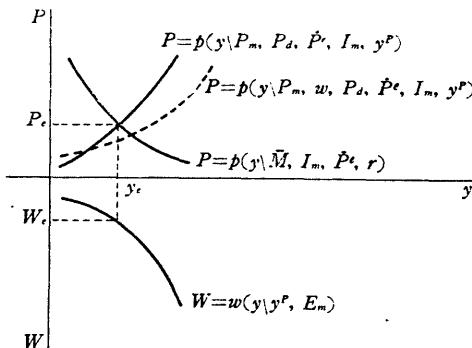
y^p : 潛在 GNP

輸入依存度가 큰 우리 經濟에서 輸入物價는 중요한 物價變動要因이며, 輸入性向(I_m/y)이 포함된 것은 輸入規模도 輸入原料를 사용하는 製品이나 代替財 價格에 영향을 미칠 것이기 때문이다. 또한 名目賃金 및 勞動生產性 變化에 따라 單位製品 혹은 서비스當 勞動費用이 변동하게 되면 物價가 영향을 받을 것이며, 期待인플레率의 變화도 供給者의 「마진」 策定(mark-up)에 영향을 미칠 것으로 생각된다. 賃金이 별도의 說明變數로 포함되어 있음에도 불구하고 y^p/y 를 첨가한 것은 生產要素市場이 完全雇傭 水準에 접근하게 되면 一部 部門에 애로가 발생하고 賃金뿐만 아니라 賃料, 利潤「마진」 등의 要素費用이 上昇하여 物價를 자극할 것이기 때문이다.

3. 賃金水準

賃金은 특히 近年에 있어서 중요한 費用上 升要因의 하나이며 內生的 性格이 강하여 이 모델에서 內生變數로 취급되고 있다. 위의 供給者 價格決定行態에 賃金이 포함되어 있는 이상, 賃金推移를 설명함이 없이 인플레 進行過程을 충분히 分析할 수는 없을 것 같다. 賃金上昇率 W/W_{-1} 은 다음과 같은 式으로 나타

[圖 1] 物價, 實質 GNP, 賃金의 同時的 決定



낼 수 있을 것이다.

$$W/W_{-1} = W(y^p/y, \dot{P}_{-1}, E_m/E_{m-1}) \dots (8)$$

여기서 E_m 은 就業者數이다. 「필립스」 曲線의 관계를 나타내는 y^p/y 以外에도 최근의 物價騰貴率 由하에 따라 노동자들의 賃金引上要求의 정도가 다를 것이며, 또한 勞動供給이 外生의인 性格이 강하다고 하면 이 供給事情에 따라 賃金水準이 영향을 받을 것이다.

4. 綜 合

通貨를 外生變數로 취급할 경우 이 모델은 세 方程式으로 구성되며, 여기서 物價, 實質 GNP 및 賃金이 동시적으로決定되는 關係를 그래프로 표시하면 [圖 1]과 같다. 위 圖面의 右上向의 曲線(solid)은 아래 圖面에 表示된 賃金水準을 윗 圖面의 點線으로 표시된 供給者的 價格決定 方程式中 賃金(W)에 代入하여 縮略(reduce)시킨 것이다. 均衡物價, GNP 및

賃金水準은 이 曲線과 右下向의 通貨市場均衡曲線과의 交叉點에서 결정되게 된다³⁾.

III. 方程式의 推定結果

i) 論文의 實證分析은 1966~77年에 이르는 12年間의 半期別 資料에 기초한 것이며, 月別統計가 있는 資料에 대해서는 月別資料의 平均值을 사용하였다. 여기서 分析의 對象이 된 物價는 全國都賣物價이다. 都賣物價에는 總生產의 일부분만이 포함되어 있는 데 반하여 說明變數로 포함된 GNP, 通貨量, 完全雇傭水準과의 乖離 등은 經濟全體 혹은 產業全般에亘하는 變數이므로 從屬變數와 說明變數間의 包括範圍(aggregation)가 一致하지 않으나, 여기서는 이 點을 무시하기로 한다. 分析에 사용된 資料는 다음과 같다.

M : 狹義의 通貨殘高(經常 10億원)

B : 本源通貨(經常 10億원)

k : 預金種別 加重平均 要支準率(%)

Y : 名目GNP(經常 10億원)

R_t : 1年滿期 定期預金에 대한 年金利(%)

$\dot{P}, \dot{y}, \dot{I}_m, \dot{M}, \dot{P}_m$: 각각 P, y, I_m, M, P_m 의 前年同期對比 增加率(%)

\dot{E}_x : 前年同期對比 商品 및 用役輸出增加率(%)

P : 全國都賣物價指數(1975=100.0)

P_m : 商品 및 用役輸入 「디플레이터」 (1970=100.0)

W : 製造業 常用雇傭者の 月平均 紙與額(원)

3) 그러나 실제 방정식의 推定結果를 보면 賃金은 前期의 經濟活動水準에 영향을 받는 것으로 나타나 있어서, 賃金은 循環의으로(recursive) 物價 및 實質 GNP와 연결되어 있다.

P_d : 製造業 雇傭者 1人當 年間 附加價值
(1970年 不變 10萬원)

y^* : 頂點間補間法(peak-to-peak interpolation)에 의한 潛在GNP⁴⁾ (1970年
不變 10億원)

y : 實質GNP(1970年 不變 10億원)

I_m : 商品 및 用役 實質輸入(1970年 不變
10億원)

S_2 : 季節「더미」(上半期 0, 下半期 1)

E_m : 平均製造業 常用雇傭者數(千名)

1. 通貨供給

通貨乘數는 本源通貨의 增加率 및 要支準率에 의해 크게 영향을 받으며, 當期에 있어서는 极히 부분적인 調整만이 이루어지는 것으로 나타났다. 그러나 當期의 名目GNP增加率은 通貨乘數에 별 영향을 미치지 않는 것으로 보인다(表 1 참조). 이것은 通貨政策이 前期의 物價騰貴나 實質GNP 成長과 무관하게 이

루어지고 있거나, 아니면 通貨政策의 緊縮程度가 완전히 k 에 反映되어 있어서 前期의 名目GNP 成長率 Y_{-1}/Y_{-3} 이 獨립된 說明變數가 되지 못하는 때문일 것이다. 그런데 Y_{-1}/Y_{-3} 가 要支準率과 弱한 負의 相關關係(-0.26)를 갖는 것을 보면 後者の 可能性은 排除된다고 하겠다. 또한 賯蓄性預金이나 私債에 대한 金利는 通貨乘數에 대해 有意性 있는 영향을 미치지 못하고 있는 것으로 나타나고 있다.

이와 같이 通貨供給은 이 모델 聯立方程式體系의 다른 부분과 거의 獨立的인 關係에 있다고 하겠다. 따라서 通貨供給은 外生的으로 取扱하는 것이 옳다고 생각되며, 이것은 韓國에서와 같이 通貨量 자체가 주요한 政策變數가 되어 있는 現實에서 더욱 타당하다고 생각된다. 추정된 通貨供給 方程式은 어디까지나 과거 政策當局의 行態를 要約한 것일 뿐, 現通貨當局의 行態 및 意志와는 無關한 것이기 때문이다.

〈表 1〉 通貨乘數(M/B)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS (1966~77)			OLS (1962~77)
常 數	0.824(3.60)	0.848(3.61)	0.847(3.46)	0.671(3.48)
$(M/B)_{-1}$	0.752(7.74)	0.760(7.67)	0.760(7.46)	0.803(15.1)
$\log(B/B_{-1})$	-0.487(-3.34)	-0.502(-3.36)	-0.504(-2.91)	-0.652(-7.57)
$\log k$	-0.158(-2.61)	-0.163(-2.64)	-0.161(-1.50)	-0.118(-2.37)
$\log(Y_{-1}/Y_{-3})$		-0.075(-0.70)	-0.076(-0.57)	-0.004(-0.05)
$\log R_t$			-0.0011(-0.02)	
	$R^2=0.822$	$R^2=0.826$	$R^2=0.826$	$R^2=0.957$
	$D.W.=2.16$	$D.W.=2.22$	$D.W.=2.22$	$D.W.=2.27$
	$\sigma/\mu=0.041/1.17$	$\sigma/\mu=0.041/1.17$	$\sigma/\mu=0.042/1.17$	$\sigma/\mu=0.042/1.27$
	$F(3, 20)=30.7$	$F(4, 19)=22.6$	$F(4, 19)=17.1$	$F(4, 27)=148.3$

註: ()안의 數字는 t -값을 나타냄. σ/μ : 方程式의 標準偏差/從屬變數의 平均值.

4) 1963, 1969, 1973, 1978年 下半期를 趨勢頂點(benchmark)으로 하였으며 作業當時 實際值가 없던 1978年 下半期는 前年對比 14.0% 증대된 수준의 GNP를 潛在GNP로 擇하였다.

2. 通貨市場의 均衡을 가져오는 物價水準

〈表 2〉의 추정된 方程式 (5)나 (6)은 實質 GNP나 通貨量의 係數가 貨幣數量方程式에 입각하여 期待했던 것(絕對值 1.0)과 거의 일치하고 있다. 輸入이나 期待인플레率도 統計的有意性이 있는 타당한 크기의 係數들을 보여주고 있다. 期待인플레率은 과거 3年間 인플레率의 單純平均(\dot{P}_a^e) 및 相異한 速度의 Adaptive Expectation에 기초한 結果中 가장 좋은 것(\dot{P}_b^e)을 택하였다. 그러나 金利(貯蓄性預金

金利 혹은 私債金利)는 전혀 有意性이 없는 것으로 나타났으므로 除外되었다. 우리 經濟에 있어서 金利는 通貨需要에 별 영향을 미치지 못하는 것으로 보인다. 여기서 주요 說明變數의 時差構造는 Almon polynomial distributed lag technique를 써서 試行錯誤를 통해 추정되었다.

약간의 自己相關(serial correlation)이 보여 이를 감안한 것이 方程式 (7), 여기에 다시 2 Stage 推定을 한 결과는 方程式 (8)에 나타나 있다. 또한 常數와 期待인플레率의 寄與度는 이 기간중 年 13.2%의 인플레率 中 약 6.0% 「포인트」의 비중을 占하고 있다(方程式 (5)에

〈表 2〉 通貨市場의 均衡에 기초한 物價方程式
從屬變數 : \dot{P}

說 明 變 數	(5) OLS	(6) OLS	(7) HiLU	(8) TSHiLU*
常 數	-1.404(-0.15)	-4.578(-0.48)	0.692(0.05)	1.071(0.09)
\dot{y}^*	-1.139(-2.50)	-1.103(-2.55)	-0.759(-1.74)	-1.020(-2.05)
\dot{I}_m^*	-0.408(-3.48)	-0.285(-2.34)	-0.388(-2.29)	-0.389(-2.39)
\dot{M}	0.913(3.67)	0.867(3.84)	0.787(2.45)	0.843(2.66)
\dot{P}_a^e	0.518(2.10)		0.310(0.82)	0.355(0.99)
\dot{P}_b^e		0.711(2.55)		
	$R^2=0.567$ $D.W.=1.30$ $\sigma/\mu=7.59/13.2$ $F(4, 19)=6.22$	$R^2=0.603$ $D.W.=1.44$ $\sigma/\mu=7.27/13.2$ $F(4, 19)=7.21$	$R^2=0.634$ $D.W.=1.76$ $\sigma/\mu=7.13/13.4$ $F(4, 18)=7.81$ $\rho=0.45(2.42)$	$R^2=0.628$ $D.W.=1.87$ $\sigma/\mu=7.20/13.4$ $F(4, 18)=7.59$ $\rho=0.40(2.09)$
從 屬 變 數	上式의 殘差 (5')	上式의 殘差 (6')		
常 數	-4.951(-1.48)	-4.922(-1.57)		
\dot{E}_x	0.059(0.79)	0.059(0.83)		
\dot{P}_m	0.234(3.02)	0.232(3.18)		
	$R^2=0.323$ $D.W.=1.63$ $\sigma/\mu=5.94$ $F(2, 21)=5.00$	$R^2=0.346$ $D.W.=1.83$ $\sigma/\mu=5.59$ $F(2, 21)=5.56$		

註 : $\dot{y}^*=0.85\dot{y}+0.15\dot{y}_{-1}$, $\dot{M}^*=0.48\dot{M}_{-1}+0.41\dot{M}_{-2}+0.11\dot{M}_{-3}$, $\dot{I}_m^*=0.30\dot{I}_m+0.39\dot{I}_{m-1}+0.31\dot{I}_{m-2}$

$$\dot{P}_a^e = 1/6 \sum_{i=1}^6 \dot{P}_{-i}, \quad \dot{P}_b^e = \sum_{i=1}^6 (0.3)(0.7)^{i-1} \dot{P}_{-i}$$

TSHiLU; 2 stage 추정을 위한 instrumental variables: \dot{I}_m^* , $I_m^*_{-1}$, \dot{M}^* , \dot{M}^*_{-1} , \dot{P}_a^e , $\dot{P}_a^e_{-1}$, \dot{y}^*_{-1} , \dot{y}^*_{-2} , $\log P_m^*$, $\log W_{-1}$, $\log P_d$, $\log p$, S_2 , $\log(y_{-1}/y_{-3})$, $\log(P_{-1}/P_{-3})$, $\log I_m$, $\log(W_{-1}/W_{-3})$, P_{-1}

의거). 이러한 비교적 높은 固定(built-in) 上昇率을 설명하기 위해 方程式 (5)와 (6)의 残差(residual)를 輸出增加率(\dot{E}_x) 및 輸入物價上昇率(\dot{P}_m)에 回歸(regress)시킨 결과 方程式 (5'), (6')와 같은 有意性 있는 \dot{P}_m 의 係數를 얻었다. 輸入物價上昇은 이것이 GNP나 輸入 혹은 通貨供給을 통해 영향을 미치기 前에 直接的으로 國內物價에 영향을 미치는 것으로 보인다. 방정식 (5)와 (5') 혹은 (6)과 (6')를 통합하여 볼 때, 常數와 期待인플레率의 영향은 합하여 거의相殺되며, 보통의 \dot{E}_x 및 \dot{P}_m 값에 대하여 固定된(built-in) 인플레率은 3~4% 정도로서 그다지 높지 않다.

지난 12年間의 要因別 인플레 寄與率은 〈表 3〉에 나타나 있다. 이期間(1966~77)에 年平均 都賣物價上昇 13.2% 중에서 實質生產 및 輸入은 物價의 安定에 각각 12.5% 「포인트」 및 10.0% 「포인트」의 寄與를 했으며 그 反面 通貨量增大的 物價上昇에 29.7% 「포인트」를 寄與했다. 期待인플레率과 常數가 나머지 6.0% 「포인트」의 寄與를 나타내고 있는데, 이것은 앞에서 언급한 바와 같이 주로 輸入物價의 上昇으로 설명할 수 있다. 輸入增大的 1966~71年에 있어서 매우 중요한 物價安定要因이었으나

에너지 波動이 있었던 1972~75年에는 그 중요성이 크게 감소하였다. 通貨量의 物價上昇寄與度는 완만하게縮小되는 추세에 있기는 하나 아직도 주된 인플레 要因이 되고 있다. 1976~77年에 있어서는 期待인플레率의 上向調整이 인플레에 적지 않은 寄與를 하고 있는 것으로 보인다.

3. 供給者の價格決定行態

〈表 4〉에 나타난 바와 같이 輸入物價 및 賃金에 대한 彈力性(각각 0.48 및 0.40)은 매우 타당하게 보이며, 임금에 대한 彈力性보다는 낮은 絶對值를 갖으나 노동생산성도 供給者の 가격결정에 크게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 밖에 「필립스」曲線의 관계를 보여주는 y^s/y 나 輸入, 季節「더미」도 유의성 있는 係數를 보여주고 있다. 그러나過去의 인플레率에 기초를 둔 여러가지 형태의 期待인플레率은 한결같이追加的인 說明力이 없었으므로除外되었다. 이것은 아마도 期待인플레率이 오히려 現在의 賃金, 輸入物價, 輸入量 등에 밀접히 관련되어 있기 때문인 것으로 보인다. y^s 는 季節變動要因을 除去하지 않은 實質GNP

〈表 3〉 通貨的側面에서의 인플레 要因

(단위: %)

要 因	係 数	1966~77		1966~71		1972~75		1976~77	
		상승율	기여율	상승율	기여율	상승율	기여율	상승율	기여율
常 數	-1.40	—	-1.4	—	-1.4	—	-1.4	—	-1.4
實質生產 (y^s)	-1.14	11.0	-12.5	11.2	-12.7	9.9	-11.3	12.9	-14.7
輸入量 (I_m^*)	-0.408	24.5	-10.0	32.8	-13.4	13.1	-5.3	22.4	-9.1
通貨量 (M^*)	0.913	32.6	29.7	34.1	31.1	32.0	29.2	29.3	26.8
期待인플레率 (P_a^e)	0.518	14.3	7.4	11.3	5.8	13.5	7.0	25.1	13.0
其 他	—	—	0	—	-1.4	—	4.2	—	-4.0
物 價 上 昇		13.2	13.2	8.0	8.0	22.4	22.4	10.6	10.6

註: 〈表 2〉의 方程式 (5)에 의거.

의 頂點間補間法(peak-to-peak interpolation)에 의해 求한 潛在GNP이므로 年中 前後半 期間에 심한 季節性이 존재한다. 이와 같이 어느 정도 人爲的으로 導入된 季節性을 회피하기 위해 季節變動調整 實質 GNP에 기초한 潛在 GNP를 사용했을 때 y^*/y 의 係數는 有意性이 없었으며 方程式의 全體的 推定結果도 상당히 나빠졌다.

OLS에 의한 推定結果와 2SLS에 의한 결과는 큰 차이가 없는 것으로 나타나고 있다.

要因別 인플레 寄與率을 보면(表 5 참조), 1966~77年에 있어서 複利率(compound rate)로 年平均 12.8%의 인플레率 중에 輸入物價上昇이 5.7%「포인트」를 寄與하였다. 그러나 1972~75年에 있어서는 年間 인플레率 21.6% 중에 70%에 가까운 14.8%「포인트」를 寄與하였다. 전반적으로 블 때는 賃金이 가장 큰 物價上昇要因으로서 1966~77年에 10.0%「포인트」를 寄與했으며, 특히 輸入物價가 安定的이었던 1976~77年에 있어서는 賃金上昇이 거

〈表 4〉 供給者의 價格決定行態

從屬變數: Log P

說明變數	(9) OLS		(10) 2SLS*	
	係數(t 值)	係數(t 值)	係數(t 值)	係數(t 值)
常數	-1.543		-1.552	
$\log P_m^*$	0.481 (13.9)		0.474 (11.6)	
$\log W$	0.399 (9.42)		0.409 (7.96)	
$\log P_d$	-0.262 (-4.95)		-0.269 (-4.63)	
$\log (y^*/y)$	-0.285 (-2.38)		-0.300 (-1.96)	
$\log (I_m/y)$	-0.116 (-2.03)		-0.127 (-1.81)	
S_2	-0.175 (-3.21)		-0.185 (-2.53)	
	$R^2=0.999$		$R^2=0.999$	
	$D.W.=2.41$		$D.W.=2.39$	
	$\sigma/\mu=0.019/4.02$		$\sigma/\mu=0.020/4.02$	
	$F(6, 17)=2301$		$F(6, 17)=2293$	

註: $P_m^*=0.4P_m+0.6P_{m-1}$

2SLS*: instrumental variables로 利用된 것은 $\log P_m^*$, $\log W_{-1}$, $\log P_d$, $\log y^*$, $\log I_m$, S_2 , M^* , I_m^* , $\log(y_{-1}/y_{-3})$, $\log(P_{-1}/P_{-3})$, $\log(W_{-1}/W_{-3})$.

〈表 5〉 供給者의 價格決定 行態에 기초한 인플레 要因

(단위: %)

要因	彈力值 ¹⁾	1966~77		1966~71		1972~75		1976~77	
		상승율	기여율	상승율	기여율	상승율	기여율	상승율	기여율
輸入物價 (P_m^*)	0.481	11.8	5.7	4.2	2.0	30.7	14.8	1.1	0.5
賃金 (W)	0.399	25.1	10.0	23.9	9.5	22.5	9.0	34.2	13.7
勞動生產性 (P_d)	-0.262	7.6	-2.0	10.1	-2.6	5.7	-1.5	4.4	-1.1
輸入量 (I_m/y)	-0.116	11.3	-1.3	18.4	-2.1	0	0	14.3	-1.7
其他	—	0.4	—	1.2	—	-0.7	—	—	-0.9
物價上昇 ²⁾		12.8	12.8	8.0	8.0	21.6	21.6	10.5	10.5

註: 1) 〈表 4〉의 方程式 (9)에 의거.

2) 複利率에 의한 都賣物價上昇率이므로 〈表 3〉의 單純平均增加率과 약간의 차이가 있음.

의 유일한 인플레 要因이 있다고 할 수 있다.
 勞動生產性의 向上 및 輸入依存度의 增加는
 1966~77年에 있어서 物價安定에 각각 2.0%
 「포인트」 및 1.3%「포인트」를 寄與했다. 그려
 나 勞動生產性의 物價安定에의 寄與는 1966~
 71年の 2.0%「포인트」에서 1976~77年에는 1.1
 %「포인트」로 減少하였다.

4. 賃金水準

〈表 6〉에 나타난 바와 같이 前年同期對比
 賃金上昇率의 推定方程式 (12)는 그다지 만족
 스럽지 못하나 前期의(1年前對比) 生產活動水
 準 및 賃金上昇率에 의해 크게 영향을 받는
 것으로 나타나고 있으며, 前期의 物價騰貴率
 에 대해서는 限界的인 有意性을 보여주고 있
 다. 雇傭水準은 賃金上昇에 그다지 영향을 미
 치지 못하는 것을 보여주고 있는데 이것은 아
 마도 雇傭水準 自體가 賃金에 영향을 받아 賃
 金과 同時的으로 결정되는데 起因하는 것인
 듯하다.

〈表 6〉 賃 金 水 準
 從屬變數 : $\log(W/W_{-2})$

說明變數	係 數	$\log(y_{-1}/y_{-3})$	$\log(P_{-1}/P_{-3})$	$\log(E_m/E_{m-2})$	$\log(W_{-1}/W_{-3})$	
(11) 係數 (t-歟)	0.0195 (0.35)	0.773 (2.47)	0.219 (1.39)	-0.101 (-0.61)	0.505 (2.81)	$R^2=0.479$ $D.W.=2.02$ $\sigma/\mu=0.058/0.224$ $F(4, 19)=4.37$

從屬變數 : $\log(W/W_{-1})^{11}$

說明變數	常 數	$\log(y^p/y_{-1})$	$\log(P_{-1}/P_{-2})$	$\log(E_m/E_{m-2})$	S_2	
(12) 係數 (t-歟)	0.0996 (6.05)	-0.784 (-3.69)	0.169 (1.14)		0.322 (4.37)	$R^2=0.751$ $D.W.=1.78$ $\sigma/\mu=0.033/0.116$ $F(3, 12)=12.1$
(13) 係數 (t-歟)	0.126 (5.08)	-0.933 (-4.02)	0.132 (0.91)	-0.193 (-1.37)	0.373 (4.64)	$R^2=0.787$ $D.W.=1.88$ $\sigma/\mu=0.032/0.116$ $F(4, 11)=10.2$

註：1) 標本期間 1970~77.

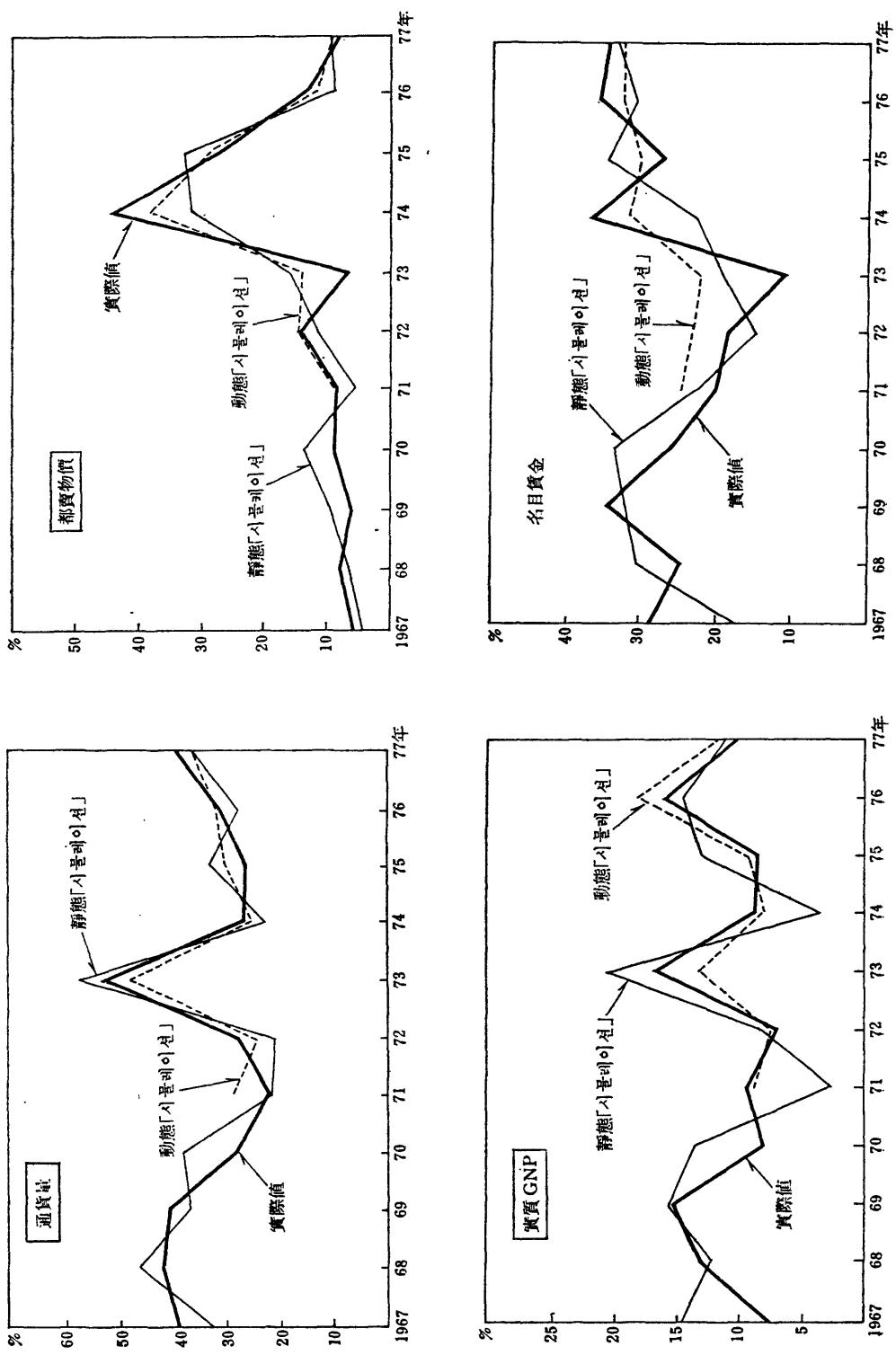
方程式 (12) 및 (13)에서 보는 바와 같이
 前期對比 賃金上昇率의 경우에도 1970~77年
 의 期間에 이와 비슷한 결과를 얻었다. 그려
 나 이 경우 前期의 從屬變數 대신 季節「더미」
 가 有意性있게 나타났으며 全體의 방정식의
 豫測度도 크게 向上되고 있다.

N. 시뮬레이션

1. 過去值 豫測의 正確度

個別方程式의 推定結果만으로서는 이 모델
 體系 全體로의 豫測度를 볼 수가 없다. 또한
 이 모델의 構造方程式에서 實質GNP는 從屬
 變數가 아니기 때문에 이 變數가 이 모델에서
 어느 정도 정확히 豫測되는가 하는 것은 「시
 물레이션」결과를 보지 않고는 알기가 힘들
 다. 「시물레이션」을 위해 사용된 構造方程式
 은 方程式 (2), (8), (10), (11)이며, (8) 대신

[圖 2] 「시률레이션」에 의한過去值의 預測



(6) 및 (6')를 사용하기도 하였다. 또한 通貨供給을 外生變數로 취급하여 方程式 (2)를 除外시킨 「시뮬레이션」도 행하였다.

[圖 2]는 방정식 (2), (6) 및 (6'), (10), (11)을 사용한 靜態(static) 및 動態(dynamic) 「시뮬레이션」의 半期別 結果를 年間值로 합하여 增加率로 換算한 것을 實績值와 比較한 것이다. 貨金에 대한 결과가 다소 만족스럽지 못하지만 다른 内生變數들에 있어서의 주요한 움직임은 대체로 「시뮬레이션」에 의해 포착되어지고 있다.

〈表 7〉 「시뮬레이션」結果와 實實際值의 比較

(단위: CORR 除外)

	靜態「시뮬레이션」 1966~77		動 態「시뮬레이션」			
	\hat{P}_m 첨가 OLS ¹⁾	TSHiLu ²⁾	\hat{P}_m 첨가 OLS ¹⁾		TSHiLu ²⁾	
			1971~77	通貨量外生 1971~77	1966~77	1971~77
通貨量						
CORR	0.9992	0.9992	0.9993	—	0.9996	0.9992
RMSE/ \bar{A}	3.52	3.52	2.23	—	2.73	2.77
Bias/ \bar{A}	—	—	-0.74	—	-0.48	-1.55
AE/ \bar{A}	—	—	2.09	—	2.67	2.26
物價						
CORR	0.9983	0.9979	0.9981	0.9980	0.9967	0.9971
RMSE/ \bar{A}	2.96	3.25	4.95	4.46	5.00	6.49
Bias/ \bar{A}	—	—	-3.81	-3.09	1.28	3.96
AE/ \bar{A}	—	—	2.18	2.22	4.05	2.73
實質 GNP						
CORR	0.9972	0.9949	0.9983	0.9987	0.9974	0.9857
RMSE/ \bar{A}	3.15	4.13	2.39	2.64	4.12	8.30
Bias/ \bar{A}	—	—	1.01	1.60	2.00	6.81
AE/ \bar{A}	—	—	1.64	1.41	2.91	4.70
名目貨金						
CORR	0.9980	0.9980	0.9986	0.9986	0.9969	0.9970
RMSE/ \bar{A}	5.41	5.41	13.2	12.0	8.52	8.68
Bias/ \bar{A}	—	—	11.3	10.0	-0.52	2.00
AE/ \bar{A}	—	—	2.70	2.71	6.10	3.95

註: CORR: 相關係數

RMSE: root-mean-squared error.

Bias: 平均誤差(mean error)

AE : 調整된 root-mean-squared error, 즉, 偏倚(bias)와 誤差의 趨勢值를 제외하고 남은 RMSE.

A : 實際值의 平均

1) 方程式 (6) 및 (6')에 근거

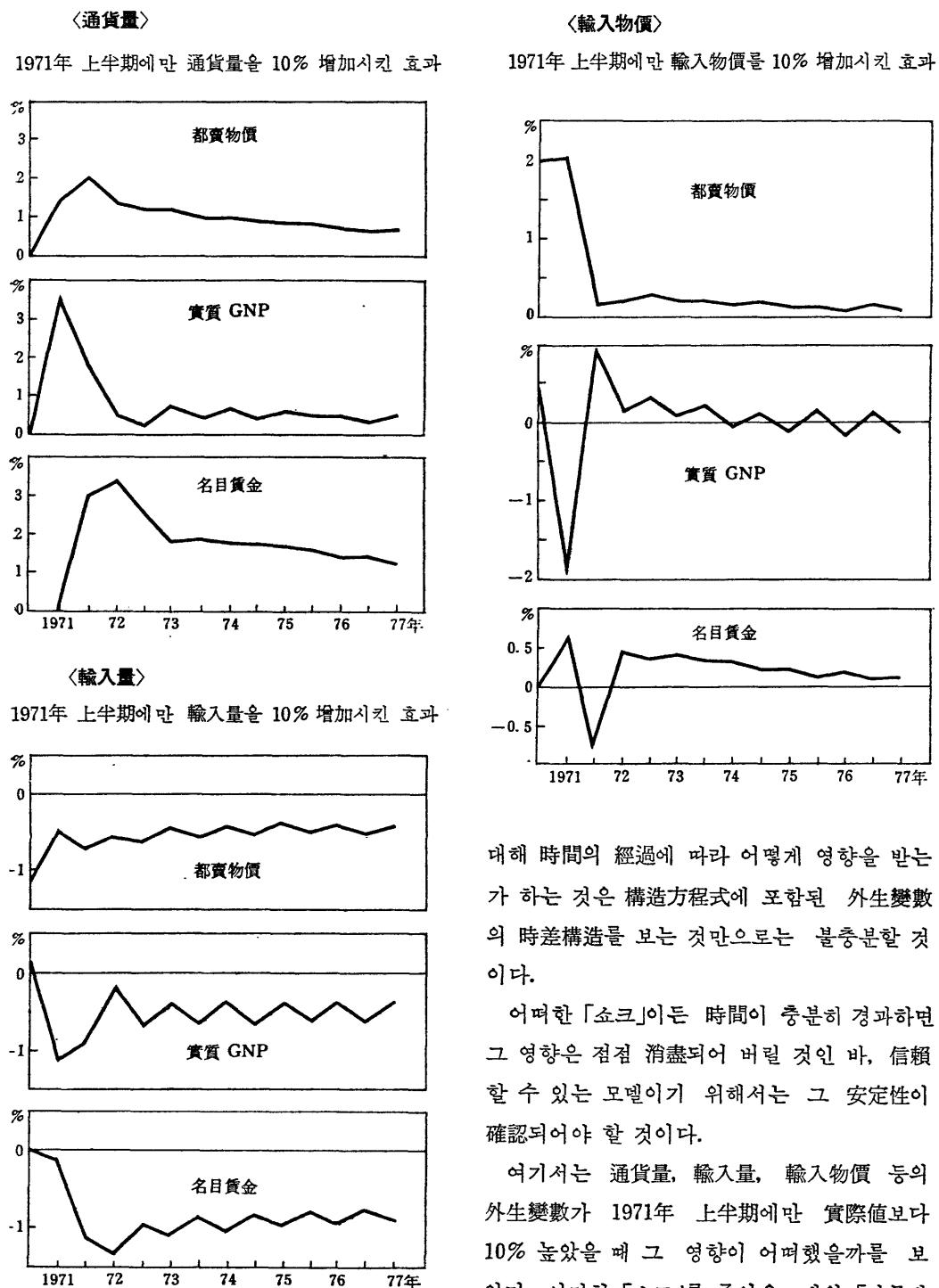
2) 方程式 (8)에 근거

〈表 7〉에 나타난 바와 같이, 「시뮬레이션」 결과는 方程式 (8) 대신 (6) 및 (6')를 이용했을 때 더 좋게 나타나고 있다. 특히 1971~77 年期間의 動態「시뮬레이션」 결과는 상당히正確하다. 通貨供給을 外生으로 취급했을 때, 實質 GNP에 대한 「시뮬레이션」 결과는 약간改善되고 있다.

2. 外生的「쇼크」에 대한 모델의 安定性

外生的「쇼크」가 주어졌을 때, 經濟가 이에

[圖 3] 外生的「ショク」에 대한 모델의反應



대해 時間의 經過에 따라 어떻게 영향을 받는가 하는 것은 構造方程式에 포함된 外生變數의 時差構造를 보는 것만으로는 불충분할 것이다.

어떠한 「ショク」이든 時間이 충분히 경과하면 그 영향은 점점 消盡되어 버릴 것인 바, 信賴할 수 있는 모델이기 위해서는 그 安定性이 確認되어야 할 것이다.

여기서는 通貨量, 輸入量, 輸入物價 등의 外生變數가 1971年 上半期에만 實際值보다 10% 높았을 때 그 영향이 어떠했을까를 보았다. 이러한 「ショク」를 주었을 때의 「시뮬레

이션」 결과를 全期間 實際值에 依據한 「시뮬레이션」(base simulation) 결과와 비교하여 각 内生變數에 몇 %의 變化를 招來하는가를 나타낸 것이 [圖 3]이다.

通貨供給이나 輸入面에서의 「쇼크」는 實質 GNP에는 비교적 短期的인 영향을 미치나, 物價에 대해서는 상당히 오랜 기간 그 影響이 남아 있는 것으로 나타나고 있다. 半期모델이

〈表 8〉 주요 外生變數에 대한 物價, 實質GNP 및 貨金의 彈力值

〈物價의 彈力值〉

期間(半期)	外 生 變 數		
	通貨量	輸入量	輸入價格
0	0.	-0.116	0.203
1	0.151	-0.167	0.416
2	0.278	-0.211	0.462
3	0.375	-0.229	0.485
4	0.448	-0.259	0.491
5	0.507	-0.268	0.520
9	0.599	-0.297	0.562
13	0.631	-0.307	0.575

〈實質GNP 彈力值〉

0	0.	0.012	0.026
1	0.358	-0.086	-0.146
2	0.616	-0.167	-0.111
3	0.655	-0.149	-0.044
4	0.616	-0.162	-0.043
5	0.622	-0.153	-0.009
9	0.672	-0.168	0.010
13	0.688	-0.173	0.016

〈貨金의 彈力值〉

0	0.	0	0
1	0.	-0.016	0.064
2	0.310	-0.111	0.008
3	0.700	-0.231	0.016
4	0.955	-0.281	0.078
5	1.072	-0.322	0.112
9	1.284	-0.389	0.213
13	1.366	-0.412	0.242

기 때문에 振動(oscillation)이 있고 속도가 느리기는 하나 모델은 安定的이다. 한편 輸入物價面의 「쇼크」는 GNP나 物價에 있어서 共히 그 影響이 短期間에 그치고 있다.

3. 政策變數에 대한 乘數分析

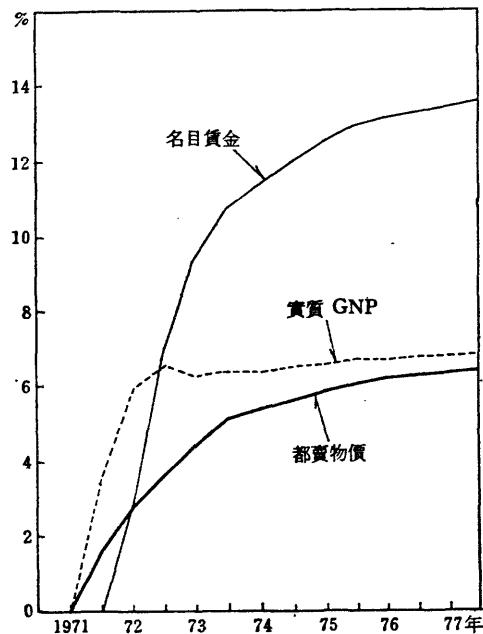
실제로 政策樹立에 있어서 보다 의미있는 것은 乘數分析이라 하겠다. 여기서는 一定期間에 外生變數의 値을 一括的으로 一定比率 變更시켰을 때 시간의 경과에 따라 內生變數에 초래하는 彈力值을 관찰하였다. 구체적으로 1971年 上半期부터 1977年 下半期까지의 기간에 通貨量, 輸入量 및 輸入物價를 각각 實際值보다 10% 높였을 때의 「시뮬레이션」 결과가 base 「시뮬레이션」 결과와 비교하여 시간의 경과에 따라 얼마나 다른가를 나타낸 것이 〈表 8〉 및 [圖 4]이다.

먼저 通貨供給의 효과를 보면, 通貨量 增大가 實質 GNP에 미치는 影響은 1年內에 약 90%가 實現되는가 하면, 物價에 대한 영향은 완만하게 진행되어 1年內에는 總效果의 약 40%만이 실현된다. 그러나 通貨에 대한 長期 物價彈力值은 약 0.65, 長期 實質GNP 彈力值은 0.70 정도로서 거의 비슷하다. 이 長期彈力值의 合計는 약 1.35로서 1.0을 상당히 上廻하는 것은 貨幣數量方程式의 觀點에서 通貨의 流通速度가 빨라진 때문으로 설명할 수 있으며, 이 모델에서는 期待인플레率의 上向調整을 통해 이루어진 것으로 볼 수 있겠다.

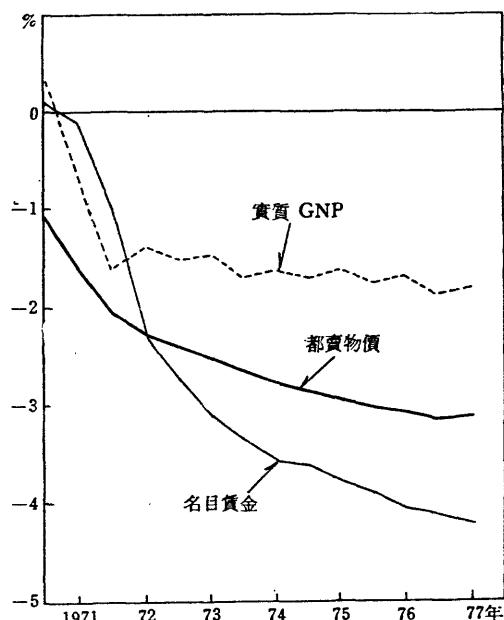
한편 輸入量에 대한 物價의 長期彈力值은 -0.31, 實質GNP의 彈力值은 -0.17을 약간 上廻하는 것으로 나타나고 있다. 마지막으로 輸入物價에 대한 物價의 長期彈力值은 약 0.58인 데 반하여 實質GNP에는 長期的으로

[圖 4] 通貨量・輸入量 및 輸入物價에 대한 物
價 및 實質GNP 彈力值

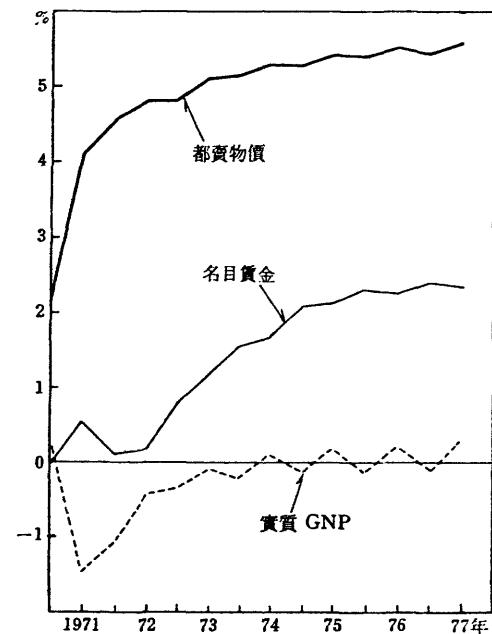
1971~77年에 걸쳐 通貨量을 實際值보다 10% 增
加시킨 효과



1971~77年에 걸쳐 實質輸入을 10% 增加시킨 효과



1971~77年에 걸쳐 輸入物價를 10% 引上시킨 효과



거의 영향을 미치지 않고 있다.

當局이 (i) 通貨供給抑制 (ii) 輸入擴大 (iii)
關稅나 換率引下의 方法으로 物價安定을 期하
려 한다고 하자. 推定된 名目賃金의 彈力值를
보건대, 長期的으로 (i)의 경우는 實質GNP가
減少하는 만큼 實質賃金이 減少하고, (ii)의
경우는 實質GNP 減少 程度의 約 60%에 해당하는 만큼 實質賃金이 減少하며, (iii)의 경
우에는 實質GNP의 變動이 거의 없는 反面
實質賃金은 30% 以上 向上되는 것으로 나타나
고 있다.

V. 結論

위에서 제시한 「시뮬레이션」 모델은 그 작

은 규모에도 불구하고 우리 經濟에 있어서 成長 및 安定이라는 두 政策目標를 동시에 고려 할 수 있는 一段의 政策組合을 提示해 주고 있다.

급격한 經濟體質의 变화가 없는 한 과거의 實績에 기초한 이러한 모델은 적어도 數年間의 經濟를 運用하는 데 있어서 도움이 될 수 있으리라고 생각한다. 그러나 앞으로 보다 信賴性 있는 政策立案 「가이드」가 되기 위해서는 그 構造方程式을 더욱 손질하고 이 모델에서 外生的으로 처리한 輸入을 포함한 國際收支部門을 첨가하는 등 여러가지 改善이 필요함은 말할 것도 없다.

〈附錄〉

GNP 「디플레이터」上昇要因分析

우리는 本文에서 都賣物價를 分析의 對象으로 삼았으나 이것은 鎳工業製品為主의 都賣商品만을 포함하며, 國民總生產을 構成하는 모든 附加價值要素에 대한 物價는 GNP 「디플레이터」로 나타나고 있다.

GNP 「디플레이터」의 分析은 첫째, 이미 推定된 都賣物價를 하나의 說明變數로 導入하고 여기에다 다른 중요한 說明變數를 추가하는 방법과, 둘째 都賣物價를 說明變數에서除外하고 처음부터 根本的인 物價變動要因만으로써 GNP 「디플레이터」를 분석하는 것이다. 여기에서는 이중 둘째 방법에 대한 간략한 試圖의 結果를 소개하기로 한다.

GNP 「디플레이터」의 경우도 本文의 都賣物價分析에서와 마찬가지로 通貨的 혹은 需要側面에서의 接近과 費用上昇 혹은 供給側面에서의 接近方法이 가능할 것이다. 먼저 貨幣數

量方程式에 입각한 需要側面에서의 GNP 「디플레이터」上昇率分析에 있어서는 通貨量, 實質GNP, 實質輸入, 期待인플레率 등 都賣物價分析에 사용된 것과 同一한 說明變數들을 포함하였으나 이들이 物價에 영향을 미치는時差構造는 새로이 推定되었다.

費用側面에 있어서는 먼저 輸入物價, 賃金, 期待인플레率 등이 說明變數로 試圖되었으나 이중 賃金은 外生變數로 보기 어렵다고 또 資料上の 問題點으로 賃金方程式을 별도로 推定할 수도 없었으므로 「필립스」曲線에 입각하여 經濟의 雇傭程度를 間接的으로 나타내주는 GNP 成長率을 賃金 대신 利用하여 推定하기도 하였다. 賃金에 대해서는 오직 鎳工業賃金 時系列 資料가 있을 뿐이다. 鎳工業賃金은 상대적으로 빠른 生產性向上을 통해 他部門의 賃金上昇을 先導할 것이 사실이기는 하나 GNP 「디플레이터」分析을 위해서는 制約點이 있다고 하겠다. 또 GNP 「디플레이터」에 주된 영향을 미치는 鎳工業賃金은 生產性을 調整한 賃金이기보다는 名目賃金 水準 그 자체라고 하겠다.

GNP 「디플레이터」上昇率의 推定結果는 다음과 같다.

1. 需要側面

$$\dot{P}_v = -1.906 \quad -0.505\dot{y} \quad -0.148IM^*, \\ (-0.37) \quad (-3.14) \quad (-2.65)$$

$$+0.425\dot{MS}^*, \quad +0.769\dot{P}^* \\ (4.67) \quad (3.72)$$

$$R^2 = 0.726 \quad \sigma/\mu = 3.09/15.36$$

$$D.W. = 1.21 \quad F(4, 18) = 11.9$$

\dot{P}_v : GNP 「디플레이터」 上昇率

\dot{y} : 實質GNP 成長率

IM^* : 實質商品輸入增加率 (IM) 的 加重平均

$$= 0.29IM + 0.52IM_{-1} + 0.19IM_{-2}$$

\dot{MS}^* : 通貨增加率(\dot{MS})의 加重平均
 $= 0.13\dot{MS}_{-1} + 0.72\dot{MS}_{-2} + 0.15\dot{MS}_{-3}$

\dot{P}^e : 過去 GNP 「디플레이터」 上昇率에 입
 각한 期待인플레率
 $= \sum_{i=1}^6 (0.3)(0.7)^{i-1} \dot{P}_{t-i} / \sum_{i=1}^6 (0.3)(0.7)^{i-1}$

2. 費用上昇側面

$$\dot{P}_v = 3.177 + 0.217\dot{P}_{m-1} + 0.240\dot{W} + 0.178\dot{P}^e$$

(1.42) (8.73) (3.75) (1.24)

$R^2 = 0.849$ $\sigma/\mu = 2.23/15.36$

$D.W. = 2.68$ $F(3, 19) = 35.5$

$$\dot{P}_v = 0.875 + 0.210\dot{P}_{m-1} + 0.387\dot{y}^{**} + 0.479\dot{P}^e$$

(0.26) (7.25) (2.35) (3.03)

$R^2 = 0.796$ $\sigma/\mu = 2.59/15.36$

$D.W. = 2.11$ $F(3, 19) = 24.7$

\dot{P}_m : 輸入物價上昇率

\dot{W} : 製造業 常用雇傭者 月平均 紙與額의
 增加率

\dot{y}^{**} : 實質GNP 成長率 (\dot{y}) 的 加重平均

$$= 0.33\dot{y}_{-1} + 0.67\dot{y}_{-2}$$

위에서 모든 增加率은 前年同期對比의 增加率 (%)이며, 方程式 推定의 標本期間은 1967年 上半期부터 1978年 上半期까지이다.

推定된 方程式은 대체로 만족스런 結果를 보여 주고 있다. 需要側面의 方程式에서 實質 GNP, 實質商品輸入 및 通貨量의 係數의 絶對值가 都賣物價 推定方程式에서보다 작은 것은 期待인플레率 \dot{P}^e 에 時差調整(lagged adjustment)의 要素가 크게 포함된 때문인 것으로 생각된다. 通貨量 및 商品輸入의 GNP 「디플레이터」에 가장 큰 영향을 미치는 것은 각각 약 1년 및 5~6個月인 것으로 나타나고 있다.

費用側面에서는 역시 輸入物價가 가장 有意性이 큰 GNP 「디플레이터」 上昇要因으로서 약 6個月 정도의 時差를 보여주고 있다. 그러나 係數(彈力值)에 있어서는 賃金上昇率이 가장 큰 (0.24) 要因으로 나타나고 있다. 期待인플레率은 製造業賃金의 說明變數로서 包含될 때는 限界的인 有意性 밖에 보이지 않고 있으나, 製造業賃金의 GNP 成長率로 代替된 方程式에서는 상당한 有意性을 보여주고 있다. 그리고 GNP 成長率의 生產要素市場의 壓迫을 통해 GNP 「디플레이터」에 가장 큰 영향을 미치기까지에는 약 10個月 정도의 時差가 있는 것으로 나타나고 있다.

위의 需要側面 및 費用上昇側面에서의 物價 方程式은 合하여 하나의 聯立方程式體系로서 생각할 수가 있다. 方程式의 推定結果를 보면 費用上昇側面에서 導出된 GNP 「디플레이터」 上昇率을 需要側面方程式에 代入하여 이 式에서 GNP成長率을 循環的(recursive)으로 구할 수 있도록 되어 왔다.

여기에서는 이러한 聯立方程式體系에서 政策變數 기타 外生變數들이 어떻게 物價 및 GNP에 영향을 미치는가에 대해 關心을 갖지 않기로 한다. 實質GNP가 外生으로 주어졌다고 하면 需要側面 및 費用上昇側面의 두 物價方程式에서 相異한 두 GNP 「디플레이터」 上昇率, 즉 需要面에서의 物價上昇壓力(\dot{P}_v^e)과 費用上昇側面에서의 物價上昇壓力(\dot{P}_v^i)을 얻게 된다. 物價上昇은 平均的으로 이 두 相異한 物價上昇壓力의 中間點에서 決定될 것으로期待할 수 있을 것이다.

$$\dot{P}_v = (\dot{P}_v^e + \dot{P}_v^i)/2$$

물론 대부분의 標本期間에 있어서 두 方程式의 殘差(residual)가同一한 符號를 가지는

것을 보면兩側面의物價壓力을同時에고려하더라도상당한誤差가남는것은事實이나

어느한方程式에의존하는것보다는豫測能力이크게向上되는것으로나타나고있다.

▷ 參 考 文 獻 ◇

- Amemiya, Takeshi, "The Nonlinear Two-Stage Least-Squares Estimator," *Journal of Econometrics*, July 1974, pp.105-10.
- Barro, Robert J. and Fischer, Stanley, "Recent Developments in Monetary Theory," *Journal of Monetary Economics*, April 1976, pp.133-67.
- Bronfenbrenner, M. and Holzman, F. D., "Survey of Inflation Theory," *American Economic Review*, September 1963, pp. 593-661.
- Brunner, Karl and Meltzer, Allan H. (edit), *The Problem of Inflation*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Volume 8, 1978.
- Campbell, Colin D., "The Velocity of Money and the Rate of Inflation: Recent Experiences in South Korea and Brazil," in Meiselman, D. (edit), *Varieties of Monetary Experience*, University of Chicago Press, 1970.
- Diaz-Alejandro, C.F., *Exchange-Rate Devaluation in a Semi-Industrial Country: The Experience of Argentina, 1955-1961*, M.I.T. Press, 1965.
- Diz, Adolfo C., "Money and Prices in Argentina, 1935-62," in Meiselman, D. (edit), *op. cit.*
- Frisch, Helmut, "Inflation Theory 1963-1975: A 'Second Generation' Survey," *Journal of Economic Literature*, December 1977, pp. 1289-1317.
- Gordon, Robert J., "The Theory of Domestic Inflation," *American Economic Review*, Feb. 1977 (Papers and Proceedings), pp. 128-34.
- _____, "Recent Developments in the Theory of Inflation and Unemployment," *Journal of Monetary Economics*, April 1976, pp. 185-219.
- Harberger, Arnold C., "The Dynamics of Inflation in Chile," in Christ, Carl F. (edit), *Measurement in Economics*, Stanford Univ. Press, 1963.
- Laidler, David E.W., *Essays on Money and Inflation*, Chicago: Universtiy of Chicago Press, 1975.
- _____, and Parkin, Michael J., "Inflation: A Survey," *Economic Journal*, Dec. 1975, pp. 741-809.
- Otani, I. and Park, Y.C., "A Monetary Model of the Korean Economy," International Monetary Fund, *Staff Papers*, March 1976, pp. 164-99.
- Stein, Jerome L., "Unemployment, Inflation and Monetarism," *American Economic Riview*, Dec. 1974, pp. 867-87.
- Vogel, Rovert C., "The Dynamics of Inflation in Latin America, 1950-1969," *American Economic Review*, March 1974, pp. 102-14.
- Waud, R.N. "Misspecifications in the 'Partial Adjustment' and 'Adaptive Expectations' Models," *International Economic Review*, June 1968, pp. 204-17.

韓國貿易 패턴의 決定要因

具 本 英

▷ 目 次 ◁

- I. 序 論
- II. 調査對象과 方法
- III. 理論上豫想되는 韓國의 貿易패턴
- IV. 檢證結果
- V. 要約 및 政策的 意味

I. 序 論

18世紀 「아담·스미스」(Adam Smith)의 絶對生產費說을 嘴矢로 출발한 國際貿易決定理論은 19世紀 「데이비드·리카르도」(David Ricardo)의 比較生產費說을 거쳐 20世紀에 들어와 「헥셔-올린」(Heckscher-Ohlin)의 要素比率理論으로 일단 정리되었었다. 그러나 1954年 「레

1) 1947年 美國의 產業聯關表를 이용 百萬弗의 輸出商品生産과 百萬弗의 輸入代替를 위하여 필요한 資本과 勞動을 구한 결과 輸入代替의 資本勞動係數가 輸出의 그 것보다 높은 것으로 나타났다. 즉, 輸出이 輸入보다 勞動集約의인 것으로 나타났다. 이것은 美國을 交易對象國들에 비하여 資本이 풍부한 나라로 가정할 경우 「헥셔-올린」理論의豫想貿易 패턴과 정반대의 결과를 보여주는 것이다. 「레온티에프」는 그 후 (1956) 1951年的 產業聯關表를 이용, 같은 테스트를 하여 보았는데 결과는 1947年 경우와 마찬가지로 나타났다.

온티에프」(W. Leontief, 1954)의 逆說¹⁾ 발표 이래 「헥셔-올린」理論은多方면에 걸쳐 批判의 대상이 되고 있고 심지어는 「헥셔-올린」理論에 對抗하는 新理論들도 등장하게 되었다. 新理論들 중 중요한 理論으로는 「린더」(S. Linder, 1961)의 規模의 經濟理論, 「파스너」(M. Posner, 1961)의 technology-gap 理論, 「버논」(R. Vernon, 1966)의 商品循環 理論(product cycle theory), 그리고 「키싱」(D. Keesing, 1965, 1966, 1968)의 技術集約度 理論 등을 들 수 있다.

上記 여러 理論들의 타당성을 檢證하기 위하여 1970年 이래 많은 경험적 연구가 이루어 졌으나 아직 어느 한 理論도 다른 모든 理論들을 代替할 만큼 뚜렷이 浮刻되고 있지는 못한 실정이다. 최근 國際貿易理論의 현황에 관한 「볼드윈」(R. Baldwin, 1975)의 다음과 같은 論評은 매우 적절한 것으로 보인다.

「… 그러나 아직 우리는 「헥셔-올린」理論을 代替할 만한 훌륭한 理論을 갖지 못하고 있다. 현재 우리는 「헥셔-올린」理論을 修正

시킬 많은 조작들을 갖고 있으나 하나하나의 조작들이 얼마나 중요한 것인지 혹은 그 조작들이 어떻게 연결되어 있는지 모르고 있다……」

本稿의 목적은 韓國 製造業을 대상으로 上記 貿易理論들의 타당성을 다시 한번 檢證하고 우리나라 貿易 패턴의 決定要因을 考察함으로써 向後 우리나라의 貿易 및 產業政策樹立에 도움이 되고자 하는 것이다. 우리나라의 貿易 패턴에 관해서는 洪元卓教授(1976)의 광범위한 연구가 있었으나, 洪教授의 연구는 주로 「헥셔-올린」理論에 근거를 두고 있고 연구방법도 總輸出과 總輸入의 성격을 파악하는데 중점을 두고 있어 本研究와는 방법 및 결과에 있어 많은 차이를 보여주고 있다.

本研究에서는 아래의 네 가지 理論에 대하여 경험적 타당성을 검토하여 보았다.

- i) 「헥셔-올린」의 要素比率 理論
- ii) 「린더」의 規模의 經濟 理論
- iii) 「버논」의 商品循環 理論
- iv) 「키싱」의 技術集約度 理論

「파스너」의 technology-gap 理論은 「버논」의 理論과 그 着想과 내용이 비슷하고 韓國의 경 우 經驗的 調查가 어려운 실정²⁾이라 제외했다.

本稿는 우선 II章에서 調查의 대상, 方法 등

2) technology-gap 理論의 經驗的 타당성 檢證을 위하여는 品目別로 貿易이 시작된 時期에 관한 자세한 자료나 產業別로 研究開發費(R & D)에 종사하는 人員의 比重 혹은 研究開發費의 比重 등에 관한 자료가 필요한 바 韓國의 경우에는 이러한 자료들을 구하기 힘들었다. 또한 R&D 變數는 技術集約度와 簡接적인 관련이 있을 것으로豫想되었다.

3) 『企業經營分析』上의 製造業分類는 기본적으로는 1970年 改正된 『標準產業分類』(KSIC)를 따르고 있으나 3單位, 4單位, 5單位의 產業들이 각각 혹은 融合하여 하나의 產業으로 分類되고 있다. 이들 중 너무 자세히 分類된 몇몇 產業은 後述하는 바와 같이 하나의 產業으로 統合시켰고 其他の 產業分類는 그대로 채택하였다. 筆者는 本研究의 결과가 產業分類를 KSIC 혹은 SITC를 사용하더라도 같은 것으로 確信하고 있다.

에 관하여 서술하였고 III章에서는 各理論들의 내용을 간단히 소개하고 이들의 檢證을 위하여 사용된 變數에 관하여 설명하였다. IV章에서는 檢證 결과를 要約하였는데 먼저 個別 理論들에 관하여 서술하였고 다음으로 各理論들의 補完的 혹은 代替的 관계에 관하여 검토하여 보았다. V章에서는 本研究의 내용을 要約하였고 研究 결과가 內包하는 정책적 의미를 考察하여 보았다.

II. 調査對象과 方法

1. 調査對象產業 및 年度

本研究는 調査對象을 製造業에 局限하였는 바 이에는 몇 가지 정당한 이유가 있었다. 첫째, 「헥셔-올린」을 제외한 다른 理論들은 모두 製造業의 貿易 패턴을 설명하기 위하여 開陳된 理論들이었다. 따라서 各理論들의 상대적 타당성을 파악하기 위하여서는 調査 대상을 製造業에 局限시키는 것이 바람직하였다. 둘째, 韓國의 總輸出中 製造業이 차지하는 比重은 調査 對象年度인 1970, 73, 75년에 각각 84, 88, 88%로서 輸出의 대부분을 차지하고 있고 더우기 이 比重은 增加趨勢에 있으므로 製造業 貿易 패턴의 연구는 곧 전체 貿易 패턴의 연구로 看做될 수 있기 때문이었다.

產業分類는 기본적으로 韓國銀行이 매년 發刊하는 『企業經營分析』의 製造業 分類³⁾를 따랐는 바 이는 產業構造에 관한 광범위한 자료가 他出處에는 없었기 때문이다. 總 84개의 製造業 細分類產業中 12개의 「其他」로 표시

되는 產業은 產業의 성격이 불분명하므로 우선 제외하였으며 追加로 4개의 產業⁴⁾은 交易 불가능한 產業으로 판단, 제외하였다. 그 이외 新聞과 書籍 두 產業은 製造業보다는 서비스 產業과 연관이 많은 產業으로 판단하여 제외하였다. 나머지 64개 產業中 調味料(2), 酒類(4), 纖維產業(3)은 細分類된 產業間에 生產이나 消費의 代替可能性이 크므로 각각 1개의 產業으로 統合 分類하였다⁵⁾. 이렇게 分類된 細分類 產業數는 總 58개였다⁶⁾.

調查 對象年數는 前述한 바와 같이 1970, 73, 그리고 75년의 3개 年度에 局限하였는 바이는 주로 자료문제 때문에었다. 즉, 本調查를 위하여 꼭 필요한 產業別 貿易의 比重에 관한 자료는 「產業聯關表」에만 나타나 있었는 바 同資料는 1970, 73, 75년의 經濟에 대하여 發刊된 바 있다. 1970년 이전에 대해서는 產業構造에 관한 자료가 충분치 못하고 產業分

類 또한 70年 이후와 다르기 때문에 調查가 불가능하였다.

2. 調査方法

貿易理論을 檢證하는 데는 各國의 貿易패턴을 비교하는 방법과 一國의 貿易패턴과 產業構造와를 비교하는 방법 등 두 가지가 있다. 첫번째 방법은 各國의 자료들을 調和시키기가 어렵다는 難點이 있고 두번째 방법은 各國間 產業의 성격이 類似해야만 결과가 의미있게 된다는 難點이 있다. 本稿에서는 「볼드윈」(1971), 「브랜슨-윤츠」(1971), 「모렐」(1971) 등이 美國에 대하여 사용한 두번째 방법을 택하였다.

本研究에서는 우선 上記 4개 理論 각각의 타당성을 검토하기 위하여 아래와 같은 세 가지 방법을 사용하여 보았다.

첫째는 「레온티에프」式으로 輸出과 輸入의 生產을 위한 所要生産要素量을 파악하여 輸出과 輸入의 性格을 비교하는 방법인데 本稿에서는 投入되는 中間財의 性格은 무시하고 그 產業의 生產과 직접 관련된 性格만을 살펴보았다⁷⁾.

둘째는 代表的 輸出產業과 輸入產業을 選定하여 이들 產業間 性格差異의 統計的 信賴度를 살펴보는 방법이다. 이 방법은 「레온티에프」式의 檢證으로는 輸出과 輸入의 性格差異를 效率的으로 비교할 수 없다는 「펑거」(1969)의 批判⁸⁾ 때문에 채택되었다.

세째는 單純回歸分析을 이용, 各產業의 貿易패턴과 產業構造와의 관계를 살펴 보는 방법이다. 이 방법에 사용된 從屬變數는 各產業의 國內 總生產量中 輸出이 차지하는 比重

4) 4개의 交易不可能 產業은 人造水, 商業의 印刷,漂白, 煤炭 등이었다.

5) 調味料는 醬類와 調味料로, 酒類는 蒸溜酒, 麥酒, 葉酒, 濁酒, 清酒 등으로, 纖維는 編織, 毛紡, 化學纖維 등으로 分類되어 있었다.

6) 上記와 같이 정리된 58개 細分類 產業이 總製造業 輸出(輸入) 중 차지하는 比重은 1970, 73, 75년에 각각 97%(86%), 96%(82%), 93%(82%)이었다. 著者は 82개 產業을 다 포함시켜 똑같은 테스트들을 하여 보았는데 결과는 본稿에 실린 결과와 차이가 없었다. 그러나 다른 產業이나 交易不可能 產業을 포함시키는 것은 적절치 못하다고 판단하여 제외하였다. 58개 產業名과 사용된 자료들은 紙面관계로 이곳에 收錄치 않았으나 필요한 読者가 있으면 著者が 提供할 수 있음을 밝혀둔다.

7) 이러한 便法을 채택한 것은 우선 자료문제 때문이었으나 本研究의 주요 목적이 「레온티에프」式의 테스트 自體가 아니므로 中間財를 제외시켜도 큰 無理가 없을 것으로 판단되기 때문이다.

「후프바우어」(1970) 등도 中間財를 포함시키는 경우와 안 시키는 경우 產業間 性格의 相關係數가 거의 1에 가까움을 指摘하고 本稿와 같은 방법을 채택하고 있다.

8) 「펑거」는 「레온티에프」式의 테스트가 輸出入의 性格差異를 우연히 다르게 나타낼 가능성이 있다고 주장하고 있다. 따라서 그는 輸出入 產業을 구별, 이들間 性格差異의 統計的 信賴度를 검토해야한다고 주장하였다.

인 바 이는 各該當年度의 『產業聯關表作成報告書』에서 구할 수 있었다. 이 變數를 從屬變數로 사용한 것은 다음과 같은 理由 때문이다.

우리나라의 輸入은 政府의 많은 質的量的規制를 받고 있는 바 輸入의 比重은 各產業의 相對的 比較優位와 별로 관련이 없을 것으로 先驗的인 観察이 가능하며 실제 테스트한 결과도 이와 같이 나타나고 있다. 물론 輸出의 比重도 各產業의 需要 및 供給彈力性, 交易相對國의 選別的 規制 등 여러 要素들에 의하여 영향을 받을 것이다. 우리나라 各產業의 比較優位를 나타내는데는 다른 어떤 變數보다도 最善의 變數로 看做되고 있다. 輸出에서 輸入을 제외한 純輸出이 차지하는 比重을 사용하는 방법도 생각할 수 있으나 輸入의 歪曲을 생각할 때 이보다는 總輸出이 차지하는 比重을 사용하는 편이 나을 것으로 판단되었다.

各理論의 檢證에 사용된 獨立變數들은 各理論이 代表하는 產業의 性격을 사용하였다. 예를 들어 「헥서-올린」理論의 檢證을 위하여는 資本勞動係數를 獨立變數로 사용하였으며 「키싱」理論의 檢證을 위하여는 各產業의 技術集約度를 獨立變數로 사용하였다(사용된 獨立變數들에 관하여는 各理論 설명시 상세히 後述할 豫定임).

上記 4개 理論들이 모두 補完의이라면 貿易 패턴은 4개 理論을 함께 이용함으로써 보다 더 잘 설명될 수 있을 것이다. 이러한 補完性 여부를 檢證하기 위하여 마지막으로 독립變數間 상관계수를 考察하여 보고 多元回歸分析 방법을 사용하여 보았다.

貿易理論의 테스트는 하나의 중요한 假定을 내包하고 있는 바 그것은 各國間 產業特性의 顛倒可能性이 거의 없다는 假定이다. 즉, A國

에서 x 產業이 y 產業에 비하여 보다 技術集約的이면 B國에서도 마찬가지로 x 產業이 y 產業보다 技術集約的일 것이라는 假定인데 이와 같은 假定은 모든 理論에 内包되어 있다. 만약 이러한 假定이 성립되지 않는다면 모든 貿易理論은 崩壞하게 될 것이다. 즉, x 產業이 A國에서는 y 產業보다 技術集約의이고 B國에서는 y 產業보다 덜 技術集約의이라 하면 各國의 比較優位는 어느 產業에도 발생할 수 있고 貿易패턴은 어떤 理論으로도 설명이 불가능하게 될 것이다. 따라서 本研究는 各國間 產業의 相對的 特성이 類似한 것으로 假定하고 調査를 진행하였다.

테스트上 또 하나의 중요한 問題點으로 交易相對國의 성격을 들 수 있다. 즉, 貿易理論들은 보통 2個國 모델을 기본으로 使用하는데, 交易相對國의 성격이 확실하지 않은 경우에는 理論의 적용에 문제가 있을 수 있다. 예를 들어 A國이 B國과 C國, 두 나라와 交易을 한다고 假定하고 B國은 A國에 비하여 資本이 풍부하고 C國은 A國에 비하여 勞動이 풍부하다고 假定하면 A國은 B國을 상대로 勞動集約의인 商品을, C國을 상대로는 資本集約의인 商品을 더 많이 輸出하게 될 것이다. 이러한 경우 輸出入의 性格差異는 뚜렷이 나타나지 않을 것이고 輸出의 比重과 資本集約度 사이에는 正 혹은 負의 관계가 나타날 수도 있을 것이다.

韓國의 경우 總輸出中 先進國(北美洲, 歐洲, 大洋洲 및 日本)이 차지하는 比重을 검토하여 보면 1963年 66%에서 1973年 88%까지 대체적으로 增加하여 왔으나 1974年부터는 이 比重이 급격히 減少하는 趨勢를 보여 주고 있다. 즉, 先進國의 比重은 1973年의 88%로 부

터 74년에는 85%, 75년에는 80%, 76년에는 79%, 77년에는 75%로減少하고 있다.

이러한 對先進國 貿易 比重의 減少는 貿易 패턴의 설명에 커다란 영향을 미치는 바 그 영향은 獨立變數의 說明能力 減少로 나타난다. 이 점에 대하여는 檢證 결과를 서술할 때 자세히 언급하고자 한다.

III. 理論上豫想되는 韓國의 貿易패턴

1. 要素比率理論

가. 內容

本理論은 「엘리 헉셔」 (Eli Heckscher, 1916)와 「베르틸 올린」 (Bertil Ohlin, 1933)이 主唱한 理論으로서 新古典學派의 限界生產性理論에 그 기초를 두고 있다. 즉, 2 財貨-2 生產要素 모델에서 完全雇傭, 商品市場과 要素市場의 完全競爭, 規模에 대한 收益不變 등을 假定하면 1國內 두商品의 相對價格은 두 生產要素의 相對價格에 따라 變化하게 된다. 이제 두 나라間 生產函數와 需要狀態를 비슷하다고假定하면 두商品의 相對價格은 두 나라의 生產要素의 相對價格에 依存하게 될 것이다. 生產要素의 相對價格은 주로 各國의 生產要素 賦存狀況에 따라 달라지는 바 労動이 풍부한 國家에서는 労賃이 상대적으로 쓸 것이고 資本이 풍부한 國家에서는 資本의 機會費用이 상대적으로 쓸 것이다. 따라서 労動이 상대적으로 풍부한 國家는 労動集約的인 商品을 輸出

하게 될 것이고 資本이 상대적으로 풍부한 國家에서는 資本集約的인 商品을 輸出하게 될 것이다.

이렇게 貿易패턴을 各國의 資本과 労動의 賦存狀況으로 설명하는 「헉셔-올린」 理論은 역사적으로 전개된 貿易理論 중 가장 論理的인 것이었으며 아직도 正統的 國際貿易決定理論으로 인정 받고 있다. 그러나 「레온티에프」가 「美國의 輸出은 輸入보다 오히려 労動集約的」이라는 逆說을 발표한 이래 本理論은 최근 여러 方면에서 批判의 대상이 되어 왔고 많은 경제적 연구가 本理論의 불충분성을 指摘하고 있다.

韓國의 경우 生產要素 賦存狀況을 交易相對國들과 비교하여 보면 분명히 상대적으로 労動이 풍부한 나라임에 틀림없다. 즉, 政府의 貿易多邊化 政策에도 불구하고 日本과 美國 두 나라가 總輸出과 總輸入에서 차지하는 比重은 1975年까지도 각각 55.7% (輸出), 59.3% (輸入)이었으며, 西歐, 大洋洲, 北美諸國 등의 先進國을 합한 比重은 1975年 각각 80.3% (輸出), 73.3% (輸入)이었다. 특히 製造業에 있어서의 比重은 이보다 훨씬 높을 것으로 보인다.

따라서 「헉셔-올린」 理論에 따르면 韓國의 貿易패턴은 다음과 같이 豫想되고 있다.

命題1: a) 韓國의 輸出은 輸入보다 労動集約의일 것이고, b) 各產業의 比較優位와 資本集約度 사이에는 負의 관계가 성립될 것이다.

나. 檢證에 사용된 變數

本理論의 檢證을 위하여는 各產業의 雇傭人員, 蕙積資本狀況 등에 관한 자세한 자료가

필요한 바 雇傭人員에 관한 자료는 쉽게 구할 수 있으나 蕪積資本에 관한 자료가 매우 구하기 힘든 실정이다. 韓基春教授(1970)가 1968年 國富調查를 이용하여 計算한 產業聯關表上 117개 部門에 관한 資本「스톡」자료가 있으나 本稿에 사용된 產業分類와는 일치되지 않고 자료의 信憑性도 별로 높지 않은 것이 사실이다. 또 하나의 자료로 『企業經營分析』에 各會社들의 財務諸表를 이용하여 產業別 資本勞動係數를 구한 것이 있으나 이 자료 역시 會計上の 자료를 이용하였기 때문에 評價 혹은 再評價의 문제로 인하여 各產業의 實際 資本勞動係數를 測定하는 데는 매우 부족한 자료로 판단되고 있다.

그러나 本稿에서 檢證하고자 하는 것은 輸出과 輸入의 資本集約度의 차이 여부로서 만약 『企業經營分析』上의 자료가 輸出과 輸入에 대하여 體系的인 歪曲이 없다면 相對的 資本集約度를 파악하는 데는 큰 無理가 없을 것으로 판단되어 이 자료를 그대로 사용하였다.

資本을 어떻게 定義하느냐에 따라 資本勞動係數가 많이 달라질 수 있는 바 本調査에서는 아래의 두 가지 變數를 資本勞動係數의 proxy

變數로 檢證에 사용하였다.

i) 有形固定資產(建設假計定은 제외)을 總雇傭人員으로 나눈 勞動裝備率

ii) 機械裝置를 總雇傭人員으로 나눈 機械裝備率

첫 번째 定義에 포함된 資本의 내용을 살펴보면 土地·建物·構築物·機械裝置·運搬具 등으로서 두 번째 定義보다 資本의 定義에 가까우나 評價의 歪曲이 를 가능성을 생각하여 두 번째 變數도 사용하여 보았다.

2. 規模의 經濟 理論

가. 內 容

本理論은 「린더」(1961)가 주로 先進國의 製造業 貿易 패턴을 설명하기 위하여 開陳한 理論이나 모든 나라의 貿易 패턴 설명에 적용될 수 있으므로 이곳에 포함시켰다. 「린더」는 한商品이 輸出되기 위하여 國內市場에서 먼저 消費되는 것이 필요하다고 主張하였다.

그 이유로 「린더」는 다음의 세 가지 要因을 들고 있다.

i) 企業家는 國內에 존재하지 않는 需要를 충족시킬 생각을 하기가 어렵다.

ii) 外國의 需要에 대하여 생각을 하더라도 需要를 충족시킬 정확한 商品을 生產하기가 어렵다.

iii) 정확한 商品을 生產할 수 있다 하더라도 外國의 條件에 正確히 適應시키기 위하여는 상당한 費用을 초래하여야 한다.

따라서 「린더」는 두 나라間 需要構造가 비슷할수록 貿易이 더욱 翁성할 것이라고 주장하였다.

上記 命題는 規模의 經濟와 직접 연관되어 있는데 그 이유는 國內需要가 필수적이기 때문에 規模의 經濟가 큰 商品일수록 經濟規模가 큰 나라에 比較優位가 있을 것이고 規模의 經濟가 작은 商品일 수록 經濟規模가 작은 나라에 比較優位가 있을 것이기 때문이다. 물론 經濟規模가 작은 나라에서도 輸出爲主로 規模의 經濟가 큰 商品을 生產해 낼 수 있으나 地理的·心理的 要因, 關稅 등 여러 制約條件은 이러한 가능성을 적게 하여 주고 있다.

「린더」는 다음과 같은 경우에는 上記豫想이

꼭 적용되지 않을 것이라고 指摘하고 있다.

i) 國內需要가 없어도 外國需要의 존재를 쉽게 알 수 있는 商品의 경우

ii) 이러한商品의 生產의 追加的 연구나 開發 없이도 가능한 경우 등이다.

이와 관련하여 「드레제」(1960)는 經濟規模가 작은 國家는 國際的으로 標準化된商品의 生產에 比較優位를 가질 것이라는 命題를 주정하였는 바 이는 商品循環理論과 직접적으로 관계가 있으므로 이곳에서는 따로 檢證을 試圖하지 않았다.

韓國의 경우 日本, 美國, 西歐諸國 등 交易相對國들에 비하여 經濟規模가 작은 것은 周知의 사실이다. 따라서 規模의 經濟理論에 의하면 韓國의 貿易 패턴은 다음과 같이豫想되고 있다.

命題2: a) 韓國의 輸出商品은 輸入商品에 비하여 生產에 있어서 規模의 經濟가 적을 것이고, b) 各產業의 比較優位와 規模의 經濟와는 負의 관계가 성립될 것이다.

나. 檢證에 사용된 變數.

各產業의 相對的 規模의 經濟를 側定하는 것은 매우 어려운 일이다. 規模의 經濟를 測定하는데는 Engineering Method (Bain, 1954), Survival Method (Stigler, 1958), 最小最適「플랜트」規模(Minimum efficient Plant Scale: MEPS) 推定方法(Comanor와 Wilson, 1967), 回歸分析方法(Hufbauer, 1970)등 여러 가지가 있으나 本調查에서는 產業組織論 연구에서 이 용되는 MEPS 推定方法을 사용하였다.

이 變數는 아래와 같이 推定된다. 우선 產業別로 事業體의 規模別 生產額 자료를 이용하여 그 產業生產量의 50% (累積分布)를 生

產하고 있는 規模의 級을 구한 다음 그 級의 1個 事業體當 平均 生產額을 구한다. 이렇게 하여 구한 값을 MEPS로 가정하고 이것을 그 產業의 總生產額으로 나눈 값을 各產業의 相對的 規模의 經濟를 나타내는 指數로 판단, 사용하였다. 따라서 少數 事業體의 生產額이 그 產業 總生產量中 차지하는 比重이 큰 產業은 상대적으로 規模의 經濟가 크게 되고 많은 事業體가 亂立하고 있는 產業의 경우에는 상대적으로 規模의 經濟가 적게 될 것이다.

위의 變數는 따라서 產業의 獨占度와도 매우 밀접한 연관이 있다. 즉, 規模의 經濟가 큰 產業일수록 獨占的이기 쉽다는 것은 周知의 사실이다. 따라서 또 하나의 proxy 變數로 4개 最大企業의 總出荷額中 차지하는 比重(four-firm concentration ratio)을 사용하여 보았다.

3. 商品循環 理論

가. 內 容

本理論은 「버논」(1966)이 海外投資의 發生要因을 설명하는 論文에서 발표한 理論으로 많은 흥미를 惹起시켰던 理論이다. 이전에도 「윌리암스」(1929), 「올린」(1933), 「파스너」(1961) 등에 의하여 비슷한 理論들이 開陳된 바 있었으나 本理論은 「버논」(1966)의 論文으로 인하여 크게 주목되기 시작하였다. 「버논」은 우선 美國市場을 所得이 가장 높고 賃金이 가장 비싼 市場으로 規定 짓고 이 市場에서 새로 開發되는 商品(혹은 새로운 生產方法)들은所得彈力的이나 勞動節約的이라고 주장하였다. 따라서 어떤 商品이 「새로운 開發時期」에 있을 때는 生產施設은 주로 美國에 있을 것이

고 美國은 이들 商品의 輸出에 比較優位를 가질 것이다. 그러나 그 商品이 「成熟時期」에 접어들어 市場이 擴大되면 他先進國에도 生產施設들이 나타날 것이고 美國의 輸出은 상대적으로 減少할 것이다. 마지막으로 「標準化時期」에 이르면 그 商品의 生產技術은 이미 世界에 널리 알려지게 되고 商品自體도 標準化되어 貨金이 차지하는 比重이 중요하게 된다. 따라서 後進國에서도 海外直接投資를 통하여 生產이 시작될 것이고 比較優位는 이들 쪽으로 점차 移動하게 되고 美國은 오히려 輸入을 시작할 것이다.

韓國은 상대적으로 勞動이 풍부하고 所得이 낮은 國家이므로 勞動節約的 研究開發에 별로 힘을 기울이지 않고 있다. 따라서 「버논」의 理論에 의하면 韓國은 標準化된 商品일수록 比較優位가 클 것이다. 「버논」의 理論은 상당히 論理的인 것으로 보이나 商品의 比較優位를 과연 標準화의 정도만 가지고 설명할 수 있을 것인가 하는 데는 별씨 많은 의문이 생긴다. 그것은 海外直接投資가 다른 많은 要因에 의하여도 영향을 받고 있고 모든 製造業이 「버논」이 생각하는 商品循環過程을 거쳐 발전하는 것은 아니기 때문이다.

하여간 本理論에 따르면 韓國의 貿易패턴은 다음과 같이豫想된다.

命題 3: a) 韓國의 輸出商品은 輸入商品에 비하여 보다 標準化된 것일 것이고, b) 各產業의 比較優位는 商品分化程度(degree of product differentiation)와 負의 관계가 성립될 것이다.

나. 檢證에 사용된 變數

商品分化의 정도를 나타내는 變數로 자주 사용되는 것은 廣告費가 賣出額에서 차지하는

比重이다(Bain, 1956; Comanor와 Wilson, 1967). 이것은 商品이 標準化되어 同質의이면 同質의 일수록 廣告의 효과가 적어지고 廣告의 필요성이 없어지기 때문이다. 반면 商品分化가 심하면 宣傳의 효과가 커지고 廣告의 필요성이 增大되는 바 醫藥品, 自動車 등의 廣告가 많은 것은 바로 이 때문이다.

그러나 「商品市場의 分化」와 「商品生產技術의 分化」 사이에는 차이가 있을 수 있는 바 廣告費는 「商品市場의 分化」를 나타내므로 이를 사용하는 데는 약간의 問題點이 있다. 그러나 다른 적당한 變數를 구하기 힘든 실정이므로 다음과 같은 점을 감안하여 廣告費의 賣出額中 比重을 그대로 사용하였다. 즉, 商品生產技術이 매우 단순하면 市場은 競爭의 될 가능성이 많고 商品生產技術이 복잡하면 市場은 獨寡占의 될 가능성이 많다. 그리고 市場은 獨寡占形態가 되면 될수록 自己會社 商品의 「이미지」를 分化시키기 위하여 廣告費의 比重이 增大되기 쉽다는 점이다.

4. 技術集約度 理論

가. 內容

本理論은 Human Capital 理論 발전에 힘입어 開發된 理論으로 「키싱」(1965), 「케넨」(1956) 등에 의하여 주창되었다. 「키싱」은 生產要素中 資本은 國際資本市場의 統合傾向에 따라 國際的으로 移動이 쉬운 生產要素가 되었다고 規定 짓고 따라서 國際貿易패턴은 各國의 勞動資質의 차이에 따라 決定될 것이라고 주장하였다. 즉, 熟練勞動이 풍부한 國家일수록 技術集約的인 商品에 比較優位가 클 것이고 熟練勞動이 부족한 나라 일수록 未熟

練勞動集約的인 商品에 比較優位가 를 것이라 는 것이다.

上記 理論은 「헥셔-울린」理論에서 生產要素를 資本과 勞動이 아닌 熟練勞動과 未熟練勞動으로 바꾸어 놓은 것과 마찬가지의 결과를 가져오므로 「新要素比率理論」이라고도 불리운다. 이 理論은 최근 各國의 製造業 貿易패턴 설명에 크게 寄與하고 있고 과거 설명이 어려웠던 現象들을 설명 가능케 하여 주고 있다. 예를 들어 「크라비스」(1956)는 美國의 輸出產業의 賃金이 輸入代替產業의 賃金보다 높다는 사실을 발표한 바 있었는데 「키싱」의 理論은 그 이유를 설명하여 주고 있다고 볼 수 있다.

이 理論은 경험적 타당성보다는 理論的 기초가 더 큰 문제로 남아 있다. 理論적으로 「야르」(1968), 「미첼」(1968), 「필봇」(1970) 등이 熟練勞動, 未熟練勞動, 資本을 모두 포함한 모델을 만들고자 試圖하였으나 모두 만족스러운 결과를 얻지 못하고 있다. 문제는 Human Capital 要素를 生產函數 속에 어떻게 포함시킬 것인가 하는 것인데, 이것은 세 生產要素間의 相互交叉彈力性 등 매우 복잡한 문제를 內包하고 있다. 그러나 이곳에서는 우선 技術集約度理論의 타당성 여부를 檢證하는 것이 목적이므로 上記와 같은 理論의 문제를 떠나 技術集約度가 貿易패턴을 얼마나 잘 설명할 수 있는가만을 검토하였다.

韓國의 勞動力은 開發途上國中에는 상당히 資質이 높은 편이나 交易對象國들에 비하여는 상대적으로 未熟練勞動이 훨씬 풍부한 편이다. 따라서 本理論에 따르면 韓國의 貿易패턴은 다음과 같이豫想되고 있다.

命題4: a) 韓國의 輸出은 輸入에 비하여

덜 技術集約的일 것이고, b) 各產業의 比較優位와 技術集約度 사이에는 負의 관계가 성립될 것이다.

나. 檢證에 사용된 變數

本理論의 檢證에는 다음과 같은 세 가지 變數를 사용하여 보았다.

- i) 各產業의 年平均 賃金水準
 - ii) 總雇用人員中 非生產從業員의 比重
 - iii) 總賃金中 非生產從業員 賃金의 比重
- 등이다.

各產業의 平均賃金을 사용하는 것은 모든 勞動者가 資質에 따라 賃金을 받는다고 假定하면, 技術集約的인 產業일수록 平均賃金이 높을 것으로豫想되기 때문이었다. 總雇傭人員中 非生產從業員의 比重을 사용하는 것은 정확한 技術人力의 比重을 算出하기 어렵기 때문에 채택된 便法인데 非生產從業員範疇에는 技術的, 專門的, 書記的인 業務에 종사하는 자들과 이들의 補助員등이 포함되어 있어 정확치는 않지만 그런대로 技術集約度를 나타낸다고 볼 수 있다. 總賃金中 非生產從業員 賃金의 比重을 채택한 것도 마찬가지 이유에서였다. 上記 세 變數는 테스트 결과相互 매우 밀접히 연관되어 있는 것으로 나타나고 있다.

IV. 檢證結果

1. 輸出과 輸入의 性格 比較

本節에서는 우선 各命題의 (a) 部分에 관한

테스트를 하여 보았다. 輸出과 輸入의 性格을
파악하기 위하여 各產業의 輸出과 輸入이 標

本內 總輸出과 總輸入에서 차지하는 比重을 加
重值로 하여 관계되는 變數에 대한 製造業의

〈表 1〉 輸出과 輸入의 性格比較(1970年)

性 格	輸 出(A)	輸 入(B)	比 率(A/B)
(1) 勞動裝備率(百萬원)	0.88	1.45	0.61
(2) 機械裝備率(百萬원)	0.51	0.86	0.59
(3) MEPS의 比重(%)	6.6	8.0	0.83
(4) 總出荷額中 4個 最大企業 出荷額의 比 重(%)	26.0	36.2	0.72
(5) 廣告費 對 賣出額 比率(%)	0.37	0.47	0.77
(6) 年平均賃金(千원)	230.0	280.7	0.82
(7) 總勞動者中 熟練勞動者의 比重(%)	12.2	17.4	0.70
(8) 總賃金中 熟練勞動賃金의 比重(%)	22.2	26.7	0.83

註 : 1) 각變數의 의미에 관해서는 Ⅲ節을 참조할 것.

2) 『企業經營分析』에서 구한 자료들은 誤差의 가능성은 감안하여 해당 年度 前後 1年을 합친 3年
平均值를 해당 年度 값으로 사용하였으며 이러한 조치는 向後 모든統計的分析에 공통으로 적용
되고 있음.

資料 : (1)(2)(5)(6) : 해당 年度와 그 前後年度의 『企業經營分析』

(3)(4)(7)(8) 해당 年度의 『鐵工業統計調查報告書』

〈表 2〉 輸出과 輸入의 性格比較(1973年)

性 格	輸 出(A)	輸 入(B)	比 率(A/B)
(1) 勞動裝備率(百萬원)	1.55	3.85	0.40
(2) 機械裝備率(百萬원)	0.86	1.80	0.48
(3) MEPS의 比重(%)	4.9	7.1	0.69
(4) 總出荷額中 4個最大企業出荷額 比重(%)	20.2	32.7	0.62
(5) 廣告費 對 賣出額 比率(%)	0.26	0.34	0.76
(6) 年平均賃金(千원)	357.4	485.5	0.74
(7) 總勞動者中 熟練勞動者의 比重(%)	11.4	15.7	0.73
(8) 總賃金中 熟練勞動賃金의 比重(%)	21.8	26.8	0.81

註 : 〈表 1〉과 같음.

資料 : 〈表 1〉과 같음.

〈表 3〉 輸出과 輸入의 性格比較(1975年)

	輸 出(A)	輸 入(B)	比 率(A/B)
勞動裝備率(百萬원)	2.63	4.72	0.56
機械裝備率(百萬원)	1.38	2.71	0.51
MEPS의 比重(%)	6.0	10.7	0.56
總出荷額中 4個 最大企業出荷額의 比重(%)	24.9	37.5	0.66
廣告費 對 賣出額 比率(%)	0.36	0.35	1.02
年平均賃金(千원)	661.0	935.3	0.71
總勞動者中 熟練 労動者의 比重(%)	13.9	20.7	0.67
總賃金中 熟練 労動賃金의 比重(%)	23.7	28.6	0.83

註 : 〈表 1〉과 같음.

資料 : 〈表 1〉과 같음.

加重平均을 구하여 보았다. 1970, 73, 75年에 대한 결과는 각각 <表 1> <表 3>에 나타나 있다.

前述한 4개 貿易理論에 따르면 모든 變數들의 比率은 1보다 적어야 한다. 즉, 輸出의 資本集約度, 技術集約度 등이 輸入의 資本集約度, 技術集約度보다 적을 것으로 예상되고 있다. 이제 上記 <表 1>~<表 3>을 검토하여 보면 韓國의 貿易패턴은 4개 理論이豫測하는 것에서 벗어나지 않는다고 볼 수 있다. 그러나 이 比率의 考察만 가지고는 各理論들이 檢證되었다고 보기 어렵고 또한 어느 理論이 더 우수한가도 도저히 판단할 수 없다. 그러므로 다음으로는 代表的 輸出產業과 輸入產業間 性格差異의 統計的 信賴度를 살펴 보았다.

2. 代表的 輸出入產業間 性格差異의 統計的 信賴度

本節에서도 各命題의 (a)部分에 관한 테스트를 계속하고 있다. 「크라비스」(1956)는 美國의 輸出產業과 輸入產業間 賃金隔差를 연구하는 論文에서 50百萬弗(30百萬弗—輸入의 경우) 이상을 輸出(輸入)하는 產業을 주요 輸出(輸入)產業으로, 그 이하를 輸出(輸入)하나 總生產量中 10% 이상을 輸出(輸入)하는 產業을 2次의 輸出(輸入)產業으로 規定 짓고 있다. 반면 「펑거」(1969)는 「레온티에프」式의 貿易理論 테스트를 批判하는 論文에서 輸出과 輸入產業을 단순히 輸出과 輸入의 比重을 이용, 구분하고 있다.

「크라비스」의 구분은 많은 같은 產業을 동

9) 輸出產業과 輸入產業으로 동시에 포함되는 產業은 70年에 1개, 73年에 5개, 그리고 75年에 7개였다.

시에 輸出產業과 輸入產業으로 規定짓게 되는 문제가 있고 「펑거」의 구분은 輸出產業으로 規定될 수 있는 產業을 輸入產業으로 規定짓을 가능성을 内包하고 있다. 따라서 韓國의 경우는 다음과 같은 구분을 채택하였다. 즉, 總生產量中 輸出(輸入)의 比重이 10% 이상이고 輸出額(輸入額)이 輸入額(輸出額)의 4倍 이상인 產業을 代表的 輸出(輸入)產業으로 規定지었다. 그러나 이 基準을 엄격히 사용할 때에는 몇몇 중요한 輸出 혹은 輸入產業들이 제외되므로 追加的으로 生產量中 30% 이상을 輸出(輸入)하는 產業들은 輸出額(輸入額)이 輸入額(輸出額)의 4倍 이상이 안되더라도 代表的 輸出(輸入)產業에 포함시켰다. 이 경우 少數의 產業은 輸出產業과 輸入產業에 동시에 포함되나⁹⁾ 그 결과는 포함시키지 않을 경우와 별 차이가 없다.

上記와 같이 定義된 代表的 輸出產業은 1970, 73, 75年에 각각 9개, 21개, 27개로서 우리나라 總製造業 輸出中 각각 71%, 77%, 74%라는 높은 比重을 차지하고 있다. 代表的 輸入產業은 1970, 73, 75年에 각각 27개, 22개, 23개로 이 역시 總製造業 輸入中 77%, 73%, 70%라는 높은 比重을 차지하고 있다. 따라서 이들 產業들은 충분히 우리나라의 代表的 輸出產業과 輸入產業으로 看做될 수 있다고 판단되고 있다.

이제 이들 代表的 輸出產業과 輸入產業의 성격을 單純平均을 이용하여 구한 다음 그 차이가 統計的으로 얼마나 信賴할 만한 것인가를 검토하여 보았다. 信賴度는 t-統計值를 이용, 검토하였다. 1970, 73, 75年的 輸出入產業間 성격의 차이와 各變數의 차이에 대한 統計的 信賴度가 <表 4>에 나타나 있다.

<表 4>를 검토하여 보면 N章 1節의 결과와 마찬가지로 輸入產業은 輸出產業에 비하여 資本集約의이고 規模의 經濟가 크며, 廣告費의 比重도 크고, 技術集約의 임을 알 수 있다. 그러나 各變數의 標準偏差를 이용, 이들 性格差異의 統計的 信賴度를 검토하여 보면 매우 큰 차이가 있음을 알 수 있다. 예를 들어 1970年 輸出產業과 輸入產業의 廣告費의 比重을 보면 輸入產業의 廣告費의 比重은 1.111%로서 輸出產業의 0.369%에 비하여 3倍 이상이나 되나 輸入產業의 廣告費 比重의 變化係數(coefficient of variation)는 182%로서 輸出產業의 108%에 비하여 매우 높아 두 平均값이 우연히 다른 값을 보일 確率이 30% 가까이 되고 있다. 위의 결과는 「레온티에프」式의 테스트가 信憑性이 없을 가능성의 있음을 보여 주고 있다고 할 수 있다. 그것은 變數에 따라 輸出入產業間 性格差異가 統計的으로 信賴度가 매우 다를 가능성이 있기 때문이다.

上記 變數中 性格差異가 가장 뚜렷한 變數는 熟練勞動者의 比重으로서 輸出入產業間 차

이가 우연히 다를 確率이 매우 적은 것으로 나타나고 있다. 대체로 技術集約度를 나타내는 變數들의 性格差異가 他性格差異에 비하여 뚜렷한 것으로 보이나 이에 대한 확실한 結論은 다음으로 미루기로 한다.

3. 回歸分析 結果

이 곳에서는 각命題의 (b)部分에 관한 테스트를 하여 보았다. 즉, 各產業의 比較優位와 資本集約度, 規模의 經濟, 商品分化度, 技術集約度間에 각각 負의 관계가 成立되는가를 검토하여 보았다.前述한 대로 比較優位는 各產業의 總生產量中 輸出이 차지하는 比重으로 代表to록 하였고 各獨立變數는 前章에서 설명한 變數들을 사용하였는 바 사용한 變數들을 다시 한번 살펴보면 다음과 같다.

從屬變數：總生產量中 輸出의 比重(XSH)
資本集約度：有形固定資產(建設假計定제의)
對 總雇傭人員 比率(KLR1); 機械裝置의

<表 4> 代表的 輸出入產業間 性格差異의 統計的 信賴度

性 格	1 9 7 0			1 9 7 3			1 9 7 5		
	X	M	P	X	M	P	X	M	P
勞動裝備率(百萬원)	0.568	1.053	p.>80	1.223	1.944	p.>80	1.817	2.919	p.>80
機械裝備率(百萬원)	0.191	0.544	p.>80	0.580	1.028	p.>80	0.864	1.597	p.>80
MEPS의 比重(%)	5.736	12.328	p.>80	7.030	10.613	p.>70	7.511	12.049	p.>75
4개 企業獨占度(%)	25.950	46.886	p.>95	31.721	40.854	p.>80	37.039	41.317	p.<50
廣告費의 比重(%)	0.369	1.111	p.>70	0.389	0.937	p.>80	0.671	0.855	p.<50
平均賃金(千원)	208.556	262.963	p.>90	344.508	487.303	p.>99	626.086	830.696	p.>95
熟練勞動者數의 比重(%)	9.975	18.082	p.>99	11.022	18.142	p.>99	15.243	21.339	p.>95
熟練勞動者資金의 比重(%)	22.343	28.022	p.>80	22.316	29.865	p.>99	24.807	31.927	p.>95

註: 1) p.>a는 두 平均值가 우연히 다른 값을 보일 確率이 (1-a)보다 적음을 의미함. p.<a는 두 平均值가 우연히 다른 값을 보일 確率이 a보다 큼을 의미함.

2) p.의 計算은 다음 公式에 의하여 t의 값을 구한 다음 그것을 t-統計值와 비교함으로써 구하였다.

$$t = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{(n_1+n_2)}}} \sqrt{\frac{n_1 \cdot n_2 (n_1+n_2-2)}{(n_1+n_2)}}$$

(\bar{X}_1, \bar{X}_2 는 각각의 平均值, n_1, n_2 는 각각의 標本個數를, S_1, S_2 는 각각의 標準偏差를 의미함.)

資料: <表 1>참조.

價值對總雇用人員比率(KLR2)
 規模의經濟：最少最適工場規模對總生產額比率(SCALE)；4개企業獨占度(CR)
 商品分化度：總賣出額中廣告費의比重(ADSALE)
 技術集約度：平均賃金水準(SKILL1)；
 總雇傭人員中非生產從業員의比重(SKILL2)；總賃金中非生產從業員賃金의比重(SKILL3)

이제 XSH를 從屬變數로 하고 KLR1~SKILL3를 獨立變數로 하여 58개產業을 대상으로單純回歸分析한 결과가 <表 5>에 나타나 있다.

前述한 바와 같이 輸出의比重은 各產業의比較優位를 나타내는 데 많은 問題點을 內包하고 있기 때문에 모든 決定係數(R^2)는 매우 낮은 水準에 머물고 있다. 그러나 모든 變數는 各理論들이豫想한 바와 같이 負의 관계를 나타내 주고 있으며, 적어도 한 해에는 그 관

계가 統計的으로 信賴할 만한 관계임을 보여주고 있는 것이다. 대체적으로 技術集約度의 變數가 다른 變數들에 비하여 輸出의比重을 보다 더 잘 설명하고 있는 바 이는 N章2節의 결과와도 일치하는 것으로 보인다. 특히 여려 技術集約度 變數中 輸出의比重을 가장 잘 설명하는 變數가 3개년도 모두 SKILL2(非生產從業員의比重)임은 주목할 만하다. 이 變數는 「키싱」이先進國들 貿易패턴 설명에 사용한 變數와 같은 성격의 變數로서 여러 다른 연구들에서도 항상 중요한 變數로 나타나고 있다.

위의 테스트 결과들을 종합적으로 검토하여 보면 우리는 다음과 같은 結論을 얻을 수 있다. 즉, 만약 各國間 產業特性이 비슷하다고假定하면 貿易패턴은 技術集約度로서 가장 잘 설명될 수 있는 것으로 보인다. 물론 他變數들을 이용하여서도 貿易패턴을 설명할 수는 있으나 單一變數로는 技術集約度가 가장 적합

<表 5> 比較優位와 產業特性과의 關係

(괄호안의 數值는 t값임)

獨立豫數	1970年 결과			1973年 결과			1975年 결과		
	常數	係數	R^2	常數	係數	R^2	常數	係數	R^2
KLR1	0.153	-0.020 (1.027)	0.019	0.318	-0.028 (2.302)	0.087	0.291	-0.020* (2.249)	0.083
KLR2	0.150	-0.032 (1.124)	0.022	0.306	-0.043* (2.070)	0.071	0.282	-0.032* (2.146)	0.076
SCALE	0.166	-0.002 (1.648)	0.046	0.358	-0.006** (3.239)	0.158	0.294	-0.004* (2.288)	0.086
CR	0.257	-0.255** (2.705)	0.116	0.508	-0.521** (4.455)	0.262	0.326	-0.195* (1.674)	0.048
ADSALE	0.160	-0.025 (1.658)	0.047	0.307	-0.047* (2.252)	0.083	0.272	-0.038* (1.831)	0.057
SKILL1	0.239	-0.420* (1.712)	0.050	0.545	-0.621** (4.203)	0.240	0.449	-0.280** (3.686)	0.195
SKILL2	0.250	-0.730** (2.559)	0.105	0.490	-1.327** (4.831)	0.294	0.428	-1.001** (3.884)	0.212
SKILL3	0.243	-0.408* (1.718)	0.050	0.580	-1.093** (4.503)	0.266	0.512	-0.939* (3.754)	0.201

註：*와 **는 각각 두 變數들이 信賴度 95%와 99% 水準에서 관계가 있음을 나타내고 있음.

資料：<表 1> 참조.

한 變數로 보인다. 本 研究의 결과는 「키싱」의 주장을 支持해 주고 있다고 볼 수 있겠다.

4. 貿易理論의 相互補完性

各命題에 대한 檢證을 통하여 우리는 4개의 貿易理論들이 정도는 다르나 각각 그 나름대로 타당성을 갖고 있음을 확인하였다. 만약 各貿易理論들이 서로 補完的인 관계에 있다면 우리는 4개의 貿易理論을 모두 이용함으로써 貿易패턴을 보다 더 잘 설명할 수 있을 것이다. 이러한 補完性을 검토하기 위하여 各貿易理論을 가장 잘 代表하는 變數들을 하나씩 끌

라 (KLR1, CR, ADSALE, SKILL2) 그 變數들 間의 相關關係를 살펴보았다. 3개년도의 相關關係를 모두 검토해 본 결과, 技術集約度를 제외한 다른 세 變數들 間에는 서로 큰 관계가 없으나 3變數들과 技術集約度間에는 3개년도 모두 깊은 正의 관계가 있음이 나타났다. 이 결과는 技術集約的인 產業일수록 資本集約的이고 獨占度가 높으며 商品分化의 가능성이 높다는 것을 의미한다.

따라서 우리는 技術集約度理論 이외의 다른 理論들은 技術集約度 理論과 어느 정도 代替의 관계에 있음을 알 수 있다. 그러나 技術集約度理論 이외의 다른 理論들이 貿易패턴의 설명에 얼마만한 追加的 설명 能력을 가질 수

〈表 6〉 多元回歸分析 結果

(괄호안의 數值는 t값임.)

	常數	SKILL2	KLR1	CR	ADSALE	R ²
1 9 7 0	0.250	-0.730** (2.559)				0.105
	0.252	-0.795* (2.331)	0.008 (0.356)			0.107
	0.309	-0.513* (1.705)		-0.190* (1.902)		0.160
	0.258	-0.653* (2.236)			-0.017 (1.164)	0.126
1 9 7 3	0.490	-1.327** (4.831)				0.294
	0.490	-1.255** (4.067)	-0.006 (0.524)			0.298
	0.601	-0.989** (3.561)		-0.360** (3.115)		0.400
	0.491	-1.341** (4.057)			0.002 (0.080)	0.294
1 9 7 5	0.428	-1.001** (3.884)				0.212
	0.427	-0.908** (3.092)	-0.006 (0.672)			0.219
	0.443	-0.954** (3.428)		-0.053 (0.461)		0.215
	0.427	-0.995** (3.298)			-0.001 (0.035)	0.212

註 : *와 **는 각각 두 變數들이 信賴度 95%, 99% 水準에서 관계가 있음을 나타내고 있음.

資料 : 〈表 1〉 참조.

있는가를 검토해 보기 위하여 貿易 패턴을 技術集約度와 또 하나의 다른 變數를 이용하여 多元回歸分析을 하여 보았다. 그 결과가 <表 6>에 나타나 있다.

<表 6>을 검토하여 보면 우리는 資本集約度, 商品分化度 등의 變數는 技術集約度 이외의 追加的 說明能力을 별로 갖지 못하고 있음을 발견할 수 있다. 그러나 獨占度로 代表되는 規模의 經濟 變數는 1970年과 1973年の 경우에 있어서는 상당한 追加的 說明能力을 갖고 있었다. 이는 技術集約의 商品일지라도 規模의 經濟가 적은 商品의 경우에는豫想 이상의 輸出이 이루어졌음을 의미한다. 그러나 이 變數는 1975年に 와서는 중요한 變數로 나타나지 않는 바 이는 韓國의 輸出市場이 擴大됨에 따라 規模의 經濟로 인한 比較優位가 점차減少한 것과 최근 交易對象國 패턴이 變化한 것 등을 要因으로 들 수 있겠다.

따라서 우리는 技術集約度가 貿易 패턴을 설명하는 單一變數로는 가장 훌륭한 變數임을 다시 한번 확인하였으며 다른 變數들 중에는 規模의 經濟 變數 하나만이 어느 정도 追加的 說明 ability를 갖고 있는 것을 발견하였다. 그러나 規模의 經濟 變數는 1國의 輸出市場規模에 따라 영향력이 달라질 것으로 판단되고 있다.

5. 貿易 패턴의 變化

上記 回歸分析 결과들은 또 하나의 재미있는 사실을 보여 주고 있다. 즉, 모든 獨立變數들의 說明 ability은 1970年に 비하여 1973年に 상당히增加하였다가 1975년에는 다시 減少하는 경향을 보여주고 있다. 이러한 결과는 다음

과 같은 要因들로 설명될 수 있는 것으로 보인다.

1973年은 世界貿易이 특히 急伸張한 해인 바 이러한伸張은 특히 比較優位가 큰 產業의 輸出增加에 기여하였을 것으로 보인다. 또한 開發途上國의 貿易 패턴은 初期에는 比較優位의 깊은 관계가 없을 수 있으나 國際貿易이 成熟期에 접어들면서 그 관계가 깊어지는 것도 또 하나의 要因으로 들 수 있겠다.

1975年的現象은 交易對相國 패턴의 變化와 깊은 관계가 있는 것으로 보인다. 즉, 韓國의 對先進國 輸出의 比重은 1973年을 起點으로 급격히 減少하기 시작하였는 바 이러한 交易相對國 성격의 變化는 貿易 패턴에 큰 영향을 미쳤다고 볼 수 있다.前述한 대로 交易相對國의 성격이 自國과 비교하여 複合的이 되어 감에 따라 한 變數로는 전체 貿易 패턴을 설명하기가 어려워졌다고 볼 수 있다. 이러한 경우에는 地域別 商品別 貿易 패턴의 연구가 필요할 것인 바 이곳에서는 그것을 試圖하지 않았다.

上記 판단들과 관련하여 다음과 같은 또 하나의 테스트를 하여 보았다. 즉, 1970~73年, 그리고 1973~75年間의 輸出比重의 變化를 각理論을 代表하는 產業構造와 연관시켜 보았다. 그 결과는 <表 7>에 나타난 바와 같다.

<表 7>을 검토하여 보면 우리는 다음과 같은 재미있는 사실을 발견할 수 있다. 즉, 1970~73年中에는 모든 輸出이 增加했지만 그 중에서 특히 未熟練勞動集約의 商品의 輸出增加가 뚜렷했다. 따라서 世界市場의 需要가 전반적으로 急增할 때 각국의 比較優位가 큰 商品의 輸出이 특히 增加할 것이라고 생각하면 위의 결과는 技術集約度가 가장 중요한 比較

優位의 決定要因임을 다시 보여주고 있다 하겠다.

〈表 7〉은 또한 貿易패턴 決定變數들이 1970~73년의 輸出增加에 대하여는 모두 負의 관계에 있었으나 1973~75년의 輸出增加에 대하여는 모두 正의 관계로 바뀌었음을 보여주고 있다. 물론 그 관계들은 統計的 信賴度가 높지는 않으나 중요한 貿易패턴의 變化를暗示하여 주고 있다. 즉, 이 결과는 1973~75年中 對後進國 貿易의 對先進國 貿易보다 상대적으로 增加하여 勞動集約의인 商品보다는 資本集約의인 商品의 輸出이, 그리고 未熟練勞動集約의인 商品보다는 熟練勞動集約의인商品의 輸出이 더 빨리 增加하였음을 나타내

주고 있다 하겠다¹⁰⁾. 특히 規模의 經濟 變數가 중요한 變數로 나타나는 바 이는 韓國의 輸出市場 規模가 擴大됨에 따라 規模의 經濟가 큰商品의 輸出에 있어 比較優位가 커졌음을 보여 주고 있다 하겠다. 또한 이 결과는 〈表 6〉에서 1975년의 경우 規模의 經濟 變數의 負의 관계가 統計的으로는 별로 信賴하기 어려운 變數로 나타나는 이유를 설명해 주고 있다고 할 수 있겠다.

上記 결과는 1970~73年, 그리고 1973~75年이라는 매우 短期間의 貿易패턴의 變化를 대상으로 한 것이기 때문에 큰 信憑性은 가질 수 없는 것으로 보인다. 그러나 대체로 60年代初부터 73년까지는 韓國의 輸出이 成熟段階

〈表 7〉 貿易 패턴의 變化(1970~73年과 1973~75年)

(괄호 안의 數值는 t값임)

從屬變數	常數	獨立變數				R^2
		KLR1	CR	ADSALE	SKILL2	
1970~73년의 輸出比重의 變化	0.172	-0.034* (2.316)				0.087
	0.220		-0.173* (2.291)			0.086
	0.137			-0.003 (0.212)		0.001
	0.258				-0.758** (3.524)	0.182
1973~75년의 輸出比重의 變化	-0.035	0.005 (0.644)				0.007
	-0.121		0.206** (2.559)			0.105
	-0.042			0.019 (1.419)		0.035
	-0.065				0.234 (1.162)	0.025

註: 1) 1970~73년의 輸出比重의 變化에 대해서는 1970년의 產業構造를 獨立變數로,

1973~75년의 輸出比重의 變化에 대해서는 1973년의 產業構造를 獨立變數로 사용하였음.

2) *와 **는 그 變數가 從屬變數와 각각 信賴度가 95%와 99% 水準에서 관계가 있음을 나타내고 있음.

資料: 〈表 1〉 참조.

10) 73年 이후 對先進國 輸出比重의 減少는 中東地域輸出에 힘입은 바 크다. 對中東地域 輸出은 다른 後進國들로의 輸出과는 성격이 다른 점이 있으나 對先進國 輸出構造와도 매우 다른 양상을 보여 주고 있다 그러나 本稿의 주제은 中東地域輸出의 성격이 後進國型이 아닌 中立의이라고 하더라도 타당한 것으로 판단된다.

에 접어드는 時期로 볼 수 있으므로 예를 들어 1965~73년의 變化와 1973~78년의 變化 등을 연구하여 보면 本稿와 비슷한 결과가 나오지 않을까 생각된다. 하여간 貿易 패턴의 變化에 관한 문제는 좀 더 광범위한 자료와 연구가 필요할 것으로 보인다.

V. 要約 및 政策的 意味

우리는 統計的 分析을 통하여 韓國製造業의 貿易 패턴이 「키싱」이 주장하는 바와 같이 주로 技術集約度에 의하여 가장 잘 설명되고 있음을 발견하였다. 또한 우리는 최근 韓國의 比較優位가 未熟練勞動集約的인 商品들로부터 熟練勞動集約的인 商品들로 轉換되어 가고 있음을 발견하였다.

따라서 向後 貿易政策의 樹立에는 다음과 같은 정책적 고려가 있어야 할 것으로 판단되고 있다. 첫째, 輸出支援政策의 再調整을 통하여 未熟練勞動集約的인 商品의 輸出에 대한 지원을 점차 止揚하고 熟練勞動集約的인 商品의 輸出에 대한 지원을 상대적으로 增加시켜야 할 것이다. 韓國의 輸出支援政策은 현재 金融, 稅制面에 집중되어 있는 바 이는 대부분 平等補助金 성격을 띠고 있어 이를 과감히 改善하여 產業別 差等補助政策으로 轉換시켜야

할 것이다. 또한 輸入自由化政策과도 관련하여 比較優位가 적어지는 과정에 있는 商品의 경우에는 과감히 보호를 撤廢하여야 할 것이고 比較優位가 커지고 있는 과정에 있는 商品의 경우에는 差別的 產業補助金政策을 채택하여야 할 것이다.

둘째, 熟練勞動의 供給을 增大시키기 위하여 技術專門學校, 社內訓練 등을 強化시켜야 할 것이고 高級技術者의 養成에도 힘을 기울여야 할 것이다. 이는 韓國의 比較優位가 점차 技術集約的인 產業으로 옮아감에 따라 技術人力의 충분한 供給 없이는 輸出의 增大를 기할 수 없기 때문이다. 이와 관련하여 熟練勞賃의 지나친 上昇을 억제하여야 하는 바 이는 熟練勞賃의 上昇率이 未熟練勞賃의 上昇率보다 빠르면 빠를수록 技術集約的인 產業으로의 比較優位의 移行이 어려워지기 때문이다. 최근 熟練勞賃의 급격한 上昇은 輸出增大를 위하여 負의 영향을 미치고 있다고 판단되고 있다.

위와 같은 政策中 일부는 이미 政府에서 추진하고 있는 政策들이나, 本稿는 上記 政策들이 우리나라의 輸出增大와 經濟發展을 위하여 필수 불가결한 政策들임을 다시 한번 강조하고 있다고 하겠다. 輸出立國의 장래는 위와 같은 政策들이 시행되지 않는 한 불가능하다고 할 수 있겠다.

▷ 參 考 文 獻 ◇

- 經濟企劃院,『礦工業統計調查報告書』, 1970,
1973, 1975.
- 韓國銀行,『企業經營分析』, 1970~76.
- 韓國銀行,『產業聯關表 作成報告書』, 1970,
1973, 1975.
- 韓基春,『1968年 韓國產業의 資本 및 在庫係
數』, 연세대학교, 1970.
- Bain, J. S., "Economies of Scale, Concentra-
tion, and the Condition of Entry in
Twenty Manufacturing Industries," *Ameri-
can Economic Review*, 44 (March 195
4), pp. 15-39.
- _____, *Barriers to New Competition*,
Cambridge: Harvard University Press,
1956.
- Baldwin, R.E., "Determinants of the Com-
modity Structure of U.S. Trade," *American
Economic Review*, 61(March 1971), pp.
126-146.
- _____, "Testing Trade Theories: A Com-
ment," in P.B. Kenen, ed., *International
Trade and Finance: Frontiers for
Research*, New York: Cambridge Univer-
sity Press, 1975.
- Branson, W.H. and H.B. Junz, "Trends in
U.S. Trade and Comparative Advantage,"
Brookings Papers on Economic Activity,
No. 2, 1971, pp. 285-338.
- Comanor, W. S., and T. A. Wilson, "Adverti-
sing, Market Structure and Performances,"
Review of Economics and Statistics, 49
(November 1967), pp. 423-440.
- Dreze, J., "Quelques réflexions sereines sur
l'adaptation de l'industrie belge au Marché
Comun," *Comptes Rendus des Travaux*

*de la Société Royale d'Economie Politi-
que de Belgique*, 275 (December 1960),
pp.4-26.

Finger, J.M., "Factor Intensity and 'Leontief
Type' Tests of the Factor Proportions
Theory," *Economia Internazionale*, 22
(August 1969), pp. 405-422.

Heckscher, E.F., "The Effects of Foreign
Trade on the Distribution of Income,"
Ekonomisk Tidskrift, 21 (1919), pp. 497-
512.

Hufbauer, G. C., "The Impact of National
Characteristics and Technology on the
Commodity Composition of Trade in
Manufactured Goods," in R. Vernon, ed.,
*The Technology Factor in International
Trade*, New York: National Bureau of
Economic Research, 1970

Keesing, D., "Labor Skills and International
Trade: Measuring Many Trade Flows
with a Single Measuring Device," *Review
of Economics and Statistics*, 47 (August
1965), pp. 287-294.

_____, "Labor Skills and Comparative
Advantage," *American Economic Review
Proceedings*, 56 (May 1966), pp. 249-2
58.

_____, "Labor Skills and Structure of
Trade in Manufactures," in P. Kenen,
and R. Lawrence, eds., *The Open Econ-
omy: Essays on International Trade and
Finance*, New York: Columbia University
Press, 1968.

Kenen, P., "Nature, Capital and Trade,"
Journal of Political Economy, 73 (Sep-

- tember/October 1965), pp. 437-460.
- Kravis, I., "Wages and Foreign Trade," *Review of Economics and Statistics*, 38 (February 1956), pp. 14-30.
- Leontief, W.W., "Domestic Production and Foreign Trade: the American Capital Position Reexamined," *Economia Internazionale*, 7 (February 1954), pp. 3-32.
- _____, "Factor Proportions and the Structure of American Trade: Further Theoretical and Empirical Analysis," *Review of Economics and Statistics*, 38 (November 1956), pp. 386-407.
- Linder, S. B., *An Essay on Trade and Transformation*, New York: Wiley, 1961
- Mitchell, E.J., "Explaining the International Pattern of Labor Productivity and Wages: A Production Model with Two Labor Inputs," *Review of Economics and Statistics*, 50 (November 1968), pp. 461-469.
- Morrall, J.F., *Human Capital, Technology, and the Role of the United States in International Trade*, Gainesville: University of Florida Press, 1972
- Ohlin, B., *Interregional and International* *Trade*, Cambridge: Harvard University Press, 1933.
- Philbot, G., "Labor Quality, Returns to Scale and the Elasticity of Factor Substitution," *Review of Economics and Statistics*, 52 (May 1970), pp. 194-199.
- Posner, M. V., "International Trade and Technical Change," *Oxford Economic Papers*, New Series, 13 (October 1961), pp. 323-341.
- Stigler, G., "The Economies of Scale," *Journal of Law and Economics*, 1 (October 1958), pp. 54-71.
- Vernon, R., "International Investment and International Trade in the Product Cycle," *Quarterly Journal of Economics*, 80 (May 1966), pp. 190-207.
- Williams, J.H., "The Theory of International Trade Reconsidered," *Economic Journal*, 39 (June 1929), pp. 195-209.
- Yahr, M., "Human Capital and Factor Substitution in the CES Production," in P. B. Kenen and R. Lawrence, eds., *The Open Economy*, New York: Columbia University Press, 1968.

韓國經濟의 靜態的 線型計劃模型

金 圭 洙
Richard A. Inman

▷ 目 次 ◁

- I. 序 論
- II. 模 型
- III. 模型의 補完 및 變化運用
- IV. 模型의 解와 結言

I. 序 論

本稿는 過去 4次에 결친 經濟開發 5個年計劃樹立에서 얻은 經驗을 토대로 規模나 模造面에서 한층 擴大深化된 韓國經濟의 長期豫測과 특히 82年부터 시작될 第5次 經濟開發5個年計劃樹立에 대비하여 研究院에서 開發中인 靜態線型計劃模型(static linear programming model)에 관하여 설명한 것이다. 본래 이 模型은 第4次 經濟開發5個年計劃作成 당시 世界銀行(World Bank)의 經濟計劃 專門家들¹⁾과

本研究院이 共同으로 그 試案을 作成한 바 있으나 4次 5個年計劃의 實際作業에는 이를 活用치 못하고 研究院에서 다시 開發한 動態의 「시뮬레이션」²⁾模型을 사용한 바 있다. 本稿에서 다루고 있는 線型計劃模型은 위 두 模型의 長短點을 서로 補完하여 開發한 것으로 產業部門分類, 「파라미터」, 그리고 「시뮬레이션」模型에서 強調하였던 假定들을 線型計劃模型에서 그대로 適用하고 있다. 模型의 實證的 適應能力에 대한 數理的 實驗이 현재 진행되고 있으므로 아직 開發이 완전히 완료된 것은 아니지만 本稿에서 설명하고 있는 범위까지의 模型의 各 構造式이 갖는 解의 豫測力은 作業結果 충분한 신뢰성을 보여 주었다.

1. 模型의 特性

投入產出表를 이용한 線型計劃模型은 일찌기 「래온티프」教授에 의하여 그 活用領域을 구축한 이래 많은 經濟學者들이 이 分野의 새로운 理論과 應用模型을 開發하여 왔다. 本稿

筆者：金圭洙—韓國開發研究院 主任研究員, R. Inman—
韓國開發研究院 招請研究員

1) Chenery, Blitzer, Norton, Cherasun, Gupta 등 World Bank의 學者들이 初期의 模型開發에 기여했다.
2) 經濟企劃院, 『第4次 經濟開發計劃 總量計劃書』, pp. 49~144 參照。

에서 설명하고 있는 模型은 韓銀이 作成한 投入產出表를 이용한 多部門聯關模型(multi-sectoral interindustry model)으로 75년을 基準年度로 시작하여 5次計劃의 마지막 年度인 86年을 計劃最終年度로 하는 長期計劃模型이다. 模型의 解로서 얻어지는 모든 內生變數의 결과는 計劃最終年度의 水準이며 投資와 貯蓄은 計劃期間의 累積水準(cumulative level)으로 결정되므로 計劃期間의 中間年度水準은 平均增加率 등의 假定으로 補間할 수 있도록 하였다. 특히 模型은 線型計劃法이 갖는 長點을 이용하여 長期的 經濟目標에 副應하는 選擇的 政策代案들을 請요할 때마다 손쉽게 模型에 適用할 수 있도록 합으로써 一般均衡에 입각한 政策效果를 模型을 통하여 명료하게 파악할 수 있도록 하였다. 이 模型이 취하고 있는 政策變數를 크게 區分하여 보면

- 產業部門別 成長戰略의 選擇
- 輸出需要 擴大效果
- 輸入代替에 의한 國內產業의 變動行態와 같은 分野로 集約될 수 있다.

2. 線型計劃模型과 聯立方程式模型

우선 두 模型이 취하고 있는 數學的 關係를 보면 聯立方程式模型에서는 모든 變數들이 서로 等式으로 連結되어 있으므로 模型의 解는 반드시 하나의 根(unique solution)을 찾는 問題로 取扱되는 反面, 線型計劃模型에 있어서는 모든 構造式들이 等式과 不等式으로 혼합되어 있기 때문에 不等의 條件을 만족하는 領域

(feasible solution range) 内에서 目的函數를 極大 혹은 極小化하는 點의 內生變數 결정은 條件式의 變化에 따라 수없이 다른 解를 갖을 수 있게 된다. 線型計劃模型의 이러한 性質은 目的函數式의 調整, 새로운 政策變數에 의한 制限式의 追加, 그리고 制限條件의 變化와 같은 方法으로 任意의 政策代案에 따른 模型의 變化運營이 용이하도록 하여 준다. 線型計劃模型에서 또 하나의 特징은 模型의 解에서 얻어지는 各條件式의 潛在價格(shadow price)의 活用이다. 潛在價格은 各 條件式의 制限條件을 한 單位씩 變更하였을 때 目的函數의 極大 혹은 極小值가 變動되는 水準을 나타내는 것으로 政策變數의 潛在價格은 模型運營에 중요한 역할을 하게 된다.

3. 資本蓄積關係式과 計劃期間

어떠한 形態의 計量模型에 있어서든지 投資와 貯蓄과 같은 內生變數가 構造式內에서 서로 時差(time lag)를 가지고 連結되어 있을 경우에는 模型의 解와 計劃期間 사이에는 밀접한 관계가 發生하게 된다. 本模型에서도 貯蓄과 投資의 關係式들은 1年의 時差를 두고 連結되어 있으므로 模型에서 取扱하려는 計劃最終年度보다 한 해 뒤까지의 豫測이 請요하게 되어 있다. 資本蓄積式과 計劃最終年度 條件式의 問題는 많은 種類의 計劃模型³⁾에서 理論과 實證을 통한 새로운 方法이 提示되고 있으며 本模型에서 취하고 있는 平均複利增加率과 資本蓄積轉換率(stock flow factor)의 假定에 의한 最終年度條件式의 展開技法은 맨 처음 「체너리」와 「부루노」에 의하여 사용하였던 것을 援用한 것이다.

3) "Economy-wide Models and Development Planning" (Blitzer, Clark, Tailor) pp.65~66 및 "Multi-level Planning Case Study in Mexico" (Manne) pp.122 ~124 참조.

II. 模 型

本章에서는 模型의 構造式과 常數 및 變數들의 關係를 구체적인 數式으로 展開하고 필요한 係數나 「파라미터」의 作成方法을 설명하고 있다. 本章에서 설명하고 있는 構造式을 大分하여 보면

- 生產均衡條件式(material balance)
- 賯蓄과 投資에 의한 生產能力制限條件式(capacity constraints by saving and investment)
- 輸出入條件式(foreign trade balance constraints)
- 主要總量變數의 恒等式(macro account identities)

과 같은 模型의 基本式들이며 다음 節에서 別途로 模型의 變化運營에 필요한 假定과 關係을 提示하였다.

1. 模型의 構造

가. 記號의 解釋

模型에 나타난 모든 變數의 記號는 大文字로 표시하고 있고 記號의 右側下端에 표시된 i 와 j 의 添字는 取扱 產業部門을, t 添字는 計劃期間中의 한 年度를, 그리고 B 와 T 添字는 計劃期間中 基準年度와 最終年度를 각각 나타내고 있다. 期間을 나타내는 添字 $B-T$ 는 基準年度에서 最終年度까지의 期間을 표시한다.

1) 變數

〈內生變數〉

• 計劃最終年度

X_i : i 產業의 國內 總產出額

M_i : i 產業의 輸入需要(CIF+關稅)

E_i : i 產業의 財貨 및 用役輸出(FOB
價格)

IF_i : i 產業에 蓄積되는 固定資本形成

II_i : i 產業에 蓄積되는 在庫投資

PC : 民間消費支出 總額

SD : 國內貯蓄 總額

GDP : 國內 總生產額

GNP : 國民 總生產額

〈外生變數〉

• 計劃初年度

X_i : i 產業의 國內產出額

KS_i : i 產業에서 使用하고 있는 有形固定資產

IF_i : i 產業에 蓄積된 固定資本形成

SD : 國內貯蓄總額

GDP : 國內總生產額

GNP : 國民總生產額

• 計劃最終年度

GC : 政府消費支出(政府要素費用 支出(VG) 제외)

NFI : 海外 純要素所得

FB : 純海外貯蓄

2) 係數 및 「파라미터」

a_{ij} : 中間投入係數

b_{ij} : j 部門 單位生產 擴張에 所要되는 i 部門의 財貨額(資本係數)

bb_j : $\sum_i b_{ij}$

h_{ij} : j 部門 單位生產 擴張에 所要되는 i 部門의 在庫額(在庫係數)

hh_j : $\sum_i h_{ij}$

c_{pp_i} : i 部門 民間消費函數의 常數項
 (constant term)
 c_{pq_i} : i 部門 民間消費函數의 係數項
 (coefficient)
 c_{gp_i} : i 部門 政府消費函數의 常數項
 c_{gq_i} : i 部門 政府消費函數의 係數項
 m_{ps} : 限界貯蓄率 (marginal propensity
 to save)

나. 構造式

線型計劃模型의 構造式은 橫列(row)로는 각 變數의 活動制御式(activity constraint equation)을 나타내고 縱列(column)로는 각 活動制御式에 속한 變數들인 演算子(operator)와連結되도록 整理하는 것이 通例이다. 本模型

〈表 1〉 制御式 區分表

制御式 記號	內 容	橫列의 數
COM_i	生產活動均衡條件式 (material balance constraints)	53
$CAPY_j$	資本蓄積에 의한 生產能力制限式 (production capacity constraints)	53
$CAPI_j$	固定投資條件式(fixed capital formation constraints)	53
$INVI_j$	在庫投資式 (inventory constraints)	53
$SAVD$	國內貯蓄條件式 (domestic saving constraint)	1
$SAVI$	投資制限條件式 (total investment constraint)	1
$BALP$	對外貿易制限條件式 (foreign trade constraints)	1
GDP	國內總生產計定 (GDP accounts)	1
GNP	國民純生產計定 (GNP accounts)	1
OBJ	極大化 目的函數[消費] (maximization object function)	1

註: 위의 條件式 위에 部門別 輸出入에 대한 上下限 制限式 106個외 Ⅲ章에서 설명하고 있는 模型의 變化에 따른 條件式들은 Ⅲ章에서 別途로 記述하고 있음.

4) 1次產業 5個分類, 製造業 35個分類, SOC 6個分類, 그리고 서비스 7個分類로서 구체적인 部門의 內容은 2)에서 指摘한 글을 참조.

에서 이용하고 있는 產業部門分類는 本研究院에서 長期計劃에 이용하여 왔던 53部門分類⁴⁾體制를 그대로 쓰고 있다. 個別式을 記述하기 전에 全體 模型의 構造式을 性質에 따라 大分하여 制御式 쪽으로 보면 다음 〈表 1〉과 같다.

1) 需要供給 生產均衡條件式(COM_i)

$$COM_i : X_i + M_i \geq \sum_j a_{ij} X_j + E_i$$

[國 内]
 [總產出] [輸入] [需要] [輸出]
 $+ \sum_j (b_{ij}/bb_j) IF_j + \sum_j (h_{ij}/hh_j) II_j$
 [民間消費支出] [政府消費支出]
 $+ (c_{pp_i} + c_{pq_i}) PC + (c_{gp_i} + c_{gq_i}) GC$

2) 資本蓄積에 의한 生產能力 制限條件式($CAPY_j$, $CAPI_j$, $INVI_j$)

$$CAPY_j : bb_j X_{j,t+1} \leq KS_j$$

[產出과 固定]
 [資產 關係] [t+1年의 固定]
 $CAPI_j : KS_{j,t+1} = KS_{j,t}$
 [t+1年의 固定]
 [定資產 總額] [資產 總額]
 $+ IF_{j,t}$
 [t年度 在庫增減額] [產出과 在庫]
 $INVI_j : II_j = hh_j(X_{j,t} - X_{j,t-1})$

3) 投資와 貯蓄制限條件式($SAVD$, $SAVI$)

$$SAVD : SD_t - SD_{t-1} \leq mps$$

[國內貯蓄의 增加] [限界貯蓄을 통한
 國內貯蓄 增加] [國內貯蓄 增加]
 $(GDP_t - GDP_{t-1})$
 [國內] [海外] [固定] [在庫]
 [貯蓄] [貯蓄] [投資] [投資]

$$SAVI : SD + FB \geq \sum_j IF_j + \sum_j II_j$$

4) 對外貿易 및 去來制限條件式($BALP$)

$$BALP : \sum M_i - \sum E_i \leq \bar{FB} + \bar{NFI}$$

[海外] [海外純要]
 [輸入] [輸出] [貯蓄] [素所得]

5) 國民所得計定式(GDP , GNP)

$$GDP : PC + GC + \overline{VG} + \sum_j IF_j$$

〔民間消費〕 〔政府消費〕 〔政府要素費用〕 〔固定投資〕

$$+ \sum_j II_j + \sum_i E_i - \sum_i M_i$$

〔國內總生產〕 〔海外純要素所得〕

$$GNP : GDP + \overline{NFI}$$

6) 極大化目的函數(OBJ)

$$OBJ : C \rightarrow \text{極大化}$$

〔總消費〕

위構造式에서 模型의 解를 구하기 위해 미리作成되어야 할常數나 「파라미터」들의作成方法 및假定들은 다음章에서 별도로 설명하였으며, 變數上端에 橫線이 그어진 것은外生變數임을 나타내고 있다. 構造式上의 모든變數들이 취할 수 있는 값들은 在庫增減을除外하고는 모두陽의 값을 가져야 한다.

위基本構造式을 살펴보면 投資와 賯蓄의關係式들이 1年の時差를 두고連結되어動態的形態를 취하고 있으므로 새로운假定에 의하여 이를變形하는 것이 필요하다. 만약部門別產出이 計劃期間동안 每年複利로 gx_i 만큼씩成長한다고假定하면 投資制限條件式에 나타난時差들은 이 gx_i 를 통하여 時差가 없는式으로誘導할 수 있다. 즉, 위構造式中投資에 관한制限式 $CAPY$ 와 $CAPI$ 를變形하면

$$CAPY_j : bb_j \cdot X_{j,t+1} \leq KS_{j,t+1}$$

$bb_j \cdot gx_j \cdot X_{j,t} \leq KS_{j,t+1}$ 과 같아
바꿀 수 있고

위式을 $CAPI$ 制限條件式에代入하면

$$CAPI : bb_j \cdot gx_j \cdot X_{j,t} \leq KS_{j,t} + IF_{j,t}$$

와같이 쓸수있다. 또한 위式을計劃初年度의 $\overline{KS}_{j,B}$ 를 이용한計劃最終年度(T)의條件式으로 바꾸면

$$KS_{j,T} = KS_{j,B} + \sum_{t=B}^{T-1} IF_{j,t}$$

$$CAPI_j : bb_j \cdot \widetilde{gx}_j \cdot X_{j,T} \leq \sum_{t=B}^T IF_{j,t} + \overline{KS}_{j,B}$$

와같은式이된다. 그러나위式에서는全計劃期間동안의部門別固定投資를 결정하는式으로되어있으므로 이를앞에서導入한 gx 와같은概念의假定을固定投資에도適用하되部門別計劃期間中年平均複利增加率을 gif_j 라고하면

$$CAPI : bb_j \cdot \widetilde{gx}_j \cdot X_{j,T} \leq KS_{j,B} + \sum_{t=B}^{T-1} gif_j^{t-B} \cdot IF_{j,t}$$

와같이初期年度와最終年度의水準에의한條件式으로바꿀수있다. 여기서특별히留意해야할點은 gx_j 나 gif_j 와같은「파라미터」들이다.模型의解를찾기위해서는먼저初期의假想欲을任意대로준다음反復計算法(interaction solving procedure)에의하여模型의內生變數와함께위「파라미터」들도결정되도록하고있다.

在庫投資에대한制限條件式은앞에서이용한 gx_j 를適用하면쉽게最終年度의產出額에대한關係式으로整理할수있다. 즉,

$$INVI_j : II_j = hh_j(X_{j,T} - X_{j,T-1}) \\ = hh_j(1 - 1/\widetilde{gx}_j)X_{j,T}$$

와같은式으로要約된다.

마지막으로위에서整理한投資制限條件式을國內賳蓄式($SAVD$)과連結하여보자.國內賳蓄制限條件式을賳蓄과投資의條件式인 $SAVI$ 에代入하되計劃全期間의條件式으로

표시하면

$$\begin{aligned} SAVD : SD_T - \overline{SD}_B &\leq mps \\ &\quad (GNP_T - \overline{GNP}_B) \\ SAVI : \overline{SD}_B + mps(GNP_T - GNP_B) &+ \overline{FB}_T \geq \sum_j (IF_{j,T} + II_{j,T}) \end{aligned}$$

와 같은 제한식으로 바꾸어진다. 위 式은 모든 變數가 初期年度와 最終年度의 水準으로 표시되어 있으므로 線型計劃模型에서 그대로 사용할 수 있다. 그러나 海外貯蓄이나 國內貯蓄이 計劃期間中 每年 동일한 水準으로 이루어진다고 볼 수 없으므로 貯蓄과 投資의 제한條件式은 計劃最終年度보다 全計劃期間 동안의 累積概念으로 關係式을 定義하는 것이 보다 현실적이라 할 수 있다. 위 式들은 計劃期間 동안의 累積式으로 바꾸기 위해서는

$$SD_t - \overline{SD}_B \leq mps(GNP_t - \overline{GNP}_B)$$

$$SD_t \leq mps \cdot GNP_t + \overline{SD}_B - mps \cdot \overline{GNP}_B$$

와 같이 바꾼 후 이를 計劃期間의 累積式으로 바꾸면

$$\begin{aligned} \sum_{t=B+1}^T SD_t &\leq mps \cdot \sum_{t=B+1}^T GNP_t + (T-B) \\ &\quad (\overline{SD}_B - mps \cdot \overline{GNP}_B) \\ &\leq mps \left(\sum_{t=B+1}^T GDP_t + \sum_{t=B+1}^T NFI_t \right) + (T-B) \\ &\quad (\overline{SD}_B - mps \cdot \overline{GNP}_B) \end{aligned}$$

와 같이 變形된다. 또한 SAVI 式을 累積式으로 바꾸면

$$\sum_{t=B+1}^T (SD_t + FB_t) \geq \sum_{t=B+1}^T \sum_j (IF_{j,t} + II_{j,t})$$

와 같이 되고, 이를 다시 投資式에 代入하면

$$mps \cdot \left(\sum_{t=B+1}^T GDP_t + \sum_{t=B+1}^T NFI_t \right) + (T-B)$$

$$(\overline{SD}_B - mps \cdot \overline{GNP}_B) \geq \sum_{t=B+1}^T \sum_j (IF_{j,t} + II_{j,t})$$

와 같은 式으로 整理된다. 그러나 위 式에서 보면 GDP 와 投資變數가 計劃期間의 累積式으로 표시되어 있으므로 앞에서와 같은 方法으로 計劃期間 年平均 複利增加率을 導入하여 最終年度의 水準에 의한 條件式으로 바꿀 필요가 있다. 計劃期間 동안 GDP의 年平均增加率을 \tilde{gyd} 라 한다면 위 式은

$$\begin{aligned} mps \cdot \left(\sum_{t=B+1}^T \tilde{gyd}^{t-B} \cdot \overline{GDP}_B + \sum_{t=B+1}^T NFI_t \right) + (T-B) \\ (\overline{SD}_B - mps \cdot \bar{X}_{j,B}) + \sum_{t=B+1}^T \overline{FB}_t \geq \\ \sum_{t=B+1}^T \sum_j gif_j^{t-B} \cdot \overline{IF}_{j,B} + \sum_j hh_j (X_{j,T} - \bar{X}_{j,B}) \end{aligned}$$

와 같은 初期年度의 水準에 대한 關係式으로 整理되어 위 式을 다시 內生變數의 最終年度 條件式으로 再整理하면

$$\begin{aligned} mps \cdot \left(\sum_{t=B+1}^T \tilde{gyd}^{t-B} \cdot GDP_T + \sum_{t=B+1}^T NFI_t \right) + (T-B) \\ (\overline{SD}_B - mps \cdot \overline{GNP}_B) + \sum_{t=B+1}^T \overline{FB}_t \geq \\ \sum_{t=B+1}^T \sum_j \tilde{gif}^{t-T} \cdot IF_{j,B} + \sum_j hh_j (X_{j,T} - \bar{X}_{j,B}) \end{aligned}$$

와 같은 初期年度의 水準에 의한 關係式으로 整理된다. 다시 위 式을 內生變數의 最終年度 水準에 대한 條件式으로 再整理하면

$$\begin{aligned} mps \cdot \left(\sum_{t=B+1}^T \tilde{gyd}^{t-B} \cdot GDP_T + \sum_{t=B+1}^T NFI_t \right) + (T-B) \\ (\overline{SD}_B - mps \cdot \overline{GNP}_B) + \sum_{t=B+1}^T \overline{FB}_t \geq \\ \sum_{t=B+1}^T \tilde{gi}^{t-T} \cdot IF_{j,T} + \sum_j hh_j (X_{j,T} - \bar{X}_{j,B}) \end{aligned}$$

와 같은 最終式으로 整理된다.

지금까지 위에서 整理한 模型의 基本構造式을 線型計劃法의 不等式으로 모아서 記述하면 다음과 같다. 線型計劃法의 方程式體系를 鮮

明하게 하기 위하여 常數項은 右側으로, 變數項은 全部 左側으로 移項하였다.

$$\begin{aligned}
 COM_i &: \sum_j (1-a_{ij})X_j + M_i - E_i \\
 &\quad + \sum_j b_{ij}^* IF_j + \sum_j h_{ij}^* II_j - c p q_i \cdot PC \\
 &\geq \overline{c p p}_i + \overline{c g p}_i \overline{G C} \\
 CAPY_j &: bb_j X_j - \left(\frac{\phi_j}{g i f_j} \right) IF_j \leq \overline{K S}_{j,B} \\
 INVI_j &: hh_j (1 - 1/gx_j) X_j - II_j = 0 \\
 SAVI &: \sum_j hh_j X_j + \sum_j \phi_j IF_j + \theta \cdot mps \cdot \\
 &\quad GDP \leq mps \cdot \sum_{t=B+1}^T \overline{NFI}_t + \sum_{t=B+1}^T \overline{FB}_t \\
 &\quad + (T-B)(\overline{SD}_B - mps \cdot \overline{GNP}_B) \\
 &\quad + hh_j \overline{X}_{j,B} \\
 BALP &: \sum_i M_i - \sum_i E_i \leq \overline{FB}_T - \overline{NFI}_T \\
 GDP &: \sum_j IF_j + \sum_j II_j + \sum_i E_i - \sum_i M_i + PC \\
 &\quad - GDP = -\overline{G C} \\
 GNP &: GNP - GDP = \overline{NFI}_T \\
 OBJ &: PC \longrightarrow \text{極大化}
 \end{aligned}$$

〈表 2〉 線型計劃法에 따른 方程式體系表

變數區分 制限式區分	X_j	IF_j	II_j	E_i	M_i	PC	GDP	GNP	制限條件
COM_i	$1 - a_{ij}^{d+m}$	$-b_{ij}^*$	$-h_{ij}^*$	-1	+1	$-c p q_i$			$\geq \overline{c p p}_i + \overline{c g p}_i + \overline{c g q}_i \overline{G C}$
$CAPY_j$	bb_j	$-u$							$\leq \overline{K S}_{j,B} + \left(\frac{\phi_j}{g i f_j} - u \right) EIF_j$
$INVI_j$	hh_j $\left(1 - \frac{1}{g i j}\right)$		-1						$= 0$
$BALP$				-1	$1 + \varepsilon$				$\leq \overline{FB}_T + \overline{NFI}_T$
$SAVINV$	hh_j	$-u$					$-mps$		$\leq \sum_j hh_j X_{j,B} + \sum_j (\phi_j - u) EIF_j$ $+ \sum_{t=B+1}^T (\overline{FB}_t + mps \cdot \overline{NFI}_t)$ $+ (T-B)(DS - mps \cdot \overline{GNP}_B)$
GDP		1	1	1	-1	1	-1		$= -\overline{G C}_T$
GNP							-1	1	$= \overline{NFI}_T$
OBJ									$\rightarrow max$
bounds upper/lower	$+\infty/0$	$+\infty/0$	$+\infty/-\infty$	mhi/ mlo	mhi/ mlo	$+\infty/0$	$+\infty/0$	$+\infty/0$	

註: 模型의 變化運營에 따른 追加變數와 制限條件式은 이 表에서除外시켰음.

위 式에서 새로 나타난 「파라미터」들은 다음과 같이 定義된 것이다.

ϕ_j (stock flow factor)

$$= \sum_{t=B+1}^{T-1} \widetilde{g i f}_j^{t-T} = \sum_{t=1}^{T-B} \widetilde{g i f}_j^{1-t}$$

θ (total stock flow factor)

$$= \sum_{t=B+1}^T \widetilde{g y d}^{t-T} = \sum_{t=1}^{T-B} \widetilde{g y d}^{1-t}$$

한편 위의 最終 線型計劃方程式을 行과 列로 圖解하여 整理하면 다음 〈表 2〉와 같다.

2. 模型에 사용된 係數

本節에서는 模型에서 사용하고 있는 係數나 「파라미터」들의 作成經緯 및 假定을 설명함으로써 模型 構造式이 갖는 經濟的 性格을 이해하도록 하고 있다.

가. 投入係數(a_{ij})

韓銀에서 作成한 75年度『產業聯關表』中에

서 國產과 輸入의 統合된 生產者價格 (producer's price) 表來를 本研究院에서 사용하고 있는 53分類로 再分類하여 作成하였다. 模型內의 모든 變數나 係數는 75年 不變價格을 基本으로 하여 있으므로 75年 投入係數를 그대로 이용하는 데는 問題가 없으나 價格變動에서 오는 中間材의 代替效果나 技術進步에 따른 投入係數의 變化를 反映치 못하는 데는 큰 弱點을 안고 있다 할 수 있다.

投入係數 推定에 관한 問題는 本模型과 別途로 현재 本研究院에서 進行中이므로 그 결과에 따라 補完할 수 있다고 본다. 또한 構造式에서 보듯이 固定資產에 대한 減價償却充當金 (depreciation allowances) 을 模型內에 外生의인 하나의 變數로 취급하지 않은 것은 減價償却率에 관한 資料가 빈약하여 中間投入水準에 比例하여 각 產業의 生產活動에 充當되는 것으로 假定하였기 때문이다. 需要供給의 生產均衡條件式에서 非競爭輸入을 別個의 生產式으로 하지 않은 것은 模型을 비교적 長期計劃, 즉 여기서는 75年부터 12年후인 86年까지에 이용하는 데서 오는 非競爭輸入의 國產化現象을 豫測結果에 反映되도록 하기 위해서였다.

나. 在庫係數 (h_{ij})

單位 生產擴張에 諸요한 在庫量을 나타내는 係數로서 75年 國民所得計定資料에 나타난 產業別 在庫額과 產出額을 이용하여 總在庫係數를 구한 후 中間投入額에 比例 配分하여各行을 計算하였다. 이는 各 產業에서 保有하고 있는 在庫를 財貨의 類型별로 나타내는 在庫統計 資料가 없기 때문이다.

5) Lance Taylor, pp.48~49 참조.

라. 民間消費函數 (cpp_i, cpg_i)

全體 民間消費를 獨立變數로 한 i 產業 財貨의 消費函數를 1次線型式으로 하였을 때의 常數項과 係數로서 다음과 같은 方法으로 誘導, 作成한 것이다.

$$PC_i/N = \eta_i (PC/N) \varepsilon_i$$

위 式에서

$$N = \text{人口數}$$

$$\eta_i = \text{常數項}$$

$$\varepsilon_i = i\text{ 產業 財貨에 대한 「Engel」係數}$$

를 나타내고 있다. 위 式과 基準年度의 產業聯關表에 나타난 部門別 民間消費 ($PC_{i,B}$) 및 人口를 이용하여 $\sum_i PC_{i,B} = PC_B$ 가 되는 1次線型式⁵⁾을 誘導하면

$$PC_i = \frac{\bar{N}_T}{\bar{N}_B} (1 - \hat{\varepsilon}_i) \bar{PC}_{i,B} + \hat{\varepsilon}_i \left(\frac{\bar{PC}_{i,B}}{\bar{PC}_B} \right)$$

와 같다. 위 式에서 $\hat{\varepsilon}_i$ 는

$$\hat{\varepsilon}_i = \rho \varepsilon_i$$

$$\rho \sum_i \varepsilon_i \bar{CP}_{i,B} = \bar{CP}_B$$

와 같은 關係式에서 구한 것이다.

마. 政府消費函數 (cgp_i, cgq_i)

政府支出은 그 支出內容을 消費支出과 要素費用支出로 區分할 수 있으며 產業聯關表의 最終需要에 표시된 政府消費는 要素費用을 除外한 消費支出만이 內生去來表에 記錄되어 있으므로 자연히 模型에서 定義하고 있는 政府消費 (GC)는 要素費用을 除外하여야 한다. 部門別 政府消費支出을 위한 1次線型函數式은 過去 7次에 걸친 產業聯關表의 政府消費

資料를 이용하여 部門別 彈性值를 구한 후 民間消費와 같은 方法으로 1次線型式을 計算하였다. 政府要素費用支出은 模型 밖에서 併도로 推定하여 GDP 計定에만 外生的으로 合算되도록 하였다.

바. 限界貯蓄率(*mps*)

國內 貯蓄을 통한 投資規模의 擴大와 投資規模의 擴大에 의한 生產活動의 提高 등 模型의 關係式을 볼 때 計劃期間 동안의 限界貯蓄率은 대단히 중요한 역할을 하고 있으며 다분히 政策的 變數로 취급되어야 할 값이다. 民間, 政府 및 企業部門의 國內貯蓄 可用能力을考慮하여 몇 가지 代案을 마련하고 이를 통한 「파라메트릭」 線型計劃模型의 運營이 이상적이라 하겠다.

III. 模型의 補完 및 變化運用

本章에서는 새로운 假定이나 變數에 의한 追加制限條件式 및 線型計劃法에서 얻어지는 模型의 解가 가질 수 있는 極限結果를 制御하기 위한 追加制限式들에 대하여 설명하고 있다.

1. 部門別 輸出入水準 및 構造의 制限式

模型에서 國內產出額과 함께 內生的으로 結정되는 產業部門別 財貨와 用役의 輸出入은 部門에 따라 非現實的 極限의 解를 갖는 경우가 많다. 이는 同一 產業部門으로 分類된 輸

出入의 財貨라 할지라도 計劃期間 동안 극히 特異한 行態로 變動되는 品目이 섞여 있는 데서 오는 이유와 政府의 輸出政策에 따른 展望과의 차이에서 오는 것이라 볼 수 있다. 이와 같은 結果가 招來되는 것을 막기 위해서는 部門別 輸出入 水準에 대한 上下 制限條件式과 產業部門間의 構造에 대한 制限式을 주는 것이 바람직하다. 다음은 輸出入에 대한 制限條件들이며 制限式 左側에 표시된 *EXL*, *EXH*, *MH* 그리고 *ML*는 각각 輸出上限, 輸出下限, 그리고 輸入上限과 輸出下限式들을 나타내고 있다.

- 輸出入 上下 制限式

$$EXL : EXH : \underline{ELO}_i \leq E_i \leq \overline{EHI}_i$$

$$ML : MH : \underline{MLO}_i \leq M_i \leq \overline{MHI}_i$$

- 輸出構造制限式

$$ETT : ET = \sum_i E_i$$

$$LMEXP : \sum_{i \in LM} E_i \geq rlm ET$$

$$HMEXP : \sum_{i \in HM} E_i \geq rhm ET$$

위 式에서 *ETT*, *LMEXP*, 그리고 *HMEXP*는 각각 總輸出, 輕工業製品輸出 그리고 重化學工業製品輸出의 制限條件式 記號이며

ELO_i = _i 產業製品 輸出의 下限水準

EHI_i = _i 產業製品 輸出의 上限水準

MLO_i = _i 產業製品 輸入의 下限水準

MHI_i = _i 產業製品 輸入의 上限水準

ET = 總輸出

rlm = 總輸出中 輕工業製品輸出의 차지

해야 할 最低比率

rhm = 總輸出中 重化學工業製品의 차지

해야 할 最低比率

을 각각 나타내고 있다. 部門 統合을 위한 添

字 *LM* 和 *HM* 是 輕工業部門과 重化學工業部門을 나타내고 있다.

2. 中短期 豫測을 위한 非競爭輸入의 分離運用

앞 章의 基本模型은 比較적 長期計劃에 依用한다는 假定下에 非競爭輸入을 競爭輸入에 統合한 生產均衡條件式으로 사용하였으나 만약 模型을 5年 以內의 短期豫測에 이용할 때는 非競爭輸入의 輸入代替가 일어나지 않는 條件의 模型이 타당할 것이다. 이를 위해서는 非競爭輸入에 의한 生產均衡條件式을 分離하여 運用해야 하므로 다음과 같은 生產均衡條件式으로 模型을 바꾸는 것이 바람직하다.

- 國產 및 競爭輸入에 의한 生產均衡條件式(*COMD*)

$$COMD : X_j + MC_j \geq \sum_i a_{ij}^d X_j + E_i + \gamma_i^{d+c} \sum_j b_{ij}^* IF_j + \delta_i^{d+c} \sum_j h_{ij}^* II_j + \alpha_i^{d+c} (cpp_i + cpq_i PC) + \beta_i^{d+c} (cgp_i + cgq_i \overline{GC})$$

- 非競爭輸入에 의한 生產均衡條件式 (*COMN*)

$$COMN : MN_i \geq \sum_j a_{ij}^n X_j + (1 - \gamma_i^{d+c}) \sum_j b_{ij}^* IF_j + (1 - \delta_i^{d+c}) \sum_j h_{ij}^* II_j + (1 - \alpha_i^{d+c}) (cpp_i + cpq_i PC) + (1 + \beta_i^{d+c}) (cgp_i + cgq_i \overline{GC})$$

위 式에서 「파라미터」의 右測上端에 표시된 *d, c, n* 的 添字는 國產, 競爭輸入, 그리고 非競爭輸入을 나타내는 것이며 $\alpha, \beta, \gamma, \delta$ 는 각각 民間消費, 政府消費, 固定資本形成 그리고 在庫增減의 需要에 대한 供給比率을 나타내고 있다.

3. 輸入代替變數

輸入變數에 上下制限式을 줌으로써 非現實的인 模型의 解를 억제할 수는 있지만 急速한 工業化에 따른 重化學工業製品의 國內 輸入代替와 國內의 供給資源이 극히 制限되어 있는 2次產物의 負의 輸入代替(negative import substitution)가 감안된 輸入需要를 豫測하기 위해서는 아래와 같은 方法으로 輸入代替에 관한 變數를 追加하지 않고서는 實際에 부응하는 결과를 얻어 내기 어렵다.

- 國產에 의한 需要供給 均衡條件式 (*COMD*)

$$COMD : X_j - M_j - SM_j \leq \sum_i a_{ij}^d X_j + E_i + \gamma_i^d \sum_j b_{ij}^* IF_j + \delta_i^d \sum_j h_{ij}^* II_j + \alpha_i^d (cpp_i + cpq_i PC) + \beta_i^d (cgp_i + cgq_i \overline{GC})$$

- 輸入에 의한 需要供給 均衡條件式 (*COMM*)

$$COMM : SM_j \leq \sum_i a_{ij}^n X_j + (1 - \gamma_i^d) \sum_j b_{ij}^* IF_j + (1 - \delta_i^d) \sum_j h_{ij}^* II_j + (1 - \alpha_i^d) (cpp_i + cpq_i PC) + (1 - \beta_i^d) (cgp_i + cgq_i \overline{GC})$$

- 輸入代替 條件式(*SUBM*)

$$SUBM : M_i = f_i SM_i$$

위 式에서 새로이 追加된 變數 *SM*과 *f_i*는 *SM_i*=輸入代替가 되지 않았을 경우 *i* 產業製品의 輸入需要, *f_i*=*i* 產業의 *SM* 中 代替가 이루어질 比率(*f_i*는 產業에 따라 1보다 크거나

나 적은 값을 갖는다)을 나타내고 있으며 「파라미터」 f_i 는 基準年度의 國內總供給額中 輸入이 차지한 比率과 別途의 研究에 의하여 推定한 目標年度의 輸入에 의한 供給比率로부터 計算할 수 있다.

4. 雇傭需要

各 產業의 生產活動에 所要되는 勞動力의 需要是 勞動係數(labor coefficient)와 總產出額을 이용하면 쉽게 구할 수 있다.

全產業에서 필로 하는 労動力を LT 라고 最終年度의 產業別 労動係數를 l_i 라 하면 雇傭需要條件式($LABD$)은

$$LABD : \sum_i l_i X_i - LT = 0$$

와 같이 쓸 수 있다. 만약 앞으로 우리나라의 労動供給에 限度가 있다고 하면 労動力不足에 따른 生產制御條件式이 追加되어야 할 것이다. 만약 最終年度의 労動力 供給能力이 LHT 라 하면 다음과 같은 간단한 制限式을 위 雇傭條件式에 附加할 수 있다.

$$LT \leq LHT$$

그러나 불충분한 資料에 의한 労動力 供給制限式은 오히려 全體模型의 生產活動式을 制御하게 되므로 全體 model의 結果를 不合理하게 誘導할 우려가 있으므로 주의해야 할 點이다.

IV. 模型의 解와 結言

III章의 追加 條件式中 輸出上下 및 構造制限條件式과 輸入代替 條件式을 II章의 基本構造式에 포함하였을 경우 線型計劃模型의 規模는 約 400個 橫列의 制限式과 4,000個 정도의 零이 아닌 係數들로 由어진 龐大한 模型이 된다.

本章은 이와 같은 大規模의 線型計劃模型을 통한 解를 구하기까지의 어려운 點과 지금까지 開發過程에서 얻은 模型의 數理的豫測力を 간단히 要約하여 解釋하였다.

初期 값이 주어진 「파라미터」 ϕ_i, gx_i, gif_i , 그리고 gyd 는 內生變數와 함께 反復計算때마다 새로운 값으로 代替되어 線型計劃法에 의한 解의 均衡條件이 만족될 때를 最終 解로 구하고 있다. 이러한 計算過程은 많은 「컴퓨터」시간을 요하며 지금까지 얻은 經驗에 의하면 1回의 완전한 解를 구하기 위해서는 約 20~30回의 反復計算이 필요하였고, 이를 위한 「컴퓨터」時間은 本研究院의 電算施設⁶⁾로 約 160分이 所要되었다. 완전한 解를 얻기까지의 反復計算回數는 ϕ_i, gx_i, gif_i 및 gyd 와 같은 內生 「파라미터」의 初期 값이 最終結果에 얼마나 가깝게 주느냐에 따라 크게 달라지므로 가능한 여러 가지 既存의 결과를 다음 解를 찾기 위한 初期 값으로 活用하는 것이 효과적이다.

다음 <表 3>에 提示된 결과는 78年 本研究院에서 作成한 15年 計劃『長期經濟社會發展, 1975~91年』作成過程에서 사용한 資料와 假

6) 本研究院은 現在 IBM 370/138 DOS/VS 「컴퓨터」를 活用하고 있으며, 線型計劃法의 一般化「프로그램」으로는 MPSX DOS/VS Version을 쓰고 있다.

定을 그대로 本模型에 導入하여 얻은 實驗的 결과로서 總量指標에서는 상당히 좋은 결과를 보여 주고 있으나 53個 個別產業의 결과는 아직 部分的으로 不合理한 點이 많이 있다. 이는 15年計劃에 提示된 部門別 輸出入에 一律的으로 +30%를 감안한 上限條件式과 -30%를 감안한 下限條件式이 線型計劃模型의 制御式으로 사용한 데서 오는 영향으로 판단되며, 앞으로 새로운 假定과 政策代案에 따라서 模型의 「파라미터」 및 制限條件 資料가 修正 補完되면 이러한 現象은 제거할 수 있다고 본다. 앞에서 언급한 바와 같이 本稿에서 다루고 있는 線型計劃模型은 금년부터 시작될 5次 5個年計劃 作業에 대비하여 현재 그 開發이進行되고 있는 過程이므로 本稿에서는 模型을 통한豫測結果보다는 앞으로 우리 經濟가 指向해야 할 經濟構造의 先進化와 이를 통한 福祉社會建設이라는 큰 목표를 根柢에 두고 엮어진 模型의 構造를 설명하는 데 力點을 두었다. 앞으로 구체적인 5次經濟開發計劃의 方向

〈表 3〉 總量指標結果

(단위 : 10億원, 75年不變價格)

	75年	86年	年平均 增加率 (%)
國民總生產	9,644.2	26,595.6	9.7
消費	7,788.2	20,042.3	9.0
·民間消費	6,763.5	15,456.7	7.8
·政府消費	1,024.7	4,585.6	14.6
投資	2,879.1	8,645.0	10.5
·固定資本	2,544.0	8,103.5	11.1
·在庫增減	335.0	541.5	4.5
輸出	2,748.4	19,860.9	19.7
輸入	3,612.6	21,997.7	17.8
海外純要素所得	-158.9	45.0	—
國內貯蓄	1,856.0	6,553.3	12.2
〈界限貯蓄性向〉	—	〈37.6〉	—
海外貯蓄	1,023.1	2,091.7	6.4
國內總產出額	20,643.7	69,800.8	11.7

과 指針이 設定되는 대로 그에 알맞는 模型의 變化와 資料의 補完이 이루어진다면 이번 5次 5個年計劃을 위한 模型은 과거 4次에 걸친 어느 計劃模型보다 한층 發展된 模型을 計劃作業에 쓸 수 있으리라 믿는다.

▷ 參考文獻 ◇

- 金子敬生, 『產業連關의 理論과 適用』, 高陽堂, 1971.
 經濟企劃院, 『國富統計綜合報告書』, 1968.
 ———, 『第4次 5個年計劃書(總量計劃書)』, 1976.
 度部經產, 『數量經濟分析』, 創文社, 1969.
 内田忠夫, 『近代經濟學講座(計量分析篇 3)』, 有斐閣, 1968.
 森一夫, 『日本의 經濟豫測』, 東洋經濟新報社, 1976.
 朱鶴中, 『1968~73年 韓國礦工業 產業資本「△

- 특」推計』, KDI研究調查報告 78-04, 1978.
 韓國銀行, 『產業聯關作成報告』1963, 66, 70, 75.
 ———, 『勞動聯關表』, 1970, 73.
 韓國開發研究院, 『長期經濟社會發展(1977~91)』, 1978.
 A.S. Manne, "Multi-Sector Model for Development Planning," *Journal of Development Economics 1*, 1974.
 Almon, Buckler, *Interindustry Forecasts of American Economy*, Lexington Books, 1974, 75.

- Blitzer, Clark, Taylor, *Economy-wide Models and Development Planning*, Oxford, 1975.
- Carter, Brody, *Contributions to Input-Output Analysis*, North-Holland, 1972.
- Bela Balassa, *The 15 Years Social and Economic Development Plan for Korea*, Working Paper at KDI, 1977.
- Duloy, Norton. *A Programming Model of Mexican Agriculture CHAC*, 1973.
- Gale, *The Theory of Linear Economic Models*, McGraw-Hill, 1960.
- Goreux, Manne, *Multi-level Planning Case Studies in Mexico*, North-Holland, 1973.
- Kim Yoon Hyung, *A 53 Sector Interindustry Projection Model for Korea 1974-81*, KDI Working Paper 7505, 1975.
- R. Inman, M.J. Kim, Y.H. Kim, *A Prolog Model for Korea*, Working Paper DRC, 1977.
- Taylor, *Multisectoral Models in Development Planning a Survey*, KDI-DAS Conference Paper, 1973.
- Westphal, K.S. Kim, *The KDI Input-Output Data Bank*, KDI Working Paper 7503, 1975.

우리 나라 製造業의 生產性分析

金迪數

目 次

- I. 序論
- II. 生產性의 測定方法
- III. 產出 및 投入의 推定
- IV. 製造業의 成長과 生產性 推移
- V. 產業別 生產性의 推移
- VI. 要約 및 結論

I. 序論

우리 나라 製造業은 지난 1962年 第1次 5個年計劃이 실시된 이래 政府의 강력한 工業化計劃의 추진에 힘입어 급속한 成長을 지속하여 왔다. 1962~76年 사이에 製造業은 年平均 19.2%의 높은 成長率을 보이고 있는데 이는 同期間의 GNP成長率 10.2%에 비하면 거의 2배에 가까우며, GNP에 차지하는 比重도 1962年的 11.7%에서 1976年에는 35.0%로 크게 증대되었다.

이러한 工業化에의 급속한 進展은 工業構造

面에서도 많은 변화를 가져오게 하였다. 「오일쇼크」를 前後한 一連의 對內外與件의 변화는 勞動集約的 輕工業 중심에서 重化學工業 중심으로 工業化戰略의 再定立이 불가피하게 되었으며, 이는 드디어 1972年에 와서 重化學工業의 育成을 宣言하기에 이르렀다. 重化學工業의 育成은 輸出의 지속적 증대와 工業構造의 高度化를 위해 반드시 이루어져야 하겠으나 이의 效率적인 추진은 결코 容易하지가 않다. 이들은 대부분이 技術 및 技能集約的이면서도 資本集約的인 產業이기 때문에 技術의 習得, 改善 및 開發과 아울러 資本의 效率적 활용이 重化學工業의 成敗를 가름하는 關鍵이 된다고 할 수 있다. 이는 다름 아닌 勞動 및 資本의 生產性 向上을 의미하는 것이며, 특히 근년에 와서 일어나고 있는 賃金의 急上昇에 따른 相對價格構造의 급격한 변화에 비추어 보아 生產性 向上을 통한 生產過程의 전반적인 能率提高는 우리의 製造業뿐만 아니라 우리 國民經濟가 해결하여야 할 가장 시급하고도 기본적인 과제라고 할 수 있다.

本研究의 목적은 生產性이 우리 國民經濟에 미치는 중요성에 비추어 1966年부터 1975年까지의 우리나라 製造業의 生產性을 計測·分析함과 아울러 이의 決定要因을 파악함으로써 우리나라 產業이 당면하고 있는 문제점과 이에 대한 政策方向을 제시코자 하는 데 있다.

지금까지 우리나라에 있어서의 生產性 연구는 勞動生產性과 같은 個別要素生產性(partial factor productivity)의 測定에 국한되어 왔으며, 生產活動의 전체적 能率을 測定하는 總要素生產性(total factor productivity) 혹은 總生產性에 대한 體系있는 연구가 거의 全無한 狀態임을 감안하여 本研究에 있어서는 製造業部門의 總生產性의 연구에 중점을 두었다. 調查期間은 자료의 制約 때문에 1966~75年으로 국한했으며, 자료는 鎳工業「센서스」 및 「서베이」를 이용하였다.

II. 生產性의 測定方法

1) J.W. Kendrick, A.E. Ott (1959)

2) Solow 방법은 Cobb-Douglas 生產函數 $O=AL^\alpha K^\beta$ 를 이용하여 總生產性은 다음과 같이 殘餘로서 測定한다. 즉, $\frac{\Delta O}{O} = \frac{\Delta L}{L} + [\alpha \frac{\Delta L}{L} + \beta \frac{\Delta K}{K}]$

Solow 방법은 Cobb-Douglas 生產函數를 이용하는데서 오는 一連의 假定(中立的 技術進歩, 代替彈力性=1, constant returns to scale)을 前提로 하고 있는 반면 Kendrick-Ott 방법은 生產函數을 직접 이용하지 않기 때문에 그와 같은 假定을前提로 하지 않는다는 점에서 두 방법 사이의 理論的 차이가 있다. 그러나 동일한 α 와 β 를 쓰는 한 두 방법 사이에는 실제로 아무런 차이가 없다. 왜냐하면 產出指數와 投入指數가 같기 때문이다. 또한 Kendrick-Ott 방법에서는 O , L 및 K 가 乘法에 의하여 결합됨에 반하여 Solow 방법은 이를 加法에 의하여 결합하는 데서 오는 計算上の 차이밖에 없다. 이와 같은 計算上の 차이 때문에 Kendrick-Ott 방법은 Solow 방법에 비하여 生產性이 다소 낮게 評價되는 문제가 있다. 그러나 L 이나 K 의 변화가 크지 않는 한, 두 방법 사이의 차이는 무시할 정도이다. 이에 대하여는 R. Solow (1957), H. Riese (1959), E.D. Domar (1962), M. Nadiri (1970) 참조.

生產性이란 生產要素의 投入(物)과 이로 인한 產出(物)과의 관계를 표시하는 것으로서, 投入에 대한 產出의 比率로써 定義된다. 產出과 投入과의 比率로써의 生產性은 形式上 대단히 간단한 것으로 보이나 產出과 投入을 어떻게 定義하고 이들의 관계를 어떻게 規定하느냐에 따라 生產性의 概念도 달라짐은 물론, 測定上 복雜한 문제가 제기된다.

生產性은 勞動 및 資本生產性과 같은 個別要素生產性과 總要素生產性으로 나눌 수 있는데 個別要素生產性은 生產要素의 能率을 測定하는데는 문제가 있다. 왜냐하면 한 要素의 生產性은 다른 要素와의 結合關係의 變化, 즉, 代替效果에 의하여도 영향을 받기 때문이다. 따라서 生產要素의 能率을 測定하기 위해서는 產出과 生產要素投入 전체와의 관계를 보지 않으면 안되며, 이는 總要素生產性의 測定으로만 가능하다.

總要素生產性은 測定하는 데는 기본적으로 두 가지 方法이 있는데 하나는 Kendrick-Ott¹⁾의 方法이고, 다른 하나는 生產函數를 이용한 Solow²⁾의 方法이다. 前者は 總生產性을 總投入에 대한 產出의 比率, 즉, 總投入單位當 產出로 다음과 같이 표시된다.

$$P = \frac{O}{\alpha L + \beta K}, \text{ 혹은 } O = P(\alpha L + \beta K) \quad \dots \dots \dots \quad (1)$$
$$\beta = 1 - \alpha$$

여기서 O 는 產出量, L 과 K 는 각각 勞動 및 資本投入量, α 와 β 는 要素費用中 労動所得分配率과 資本所得分配率이다. 式 (1)에서 分母는 總要素費用이기 때문에 總生產性 指數는 式 (2)와 같이 된다.

$$\frac{P_t}{P_0} = \frac{\frac{O_t}{O_0}}{\alpha_0 \frac{L_t}{L_0} + \beta_0 \frac{K_t}{K_0}} \dots\dots\dots(2)$$

式 (2)에는 分子는 產出指數이며, 分母는 投入指數인 동시에 基準年度價格으로 표시된 實質費用指數가 된다. 따라서 實質費用이 上昇한 것 이상으로 產出量이 增加하면 總生產性은 올라가게 되고 반대의 경우는 떨어지게 된다. 實質費用과 產出量과의 關係變化는 產業에 있어서의 技術變化, 經營의 改善, 規模의 經濟 등에 의하여 決定되기 때문에 總生產性은 生產過程에 있어서의 能率을 반영한다고 할 수 있으며 生產要素投入 이외의 모든 要因을 포함하기 때문에 殘餘(residual)라고도 한다.

式 (2)는 原則적으로 同質의 产业의 生產性測定에만 적용되어야 한다. 왜냐하면 같은 資本과 勞動이라고 하더라도 产业別로 그들의 價格이라 할 수 있는 賃金과 資本의 收益率이 다르고 또 이 때문에 生產要素는 产业間의 移動을 하게 되며, 이는 전체 國民經濟의 生產性 변화에도 영향을 미치기 때문이다. 이러한 生產要素의 产业間移動에서 오는 生產性 변화를 제거하기 위해서는 式 (2)를 다음과 같이 變形하여야 한다. 즉,

$$\frac{P_t}{P_0} = \frac{\sum O_{it}}{\sum O_{i0}} \frac{\sum m_{it} L_{it}}{\sum m_{i0} L_{i0}} + \beta_0 \frac{\sum n_{it} K_{it}}{\sum n_{i0} K_{i0}} \dots\dots(3)$$

3) 資本收益率은 $\frac{V_f - W}{K}$ 과 같이 定義된다. 여기서 V_f 는 要素所得이며, W 와 K 는 労動所得과 資本「스톡」임.

4) 가령 基準年度에 있어서 資本收益率이나 賃金水準이 높은 产业으로 資本이나 労動이 移動하게 되면 式 (3)에 의해 投入指數는 자연히 증대하게 되어 總生產性은 投入指數가 올라간 만큼 떨어지게 된다. 다시 말하면 生產性이 높은 产业으로의 生產要素移動은 그만큼 製造業 전체의 生產性을 증대시키나 式 (3)은 이를 投入指數의 증대로서 반영시키기 때문에 生產要素의 产业間 移動에서 오는 生產性變化는 제외된다. 이에 대해서는 J.W. Kendrick (1973) 참조.

$i=1, 2, 3, \dots, n$

여기서 m_{it} 는 基準年度에 있어서의 i 产业의 1人當 平均賃金이며, n_{it} 는 資本收益率³⁾이다. 式 (3)은 各产业의 生產要素價格을 基準年度價格으로 표시하기 때문에 生產要素의 产业間 移動에서 오는 生產性 변화는 제외되어⁴⁾ 이 때문에 이를 加重總生產性(weighted total productivity)이라 하고, 式 (2)를 單純總生產性(unweighted total productivity)이라 할 수 있다. 經濟가 成長함에 따라 資本과 勞動은 生產性이 높은 产业으로 移動하며, 이러한 生產要素의 移動에서 오는 生產性 증대는 式 (3)에서 제외되기 때문에 加重總生產性은 單純總生產性보다는 일반적으로 낮게 나타난다. 특히 产业別로 m 과 n 의 차이가 크고 이에 따른 生產要素의 移動이 심한 경우에는 加重總生產性과 單純總生產性과의 차이는 크다. 여러 異質의 产业으로 구성되는 總製造業의 生產性을 测定할 때에는 加重總生產性을 生產性의 指標로서 이용하는 것이 보다 합리적이라 할 수 있다. 왜냐하면 資本이나 労動이 生產性이 낮은 产业에서 높은 产业으로 移動하여 製造業 전체의 生產性이 증대되었다면 이는 진정한 의미에서의 生產性 증대라 할 수 없기 때문이다.

III. 產出 및 投入의 推定

實證的 연구에 있어서 자료의 중요성은 다시 언급할 필요가 없지만 生產性 分析, 특히 個別产业의 生產性測定에 있어서는 정확한 자료가 뒷받침되어야 한다. 產出과 投入과의 관

계를 나타내는 生產性 測定은 기본적으로 產出과 投入의 推定問題이기 때문에 이들의 정확하고도 信憑性 있는 推定은 生產性 分析에 있어서 절대적 要件이다. 本研究에서도 投入과 產出의 推定過程에는 복잡하고도 많은 문제가 제기되나, 여기서는 기본적인 推定方法과 이에 따른 문제점만을 간단히 서술하는 데 그치기로 한다.

產業別 產出의 推定은 鐵工業「센서스」자료에 나타난 產業別 附加價值를 이용하는 것을 原則으로 하였다. 이에 대하여는 167個 產業에 대한 產出「디플레이터」를 작성하여 73年不變價格表示 附加價值를 計算하였다. 產出은 產出量으로 표시됨이 理想의이기 때문에 附加價值를 產出로 적용하는데는 상당한 주의가 필요하며 특히 附價加值率이 不安定할 경우 이를 적용함에는 문제가 있다. 따라서 產出量推定을 위하여서는 產業別로 附加價值率을 計算하여 檢證하였고 필요시에는 產業의 生產指數 등을 감안하여 調整하였다. 그리고 鐵工業「센서스」에 나타난 附加價值에는 間接生產費(예컨대 運搬費, 廣告宣傳費, 旅費 등)이 포함되어 있기 때문에 이 중에서 일부를 調整하여 주었다.

投入推定에 있어서 資本投入은 68年을 基準年度로 한 基準年接續方法(benchmark-year method)을 이용하여 資本「스톡」을 推計하였

5) 國民所得統計資料와 產業生產指數에 의하면, 우리나라 製造業은 1966~75年 사이에는 20.4%와 23.6%가 成長하였다. 鐵工業「센서스」자료에 의한 製造業의 成長이 높은 것은 5人미만을 雇傭하는 業體가 鐵工業「센서스」자료에 제외된 데에 基因한다. 여기서 成長率은 期間中 複利增加率이며 앞으로도 모든 成長率은 이를 사용하기로 한다.

6) Solow index와 Kendrick-Ott index 사이에 비교적 차이가 큰 것은 資本 및 勞動投入이 調査期間中 상당히 큰 幅으로 变화를 하였기 때문이다.

다. 資本投入은 시설의 積動率을 감안하여 주는 것이 바람직하겠으나 積動率에 대한 자료의 制約으로 이를 고려할 수 없었다. 鐵工業「센서스」에 나타난 有形固定資產은 帳簿價格으로 되어 있기 때문에 基準年度의 資本「스톡」水準 自體가 상당히 低評價되는 문제점이 있다. 이는 資本投入의 增加率을 높게 함으로써 生產性의 增加率을 억제하는 要因을 形成하였다고 할 수 있다. 後述하는 바와 같이 總生產性의 增加率이 낮은 것은 이와 상당한 關係가 있는 것으로 보인다.

勞動投入은 勞動時間에 대한 時系列 자료의 制約으로 鐵工業「센서스」에 나타난 分期別 平均被雇傭者數에 年末 현재의 事業主 및 無給家族從事者를 합하여 年中 勞動投入으로 보았다.

資本 및 勞動投入의 加重值로 적용된 所得分配率에 있어서는 產業聯關表 자료에 나타난 間接稅, 補助金 및 減價償却 자료를 이용하여 產業別 勞動所得分配率을 우선 推定하였다. 그리고 事業主 및 無給家族從事者에 대해서는 이들이 該當產業 被雇傭者の 平均賃金을 받는 것으로 보아 이를 擬制 推定하여 주었다.

N. 製造業의 成長과 生產性 推移

鐵工業「센서스」자료에 의하면 우리나라 製造業은 지난 1966~75年 사이에 年 25.5%⁵⁾ 란 놀라운 成長을 한 것으로 나타났으나 이에 비하여 總生產性의 增加는 매우 저조한 狀態를 보이고 있다. <表 1>에서 보는 바와 같이 加重總生產性은 年平均 2.1~2.6%⁶⁾ 만의 增加에 그쳐 製造業 成長의 約 10% 밖에 설명을

하여 주지 못하고 있으며, 生產要素의 產業間 移動에서 오는 生產性의 증가를 고려하더라도 總生產性增加(單純)는 年 3.1~3.7%로서, 製造業成長의 15% 정도만을 설명하여 주고 있다.

이는 바꾸어 말하면 技術進步나 經營의 合理化와 같은 生產性의 提高에 의한 寄與는 전체 製造業成長의 10~15% 정도에 지나지 않으며, 나머지는 資本이나 勞動과 같은 生產要素의 投入增大를 통하여 이루어졌다는 것이다. 總要素投入은 같은 期間 동안 22.9%나 증가함으로써 전체 製造業成長의 85%⁷⁾를 설명하고 있다. 이와 같이 지난 10년 동안 우리나라 製造業의 成長이 生產要素의 投入增大에 의하여 主導되어 왔다는 것은 매우 주목할 만한 사실로서 우리나라 工業化過程의 中요한 특징의 하나라 할 수 있다(圖 1 참조).

總要素投入의 높은 增加率을 보이고 있는데

〈表 1〉 總製造業의 產出, 投入 및 生產性增加率¹⁾

	(단위: %)	1966~75	1966~71	1971~75
產出	25.5	26.0	24.8	
總投入	22.9	22.3	23.8	
勞動投入	11.3	8.9	14.4	
資本投入	27.4	28.5	26.0	
總生產性				
Kendrick-Ott	2.1 (3.0)	3.1 (4.3)	0.9 (1.5)	
Solow ²⁾	2.6 (3.7)	3.7 (5.2)	1.0 (1.9)	

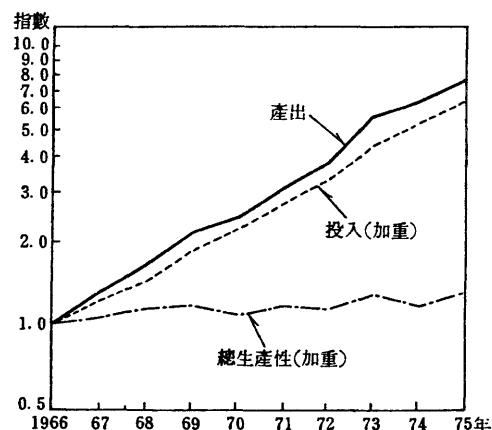
註: 1) 여기에 使用된 增加率은 複利增加率이며 모든 產出投入 및 生產性은 加重值임. 단 ()안은 單純生產性임.

2) 總產出增加率에서 總投入增加率을 뺀 값임.

7) Kendrick-Ott 指數方法에 의하면 生產性增加는 產出量增加率과 投入量增加率과의 차이와 반드시 일치하지는 않는다.

이는 주로 資本投入의 급격한 증대에 因因한다. 1966~75年 사이에 資本投入은 年平均 27.4%씩 증가하여 8倍가 늘어났으나 勞動投入은 11.3%의 증가에 그쳤다. 資本投入의 급속

[圖 1] 總製造業의 投入, 產出 및 總生產性 推移



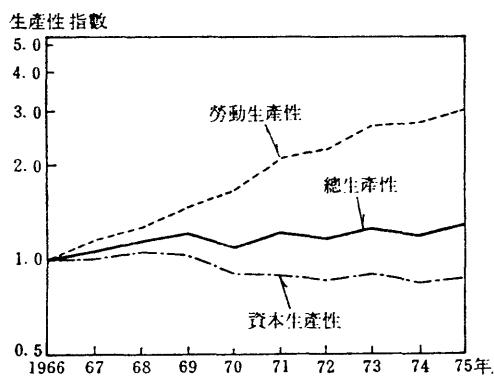
한 증가는 두말할 것도 없이 이 期間 동안 製造業部門에의 穩성한 投資活動을 반영하나 資本生產性의 低下를 가져옴으로써 資本收益性의 감소와 함께 總生產性의 증대를 억제하는 中요한 要因을 形成하였다. 또한 基準年度(1968年)에 있어서의 높은 資本所得 分配率(60.7%) 때문에 資本投入의 變化가 總投入指數의 증대에 절대적인 영향을 미쳤다 하여도 과언이 아니다.

한편 資本 및 勞動生產性의 推移를 보면 資本投入의 급격한 증가로 資本投入單位當 實質生產額은 調查期間 동안 떨어지는 趨勢를 보이고 있다. 이는 資本이 效率적으로 사용되지 못하고 있음을 가리키는 것으로서 總生產性의 저조한 向上을 가져오는 決定的 要因이 되었다(圖 2 참조). 이에 반하여 勞動生產性은 年平均 12.9%의 높은 增加率을 보이고 있는데

이는 資本集約度의 增加(年平均 13.4%)에 의하여 크게 영향을 받은 것으로 보인다.

總生產性의 年度別 推移를 보면 總要素生產性은 1971년까지는 비교적 치밀히 증가하는

[圖 2] 總製造業의 勞動, 資本 및 總生產性推移



趨勢를 보여 오다가 1972年부터는 저조한 狀態를 보이고 있다. <表 1>에서 보는 바와 같이 1966~71年 사이의 單純總要素生產性은 年平均 4.3~5.2%가 증가하였고, 加重總生產性은 3.1~3.7%가 증가하였다. 같은期間 동안 產出量은 26.0%가 증가하였는데 產出量 증대에 대한 生產性 증가의 寄與率은 前者の 경우 約 20%, 後者の 경우 約 15%가 된다. 이것은 1966~75年 사이의 生產性 增加率에 비하면 상당히 높은 水準이다.

이에 비하여 1971~75年 사이에는 生產性의

向上이 매우 저조하여 單純總生產性은 1.5~1.9%, 加重總生產性은 0.9~1.0%의 年平均 增加만을 보이고 있다.

1972年 이후부터 總生產性이 停滯現象을 보이게 된 중요한 要因의 하나로서 造船, 自動車, 鐵鋼 및 石油化學과 같은 重化學工業에 대한 급격한 投資의 증대를 들 수 있다. 이러한 產業은 대부분 資本集約的 產業인데다가 國內市場의 狹少로 規模의 經濟利益을 享有할 수 없기 때문에 投下資本 單位當 生產性이 낮다. 또한 71年 이후 景氣의 일 반적 後退와 「오일 쇼크」 이후 景氣沈滯는 全製造業 및 이들 產業의 稼動率을 低下시켰을 것으로 보이며, 이는 資本의 優越적 활용을 減少시킴으로써 總生產性의 向上을 沮害하는 要因을 形成하였을 것으로 보인다.⁸⁾

우리나라 製造業의 產出量 증대에 대한 生產性의 寄與率은 國際比較를 하여 보아도 매우 낮은 水準이다(表 2 참조). 美國이나 日本과 같은 先進國의 경우를 보면一般的으로 總生產性 증가가 產出量 증가의 最小 50% 이상을 설명한다. 이에 비추어 볼 때 우리나라의 경우 生產性 증가가 產出量 증가의 10~15% 밖에 설명하여 주지 못한다는 것은 우리나라 製造業의 成長이 아직도 生產要素의 量的 投入 증대에만 일방적으로 依存하고 있음을 立證하고 있다고 하겠다. <表 2>에서 보는 바와 같이 美國에서는 1920年 이후 總生產性이 製造業 成長의 50% 이상을 계속 설명하여 줌으로써 生產性 증가가 經濟成長의 決定的 要因으로 되어 왔으며, 日本의 경우도 戰後에는 生產性 증가가 製造業成長에 50% 이상을 貢獻하고 있고, 戰前에도 대체로 20~25% 이상을 설명하고 있다. 물론 우리나라의 경우는 1974

8) 여기서 한가지 留意할 사실은 이미 지적한 바와 같이 68年度의 資本「스톡」이 帳簿價格으로 표시되어 있기 때문에 상당히 낮게 評價됨으로써 資本投入의 增加率이 너무 높게 나타났을 가능성이 있다는 것이다. 만약 接續年度인 69年度의 資本「스톡」水準이 上向 調整된다면 資本投入增加率은 낮아질 것이고 반대로 總生產性은 그만큼 높아질 것이다. 이런 점을 고려할 때 <表 1>에 나타난 總生產性의 增加率은 다소 過少評價되었을 가능성이 크다.

年과 75年은 「오일쇼크」에 따른 景氣沈滯時期로서 生產性 증가의 推移를 파악하는데 적합하지 못한 점도 있으나 1971年까지만의 趨勢를 보더라도 製造業 成長의 約 15~20%만을 설명하고 있어 美國이나 日本에 비하여 매우 저조한 편이다. 물론 製造業이 다른 나라에서는 類例를 볼 수 없는 26%란 높은 成長率을 보이는 經濟下에서 成長에 대한 生產性이 寄與率이 50%를 넘는다는 것은 현실적으로 어려운 일이나 總生產性의 增加率 自體도 결코 美國이나 日本에 비하여 높지 않다는 것은 매우 주목할 만한 사실이다.

生產性의 國際間 비교에는 자료 및 推計方法에 있어서 문제가 없는 것은 아니나 2.1~2.6%의 總生產性 증가는 戰前의 日本이나 美國水準에 비하면 높으나 戰後의 美國이나 日本水準에 비하면 아직도 낮은 水準이며, 특히 日本에 비하면 매우 낮다.

우리나라 製造業의 生產性 증대와 이의 成長에 대한 寄與率이 낮은 원인으로서는 다음과 같은 것을 지적할 수 있다.

첫째, 經濟發展의 初期段階에서는 일반적으로 生產性 향상이 經濟成長에 貢獻하는 寄與率이 적다는 것이다. 資源의 完全雇傭이 이루어지지 않는 與件下에서는 生產要素의 價格은

生産性에 비하여 相對的으로 낮기 때문에 生產要素를 節約하고자 하는 노력이 적다고 할 수 있다. 다시 말하면 賃金은 勞動生產性에 비하여 낮고 金利는 資本의 收益率보다 낮다. 이러한 經濟下에서는 生產要素를 節約하여 產出量을 늘리고자 하기보다는 生產要素를 더 投入하여 產出量을 증대시키는 것이 더 有利하다. 따라서 企業은 技術을 開發·改善하고 經營의 合理化를 통하여 生產性을 증대하고자 하는 노력을 계울리하게 됨은 당연하다 하겠다.

<表 2>에서 보는 바와 같이 美國의 경우도 1899年에서 1919年까지만 하더라도 製造業部門에서 生產性 증가가 產出量증가의 10~15%만을 설명하여 주었으나 그 뒤 차츰 生產性寄與率이 증가하여 戰後에는 50% 이상을 설명하여 주고 있다. 日本에 있어서도 이와 비슷한 現象을 발견할 수 있다(表 2 참조).

물론 經濟發展의 初期段階에 있어서는 生產性의 寄與率이 낮은 것이 사실이나 1966~75年間의 우리 經濟의 工業化段階가 美國의 今世紀初, 日本의 1920年代와는 비교할 수 없다는 점을 감안할 때 우리의 生產性 증대는 낮다고 할 수밖에 없으며, 낮은 이유도 단순히 開發初期의 일반적 原因에서만 찾을 수 없을 것으로 보인다.

<表 2> 製造業 總生產性의 國際比較

(단위: 年平均增加率 %)

	美 國 ¹⁾			日 本 ²⁾			韓 國 ³⁾	
	1899~1909	1909~19	1919~48	1953~66	1906~19	1906~36	1953~65	1966~75
產 出(A)	4.7	3.5	3.8	4.2	6.9	6.4	14.9	25.5
總生產性(B)	0.7	0.3	2.6	2.9	1.4	1.6	7.8	2.1~2.6
寄與率 (B/A)	14.9	8.6	68.4	69.1	20.2	25.0	52.3	8.2~10.2

註: 1) J.W. Kendrick (1961), p.464와 J.W. Kendrick (1973), pp. 274~5 참조.

2) K. Yoshihara (1973), pp. 274~5 참조.

3) 加重總生產性임.

둘째, 지난 10餘年동안 우리나라의 獨占 内
지 寡占企業의 급속한 成長은 生產性向上을
위한 肯定的 要因으로는 작용하지 못했을 것으
로 보인다. 後述하는 바와 같이 專賣, 精油,
鐵鋼 및 輸送機械와 같은 獨占 内지 寡占企業
이 지배하는 產業에 있어서의 生產性이 일반적
으로 저조하거나 아니면 負의 生產性 증가를
보이고 있다. 물론 이들 產業의 生產性이 낮
은데는 우리 經濟가 重化學工業 중심의 產業
構造의 改編過程에서 오는 過渡期의 現象과
規模經濟의 不在, 放漫한 施設投資 등 資本生
產性의 저조에 상당한 原因이 있겠으나 市場의
獨占에 따른 安易한 經營體制는 生產性向上을
위한 노력을 동반시하였을 것으로 보인다.

세째, 生產性이란 그 社會에 있어서 經濟的
能率을 의미하는 것이며, 이는 여러 가지의
社會·經濟的 要因, 즉 社會의 價值觀, 企業人
의 姿勢 및 制度的 裝置 등에 의하여 영향을
받게 된다. 우리 나라와 같이 「인플레」가 長
期間 계속되고 政府의 政策如何에 따라 企業
의 浮沈이 심한 社會·經濟的 與件下에서는
費用을 節減하여 利潤을 증대시키고자 하기보
다는 費用引上要因이 있으면 이를 어떤 形態
로든 製品價格에 轉嫁시키고자 할 것이며, 政
府의 각종 보호와 지원은 企業經營의 放漫性과
非合理的인 投資行爲를 초래하였을 것이다.
이러한 一連의 社會·經濟的 要因은 生產性
向上에 결코 有益하지는 못하였을 것으로 보
인다.

9) 1966~75年 사이에 輸出比率이 급속히 올라갔거나 그
렇지 않더라도 輸出比率이 30~40% 이상이 되는 產業
은 輸出產業, 輸入比率이 급속히 떨어지거나 혹은 輸入
比率이 높은 輸入競爭產業은 輸入代替產業으로 구분
하였으며, 國內產業은 輸出 및 輸入依存度가 다같이
낮은 產業으로서 輸出 및 輸入代替產業에 속하지 않는
產業이다.

V. 產業別 生產性의 推移

지금까지 우리나라 製造業의 總生產性은 產
出量의 成長에 비추어 보아 매우 부진한 實績
을 보여 왔으며, 그 일반적 原因이 어디에 있
었는가를 살펴보았다. 여기서는 製造業 전체
를 輸出產業, 輸入代替產業 및 國內產業⁹⁾으로
나누어 이들의 生產性 推移를 比較分析하고
28個 小分類別 主要產業의 生產性 변화를 살
펴보기로 한다.

<表 3>에서 보는 바와 같이 輸出·輸入代替
및 國內產業 중에서 輸出產業이 가장 높은 生
產性의 증가를 보여 주고 있다.

<表 3> 輸出·輸入代替 및 國內產業의 總生產
性比較(1966~75年)

(단위: 成長率 %)

	輸出產業	輸入代替 產業	國內產業
產 出	31.6	27.4	18.7
總 投 入	25.1	24.3	17.7
資本投入	30.3	28.6	21.7
勞動投入	14.4	10.6	6.8
總生產性			
Kendrick-Ott	5.2 (5.7)	2.5 (4.4)	0.8 (1.4)
Solow	6.4 (7.1)	3.1 (5.3)	0.9 (1.6)

註: ()안은 單純總生產性임.

1966~75年 사이에 輸出產業의 總生產性은
年平均 5.2~6.4%의 비교적 높은 증가를 보
임으로써 產出量 증가의 16~20%를 설명하여
주고 있다. 이에 반하여 國內產業과 輸入代替
產業은 각각 0.8~0.9%와 2.5~3.1% 사이의
生產性 증가를 示顯함으로써 產出量 증가에
5~10%밖에 寄與를 하지 못하고 있다.

이처럼 輸出產業이 輸入代替產業이나 國內產業에 비하여 높은 生產性의 向上을 보일 수 있었던 것은 무엇보다도 輸出의 지속적인 증대로 他產業에 비하여 높은 稼動率을 꾸준히 유지할 수 있었고 纖維, 電氣機械 및 器具와 皮革製品 등 主宗輸出產業의 大量生產에 따른 規模의 經濟가 가능하였음에 基因한다고 보인다. 이로 인하여 輸出產業은 資本의 深化過程 즉, 資本集約度가 상당히 上昇하였음에도 불구하고 全期間을 통하여 지속적인 生產性의 向上을 기할 수 있었던 것이다. 이밖에도 海外에 있어서의 競爭의 激化는 技術의 開發 및 改善, 施設近代化 및 經營의 合理化를 위한 노력이 强要되었을 것이며, 이러한 一連의 競爭要因은 生產性 提高에 결정적 역할을 하였을 것으로 보인다. 輸出產業의 勞動生產性은 年平均 16.4%의 높은 上昇率을 보였으며 資本生產性도 2.2%가 上昇하였다.

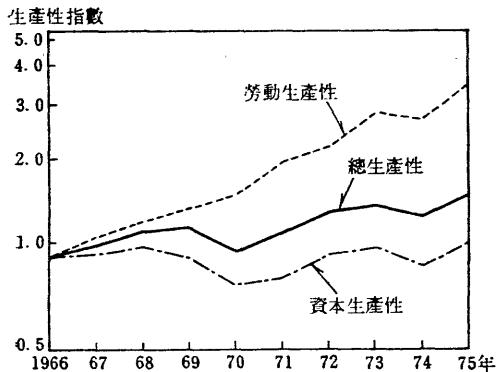
輸入代替產業이나 國內產業이 輸出產業에 비하여 낮은 生產性을 보이게 된 주된原因是 이들 產業에 있어서의 資本生產性이 낮은 基因하고 있다. 1966~75年 사이에 輸出產業에 있어서의 資本「스톡」은 年平均 30% 증가한 반면 國內產業과 輸入代替產業은 21%와 26%로 늘어났음에도 불구하고 國內產業의 경우는 資本生產性이 1.7%가 멀어졌고, 輸入代替產業은 1.2%의 증가에 그쳤다. 이처럼 國

內產業과 輸入代替產業은 投資活動이 상대적으로 穩乏치 못하고 이로 인하여 資本의 深化過程이 크게 이루어지지 않았는데도 資本生產性이 멀어지거나 극히 微微한 上昇만을 보인 것은 資本施設의 稼動이 매우 부진하거나 또는 非效率的으로 활용되고 있음을 가리킨다고 하겠다.

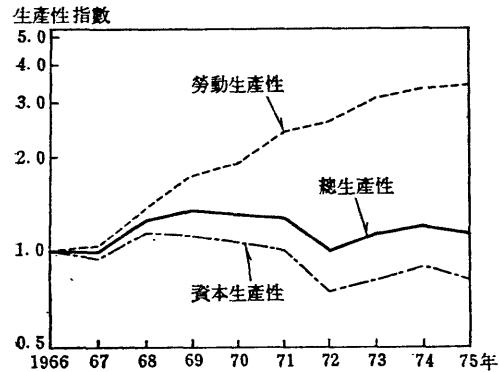
이와 관련하여 주목할 만한 사실은 1971年부터 總生產性과 資本生產性이 멀어지는 趨勢를 보이고 있는데 이는 根本的으로는 圧需部門에 있어서의 일반적인 景氣後退 대지 深滯를 반영한다고 보아야 할 것이다(圖 3~5 참조). 왜냐하면 國內產業이든 輸入代替產業이든 이들은 圧需指向의이기 때문이다. 다같이 國內產業이면서 國內產業이 輸入代替產業보다 生產性의 증가가 낮은데는 飲食料品, 煙草, 製紙, 出版 등 國內產業은 대부분 所得彈力성이 낮고 “오래된” 產業이기 때문에 規模의 經濟利益이나 技術開發 및 改善의 여지가 적은 편에 基因한다고 할 수 있다. 반면 輸入代替產業은 金屬, 機械 및 化學製品 등 所得彈力성이 높은 “새로운” 產業이 대부분이기 때문에 成長이 빠르고 規模의 經濟와 技術變化의 가능성성이 높다고 하겠다. 이로 인하여 우리나라와 같이 급속히 成長하는 經濟에서는 前者보다는 後者の 경우 生產性 증대의 가능성성이 일반적으로 크다고 보아야 할 것이다. 이러한 이유 이외에도 輸入代替產業의 生產性 증가가 國내產業보다 높은 것은 後述하는 바와 같이 產業用 化學製品과 플라스틱 製品의 生產性이 過大評價된 반면 國내產業에서는 큰 比重을 차지하는 煙草製造業이 2.5%의 負의 生產性 증가를 보임으로써 生產性 증대가 過少評價되었을 가능성이 있기 때문이다¹⁰⁾.

10) 煙草製造業이 負의 生產性 증대를 보인다는 「디플레이터」가 크게 작용하였다. 담배의 都賣物價指數는 담배의 質의 變動을 감안하지 않고 담배의 이름만을 따라서 調査하였기 때문에 담배價格의 變動이 거의 없어 이를 사용하지 않고 韓國銀行의 Implicit價格「디플레이터」를 사용하였다. 韓國銀行의 「디플레이터」는 單價指數(담배 總販賣額/ 販賣量)에 기초를 두고 있기 때문에 「디플레이터」上昇率이 매우 높다. 이밖에 1975년의 附加價值率이 異例의으로 높아 生產指數의 움직임을 보아 약간 下向調整하였다. 이러한 이유로 1975년의 實質附加價值가 다소 過少評價되었을 가능성이 있다.

[圖 3] 輸出產業의 勞動, 資本 및 總生產性 推移

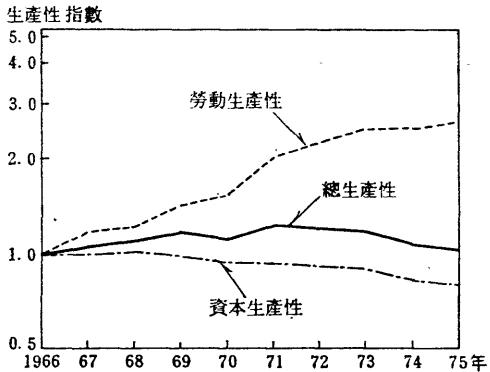


[圖 4] 輸出代替產業의 勞動, 資本 및 總生產性 推移

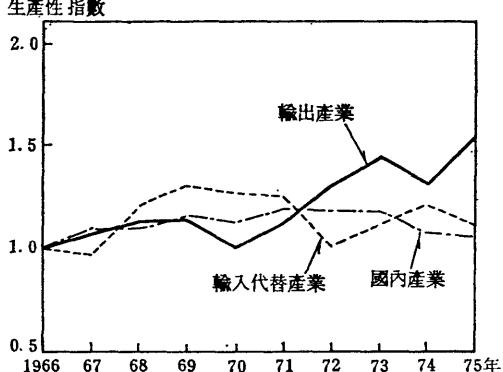


이와는 반대로 輸出產業은 1971年 이후에도 總生產性 및 資本生產성이 꾸준히 上昇勢를 보여 주고 있는데 71年 이후의 꾸준한 生產性 증대가 없었더라면 輸出產業의 生產性 증대가

[圖 5] 國內產業의 勞動, 資本 및 總生產性 推移



[圖 6] 輸出, 輸入代替 및 國內產業의 總生產性 推移



國內產業이나 輸入代替產業에 비하여 결코 높지 못하였을 것이다. [圖 6]에서 나타나는 바와 같이 1971年까지만 비교하면 輸入代替產業이 오히려 가장 높은 生產性向上을 보여 주고 있다¹¹⁾.

1971年 이후부터 輸入代替產業의 生產性이 下落 내지 停滯되거나 다른 이유는 1972年重化學工業宣言과 함께 鐵鋼, 機械, 非鐵金屬 및 石油化學分野에 대한 集中的な 投資가 이루어진 반면 初期段階에서 볼 수 있는 規模經濟의 不在 및 稼動率低下로 投下資本單位當生產量 증가는 매우 낮은 데에 있을 것이다. 이

11) 摘稿, “Exports and Productivity Trends of Korean Manufacturing Industries” (KDI Working Paper 7406)를 참조. 이 Working Paper와 本研究와는 方法論에는 같으나 產業의 分類, 產出「니플레이터」 및 資本「스톡」推計 및 加重值面에서 修正, 补完되었기 때문에 직접 비교하기가 어렵다. 그러나 71년까지만 보면 輸入代替產業이나 國內產業이 輸出產業보다 큰 生產性 증가를 보인 점은 本研究의 결과와 같다. 加重總生產性과 單純總生產性과의 차이가 큰 것은 66年 度所得分配率 및 要素價格을 加重值로 사용했기 때문이다.

밖에도 이들 產業에 대한 政府의 지원과 보호는 投資의 放漫性과 非合理的經營을 放置시킴으로써 生產性向上에 대한 沮害要因이 되었을 가능성도 排除할 수 없다.

製造業을 28個 產業(KSIC 3digit) 別로 나누어 生產性 推移를 살펴보면 〈表 4〉와 같다. 28個 產業 중 總生產性(加重平均基準)의 增加

率이 높았던 產業은 纖維(6.8%), 衣服(10.0%), 가죽 및 가죽製品(9.8%), 化學製品(7.8%) 및 光學製品(11.6%), 기타 製造業(7.3%)이다¹²⁾.

여기서 보는 바와 같이 化學製品과 기타 製造業 중 일부를 제외하고는 거의 모든 產業이 輸出產業으로서 總生產性 增加率이 產出量 증

〈表 4〉 主要產業別 產出, 投入 및 總生產性 增加率¹⁾

(단위: %)

	產 出	投 入	總 生 產 性
1. 食 料 品	23.3	21.6	1.4
2. 飲 料 品	19.1	17.0	1.8
3. 담 배	13.8	16.7	-2.5
4. 纖 維	30.7	22.4	6.8
5. 衣 服	33.0	21.0	10.0
6. 가죽 및 가죽製品	37.9	25.6	9.8
7. 製材 및 合板	20.6	28.5	-6.2
8. 家具, 建具 및 木製品	15.3	20.5	4.5
9. 편지, 종이 및 紙製品	13.8	17.4	-3.0
10. 印刷 및 出版	10.4	11.7	-1.2
11. 產業用 基礎化學物	30.3	11.1	17.3 ²⁾
12. 化 學 製 品	28.3	19.0	7.8
13. 合成樹脂, 纖維 및 其他化學製品	49.3	60.5	-7.0
14. 石 油 精 製	23.9	47.7	-16.1
15. 石油 및 石炭의 雜製品	14.4	11.0	3.0
16. 고무 및 고무製品	33.5	29.0	3.5
17. 其他 플라스틱製品	45.0	28.1	13.2 ³⁾
18. 陶磁器 및 土器	2.9	8.5	-5.2
19. 유리 및 유리製品	23.2	19.4	3.2
20. 其他 非金屬礦物製品	21.0	17.2	3.2
21. 第 1 次 鐵 鋼	35.8	48.1	-8.3
22. 第 1 次 非鐵金屬	22.0	34.1	-9.0
23. 組立金屬製品	22.4	17.8	3.9
24. 機 械	20.8	16.8	3.5
25. 電氣機械器具	48.5	31.3	13.1
26. 輸 送 裝 備	21.1	26.0	-3.9
27. 科 學 測 定 및 寫 真 光 學 機 械	40.7	26.0	11.6
28. 其 他 製 造 業	36.4	27.1	7.3
總 製 造 業	25.5	22.9	2.1

註: 1) 加重總生產性의 1966~75年間의 複利增加率임.

2), 3) 本文의 註12) 참조.

12) 產業用 化學物(肥料, 農藥 및 產業用 基礎化學物)과 기타 플라스틱 製品이 17.3%와 13.2%의 높은 生產性 증가를 보이고 있는데 이는 1968년 이후 產出量 증가가 量의으로 急增함에 따른 生產性의 증대에 基因한다. 68년을 基準時點으로 하여 成長率을 구하면 각각 4.8%와 5.6%에 지나지 않으며 이것을 정상적인 趨勢值로 봄이 타당하다고 思料됨.

가의 20~30%를 설명하고 있다. 이와 반대로 負의 生產性 增加率을 보이는 產業으로서는 煙草製造業(-2.5), 製材 및 合板(-6.2), 종이 및 종이製品(-3.0), 印刷 및 出版(-1.2) 같은 國內產業이거나 아니면 第1次 鐵鋼(-8.3), 非鐵金屬(-9.0) 및 輸送裝備(-3.9), 石油精製(-16.1)와 같은 輸入代替產業이 대부분을 차지하고 있다. 輸出產業에서는 製材 및 合板과 陶磁器 및 土器만이 負의 生產性 증가를 보이고 있다. 특히 專賣, 製材 및 合板, 石油精製, 鐵鋼, 非鐵金屬 및 輸送裝備產業과 같은 資本集約의 企業集中度가 높은 產業이 負의 生產性 증가를 보이고 있다는 것은 부분적으로 施設投資 擴張에 따른 資本投入의 急增, 規模經濟의 不在 및 낮은 積動率에基因한다고 하겠으나 매우 주목할 만한 사실이다. 한편 飲食料品, 家具 및 木製品, 유리 및 유리製品, 고무製品, 金屬製品 및 輸入代替產業은 착실한 生產性의伸張을 보이고 있는데 이를 產業은 대부분 資本集約度가 비교적 낮고 企業의集中度도 낮은 것이 특색이다.

<表 5>는 73個 產業을 기초로 하여 總生產性과 이에 영향을 주었을 여러 要素들과의 相關關係를 표시한 相關係數表이다. 여기서 매우 흥미 있는 사실은 앞에서도 지적한 바와 같이 總生產性의 변화는 資本生產性의 변화와 가장 높은 相關關係(0.98)를 가지고 있다는 것이다. 이는 두 말할 것도 없이 資本이 차지하는 加重值가 월등히 높은 테다가 資本「스톡」의 增加率이 勞動投入의 增加率보다 더 높은 데基因한다.

또 總生產性은 資本集約度(資本·勞動比率)와도 負의 관계이긴 하나 높은 相關關係(-0.77)를 보여주고 있는데 이는 資本集約度가 높은 產業일수록 總生產性은 멀어짐을 示唆한다. 이것은 資本集約度가 높을수록 資本生產性이 멀어지기 때문이기도 하다.

總生產性은 附加價值 및 輸出의 比重과도 비교적 높은 相關關係(각각 0.674와 0.626)를 보여 주고 있는데, 이는 이미 지적한 바와 같이 輸出產業의 生產性 증가가 他產業에 비하여 높은 것과 符合한다. 한편 總生產性의 움

<表 5> 總生產性의 相關係數(73個 產業基準)¹⁾

	總生產性	附加價值	勞動生產性	資本生產性	資本, 勞動比	輸出比率	上位 8個 社出荷集中度 ²⁾	出荷 Gini 集中指數 ³⁾
總生產性	1.0000	.6738	.5296	.9806	-.7701	.6263	-.1188*	-.6022
附加價值	.6738	1.0000	.5577	.6915	-.4086	.5348	.1412*	-.3424
勞動生產性	.5296	.5577	1.0000	.4648	.1056*	.4037	.0704*	-.1083*
資本生產性	.9806	.6915	.4648	1.0000	-.8251	.5984	-.0739*	-.6074
資本, 勞動比率	-.7701	-.4086	.1056*	-.8251	1.0000	-.4105	.1514*	.6072
輸出比率	.6263	.5348	.4037	.5984	-.4105	1.0000	.1056*	-.3139
上位 8個 社出荷集中度	-.1188*	.1412*	.0704*	-.0739*	.1514*	.1056*	1.0000	.2491
出荷 Gini 集中指數	-.6022	-.3424	-.1083*	-.6074	.6072	-.3139	.2491	1.0000

* 表示의 係數는 信賴區間 95%에 대하여 有意임. 有意水準 10%, 5% 및 1%에 대한 相關係數의 값은 각각 0.1525, 0.1955 및 0.2120임.

註: 1) 上位 8個 社出荷集中度 및 出荷 Gini集中指數는 1966년 및 74년의 平均值이며 이들을 제외한 모든 變數는 1966~75年間의 增加率임.

2) 李奎億, 『市場構造와 獨寡占規制』의 原資料를 이용하였으며, 上位 8個 社出荷集中度는 該當產業內에서 最多出荷하는 上位 8個 社가 市場의 總出荷에 占有하는 比率임.

3) 註 2)와 동일한 자료이용, 上揭書 p.60 참조.

직임과企業集中과는 일반적으로 負의 相關關係가 있으며, 특히 Gini集中指數와는 相關關係(-0.60)가 높은데 이는 獨寡占企業의 生產性이 비교적 낮음을 示唆한다고 하겠다. 이와 같은 사실은 Gini集中指數가 資本集約度와 正의 相關關係를 보이고 있는 것에서도 알 수 있다.

VI. 要約 및 結論

生産性分析은 무엇보다도 投入 및 產出의 정확한 推定을 前提로 한다. 이런 점에서 本研究는 資本「스톡」 등 投入 및 產出資料의 推定에 있어서 아직도 改善과 補完의 여지가 적지 않다. 그러나 이러한 문제가 生產性의 전반적인 趨勢와 이의 決定要因에는 크게 영향을 미치지는 않을 것으로 보인다. 本研究에서 얻은 중요한 결과로서는 다음과 같은 것을 지적할 수 있다.

1) 지난 10年 동안 우리나라 製造業의 成長에 있어서 總生產性의 寄與率이 너무나 낮은 10~15%에 그치고 있다는 사실이다. 이는 資本投入이 過大評價된 데에도 그原因의 一端이 있으나 이러한 推計上の 격차를 감안하더라도 生產性의 寄與率은 매우 낮다고 보아야 할 것이다. 이처럼 生產性의 증가가 부진한데에는 「오일 쇼크」 이후 우리 經濟가 景氣沈滯에서 완전히 벗어나지 못한데다 經濟發展의 初期段階에서 일어나는 일반적인 現象이라고 하겠으나, 우리나라의 發展段階로 보아 낮은 편이라 할 수 있다. 다시 말하면 이는 製造業

의 成長이 거의 전적으로 資本과 勞動의 投入 증대에 依存하고 있다는 것인데, 이러한 成長 「폐턴」은 長期的으로 지속될 수 없는 것이며 보다 높은 生產性의 증대 없이는 과거와 같은 製造業의 高度成長은 어려울 것으로 보인다.

2) 이와 같이 總生產性의 증가가 비교적 낮은 주된 이유는 資本生產性의 向上이 매우 부진한 데에 있으며, 資本生產性이 부진한 이유는 投資가 效率적인 활용 내지 投入되지 못하였다는 것을 示唆한다고 하겠다. 이에는 물론 「오일 쇼크」로 인한 景氣沈滯에 따라 稟動率이 低下하였다는 것이 중요한 要因이겠으나 이에 못지 않게 중요한 것은 73年 이후 資本集約度가 높은 重化學工業部門에 집중적인 投資가 이루어진 반면 이들 產業은 初期 施設投資의 過剩, 規模經濟의 未享有 등으로 資本生產性이 매우 낮은 데도 있다고 보아야 할 것이다. 이와 같은 사실은 總生產性이 資本集約度 및 資本生產性과 높은 負의 相關關係를 가지고 있는 데서도 알 수 있는데, 資本集約의 重化學工業의 生產性 증대는 앞으로의 우리나라 產業政策의 중요한 과제라 아니할 수 없다.

3) 企業의 集中化 現象과 이로 인한 競爭體制의 弱化도 總生產性의 증가를 억제하는 原因으로 작용하였을 가능성이 있다. 精油, 鐵鋼輸送裝備, 專賣 등 獨占 内지 寡占 產業의 生產性이 저조하거나 負의 증가를 보이고 있고, 總生產性의 변화가 Gini集中指數와 비교적 높은 負의 相關關係를 보이고 있다는 사실이 이를 뒷받침하고 있다고 하겠다. 우리나라와 같이 「인플레」가 계속되는 經濟下에서는 市場의 지배력이 강한 企業이나 產業은 生產性을 提高하여 利潤을 올리기 보다는 「인플레」에 便乘한 價格引上의 誘因이 강하게 作用할 것이

며, 이는 放漫한 經營과 過剩投資를 초래할 가능성이 높기 때문이다.

4) 위에서 지적한 바와 같이 製造業 전체의 生產性 증가는 지난 10年 동안 결코 만족스럽지 못하다. 그러나 製造業을 輸出產業, 輸入代替產業 및 國內產業으로 나누어 보면 輸出產業은 비교적 높은 生產性 增加를 보인 데 반하여 國內產業이나 輸入代替產業은 매우 낮은 生產性 증가를 보이고 있다. 따라서 製造業 전체의 生產性 증가가 일반적으로 낮은 것은 國내產業이나 輸入代替產業의 生產性 저조에

基因한다고 보아야 할 것이다. 輸出產業의 生產性이 높은 이유는 무엇보다도 海外에서의 競爭 激化에 따른 시설의近代化, 技術開發 및 改善과 經營合理化를 위한 노력이 활발히 이루어진 데 있다고 보아야 할 것이다.

따라서 앞으로는 輸入代替產業을 포함한 內需產業의 生產性提高에도 보다 큰 政策的 力點을 두어야 할 것이며, 生產性의 提高를 통해서만 오늘날 우리 經濟가 당면하고 있는 「인플레」 문제도 根源的으로 退治할 수 있을 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ▷

- Abramovitz, Moses, "Resources and Output Trends in United States Since 1870," *American Economic Review*, May 1956.
- Brookings Institution, *The Measurement of Productivity*, Washington, D.C., 1972.
- Brown, Murry, *On the Theory and Measurement of Technological Change*, Cambridge University Press, 1968.
- Denison, Edward F., *The Sources of Economic Growth in the United States and the Alternatives Before Us*, Supplementary Paper 13, New York, Committee for Economic Development, 1962.
- Domar, Evsey D., "On the Measurement of Technological Change," *The Economic Journal*, December 1961.
- _____, "On Total Productivity and All That," *American Economic Review*, Vol. IXX, December 1962.
- Jorgenson, Dale W. and Zvi Griliches, "The Explanation of Productivity Change," *The Review of Economic Studies*, July 1

- 967, Reprinted with Correction in Survey of Current Business, May 1969, Part II.
- Kendrick, J.W., *Postwar Productivity Trends in the United States; 1948-1969*, NBER, 1973.
- _____, *Productivity Trends in the United States*, Princeton University Press, Princeton, 1961.
- Kendrick, J.W. and Ryuzo Sato, "Factor Prices, Productivity and Economic Growth," *American Economic Review*, Vol. LIII, 1963.
- Kim, Chuk Kyo, *Exports and Productivity Trends of Korean Manufacturing Industries*, KDI Working Paper 7406, September 1974; a revised version to appear in Wontack Hong and Anne O. Krueger (Eds.), *Trade and Development in Korea*.
- _____, *Productivity Analysis of the Export Industry*, KDI Working Paper 7203, 1972.
- _____, *Wirtschaftswachstum und Kapital-*

- koeffizient, Bertelsmann Universitätsverlag, Düsseldorf, 1972.
- Kravis, J.B., "Related Income Share in Fact and Theory," *American Economic Review*, Vol. 49, 1959.
- Nadiri, M. Ishaq, "Some Approaches to the Theory and Measurement of Total Productivity: A Survey," *Journal of Economic Literature*, Vol. VIII, No. 4, December 1970.
- Ott, A.E., "Produktionsfunktion, technischer Fortschritt und Wirtschaftswachstum," in H. König(Hrsg.), *Wachstum und Entwicklung der Wirtschaft*, Köln-Berlin, 1968.
- Riese, H., *Strukturprobleme des wirtschaftlichen Wachstums*, Basel, 1959.
- Solow, R.M., "Technical Change and the Aggregate Production Function," *Review of Economic and Statistics*, Vol. XXXIX, 1957.
- Walter, Helmut, *Der technische Fortschritt in der neueren ökonomischen Theorie*, Duncker & Humblot, Berlin, 1969.
- Yoshihara, Kunio, "Productivity Change in the Manufacturing Sector; 1906-65," in Kazushi Ohkawa and Yujiro Hayami(Eds.), *Economic Growth—The Japanese Experience Since the Meiji Era—*, Vol. 1, The Japan Economic Research Center, 1973.

纖維工業의 特性과 消費 構造變化

金 榮 奉

▷ 目 次 ◁

- I. 序 論
- II. 우리 나라 纖維工業의 要素集約度 및 競爭環境
- III. 世界 纖維消費構造와 展望
- IV. 纖維工業의 成長展望
- V. 結論 및 政策方向

I. 序 論

纖維工業은 일반적으로 勞動集約的 性格이 현저한 衣類生產部門으로 알려져왔다. 과거에 纖維工業의 國際競爭力은 대체로 各國의 勞動生產性과 賃金水準에 의하여 評價되었으며 주로 衣類用 纖維消費量이 世界의 纖維需給規模를 결정하였다.

그러나 최근에 世界의 纖維產業은 合成纖維의 消費比重이 증대함에 따라 生產方法과 消費構造가 전반적으로 변화하는 과정을 보여준

다. 天然纖維의 供給이 자연적으로 制限된 때 대하여 合成纖維는 生產技術의 開發과 製品改善이 계속 이루어짐으로써 纖維部門의 需給創出과 資本集約化를 主導하고 있다. 이와 같이 종래의 纖維工業 概念이 变화됨에 따라 世界市場에서의 產業展望과 競爭力條件도 달라지고 있는 것이다.

輸出主導產業으로 발전한 우리나라의 纖維工業은 최근에 勞動力不足과 賃金上昇을 위시한 몇 가지 產業環境의 变化를 맞이하여 向後의 工業進路를 결정하여야 하는 岐路點에 위치하게 되었다. 悪化될 것이 예상되는 對內外 產業環境變化를 보면 불리해지는 勞動生產要素條件 이외에 우리나라가 世界的인 纖維貿易國으로 浮上함에 따라 증가되는 外國의 奉制와 輸入規制, 競爭國의 施設擴大와 특히 中共의 擊頭에 의하여 激化될 것으로 보여지는 市場競爭 등이 있다. 반면 施設近代화와 技術蓄積으로 향상되는 生產性, 지속적으로 증대되는 國內纖維消費 등은 앞으로 상당期間 동안 우리나라 纖維工業展望을 밝게 해주는 要

因이 된다고 하겠다.

本稿는 이와 같은 纖維工業의 特性과 環境變化過程에서 우리나라 纖維工業의 成長方向을 摸索하는 데 목적을 두었다. 今後의 產業展望은 國際競爭力 狀態와 需要展望에 의존할 것인데 本稿에서는 우리나라 纖維工業의 國際競爭力 現況과 要因分析은 제외되었다. 따라서 纖維工業의 要素集約度와 市場與件의 變化推移를 分析함으로써 우리나라 纖維工業의 國際競爭力 評價要因이 달라지는 과정을 관찰하고 國內外 纖維消費展望에 입각하여 우리나라 纖維工業의 將來를 전망해 보고자 한다.

II. 우리나라 纖維工業의 要素集約度 및 競爭環境

과거에 우리나라 纖維工業 成長은 勞動集約的 製品의 輸出에 크게 의존하였다. 1960年代 이래 成長推移를 보면 低廉한 労動力과 老朽施設을 활용하여 衣類, 織物 등의 輸出이 증대됨으로써 纖維工業의 量的 成長基盤이 이루어졌고 原資材 및 中間材의 國內供給의 필요성이 증대됨에 따라 化學纖維施設의 擴大와 編織, 毛紡 및 織物製造業에서의 施設近代화가 추진되었다. 1977年度 우리나라의 纖維需給量中 輸出이 차지하는 比重은 60%에 이르고 최근 原料 및 紡績系의 輸出은 크게 증가하였으나 전체 輸出量中 이의 比重은 아직 24%에 불과하다.

앞으로 우리나라에서 貨金上昇과 労動力 不

1) 纖維原料에는 線, 毛, 生糸 등 自然纖維와 長·短纖維(filament staple fiber) 形態의 化學纖維가 포함된다. 그리고 糸(yarn) 形態의 純綿糸, 純毛糸, 스프糸, 混紗糸 등은 織物(fabric)과 함께 中間材에 속한다.

足現象은 더욱 심각해질 것이기 때문에 低廉한 労動力에 의한 國際競爭力의 優位는 급격히 감소할 것이 불가피하다. 반면 纖維工業에서 要素配合과 技術集約度가 다른 纖維生產部門이 더욱 有機的으로 연관되게 되어 均衡된 纖維工業成長을 위해서는 상당한 投資와 技術水準이 필요하게 되었다. 이와 같은 狀況 아래서 우리나라의 纖維工業은 앞으로 그 要素集約度, 競爭環境 및 技術 등의 변화에 의하여 部門別 國際競爭力 評價가 달리 될 것이다.

1. 資本集約度

일반적으로 纖維工業의 범위에는 纖維原料와 中間材를 生產하는 纖維製造業¹⁾과 衣類製造業이 포함된다. 衣類製造業은 勞動集約的性格이 현저하나 纖維製造業에는 要素集約度가 다른 化學纖維, 紡績糸 加工部門 등이 포함되기 때문에 그 生產構造에 따라 經濟的 特性이 다르게 나타난다. 裝置產業인 化學纖維工業은 높은 固定投資와 技術水準을 요하는 分野이며 紡績業, 織物製造業 및 加工業은 生產要素의 相對價格에 따라 施設의 自動化를 채택할 수 있는 부문이다.

1974年度 日本製造業의 勞動裝備額을 보면 化學纖維製造業은 5,126千円으로서 製造業平均 4,957千円을 上廻하여 紡績業 및 毛紡業은 각각 2,019千円과 1,337千円으로서 製造業平均值에 크게 미달하였다(日本銀行, 1975).

최근 5年間 우리나라 纖維工業의 1人當 設備裝備額推移를 보면 化學纖維製造業과 紡績業이 계속 製造業平均水準을 上廻하였고, 毛紡業은 1972年에는 他產業에 비하여 높은 勞動裝備率을 나타내었으나 그 후 相對的인 減少

趨勢를 보였다. 衣類製造業의 勞動裝備率은 製造業平均의 1/3~1/5에 불과하였으나 纖維製造業은 일반적으로 알려진 바와는 달리 우리나라 產業中 비교적 높은 資本設備를 요하는 產業으로 나타났다.

지난 3次 5個年計劃期間中 重化學工業建設에 의하여 우리나라 製造業의 平均勞動裝備率이 상당히 上昇하였음에도 불구하고 纖維工業의 労動裝備率增加率이 오히려 製造業의 平均增加率보다 높았던 것은 매우 팔목할 사실이라고 할 수 있다. 纖維製造業의 資本集約化과정은 化學纖維의 生產比重 증대와 함께 各纖維製造業部門의 資本深化로써 설명된다. 1972~77年間 製造業의 1人當資本設備額이 經常價格으로 2.1倍 증가한 데 대하여 紡績業은 4.1倍, 化學纖維製造業은 2.5倍, 그리고 染色加工業은 2.8倍 上昇하였다. 그 결과 同期間동안 纖維製造業의 労動裝備率은 2.2倍 上昇하였으며 1977年度 化學纖維 및 紡績業의 労動裝備率은 각각 製造業의 1.9倍와 2.3倍에 해당하는 5,566千원과 6,510千원으로 上昇하였다. 또한 纖維工業의 資本集約化 趨勢에 따라 生產原價에서 占有하는 人件費의 比重은 낮아지는 趨勢에 있다. 衣類와 靴類를 포함하

는 纖維工業의 製造原價中 勞務費比重은 1972年の 10.0%에서 1976年に 8.4%로 下落하였으며 紡績業의 경우 11.1%에서 8.6%로, 그리고 化學纖維製造業은 11.6%에서 6.4%로 下落하였다(韓國銀行, 『企業經營分析』, 1977).

이와 같이 纖維原資材 및 中間材製造部門, 특히 化學纖維生產部門에 있어서 勞動生產要素의 比重은 減少하고 있으며 아직 우리나라와 日本과의 労動裝備率 隔差가 顯著함에 비추어 앞으로도 상당히 要素集約度의 변화가 가능하다고 할 수 있다. 향후 이 部門의 競爭力向上에는 設備近代화와 生產技術向上이 보다 중요하게 作用할 것으로 보여진다.

2. 技術動向

1950年代 초반 衣類革命이라 할 수 있는 化學纖維의 출현은 纖維工業의 生產 및 消費構造를 크게 바꾸어 놓았다. 향후 이와 같은 급격한 技術變化는豫見되지 않으나 技術進步는 앞으로도 各國의 競爭條件과 需要展望을 변화시키는 중요한 要因으로 등장할 것이다. 纖維工業은 加工段階가 복잡다양하여 포괄적으로 技術開發方向을 설명하기 곤란하나 현재 先進

〈表 1〉 纖維工業의 労動裝備率

(단위: 千원)

	1972 (A)	1974	1976	1977 (B)	B/A
製造業	1,378	1,865	2,461	2,878	2.09
纖維製造業 (衣類除外)	1,470	1,954	3,408	3,300	2.24
化 織	2,244	2,804	5,728	5,566	2.50
綿 紡	1,577	2,768	5,167	6,510	4.13
毛 紡	1,473	1,137	2,082	2,333	1.58
生 糸	894	1,453	1,077	1,166	1.30
織 物	799	1,602	1,136	1,822	2.28
染色加工	791	1,214	2,293	2,205	2.79
編 織	728	709	935	843	1.16
衣類製造業	262	424	538	819	3.13

資料: 韓國銀行, 『企業經營分析』, 1974~78.

工業國에서 추진 또는 계획되고 있는 技術變化內容은 工程의 短縮과 連續化, 自動制御機器 사용에 의한 에너지 및 資源節約, 컴퓨터를 이용한 商品企劃, 勞動力의 技能低下에 對備한 自動機器開發, 新素材開發 및 品質改善 등 주로 勞動力不足에 대한 對備와 獨自의 需要開發을 目的으로 하고 있다. 各部門의 技術開發 現況과 方向을 紹介하면 다음과 같다.

化學纖維部門에 있어서 今世紀에 나일론, 폴리에스터 및 아크릴에 比肩할 수 있는 汎用性의 새로운 化纖은 출현하기 어려우나 異形斷面, 超高強力, 制電性, 耐熱性, 非알레르기性, 導光性, 分散可染性 등 性能의 賦與를 위한 技術開發이 추진되어 衣類用 이외에도 家庭用 및 產業用分野에서 化纖의 需要伸張을 촉진하게 될 것이다. 化纖工業의 生產性向上을 위한 技術開發側面에 있어서는 종래의 重合→紡糸→延伸, 然糸→假撫의 工程을 單一工程으로 단축하는 省工程化가 가장 당면한 課題인데 70年代에 들어 활발한 技術開發과 實用化가 추진되고 있고 가까운 장래에 완성될 것으로 展望된다. 또한 에너지 價格上昇과 勞動力不足에 대비하여 省力化를 위한 研究開發이 크게 增大될 것이 예상되는데 멀지 않아 無人工場에 가까운 工場, 즉, 현재 化纖工場 所要人員의 20%정도면 操業이 가능한 工場의 출현도 가능하리라고 보여진다.

紡績部門에서는 勞質을 위시한 生產要素의 價格上昇에 따른 採算性低下가 최대의 當面問題로 技術開發方向도 이의 解決을 위한 各工程의 高速化 및 自動化가 주류를 이루고 있다. 이에 따라 1960年代 中盤에는 「링」紡績法에 대신한 OES紡績法(Open End Spinning System)의 實用화에 성공하여 從前과 전혀 다른 새로

운 原理의 紡績法이 등장하게 되었다. 앞으로 「링」紡績法의 高速化 限界性에 따른 第二의 新紡績法이 研究開發되어 이 部門의 生產性向上은 계속될 것이 展望된다.

製織技術의 開發은 과거에 織機가 主體가 되어 왔으며 今後에도 이와 비슷한 樣相을 보여 生產性이 높고 汎用的이며 品質의 高級化와 省力化를 촉진하는 織機開發이 추진될 것으로 예상된다. 最近의 織機開發은 省力化 및 高速化를 목적으로 하는 Shuttles織機, Griper織機, Rapier織機, Jetloom 등이主流를 이루고 操業管理를 위한 觀測制度(monitoring system)가 開發될 것이 예상된다.

染色加工部門은 纖維製品製造工程의 必須工程인 동시에 附加價值提高에 가장 크게 寄與할 것이 기대되는 分野로서 規模의 擴大, 少品種 生產方式의 合理化 및 省力化에 의하여 生產原價節減을 추진하고 있다. 이 部門에서는 衣類의 「폐손」產業化 傾向에 따라 量產方式으로부터 多品種 少量生產體制로의 轉換對策이 필요하게 되고 皮膚公害, 廢水處理 등 各種公害에 대한 對策이 當面課題로 등장한다. 금후 技術的인 側面에서는 溶劑加工法이 開發될 것이 예상되는데 이 加工法은 公害防止 및 資源節約에 기여하게 될 것이다. 그리고 氣相染色法이 研究·開發되고 복잡한 染色工場의 各種業務에 컴퓨터導入이 불가피할 것이 예상된다.

編織 및 衣類製造部門은 현재 가장 勞動集約的 生產方法이 채택되고 있는 부문으로서 당분간은 資本에 의한 勞動力代替에 限界性을 가지고 있으나 長期的으로는 自動機器開發과 컴퓨터活用에 의하여 상당히 勞動力節約이 가능할 것으로 보여진다. 編織部門은 최근 10年

間 그需要가 급속히伸張하였으며 앞으로도編織製品이因習的固定觀念을 벗어나 새로운감각을 부여하고伸縮性 및快適한着用感 등消費技術의性能을 갖추고 있으며,準備工程이 필요없고組織이 다양하여生產技術面에서織物보다 유리하기 때문에需要伸張과技術開發이계속推進될 것으로예상된다. 앞으로종래의製編原理에基本的인변화는 없을것이예상되는반면컴퓨터使用에의한「디자인·시스템」開發,電子裝置에의한自動選針機具開發,高速化推進,原糸의可編性限界에따른多能機,또는特殊專用機開發과成型編機의개발등이이루어져生產性向上을촉진할것으로전망된다.

그리고衣類製造部門에서는汎用性機械의擴大와自動化가가장당면한研究課題가될것이며,이밖에物品取扱技術開發,搬送및工程管理의시스템화에技術開發의力點이주어질것인데長期적으로는無人化縫製시스템의開發活用도 가능할것으로예상된다.

3. 競爭國 및 輸出市場

纖維工業의要素集約度와技術水準의變化와더불어海外市場에서의우리나라製品의競爭環境도상당히달라지고있다.먼저競爭國의現況을살펴보기위하여世界의纖維工業國을分類하여보면그發展水準에따라다음과같이구분된다.

첫째國家群은美國,英國,프랑스,西獨,-이탈리아,日本등先進工業國으로日本을제외하고는대체로全體纖維需給에있어서均衡을유지한다.이國家群의需給構造를보면纖維原資材및中間材가大量生產,輸出되고

있으며完製品은高級品을제외하고는斜陽化,輸入되고있다.따라서生產業界도施設擴張보다는施設自動化및製品高級화와新製品開發에注力하고있다.

둘째國家群은韓國,臺灣,香港등輸出主導型纖維工業國으로서大眾品을量產·輸出하고있으며全般的으로현재가장강력한國際競爭力を保有한다고평가된다.生產施設은특히中間材部門에서계속擴大되고있으며後發纖維國과의市場競爭을의식하여施設및技術向上이활발히推進되고있다.

마지막으로中共,泰國,India,인도네시아및말레이지아등開發途上國은內需위주의單純加工生產構造를가지고完製品部門에서一部國家는自給自足을실현하고,一部는輸入에의존한다.이國家群은대체로1,2次纖維製品生產施設이부족하여生產施設의量的擴大와施設均衡이우선解決해야할課題로등장한다.

1960年代이래韓國,臺灣등先進開發途上國의國際競爭力をfulfill향상을보여世界貿易을主導하기에이르렀고이에따라先進纖維工業國에서는輸入規制를통해自國市場을確保하는한편競爭力維持를위한生產技術革新이계속추진되고있다.또한1,2次製品分野에서1人當資本裝備率이증가하고國際競爭力評價에있어서勞動生產要素의重要性이漸減하는趨勢에있으므로적어도이分野에서先·後進國間의產業移轉은전보다어렵게되어간다고보여진다.한편勞動集約의인完製品分野에서는先·中·後進國間의賃金隔差가현저하므로後進國에의한world市場의침식은불가피해질것이다.

이와같은world纖維工業現況에비추어完製

品製造部門에 있어서 우리나라의 國際競爭力 向上은 어렵다고 보여진다. 그러나 中間材製造部門은 資本懷妊 및 技術習得期間이 상당히 필요하므로 中共, 印度 등 後進國의 위협은 당분간 없을 것이며, 先進國과의 生產技術 隔差를 어느 정도 效果的으로 해소하느냐가 競爭力向上의 尺度가 된다. 따라서 이 部門은 織維工業先進國에서 斜陽化 趨勢에 있음에 비하여 아직까지 韓國에서는 主力企業이므로 施設近代化, 技術開發, 市場活動 등에 集約的 努力を 기울일 수 있어 競爭力向上을 통한 市場擴大가 가능하다고 할 수 있다.

한편 우리나라의 輸出市場與件은 1974年的 資源波動 이후 美國 및 西歐諸國의 輸入規制實施와 中共 등 競爭國家의 擡頭로 크게 달라졌다.

그러나 최근의 輸出實績이 이와 같은 環境變化를 눈에 띄게反映하지 않고 있는데 이것은 우리나라의 織維工業이 生產性向上과 아울러 強化된 市場開拓努力과 「쿼터」 地域에서의 輸出商品多樣化가 이루어진 때문이라고 보여진다. 「쿼터」 實施 및 資源波動 이후 1975~77期間 동안의 우리나라 織維輸出市場構造는

〈表 2〉 地域別 織維輸出實績

	(단위: 百萬弗)		
	1975	1976	年平均增加率
쿼터地域	1,012(54.1)	1,766(54.4)	32.1
美 國	495(26.5)	968(29.8)	39.8
カ나다	76 (4.0)	110 (3.4)	20.4
EEC	408(21.8)	631(19.4)	24.4
스웨덴	33 (1.8)	57 (1.8)	30.8
非쿼터地域	858(45.9)	1480(45.4)	31.4
日 本	465(24.9)	684(21.0)	21.3
其 他	393(21.0)	796(24.5)	42.3
合 計	1,870(100.0)	3,246(100.0)	31.8

註: ()안은 構成比임.

資料：織維產業研究所, 『織維工業統計』, 1978.

〈表 2〉에서 보여주는 바와 같다.

豫想과는 달리 「쿼터」 地域에서의 輸出比重은 下落하지 않았으며 이 地域의 輸出增加率은 오히려 全體纖維輸出增加率을 上廻하였다. 그러나 美國을 제외한 全「쿼터」 地域에서 輸出增加率 및 比重의 減少를 나타내어 先進纖維輸出國의 輸入規制措置에 의하여 우리나라 輸出市場의 成長이 상당히 制限되었음을 보여준다. 1974年 이후 增大되는 傾向을 보였던 輸入規制趨勢는 최근에 대체로 잠잠해졌으며 가까운 장래에 더욱 擴大될 것으로 예상되지는 않으나 輸入規制가 주로 完製品과 織物을 對象으로 하고 있으므로 輸出商品構造를 轉換하는 것이 궁극적 對備策이 될 것이다.

日本을 제외한 非「쿼터」 地域의 輸出은 주로 中東輸出景氣에 힘입어 크게 增大하였으며 이 地域에 대한 輸出比重은 21.0%에서 24.5%로 上昇하였다. 對日本 輸出比重은 1975年 24.9%에서 1977年 21.1%로 下落하였는데 이것은 日本市場이 中共에 의하여 浸蝕당한 데 크게 基因한다고 보여진다. 中共輸出의 日本市場占有率은 織維製品의 경우 1976年 9.8%

〈表 3〉 主要纖維類의 輸入規制內容

	品 目	年平均(쿼터) 增加率(%)	年 度
美 國	綿·人造糸 및 織物	6.6	74~77
	綿·人造衣類	6.6	"
	毛製品	1	"
	綿·人造糸 및 織物	6.9	76~77
	衣類	6.9	"
	폴리에스터 및 毛織物	0	"
	纖物 및 織維製品	10	"
	綿製品	10	"
	合纖 및 셔츠	7	"
	衣類	0	"

資料：工商部

에서 1977年 10.6%로 높아진 반면 우리나라製品의 比率은 40.1%에서 37.9%로 낮아졌다(海外經濟研究所, 1978). 금년 들어中共은 日本과 長期貿易協定과 平和條約을 체결하였으며 앞으로는 相互貿易 增大에 더욱 관심이 높아질 것이 예상되어中共纖維에 의한 日本市場의 잠식은 불가피할 것으로 展望된다.

中共이 本格的으로 經濟開放化와 工業化를 추진함에 따라 가까운 장래에 日本은 물론 全世界의 輸出市場이 영향을 받을 것은 분명하다. 「텍스타일 올가논」(Textile Organon, 1978)의 發表資料에 의하면中共의 化纖生產은 1977年 18萬ton에서 1979年 30萬ton 이상으로 增大될 전망인데 이것은 1976年의 우리나라 化纖生產規模에 近接하는 수준이다. 그리고中共은 1976年 한해에 年產 30萬ton 規模의 폴리에스터 및 나일론 纖維施設導入契約을 체결하였으며 앞으로 더욱 積極的으로 工業生產能力을 增大시킬 것이 예상되어 化纖生產能力 增大趨勢는 매우 급격할 것으로 展望된다(海外經濟研究所, 1987).

中共은 國內需要規模가 거대하여 가까운 장래에 國內需要를 초과하는 供給能力을 보유할 것으로 예상되지는 않는다. 그러나 工業化推進에 소요되는 막대한 外貨財源을 勞動集約分野의 纖維輸出에 의존하게 될 가능성은 크다고 할 수 있다. 이 경우 中低級纖維製品部門은 가장 먼저 打擊을 받을 것이며 技術的 經濟的 特殊性으로 상당한 追擊期間을 필요로 하는 化纖生產部門을 제외한 우리나라의 모든 纖維工業部門이 다소 영향을 받게 될 것이다. 따라서 향후 勞動集約部門에서의 品質高級化와 原資材 및 中間材 위주로의 生產構造改編이 市場與件 변화에 대응하는 우리나라 纖維工

業의 課題가 될 것이다.

III. 世界 纖維消費構造와 展望

化學纖維가 출현한 이래 世界 纖維消費構造上 두드러진 변화는 化學纖維消費의 擴大와 非衣類用 纖維消費의 擴大라고 할 수 있다. 20餘年間化纖代替現象의 逆流로서 최근一部先進國에서 天然纖維消費가 증대하는 경향도 보여주었는데 天然纖維의 生產制限性으로 보아長期的으로 化學纖維에 의한代替는 피할 수 없는 것으로 보여진다. 끊임 없는 技術開發에 의하여 化學纖維의 生產原價는 낮아지고 天然纖維의 性質差異가 없어짐으로써 世界的으로 衣類用消費는 擴大되고 非衣類用部門에서도需要가 創出되고 있는 것이다.

世界 纖維消費展望은 우리나라와 같이 輸出用 纖維生產比率이 높은 나라에서 絶對의 重要性을 가진다. 以下에서는 世界 纖維의 素材別用途別 消費構造 變化推移와 전망을 통하여 市場規模面에서 우리나라의 纖維工業成長性을評價하여 보기로 한다.

1. 世界 纖維消費構造

20世紀後盤에 들어 世界의 纖維消費量은 化學纖維의 출현에 의한 供給增大와 價格下落으로 持續的인 증대를 보였다. 1950~76期間中 總消費量은 940萬ton에서 2,557萬ton으로 약 2.7倍 增大하였는데 특히 化學纖維의 보급이 시작된 1950年代 初盤에 消費增加趨勢가 급격하였다. 1970年 이래 世界 纖維消費는 年平均 3

%의 增加率을 보였으며 人造纖維(化學纖維)는 年平均 6.4%로 증가하여 全體纖維消費增加率의 2倍 이상을 나타내었다.

供給側面에서 觀察하면 1971~77年期間동안 世界의 纖維生產은 24百萬ton에서 28百萬ton으로 平均 2.8%가 증대하였다. 同期間동안 衣類의 化纖代替現象과 家庭用 및 工業用 需要增大를 反映하여 纖維生產增大는 거의 대부분 合纖部門에서 發生하였고 縿, 毛, 絹 등 天然纖維는 95萬ton 증대에 그쳤으며 「레이온」, 「아세테이트」 등 「셀룰로오스」 纖維(其他 化學纖維)는 오히려 20萬ton이 감소되었다. 이에 따라 世界纖維生產中 化學纖維의 비중은 38%에서 44%로 提高되었고 특히 非「셀룰로오스」系 合成纖維의 비중은 24%에서 32%로 上昇

하였다. 이와 같은 纖維生產 增大 및 合纖代替 趨勢는 今後 石油價格의 급격한 上昇이 없는 한 人口 및 所得增大와 纖維用途의 多樣化에 따른 消費增大에 힘입어 지속될 것이라는 것이 世界纖維工業界의 共通된 의견이다.

開發途上國에서의 纖維消費增加要因은 대체로 人口 및 所得增加이나 高所得國에서는 家庭用 및 產業用의 需要增大가 중요한 要因으로 등장하는 것으로 보인다. 纖維의 家庭用用途는 「카페트」 및 室內裝飾에 국한되나 產業用用途는 「타이어코드」를 위시하여 漁網, 「로프」, 「벨트」, 重厚纖布, 包裝, 電氣材料 등 다양하여 性能提高 및 原價下落에 따라 金屬, 非金屬 및 「플라스틱」 製品의 代替가 계속되고 있다.

〈表 4〉 世界의 纖維消費量

(단위 : 1,000t)

	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1976
綿	6,647	9,492	10,113	11,605	11,686	11,863	12,502
毛	1,057	1,265	1,463	1,493	1,602	1,514	1,209
絹	19	29	31	33	41	20	49
化纖	合纖 其他	69 1,612	266 2,278	702 2,608	1,976 3,338	4,701 8,132	7,363 2,965
	計	1,681	2,545	3,313	5,314	8,132	10,328
合計	9,404	13,331	14,916	18,445	21,461	23,725	25,570

資料 : Textile Organon, 1977.

〈表 5〉 世界의 纖維生產推移

(단위 : 1,000t)

	1971	1975	1971	1977	1971~77 年平均增加率
綿	13,019	11,819	12,643	14,151	1.4
毛	1,567	1,505	1,463	1,391	△2.0
絹	41	47	48	49	3.0
天 然 計	14,627 (62)	13,372 (56)	14,154 (55)	15,591 (56)	1.1
合 織	5,614	7,354	8,583	9,052	8.3
再生 및 半合纖	3,458	2,962	3,214	3,257	△1.0
化 纖 計	9,072 (38)	10,316 (44)	11,797 (45)	12,309 (44)	5.2
全 體	23,700(100)	23,687(100)	25,951(100)	27,900(100)	2.8

資料 : Textile Organon, 1977.

衣類用 이외의 纖維需要는 이제까지 纖維工業研究에서 무시되어온 부분이다. 그러나 美國 및 西歐一部地域에서는 非衣類用 纖維消費量이 衣類用 消費量을 초과하기에 이르렀으며 특히 非衣類用 需要가 거의 무시될 정도인 後進國에서 所得增加와 產業化에 의하여 이 部

門消費가 增大함에 따라 世界纖維市場에서의家庭用 및 產業用 纖維需要의 중요성은 더욱 커질 것이 예상된다. 統計資料의 부족으로 所得水準이 다른 國家間 用途別 消費構造를 비교하기는 불가능하나 美國 및 西歐의 消費構造變化推移를 보면 적어도 非衣類用 纖維消費

〈表 6〉 美國의 用途別 纖維需要推移

(단위 : 1,000t)

	化學 纖維		天然 纖維(綿, 毛)		計	
	1971	1976	1971	1976	1971	1976
衣類用	1,210 (42.1)	1,400 (39.4)	915 (50.0)	841 (54.4)	2,126 (45.2)	2,241 (43.9)
家庭用	919 (32.0)	1,166 (32.8)	597 (32.6)	442 (28.6)	1,515 (32.2)	1,608 (31.5)
(카페트)	599 (20.9)	795 (22.4)	71 (3.9)	13 (0.8)	670 (14.2)	808 (15.8)
產業用	743 (25.9)	988 (27.8)	320 (17.5)	262 (17.0)	1,061 (22.6)	1,251 (24.5)
(타이어)	283 (9.9)	259 (7.3)	—	—	283 (6.0)	259 (5.1)
計	2,871 (100.0)	3,555 (100.0)	1,831 (100.0)	1,545 (100.0)	4,702 (100.0)	5,100 (100.0)

註: 1) () 안은 構成比.

2) Glass Fiber 除外.

資料: 化纖協會, 『化纖便覽』, 1978.

〈表 7〉 西歐의 用途別 纖維需要推移

(단위 : 1,000t)

	化學 纖維		天然 纖維(綿, 毛)		計	
	1971	1976	1971	1976	1971	1976
衣類用	1,050 (54)	965 (50)	768 (52)	659 (51)	1,819 (53.6)	1,625 (50.8)
家庭用	545 (28)	640 (33)	478 (33)	435 (34)	1,024 (30)	1,074 (34)
(카페트)	226 (12)	305 (16)	108 (7)	89 (7)	370 (11)	393 (12)
產業用	334 (17)	306 (16)	216 (15)	196 (15)	551 (16)	502 (16)
(타이어)	128 (7)	93 (5)	7 (10)	6 (0)	135 (4)	99 (3)
計	1,991 (100)	1,911 (100)	1,469 (100)	1,289 (100)	3,394 (100)	3,201 (100)

註: 1) () 안은 構成比임.

2) Glass Fiber 除外.

3) EC 6個國斗 英國.

資料: 化纖協會, 『化纖便覽』, 1978.

의所得에 대한彈力性은 衣類用의 경우보다 높은 것으로 나타난다. 1971~76年期間中 美國의 非衣類用 纖維消費의 比重은 54.8%에서 56.1%로, 그리고 EC 6個國 및 英國에서는 46.4%에서 49.2%로 증가하였다. 이와 같은 非衣類用 纖維需要의 증대는 化學纖維生產增大의 결과이며 동시에 化學纖維의 生產增大를 誘發시키는 원인이 되기도 한다. 美國의 纖維需要推移를 보면 產業用 및 家庭用 需要用途가 제한된 綿, 毛 등 天然纖維消費量은 1971~76年期間中 22%가 감소한 반면 化學纖維消費量은 24%가 증가하였다. 美國 및 西歐에서의 用途別 纖維消費推移는 <表 6>에서 보여주는 바와 같다.

2. 世界纖維需要展望

美國 및 西獨 등의 纖維機關이 推定한 바에 의하면 今世紀末까지 世界의 纖維需要는 現在 規模에서 약 2倍 규모인 45百萬~52百萬톤으로 증대될 전망이다(表 8 參照). 素材別로는 天然纖維와 「셀루로오스」 纖維가 自然條件 및 技術的 制限性으로 약간 증대하는 터 반하여

폴리에스터, 나일론 및 아크릴 纖維를 주로 한 合成纖維는 현재의 8百萬ton 規模에서 28百萬~35百萬ton으로 무려 3倍 이상 증가하여 全體纖維需要中 合纖이 차지하는 比重이 현재의 30% 수준에서 60~70% 수준으로 증대할 전망이다.

世界纖維의 약 20%를 消費하고 있는 美國에서는 앞으로 「카페트」 및 室內裝飾用 纖維消費와 自動車內裝用 및 「타이어」 등 自動車用需要가 크게 증대될 것이 예상되며 특히 현재 80百ton에 이르고 있는 「카페트」 需要是 1980年代 後盤에는 160百ton에 이를 것으로 美國纖維界는 전망하고 있다. E. Kodak, Dupont, American Enka 등에서 推定한 美國의 纖維消費展望을 보면 天然纖維와 「레이온」, 「아세테이트」 등의 需要是 減少現象을 보이고 폴리에스터 纖維需要는 工業用 特定分野의 需要增大로 1970年代 後盤에는 年平均 7~8% 증가하고 그 후는 增加率이 半減할 것을 예상하고 있다. 한편 나일론 纖維需要는 「카페트」 用需要가 가장 큰 增大要因으로 작용하여 年平均 4~5% 증가하며, 아크릴 纖維는 그 用途가 衣類와 室內裝飾用으로 제한되고 今後

<表 8> 纖維의 素材別 需要展望

(단위 : 1,000t)

素 材 别	1973~75 (平均)	1975~77 (平均)	1985	1990	2000
天然纖維	14.6	14.4	15.4~18.2	14.0~17.9	13.5~16.3
綿 化	13.1	12.9	13.4~18.2	11.5~14.0	11.5~14.5
羊 毛	1.5	1.5	1.6~1.7	1.8~2.0	1.8~2.0
合成纖維	7.5	8.3	14.1~19.8	15.9~26.4	27.5~35.0
셀루로스	3.6	3.1	2.5~4.2	2.0~3.9	3.2~4.0
化學纖維	11.1	11.4	220.0~22.7	19.7~28.6	31.6~38.5
纖維合計	25.7	25.8	26.0~40.2	35.5~44.4	45.4~52.0

註: 1) 1985~2000의豫測值은 最高와 最低值임.

2) 1973~77(平均) 生產實績임.

資料: 日本化纖協會, 調查 資料 No. 281, 1978.

「카페트」需要는 나일론에 의하여 浸蝕되어 나일론보다 크게 낮은 成長을 할 것으로 전망하고 있다(日本化纖協會, 1978).

西歐諸國은 현재 世界纖維의 16% 수준을 消費하고 있는데 美國의 경우와 마찬가지로 衣類用 需要의 증대가 예상된다. CIRFS(國際人造纖維類協會)에서는 西歐國家의 生產과 消費에 대한 年次的 전망을 하고 있는데 이에 의하면 1980年代初까지 나일론 및 폴리에스터需要는 3~4% 증가할 것으로豫測하였다. 그러나 폴리에스터를 위시한 合成纖維의 生產增加는 年平均 1~2% 수준에 머물러 輸出增加率이 격감할 것으로 전망하고 있다.

表 9>에는 地域別·纖維別 纖維消費增加要因이 나타나 있는데 人口增加에 의한 增加分이 약 1/3, 그리고 所得增大에 의한 增加分이

2/3정도로 예상되었고 先進地域에서 所得增大에 의한 需要增加가 開發途上地域보다 월등히 클 것으로 전망되었다. 그러나 開發途上國에서의 보다 빠른 所得增加趨勢와 產業化에 의한 衣類 및 非衣類 消費增加를勘案할 때 世界市場規模가 예상보다 더욱 클 수도 있을 것으로 생각된다.

N. 纖維工業의 成長展望

앞에서 觀察한 纖維工業의 生產, 技術 및 市場條件의 변화에 의하여 우리나라 纖維工業展望은 상당히 달라졌다고 할 수 있다. 과거에 우리나라 纖纖工業은 勞動集約製品의 輸出

〈表 9〉 地域別 要因別 纖維需要增加展望

(단위: 百萬 %)

地 域	推 定 機 關	人 口	所 得	計
先進地域	世銀 (72~85) ¹⁾	—	—	3.8
	W.M.C. (75~90) ²⁾	2.0	7.9	9.9
	W.T.C. (76~90) ³⁾	2.8	6.7	9.6
	A. Enka (76~90) ⁴⁾	1.5	3.5	5.0
中央計劃地域	世銀 (72~85)	—	—	1.9
	W.M.C. (75~90)	1.3	4.5	5.8
	W.T.C. (76~91)	2.0	3.9	5.9
	A. Enka (76~90)	1.4	4.5	4.9
開發途上地域	世銀 (72~85)	—	—	5.5
	W.M.C. (75~90)	2.6	3.7	6.3
	W.T.C. (76~91)	3.6	2.7	6.3
	A. Enka (76~90)	2.9	3.9	6.8
合 計	世銀 (72~85)	—	—	11.2
	W.M.C. (75~90)	5.9	16.1	22.0
	W.T.C. (76~91)	8.4	13.4	21.8
	A. Enka (76~90)	5.8	11.9	17.7

註: 1) 世界銀行(1975年 1月中)

2) W.M.C.: Werner Management Consultants (75年 10月)

3) W.T.C.: Werner Textile Consultants (76年 10月)

4) A. Enka: American Enka (77年 11月)

資料: 日本化纖協會, 1978.

擴大에 의하여 成長되었기 때문에 完製品分野에서의 國際競爭力下落으로 纖維工業의 전반적인 衰退趨勢는 피할 수 없을 것이다. 그러나 原資材 및 中間材部門에서 非勞動生產要素의 重要性이 증대함에 따라 後發纖維工業國의 競爭力向上이 어려워지고 있고 우리나라의 纖維工業은 施設 및 技術側面에서 投資와 경험이 상당히 蓄積되었기 때문에 短期間에 급격히 斜陽化될 것으로 보이지 않는다.

原資材, 中間材 및 完製品部門에서의 比較優位 변화에 따라 우리나라의 纖維貿易構造도 달라져야 할 것이다. 비록 原資材 및 中間材部門의 國際競爭력이 향상된다 할지라도 完製品의 輸出增加率下落은 전반적인 纖維輸出增加趨勢를 鈍化시키게 되어 우리나라 纖維工業이 從前과 같이 輸出主導의 成長을 이루기는 어렵게 될 것이다. 따라서 앞으로 纖維工業成長은 國內需要伸張에 보다 의존하게 될 것이 예상되며 실제로 과거의 國內需要增大趨勢가 계속될 경우 既存施設은 向後 10年 이내에 國內需要充當에도 부족하게 된다. 아래에서는 國內外需要展望을 통하여 우리나라 纖維工業의 成長能力을 평가해 보기로 한다.

1. 國內需要

우리나라의 纖維類消費는 國民生活水準의 향상과 纖維工業의 生產性向上에 따라 최근에 급격히 上昇하였다. 1971~77年 期間동안 纖維類消費量은 14萬 5千ton에서 29萬 9千ton으로 年平均 12.8%, 1人當纖維消費는 4.4kg에서

2) 標本期間의 年度別 「크로스섹 손」資料에 의한 回歸分析結果 需要彈力值은 매우 安定性 있게 計測이 되었다 (1970:0.516, 1971:0.561, 1972:0.685, 1973:0.627, 1974:0.570).

8.2kg으로 年平均 10.9%의 增加率을 보였다. 向後에도 國民所得의 증가에 따라 衣類用纖維消費增加는 계속되고 長期的으로는 이에 家庭用 및 產業用 纖維需要가 加勢하게 될 것이 예상된다.

纖維需要豫測을 위한 有力한 說明變數로는所得과 纖維製品의 相對價格을 들 수 있는데 여기서는 長期纖維需要 形態觀察을 목적으로 우리나라의 1人當國民總生產에 대한 1人當纖維消費, 그리고 주로 先進工業國을 포함한 世界 10個國의 1人當國民總生產에 대한 1人當纖維消費의 回歸方程式을 導出하였다.

計測된 纖維需要函數는 다음과 같다.

$$1. \log C_t = -4.767 + 1.054 \log Y_t \\ R^2 = 0.950 \quad (t=12.32)$$

C_t ; 우리나라 1人當纖維消費量

Y_t ; 우리나라 1人當國民總生產(1975年 不變價格, 원)

標本; 1968~77의 時系列資料(10個)

$$2. \log C_w = -2.218 + .617 \log Y_w^{2)} \\ R^2 = 0.768 \quad (t=12.61)$$

C_w ; 各國의 1人當纖維消費量(kg)

Y_w ; 各國의 1人當國民總生產(1970年 不變 달러)

標本; 美國, 오스트리아, 西獨, 이탈리아, 프랑스, 스페인, 日本, 韓國, 뉴질란드, 이란 등 10個國의 1970~74年 時系列資料(50個)

두 개의 需要函數가 모두 統計的으로 有意性이 있으나 위에서 보는 바와 같이 所得에 대한 纖維需要의 彈力值은 매우 다르게 計測되었다. 우리나라의 纖維需要의 彈力值가 溫帶地方 10個國을 대상으로 한 경우보다 매우

높게 나타났는데 이것은 短期的으로 價格下落과 供給增大에 의하여 최근에 급격히 上昇한 纖維消費趨勢를 어느 정도 반영한다고 하겠다. 우리나라의 1人當國民所得은 1990年까지는 1970年代 初盤의 先進國의 國民所得水準에 接近하게 될 것이 예상되므로 長期的으로는 先進國의 纖維需要彈力性이 支配하게 될 것으로 생각된다.

先進國의 需要函數와 KDI長期經濟社會開發展望에 나타난 所得 및 人口成長指標를 適用하면 우리나라의 1人當纖維需要는 1978年 8.2 kg에서 1991년에 16.6kg으로 약 2倍 증가하고 總纖維需要는 30萬ton에서 75萬ton으로 약 2.5倍 증가할 것으로 推計된다. 이 경우 1990年代에는 우리나라의 1人當纖維消費가 17kg 수준이 되어 1970年代初의 先進國 平均消費水率에 이르게 되는데 예상되는 國民所得 증대와 纖維工業成熟程度를勘案하면 매우 타당한 수준이라고 생각된다.

우리나라 纖維類消費의 素材別構成을 보면 1976年 天然纖維가 45%, 化學纖維가 55%를 차지하고 있다. 이를 世界纖維消費形態와 비교하여 보면 毛의 構成比가 낮고 再生纖維 및 아크릴 纖維의 構成比가 높은 것이 특징으로 나타난다. 이와 같은 消費構造는 初期의 纖維消費伸張段階에서 高價의 毛製品보다 類似機能의 化學纖維가 選好된 基因한다고 하겠다. 따라서 앞으로는 世界纖維消費의 化纖化代替現象에 따라 天然纖維의 비중이 격감하는 반면 毛製品의 消費는 所得水準의 上昇으로 계속 그 비중이 減少하지 않을 것으로 예상된다. 그리고 家庭用 및 產業用 纖維需要增大와 世界纖維消費形態趨勢에 따라 나일론 및 폴리에스터의 비중이 급격히 上昇할 것

이며 아크릴 纖維의 비중은 감소할 것으로 보인다. 또한 再生 및 半合成纖維는 한정된 用途와 工場自體가 가지고 있는 公害問題등으로 世界的으로 需要增大가 없을 것이 전망되며 國內需要도 量產體制의 確立으로 低價供給이 가능하여질 合成纖維 때문에 크게 증대되지 않을 것이다.

2. 輸出

輸出用 纖維生產比重이 60%에 이르는 우리나라에서 纖維工業展望은 앞으로 輸出展望에 기본적으로 의존한다. 그러나 輸出豫測에 필요한 諸變數의豫測 및 數量化가 매우 어려워 國內需要豫測과 같이 中·長期의 輸出規模 또는 增加率을 計測하기는 불가능하다고 하겠다. 計量化된 輸出模型에 의한 輸出需要豫測에는 海外市場需要 競爭國에 대한 우리나라 生產要素價格 및 生產性의 相對的 변화, 市場活動과 기타 國際競爭力에 영향을 주는 經濟的制度의 要因의 數量化가 필요하나 이것은 극히 어려운 作業이다. 또한 과거에 急進하였던 纖維輸出伸張率이 市場開拓努力과 輸出支援政策에 크게 基因하였음에 비추어 이와 같은 要因에 의한 競爭력減少와 輸出增加率下落을 假定하기가 매우 어렵다.

具體的인 輸出規模 또는 增加率의豫測이 어려운 반면 世界纖維 市場展望과 우리나라 纖維工業의 成熟段階를 살펴 볼으로써 部門別成長能力의 평가는 가능하다고 하겠다. 世界的 纖維消費展望은豫測機關에 따라 약간 차이가 있는데 主要國際機關과 纖維企業의豫測結果를 要約하여 平均豫測值를 適用하면 纖維需要는 1980年까지 年平均 5.3%, 1980~85年

期間中 3.4%, 1985~90年期間中 2.3%로 증가할 것으로 전망되었다.

우리나라의 化纖工業은 현재 주로 國內原資材供給을 위하여 施設이 擴大되고 있는데 後發纖維工業國의 完製品施設擴大에 의하여 오히려 輸出擴大의 가능성이 높아진다고 할 수 있다. 특히 앞으로의 世界纖維消費增加는 化學纖維部門에서 거의 대부분 발생할 것이기 때문에 현재의 競爭力이 低下되지 않는 한 이에 比例하는 높은 輸出增加率의 實현이 가능할 것이다. 1970~76年期間동안 世界의 化學纖維消費는 年平均 6.4%의 增加率을 보인 데 대하여 우리나라 纖維原料의 輸出量은 이의 약 3倍에 해당하는 年平均 19.4%로 증가하였다. 이와 같은 世界化纖消費에 대한 우리나라 輸出彈力性이 持續될 경우 韓國의 纖維原料輸出은 1970年代에는 年平均 30%이상, 이 후에는 年 10~20%수준의 伸張이 가능할 것이다.

현재 世界化學纖維輸出은 日本과 西獨이 主導하고 있어 高度의 資本과 技術水準이 化纖工業의 成長에 필요함을 보여준다. 1977年 우리나라의 化學纖維輸出은 3萬ton인 데 대하여 日本과 西獨은 각각 60萬ton과 56萬ton을 輸出하였다. 단순히 이 나라들과 비교하기 위하여 앞으로 우리나라 化纖輸出이 世界化纖消費增加率의 倍로 증가된다고 假定하면 化纖輸出은 1991年에 17萬ton 規模에 달하여 현재 西獨과 日本의 30% 수준에 해당하게 될 것이다.

編織 및 織物部門은 그 經濟的 特性으로 보아 우리나라에서 궁극적으로 比較優位喪失이 불가피하나 品質 및 生產性向上에 상당한 技術習得期間이 필요함에 비추어 衣類製造業보다는 產業衰退가 늦어질 것으로 보인다. 또한 紡績糸部門은 우리나라에서 勞動 및 機械生產性이 계속 향상되고 있으며 資本 및 技術集約度가 織物 및 衣類部門보다 높아 產業衰退가

〈表 10〉 世界의 長期纖維豫測

(단위 : 百萬ton)

	生産實績		1 9 8 0										
	1973~75 平均	1975~77 平均	A	B	C	D	E	F	平均	76~80	80~85	85~90	76~90
天 然 化 學 計	14.5 11.1 25.6	14.4 11.4 25.8		15.0 17.0 31.3	14.5 15.5 32.0	15.0 17.1 30.0	15.8 17.3 32.1	13.4 18.2 33.1	14.6 17.1 31.7				
構成比	天然 化學	57 49	56 44		53	52	54	52	58				46 54
	1 9 8 5				1 9 9 0				年平均增加率(%)				
	A	B	E	平均	B	C	F	平均	76~80	80~85	85~90	76~90	
天 然 化 學 計		15.4 22.3 36.0	15.8 22.7 37.7	15.3 22.1 38.5	15.8 28.6 44.4	14.5 26.5 41.0	14.7 25.9 40.6	15.3 26.7 42.0	0.3 10.7 5.3	0.9 5.3 3.4	0.0 3.9 2.3	0.4 6.3 3.5	
構成比	天然 化學		59	59	65	65	64	65					

註 : 예측기준 A: Monte fibre (74. 9) B: 世界銀行 (75. 1) C: 日本 리자센타 (75) D: BASF (76. 6)
E: A.D. Little (75. 11) F: 日本化纖協會 (76. 6)

資料 : 日本化纖協會, 調查資料 No. 281, 『世界의 長期纖維需要展望』.

더욱 늦어질 것으로 생각된다. 그러나 後進纖維國에서 輸入代替輸出用 施設擴大 및 生產性向上이 推進될 것이 예상되어 漸次的인 輸出增加率減少가 전망된다.

과거의 紡績糸 및 織物輸出增加趨勢를 보면 世界纖維消費의 平均增加率은 1970~76年 동안 3.0%인 데 반하여 우리나라의 輸出量은 이의 9倍에 해당하는 年平均 27.9%로 증가하였다. 그러나 資源波動 및 纖維「카터」등에 의하여 輸出環境이 急變한 1973年 이래 77년까지의 年平均增加率은 16.0%에 그쳤다. 우리나라의 紡績糸 및 織物製造業은 현재 成熟段階에 있다고 평가되나 이 부문의 投資懷姪期間과 中共 등 競爭國에 의한 市場蠶食을 고려하면 향후 5~10년 후에는 輸出의 絶對的 증가가 어려울 것으로 判斷된다.

衣類 등 完製品輸出量은 1970~76年 期間中 年平均 31.3%의 높은 增加率을 보였으며 資源波動 이후 4年間에는 年 12.1%의 비교적 鈍化된 成長率을 보였다. 衣類製造業은 비록 賃金上昇과 纖維輸入規制에 의하여 가장 打擊을 입은 부문이나 최근에도 市場擴大와 輸出伸張趨勢가 계속되고 있어 당분간 輸出量의 絶對的인 下落은 없을 것으로 보여진다. 衣類產業의 斜陽化가 불가피할지라도 우리나라에서 纖維產業이 主力企業임에 비추어 市場活動에 集中的인 努力이 계속될 것으로 보이며 이것은 이 부문의 斜陽化를 遲延시키는 要因이 될 것이다.

輸出規模에 대한 구체적인 推計는 없으나 위의 輸出展望에 비추어 長期的으로 輸出增加趨勢는 國內消費增加趨勢에 미치지 못할 것이라는 점이 확실해진다. 그러나 輸出構造側面에서 나타나는 特徵, 즉 原料輸出比重增大와

이에 따른 化學纖維素材比重의 증대는 우리나라 化學纖維產業이 本格的인 輸出產業으로 成長할 가능성이 높음을 보여준다. 그리고 中間材 및 完製品部門에서는 國際競爭力下落으로 國內需要增大에 대한 依存性이 높아질 것이나 아직 그 輸出比重이 絶對的으로 높음에 비추어 앞으로 상당기간 동안 輸出產業으로 남아 있게 될 것이 전망된다.

V. 結論 및 政策方向

1960年 이래 纖維工業은 우리나라의 代表的인 輸出產業으로 成長하여 왔다. 그동안의 팔목한 成長으로 纖維工業은 현재 우리나라의 가장 中樞產業이 되었으며 生產, 輸出 및 施設規模에 있어서 世界에서 屈指의 位置를 점하게 되었다.

최근에 우리나라의 纖維工業構造는 종래의 勞動集約的性格에서 차츰 資本 및 技術集約的 방향으로 변화하는 과정에 있으며 對內外與件 변화가 이와 같은 構造變化를 더욱 촉진하고 있다. 중요한 對外與件變化는 中間製品 및 完製品分野에서의 纖維類輸入規制의 強化, 先進國에서의 施設近代化, 自動化 및 技術開發의 推進, 中共을 위시한 後發纖維工業國의 生產施設擴大傾向 등을 들 수 있고 對內的으로는 勞動力 부족과 賃金上昇 및 重化學工業政策에 따른 政策的 치원과 企業노력의 감소가 國際競爭力を 弱化하는 要因으로 등장하고 있다. 따라서 금후의 生產要素 및 市場條件 아래서 勞動集約的 방법에 의한 纖維工業의 量產 및 輸出體制는 더 이상 지탱하기가 어려워질 것

이 예상되는 것이다.

20世紀後半의 世界纖維消費構造의 가장 뚜렷한 特徵은 化學纖維에 의한 天然纖維 代替現象이며 化學纖維의 등장과 非衣類用 纖維需要의 開發에 따라 纖維消費가 꾸준히 증대되고 있다. 世界의 유력한 纖維機關들이 推定한 바에 의하면 과거의 纖維消費增加趨勢가 今世紀末까지 지속되리라는 전망이다. 일반적으로 低所得國에서는 人口 및 所得 증대로 衣類用 消費가 증가하는 반면 高所得國에서는 產業用 및 家庭用 消費가 크게 증대할 것이 예상된다. 이에 따라 1970年代末 이후의 世界 纖維消費 증대는 폴리에스터를 위시한 合成纖維部門에서 거의 대부분 발생하고 天然纖維 및 再生 半合成纖維 消費는 現水準에 머물거나 약간 증대되리라는 전망이다. 우리나라 纖維工業의 生產 및 市場對策도 이러한 消費構造의 轉換을 감안하여 樹立되어야 할 것이다.

이와 같은 與件과 전망에 비추어 우리나라 纖維工業은 전반적으로 상당한 輸出競爭力의 減退와 이에 따른 成長率 및 輸出依存度의 下落이 예상된다. 비록 纖維產業의 전반적인 斜陽化趨勢를 멈추지 못한다 할지라도 產業特性과 消費展望이 달라지기 때문에 部門別로 國際競爭力의 維持와 強化를 위한 產業合理화 노력은 계속 필요하다고 하겠다.

앞에서의 纖維工業의 生產 및 技術條件 변화와 對外與件 변화의 分析結果에 비추어 向

後 우리나라 纖維產業의 國際競爭力 維持와 強化를 위하여는 다음과 같은 사항이 主要政策方向으로 提示된다.

첫째, 完製品보다 상대적으로 資本 및 技術集約的인 化學纖維의 施設과 生產을 확대하여 勞動力 부족과 賃金上昇 壓力에 對備하여야 할 것이다. 그리고 染色, 加工 등 脆弱部門을 중점적으로 육성하여 纖維生產構造를 改善하고 附加價值를 높임이 필요할 것이다.

둘째, 纖維施設에 대한 代替投資를 증가하여 施設을 근대화하고 이를 위하여 最新機械의 導入과 國內開發을 촉진시켜야 할 것이다. 특히 老朽施設을 動力化 및 自動化된 機械로 代替함으로써 先進國型의 纖維生產方法이 채택되어야 할 것이다.

세째, 新製品開發을 위한 研究開發投資를 확대하고 生產加工技術을 향상시켜 品質 및 價格面에서 國際競爭力이 培養되어야 할 것이다. 특히 後進國과의 價格競爭이 激化될 것이 예상되는 完製品 輸出市場對策으로는 디자인과 폐선을 開發하여 輸出單價를 높이고 纖維需要를 능동적으로 創出함이 필요하다.

마지막으로 向後의 輸出戰略으로는 美國, EC, 日本 등 先進地域에는 高價品販賣에 주력하는 한편 非衣類用 需要 製品의 市場開拓을 촉진하고, 기타 中進 및 後進國에는 糸, 織物 등 中間材輸出의 확대에 주력함이 필요할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◇

- 金榮奉, 『纖維工業의 成長過程과 生產構造』,
韓國開發研究院, 1975.
- 產業銀行, 『產業合理化方向』, 1977.
- 纖維產業研究所, 『纖維工業統計』, 1969~78.
- , 『韓國纖維의 物動分析』, 1978.
- 日本銀行, 『主要企業經營分析』, 1975.
- 日本化纖協會, 調查資料 No.281, 『世界의 長期纖維需要展望』, 1978.
- 韓國開發研究院, 『長期經濟社會發展, 1977~91』, 1977.
- 韓國銀行, 『企業經營分析』, 1978.
- 韓國化纖協會, 『化纖便覽』, 1976~78.
- , 『化纖』, 1968~78.
- 海外經濟研究所, 『日·中共友好條約과 長期貿易協定締結이 우리나라 經濟에 미치는 影響과 對策』, 1978.
- , 『韓國·中共間 輸出競爭力 比較分析에 관한 研究』, 1975.
- Textile Organon, *Textile Organon*, 1976~78.

鐵鋼工業의 需給構造分析

南 宗 鉉

I. 序 論

- I. 序 論
- II. 鐵鋼需要分析
- III. 鐵鋼生產 패턴과 貿易構造分析
- IV. 要約 및 結論

지난 1960年代의 世界鐵鋼工業構造上의 가장 큰 변화는 歐美諸國에 비해서 비교적 後發 工業國이라고 할 수 있는 日本이 世界最大鐵鋼輸出國으로 登場하였다는 것이다며, 1970年代에 들어와서는 이러한 日本鐵鋼工業의 成功的 인 성장에 鼓舞된 많은 準工業國 및 資源保有 國들이 鐵鋼工業 및 鐵鋼多消費產業에 새로운挑戰을 시작하였다는 것이다.

그러나 鐵鋼工業은 大規模의 設備投資와 長期間의 建設期間, 그리고 막대한 社會間接資本의 支援을 요하는 裝置產業이므로 대부분의開發途上國과 準工業國의 경우 정도의 차이는

있으나 그 施設擴充이 주로 政府主導下에 推進되고 있는 실정이므로 과연 그것이 어느 정도 그 나라의 比較優位에 相應하는가를 紛明해 볼 필요가 있다고 하겠다.

특히 우리나라와 같이 開放經濟體制를 통하여 經濟成長을 追求하는 나라에서는 經濟成長에 따라 계속 变化하는 比較優位에 相應하도록 產業構造 및 貿易構造를 維持·改編시켜 나가는 것이 可用資源의 效率極大化를 위하여 필요한 政策課題中의 하나라고 볼 수 있다. 따라서 本研究에서는 鐵鋼需給構造를 이러한 次元에서 分析해 볼으로써 尚後 韓國鐵鋼工業이 指向해야 할 需給構造에 대한 하나의 一次的 「가이드·라인」을 提示하는 데 主目的을 두었다.

理論的인 側面에서 볼 때 “比較優位”에 입각하여 한 나라의 鐵鋼需給構造를 推定하기 위해서는 自國은 물론 貿易對象國들의 현재와 미래의 比較優位決定要因들——例를 들면 人間資本(human capital)을 포함한 生產要素供給比率, 技術水準, 技術革新, 自然條件, 消費

構造 등——을 벤밀히 검토한 후, 이를 土臺로 소위 一般均衡的 방법에 의해서 그 나라의 最適貿易構造 및 生產과 消費에 대한 분석을 생각해 볼 수 있을 것이다. 그러나 불행하게도 이와 같은 一般均衡的 接近方法을 효과적으로 이용할 수 있는 方法論은 아직 開發되어 있지 못한 狀態이므로, 本研究에서는 향후 우리나라의 鐵鋼需給構造에 대한 方向提示를 위한一次的接近方法으로서 經濟開發 수준이相異한 國家들의 經驗(cross-country analysis)을 基礎로 하여 하나의 典型的인 鐵鋼消費 및 生產 패턴을 推定한 후 그 導出된 패턴을 우리나라에 適用시켜 보는 間接的인 방법에 의존하였다. 이러한 接近方法은 이미 여러 文獻에서 論議되었기 때문에 여기서는 이에 대한 설명은 省略하기로 한다¹⁾.

本稿의 내용을 보면 Ⅱ章에서는 國家間의 橫斷 및 時系列資料를 이용하여 鐵鋼需要函數를 導出하고 이를 適用하여 우리나라의 鐵鋼需要豫測을 試圖하였다. Ⅲ章에서는 鐵鋼生產 패턴의 決定函數를 計測하고 이를 土臺로 향후 우리나라의 鐵鋼生産 및 貿易構造를 提示하는 한편 比較優位의 決定函數를 計測하여 그 결과를 檢證해 보았다. 끝으로 Ⅳ章에서는 本研究의 결과를 요약해서 提示하였다.

II. 鐵鋼需要分析

1. 鐵鋼需要豫測의 接近方法

鐵鋼材에 대한 需要는 鐵鋼材의 사용 目的

1) Chenery and Taylor 1968, Maizels 1970 등은 參照.

에 따라 中間需要와 最終需要로 구분할 수 있는데 1975年度 우리나라 產業聯關表에 의하면 鐵鋼材의 國內需要中 88.3%가 中間素材로 投入되었고 블과 11.7%만이 最終消費財로 販賣되었다. 따라서 鐵鋼材의 需要是 주로 鐵鋼材消費產業의 生產活動과 鐵鋼代替財에 대한 相對價格에 의해서 결정된다고 볼 수 있다. 그런데 鐵鋼材消費產業의 生產活動은 그 產業들이 生產하는 最終製品에 대한 需要에 의해서 결정되므로 鐵鋼材需要는 鐵鋼材消費產業의 最終製品需要로부터 생기는 「誘發된 需要」(derived demand)라고 볼 수 있다. 만약 最終商品單位當 鐵鋼材投入量이 일정하다고 한다면 鐵鋼材에 대한 需要是 鐵鋼材消費產業의 最終製品에 대한 需要와 어떤 函數關係를 갖게 된다. 따라서 어느 한 時點에서 最終消費財 각각에 대한 鐵鋼消費原單位를 調查한 다음 個別 最終消費財에 대한 需要를 推定하여 鐵鋼材에 대한 需要去導出하는 것이 소위 微視的 接近方法이다. 이 방법에 의한 鐵鋼需要豫測은 우리나라에서도 이미 數次에 걸쳐 試圖된 바 있다(KIST, 1973, 1974, 1978; KDI, 1977).

이와 비슷한 방법으로 產業聯關表의 投入係數를 이용하여 鐵鋼材需要를 推定할 수 있는데, 上述한 消費原單位調查에 의한 방법에서는 投入係數를 物理的 単位로 測定한 반면 產業聯關分析에서는 貨幣價值로 測定한 것이 다를 뿐 投入係數의 固定性이라는 基本假定(따라서 鐵鋼材와 代替財와의 相對價格은 無視되고 있음)에는 차이가 없다. 최근 KIST(1978)가 發表한 鐵鋼材長期需給豫測에서도 이 방법이 代案으로 사용된 바 있다.

이상과 같은 微視的 接近方法에 의한 需要

推定은 극히 細分된 水準에서 또는 產業聯關表의 범위 내에서 產業別 鐵鋼材需要와 鐵鋼製品別需要推定이 가능하며 필요에 따라 이의 細分 또는 集合이 가능하다는 長點이 있으나 그 有用性이 短期에만 국한될 憂慮가 있다. 특히 우리나라와 같이 새로운 鐵鋼材需要產業이 계속 開發되어 전반적인 產業構造가 비교적 急速히 변화하는 경우에는 鐵鋼最終需要製品에 대한 長期需要豫測이 매우 어려울 뿐만 아니라 迅速한 技術進步 때문에 最終需要產業의 鐵鋼投入係數를 固定시킨다는 것은 무리한 假定이라고 할 수 있다.

巨視的인 側面에서 볼 때, 한 나라의 鐵鋼材需要는 그 經濟規模, 產業構造, 貿易構造 등 直接的인 經濟活動變數에 의해서 결정된다고 볼 수 있으며 이 밖에 生活樣式, 地形, 氣候 등 間接的인 要因에 의해서도 영향을 받게 된다. 그러나 時系列資料를 이용하여 需要函數를 計測할 경우 이러한 間接的인 要因들은 대부분 獨立變數로서의 價值를喪失하기 때문에 需要函數 計測에 필요한 資料의 蒐集이 용이해진다. 이러한 이유로 과거 대부분의 巨視的 接近方法에 의한 需要函數計測은 國內의 時系列資料만을 주로 사용하여 이루어졌다 (OECD, 1974; IHSI, 1978; Watanabe, 1969; Higgins, 1969; 宋熙季, 1976; KIST, 1978).

그런데 國내의 時系列資料에 의해 計測된 需要函數를 이용하여 鐵鋼材長期需要를豫測할 경우 鐵鋼材消費 패턴이 일정하리라는 假定이 導入되어야 하기 때문에 장래의 消費 패턴 변화가勘案되지 않는다. 이러한 分析上의 短點을補完하기 위한 방법으로 國家間의 橫斷資料(cross-country data)와 各國의 時系列資料를併用하여 鐵鋼材需要函數를 計測할

수 있는데, 이 방법은 標本國家間에 自然條件 등 間接的인 要因의 차이가 무시될 수 있을 정도로 적을 것이라는 假定이妥當化되어야 한다. 최근 OECD(1974)와 KIST(1978)의 研究에서도 이 방법이 試圖된 바 있으나 OECD의 研究는 주로 GNP와 GNP의 成長率을 說明變數로 擇함으로써 各國의 產業 및 貿易構造가 鐵鋼需要에 미치는 영향이 전혀 고려되지 않았다는 短點이 있다. 그리고 KIST의 研究는 各國의 工業化率을 說明變數로 택하였으나 鐵鋼最終需要製品의 貿易構造에 따르는 各國의 間接的인 鐵鋼需要를 고려하지 않았으며 標本資料를 OECD 10個國에 국한시킴으로써 開發途上國들의 鐵鋼需要 패턴이 고려되지 않았다는 短點이 있다.

本稿에서는 國家間의 橫斷 및 時系列資料를 이용하여 產業水準과 貿易構造를 主要說明變數로 하는 鐵鋼需要函數를 計測하였다. 鐵鋼需要函數計測에는 위에서 列舉된 分析上의 短點을 補完하려고 노력하였으며 이를 이용하여 우리나라의 長期鐵鋼需要豫測을 試圖하였다.

2. 鐵鋼需要函數 計測

經濟行爲를 模型化하는 데는 그 經濟行爲의 原因과 결과에 관련된 變數들 간의相互作用關係가 정확히 설명되어야 한다. 예컨대, 한 나라의 鐵鋼需要函數를 設定하는 경우 鐵鋼需要는 그 나라 GNP의 영향을 받는다고 설명할 수 있으나, 한편 鐵鋼需要는 價格決定過程(price mechanism)을 통하여 鐵鋼生產을 誘發시킴으로써 GNP에 영향을 미칠 수 있으므로 鐵鋼消費, 鐵鋼生產 및 GNP는 서로 獨立的으로 결정되는 것이 아니고 同時決定(simulta-

neity)의 特徵을 갖고 있는 것이다. 따라서 한 나라의 鐵鋼需要函數를 計測하는 경우 鐵鋼工業을 포함한 그 나라 經濟 全體를 代表할 수 있는一般的 聯立方程式模型에 依存할 것이 要求된다. 그러나 이러한 一般的 模型은 鐵鋼工業과 他經濟部門과의 有機的 關係를 명확히 浮刻시킬 수 있다는 理論的 長點에도 불구하고, 實際로는 거의 사용되지 못하고 있다. 그 重要的 理由로는, 一般的 大規模 聯立方程式模型을 導出함에 있어서는 鐵鋼工業을 제외한 其他部門에 대한 設定誤差(specification error)를 범하기가 쉬우며 그 誤差가 크면 험수록 鐵鋼需要函數計測에 해로운 영향을 끼칠 우려가 있으며, 또한 이러한 模型은 時系列資料의 制限性 問題에 模型이 커질수록 주어진 統計資料로 計測될 從屬變數(endogenous variable)의 數가 많아지므로 統計學的 自由度(degrees of freedom)가 작아져 鐵鋼部門의 需要函數計測은 相對的으로 약화될 가능성이 있다는 것이다. 이러한 이유로 本稿에서는 鐵鋼需要函數를 計測하는 데 變數들간의 同時決定性을 무시하고 所得水準, 消費構造, 貿易構造 등 消費決定要因을 外生變數(exogenous variable)로 導入한 單一方程式에 依存하였으며, 이들 變數들 간의 여러 가지 函數形態를 檢討해 본후 다음과 같은 需要函數들을 導出해보았다.

$$\ln PSC = a_0 + a_1 \ln Y + a_2 (\ln Y)^2 \dots \dots \dots (1)$$

$$\begin{aligned} \ln PSC &= a_0 + a_1 \ln Y + a_2 (\ln Y)^2 \\ &\quad + a_3 SEI + a_4 GR \dots \dots \dots (2) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln PSC &= a_0 + a_1 \ln Y + a_2 (\ln Y)^2 \\ &\quad + a_5 \ln SE + a_6 \ln SI \dots \dots \dots (3) \end{aligned}$$

2) 여기서 鐵鋼集約의 製造業製品이란 標準國際貿易分類(SITC)의 7(機械 및 輸送裝備)과 67(鐵 및 鐵鋼製品)에 속하는 製造業製品을 뜻한다.

$$\begin{aligned} \ln PSC &= a_0 + a_1 \ln Y + a_2 (\ln Y)^2 \\ &\quad + a_5 \ln SE + a_6 \ln SI + a_4 GR \dots \dots \dots (4) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln PSC &= a_0 + a_1 \ln Y + a_2 (\ln Y)^2 \\ &\quad + a_6 \ln SI \dots \dots \dots \dots \dots (5) \end{aligned}$$

\ln =自然代數

PSC =1人當 年間鐵鋼消費量 (kg, 粗鋼基準)

Y =1人當 國民所得(1970年 不變달라)

SE =鐵鋼集約의 製造業製品의 1人當 輸出額²⁾(1970年 不變달라)

SI =鐵鋼集約의 製造業製品의 1人當 輸入額(1970年 不變달라)

$SEI(SE - SI)$ =鐵鋼集約의 製造業製品의 1人當 純輸出額(1970年 不變달라)

GR =GNP 成長率

上記 需要函數 中 非線型所得項인 $(\ln Y)^2$ 는 需要의所得彈力性이所得水準에 따라 변화할 수 있도록 許容한 것이다. 따라서, 만약 나머지 說明變數들의 係數가 固定되었다면, 標本資料를所得水準別로細分하여所得에대한需要彈力性을 바로推定할 필요가 없게 된다.

式(2)에서 SEI 項은 鐵鋼集約의 製造業製品의 1人當 純輸出額으로 鐵鋼多消費產業의 貿易構造가 鐵鋼需要에 미치는 영향을 알아보기 위한 것이며, 그 係數는一般的으로 正의 符號를 기대할 수 있을 것이다. 그러나 SEI 項은 鐵鋼集約의 製造業製品의 輸出과 輸入이 國內鐵鋼需要에 미치는 영향의 符號(sign)는 반대이지만 絶對值에서는 비슷하다는——즉, 單位輸入額當 鐵鋼所要量과 單位輸出額當 鐵鋼所要量이 같다는——假定을 內包하고 있다. 이러한假定은 式(3)에서 輸出과 輸入을別個의 獨立變數로 分리함으로써 檢討될 수

있도록 하였다. 끝으로 式(2)와 式(4)에서는 GNP 成長率(GR)을 포함시켰다. 이는 한 나라의 資本財와 消費財의 消費構成比는 그 나라의 GNP 成長率에 의해서 어느 정도支配된다고 볼 수 있는데 資本財는 鐵鋼集約的 製品이 主宗을 이루고 있으므로 주어진 조건 아래에서는 GNP 成長率이 높을수록 鐵鋼需要에 正의 효과를 미칠 것이라는 데 根據를 둔 것이다.

〈表 1〉은 OECD 20個國과 우리나라와 비슷한 經濟開發 수준에 있는 나라 등 總 36個國의 橫斷 및 9年間의 時系列資料(1967~75)를 이용하여 위의 鐵鋼需要函數를 最少自乘法으로 計測한 결과를 要約한 表이다³⁾. 그 결과를 보면 다음과 같은 興味있는 점들이 발견된다.

첫째, 各國의 產業發展階段를 나타낸다고 볼 수 있는 1人當 國民所得에 대한 鐵鋼需要

의 彈力性은 所得水準이 높아질수록 뚜렷한 減少現象을 보이고 있다. 즉 文獻에서 鐵鋼需要豫測에 흔히 사용되었던 式(1)의 計測函數에 1977年度 우리나라 1人當 國民所得 526弗(1970年 不變價格)을 代入하면 鐵鋼需要의 所得彈性值은 1.12로⁴⁾ 나타나는데 비해 1991年度 1人當 國民所得豫測值인 2,522弗(1970年 不變價格)을 代入하면 彈性值가 0.78로 下落한다⁵⁾. 이와 같은 彈性值의 遲減現象은豫想된 바로서, 예를 들면 우리나라와 같이 鐵鋼의 大量消費를 필요로 하는 社會間接資本의 形成이 급속히 이루어지고 있고 產業構造도 鐵鋼集約的인 重工業 중심으로 改編되고 있는 나라에서는 鐵鋼需要의 所得彈力性이 높게 나타날 것이다. 반면에 產業構造가高度化됨에 따라 傳統的인 鐵鋼集約的 產業보다 서비스, 商業 및 管理部門의 比重이 높아지고 工業構

〈表 1〉 鐵鋼材 需要函數의 計測值¹⁾

	說 明 變 數							
	常 數	$\ln Y$	$(\ln Y)^2$	SEI	$\ln SE$	$\ln SI$	GR	R^2
式 (1)	-7.03 (-6.52) ²⁾	2.50 (7.89)	-0.11 (-4.75)					85.72
式 (2)	-7.14 (-6.48)	2.53 (7.81)	-0.11 (-4.73)	0.0001 (0.47)			0.0008 (0.29)	85.73
式 (3)	-4.69 (-5.30)	2.17 (8.46)	-0.12 (-6.38)		0.22 (12.30)	-0.03 (-1.06)		90.86
式 (4)	-4.70 (5.30)	2.17 (8.46)	-0.12 (-6.37)		0.22 (12.28)	-0.03 (-1.09)	0.0007 (0.03)	90.86
式 (5)	-4.70 (-5.31)	2.16 (8.42)	-0.12 (-6.40)		0.21 (12.70)			90.82

註 : 1) 全體標本(標本數 : 294)을 대상으로 推定한 것임.

2) () 안은 t-값임.

3) 여기서 利用한 資料는,

① 國別 鐵鋼材 需給 및 貿易; 世界鐵鋼協會(IISI).

② 人口, GNP, 換率; *International Finance Statistics* (IMF, 1977).

③ 鐵鋼集約의 製品의 貿易; *Yearbook of International Trade Statistics*(UN, 1969~75)에서 蒐集되었음.

4) 1972~77年間 우리나라 年平均 實質彈性值은 1.53으로 推定值를 크게 上迴하는 것으로 나타났는데 이는 최근 우리나라 鐵鋼需要增加가 國際的 폐탄을 上迴하고 있음을 보여 준다고 하겠다.

5) 式 (1)과 같은 需要函數는 IISI(1976)과 OECD(1974)의 需要豫測에 흔히 사용되어 왔다.

造側面에서도 高度의 技術 및 知識集約的 產業의 比重이 높아지므로 鐵鋼需要의 所得彈力性은 減少하게 될 것이기 때문이다.

둘째, 鐵鋼集約的 製品의 貿易構造를 나타내는 式(2)의 說明變數 SEI 項의 計測係數는 예상대로 正의 符號로 나타났으나 5%의 統計的 有意水準에서 有意性이 없는 것으로 나타났다. 그러나 이러한 결과만 가지고 鐵鋼集約的 製品의 貿易構造가 鐵鋼消費패턴에 아무런 영향을 미치지 않는다고 斷定하기에는 아직 이르다. 式(3)에서와 같이 鐵鋼集約的 製品의 貿易構造를 輸出과 輸入으로 분리하여 각각을 獨立變數로 취급할 경우 그 計測係數가 상당히 큰 차이를 보이고 있으므로 式(2)에 내포되어 있는 假定——輸出과 輸入에 대한 需要彈力性의 絶對值가 같다라는 假定——이 무리한 것이었음을 알 수 있다.

式(3)의 計測值를 보면 $InSE$ 項의 計測係數(輸出에 대한 需要彈性值)는 0.22로 1%의 統計的 有意水準에서 有意性이 있는 것으로 나타난 반면 $InSI$ 項의 計測係數(輸入에 대한 需要彈性值)는 -0.03으로 5%의 統計的 有意水準에서 有意性이 없는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과가 나타난 것은 制限된 標本數(294個)에도 원인이 있겠지만, 標本에서의 輸出과 輸入이 같은 貿易統計分類(SITC 7, 67)에 속한다 할지라도 各國의 工業化 수준이나 產業構造에 따라서 그 나라의 鐵鋼集約的 輸出品과 輸入品의 單位價格當 鐵鋼集約度에 상당한 차이가 있을 수 있다는 데에도 그 原因이 있을 것이다⁶⁾. 예를 들면, 우리나라와 같이 鐵鋼集約的인 船舶을 輸出하고 技術 및 知識集

6) 따라서 여기서 사용된 貿易構造變數는 정도는 알 수 있지만 상당한 測定誤差가 관리되었을 가능성이 있다고 하겠다.

約의인 航空機을 輸入하는 나라에서는 輸出品의 單位價格當 鐵鋼集約度가 輸入品보다 상대적으로 높게 나타날 것이며, 반대로 船舶을 輸入하고 航空機을 輸出하는 나라에서는 反對現象이 나타날 것이다. 또한 일반적으로 輸入에는 나라마다 相異한 關稅政策 및 기타 貿易政策이 適用되므로 單位價格當 鐵鋼集約度에 큰 변화를 招來하여 $InSI$ 項의 計測係數의 統計的 有意性이 낮게 나타날 수도 있는 것이다.

세째, GNP의 成長率을 나타내는 說明變數인 GR 의 計測係數는 예상한 대로 正의 符號를 나타냈으나 統計的 有意性이 없는 것으로 나타났다. 이의 정확한 計測을 위해서는 훨씬 더 많은 標本數가 필요할 것으로 보인다.

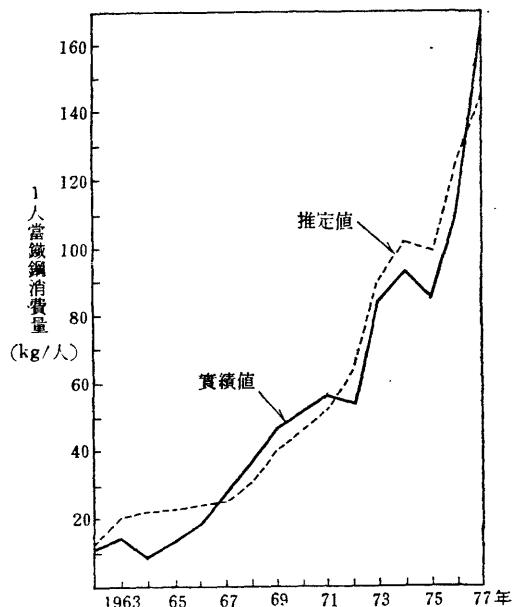
끝으로, 式(1)의 計測值에서 볼 수 있는 바와 같이 鐵鋼需要의 변화는 所得水準의 변화에 의해서 86% 정도 설명되고 있음을 알 수 있으며 여기에 貿易變數인 $InSE$ 와 $InSI$ 를 添加할 경우(式(3)) 決定係數 R^2 는 91%로 높아지지만 이에 GNP成長率 GR 을 더하는 경우(式(4))에는 R^2 에 하등의 변화가 없어 需要函數의 統計的 有意性 改善에는 전혀 영향을 미치지 못함을 알 수 있다.

3. 國內鐵鋼需要豫測

以上에서 計測된 需要函數는 國家間 橫斷 및 時系列資料에 의한 것임으로 이것을 이용하여 우리나라 鐵鋼需要의 長期豫測을 하기 위해서는 우리나라의 鐵鋼需要 패턴이 國際的 패턴과 비슷하다는 前提條件이 필요한데, [圖1]에서는 計測된 需要函數中 式(3)을 이용하여 推計한 우리나라 과거 鐵鋼需要의 推定值

와 實績值를 비교함으로써 이러한 假定을 檢證해 보고자 하였다. 同表에서 볼 수 있는 바와 같이 第1次 經濟計劃期間(1962~1966)에는 推定值가 實績值를 크게 上廻하고 있으며 第2次 計劃期間(1967~1971)에는 過小推定,

[圖 1] 韓國의 鐵鋼消費實績值와 推定值比較
(1962~77)



第3次 計劃期間(1972~76)에는 다시 過大推定을, 그리고 第4次 計劃開始年度인 1977년에는 다시 過小推定이 시작되어 우연한一致이긴 하지만 五個年經濟計劃期間을 週期로 세 차례에 걸쳐 過大 또는 過小推定期間이 反復되고 있음을 알 수 있다. 이러한 결과는 本鐵鋼需要函數가 歷史的으로 景氣變動에 따르는 鐵鋼需要의 變動幅을 정확히 반영하지는 못한다 할지라도 長期의 鐵鋼需要趨勢는 비교적 잘 明解 주고 있으며, 또한 적어도 최근까지는 우리나라의 鐵鋼需要 패턴이 國際的 패턴과 크게 다르지 않다는 것을 示唆해 준다

고 하겠다. 平均推定誤差率도 1次 計劃期間에는 59.3%였던 것이 2次 計劃期間에는 11.9%로, 그리고 3次計劃期間에는 油類波動으로 인한 攪亂效果가 있었음에도 불구하고 13.5%로 下落하게 되어 鐵鋼需要의 絶對量이 증가함에 따라豫測能力도 改善되고 있음을 보여준다.

그러나 이와 같은 本需要函數의豫測ability은 1991年까지 계속될 것이라고 믿을 수 있는 특별한 이유는 없다. 本需要函數는 어디까지나 과거의 「經濟的 狀態(economic status)」下에서 計測된 것이기 때문에 이 需要函數로 長期需要를豫測한다는 것은 未來의 「經濟的 狀態」에 대해 잘못 判斷할 우려가 있는 것이다. 또한 이 需要函數는 各國의 特性, 즉 自然條件, 產業構造 및 消費構造 등을 정확히 반영할 수 없으므로 나라에 따라서는 過大 혹은 過小推定될 가능성이 충분히 있는 것이다.

1970年代 初期에 이미 우리나라의 1991年度 수준과 유사한 產業水準에 있던 日本, 西獨 등 先進國의 過去 實績值와 式(3)에 의한 推定值의 動向을 비교해 보는 것은 우리나라의 長期豫測에 參考가 될 것이다.

[圖 2]에서 보는 바와 같이 日本은 全推定期間(1959~75)을 통하여 推定值가 實績值를 크게 下廻하고 있으며, 西獨은 1973年을 轉換點으로 하여 推定值가 實績值를 上廻하기 시작하였음을 알 수 있는 것이다. 그 밖에 英國, 프랑스 및 伊太利는 1975年을 제외하고는 대체로 推定值와 實績值가 상당히 接近되어 있음을 알 수 있다. 따라서 1991년에 우리나라 經濟構造가 日本이나 西獨에 가까울수록 本需要函數에 의한 우리나라의 鐵鋼需要豫測은 保守的인豫測이 될 가능성이 높다고 하겠다.

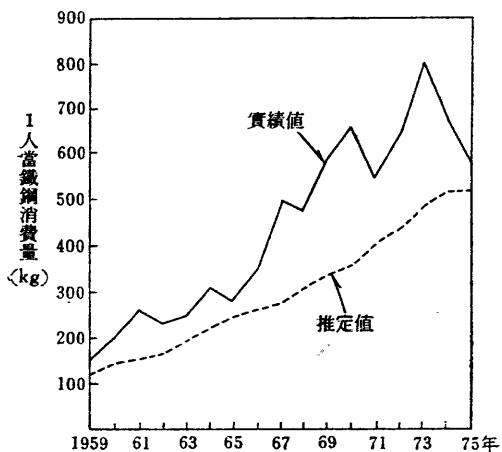
또한 鐵鋼需要를豫測하기 위해서는 우선

鐵鋼需要函數에 사용된 說明變數들의豫測이
先行되어야 하는데 本稿에서는 최근 KDI(19

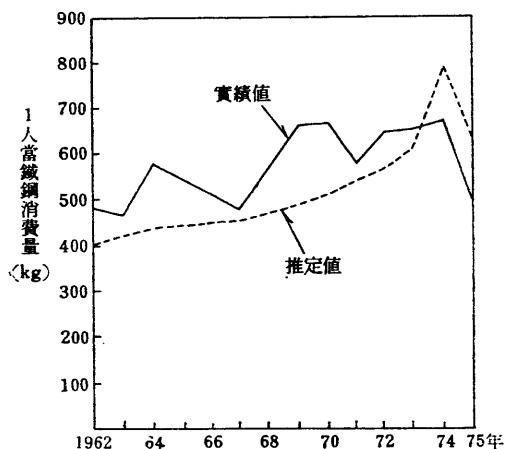
이탈리아

[圖 2] 主要國의 鐵鋼需要推定值와 實績值比較

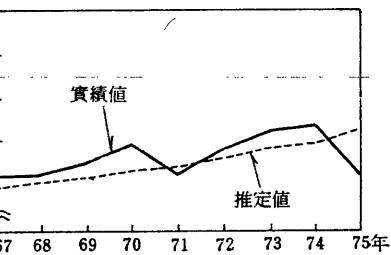
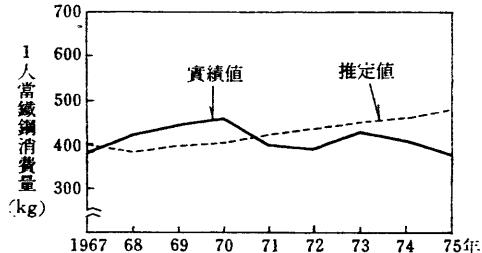
日本



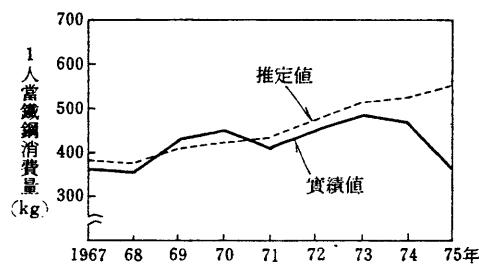
西獨



英國



프랑스



77)가 發表한 『長期經濟社會發展』에 提示된 指標들을 주로 이용하였다.

<表 2>는 이 상의 說明變數들에 대한豫測值를 式(3)에 適用하여 구한 우리나라의 長期國內鐵鋼需要와 1977年에 KDI가 發表한 바 있는 微視的 接近方法에 의한豫測值를 비교해서 提示한 것이다. 여기서 注目할 만한 사실은 전혀 相異한 두 가지豫測方法에 의한豫測結果가 놀랄 만큼 비슷하게 나타났다는 점이다. 특히 中期豫測인 1986年度의豫測值는 두接近方法이 단지 25萬t의 차이만 보여 주고 있을 뿐이며, 長期豫測인 1991年의豫測值도 270萬t의 隔差만을 보여 주고 있다. 그러나 두 가지방법 중 어느방법이 더 優越한가는 현재로서는 알 수가 없다. 따라서 우리나라의 鐵鋼需要豫測을 實제로 投資計劃이나 기타의 事業計劃에 이용하기 위해서는 이 두 가지接近方法이 모두 고려됨이 바람직하며 實제로

이 두豫測值를 上·下限線으로 또는 그 中間值를 이용할 수도 있을 것이다. 그 中間值에 의하면 우리나라의 國內鐵鋼需要는 1977~91年間 年平均 13.6%씩 증가하여 1991年에는 國內需要가 2,640萬t에 이를 것으로 예상된다. 이 增加率은 1962~76年 期間 동안의 年平均 國內需要增加率 20.5%에는 훨씬 못미치고 있으나 1950~76年 期間의 世界 年平均 消費增加率 5.0%나 日本의 10.9% 보다는 顯著하게 높은 수준인 것이다. 이와 같은 消費增加率이持續된다면 우리나라의 1人當 鐵鋼消費量(粗鋼基準)은 1976年の 110.6kg에서 1991년에는 584.1kg에 달해 1975年 日本의 583kg 및 1976年 西獨의 593kg과 비슷한 수준이 될 것이다.

III. 鐵鋼生產패턴과 貿易構造分析

1. 鐵鋼生產패턴의 決定函數

소위 比較優位理論(theory of comparative

advantage)이 한 나라의 貿易패턴 또는 產業構造와 貿易을 통한 經濟的 利益을 설명하는데 중요한 役割을 해 왔음은 周知의 사실이다. 그러나 최근에는 이러한 傳統的인 比較優位理論——比較生產費理論(theory of comparative costs)이나 要素比率理論(theory of factor proportions)——들이 “사소한 것”으로 무시해 버렸거나 “當然한 것”으로 취급하였던 諸假定에 대한懷疑가 활발히 提起되고 있으며 이러한 假定들에 대한 檢討가 部分的으로 진행되고 있는 것이 近代貿易理論의 趨勢라고 할 수 있다. 그중 特記할 만한 사실은 要素比率理論에서 무시되었던 生產要素中 天然資源(natural resources)과 人間資本(human capital) 등의 重要性을 主張하는 소위 新要素理論(neo-factor proportions)⁷⁾의 登場을 들 수 있으며, 또 하나는 靜態的인 比較生產費理論에서는 國家間의 生產技術의 隔差를 하나의 當然한 事實로 假定하였으나 좀 더 動態的인 側面에서 新製品의 開發, 製品의 多邊化, 規模의 經濟, 製品의 週期(product-cycle), 研究開發費의 支出 등 國家間에 技術의 隔差를 발생

〈表 2〉 國內鐵鋼需要의豫測(1977~91)

(粗鋼基準)

	單位	實績		豫測		年平均增加率(%)			
		1976	1981	1986	1991	'77/'81	'82/'86	'87/'91	'77/'91
A. 本豫測	百萬t	3.97	9.22	16.04	25.08	18.4	11.7	9.4	13.2
	kg/人 ¹⁾	110.6	237.6	381.2	554.2	16.5	9.9	7.8	11.5
B. 微視豫測 ²⁾ (KDI, 1977)	百萬t	3.97	8.52	16.29	27.78	16.5	13.9	11.3	13.9
	kg/人 ¹⁾	110.6	219.5	387.1	613.9	14.7	12.0	9.7	12.1
C. (A)와 (B)의 中間值	百萬t	3.97	8.87	16.17	26.43	17.4	12.8	10.4	13.6
	kg/人 ¹⁾	110.6	228.6	384.2	584.1	15.6	11.0	8.8	11.8

註: 1) 1人當 鐵鋼需要.

2) 韓國開發研究院, 『長期經濟社會發展, 1977~91』, 1977. 12, p.241.

7) Baldwin(1972), Balassa(1977) 등 參照.

시키는 諸要因을 紛明함으로써 貿易構造를 解명해 보려는 新技術變化理論(neo-technological change)⁸⁾의 登場을 指摘할 수 있다.

물론 이러한 各理論들은 國際貿易을 部分的으로 解釋하는 데는 많은 貢獻을 하고 있지만 어느 한 理論이 國際貿易의 全貌를 解釋하지는 못하고 있다. 現實的으로 이러한 諸假說들이 複合的으로 작용한다고 보는 것이 妥當할 것이다.

따라서 本稿에서는 이미 이러한 假說들이 提示하는 貿易 패턴의 解釋變數들을 택해서 設定된 鐵鋼生產 패턴의 決定函數를 國家間의 橫斷 및 時系列資料를 이용하여 計測한 후, 그 導出된 相關關係를 우리나라에 適用해 보고자 한다.

이와 같은 接近方法은, 各國의 과거 鐵鋼生産 및 貿易構造는 그 나라의 生產要素가 比較 優位에 立脚하여 效率的으로 配分되어 얻어진 결과라는 假定을 必須의으로 導入하게 된다.

그러나 各國의 實際 鐵鋼生産이나 貿易構造는 그 나라의 產業政策, 貿易政策, 傳統 및 貫習, 自然條件 등 計量化할 수 없는 수 많은 要因들에 의해서 영향을 받기 때문에 여기에서 導出한 相關關係를 어떤 特定國家에 適用하는 데는 그 有用性이 极히 제한된 것임을 밝혀 두고자 한다.

本稿에서는 다음과 같은 鐵鋼生産 패턴의 決定函數計測¹⁰⁾試圖되었다.

$$\ln PSP = b_0 + b_1 \ln Y + b_2 (\ln Y)^2 + b_3 \ln P \\ + b_4 \ln SE \dots \dots \dots \quad (6)$$

8) 이와 같은 理論 및 實證的研究로는 Hufbauer (1970), Gruber and Vernon(1970), 그리고 Wells(1969) 등을 參照.

$$\ln PSP = b_0 + b_1 \ln Y + b_2 (\ln Y)^2 + b_3 \ln P \\ + b_4 \ln SE + b_5 \ln SI \dots \dots \dots \quad (7)$$

$$\ln PSP = b_0 + b_1 \ln Y + b_2 (\ln Y)^2 + b_3 \ln P \\ + b_4 \ln SE + b_5 \ln SI + b_6 NR \dots \quad (8)$$

여기서 被說明變數로 사용된 *PSP*는 한 나라의 年間 1人當 鐵鋼生産量을 나타내며, 說明變數로 使用된 *Y*, *SE* 및 *SI*는 前節에서 설명된 바와 같다. 一般的으로 *Y*는 그 나라의 產業水準을 反映한다고 볼 수 있으므로 鐵鋼生産에 正의 效果를 가질 것으로 期待되며, 또한 鐵鋼集約的 製品의 輸出增加는 그素材인 鐵鋼의 生產增加를 誘發할 것이므로 *lnSE*項의 計測係數는 正의 符號를, 그리고 *lnSI*項은 그 반대의 現象을 期待할 수 있을 것이다. 說明變數 *P*는 人口로서 그 나라의 國內市場規模를 나타내는 變數이며 다른 조건이 같다면 人口가 많을수록 國內市場規模가 크다는 것을 의미한다.

또한 國內市場規模의 大小는 鐵鋼과 같이 規模의 經濟가 크게 작용하는 製品을 國內에서 生產할 것인가, 輸入할 것인가를 결정하는 데 중요한 要因이 되므로 *lnP*項의 係數는 正의 符號가 豫想된다고 보겠다. 끝으로 *NR*은 鐵鋼工業의 主原料인 鐵礦石과 原料炭의 純輸出額(輸出額 - 輸入額)의 鐵鋼生産量에 대한 比率로서 그 나라의 賦存資源狀態를 表示하는 指數라고 볼 수 있으며 같은 條件下에서는 賦存資源이 많을수록 鐵鋼生産에 正의 效果를 미칠 것으로 예상할 수 있다.

이상과 같은 鐵鋼生産 패턴의 決定函數를 前節의 需要函數計測에서 사용했던 36個國의 橫斷 및 時系列資料(標本數 294)를 이용하여 計測한 결과는 〈表 3〉에 나타난 바와 같

다⁹⁾. 이에 의하면 1人當 國民所得에 대한 鐵鋼生產의 彈性值는 所得水準이 높아짐에 따라遞減하고, $\ln P$ 와 $\ln SE$ 項의 計測係數도 예상대로 正의 符號를 보여주며 統計的으로 1%의 有意水準에서 有意性이 있는 것으로 나타났다. 그러나 式(7)에서 볼 수 있는 바와 같이 式(6)에 $\ln SI$ 項을 追加할 경우 예상과는 달리 計測된 係數가 正의 符號를 보이고 있으나 5%의 有意水準에서 有意性이 없는 것으로 나타났다. 이러한 결과는一般的으로 鐵鋼集約의 商品의 輸入은 各國의 國內產業政策 및 貿易政策의 영향을 많이 받기 때문에 鐵鋼生產과 어떤 일정한 관계를 갖고 있지 못하다는데 部分的인 原因이 있다고 생각된다. 끝으로 式(8)에서는 一種의 賦存資源指數라고 할 수 있는 NR 을 式(7)에 追加해 보았는데 그 係數도 예상과는 달리 負의 符號를 가지나 5%의 有意水準에서 有意性이 없는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 資源의 賦存狀態가 鐵鋼生產에 중요한 決定要因이 되지 못하고 있음을 보여 준다고 하겠다. 더구나 式(6)에 \ln

SI 項과 NR 項을 追加하여도 決定係數 R^2 는 단지 0.18%만이 향상되는 것으로 나타나 이 두 變數의 追加가 鐵鋼生產 패턴의 決定函數의 統計的 有意性 改善에 거의 도움을 주지 못하고 있음을 알 수 있다. 따라서 우리나라 鐵鋼生產量 推定에는 式(6)을 사용하기로 한다.

鐵鋼工業과 같이 資本集約度가 높고 規模의 經濟도 크게 작용하는 產業에 있어서는 國內市場規模가 그 나라의 鐵鋼生產을 결정하는 重要한 要因이 된다는 것은 이미 앞에서 指摘한 바 있다. 그러나 式(6)에서는 國內市場規模를 나타내는 說明變數 人口(P)가 사용되었을 뿐 鐵鋼生產 패턴의 決定函數 自體는 國內市場規模와 관계없이 동일하다는 假定을 內包하고 있으므로 이를 實제로 檢證해 볼 필요가 있다. 이를 위해서 本研究에서는 總標本을 人口 1,500萬 이상과 그 이하의 國家로 구분하여 그 각각에 대하여 式(6)을 別途로 計測함으로써(表 3 參照)¹⁰⁾, 鐵鋼生產 패턴의 決定函數가 동일하다는 假說을 F-test에 의해

〈表 3〉 鐵鋼生產 패턴의 決定函數 計測值(I)¹¹⁾

	說 明 變 數							統 計 值	
	常 數	$\ln Y$	$(\ln Y)^2$	$\ln P$	$\ln SE$	nSI	NR	R^2	$SSR^{12)}$
式 (6)	-24.48 (-13.08) ¹³⁾	7.24 (13.62)	-0.48 (-12.55)	-0.45 (11.90)	0.36 (10.82)	-	-	84.23	137.56
式 (7)	-25.81 (-12.60)	7.46 (13.59)	-0.50 (-12.37)	0.53 (8.42)	0.33 (8.56)	0.16 (1.57)	-	84.36	136.38
式 (8)	-25.88 (-12.63)	7.48 (13.62)	-0.50 (-12.40)	0.52 (8.40)	0.32 (8.26)	0.16 (1.55)	-0.0004 (-0.97)	84.41	135.94

註: 1) 全體標本(標本數: 294)을 對象으로 推定한 것임.

2) Sum of Squared Residuals.

3) () 안은 t-값임.

9) NR 의 資料源은 *Yearbook of International Trade Statistics* (UN, 1969-75).

10) 여기서 人口 1,500萬을 大規模와 小規模國家의 區分基準으로 삼은 것은 Chenery and Taylor(1968)가 使用하였던 區分에 따른 것이다.

서 檢證해 보았다. 그 결과 F -값이 11.05로 1%의 有意水準($F_{5.00}=3.02$)에서 統計的 有意性이 있는 것으로 나타나 鐵鋼生產 패턴의 決定函數가 서로 다르다는 것이 檢證되었다. 여기서는 특히 人口 1,500萬 이하의 小規模國家에서는 人口에 대한 鐵鋼生產의 彈性值가 1.06으로 상당히 높게 나타난 반면에 人口 1,500萬 이상의 大規模國家에서는 그 彈性值가 0.16으로 計測되어 國內市場規模가 鐵鋼生產에 별로 영향을 주지 못하고 있는 것으로 나타났다(表 4 參照)。

여기서 計測된 鐵鋼生產 패턴의 決定函數는 앞으로의 우리나라 鐵鋼生產 目標量을 導出하는 것이 目的이므로 다음에서는 人口 1,500

萬 이상의 標本中에서 1人當 國民所得이 500 弗 이상인 標本만을 가지고 鐵鋼生產 패턴의 決定函數를 計測하였다. 그 결과는 <表 4>의 式(6c)에 提示된 바와 같다¹¹⁾.

2. 鐵鋼生產 目標量 推定

<表 4>에 提示된 鐵鋼生產 패턴의 決定函數 中 式(6b)와 式(6c)가 앞으로 우리나라에서 經濟成長에 따라 필요한 鐵鋼生產 수준을 推定하는데 適合하다고 判斷되며 이를 이용하여 1991年까지의 우리나라 鐵鋼生產量을 推計해 보면 <表 5>에 나타난 바와 같다¹²⁾.

推計된 결과로 보면, 1977年의 우리나라 粗

<表 4> 鐵鋼生產 패턴의 決定函數計測值(Ⅱ)

	說明變數					統計值	
	常數	$\ln Y$	$(\ln Y)^2$	$\ln P$	$\ln SE$	R^2	SSR
式(6a) ¹⁾	-17.00 (-3.62) ⁴⁾	4.91 (3.76)	-0.33 (-3.57)	1.06 (8.48)	0.43 (7.96)	72.07	69.55
式(6b) ²⁾	-26.26 (-12.83)	7.90 (13.91)	-0.51 (-12.39)	0.16 (1.98)	0.25 (6.76)	92.64	45.62
式(6c) ³⁾	-14.94 (-3.30)	4.46 (3.70)	-0.27 (-3.47)	0.37 (6.76)	0.28 (7.07)	88.77	—

註: 1) 人口 1,500萬 미만(標本數: 139個)의 標本을 對象으로 推定한 것임.

2) 人口 1,500萬 이상(標本數: 155個)

3) 人口 1,500萬 이상, 1人當 國民所得 500 \$ 以上(標本數: 97個)

4) () 안은 t -값임.

<表 5> 우리나라 粗鋼生產量 推定值(1977~91)

(단위: 1,000t, %)

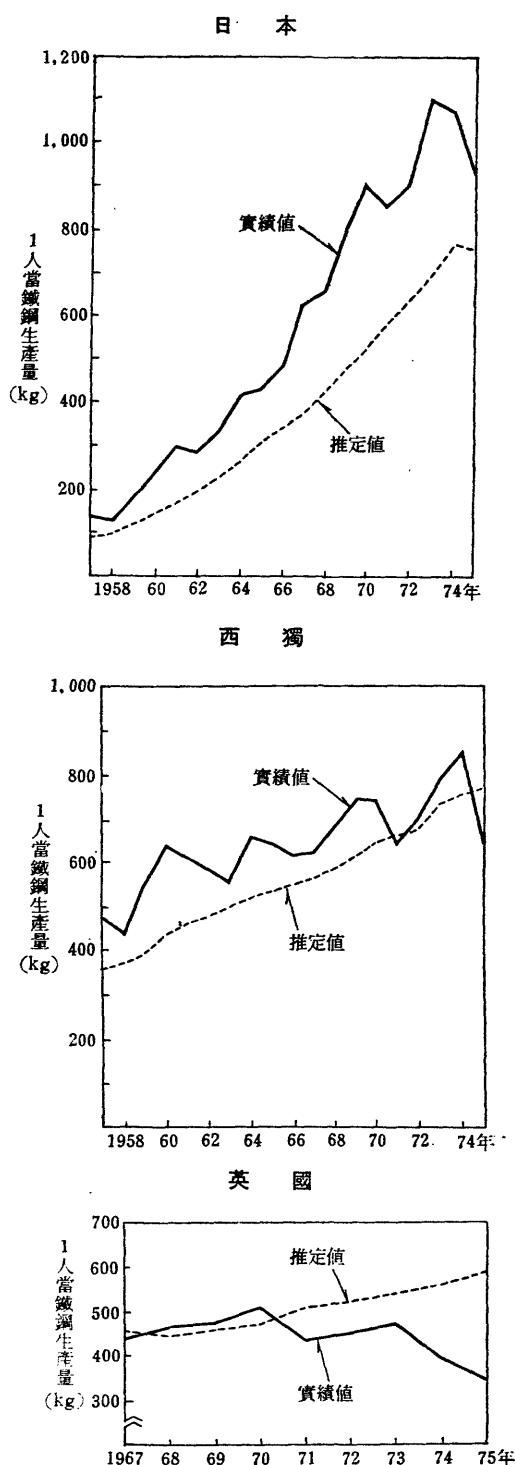
	實績值	推定值					年平均增加率(%)			
		1977	1977	1981	1986	1991	'77/'81	'82/'86	'87/'91	'77/'91
式(6b)	4,245 (116.49)	4,505 (123.63)	11,336 (292.09)	24,103 (572.65)	36,301 (802.23)	27.83 (25.84)	16.29 (14.41)	8.54 (6.98)	16.57 (14.78)	
式(6c)	4,245 (116.49)	4,124 (113.17)	9,062 (233.50)	18,862 (448.14)	31,838 (703.59)	20.88 (18.99)	15.79 (13.93)	11.04 (9.44)	15.48 (13.71)	

註: () 안의 숫자는 1人當 粗鋼生產量(kg)과 그 增加率.

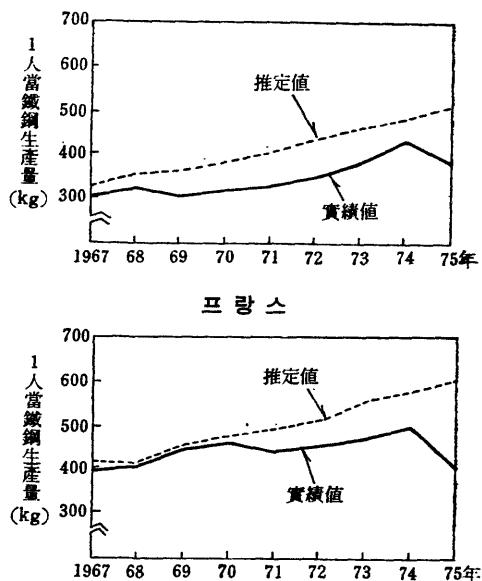
11) 여기서 500弗을 기준으로 한 것은 우리나라의 1977年 1人當 國民所得이 1970年 不變價格으로 526弗인데 근거를 둔 것이다.

12) 여기 사용된 說明變數의 豫測值도 前章의 需要推定에서 사용한 것과 동일하다.

〔圖 3〕 主要國의 鐵鋼生產 推定值와 實績值比較



이탈리아



鋼生產實績이 425萬t인 데 비하여 式(6b)에 의한 推計値은 451萬t, 式(6c)에 의한 推計値은 412萬t으로 상당히 비슷하였다. 또한 전반적으로 式(6c)는 式(6b)보다 약간 보수적인 推計値를 提示하고 있으나 推計에 사용된 標本의 性格으로 보아 式(6c)가 우리나라의 長期生產量推計에 더 適合하지 않을까 생각된다.

우리나라가 式(6c)의 推計値를 目標로 鐵鋼生產을 擴大시킬 경우 鐵鋼生產量은 1977~81年期間에는 年平均 19.0%, 1982~86年期間에는 13.9%, 그리고 1987~91年期間에는 13.7%씩 각각 增加하여 總粗鋼生產量이 1981年에는 906萬t, 1986年에는 1,886萬t 그리고 1991年에는 3,184萬t에 달할 것이다. 이에 따라 우리나라의 1人當粗鋼生產量은 1977年的 116.6kg에서 1981年에는 233.5kg, 1986年에는 441.8kg, 그리고 1991年에는 703.6kg에 이를 것이다. 이에 目標稼動率을 90%로 하면 우리나라의 總粗鋼生產施設能力은 1981

年에 1,007萬t, 1986年에 2,096萬t 그리고 1991年에는 3,538萬t으로 각각 擴張되어야 할 것이다.

위의 鐵鋼生產推計는 우리나라가 國際的 生產 패턴에 따라 鐵鋼生產을 증가할 때의 결과에 불과하다. 이미 言及한 바와 같이 어떤 特定國家의 歷史的 鐵鋼生產 패턴은 本計測에서 사용한 說明變數 이외에도 그 나라 特有의 傳統, 產業政策, 貿易政策, 自然條件等 諸要因의 영향을 받을 것이므로 여기서 函數化된 國際的 패턴과 다를 可能性은 항상 있다고 보겠다. 그 예로 主要先進國인 日本과 西歐國家들의 과거 粗鋼生產 實績值와 式(6c)에 의한 推計值를 비교하면 [圖 3]에서 보는 바와 같이 日本의 鐵鋼生產推定值는 實績值를 크게 下迴하고 있으며 西獨의 경우도 대체로 推定值가 實績值를 下迴하고 있으나 英國, 프랑스, 이탈리아에서는 대부분의期間을 推定值가 實績值를 上迴하고 있음을 알 수 있다.

3. 鐵鋼貿易構造의 展望

한 나라의 鐵鋼需要와 鐵鋼生產에 대한 長期豫測은 그 나라가 앞으로 實現해야 될 貿易構造를 간접적으로 提示해 주는 것이라고 하겠다. 즉 生產, 消費 및 貿易은 서로 獨立的으로 결정되는 것이 아니라 相互聯關作業에 의해서 결정되는 것이기 때문에 이중 어느 두 가지만 결정되면 나머지 하나는 自動的으로 결정되는 것이다. 즉, 우리나라의 鐵鋼需要가 앞에서豫測한 바와 같이 1981年에 887萬t, 1986年에 1,617萬t, 그리고 1991年에 2,643

萬t으로 증가하고, 生產도 國際的인 패턴이 提示하는 바와 같이 1981年에 906萬t, 1986年에 1,886萬t, 그리고 1991年에 3,184萬t으로 각각 증가할 경우, 우리나라의 鐵鋼純輸出量은 각각 19萬t, 269萬t, 그리고 541萬t이 될 것이라는 點이다. 그러나 이와 같이 國內生產과 國內需要의 차이에 의해 결정된 貿易量은 단순히 純輸出量(輸出-輸入)이나 純輸入量(輸入-輸出)만을 表示하는 것 이므로 만약 한 나라에 輸出과 輸入이 併存하는 경우 實際輸出量과 實際輸入量은 알 수가 없다. 물론 鐵鋼製品이 모두 同質의 製品(homogeneous product)이라면 한 나라에 輸出과 輸入이 併存할 필요가 없을 것이지만, 鐵鋼에는 多種多樣한 여러 製品이 포함되어 個別製品들은 서로 다른 生產方法과 規模의 經濟를 갖기 때문에 主要製鐵國일지라도 同種產業間에 國際貿易(intra-industry trade)이 필요하게 되고 輸出과 輸入이 併存하게 된다(表 6 參照). 특히 우리나라와 같이 鋼半製品을 주로 輸入하여 1次 鐵鋼材로 加工輸出하는 경우에는 實際輸出入量이 純輸出이나 純輸入量보다 훨씬 더 크게 나타나게 된다¹³⁾.

한편 우리나라의 鐵鋼貿易構造를 國內需要 및 國內生產 推計로부터 間接的으로 導出하는 데는 몇 가지 基本假定이 필요하다. 그 하나는 향후 우리나라의 鐵鋼貿易量은 世界全體의 鐵鋼貿易量에 비해 极히 少量에 불과하여 世界鐵鋼價格에 아무런 영향도 주지 않을 것이라는 假定인데, 이것은 앞으로 우리나라의 鐵鋼輸出入量은 주어진 世界鐵鋼價格下에서 단지 우리나라의 輸入需要와 輸出能力에 의해서 각각 決定된다는 것을 의미한다. 또 하나는 鐵鋼生產이 國內需要를 超過하기

13) 1976年度 우리나라의 鐵鋼製品 總輸出이 178萬t, 總輸入이 227萬t으로서 純輸入은 49萬t에 불과하였다.

시작할 때 우리나라는 鐵鋼工業에 比較優位를 갖게 된다는 假定이다.

물론 앞에서 提示한 貿易量推計가 一般均衡的接近方法에 의해서 導出되었다면 위의 두 번째 假定은 假定이 아니라 比較優位의 결과를 반영하는 것이라고 하겠지만, 이것은 우리나라의 生產과 國內需要가 國際的 폐탄에 따라서 實現될 것이라는 假定下에서 얻어졌기 때문에 그 결과도 하나의 假定에 불과하게 되는 것이다. 따라서 위의 假定에서 우리나라의 鐵鋼生產이 國內需要을 超過하게 될 때 이것 이 實際比較優位와 符合하는가를 檢證해 볼 필요가 있다. 이를 위해서 다음과 같은 鐵鋼工業의 比較優位의 決定函數를 設定하여 計測하여 보았다.

$$RCA = C_0 + C_1 \ln Y + C_2 (\ln Y)^2 + C_3 \ln P + C_4 S \dots \dots \dots \quad (9)$$

여기서 RCA 는 一種의 “顯示된 比較優位”

(revealed comparative advantage)를 나타내는 指數로서 鐵鋼의 總需要(內輸+輸出)나 總供給에 대한 純輸出(輸出-輸入)의 百分比이다. 說明變數로서는 한 나라의 要素供給比率을 반영하는 “代理變數”(proxy variable)로 Y (1人當國民所得)를, 國內市場規模를 나타내는 變數로서 P (人口)를, 그리고 鐵鋼工業의 生產效率을 결정하는 規模의 經濟를 나타내는 變數로서 S (粗鋼生産能力이 100萬t 이하인 製鐵所의 總施設能力이 그 나라 總粗鋼生産量에서 차지하는 比重)를 취하였다¹⁴⁾.

<表 7>은 위의 式(9)를 이미 解明한 바 있는 世界 36個國의 橫斷 및 時系列資料와 美國을 제외한 35個國의 資料를 이용하여 각각 計測한 것이다. 式(9a)에서 美國을 제외시킨 것은 美國은 標本國들 중에서 1人當國民所得이 가장 높고 鐵鋼生産도 가장 많은 나라임에도 불구하고 鐵鋼輸入量이 單一國家로는 가장 많은例外的인 貿易構造를 갖고 있기 때문이다.

<表 6> 主要國의 鐵鋼貿易構造

(단위: 百萬t, %)

	1 9 6 7			1 9 7 6		
	粗鋼生産	輸出依存度 ¹⁾	輸入依存度 ²⁾	粗鋼生産	輸出依存度	輸入依存度
美 國	115.141	1.53	9.91	116.313	2.36	11.97
日 本	62.154	17.77	0.78	107.384	42.79	0.19
西 獨	36.744	34.89	15.44	42.413	33.75	24.57
英 國	24.346	18.52	7.83	22.463	16.76	18.72
三 蘭 스	19.658	30.97	24.38	23.227	31.02	32.25
이 탈 리 아	15.890	13.35	19.23	23.455	25.72	21.91
韓 國	0.331	1.7.	60.7	3.515	30.9	39.5

註: 1) 輸出依存度 = $\frac{\text{輸出}}{\text{國內需要} + \text{輸出}} \times 100$.

2) 輸入依存度 = $\frac{\text{輸入}}{\text{國內生産} + \text{輸入}} \times 100$.

資料: IISI, 鐵鋼協會.

14) 여기서 鐵鋼關聯產業의 貿易構造(SE , SI)을 說明變數로 擇하지 않은 것은 이러한 變數와 RCA 사이의 相關係係가 不透明한 原因이며, 여기서 처음으로 使用한 S 에 대한 資料는 1976年の 資料만이 이용可能하여 各國의 時系列資料에 同一한 S 값이 使用되었다. 따라서 이에 따른 測定誤差(measurement error)가 상당히 클 것이다. 이 測定誤差가 클수록 S 의 推定係數가 過少推定되었을 可能性이 있다.

물론 이러한 貿易構造가 產業化後期에 나타날 수 있는 典型的인 패턴이 될지는 아직 모르지만 적어도 앞으로 15年內에 우리나라가 接近할 수 있는 패턴이라고는 볼 수 없는 것이다. 函數의 計測結果를 보면 係數가 모두 1% 有意水準에서 有意性이 있는 것으로 計測되었으며 顯示된 比較優位(*RCA*)와 1人當 國民所得과의 관계에 있어서는 1人當 國民所得이 증가함에 따라 比較優位指數도 증가하나 그 增加率은 遞減하는 것으로 나타났다. 또한 顯示된 比較優位는 國內市場規模와 鐵鋼生產規模에 대해 正의 關係가 있음을 보여 주어一般的인 예상과 一致하고 있다.

〈表 7〉 顯示된 比較優位의 決定函數計測值

	說明變數					<i>R</i> ²
	常數	<i>lnY</i>	(<i>lnY</i>) ²	<i>lnP</i>	<i>S</i>	
式(9) ¹⁾	-367.97 (-4.92) ^{b)}	76.76 (3.64)	-4.72 (-3.15)	6.40 (3.56)	38.72 (9.00)	56.14
式(9a) ²⁾	-334.35 (-4.62)	61.51 (3.00)	-3.42 (-2.34)	9.52 (5.22)	39.57 (9.53)	60.24

註: 1) 36個國 標本을 對象으로 推定한 것임(標本數; 294個).

2) 美國을 제외한 35個國 標本을 對象으로 推定한 것임(標本數; 285個).

3) () 안은 *t*-값임.

〈表 8〉 顯示된 比較優位指數의 推定值
(단위: %)

	1976		1981	1986	1991
	實績值	推定值			
式 (9)	-8.6	-24.27	-11.29	-2.45	2.99
式(9a)	-8.6	-23.58	-9.40	1.53	9.40

이상에서 計測된 比較優位의 決定函數를 通

15) 여기에 사용된 說明變數의 豫測值는 需要豫測과 生產豫測에 사용된 것과 같은 資料이며 *S*의 값은 1976年に 0.71에서 1981年に 0.78, 1986年に 0.84, 그리고 1991年に 0.90으로 각각增加하는 것으로假定하였다.

用하여 향후 우리나라의 比較優位指數를 算出해 보면 〈表 8〉에 나타난 바와 같은데¹⁵⁾, 그 중 美國을 제외한 標本에 의해서 計測된 결과(式 (9a))가 향후 우리나라의 鐵鋼貿易構造推定에 보다 適合한 것으로 생각된다. 그러나 計測된 比較優位指數가 1個國인 美國의 包含與否에 따라 상당한 차이를 보이고 있는데 이와 같이 標本國 또는 標本時期에 따라 計測結果가 크게支配됨에 비추어 比較優位의 決定函數를 導出한다는 것이 어떤 意義에서는 무리한 試圖라고 볼 수 있다.

式(9a)에 의하면 우리나라 1986年에 가서야 비로소 鐵鋼工業에 比較優位가 發生하고 (*RCA*>0), 1991年에 가면 比較優位指數가 9.4%까지 증가하는 것으로 나타나 앞에서 鐵鋼生產과 鐵鋼需要 패턴으로부터 導出한 貿易構造의 推定結果가 크게 不合理하지 않음을 보여 준다고 할 수 있다. 그러나 이와 같은 比較優位指數의 推定은 치극히 不安定한 推定에 불과하므로 큰 意義를 賦與할 수는 없는 것이라고 하겠다.

N. 要約 및 結論

1. 國內鐵鋼需要豫測

本稿에서는 최근 KDI(1977)에서 發表한 바 있는 微視的 接近方法에 의한 우리나라의 鐵鋼長期需要豫測과 相互補完의인豫測이 될 수 있도록 하기 위해 國際的인 鐵鋼需要 패턴을 導出하고 이를 우리나라에 適用시켜 鐵鋼長期需要豫測을 試圖하였다.豫測結果는 우리

나라의 鐵鋼需要가 1981年에 922萬t, 1986年에 1,604萬t, 그리고 1991年에는 2,508萬t으로 증가할 것으로 推計되었는데 이미 發表된(KDI, 1977) 豫測值——1981年에 852萬t, 1986年에 1,629萬t, 그리고 1991年에 2,778萬t——와 상당히 근사함을 보여 주고 있다. 그러나 위의 두 豫測方法이 서로 長短點을 가지고 있기 때문에 將來 鐵鋼部門의 投資政策樹立에는 이에 의한 豫測結果를 上下限線으로 適用하든가 또는 그 中間值를 이용할 수 있을 것이다.

두 가지 豫測result의 中間值를 이용할 경우 우리나라의 國內鐵鋼需要는 1977~86年期間 동안 年平均 15.1% 증가하여 1986年에는 1,617萬t에 이르고 1987~91年期間 동안에는 10.4% 증가하여 1991年에는 2,643萬t에 달하게 된다. 1人當 鐵鋼消費量은 1986年에 384.2kg으로 증가하고 1991年에는 584.1kg에 달해 1975年の 日本 수준(586kg) 또는 1971年の 西獨水準(580kg)에 이르게 될 것이다.

위의 需要豫測 결과를 鐵鋼工業政策資料로 이용할 때에는 다음과 같은 점에 留意해야 할 것이다.

첫째, 巨視的 接近方法에 의해 計測된 鐵鋼需要函數는 몇 개의 制限된 說明變數에만 依存한 것이므로 이를 短期豫測에 이용하는 것은 不適合하다는 점이다¹⁶⁾. 따라서 위에서 提示된 1981年的豫測result에는 큰 意味를 賦與하기가 어렵다고 보겠다. 鐵鋼需要의 短期豫

16) 예컨대, 本研究에서 計測된 需要函數는 같은 產業水準 및 貿易構造下에서 發生할 수 있는 短期의 建設業 및 鐵鋼需要產業의 生產活動水準變化 등을 反映할 수 없다.

17) KDI(1977)의豫測值도 비록 從視的 接近 method에 의한結果이긴 하지만 說明變數의 推定이 長期豫測에 의한 것이므로 이에 의한 短期豫測은 큰意義가 없다고 할 수 있다.

測을 위해서는 個別鐵鋼需要產業의 生產活動을 정확히 반영할 수 있는 微視的 接近方法이 適合할 뿐만 아니라 說明變數의 推定值도 短期의豫測方法에 의해서 얻어진 결과를 사용해야 할 것이다¹⁷⁾.

둘째, 鐵鋼需要의豫測誤差는 주로 완전한 模型의 設定과 計測이 불가능한 데에 因由하지만 불완전한 說明變數의 推定에 큰 原因이 있다. 따라서 說明變數들의豫測值에 變動要因이 발생하거나 더 優秀한豫測值가 발견될 경우에는 그때마다 適切한 修正이 가해져야 할 것이다. 예를 들면 최근(1978年) 우리나라의 經濟成長趨勢는 예상보다 훨씬 빠른데 이러한 成長趨勢가 短期의 現象이 아니고 持續의 現象으로 判斷될 경우에는 이에 따른 修正이 불가피하게 되는 것이다.

끝으로, 國際的 鐵鋼需要 패턴은 各國의 產業水準, 貿易構造 等 直接의 現象活動變數에 의해서만 결정된다고 보았으며 그 밖에 各國特有의 產業構造, 自然條件, 生活樣式 등 구체적인 特性은 반영되지 않았기 때문에 이에 의한 推定值는 나라에 따라 過大 또는 過小推定될 수 있다는 점이다. 예를 들어 國際的 鐵鋼需要「패턴」을 適用할 경우 日本의 鐵鋼需要推定值는 1959~75年期間 동안 實績值보다 平均 46% 적게 나타났고, 西獨과 이탈리아에 있어서는 1967~75年期間 동안 推定值가 實績值보다 각각 13%, 3% 적게 나타났다. 반면에 英國과 프랑스는 같은期間에 推定值가 實績值보다 2% 및 6% 높게 나타났다. 따라서 우리나라 經濟가 日本이나 西獨과 비슷한 構造를 가질수록 보다 保守의 需要豫測이 될 가능성이 크다.

2. 鐵鋼生產 및 貿易構造 展望

향후 우리나라에서의 鐵鋼生產規模 推定을 위한 하나의 接近方法으로는 經濟開發 수준이 相異한 國家들의 經驗(cross-country analysis) 을 土臺로 鐵鋼生產 패턴 函數를 計測하는 方法이 提示될 수 있다. 이 패턴을 우리나라에 適用하여 長期 鐵鋼生產規模를 推定해 본 결과 粗鋼生產量은 1981年에 906~1,124萬t, 1986年에 1,886~2,410萬t, 그리고 1991年에는 3,184~3,640萬t으로 각각 擴大시키는 것이 바람직한 것으로 나타났다. 우리나라가 앞으로 保守的인 推定結果(1981: 906萬t, 1986: 1,886萬t, 1991: 3,184萬t)에 따라 生產을 擴大하고 國內需要가 앞에서 推定한 대로 (微視的 方法과 巨視的 方法의 中間值) 증가할 경우 鐵鋼貿易量은 1977年에 155萬t의 純輸入(輸入-輸出)에서 1981年에는 19萬t의 純輸出(輸出-輸入)로 反轉하고 1986年에는 269萬t, 그리고 1991年에는 541萬t의 純輸出을 나타내게 될 것이다. 그리고 施設稼動率을 理想的 수준인 90%로 假定할 경우 우리나라의 總粗鋼生產施設能力은 1977年の 464萬t에서 1981年까지 1,007萬t, 1986年까지 2,096萬t, 그리고 1991年까지는 3,538萬t으로

로 擴張되어야 할 것이다.

이와 같은 우리나라 鐵鋼工業의 進路提示는 國際的 鐵鋼生產 패턴에 依據한 하나의 「가이드 라인」(guide line)으로 提示될 수는 있으나 實제로 各國의 鐵鋼生產이나 貿易構造가 國際生產 패턴函數에서 설명되지 않는 여러 要因에支配됨에 비추어 이의 適用에는 상당한 주의가 필요할 것이다. 예를 들면, 우리나라의 保守的인 鐵鋼生產推定에 사용되었던 相關關係를 日本의 1957~75年期間 동안에 適用해 볼 경우 實績值가 推定值를 平均物 50% 정도 上廻하는 것으로 나타났으며, 같은期間에 西獨의 경우도 實績值가 推定值보다 年平均 18%를 上廻하는 것으로 나타난 반면, 1967~75年期間에 英國은 12%, 프랑스는 11%, 그리고 伊太利는 16%를 각각 下廻하는 것으로 나타났다.

끝으로, 本研究에서 推定해본 顯示된 比較優位(revealed comparative advantage)의 決定函數에 의하면 鐵鋼工業의 比較優位는 「規模의 經濟」에 크게 지배되는 것으로 나타나 앞으로 우리나라 鐵鋼工業의 比較優位를 改善하기 위해서는 施設擴充이 適正規模의 設備增設로 이루어져야 함을 강력히 示唆해 주고 있다.

▷ 參考文獻 ◇

- 關稅廳, 『貿易統計年報』, 1964~77.
金胤亨, 『韓國鐵鋼工業의 成長』, KDI, 1976.
宋熙季, 『韓國의 鐵鋼需要分析』, KDI, 1976.
韓國開發研究院, 『長期經濟社會發展』, 1977.

- 韓國科學技術研究所, 『우리 나라의 鐵鋼材 長期需給展望』, 1973.
_____, 『第2綜合製鐵事業計劃樹立을 위한 基礎調查研究』, 1974.

- 韓國科學技術研究所, 『鐵鋼材 長期需要豫測에
關한 調查研究』, 1978.
- 韓國銀行, 『1975年 產業聯關表』, 1978.
- 韓國鐵鋼協會, 『鐵鋼統計年報』, 1977.
- AISI, *Economics of International Steel Trade*,
May 1977.
- Balassa, B., "A 'stage' Approach to Comparative Advantage," a paper presented at the 5th World Congress of the International Economic Association, Tokyo, September 1977.
- Baldwin, R.E., "Determinants of the Commodity Structure of U.S. Trade," *American Economic Review*, March 1972.
- Cheney, H.B. and Taylor L., "Development Patterns: Among Countries and Over Time," *The Review of Economics and statistics*, November 1968.
- Gruber, W.H. and R. Vernon, "The Technology Factor in a World Trade Matrix," in Vernon (1970).
- Higgins, C.I., "An Econometric Description of the U.S. Steel Industry," in Klein(1969).
- Hufbauer, G.C., "The Impact of National Characteristics and Technology on the Commodity Composition of Trade in Manufactured Goods," in Vernon(1970).
- IISI (International Iron and Steel Institute), *Projection '85*, 1976.
- _____, *Projection '90*, 1978.
- IMF, *International Finance Statistics*, various issues.
- Klein, L.R., *Essays in Industrial Econometrics*, Volume II, III, 1969.
- Maizels, A., *Growth and Trade*, Cambridge University Press, 1970.
- OECD, *Forecasting Steel Consumption*, Paris, 1974.
- UN, *Yearbook of International Statistics*, various issues.
- _____, *Yearbook of National Account Statistics*, various issues.
- Vernon, R. (ed.), *The Technology Factor in International Trade*, New York: Columbia University Press for NBER, 1970.
- Watanabe, T. and Kinoshita, S., "An Economic Study of the Japanese Steel Industry," in Klein(1969).
- Wells, L.T.Jr., "Test of a Product Cycle Model of International Trade: U.S. Exports of Consumer Durables," *Quarterly Journal of Economics*, p. 82, February 1969.

우리 나라 公路輸送體系의 改善方向

林 浩 奎

▷ 目 次 ◇

- I. 序 論
- II. 綜合輸送體系下의 公路輸送體系
- III. 高速道路 投資의 經濟的 効果
- IV. 自動車臺數의 增加要因 分析
- V. 公路輸送計劃의 方向과 新交通 시스템 對策
- VI. 都市輸送問題에 대한 接近方法
- VII. 都市輸送問題에 대한 綜合的 對策
- VIII. 要約과 結論

I. 序 論

우리 나라의 經濟는 과거 3次에 걸친 經濟開發5個年計劃의 성공적인 수행으로 高度의 經濟成長을 지속하여 왔다.

이러한 經濟의 高度成長은 財貨나 用役의 量과 質을 급속히 증가시켜 왔고 이에 따라 輸送活動은 人間이나 財貨의 空間的・時間的

筆者：韓國開發研究院 主任研究員

距離를 經濟化시켜 줌으로써 우리나라 經濟社會의 발전에 크게 공헌하고 있다. 또한 高度의 經濟成長은 產業構造와 地域構造의 변화를 수반하게 되어 工業立地間의 財貨 및 用役의 원활한 需給, 地域經濟圈의 확대 및 生產流通活動에 대한 寄與, 또한 商品의 多樣化에 따른 輸送手段의 開發 등의 需要에 따라 輸送機能의 중요성은 더욱 크게 浮刻되고 있다.

輸送機能은 주로 財貨 및 用役의 流通活動에 寄與하고 있어 國民의 日常生活과 밀접한 관계가 있다. 따라서 輸送機能의 中대는 經濟社會福祉의 달성과 地域經濟圈의 확립에 매우 중요한 要因으로 指摘되고 있다. 즉, 地域經濟圈은 財貨를 生產하는 生產部門과 그 生產物을 消費하는 消費部門이 있고 이 두 部門을 연결하는 流通이란 機能이 있다. 輸送은 이 流通 중에서 가장 중요한 物資의 空間的・時間的 移動을 담당하기 때문에 이 輸送活動의 効率性 여부가 地域經濟社會의 발전과 國民經濟 발전에 큰 영향을 미치게 된다. 이러한 輸送 중에서도 가장 중요한 것은 首都圈에서의

公路輸送이라고 할 수 있다。公路輸送은 車輛의 大型化, 特殊用途車의 開發, 鐵道輸送能力의 限界와 公路에 대한 集中投資 등으로 다른 輸送手段에 비하여 대폭적으로 需要가 증가하고 있다。

따라서 本研究의 목적은 公路輸送體系 分析을 통하여 우리나라의 효율적인 輸送體系 확립에 基礎資料를 提供하고 나아가 輸送政策에 대한 改善方向을 提示하고자 한다。

II. 綜合輸送體系下의 公路輸送體系

國民의 經濟的 地位向上과 高度의 經濟成長을 달성하기 위하여 증가하는 輸送需要에 對處할 수 있는 輸送手段의 質的改善과 量의 증대가 필요하다。輸送需要中 가장 큰 比重을 차지하고 있는 貨物輸送需要의 경우는 流出되는 商品의 質에 左右되기 때문에 商品生產規模의 확대에 따른 量的 및 質的인 面에서의 輸送力의 量的·質的 증대가 이루어져야 한다。이러한 輸送力의 증대를 위해서는 輸送經路의 短縮, 物的流通集結地(stock point)의 效率적 管理 및 輸送手段의 統合을 통하여 全國的인 綜合輸送體系를 확립하고 貨物輸送의 效率화를 全國的인 規模로 실현하는 것이 필요하다。

또한 旅客輸送需要는 人口의 증가와 個人消

費水準의 向上 및 地域經濟圈間의 勞動人力移動需要의 증가에 따라 증대하고 있다。生活水準의 향상은 產業生產力의 規模에 의존한다고 할 수 있기 때문에 產業의 發展은 大量旅客輸送需要를 초래하고 있고, 이와 동시에 최근所得水準의 上昇에 따라 餘暇에 대한 욕구가 증대함으로써 觀光旅行과 같은 새로운 旅客輸送構造가 形成되고 있다。

이러한 貨物·旅客輸送需要를 충족시키기 위한 輸送手段의 발달은 貨物과 旅客을 大量輸送할 수 있는 量的 확대뿐만 아니라 輸送의迅速性, 安全性, 正確性, 便益性 및 快適性과 같은 質的改善도 이루어져야 한다¹⁾。質的 및 量的인 面을 고려한 綜合輸送體系를 수립할 경우에는 첫째로 輸送網의 廣範性(extensiveness, ausdehnungsfähigkeit), 둘째로 多數의 中小支脈(ramification, verzweigungs fähigkeit), 세째로 效率적인 連結性(connectivity) 등과 같은 기본적인 輸送體系의 條件을 갖추는 것이 필요하다。

이와 같은 輸送體系의 條件을 根幹으로 하여 公路, 鐵道, 海運 및 航空을 有機的으로結合한 綜合輸送體系가 理想의이라고 할 수 있다。輸送은 이러한 有機의이고 多次元의인 綜合輸送體系의 확립을 통하여 社會·地域共同體 및 個人의 目적에 공헌하여야 할 것이다²⁾。한편 우리나라의 綜合輸送體系가 先進國의 경우와 같이 公路, 鐵道, 海運 및 航空 등 輸送手段의 綜合的인 均衡體系를 指向할 것인가, 혹은 아프리카나 오스트레일리아 大陸의 新開發國과 같이 公路, 航空網을 위주로 하는 體系를 指向할 것인가 하는 輸送의 地理的·技術的 및 經濟的 條件 등을勘案하여 결정하여야 할 것이다。그러나 어떤 輸送體系를 指向

1) 이들 輸送의 質的改善의 實現은 近代的交通體系의 발달에 의하여 가능함(今野源八郎編, 『交通經濟學』, 東京: 青林書院新社, 1976, pp. 63~64).

2) David R. Miller (ed.), *Urban Transportation Policy: New Prospectives*, Lexington, Massachusetts: D.C. Heath and Company, 1972, p. 188.

하더라도 廣範圍한 輸送網과 다수의 副次的인 輸送網 및 효율적인 輸送情報施設을 갖추는 것이 필요하다.

우리나라의 輸送需要構造는 <表 1>과 <表 2>에서 보는 바와 같이 公路旅客 및 貨物輸送需要가 크게 증대될 것으로豫想되며 公路旅客輸送需要는 1975年の 38,865百萬人-km에서 1981年에는 71,628百萬人-km로, 公路貨物輸送需要는 3,845百萬ton-km에서 7,649百萬ton-km로 각각 약 1.8倍와 2.0倍로 증대될 것으로展望되고 있다.

이와 같이 公路에 의한 旅客·貨物輸送需要의 대폭적인 증가는 다음과 같은 이유에 기초

를 두고 있다.

가) 車輛의 大型화를 통한 旅客 및 貨物輸送의 大量化와 特殊 「탱크-로리」車나 冷藏·保冷車 등의 발달에 의하여 特殊車의 公路 이용이 증대되고 있다.

나) 高度의 經濟成長에 따른 旅客 및 貨物輸送需要의 증대에 비하여 鐵道輸送能力의 부족으로 초과되는 旅客·貨物 輸送需要가 주로 公路輸送으로 移轉되었다.

다) 公路輸送은 輸送設備費나 輸送費用이 다른 輸送手段에 비하여 低廉한 편이다.

라) 公路輸送은 輸送時間이 정확, 迅速하고 또한 貨物輸送面에서도 “門前에서 門前까지”

<表 1> 國內貨物輸送需要

(단위 : 百萬ton-km)

	1 9 7 5			1 9 7 6			1 9 7 7			1 9 7 8		
	輸送量	分擔率	增加率	輸送量	分擔率	增加率	輸送量	分擔率	增加率	輸送量	分擔率	增加率
鐵 道	9,293	52.0	3.2	9,728	49.5	4.7	10,689	49.5	7.3	11,412 (11,752)	48.2	6.8
公 路	3,845	21.5	7.3	4,374	22.3	13.8	4,892	22.6	12.9	5,498 (5,730)	23.2	12.4
海 運	4,732	26.5	6.9	5,533	28.2	16.9	6,018	27.9	12.5	6,746 (7,461)	28.6	12.1
航 空	2	—	14.3	3	—	9.6	3	—	14.7	3 (3)	—	12.8
合 計	17,872	100.0	5.0	19,638	100.0	9.9	21,602	100.0	100.0	23,659	100.0	9.8

	1 9 7 9			1 9 8 0			1 9 8 1			1981/1975
	輸送量	分擔率	增加率	輸送量	分擔率	增加率	輸送量	分擔率	增加率	
鐵 道	12,304 (12,175)	47.3	7.8	12,968 (12,706)	46.0	5.4	13,638 (13,238)	44.5	5.2	1.5
公 路	6,153 (6,183)	23.7	11.9	6,836 (6,909)	24.2	11.1	7,649 (7,636)	25.0	4.9	2.0
海 運	7,542 (8,938)	29.0	11.8	8,410 (9,447)	29.8	11.5	9,352 (9,956)	30.5	11.2	2.0
航 空	4 (4)	—	11.3	4 (5)	—	12.2	4 (5)	—	10.9	2.0
合 計	26,003	100.0	9.9	28,218	100.0	8.5	30,643	100.0	8.6	1.7

註 : ()안의 숫자는 筆者が 推定한豫測數值임.

筆者の 國내貨物 輸送需要豫測(ton-km)에 있어서는 과거 10년간(1968~77年)의 貨物輸送 實績과 GNP, 貨物額(輸出額, 輸入額)과의 回歸分析 및 各研究機關의 研究報告書 등을 검토하고 推定하였다.

資料 : 交通部, 『交通統計年報』, 1977.

輸送實務計劃班, 『輸送部門計劃 1977~81』.

(door-to-door)의 輸送이 가능하여 다른 輸送手段에 비하여 매우 편리하다.

마) 國道 및 地方道路에 대한 集中投資가 公路旅客, 貨物輸送需要의 증대를 가능하게 하였다.

이상과 같은 다섯 가지의 이유가 公路旅客·貨物輸送需要를 증대시키는 큰 要因이라고 생각된다. 이러한 公路旅客·貨物輸送需要에 對備하기 위한 第4次 經濟開發5個年計劃 期間中の 國道舗裝計劃을 보면 [圖 1]과 같다.

1976年에 약 46%의 舗裝率을 나타내고 있는 一般國道는 1981年에는 약 91%로 크게 확

대될 것으로豫想된다. 이와 동시에 우리나라 輸送需要의 量的·質的 변화에 대비하기 위하여 全國의 主要都市를 연결하는 高速道路의建設이 수행되고 있다.

III. 高速道路 投資의 經濟的 效果

1977年 12月 현재 高速道路 總延長은 1,227 km에 달하고 있어 主要都市는 이미 高速道路로 연결되고 있다(圖 2 참조).

<表 2> 國內旅客輸送需要

(단위: 百萬人-km)

	1 9 7 5			1 9 7 6			1 9 7 7			1 9 7 8		
	輸送量	分擔率	增加率	輸送量	分擔率	增加率	輸送量	分擔率	增加率	輸送量	分擔率	增加率
鐵 道	12,926	24.5	16.6	14,305	24.4	10.7	15,336	24.3	8.1	16,642 (16,305)	24.3	8.5
地 下 鐵	343	0.6		388	0.7	13.7	417	0.7	10.6	460	0.7	10.3
公 路	38,865	73.8	9.8	43,399	74.0	11.7	46,710	74.0	12.0	50,741 (52,182)	74.0	8.6
海 運	252	0.5	1.2	249	0.4	-1.2	282	0.5	6.4	301 (310)	0.4	6.7
航 空	300	0.6	5.1	276	0.5	-8.0	371	0.5	11.7	415 (385)	0.6	11.9
合 計	52,686	100.0	11.7	58,617	100.0	11.3	63,116	100.0	11.0	68,559	100.0	8.6

	1 9 7 9			1 9 8 0			1 9 8 1			1981/1975
	輸送量	分擔率	增加率	輸送量	分擔率	增加率	輸送量	分擔率	增加率	
鐵 道	17,408 (17,205)	22.7	4.6	18,181 (19,332)	21.6	4.4	18,930 (21,435)	20.5	4.1	1.5
地 下 鐵	506	0.7	10.0	556	0.7	9.9	609	0.7	9.5	1.8
公 路	58,058 (50,129)	75.6	14.4	64,536 (62,023)	76.7	11.2	71,628 (67,956)	77.8	11.0	1.8
海 運	320 (331)	0.4	6.3	341 (358)	0.4	6.6	364 (382)	0.4	6.7	1.4
航 空	458 (436)	0.6	10.4	506 (472)	0.6	10.5	558 (573)	0.6	10.3	1.9
合 計	76,750	100.0	11.9	84,120	100.0	9.6	92,089	100.0	9.5	1.7

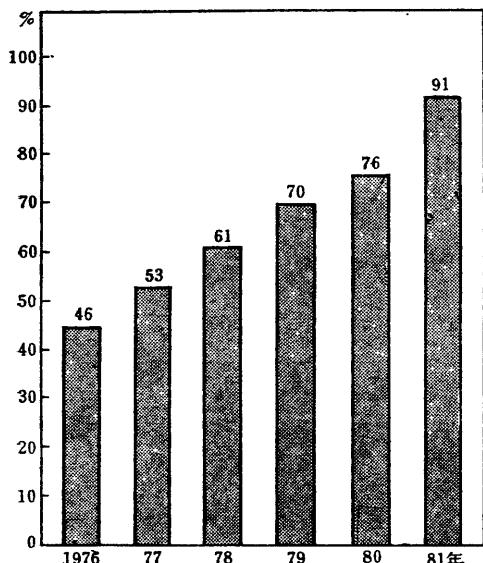
註: ()안의 숫자는 筆者が豫測한 數值임.

筆者の 國內旅客輸送需要豫測(人-km) : 旅客輸送需要豫測에 있어서는 과거 10年間(1968~77年)의 輸送實績과 人口, GNP와의 重回歸分析 및 각研究機關의 研究報告書 등을 검토하고 推定하였다.

資料: 交通部, 『交通統計年報』, 1977.

輸送實務計劃班, 『輸送部門計劃 1977~81』, 1976.

[圖 1] 國道鋪裝率의 推移



資料：輸送實務計劃班，『輸送部門計劃 1977～81』，1976。

1968年の 서울～仁川間 高速道路의 開通을契機로 하여 서울～釜山, 大田～全州～光州～順天 등과 1977年 11月에 大邱～馬山間의 高速道路 84.5km가 開通되었다. 그리고 1978年末에는 馬山～釜山間(43.5km)의 高速道路가着工되었다.

이와 같은 高速道路에 대한 投資를 직접적經濟效果와 간접적經濟效果³⁾로 나누어 고찰해 보면 다음과 같다.

1. 高速道路 投資의 직접적 經濟效果

- 1) 走行費(車輛修繕費, 減價償却費, 人件費, 一般管理費)의 節約

3) 佐佐木恒一外, 『道路の經濟效果と投資基準』, 東京: 技術書院, 1965, pp.1~6.

4) 今野原八郎編, 『交通經濟學』, 東京: 青林書院新社, 1971, pp.238~241.

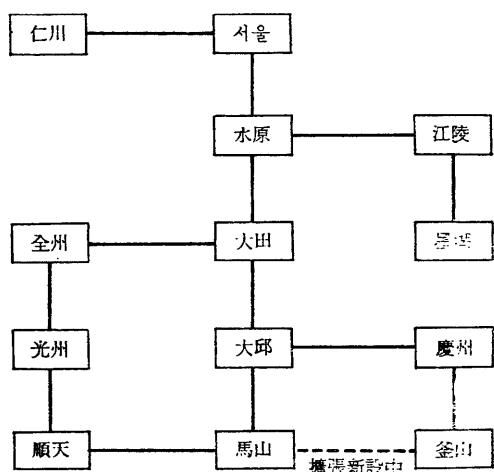
- 2) 輸送時間의 短縮
- 3) 運轉技士의 疲勞度의 輕減
- 4) 輸送快適度의 증대
- 5) 貨物의 破損과 包裝費의 節減
- 6) 交通事故의 감소

2. 高速道路 投資의 간접적 經濟效果

- 1) 生產, 輸送計劃의 合理化
- 2) 工業立地의 分散效果
- 3) 地域 및 資源開發效果
- 4) 都市人口의 分散效果
- 5) 流通過程의 合理化效果
- 6) 經濟圈의 擴大效果
- 7) 一般道路上의 交通混雜 緩和效果

한편 高速道路의 特성을 構造的인 側面에서 고찰해 보면 다음과 같다. 高速道路⁴⁾란 自動車가 그 특유의 高速性을 가지고 最少의 抵抗으로 가장 높률적으로 달리기 위한 自動車專用道路이다.

[圖 2] 韓國의 高速道路網 現況



用道路를 말한다. 그러므로 高速道路는 일반적으로 遠距離의 두 地點間을 最短距離로 연결하는 道路로서 그 線形은 종래의 都市나 村落連結道路의 線形과 달리 가급적 直線化함이理想的의므로 가능한 한 都市를 피하는 「타운레스 로드」(townless road)가 된다. 일반적으로 道路는 都市를 통과할 때 그 線形이迂回的으로 되기 쉽고 遠距離를 달리는 自動車가 그 線形에 의하여 都市를 통과하는 것은 時間의 浪費이며 또한 그 通過都市의 交通混雜의 原因이 된다. 따라서 美國이나 西獨과 같이高速道路의 設計는 그 幹線에서 主要都市로連結路가 이어지는 것이 理想의이라고 생각된다.

또한 車線數의 결정은 高速道路上의豫想交通量에 의하여 그 必要車線數가 결정되지만 最低 2車線 이상을 필요로 한다. 일반적으로高速道路는 走行速度가 다른 4車線을 필요로 하며 交通量이 많은 區間에 있어서는 그 이상의 車線이 필요하다. 따라서 道路幅, 특히 有効幅(總幅一路肩의 幅=有効幅)은 1車線을 3.7m로 하여 4車線의 경우 약 15m로 하는 것이 바람직하다. 즉, 幅은 自動車의 最大幅 2.5m에 약 1.5倍의 여유를 가지고 3m 내지 3.7m를 1車線으로 하여 그 4車線에 여유를 주어 15m 幅으로 하는 것이 바람직하다. 현재 西獨의 주요 高速道路는 4車線을 中央綠地帶에서 左右로 分離하여 이 15m의 車道有効幅 이외에 左右兩端에 綠地帶를 建設하여 總幅을 24m 내지 26m로 하고 있다. 그리고 左右의 2車線 중 內側은 高速車가 달리고 外側은 平均速度의 自動車가 달리는 것이 通例로 되어 있다.

5) 道路維持에 필요한 敷地(道路用地).

또한 高速道路의 建設에 있어서는 高速道路의 道路敷地(right of way)⁵⁾를 넓히고 그 周邊의 土地를 建築禁止區域으로 하는 것이 장래 道路幅의 擴張時 필요할 뿐만 아니라 交通의 安全과 高速道路 周邊의 美化를 위해서도 필요하다.

美國의 道路敷地는 500피트 내지 1,000피트나 되는데 이것은 가늘고 긴 公園으로 둘러싸인 自動車專用道路이다. 이 高速道路의 構造는 基礎, 路線, 「く손」 및 路面으로構成되어 있다. 현대의 道路를 建設하기 위해서는 道路의 構造의 建造物을 그 最下部부터 견고하게 하는 것이 필요하다. 道路를 견고하게 하기 위하여 鋪裝工事의 土臺로는 鐵棒, 鐵網을 사용한다. 自動車道路는 鐵筋 또는 高級별딩과 비슷한 構造를 가지고 있으며 그 建設費도 高級鋪裝道路의 경우에는 鐵道建設費 이상의 費用을 필요로 한다.

특히 高速度, 重量輸送의 요구를 충족시키기 위해서는 路面을平坦하고 堅固하게 하는 것이 필요하다. 自動車는 土砂道에서는 時速 40km 정도의 速度로 달릴 수 있지만 콘크리트道路에서는 100km 이상의 速度를 낼 수 있을 뿐만 아니라 良質의 道路鋪裝에서는 車輛의 動搖가 적어지고 交通의 安全性도 높아지며 重量貨物의 輸送도 가능하다. 또한 高級鋪裝은 그 經濟壽命이 길 뿐만 아니라 自動車의 車體나 타이어의 磨損을 적게 함으로써 燃料節約을 가능케 하여 國民經濟에도 공헌한다. 그리고 道路構造 중 幅, 斜面, 曲線, 路面, 視距離, 交叉 등은 輸送原價構成項目의 高底에 큰 영향을 미치고 있다. 따라서 高速道路의 建設에서는 道路構造面에서의 검토가 필요하다고 생각된다. 이와 동시에 高速道路의 建

設⁶⁾에 있어서는 地域社會의 土地利用 효과와 高速道路建設의 相互關係 分析도 중요하다.

N. 自動車臺數의 增加要因 分析

道路와 직접 관계가 있는 우리 나라의 自動車臺數 增加推移를 보면 <表 3>과 같다. 즉, 乘用車나 버스, 貨物車 등을 포함한 自動車의 總臺數는 1967年の 6萬臺에서 1976年에는 약

<表 3> 自動車臺數의 增加推移

(단위:臺)

	官 用	自家用	營業用	計	(地域/ 全國 %)
1967	5,005	18,138	37,554	60,697	
1968	6,141	25,174	49,636	80,951	
1969	6,708	38,460	63,501	108,669	
1970	7,293	48,229	73,849	129,371	
1971	8,098	58,631	77,608	144,337	
1972	9,043	64,634	76,358	150,035	
1973	11,264	78,811	80,639	170,714	
1974	11,114	89,939	82,491	183,544	
1975	11,515	101,397	87,609	200,521	
1976	12,746	124,030	89,544	226,320(100.0)	
서울	3,652	63,262	29,643	96,557(42.7)	
釜山	1,097	14,952	10,236	26,285(11.6)	
京畿	1,310	8,643	12,187	22,140 (9.8)	
江原	773	2,967	3,553	7,293 (3.2)	
忠北	544	1,891	2,478	4,913 (2.2)	
忠南	910	4,880	5,345	11,135 (4.9)	
全北	807	3,460	3,339	7,606 (3.4)	
全南	1,047	4,350	5,856	11,253 (5.0)	
慶北	1,364	12,837	9,312	23,513(10.4)	
慶南	1,008	5,736	6,473	13,217 (5.8)	
濟州	234	1,052	1,122	2,406 (1.0)	

資料：交通部, 『交通統計年報』, 1977.

6) Paul Weiner, *Environmental Factors in Transportation Planning*, Lexington, Massachusetts: D.C. Heath and Company, 1972, p. 218.

3.7倍인 22.6萬臺로 증가하고 있다. 그리고 1976年 현재 이 중 약 43%에 해당되는 9.7萬臺가 서울에 집중되어 있고 또한 약 12%에 해당되는 2.6萬臺가 釜山에 집중되어 있다.

이와 같은 自動車의 都市集中化現象은 장래의 都市交通混雜의 큰 要因이 될 것으로豫想된다. 이밖에도 交通停滯에 의한 公路輸送의 積動率 低下는 公路旅客·貨物輸送의 伸張에 障碍要因이 되고 있다. 우리나라의 自動車臺數가 대폭적으로 증가하고 있는 이유를 分析해 보면 다음과 같다.

1. 貨物輸送 需要面에서 본 自動車臺數의 增加要因

- 1) 產業構造의 高度化에 의하여 重化學工業이 발달하고 特選好度가 강한 鐵鋼, 機械, 油脂類 등의 輸送需要가 증가하였다.
- 2) 生活水準의 高度化에 의한 農產物, 果實類, 乳製品, 雞卵類, 水產物 등의 輸送需要가 증가하였다.

2. 貨物輸送 供給面에서 본 自動車臺數의 增加要因

- 1) 自動車의 特性인 機動性과 短距離輸送運賃의 低廉性, 즉 ① 「도어」(門前)에서 「도어」까지의 機動性 ② 小物資輸送의 便益性 ③ 貨物輸送의 迅速性
- 2) 包裝費, 中間積荷 積載費의 節減과의 관계에서 鐵道輸送보다 輸送費가 低廉하다.

3. 旅客輸送需要面에서 본 自動車臺數의 增加要因

- 1) 人口의 都市集中化, 住宅의 郊外化(「도우너츠」化 現象)
- 2) 製造施設의 大規模化 및 大規模 工業團地의 확대에 의한 通勤者의 증가
- 3) 生活水準의 提高에 의한 通學者數의 증가
- 4) 自家用車人口의 증가, 「레저」旅行의 증가 등에 의한 旅客輸送需要의 증가

이와 같은 諸要因으로 公路輸送의 중심이 되고 있는 自動車臺數는 1991年에는 약 450萬臺로 증가될 것으로豫想되고 있다. 따라서 장래의 自動車臺數의 대폭적인 증가에 對備하기 위하여는 근대적인 高速道路의建設이나 地方道路의 鋪裝整備 및 버스 터미널施設이나 駐車場의 新設, 交通安全施設 등과 같은 交通資本投資가 필요하다.

V. 公路輸送計劃의 方向과 新交通 시스템對策

公路輸送은 國內輸送 중에서도 상당히 중요한 역할을 하고 있으며 다른 輸送手段과 비교하여 볼 때 分擔率이 급속히 증가하고 있다.

7) Robert C. Lieb, *Freight Transportation: A Study of Federal Intermodal Ownership Policy*, New York: Praeger Publishers, 1972, p.19.

8) 「피기 백」이란 鐵道의 臺車에 「콘테이너」를 積載하고 있는 「트레일러」를 輸送하는 方法이다. 이것은 鐵道에 의한 장거리輸送의 利點과 自動車에 의한 集貨, 配達의 利點을 結合한 複合輸送手段이다.

앞으로도 우리나라 經濟發展이나 產業構造의高度化, 地域構造의 變化에 의하여 公路輸送의 역할은 중요한 위치를 차지하게 될 것으로 생각된다.

따라서 經濟規模의 확대에 對應되는 公路輸送의 근대화가 요청된다. 公路輸送의 근대화를 위해서는 協同一貫輸送에 적합한 車輛의大型化, 輸送施設의 확대, 物的流通 시스템化에 적합한 輸送시스템 확립, 輸送經路와 輸送結節點을 연결한 協同一貫輸送(intermodal transportation) 시스템의 확립 등이 필요하다”.

協同一貫輸送이란 둘 이상의 다른 輸送手段을 사용하여 荷主의 「도어」에서 受荷人の 「도어」까지 一貫의으로 輸送하는 것을 의미한다. 이 경우 物理的인 一貫性뿐만 아니라 全輸送區間의 책임의 一貫性 및 運賃의 一貫性이 시행되어 실질적인 協同一貫輸送이 되는 것이다. 協同一貫輸送은 複合一貫輸送이라고도 하는 것으로 그 形態에는 여러 가지가 있으며 앞으로 國內・國際間에서도 급속히 발전될 것으로豫想된다.

이 중에서도 「콘테이너」輸送이 중심이 되며 代表的인 輸送方法으로서는 「피기 백」(piggy back⁸⁾; 公路와 鐵道)과 「버디 백」(birdy back; 公路와 航空) 및 「휘시 백」(fishy back; 公路와 海運) 등이 있다.

輸送量의 증대와 貨物의 形態 및 성질이 多樣化됨에 따라 이들을 효율적으로 輸送하고 生產性을 提高시켜 輸送費를 節減하기 위해서는 다음과 같은 條件을 갖춘 車輛이 요구된다.

- 大量貨物을 迅速히 輸送할 수 있어야 함.
- 貨物積載가 능률적으로 되어야 함.

- 貨物의 安全性이 保障되어야 함.
- 다른 輸送手段과의 協同一貫輸送에 적합한 構造를 가져야 함.

大量的 貨物을 迅速히 輸送하기 위해서는 車輛의 大型화와 輕量化가 필요하다.

이와 동시에 高速自動車國道를 중심으로 한 都市間 輸送에 있어서는 積載量을 높이기 위해서 「세미 트레일러」(semi trailer)⁹⁾나 「풀 트레일러」(full trailer)¹⁰⁾ 등의 「트레일러」方式을 대목적으로 導入할 필요가 있다고 생각된다. 이러한 車輛大型化 다음으로 시행되어야 할 것은 輸送의 專用化이다. 예를 들면 粉粒體輸送車, 自動車輸送車, 「콘크리이트 믹서」車, 冷藏車 등이 輸送의 專用化를 잘 나타낸다고 할 수 있다. 이와 같은 輸送의 專用化를 통하여 貨物積載作業을 능률적으로遂行할 수 있고, 包裝費를 節減할 수 있으며 貨物積載의 効率性과 安全性의 향상을 이룩할 수 있으며 貨物保全의 正確性을 기할 수도 있다. 또한 輸送의 專用化는 經濟規模의 확대로 인하여 점차 확대될 것으로豫想된다. 따라서 「콘테이너」方式에 의한 「유니트 로우드 시스템」(unit load system)이 앞으로 우리나라에서도 본격적으로 捷로되어야 할 것이다.

「유니트 로우드 시스템」이란 貨物을 일정한 단위로 만들어 「도어」에서 「도어」까지의 輸送 서비스를 수행하는 시스템을 의미한다. 이를 실시하기 위해서는 다음 세 가지 要件이 충족

9) 自重과 積荷의 全重量의相當部分을 連結裝置를 사용하여 「세미 트레일러」를 「트랙터」에 負擔시키는 1軸 또는 그 이상의 車軸을 가지는 「트레일러」를 말한다. 여기서 自重(tare weight)이란 「콘테이너」 자체의 重量을 의미함. 貨車의 경우는 空車의 貨車重量(light weight)을 의미하며 또한 航空機의 경우는 製作工場에서 測定한 製作自重을 의미함. 機體構造, 動力裝置, 基本裝備, 기타의 重量이 포함됨.

10) 自重과 積荷의 全重量을 自己의 前後 車輛단으로 받는 構造의 「트레일러」를 의미함.

되어야 한다.

- 單位規模의 適正化
- 單位化作業의 圓滑化
- 協同輸送體制의 확립

「유니트 로우드 시스템」은 荷役의 機械化, 合理化, 荷物破損의 防止, 積載의 迅速化, 車輛回轉率의 向上 등을 가능하게 한다. 또한 이 시스템은 協同一貫輸送의 典型的인 輸送시스템이며 物의流通費 節減을 위한 輸送方法으로서 최근 우리나라에서도 導入하고 있다. 이것을 具體化한 것으로 「콘테이너리제이션」(containerization; 콘테이너化 方法)이나 「팔레티제이션」(palletization; 팔레트化 方法)이 있다. 「콘테이너리제이션」이란 貨物을 「콘테이너」에 넣고 이 「콘테이너」를 荷役 輸送上의 取扱單位로 하는 것으로서 일반적으로 「콘테이너」化를 의미한다. 「콘테이너」란 「유니트 로우드」方式의 典型的인 形態로서 그 理想的인 方向은 各種 輸送手段을 사용하여 一括輸送하는 데 있다.

그러기 위해서는 「콘테이너」의 規格化가 문제이므로 國際輸送에 있어서는 國際標準規格을 정해 놓고 있다. 各國마다 自國의 輸送手段이나 諸條件를 기초로 하여 「콘테이너」規格을 標準化하는 노력이 「콘테이너」輸送의 進展과 함께 실시되어 왔다.

예를 들면 日本의 JSA(日本規格協會), JISC(日本工業標準調查會), 美國의 USASI(United States of America Standards Institute), 英國의 BSI(British Standards Institution) 등이 自國의 「콘테이너」標準規格을 設定해 왔다. 그러나 第2次 世界大戰後 1947年에 ISO, 즉 國際標準化機構(International Organization on Standardization)가 設立되어 이것을 契機로

國際的인 「콘테이너」의 標準規格화가 급속히 進展되었다. 1966年 가을에 ISO의 國際會議에서 〈表 4〉와 〈表 5〉와 같이 9種類의 標準尺度가 國際規格으로서 決定되었다.

國際「콘테이너」化의 進展에 의하여 港灣의 形態, 作業方式, 運營內容, 港灣運送業者 的 對備方法과 陸上의 터미널施設 및 公路輸送의 對備方法 등이 크게 變貌해 왔다. 이와 같은 趨勢에 副應하기 위해 우리나라 輸送시스템의 「콘테이너」化는 主要 課題가 되어 있다.

「팔레티제이션」이란 「팔레트」에 의한 荷役作業이며 「팔레트」化를 의미한다. 「팔레트」¹¹⁾는 「포크 리프트」(fork lift) 이후 出現한 荷役臺로서 個別 企業의 物資의 工場內 移動·保

〈表 4〉 「콘테이너」의 國際規格(1)

貨物「콘테이너」名	높이		폭		길이	
	mm	ft	mm	ft	mm	ft
1A	2,435	8	2,435	8	12,000	40 ¹¹⁾
1B	2,435	8	2,435	8	9,000	30
1C	2,435	8	2,435	8	6,000	20
1D	2,435	8	2,435	8	3,000	10
1E	2,435	8	2,435	8	2,000	62/3
1F	2,435	8	2,435	8	1,500	5

註: 1) 나라에 따라 크기에 法的 制限을 두고 있다.

資料: 松本好雄, 『コンテナの輸送實務』, 東京: 成山堂, 1971.

〈表 5〉 「콘테이너」의 國際規格(2)

貨物「콘테이너」名	높이		폭		길이	
	mm	ft	mm	ft	mm	ft
2A	2,100	6'11"	2,300	7' 7"	2,920	9' 7"
2B	2,100	6'11"	2,100	6'11"	2,400	7'11"
2C	2,100	6'11"	2,300	7' 7"	1,450	4' 9"

資料: 前掲書, p.196.

11) 「팔레트」(pallet)란 貨物을 一定數量 單位로 集貨하고 荷役, 保管, 輸送을 하기 위하여 사용하는 荷役臺로서 「포크」(fork)의 差入口가 있는 것을 말함.

管時와 輸送業者가 貨物을 貨車에 積載할 때에 처음 사용하였다. 그後 貨物을 一定數 「팔레트」위의 積載하는 것을 하나의 「유니트」로 하여 荷主의 「도어」에서 受荷主의 「도어」까지, 또는 工場內에서 工場倉庫까지 一貫輸送하는 方法이 발달하였다. 이것을 一貫「팔레티제이션」 또는 一貫「팔레트」輸送이라고 한다.

「팔레트」는 이것을 사용하는 데 따라 荷役作業時間의 節約이나 貨物積載時의 安全性에 크게 寄與하는 長點이 있다.

옛날과 같이 人件費가 싸고 勞動力이 풍부한 時代에는 荷役作業의 遲延에 신경을 쓰지 않았지만 최근 人件費 上昇과 荷役技能人力不足에 따라 菲연적으로 荷役作業의 機械化에 지대한 관심을 갖게 되었다. 즉, 荷役部門이 勞動集約型에서 서서히 資本集約型으로 移行하고 있다고 말할 수 있다. 이 資本集約型의 典型的인 形態가 荷役機械의 出現이며 이것이 「팔레트」나 「콘테이너」 등과 결합함으로써 「유니트 로우드 시스템」의 발달을 創出시키는 要因이 되었다.

그러나 「유니트 로우드 시스템」을 발달시키기 위해서는 輸送의 周邊基礎設備(道路, 港灣, 터미널 등)를 충실히 해야 한다. 이런 관점에서 볼 때 綜合輸送體系下에 있어서의 公路輸送의 문제는 長期的 관점에서 輸送問題를 分析하고 「유니트 로우드 시스템」의 원활한 발전을 기대할 수 있도록 더 한층 노력해야 할 것이다.

「유니트 로우드 시스템」의 長點과 短點은 다음과 같다.

1. 「유니트 로우드 시스템」의 長點

- 1) 荷役作業이 간단하다.
- 2) 包裝할 때 時間이 걸리지 않고 荷役費가 싸다.
- 3) 作業能率이 높다.
- 4) 貨物의 盜難이나 破損이 적다.

2. 「유니트 로우드 시스템」의 短點

- 1) 關聯施設에 대하여 多額의 資本投資가 필요하다.
- 2) 荷役機械(「팔레트」, 「포크 리프트」)의價格이 비싸다.
- 3) 荷役部門에서 큰 空間을 차지한다.
- 4) 「유니트 로우드 시스템」을 運用하기 위해서는 우선 專門家の 指導에 의한 輸送시스템의 制度化가 필요하다.

현재 우리나라의 陸上輸送은 自動車, 버스, 鐵道 등으로 分擔되어 있고 乘用車나 貨物車의 증가에 따른 都市의 交通面에 있어서도 交通停滯 現象이나 公害問題 등을 발생시키고 있다. 乘用車나 貨物車는 一定距離內에 있어서 個人の 交通 또는 輸送에 대한 욕망을 충족시키는 편리한 점도 있지만, 어떤 地域內의 自動車의 量이 一定限界量을 초과하면 公路의停滯로 인하여 業務上 非能率의 現象을 초래한다. 또한 排氣 가스나 騒音에 의한 公害를 발생시키며 外部 社會에 큰 영향을 미치고

버스運行効率의 悪化를 가져오는 外部不經濟를 발생시킨다. 일반적인 都市輸送의 頂上需要(peak demand)는 輸送空間에 대한 旅客·車輛의 數에 의하여 測定된다¹²⁾.

현재 有効한 都市交通對策으로서 실시되어야 할 것은 公路가 適正하게 收容할 수 있는 自動車數의 限界, 駐車場의 建設限界, 地下鐵서비스의 限界 등이 數量的으로 파악되어야 하는 것이다. 현재까지의 우리나라 公路輸送需要의 推移나 先進國의 實例를 보면 멀지 않아 公路輸送은 都市를 중심으로 해서 輸送에 관련된 外部不經濟的 現象을 초래할 것으로豫想된다.

따라서 都市에서 사용하는 自動車의 크기를 제한하고 自動車를 共同으로 사용할 수 있는 制度를 채택하는 등 보다 合理的인 自動車 사용법을 추구함과 동시에 새로운 交通手段을 開發하여 秩序있는 公路輸送體系를 확립할 필요가 있다. 綜合輸送體系의 一環으로서의 公路輸送은 「소프트」 및 「하드」兩面의 技術革新에 의하여 앞으로의 輸送需要에 대한 公路輸送의 가능성을 추구하는 데 있다. 이 경우 公路輸送問題만 추구할 뿐 아니라 鐵道, 海運, 航空輸送問題와 관련하여 綜合的인 輸送시스템을 講究해야 할 것이다. 公路輸送에 있어서는 가능한 한 自動車가 가지고 있는 特징을 활용할 필요가 있다.

또한 交通公害나 交通事故對策으로서는 專用軌道에 의해 制御되는 輸送시스템이나 交通의 安全性, 効率性, 經濟性의 관점에 중점을 둔 컴퓨터 이용에 의한 運行管理시스템, 公害排除를 위한 새로운 技術에 의한 驅動支持 시스템 등을 들 수 있을 것이다.

동시에 都市交通停滯의 큰 原因의 하나가

12) J.R. Meyer, J.F. Kain, and M. Wohl, *The Urban Transportation Problem*, Cambridge: The Rand Corporation, 1965, p. 337.

되고 있는 貨物自動車의 증가에 對備하기 위해서는 새로운 貨物輸送 시스템¹³⁾을 검토할 필요가 있다.

이와 같은 綜合輸送體系의 一環으로서의 公路輸送 시스템은 그 시스템 자체 開發의 필요성 이외에 既存 輸送體系 안에서 어떻게 機能하는가에 대해서도 검토할 필요가 있다. 또한 앞으로 開發될 大規模 新都市나 工業團地, 巨大한 輸送關聯施設에 대하여서는 21世紀의 國土都市建設計劃을 향한 「비전」(vision)을 가지고 새로운 公路輸送의 시스템을 開發해야 할 것이다.

V. 都市輸送問題에 대한 接近方法

都市輸送은 業務, 通勤, 通學, 「레크리에이션」 등의 활동 목적을 가지고 있다. 이 중 業務輸送은 中樞管理機能, 生產機能, 物的流通機能 등의 基幹的 都市機能을 직접 담당하는

13) 새로운 貨物輸送 시스템으로서는 현재 日本의 國鐵이 研究開發를 수행하고 있는 「튜브」輸送(tube transportation)이 있다. 이것은 地下의 「튜브」 중에 貨物을 실어 運搬하는 大量輸送方式의 一環으로서 畢竟 5m의 콘크리이트 圓筒속을 無人 「와건」(wagon)이 시속 100km로 달린다.

14) Organization for Economic Cooperation and Development, *Future Directions for Research in Urban Transportation*, Paris: 1969. 新谷洋二外, 『都市交通の將來: その考之方』, 東京: 運輸經濟研究センター, 1971, pp.118~123.

J.O. Tressidder씨는 都市交通問題의 接近方法中 都市交通對策傍觀論도 指摘하고 있으나 여기에서는 제외하였다.

15) 都市混雜道路 이용에 대한 料金徵收(道路混雜稅) 등을 의미함.

16) 이 방법은 단순한 交通信號, 交通感應式信號, 交叉點의 系統化 등에서 최종적으로는 混雜地區에 있어서 自動車의 移動을 완전히 遠隔操作할 수 있는 「에เลクト로닉스」(electronics) 誘導裝置를 目標로 하고 있음.

특성을 가지고 있고 通勤·通學輸送은 時間의 인 집중, 大量輸送 등의 특성을 가지고 있다. 우리나라의 경우 都市化 現象의 進行에 따라 都市의 基幹的 都市機能이나 時間의 大量輸送에 대한 需要가 점차적으로 증가할 것으로豫想된다. 이와 동시에 서울, 釜山의 2大 都市에 대한 自動車集中現象은 都市道路網의 混雜, 駐車難, 交通公害問題를 더욱 더 발생시킬 것으로豫想된다.

일반적인 都市輸送問題의 解決策은 다음 네 가지의 接近方法으로 分類된다¹⁴⁾.

- 輸送施設의 規制와 制御
- 在來施設에 대한 新規投資
- 土地利用의 規制와 誘導
- 革新的인 새로운 施設에 대한 投資

1. 輸送施設의 規制와 制御

이 方法은 새로운 設備投資보다도 既存輸送施設을 效率적으로 활용하여 현재의 交通問題를 해결하기 위한 手段을 의미한다. 速度制限, 左右回轉의 禁止, 一方通行 및 駐車禁止 등의 단순한 規制方法뿐만 아니라 道路價格制(road pricing)¹⁵⁾의 적용이나 公路交通制御¹⁶⁾와 같은 大規模의 計劃도 포함된다.

2. 在來施設에 대한 新規投資

이 方法에서는 在來 交通施設에 대한 新規投資計劃이 中心課題가 된다. 投資計劃의 評價에 있어서는, ① 주어진 既存交通體系로 주어진 時期에 무엇이 발생하는가를豫測함과 동시에 ② 提案된 交通體系를 확립한 경우의 효과를 評價하는 두 가지 目標가 있다. 이러

한 政策分析, 특히 公共投資計劃의 評價에는 현재 「費用便益分析」(cost benefit analysis)이 이용되고 있다. 費用便益分析이란 補償原理 (compensation principle)¹⁷⁾를 理論的 기초로 하여 展開되는 것으로 實제로는 公共投資計劃의 評價로 사용된다. 英國에 있어서 MI 高速道路의 費用便益分析은 특히 유명하다.

3. 土地利用의 規制와 誘導

都市交通問題 해결의 方法으로서 土地利用의 規制와 誘導가 있다. 이 문제는 交通分野뿐만 아니라 다른 分野, 특히 地域計劃, 都市計劃, 經濟學에도 관련이 있다. 따라서 人口의 分散이나 「그리인 벨트」計劃, 人口와 都市規模의 制限 등은 交通上의 영향 이외에 다른 分野와의 관계를 고려해야 할 것이다.

都市交通問題는 通勤交通과 같은 都市의 「스프롤」(sprawl)의 확대를 背景으로 하여 발생하고 있는 문제가 많다. 따라서 이 문제에 대하여서는 土地利用計劃에 의한 都市「스프롤」의 規制와 誘導對策이 궁극적인 解決策의 하나가 된다. 즉, 現代都市의 過密問題가 飽和狀態에 달할 경우 근본적인 土地utilization의 誘導政策으로서 일부 都市機能의 疏開(새로운 都市의 建設)가 필요하다.

그리고 새로운 都市의 交通豫測을 실시할

17) 政策의 變更에 있어서 모든 사람이 經濟的改善 (better off)을 할 수 있듯이 利得者가 損失者에게 补償할 수 있다면 厚生(welfare)은 그 政策變更의 實시에 의하여 증가할 것이라는 原理이다 (D.M. Winch, *Analytical Welfare Economics*, Middlesex, England: Penguin Books, 1971, p. 151 및 永田元也, 細田繁雄, 『交通經濟論』, 東京: 稅務經理協會, 1975, p. 170.)

18) 案内軌道方式으로 小型輕量車輛을 사용한 自動運轉 버스를 의미함.

19) 이 시스템은 定員 8~16名의 小型車輛을 연결하고 軌道上을 고무 타이어로 走行하는 小型式「모노레일」이다.

경우 종래의 重力모델 이외에 都市의 크기, 形態, 獨立性의 정도 차이에 따라 현재의 各都市에 있어서 交通習慣이나 社會的・經濟的 費用, 居住選擇性向 등의 相違點을 비교 연구해야 할 것이다.

4. 革新的인 새로운 施設에 대한 投資

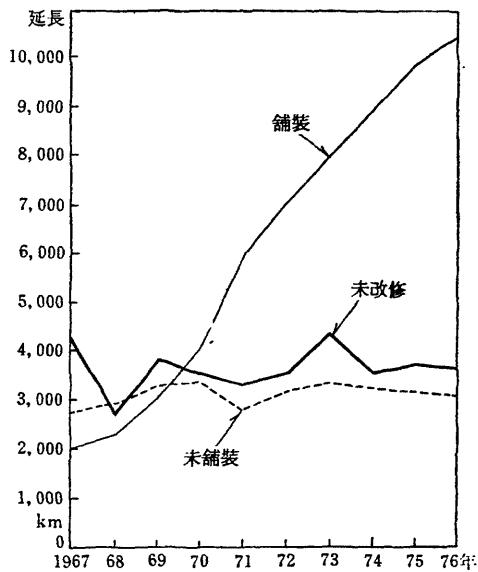
革新的인 새로운 投資란 현재 사용되고 있는 輸送施設을 이용하지 않고 새로운 輸送施設을 開發하는 것을 의미한다. 예를 들면 超高速鐵道의 開發에 있어서 종래의 車輪과 레일間의 粘著力を 이용한 粘著驅動方式에서는 300km/h 정도가 限界이다. 이에 따라 極底溫技術을 應用한 超電導磁氣浮上方式에 의한 超高速鐵道의 開發이 日本國有鐵道를 중심으로 연구되어 왔다. 이 方式에 의하면 時速 450 km 이상의 大量輸送이 가능하다. 이러한 超高速鐵道의 開發 이외에 革新的인 새로운 施設에 대한 投資는 軌道버스¹⁸⁾, 「미니 레일」¹⁹⁾ 등의 新交通시스템 投資를 포함한다.

이상 네 가지의 都市輸送問題의 接近方法을 기초로 하여 都市輸送問題의 綜合的 對策을 구체적으로 論述해 보면 다음과 같다.

VII. 都市輸送問題에 대한 綜合的 對策

都市化의 進展과 都市人口密度의 증가에 따른 都市의 交通問題를 근본적으로 解決하기 위해서는 都市機能의 合理的 再配置나 一點集

[圖 3] 우리나라 道路鋪裝延長의 現況



註：1976년 數值는 『交通統計年報』(1977)에 의함。
資料源은 建設部。

資料：建設部, 『建設統計便覽』, 1976.

中型에서 多核分散型의 都市形態로 變革하여 都心部에 집중한 交通需要의 分散을 圖謀해야 할 것이다.

이와 동시에 道路의 整備와 그 效率적 이용 및 都市高速鐵道의 開發과 버스·택시 輸送의 改善, 自家用 乘用車의 抑制措置²⁰⁾ 및 交通安全計劃이 綜合輸送體系樹立의 관점에서 실시되어야 할 것이다.

1. 道路의 整備와 그 效率적 이용

都市에 있어서 道路交通의 慢性的 停滯의 解消와 앞으로 증가가豫想되는 交通需要에 對備하기 위해 道路의 整備를 일종 촉진할 필요가 있다. 특히 鐵道輸送에 흡수되지 못하는 貨物의 端末輸送, 短距離 公路輸送 등의 業務

20) 運輸政策審議會(運輸省監修), 『わが國の綜合輸送體系』, 東京: 運輸經濟研究センタ, 1972, pp. 258~260.

輸送을 처리하기 위해서도 道路의 역할은 점차적으로 높아지고 있다. 우리나라의 道路鋪裝延長과 市道別 道路鋪裝 現況을 圖示해 보면 [圖 3] 및 [圖 4]와 같다.

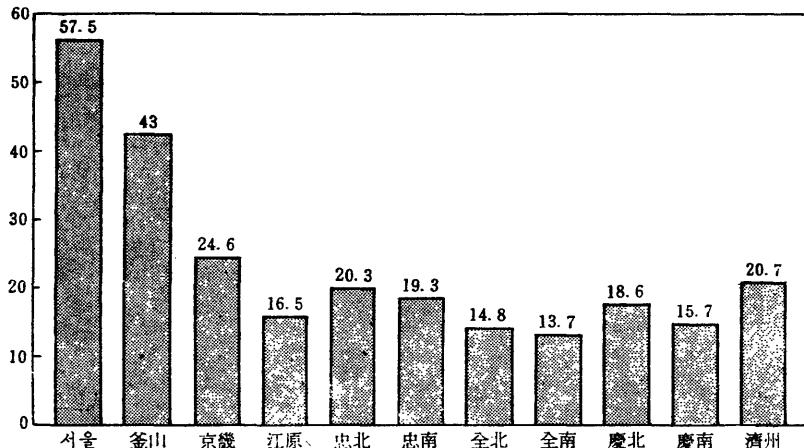
道路鋪裝延長은 1967년의 2,091km에서 1976년에는 그의 약 5倍인 10,912km로 대폭 증가하였다. 이 鋪裝 現況을 市道別로 보면 1976년 현재 서울市가 鋪裝率 57.5%, 釜山市가 43%, 京畿道가 24.6%의 順으로 되어 있다. 일반적으로 自動車交通需要를前提로 한 道路整備는 快適·安全한 都市機能의 退化를 초래할 가능성도 있다. 따라서 道路整備에는 人道, 歩行者專用道路, 自轉車專用道路 등의 整備를 실시하여 市民의 日常生活의 空間確保를前提로 해야 할 것이다.

그러나 일반적으로 都市에 있어서 道路를 급속히 整備하는 것은 현실적으로는 많은 곤란을 수반한다. 따라서 道路整備와並行하여 既存道路를 효율적으로 이용함으로써 交通容量과 輸送量의 실질적인 증대를 圖謀할 필요가 있다. 交通容量의 증가에 對備하기 위해서는 駐車規制의 強化, 自動車保管場所 確保의 徹底, 道路의 不正使用의 排除 등을 실시해야 할 것이다. 또한 幹線道路에 있어서는 駐車禁止, 一方通行, 中央線 變移 등을 대폭 증가시킴과 동시에 交通管制 센터를 整備하여 交通狀況에 따라 작동되는 信號機의 自動制御方式을導入해야 할 것이다.

그리고 輸送効率 향상의 관점에서 道路幅, 交通量, 버스運行回數 등을勘案하고 버스優先道路나 버스專用道路의 設定을 실시하여 大量輸送手段의 원활한 발달을 圖謀해야 할 필요가 있다.

[圖 4] 우리나라 市道別 道路鋪裝率 現況(1976年末 現재)

(단위 : %)



資料：交通部, 『交通統計年報』, 1977. 資料源은 建設部.

2. 都市高速鐵道의 開發方向

首都圈의 廣域化에 따라 大量의 輸送需要가 발생하는 地域에 있어서 都市高速鐵道는 그 大量性, 迅速性 및 安全性面에서 가장 우수한 輸送手段이다. 일반적으로 先進國의 大都市에 있어서는 「通勤輸送은 鐵道」로, 「業務輸送은 自動車」로 하는 傾向이 있다. 우리나라의 首都圈에서도 先進國과 같이 通勤輸送의 鐵道에 의한 依存度가 높아지고 있다.

이러한 輸送手段의 選擇性向이나 首都圈의 交通難에 對備하기 위해 交通部는 「首都圈電鐵綜合計劃」을 마련했다. 交通部의 計劃²¹⁾에 따르면 複線電鐵化計劃은 既存電鐵인 中央線과 1978年 11月 複線으로 電鐵化되어 開通된 龍山～西水庫～往十里～清涼里 區間, 현재의 地下鐵 1號線 및 首都圈電鐵 그리고 장차 완공될 地下鐵 2～5號線과 각기 연결되어 현재

首都圈地下鐵에 運行되는 電動車의 連繫運行體制를 갖추게 될 것이다. 이 중 城北～議政府와 龍山～水色 區間은 1979年부터 着工할 예정이며 城北～退溪院, 清涼里～陶農, 富谷～陶農 區間도 關係部處와의 協議가 끝나는 대로 80年代의 輸送需要에 對備하여 着工을 서두를 방침이다. 또 이 既存線을 電鐵複線化하면서 서울都心의 交通人口分散을 위해 郊外住宅街 形成可能地域에 새로운 驛道 新設할 계획이다.

이러한 首都圈의 電鐵複線化計劃에 있어서는 自動車에서 鐵道에의 移行이 利用者 選擇에 의하여 자연적으로 실시될 수 있도록 首都圈 鐵道의 整備, 鐵道와 다른 輸送手段과의 연결, 乘客混雜度의 緩和對策 등 輸送 서비스의 質的改善를 촉진할 필요가 있을 것이다.

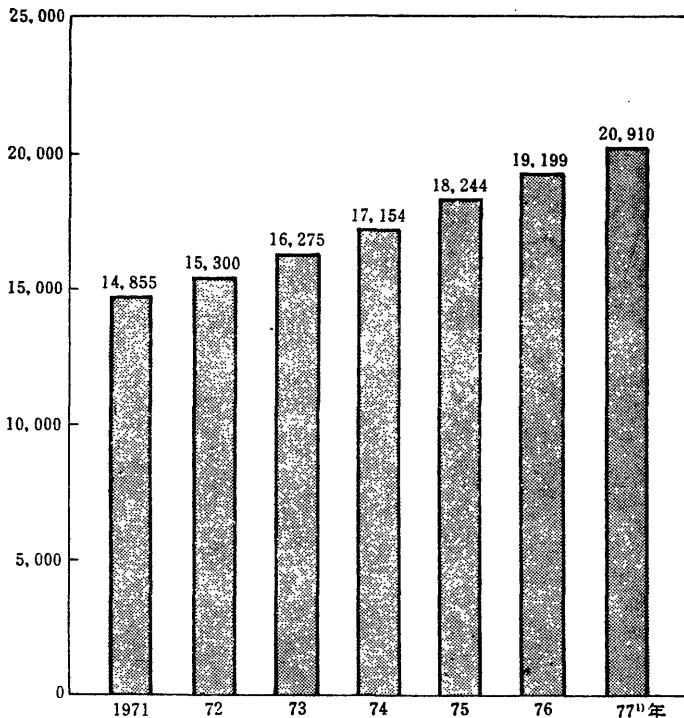
3. 버스·택시輸送改善方向

首都圈의 自動車輸送 中에서 버스輸送은 鐵

21) 『朝鮮日報』, 1978年 6月 3日.

[圖 5] 우리나라 버스保有臺數(營業用)

(단위 : 台)



註: 1) 1977年の數値는 交通部 資料(別途).

資料: 交通部, 『交通統計年報』, 1977.

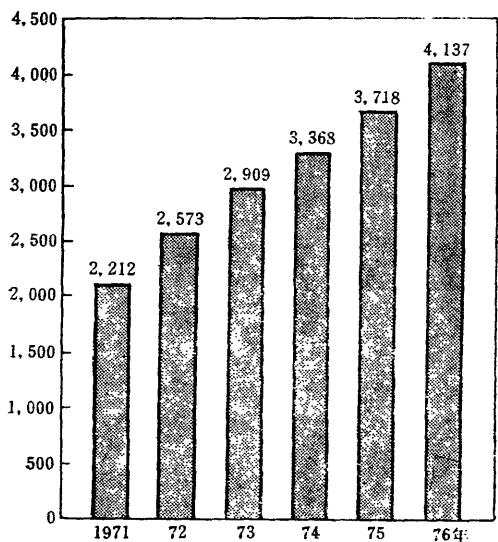
道보다 機動性이 있고 또 乘用車에 비해 大量輸送 能力を 가진 輸送手段이기 때문에 기본적으로 都心部의 都市高速鐵道를 補完하며 首都圈輸送의 주요한 輸送手段이 되어 있다. 따라서 새로운 버스路線의 形成에 있어서는 都市나 郊外部의 高速鐵道 補完機能 및 地下鐵과의 연결을勘案하고 버스路線의 編成이 실시되어야 할 것이다.

우리나라의 버스保有臺數와 버스輸送 實績을 표시하면 [圖 5] 및 [圖 6]과 같다.

버스保有臺數(營業用)는 1971年的 14,855臺에서 1977년에는 약 1.3倍인 20,910臺로 증가하였다. 이 버스保有臺數의 증가에 따라 버스

輸送 實績도 1971年的 2,212百萬名에서 1976年에는 그의 약 1.8倍인 4,137百萬名으로 증가하였다. 이러한 버스臺數나 버스輸送 實績의 증가에 따른 버스走行性의 향상을 圖謀하기 위해서서 버스優先道路設定 및 버스優先信號의 設置 등 交通規制를 실시하여 大量輸送手段으로 輸送需要를 흡수해야 할 것이다. 그러기 위해서는 既存道路의 擴張 등 道路擴張工事が 交通停滯區間을 중심으로 실시되어야 할 것이다. 현재의 首都圈에서는 通勤·通學 이외의 業務, 쇼핑 등 不定型化한 輸送需要가大量으로 발생하고 있기 때문에 그 성질상 버스 등의 定型的 輸送需要를 前提로 한 輸送手

〔圖 6〕 우리나라 버스 輸送實績
(단위: 百萬名)



資料：交通部, 『交通統計年報』, 1977.

段 이외에 「하이어·택시」 등의 不定型인 輸送需要를 前提로 한 輸送手段이 필요하다. 일 반적으로 택시輸送은 택시營業上, 道路의 利用効率上, 首都圈輸送의 綜合的 관점에서의合理的需給調整이 요청되고 있는 輸送手段이다. 따라서 日本과 같은 個人택시輸送을 포함한 택시의 一元的需給管理 시스템의 導入과 일정한 택시供給量의 確保나 有·無線 通信施設을 이용한 택시需要시스템의 實用化를 검討할 필요가 있을 것이다.

4. 自家用 乘用車의 抑制方向

일반적으로 都市交通手段으로서의 乘用車는 道路面積當 輸送効率이 버스 등의 大量輸送手

22) 「綜合國土開發方案」, 『中央日報』, 1978年 7月 13日.
貨物輸送에서도 같은 能率을 낼 때 트럭은 鐵道에
비해 4倍의 에너지가 消耗된다.

23) 運輸政策審議會(運輸省監修), 『わが國の綜合輸送體系』, 東京: 運輸經濟研究センタ, 1972, pp. 252~263.

段보다 낮은 輸送手段이다. 또한 이것을 에너지消耗面에서 보면²²⁾ 鐵道에 비해 버스는 2倍, 乘用車는 5倍, 비행기는 60倍의 에너지가消耗된다.

이러한 사유에서 최근 先進國에서는 都市를 중심으로 乘用車의 生產, 保有 및 使用段階의抑制策이 論議되고 있다. 그러나 規制對象인 乘用車의 用途를 엄밀히 구분하는 것은 불가능하므로 當面 措置로서는 駐車規制의 強化, 自動車의 保管場所의 確保 등 간접적인 手段에 따라 自律的調整이 실시되고 있다.

5. 公路의 交通安全對策 方向

混合交通에 의한 自動車事故를 防止하기 위해서는 步道, 自轉車道路, 自動車道路 등의機能別 分離, 交叉點의 立體化, 往復交通의 分離, 道路照明²³⁾ 등 人間의 通行과 自動車의 通行과의 分離가 필요할 것이다. 또한 自動車相互의 接觸事故를 防止하기 위해서는 多車線道路에 있어서 中央帶의 設置, 主要交叉點에 있어서 道路相互의 立體交叉化, 버스停車帶의 設置등이 필요할 것이다. 우리나라의 年別自動車交通事故原因을 보면 〈表 6〉과 같다.

〈表 6〉 우리나라의 年別 自動車 交通事故
原因의 推移

(단위: 件)

	運轉者 過失	被害者 過失	車 故	輛 障	合 計
1970	30,200	5,288	1,755		37,243
1971	39,307	6,246	1,507		47,060
1972	36,682	6,004	1,065		43,751
1973	36,252	5,989	1,236		43,447
1974	38,749	3,002	705		42,476
1975	52,175	5,459	689		58,323
1976	64,963	4,602	682		70,247

資料：交通部, 『交通統計年報』, 1977.

運轉者の過失은 1970년의 30,200件에서 1976년에는 약 2.1倍인 64,963件으로 증가하였다. 이에 대하여被害者の過失은 1970년의 5,288件에서 4,602件으로, 車輛故障은 1,755件에서 682件으로 대폭減少하였다. 이러한現象은 道路安全對策에 있어서 運轉者の 安全對策問題가 중요하다는 것을 의미한다. 運轉者를 安全運轉으로 誘導하기 위해서는 道路의 二面的 機能²⁴⁾의 調整과 交通安全施設의 擴張이 필요하다. 즉, 道路整備에 있어서는 道路開通後의 交通狀況을豫測하여 道路管理者와의 밀접한 연락을 통하여 道路安全對策을 最優先으로 해야 할 것이다.

구체적對策으로서는 步行者와 自轉車專用道路 및 自動車專用道路의 建設을 촉진하여 人間과 自動車의 分離를 검토해야 한다. 또한 既存道路에 있어서는 構造的으로 人·車道를 分離하고 人道部分이 確保 불가능한 狹隘道路에서는 車輛運行制限 등의 구체적 施策을 실시해야 할 것이다. 그리고 全國的인 幹線道路網의 整備에 있어서도 幹線道路의 市街地部分에는 人道設置를 義務化하여 混合交通의 排除가 적극적으로 실시되어야 한다.

한편 交通安全施設(信號機, 道路標識, 道路標示 등)의 整備도 道路의 二面的 機能의 調整과 함께 대폭적으로 擴張되어야 할 것이다.

VII. 要約과 結論

① 人口의 都市集中化, 住宅의 郊外化, 產業構造의 高度化, 「해저」人口의 증가 등에 의

24) 輸送施設로서의 道路와 生活空間으로서의 道路를 的비함.

하여 自動車臺數의 대폭적인 증가가豫想된다. 그러므로 이러한 現象에 對備하기 위해서는 근대적인 高速道路의 建設이나 地方道路의 鋪裝整備, 버스 터미널施設, 駐車場의 新設, 交通安全施設 등에 대한 적극적인 交通資本投資가 필요하다.

② 앞으로도 經濟規模의 확대나 地域構造의 변화 등에 의하여 公路輸送의 역할은 중요한 위치를 차지하게 될 것으로 생각된다. 이러한 經濟的·社會的 변화에 對應하기 위해서는 公路輸送의 근대화가 요청된다. 公路輸送의 근대화를 촉진시키기 위해서는 協同一貫輸送에 적합한 車輛의 大型化, 公路輸送施設의 확대 및 物的流通시스템화에 적합한 輸送시스템 확립의 세 가지가 필요할 것이다.

③ 協同一貫輸送의 典型的 輸送 시스템인 「유니트 로우드 시스템」을 開發시키기 위해서는 「콘테이너리제이션」이나 「팔레티제이션」을 가능케 하는 대폭적인 輸送施設投資가 필요할 것이다.

④ 首都圈에 있어서 乘用車나 貨物車의 증가는 都市交通停滯現象, 버스運行効率의 惡化, 排氣ガス나 驚音에 의한 公害問題 등의 外部不經濟를 발생시키고 있다. 따라서 현재 有効한 都市交通對策을 확립하기 위해 최소한 실시해야 할 것은 公路가 適正히 흡수할 수 있는 自動車數의 限界, 駐車場의 建設限界, 地下鐵 서비스의 限界, 버스의 運行限界 등의 課題를 數量的으로 파악해야 한다는 것이다.

⑤ 綜合輸送體系의 一環으로서의 公路輸送體系를 확립하기 위해서는 「소프트」 및 「하아드」兩面의 技術革新에 의하여 앞으로의 輸送需要에 대한 公路輸送의 가능성을 추구해야 할 것이다. 그러기 위해서는 公路輸送問題만

을 추구할 뿐만 아니라 鐵道, 海運, 航空輸送
體系와 관련된 綜合的인 輸送시스템을 추구해
야 할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

- 輸送實務計劃班, 『輸送部門計劃 1977~81』,
1976.
- 今野源八郎編, 『交通經濟學』, 東京: 青林書院
新社, 1971.
- 渡部與四郎, 『業務交通體系論』, 東京: 技報
堂, 1976.
- 松本好雄, 『コンテナの輸送實務』, 東京: 成山
堂, 1971.
- 新谷洋二 外, 『都市交通の將來: その考之方』,
東京: 運輸經濟研究センタ, 1971.
- 永田元也, 細田繁雄, 『交通經濟論』, 東京: 稅
務經理協會, 1975.
- 運輸政策審議會(運輸省監修), 『わが國の綜合
輸送體系』, 東京: 運輸經濟研究センタ,
1972.
- 日本總理府編, 『交通安全白書』, 東京, 1977.
- 佐佐木恒一 外, 『道路の經濟効果と投資基準』,
東京: 技術書院, 1965.
- Lieb, Robert C., *Freight Transportation:*

- A Study of Federal Intermodal Ownership Policy*, New York: Praeger Publishers, 1972.
- Kain, J.F., Meyer, J.R., and Wohl, M., *The Urban Transportation Problem*, Cambridge: The Rand Corporation, 1965.
- Miller, D.R., *Urban Transportation Policy: New Prospectives*, Lexington, Massachusetts: D.C. Heath and Company, 1972.
- Organization for Economic Cooperation and Development, *Future Directions for Research in Urban Transportation*, Paris, 1969.
- Weiner, P., *Environmental Factors in Transportation Planning*, Lexington, Massachusetts: D.C. Heath and Company, 1972.
- Winch, D.M., *Analytical Welfare Economics*, Middlesex, England: Penguin Books 1971.

女性의 就業狀態와 出產力의 變化

洪思媛

▷ 目 次 ◁

- I. 序論
- II. 資料 및 分析方法
- III. 分析結果
- IV. 結論

I. 序論

1962年 第1次 經濟開發5個年計劃이 시작된 이래 급격한 人口增加는 國家經濟발전의 障碍要素의 하나로 認識되었으며 이러한 要素를 제거하기 위한 手段으로 人口政策이樹立되었다. 그간 우리나라의 人口政策은 家族計劃과 同意語로 사용될 만큼 家族計劃事業이 중심을 이루었다. 家族計劃事業은 과거 15年間 人口成長 억제에 큰 공헌을 해 왔으나 최근에 이르러서는 어느 정도 限界點에 도달했다고 評價되고 있다. 이는 家族計劃事業이 원하는 子女

筆者: 韓國開發研究院 首席研究員

1) 1960年の 合計出產力 6.0에서 1975年 현재는 3.5名으로 나타나고 있음 (洪思媛, 『韓國의 人口와 人口政策』, 韓國開發研究院, 1978, p.158 참조).

數만큼만 낳게 해주는 데 있어서는 좋은手段이 되고 있지만 원하는 子女數 자체를 결정하는 데에 영향력을 주는 방법은 아니기 때문인 것으로 보인다. 즉, 오늘날 우리나라 사람들이 理想子女數로 생각하는 「아들들, 딸 하나」의 價值觀에는 어느 정도 일치하는 出產力水準에 도달하였으나¹⁾, 人口政策 목표상 指向하고 있는 「딸 아들 구별 없이 두子女」라는 목표와는 상당한 距離感이 있는 점이 그 實例이다. 따라서 앞으로의 人口政策이 계속해서 人口增加 抑制에 목표를 두는 한, 人口政策事業의 方向은 既存의 家族計劃事業을 계속 수행해 나가는 동시에 個人의 理想子女數를 國家가 목표하는子女數의 水準에 일치시킬 수 있는 方案을 講究하는 데 力點을 두어야 하며, 여기에서 특히 고려해야 할 점은 人口政策이 人口抑制 자체뿐만 아니라 社會·經濟 全般의 발전에도 寄與하는 다목적 효과를 나타낼 때 더욱 큰 意義를 가질 수 있다는 것이다.

出產力 低下에 영향력을 미치면서 동시에 社會·經濟 발전에도 寄與할 수 있는 變數들

로서 教育水準, 職業構造, 所得水準, 都市化 등을 들 수 있다(Freedman, 1975).

현재 우리나라의 經濟·社會與件下에서 별 다른 矛盾 없이 國家發展에 寄與하며 동시에 出產力의 低下에도 영향력을 줄 수 있는手段은 女性의 就業機會의 확대라고 생각된다. 女性의 就業이 出產力에 영향을 미치는 과정은 아직 일반적인 이론으로 정립되지는 못하였으나, 직접적으로는 嫂娠과 分娩 및 育兒로 인한 機會費用(opportunity cost)과 관련하여 설명되고 있으며 간접적으로는 「社會活動의 擴大를 통해 結婚, 家庭 및 子女에 대한 價值觀의 變化, 初婚年齡의 上昇, 避妊에 대한 知識, 그리고 生活觀 및 經濟水準 등에 영향을 줌으로써 出產力에 영향을 미치는」 것으로 설명되고 있다(Dixon, 1975).

그러나 女性의 就業이 出產力에 미치는 영향의 方向이나 정도에 대해서는 그간 상당한 연구가 있었음에도 불구하고 아직 뚜렷한 類型을 제시하지 못하고 있다(Driver, 1963; Stycos, 1965; Zarate, 1967). 女性의 就業과 出產力間に 正의 相關關係를 보여 주는 경우는 주로 先進國에 나타나는 現象이며(Collver, 1968; Gille, 1965), 開發途上國의 경우는 오히려 負의 關係를 보여 주기도 한다(洪·韓, 1978; Goldstein, 1972; Heer·Turner, 1965). 또한 農村·都市에 따라 다른 相關關係를 보여 주는 경우도 있고(Bindary, et al., 1973; Collver, 1968; Gendell, 1967; Piepmeyer·Adkins, 1973), 같은 就業이라 할지라도 職種에 따라 다른 出產力水準을 보이기도 한다(Blau·Duncan, 1967; Weller, 1968).

이와 같이 兩變數間에 한마디로 명확한 相關關係를 보이지 않는 것은 각 社會, 地域,

時點에 따라 女性就業의 의미가 다르고, 女性의 역할에 차이가 있기 때문이다. 즉, 같은 就業이라도 대개가 賃金勞動者로 집을 떠나 일하는 產業社會의 경우와 農業 또는 서비스業 등에 家事와 兩立할 수 있는 家族從事者 또는 自營業主의 形態로서 就業하는 農業中心社會의 경우가 다르며, 어머니가 就業하는 경우 子女를 대신 돌봐 줄 家族이 있는 大家族中心社會의 경우와 그렇지 못한 核家族中心의 社會 또는 託兒施設이 발달되어 있는 社會 등 多樣한 차이를 보이기 때문이다. 따라서 教育水準과 出產力이 어느 나라 어느 시기를 막론하고 一貫性있게 負의 相關關係를 보여주는 것과는 달리, 女性의 就業과 出產力과의 관계는 다른 나라의 연구 결과를 우리나라의 현실에 그대로 적용시킬 수 없다.

우리나라에서도 出產力 低下의 手段으로서 男兒選好思想과 관련하여 女性의 地位向上이 자주 舉論되고 나아가서 女性의 雇傭增大의 필요성이 力說되어 왔으나, 이는 經驗的 내지는 常識的인 論理를 근거로 한 주장에 지나지 않았다. 이에 관한 연구는 李效再·趙馨(1976)兩氏가 1970年 센서스 資料로 일반적인 입장에서 다루었으며 최근에는 筆者와 韓仁淑(1978)氏에 의해 같은 資料를 이용하여 보다 본격적인 分析이 이루어졌다. 이 연구는 資料上の 制約으로 인하여 비록 女性就業과 出產力間의 因果關係는 밝히지 못하였으나 女性의 就業이 出產力과 깊은 관계가 있음을 명백히 보여 주었다. 즉, 既婚 可妊娠年齡의 婦人을 就業婦人과 非就業婦人으로 兩分해 보았을 때 後者の 경우가 前者보다 出產力이 더 높아 假設과는 다른 결과를 보여 주었으나, 婦人の 職種을 家事兩立職과 非兩立職으로 더욱 細分

하였을 때 後者의 出產力이 가장 낮음을 보여 주었다. 이는 家庭과 職場이 분리된 先進國과는 달리 職業과 子女養育을 並存시킬 수 있는 家事兩立職이 더 많은 開發途上國의 경우에 흔히 나타나는 現象으로서, 이들에게는 就業與否 자체가 중요하다기보다는 就業의 성격이나 내용이 더욱 중요한 의미를 갖는다. 따라서 女性就業과 出產力과의 관계를 정확히 파악하기 위해서는 단순히 就業與否를 따지기보다는 就業職種을 家事兩立과 非兩立의 경우로 구분하는 것이 分析方法上 중요하리라고 생각된다.

II. 資料 및 分析方法

本研究에서는 1975年度 可姪年齢層(15~49歳) 既婚女性 297,467名을 대상으로 한 人口센서스의 5% 標本調査資料를 이용하여 女性的 就業狀態와 出產力과의 관계를 分析코자 하였다. 女性就業과 出產力은 純粹적으로 서로 영향을 주고 있을 뿐만 아니라 다른 社會·經濟變數들과도 연관되어 복합적 혹은 간접적 영향을 미치고 있기 때문에 出產力에 영향을 줄 수 있는 다른 여려 要因들도 함께 고려해 넣지 않으면 안된다. 따라서 本研究에서는 出產力과 女性的 就業에 직접 간접으로 영향을 미치는 다른 變數들 중 가장 중요하게 인식되어 온 居住地와 教育程度도 함께 獨立變數로 사용하여 分析함으로써 가능한 한 出產力과 就

業間의 관계만을 살펴 보고자 하였다.

여기서 出產力의 測定值로는 1975年 基準 지난 5年間의 合計既婚出產力 (total marital fertility rate)이 사용되었으며, 이는 Cho와 Grabill(1970)의 適生兒方法(own children method)에 의해 推定되었다²⁾. 즉, 各年齡別既婚婦人の 5歲未滿 同居子女數에 일정한 死亡率, 同居子女比率, 및 漏落人口比率 등을 적용하여 年齡別 既婚出產率을 구한 후 이들 各年齡別 既婚出產率을 合計함으로써 合計既婚出產率을 구하였다. 이 合計既婚出產率은 모든 女性이 15歳에 結婚했다고 假定했을 때, 현재와 같은 出產率이 계속되는 경우 終局的으로 갖게 될 平均總子女數라고 할 수 있으므로, 通常 쓰이는 合計出產率(total fertility rate)보다는 실감이 없으나, 女性的 年齡構造의 차이에서 오는 出產率의 차이에다 配偶關係別分布의 차이에서 오는 出產率의 차이까지 排除한다는 점에서 各特性別 婦人の 出產率을 비교하는 데는 가장 적합한 測定值로 생각되었다.

就業狀態는 就業하고 있는 婦人과³⁾ 非就業婦人으로 大別하고 就業婦人을 다시 出產과 家事를 兩立시킬 수 있는 職種(農業·漁業·林業)의 就業婦人과 兩立할 수 없는 職種의 就業婦人으로 나눈 다음, 後者를 또 다시 專門·事務職, 販賣職, 運輸·서비스職 및 勞動職으로 細分하였다.

居住地域의 구분은 職種構造의 차이를勘案, 人口 100萬 이상되는 서울, 釜山 및 大邱의 3개 都市를 大都市로 하며 우리나라 行政區域基準上 人口 5萬 이상으로 定義되는 既存 中小都市들과 分離시켰으며, 이에 農村을 追加하여 3개 居住地域을 구분하였다. 教育水準은

2) 자세한 방법은 洪·韓(1978) : 2章 및 〈附表2〉를 참고 할 것.

3) 여기서 就業婦人이라 함은 현재 일을 하고 있는 경우는 물론 一時 休職者와 과거 일한 경험이 있는 失業者도 모두 本研究의 目的上 就業의 範疇에 포함하였다.

資料의 制約 때문에 教育年限이 아닌 不就學, 國民學校, 中學校, 高等學校 및 專門學校 이상의 5個 集團⁴⁾으로 나누었다.

III. 分析結果

1. 1975年度 出產力水準의 背景

1975年度의 出產力水準을 分析하기 전에 먼저 1970年度의 出產力を 살펴 보고 동시에 지난 5年間에 出產力水準에 변화를 줄 수 있었던 變數들의 變化趨勢를 概觀해 보기로 한다.

1970~75年期間中 韓國의 人口는 年平均 1.8%로 증가하여 同期間中 總300餘萬名이 증가되었으며 그 중 15~49歲 可姪年齡 女性은 이보다 더 빠른 속도로 증가되어 1975年현재 약 860萬名에 이른 것으로 나타나고 있다⁵⁾.

그러나 15~49歲 女性中 既婚婦人은 同期間中에 65.1%에서 43.5%로 크게 감소하였기 때문에 비록 15~49歲 女性의 絶對數 자체는 증가했어도 實제로 出產하는 婦人數는 오히려 감소한 趨勢를 보이고 있다⁶⁾. 또한 同期間中에 全可姪期 既婚婦人の 58.7%나 차지하던 農村婦人이 43.1%로 감소하여 그동안 都市化가 많이 진행되었음을 보여 준다. 마찬가지로 이들 婦人中 教育程度 國民學校 이하가 79%나 되던 것이 69%로 감소하는 등 教育水準의 향상도 상당한 進展을 가져왔으며 女性的

就業率도 32.5%에서 거의 40%로 향상되었다. 더욱이 1970年 당시 전체 婦人中의 10%만이 非兩立職에從事했었는데 5年 후에는 15%로 증가한 것도 특히 주목할 만하다.

〈表 1〉은 1970年度의 出產力水準이 居住地域에 따라, 또 教育水準에 따라 차이가 있음을 보이고 있다. 또한 同一居住地域, 同一教育水準內에서도 女性의 就業與否에 따른 出產力의 차이가 뚜렷이 보이고 있어 居住地域 및 教育水準의 出產力에 대한 영향력을 排除하고도 就業狀態는 出產力에 직접 영향을 주고 있음을 示唆하고 있다.

요컨대 1970年 이래 5年 동안의 社會·經濟의 變化, 즉 都市화와 教育水準의 向上, 女性就業率 增加, 특히 出產力과 뚜렷이 負의 關係를 가진 非兩立職就業率 增加가 同期間中の 出產率 低下를 충분히 暗示해 주고 있다. 이제 이러한 背景을 가지고 1975年度의 出產力を 分析해 보기로 한다.

2. 出產力水準의 分析

〈表 2〉가 보여 주듯이 1975年 현재, 可姪年齡 既婚婦人中 39.8%가 就業을 하고 있으며 이들 就業婦人們 중의 過半數(62.6%)가 兩立職에從事하고 있다. 즉, 15~49歲의 可姪期에 속한 既婚婦人 10名中 4名이 就業하고 있으며, 그 중 2.5名이 農事 등 家事兩立職에從事하고 1.5名만이 非兩立職에從事하고 있는 셈이 된다.

〈表 3〉에서 이들의 出產力を 살펴 보면 1970年的 경우와 類似한 形態를 보여 주고 있는데, 就業하고 있는 婦人이나 不就業婦人 모두가 약 5名으로서 별 차이를 보이고 있지 않다.

4) 在學 및 中退는 該當學校를 畢業한 者와 同一한範疇에 포함시켰다.

5) 經濟企劃院 (1972, 1978) 參照。

6) 1970年度의 結婚率은 10% セン서스 標準資料에서, 그리고 1975年度의 結婚率은 5% セン서스 標本資料에서 計算되었다.

〈表 1〉 就業狀態, 居住地 및 教育水準別 合計既婚出產力(1970年 현재)

	總 計	不就業	就業		
			小 計	兩立職	非兩立職
全 國 總 計	5.46	5.35	6.50	6.87	4.28
不就學	6.40	6.32	5.65	6.39	3.76
國民學校	5.52	5.45	3.76	5.47	3.02
中學校	4.16	4.41	3.34	4.65	3.17
高等學校	4.08	4.28	3.25	5.26	3.21
專門學校以上	4.15	4.31	5.67	6.50	3.64
大 都 市 小 計	4.20	4.39	2.80	4.32	2.75
不就學	4.51	4.89	2.65	4.14	2.55
國民學校	4.40	4.61	2.75	3.63	2.71
中學校	3.94	4.09	2.63	—	2.54
高等學校	3.94	4.06	2.74	—	2.73
專門學校以上	4.08	4.24	3.04	—	3.04
中小都市 小 計	4.85	5.03	3.79	5.48	3.27
不就學	5.29	5.60	4.25	5.81	3.04
國民學校	4.99	5.17	3.90	5.50	3.25
中學校	4.37	4.51	3.39	4.58	3.24
高等學校	4.37	4.56	3.13	—	3.05
專門學校以上	4.04	4.22	3.51	—	3.49
農 村 小 計	6.24	6.16	6.36	6.63	4.76
不就學	6.80	6.75	6.87	7.00	5.56
國民學校	6.17	6.11	6.26	6.52	4.81
中學校	5.01	5.08	4.83	5.55	3.85
高等學校	4.78	4.88	4.31	4.79	4.16
專門學校以上	4.21	4.52	3.67	—	3.52

註 : 一은 婦人의 數外 100名 미만.

資料 : 洪·韓(1978)

〈表 2〉 就業狀態 및 居住地別 可妊娠 既婚婦人の 分布(1975年 현재)

	總 計	不就業	就業		
			小 計	兩立職	非兩立職
全 國	297,467 (100.0)	60.2	39.8	24.9	14.9
大 都 市	53,365 (100.0)	79.7	20.3	0.9	19.4
中 小 都 市	116,034 (100.0)	73.6	26.4	7.7	18.7
農村(郡部)	128,068 (100.0)	39.9	60.1	50.5	9.6

註 : 本文 註3)의 就業의 定義를 參조.

그러나 就業을 家事非兩立職과 兩立職으로 나누어 보면 出產力의 차이가 명백히 드러난다. 즉, 非兩立職 從事者의 경우는 3.4名인 반면, 兩立職의 경우는 5.8名으로서 子女養育과 兩立할 수 없는 職業에 從事하는 婦人의 出產力이 훨씬 낮게 나타나고 있다.

家事兩立職 從事者들이 不就業者보다 出產率이 크게 높은 것은 一見 不合理한 것으로 보이나 이는 兩立職女性들이 不就業女性들보다 오히려 教育水準이 낮은 것으로 보아 이해할 수 있다(表 4 참조). 이는 물론 教育水準만의 영향은 아니며 여전 社會·經濟變數의復合作用으로 이해되어야 할 것이다.

外國에서 볼 수 있는 現象으로(Cho·Grabill·Bogue, 1970) 所得水準別 出產率의 形態는

“U”와 같은 모습을 갖고 있다. 즉, 所得水準이 낮을 때 높은 出產率을 갖고 所得水準이 올라갈 때 차츰 낮아지나 所得水準이 어떤 限界를 넘었을 때는 다시 出產率이 所得水準을 따라 높아진다. 다만 美國의 경우는 우리나라와 같이 이들 사이의 出產率에 이렇게 큰 차이는 없었다. 우리나라의 경우 出產率이 낮은 中間所得層의 婦人們이 農業 등의 兩立職보다는 대부분 不就業者에 속해 있을 것이므로 그들의 出產率間に 큰 隔差가 있음을 당연한 것으로 보인다. 出產率이 높은 高所得層 婦人們 역시 不就業者에 소속될 것이나 數字的으로 전체 不就業者 出產率에 큰 영향을 미치지 못할 것이다.

전체 可妊女性中 단지 15%만을 차지하고

〈表 3〉 就業狀態 및 教育水準別 合計既婚出產力：全國(1975年 현재)

	總 計	不就業	就業					
			計	兩立職	非兩立職			
					小計	事務職	販賣職	運輸· 서비스職
總 計	4.92	4.89	4.91	5.79	3.41	3.03	4.66	2.65
不就學	4.91	4.77	5.06	6.08	2.75	—	4.46	1.51
國民學校	5.23	5.20	5.24	5.83	3.77	2.32	5.04	2.88
中學校	4.44	4.58	3.95	5.08	3.29	2.49	4.40	2.63
高等學校	4.11	4.29	3.31	4.68	3.07	2.92	3.67	2.72
專門學校 以上	3.55	3.69	2.85	—	2.79	3.35	3.39	1.59
								2.47

註：—는 婦人们的 數가 100名 미만.

〈表 4〉 就業狀態 및 教育程度別 可妊年齡既婚婦人의 百分率(1975年 현재)

	總 計	不就業	就業		
			小計	兩立職	非兩立職
不就學	15.7	10.0	24.3	30.5	13.8
國民學校	53.3	49.9	58.5	62.9	51.2
中學校	17.6	22.5	10.3	5.4	18.5
高等學校	10.6	14.4	4.9	1.1	11.1
專門學校 以上	2.8	3.2	2.0	0.1	5.3
總 計	100.0	100.0	100.0	100.0	99.9
總 數	297,467	178,941	118,526	74,239	44,287

있는 非兩立職에의 就業婦人們이 가장 낮은 出產力を 보이고, 女性의 半數 이상이 不就業 으로서 높은 出產率을 보이고 있다는 현실은 人口政策面에서 볼 때는 현재 就業하고 있지 않거나, 就業을 해도 家事兩立職에 從事하고 있는 婦人们에게 非兩立職에 대한 就業機會를 擴大해 줌으로써 상당한 정도의 出產力의 低下를 誘導할 수 있다는 가능성은 示唆해 주고 있는 것으로 보인다. 그러나 대체로 非兩立職은 일정한 教育水準을 요구하며 農村보다는 都市型 職種이므로 就業狀態와 出產力間의 相關關係를 보다 명확히 파악하기 위하여서는 먼저 居住地 및 教育水準에서 오는 영향을 排除할 필요가 있다.

먼저 <表 5>에서 教育程度에 따른 婦人的 就業狀態別 分布를 살펴 보면 教育程度에 따라 就業婦人的 構成比가 크게 다른 것으로 나타나고 있는데 대체로 教育이 낮을 때 더 많이 就業하고 있음을 보이고 있다. 이를 家事와의 兩立與否로 就業狀態를 나누어 보면 國民學校 이하 教育水準에선 兩立職이 대부분인 반면, 中學校 이상의 水準에선 대부분이, 특히 專門學校 이상의 경우엔 거의 대부분이 非兩立職에 從事하고 있음을 보이고 있다.

한편 教育水準 및 就業狀態別로 出產力を 살펴 보면 教育水準이 낮은(國民學校 이상) 婦

人们 層에선 就業婦人이 不就業婦人보다 높은 出產力を 나타내나 中學校 이상의 層에선 그 반대의 現象을 나타내고 있다(表 3 참조). 이는 教育程度가 就業狀態에 영향을 주며 또한 이들이 복합적으로 出產力水準에 영향을 줌을 示唆해 주는 것이다.

한편 就業婦人の 分布를 地域別로 나누어 보았을 때 就業率은 地域間에도 뚜렷한 차이를 보이고 있다(表 2 참조). 즉, 農村의 경우 60.1%에 달하는 많은 婦人们이 就業하고 있으나 中小都市나 大都市의 경우는 그 절반에도 훨씬 못미치는 약 20% 정도만이 就業하고 있을 따름이다. 그러나 더욱 중요한 점은 農村의 경우 非兩立職에의 就業이 9.6%밖에 되지 못하고 대다수가 家事兩立職에 속하고 있으나, 大都市의 경우는 비록 20.3%만이 就業하고 있으나 그 대부분인 19.4% 포인트가 非兩立職에 從事하고 있다는 사실이다.

한편 地域別 教育水準을 보면 일반적으로 大都市 住居婦人们的 教育程度가 中小都市나 특히 農村에 비해 높음을 알 수 있다. <表 5>에서 大學教育을 받은 女性들의 경우를 살펴 보면 이러한 現象은 더욱 뚜렷한데 農村婦人中 단지 0.9%뿐인 반면 大都市에서는 6.8%나 되는 것으로 나타나고 있다. 또한 不就學의 경우는 農村婦人中 23.4%가 이에 해당되

<表 5> 居住地 및 教育程度別 可姪年齡 既婚女性의 百分率(1975年 현재)

	合計	不就學	國民學校	中學校	高等學校	專門學校 生 員 數 上
大都市	53,365 (100.0)	6.8	43.1	24.5	18.8	6.8
中小都市	116,034 (100.0)	11.5	50.8	21.6	13.2	2.9
農村(郡部)	128,068 (100.0)	23.4	59.8	11.2	4.8	0.9
全國	297,467 (100.0)	15.7	53.3	17.6	10.6	2.8

는 데 반해 大都市의 경우는 6.8%만이 이에 속한다. 教育水準과 就業率과의 類型은 地域別로 나누어 보았을 때도 <表 4>의 全國平均과 비슷하며 다만 그 정도에 있어서 약간씩 차이가 보일 뿐이다.

이상에서 살펴 보았듯이 1970年이나 1975년의 경우 모두 就業狀態別構造는 教育水準 및 居住地域의 차이에 많은 영향을 받고 있다. 따라서 이를 變數들로 인한 出產力의 차이를 排除하고 就業狀態와 出產力間의相互關係를 알아 보기로 한다.

가. 農村地域의 出產力

앞에서도 언급되었듯이 農村婦人の 教育程度는 可姪女性의 83.2%가 國民學校 이하의 教育水準을 갖고 있어(<表 5> 참조) 地域別로 보면 가장 낮고, 就業婦人比率은 60% 이상으로서 다른 地域에 비해 월등히 높다. 그러나 이들 就業婦人中 단지 16%만이 家事非兩立職에從事하고 있다. 이러한 현실은 정도의 차이만 있을 뿐 5年前과 같은 類型으로 出產力은 1970年の 6.2名에서 5.5名으로 상당히 減少하였으나 여전히 大都市의 4.0名, 中小都市의 4.7名에 비해 높은 水準을 보이고 있다.

<表 6>을 보면 就業狀態에 따라 出產力이 다르게 나타나고 있는데 就業者가 5.6名으로 不就業의 5.4名보다 높게 나타나며, 또 就業은 兩立職의 5.9名과 非兩立職의 4.1名으로 구분되어. 非兩立職이 不就業보다 훨씬 낮은

出產力を 보이고 있다. 非兩立職을 더욱 組分해 보면 가장 높은 出產力(5.1名)을 보이는 販賣職從事者⁷⁾도 兩立職이나 不就業婦人們보다는 낮게 나타나며 事務職從事者の 경우는 3.3名으로 農村婦人中 가장 낮은 出產力を 보이고 있다.

이들을 教育水準에 따라 나누어 보면 不就學 및 國民學校의 경우는 農村 全體平均과 마찬가지로 就業者가 不就業者보다 높은 出產力を 보여 주고, 中學校 이상의 水準에선 이와 반대의 現象을 보이나, 兩立職·非兩立職으로 細分하였을 경우 家事兩立職婦人이 不就業婦人보다는 出產력이 높아 다른 教育階級과 같은 模型을 가지고 있음을 볼 수 있다.

나. 中小都市地域의 出產力

可姪期既婚婦人の 39%가 居住하고 있는 中小都市地域은 婦人們의 教育水準, 出產力, 經濟活動 등의 면에서 大都市와 農村地域의 중간적인 위치에 있으면서, 다소 大都市쪽에 가까운 특성을 지니고 있다.

出產力水準은 1970年に 비해 별로 큰 低下를 보이고 있지 않는데(1970年の 4.85名에서 1975년에 4.74名) 이를 就業 狀態와 관계시켜 보면 農村地域의 경우와는 다른 類型을 보여 주고 있다. <表 7>에서 보듯이 中小都市地域婦人の 出產力은 不就業의 경우 4.9名으로 就業婦人の 3.9名보다 높은 出產力を 보인다. 그러나 역시 就業을 구분해 보면 兩立職의 경우가 5.4名으로 不就業의 경우보다 높으며 非兩立職의 경우는 3.4名으로 훨씬 낮게 나타나고 있다. 非兩立職을 다시 細分해 보면 農村의 경우와 마찬가지로 販賣職從事者の 出產力이 5.0名으로 가장 높고⁸⁾ (不就業의 경우

7) 本研究에서는 廷의상 職種만으로 家事와의 兩立, 非兩立을 定義했으므로 완전한 구분이라 할 수는 없다. 이의 완전한 구분을 위해서는 從事上의 地位를 分類基準에 追加했어야 할 것이다. 특히 販賣職從事者 가운데는 小規模 自營業主나 家族從事者로서 家事와 兩立할 수 있는 就業女性이 포함되어 있을 것으로 보인다.

8) 註 7) 참조.

보다도 높다), 運輸·서비스職이 2.6名으로 中小都市婦人中 가장 낮은 出產力水準을 보이고 있다.

한편 각 教育水準別로 出產力과 就業狀態를 보았을 때도 教育程度에 따라 初等教育階層의 女性이 不就學의 경우보다 높은 出產率을 보인다. 일반적으로 出產力의 차이는 적지만 都市地域全體平均과 같은 類型을 가지고 있다. 즉, 教育水準에 상관없이 非兩立職, 不就業, 兩立職從事의 順으로 出產力가 낮게 나타나고 있다. 또한 非兩立職을 細分해 보았을 때도 마찬가지로 販賣職의 出產力가 가장 높으며 심지어 國民·中學校의 경우는 不就業의 경우보다도 出產力가 높게 나타나고 있다.

다. 大都市地域의 出產力

大都市地域의 婦人們은 위에서 언급했듯이 農村이나 中小都市地域의 婦人們에 비해 教育水準은 높고 就業率이 훨씬 낮은 반면, 就業의 類型은 職場과 家庭이 分離된 職種의 從事者가 더 많다.

就業婦人の 出產力은 <表 8>에서 보듯이 2.7名으로 不就業婦人の 4.3名에 비해 훨씬 낮으며(이 차이는 農村이나 中小都市의 경우보다 월등히 크다), 就業中 兩立職의 경우는 3.7名으로 非兩立職의 2.7名에 비해 많은 차이를 보이고 있다. 非兩立職을 다시 細分해 보았을 때도 農村·中小都市와 마찬가지로 販賣職이

<表 6> 就業狀態 및 教育水準別 合計既婚出產力：農村(1975年 현재)

	總 計	不就業	就 業						
			計	兩立職	非兩立職				
					小 計	事務職	販賣職	運輸· 서비스職	
總 計	5.50	5.35	5.62	5.93	4.08	3.29	5.10	3.40	3.86
不就學	5.66	5.45	5.86	6.24	3.94	—	4.63	2.40	4.64
國民學校	5.64	5.55	5.78	5.97	4.52	—	5.48	3.81	4.33
中學校	4.72	4.85	4.59	5.13	3.59	—	4.57	2.91	2.99
高等學校	4.46	4.68	3.97	4.72	3.62	3.29	4.53	3.63	2.39
專門學校 이상	3.45	3.58	3.29	—	3.00	3.48	—	—	2.51

註：—는 婦人數가 100名 미만

<表 7> 就業狀態 및 教育水準別 合計既婚出產力：中小都市(1975年 현재)

	總 計	不就業	就 業						
			計	兩立職	非兩立職				
					小 計	事務職	販賣職	運輸· 서비스職	
總 計	4.74	4.92	3.94	5.44	3.35	3.27	4.95	2.57	3.11
不就學	4.21	4.68	2.98	4.72	2.32	—	4.18	1.25	2.34
國民學校	5.07	5.23	4.36	5.50	3.64	2.23	5.38	2.78	3.44
中學校	4.49	4.63	3.73	5.45	3.43	2.51	4.92	2.69	3.21
高等學校	4.31	4.48	3.32	4.70	3.23	3.20	3.72	2.69	3.02
專門學校 이상	4.54	4.71	3.00	—	2.99	3.69	—	1.90	2.76

註：—는 婦人數가 100名 미만

3.4名의 出產力으로서 가장 높은 水準을 보이며 運輸·서비스職이 1.9名의 낮은 水準을 나타내고 있다.

教育程度에 따른 出產力의 차이는 中小都市의 경우보다는 크게 나타나며 中小都市 農村과 마찬가지로 國民學校의 경우가 不就學보다도 높은 出產力を 나타내고 있다. 就業狀態別出產力은 教育程度에 상관없이 같은 樣相을 보여 주어 不就業, 兩立職, 非兩立職의 順으로 높은 出產力を 나타낸다.

즉, 大都市婦人們의 경우 就業者的의 대부분이 非兩立職 從事者로서 이들의 出產力은 少數 低教育層 兩立職 從事者들이나 不就業者들에 비해 상당히 낮으며 이는 教育degree에 상관없이 비슷한 類型을 보이고 있다.

이상에서 地域別, 教育水準別 및 就業狀態別로 1975年 현재 우리나라의 可妊娠年齡 既婚婦人の 出產力を 알아 보았다. 비록 居住地別로 그리고 다시 이것을 教育水準別로 나누어 就業狀態와 出產力과의 관계를 볼으로써 居住地 및 教育degree에 의한 영향을 排除하고 就業活動與否로 인한 出產力의 차이를 일반적으로 알 수 있었으나 이들의相互關係를 좀더 간략

하고 명확하게 규명해 보기 위해서 非線型關係의 聯關係를 調査하는 데 알맞는 分析方法인 相關比(correlation ratio)를 사용하여 밝혀보기로 한다.

<表 9>는 教育水準, 居住地域 및 就業狀態 등 各變數들의 出產力水準에 대한 說明力과 他變數들의 영향력을 排除한 경우의 解釋력을 모두 보여 주고 있다. 1975年의 경우 他變數에 의한 영향을 排除하지 않은 單純相關比를 보면 教育水準이 .02로서 出產力과 가장 밀접한 相關關係를 보이는 것으로 나타나고 있다. 그러나 他變數에 의한 영향을 排除한 解釋력(eta²)의 경우는 就業狀態가 出產力 低下에 가장 많은 寄與를 한 것으로 보이고 있다. 이를 1970年과 비교하여 보면 就業·教育水準·居住地와 出產力과의 單純相關比는 비교적 떨어진 것으로 나타나고 있으나 擬似相關을 排除한 各變數의 出產力 低下에 대한 解釋력은 居住地가 상당히 떨어진 반면, 就業狀態와 教育水準은 증가된 것으로 나타나고 있다. 한편 이를 전체의 解釋력도 1970年의 28.9%에서 1975年的 31.2%로 많이 向上되었음을 볼 수 있다.

教育水準 및 就業狀態로 인한 영향력을排

<表 8> 就業狀態 및 教育水準別 合計既婚出產力：大都市(1975年 現재)

	總 計	不就業	就業						
			計	兩立職	非兩立職				
					小計	事務職	販賣職	運輸· 서비스職	勞動職
總 計	4.01	4.25	2.69	3.66	2.65	2.31	3.40	1.93	2.44
不就學	3.03	3.38	1.71	4.01	1.43	—	3.21	1.10	0.78
國民學校	4.27	4.59	2.80	3.27	2.77	—	3.60	1.81	2.57
中學校	4.08	4.30	2.80	—	2.79	—	3.49	2.30	2.38
高等學校	3.63	3.82	2.37	—	2.33	1.83	2.93	1.96	2.43
專門學校 이상	3.06	3.23	2.36	—	2.36	2.68	—	—	2.33

註: —는 婦人的 數가 100名 미만.

除하고도 나타나는 居住地의 차이로 인한 出產力의 차이는 다른 연구에서도 指摘했듯이 아직도 우리나라에서는 大家族制度 및 多子女規範에 대한 傳統的 價值가 都市에 비해 農村地域에 많이 殘存하고 있음을 示唆해 주고 있다. 따라서 이러한 傳統的 社會規範의 拂拭이 教育水準의 向上이나 非兩立職에의 就業機會의 擴大와 함께 중요한 出產力 低下의 手段이라고 볼 수 있다. 이러한 規範의인 것이나 教育·就業機會 외에도 農村과 都市의 構造의 차이점을 分析하여 出產力과의 聯關係를 밝혀내고 이를 政策的으로 補完해 나감이 필요할 것이다. 비록 이번 연구결과에서는 教育水準이 出產力에 큰 영향을 끼치지는 못한 것으로 나타났으나 教育水準 向上的 중요성은 구태여 언급할 필요가 없을 것이다. 教育水準의 向上은 비단 出產力에만 영향을 미칠 뿐만 아니라 社會全般에 걸쳐 人的 資源의 質的 水準을 높이는 데에 더욱 큰 意義가 있으며, 이는 또한 女性들로 하여금 家事非兩立職에의 進出을 용이케 하여 간접적으로 出產力의 低下에 기여할 수 있기 때문인 것이다.

3. 出產力水準의 變化에 影響을 미치는 要因

이상의 分析에서 우리는 1970年과 같이 1975년에도 婦人들의 教育程度, 居住地域 및 就業與否 등이 복합적으로 出產力水準에 영향을 미치고 있음을 보았다. 이제 우리는 이 5年동안 平均合計既婚出產率 5.5에서 4.9로 減少된 出產力의 變化에 이들 變數들이 얼마나 작용하였는가를 살펴 보기로 한다. 5年間에 平均 0.6이 減少된 出產力의 變化를 從屬變數로 하고 居住地域, 教育程度, 就業狀態의 3變數를 「더미」變數化하여 多重回歸分析(multiple regression analysis)을 한 결과 다음과 같은 方程式을 얻었다.

$$C = 2836.3 - 317.3D_2 - 1880.7R_1 - 582.1R_2 \\ + 2144.1E_1 + 2247.1E_2 + 1371.9E_3 \\ + 1200.3E_4 + 1431.1O_1 + 149.0O_2 \\ (R^2=.536, F=12.4 N=90)$$

〈表 10〉에서 나타난 바와 같이 과거 5年間에 걸쳐 전체 出產力 減少의 29.9%가 教育水準, 就業率 및 居住地 등의 構造의인 變化를

〈表 9〉 合計既婚出產力에 대한 就業狀態, 教育水準 및 居住地의 影響力(1970, 75年)

	就業狀態		教育水準		居住地	
	1970	1975	1970	1975	1970	1975
相關比(correlation ratio)	.020	.017	.020	.020	.010	.004
他變數影響 排除(eta ²) :						
居住地 (R)	.7	.8	.1	.4		
就業狀態 (O)			.1	.5	1.7	.5
教育水準 (E)	1.0	1.1			1.4	.7
R+E	.6	.8				
O+R			.4	.4		
O+E					1.0	.4

통해서 이루어졌음을 나타내며 이는 1% 水準에서 有意하게 나타나고 있다. 이들 각각의 寄與度를 보면 就業狀態의 變化가 19.1% 포인트, 教育水準의 向上이 17.5% 포인트를 나타냈으나 居住地의 變化는 -6.7% 포인트로서 오히려 出產力を 증가시키는 方向으로 작용하였다. 즉, 家事非兩立職에의 就業率 및 教育水準의 向上은 出產力의 低下에 큰 영향을 미쳤으나 農村에서 大都市로의 급격한 人口移動으로 特徵지위지는 70年代 이전과는 달리 1970~75年間에는 農村人口가 大都市보다는 中小都市로 더 많이 移動한 것으로 인해 居住地 變化는 오히려 出產力 低下에 逆作用을 한 것으로 보인다. 이는 1970年이나 1975년의 경우 모두 유사하게 3變數들 중 教育水準이 出產力水準과 가장 높은 相關性을 보였던 것과는 다른 결과를 示唆해 주는 것으로서 여기에서 우리는 다음과 같은 두 가지의 중요한 結論을 誘導해 낼 수 있다.

첫째, 1970年 및 1975年度의 出產力水準은

婦人의 教育程度, 就業與否 및 居住地域에 따라 다르며 이들 중 특히 教育程度의 高下에 따라 일반적으로 出產力水準에 차이가 많이 나타난다.

둘째, 그러나 變數들 자체의 構造的인 變化가 同期間中에 일어난 出產力 變化에 미친 영향력을 볼 때는 오히려 就業狀態의 變化가 出產力 變化에 가장 큰 寄與를 하였다.

VI. 結論

이제 우리는 이상의 分析에서, 序論에서 언급한 女性就業機會 增大가 出產力 억제의 가장 중요한 變數 중의 하나임을 立證하였다. 따라서 우리는 出產力を 低下시켜 人口成長을 억제코자 하는 人口政策的 立場에서 볼 때, 더 우기 人口政策을 諸般 社會·經濟發展目標와 연관시키고자 할 때에는 長期的인 효과를 목

〈表 10〉 1970~75年間 出產力 低下에 미친 就業狀態·居住地 및 教育水準 變化의 影響力

	係數	標準誤差	% 分布		% 寄與度
			1970	1975	
年度「더미」(D_2)	-317.3	247.3			
居住地域					-6.7
大都市 (R_1)	-1830.7	302.9	27.6	17.9	
中小都市 (R_2)	-582.1	302.9	13.8	39.0	
教育水準					17.5
不就學 (E_1)	2144.1	391.0	27.6	15.7	
國民學校 (E_2)	2247.1	391.0	51.7	53.3	
中學校 (E_3)	1371.9	391.0	11.5	17.6	
高等學校 (E_4)	1200.3	391.0	7.1	10.6	
就業狀態					19.1
不就業 (O_1)	1431.1	302.9	67.5	60.1	
家事兩立職 (O_2)	149.0	302.9	22.5	25.0	
其他	—	—	—	—	70.1
出產力			535.8	492.3	100.0

적으로 하는 教育水準의 向上은 물론이지만 무엇보다도 시급하고 중요한 점은 女性就業機會의 擴大라고 結論 지을 수 있다. 특히 人力需要가 急增하고 있는 此際에 바람직한 政策手段으로서 女性에게 就業機會 특히 家事非兩立職에의 就業機會를 擴大하고 이를 뒷받침하기 위한 女性技術教育을 強化할 수 있는 方案이 또한 마련되어져야 할 것이다. 여기에는 물론 就業의 機會뿐 아니라 女性으로 하여금

家庭生活과 並行하여 家事非兩立職에도 就業할 수 있는 諸般與件, 예컨대 託兒所施設이나 既婚女性을 위한 時間制 雇傭 등의 社會 서비스나 制度의 改善 내지 改編이 뒤따라야 할 것이다. 이는 또한 巨視的 次元에서 볼 때 出產力水準의 低下는 물론 國家가 投資해 놓은 女性潛在人力을 國家經濟 발전에 직접 활용케 한다는 二重의 효과를 기대할 수도 있다는 점에서 그 價値를 가질 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◇

經濟企劃院, 『1970 總人口 및 住宅調查報告』, 1972.

_____, 『1975 總人口 및 住宅調查報告』, 1978.

洪思媛, 『韓國의 人口와 人口政策』, 韓國開發研究院, 1978.

洪思媛·韓仁淑, 「韓國女性의 就業狀態와 出產力: 1970」, 未刊行資料.

Bindary, Aziz, B. Colin and T.H. Hollingsworth, "Urban-Rural Differences in the Relationship between Women's Employment and Fertility: A Preliminary Study," *Journal of Biosocial Science*, 1973, Vol. 5, pp. 159—167.

Birdsall, Nancy, "Women and Population Studies," *Signs*, 1976, Vol. 1, No. 3 (Spring), pp. 699—712.

Blau, P.M. and O.D. Duncan, *The American Occupational Structure*, N.Y.: John Wiley and Sons, 1967.

Buvinic, Mayra, *Women and World Development—An Annotated Bibliography*, Washington, D.C.: Overseas Development Council, 1976.

Cho, L.J., W.H. Grabill and D.J. Bogue,

Differential Current Fertility in the United States, Chicago: University of Chicago Press, 1970.

Colver, O. Andrew, "Women's Work Participation and Fertility in Metropolitan Areas," *Demography*, 1968, Vol. 5, No. 1, pp. 55—60.

Concepcion, Mercedes B., "Female Labor Force Participation and Fertility," *International Labor Review*, 1974, Vol. 109, No. 5—6, pp. 503—517.

Dixon, Ruth B., "Women's Rights and Fertility," *Reports on Population Family Planning*, 1975, No. 17 (January).

Driver, E.D., *Differential Fertility in Central India*, New Jersey: Princeton University Press, 1963.

Freedman, R., *The Sociology of Fertility*, N.Y.: John Wiley and Sons, 1975.

Gille, Halvor, "Summary Review of Fertility Differentials in Developed Countries," *International Population Conference, London* (Liege, 1971), 1969, Vol. III, pp. 2018—2019.

Gendell, M., "Fertility and Development in

- Brazil," *Demography*, 1967, Vol. 4, pp. 143—57.
- Goldstein, Sidney, "The Influence of Labor Force Participation and Education on Fertility in Thailand," *Population Studies*, 1972, Vol. 26, No. 3(November), pp. 419—436.
- Heer, D.M. and E.S. Turner, "Areal Difference in Latin American Fertility," *Population Studies*, 1965, Vol. 18, pp. 279 —292.
- Hoffman, Lois W., "The Employment of Women, Education, and Fertility" *Merril-Palmer Quarterly of Behavior and Development*, 1974, Vol. 20, pp. 99—119
- Lee, Hyo-Chai and H. Cho, "Fertility and Women's Labor Force Participation in Korea," *Recent Empirical Findings in Fertility: Korea, Nigeria, Tunisia, Venezuela, Philippines*, Washington, D. C.: Smithsonian Institution, 1976, pp. 1 — 26.
- Piepmeyer, K. B. and T.S. Adkins, "The Status of Women and Fertility," *Journal of Biosocial Science*, 1973, Vol. 5, pp. 507—520.
- Stycos, J.M., "Female Employment and Fertility in Lima, Peru," *Milbank Memorial Fund Quarterly*, 1965, Vol. 43, pp. 42—54.
- Ware, Helen, "The Relevance of Changes in Women's Roles to Fertility Behaviour: The African Evidence," *The Population Council*, New York: 1975.
- Weller, R.H., "The Employment of Wives, Role Incompatibility and Fertility: A Study among Lower and Middle Class Residents of San Juan, Puerto Rico," *Milbank Memorial Fund Quarterly*, 1968, Vol. 46.
- Zarate, A.O., "Fertility in Urban Areas of Mexico: Implications for the Theory of Demographic Transition," *Demography*, 1967, Vol. 4, pp. 354—376.

國際商品 價格安定을 위한 適正調節理論의 適用

李 焰

-▷ 目 次 ◇
- I. 序 論
 - II. 國際商品政策의 最近動向
 - III. 適正制御理論을 應用한
備蓄量 算出模型
 - IV. 事例研究
 - V. 要約 및 結論

I. 序 論

國際商品市場에서 1次產品의 交易은 國際政治 및 經濟分野에서 中요한 問題로 浮上되고 있다. 一般적으로 2次產品의 輸出市場이 先進國에 의하여 支配되고 있는 반면에 대부분의 1次產品은 開發途上國에 의해 輸出되고 있다. 따라서 農產品 및 鎳產品의 輸出이 開發途上國 外貨獲得의 中요한 源泉이 되고 있으며 또한 先進國의 대부분이 主要物資의 供給을 輸入에 依存하고 있으므로 1次產品의 交易條件은 世界 各國의 中요한 政策課題가 되고 있다. 輸

出國의 立場에서는 價格의 騰落을 事前에 예방하고 유리한 價格條件下에서 지속적인 外貨獲得을 하기 위하여 諸手段을 강구하고 있으며 輸入國의 立場에서는 안정된 價格으로 주요 戰略物資의 必要量을 適時에 확보하기 위하여 역시 여러가지 經濟 및 外交政策을 모색하고 있다.

이러한 主要資源의 國際交易에 대한 관심이 최근에 더욱 높아가고 있는 것은 1973年 主要產油國(OPEC)이 실시한 Embargo에 따른 油價波動과 이로 인한 世界經濟의 沈滯는 資源輸入依存國에게 經濟危機意識을 造成하였고, 또한 1973~75年 Commodity Boom期間中 主要 1次產品의 國際價格이 全般的으로 急騰하여 대부분의 資源輸入國들은 資源交易政策을 재검토하게 되었으며 1970年 이후의 紛作으로 인해 美國의 주요 穀物生產量이 감소됨에 따라 食糧不足에 대한 危機意識이 일부 國家들에 造成됨으로써 食糧을 포함한 資源에 대한 각국의 관심은 한층 더 높아가고 있다. 또 다른 원인으로 지적될 수 있는 것은 현재 107個

國이상의 會員으로 構成되어 있는 第3世界圈(非同盟國家圈)의 國際政治勢力이 強化되어 世界經濟의 南北問題를 解決하기 위한 新經濟秩序(new economic order)의 確立을 주張하게 되었는데, 會員國의 大부분이 資源輸出國으로서 輸出價格의 波動을 방지하고 外貨獲得의 增大를 위하여 일련의 交易政策을 제안하고 있다.

이러한 經濟情勢의 变화에 대응하여 世界資源市場의 안정을 위한 여러가지 政策이 提示되고 있다. 이 중에서 관심의 대상이 되고 있는 方案으로 특기할만한 것은 主要食糧 및 資源品目에 대하여 國際規模의 備蓄政策을 실시하자는 것이다. 食糧部門에서는 FAO(Food and Agricultural Organization of United Nations)를 중심으로 1974年 로마 總會 이후 主要穀物의 備蓄政策이 계속 논의되고 있으며, 기타 農產物 및 資源部門에서는 UNCTAD(United Nations Conference on Trade and Development)가 1964年 조직된 이후 國際資源交易問題에 대한 政策立案을 主導하고 있는 바 최근 1974年 나이로비總會에서 「商品交易에 관한 綜合對策」(Integrated Program for Commodities)을 제안하게 되었다. 이의 구체적인 내용은 다음 章에서 검토되겠지만 政策의 侧面에서 核心을 이루고 있는 課題는 主要 1次產品에 대하여 일괄적으로 「共同基金」(common fund)을 造成하고 國際規模의 備蓄政策을 실시하고자 하는 것이다. 이러한 움직임에 비추어 備蓄政策은 國際商品市場의 안정을 기하는 효율적이고도 실천적인 方案으로 舉論되고 있다.

經濟理論의 侧面에서 고려할 때 備蓄政策은 여러가지 흥미로운 要素를 內包하고 있다.

첫째, 備蓄政策의 經濟的 當爲性이 問題가 된다. 개괄적으로 自由經濟體制에서 價格의 효율적인 資源分配機能은 매우 重要視되고 있다. 따라서 備蓄政策으로 인한 人爲의 需給調節은 이러한 價格의 機能을 沮害하고 市場經濟의 非效率을 초래하게 된다는 우려가 지적되고 있다.

둘째, 備蓄政策으로 인한 價格安定이 經濟行爲 當事者間의 利益分配에 미치는 영향이 중요한 問題가 된다. 國際經濟下에서는 輸出國과 輸入國의 利害가 相衝할 수 있으며, 國內經濟下에서는 生產者와 消費者間의 厚生分配이 政策變數로서 擡頭되기 때문이다.

세째, 備蓄政策을 效率적으로 運用하고 所期의 목적을 달성하기 위해서는 適正備蓄量의合理的 算出이 문제되고 있어 備蓄量 算出을 위한 方法論이 理論과 實際面에서 學界의 中요한 關心事が 되고 있다.

上述한 背景下에서 本論文은 다음과 같이構成되고 있다. 먼저 Ⅱ章에서 國際交易市場의 不安定性과 國際商品政策의 최근 動向이 검토되고 있다. Ⅲ章에서 適正備蓄量 算出의 數量技法에 관한 文獻을 검토하고 適正制御理論(optimal control theory)을 應用한 方法論을 소개한다. Ⅳ章의 事例研究에서 UNCTAD가 推進하고 있는 共同備蓄制의 對象品目中主宗商品인 코코아, 커피, 朱錫과 銅의 適正備蓄量을 算出하고 또한 備蓄政策에 관련한諸問題가 검토되고 있으며 마지막으로 Ⅴ章은 要約과 結論으로 이어진다.

II. 國際商品政策의 最近動向

1次產品의 國際交易市場은 일반적으로 2次產品에 비하여 市場價格의 騰落이 심한 趨勢를 보이고 있다. 이러한 現象은 1次產品이 지니는 몇가지 特性으로 설명할 수 있다. 農產品의 경우 生產量이 氣象條件에 따라 크게 좌우되며 生產能力의 任意的인 調節이 短期間에는 불가능하므로 生產面에서 自然條件의 不確實性이 크게 介在되어 있다. 또한 대부분의 農產品需要가 價格에 대하여 非彈力의으로 生產量의 供給水準에 따라 價格의 騰落이 격심한 현상을 보이고 있다. 鑛產品의 경우도 이와 類似한 현상을 보이고 있다. 地下資源의 生產이 短期間에는 한정되어 있고 設備投資의 懷姪期間이 길어 生產의 硬直性이 높고 需要面에서 대부분의 鑛產品이 製造業의 主要原料로 사용되므로 역시 價格에 대하여 非彈力性을 보이고 있다. 기타 中間商人의 價格操作과 原產地의 政勢不安(특히 아프리카의 경우)으로 인한 價格波動이 빈번하게 발생하고 있다. 예를 들어 主要 1次產品의 價格變動幅은 1950~75年期間中 54.9~194.7(코코아), 100.0~285.3(銅) 혹은 26.8~153.5(米穀) 등으로 격심한 騰落을 보이고 있고 價格變動指數는 같은 期間中 대부분의 商品이 0.25 이상의 수준을 보이고 있으며 最低 0.14(보리)에서 最高 0.61(原糖)의 變動趨勢를 나타내고 있다.

이러한 價格의 騰落現象은 資源輸出國의 입장에서 外貨收入의 偶發的인 변동을 수반하게

된다. 1975年 統計에 의하면 主要 15개 1次產品의 後進國 輸出額은 약 1,580億弗에 이르고 있다. 또한 8개 品目의 80% 이상을 開發途上國에서 輸出하고 있으며 輸出金額變動指數는 1950~75年期間中 最高 31.1(보리)에서 最低 6.0(茶) 수준을 보이고 있다. 商品價格과 輸出收入의 不確實性은 脆弱性을 지닌 後進國經濟全般에 걸쳐 여러가지 문제점을 惹起시킨다. 우선 지적될 수 있는 것은 價格의 經濟外的要因에 의한 变동은 효율적인 資源分配을 위한 價格機能을 마비시켜 社會厚生의 損失을 초래한다. 또한 不確實性으로 인한 높은 危險負擔率은 供給의 圓滑化를 기하는 長期投資를 沮害하는 主要要因으로 看做되고 있다. 아울러 輸出收入의 變動 및 不確實性은 外換保有高가 항상 經濟發展計劃의 隘路를 이루고 있는 開發途上國에게 막대한 計劃蹉跌과 損失을 주고 있다.

이러한 諸問題點을 인식하고 國際商品市場의 불안정으로 인한 부작용을 최소화로 줄이고자 輸出入 當事國間에 여러가지 형태의 國際商品協定(International Commodity Agreement)이 今世紀 초반부터 계속 검토, 추진되어 왔으며 一部品目에 대하여는 協定이 締結되어 실시된 바 있다. 예를 들어 國際朱錫協定(International Tin Agreement)은 戰後 5次에 걸쳐 更新되어 지금까지 지속되고 있으며 備蓄政策과 輸出割當制(export quota)를 효과적으로 運用하여 國際商品協定의 성공적인 실례로 指目되고 있다. 또한 UN의 主導로 主要品目에 대한 商品協定의 可能性이 면밀히 調査·研究되어 왔고 1964年 UNCTAD의 發足과 더불어 이 기관을 主軸으로 國際商品政策을 위한 諸方案이 다각적으로 제시되고 있다.

이러한 최근의 동향을 다음과 같이 要約할 수 있겠다.

1. 外貨收入의 變動에 대한 補填政策

이政策은 1963年 國際通貨基金(IMF)이 채택하여 國際商品市場의 불안정으로 인한 外貨收入의 變動을 相殺하고자 基金으로부터 一定額을 融資形式으로 該當國家에게 提供하였다. 그러나 基金運用要綱이 매우 엄격하여 별로 호응을 얻지 못하였으나, 基金의 보다 적극적 사용을 목적으로 1975年에 本政策의 運用要綱을 改編함으로써 현재는 활발히 이용되고 있다. 최근에 이와 類似한 政策, 소위 「STABEX制度」를 EEC(유럽經濟共同機構)가 실시하고 있으며 현재 아프리카 및 太平洋地域의 約52個國이 혜택을 받고 있다(Goreux, 1977). 전반적으로 資源의 海外依存度가 높은 EEC會員國은 이와 같은 商品通商政策을 통하여 戰略資源의 供給源을 확보하고 있다.

2. 美國의 對外商品政策

美國은 유럽諸國에 비하여 天然資源이 비교적 풍부하지만 역시 막대한 輸入依存度를 보이고 있다. 전통적으로 美國의 通商政策은 自由競爭體制下에서 利潤의 極大化를 추구하는 企業精神을 토대로 市場의 價格機能에 초점을 두고 있다(U.S Congress, 1975). 따라서 國際商品協定을 통한 人爲的인 市場의 調節 및 統制를 반대하여 왔다. 이러한 美國의 立場은 닉슨大統領 在任時 「키신저」國務長官에 의하여 提唱된 「世界資源銀行」의 設立案에 잘 반

영되고 있다. 결국 市場에 대한 短期의이며 직접적인 간섭을 排除하고 長期의이며 간접적인 方법으로 國際資源市場의 불안정을 극복하고 生產國의 이익을 보장하자는 의도로 해석되고 있다. 그러나 최근 美國의 商品通商政策은 이러한 전통적인 태도를 벗어나 國際商品協定에 점차적으로 참가하는 방향을 모색하고 있다. 예를 들어 1975年에 更新된 第5次 國際朱錫協定에 會員國으로 加入하였으며 UNCTAD에서 推進하고 있는 「綜合商品政策」에도 긍정적인 반응을 보이고 있다. 이러한 美國의 政策變化는 「오일·쇼크」와 Commodity Boom 이후 資源外交의 필요성을 반영한 것으로 풀이될 수 있겠다.

3. UNCTAD의 綜合商品 政策方案

前述한 바와 같이 UNCTAD는 國際商品市場의 안정을 목적으로 1974年 나이로비總會에서 綜合商品政策方案(이하 「綜合方案」)을 提示한 바 있다. 綜合方案의 主要內容은 다음과 같은 네 가지 항목으로構成되어 있다.

첫째, 長期價格政策으로서 1次產品의 價格水準을 향상하고자 工商品價格과 並行하여 交易條件을 長期의으로 策定하자는 價格連動制方案을 提示하고 있다(UNCTAD, 1974).

둘째, IMF와 EEC에서 채택하고 있는 輸出收入의 變動에 대한 补填政策을 확대하고자 모색하고 있다.

세째, 共同基金(common fund)으로서 美貨 약 60億弗相當을 造成하여 이 중 50億弗은 備蓄制 運用資金으로, 그리고 10億弗은 商品開發基金으로 하자는 내용이다.

네째, 대부분이開發途上國에 있는資源輸出國의經濟開發과輸出多邊化를 위한 일반적인諸方案이提示되고 있다.綜合商品政策의對象品目으로 코코아, 커피, 차, 棉花, 鞣皮纖維(hard-fiber), 麻, 天然고무, 原糖, 銅, 朱錫 등 10개商品이主宗을 이루고 있으며牛肉, 鐵(ironore), 바나나, 보오크사이트, 망간, 硫黃, 木材, 植物性油脂 등의 8개品目이追加로 고려되고 있다.

UNCTAD의提案에 의하면 이들 10개主宗商品에 대하여共同으로備蓄政策을 실시함으로써運用資金을節約할 수 있다고 한다. 이와 같은 주장은各商品의價格變動이偶發的인 현상을 보일 때, 예를 들어 일부商品價格은騰貴하고 일부商品價格은下落할 때備蓄量의販賣와購入이 동시에 발생하므로備蓄基金의絕對必要額을 줄일 수 있다는 것이다(UNCTAD, 1974).

上記內容中 10개主要商品에 대한共同備蓄政策이 가장 관심의 대상이 되고 있으며 이提案에 대하여 전문가들은 각기意見을 달리하고 있다. 먼저 반대의立場을 살펴보면 이려한政策은 결정적으로國際商品價格을人爲的으로높게策定하여生產國의利益만을 추구하게 되며損益面에서費用의利益을 초과한다고 주장하고 있다(McNicol, 1978). 반면에 찬성의立場은備蓄政策의價格安定을 위한 가장효율적인방안이며數個商品을 공동으로備蓄할 때 UNCTAD의 주장과 같이所要資金을 줄일 수 있다고 한다(Behrman 1977). 실제로備蓄政策을運用하는 데 있어價格安定의목표가되는基準價格(target price)을設定하는 문제가 매우중요하다. 그 이유로서價格變動이經濟的要素에起因할 때는價格

安定政策이 의미가 없게 되며,價格變動이經濟外의要素나短期의不確實要因에緣由할 때는備蓄政策의經濟的合理性이 인정되므로世界商品市場의備蓄政策에대한贊反論爭은결국價格安定의基準價格의長期趨勢值를算定하는方法論에歸着된다. 왜냐하면基準價格을生產國의利益을옹호하기위하여任意로長期趨勢價格보다높게策定하게되면備蓄政策은所期의목적을달성할수없게된다.

이와관련하여長期趨勢價格과이를基準으로하여適正備蓄量을算出하는방법이IV章에서紹介되고있다.

III. 適正制御理論을應用한 備蓄量算出模型

商品의適正備蓄量을科學的으로算出하기위하여다음과같은과정이요구된다. 먼저해당商品市場의計量model을작성하고各變數의係數를計算하여計量model을이루는聯立方程式의체계가전반적으로評價또는證明되어야한다. 이와같이計量model이주어지면, 다음단계에서備蓄量의算出이가능하게된다. 지금까지學界에서널리적용되는방법으로Simulation技法과Optimization技法을들수있다. 먼저이두가지計算技法을검토하고다음에適正制御theory을應用한備蓄量算出model을설명하고자한다.

1. Simulation 技法

이 방법에 의하면 먼저 備蓄政策이 시행되기 이전의 需給量을 實測 혹은豫測한 다음 일정한 備蓄公式(storage rule)에 의거하여 適正備蓄量을 算出한다. 備蓄公式은 數量公式(quality rule)과 價格公式(price rule)으로 大別되고 있으며 前者에 의하면 다음과 같은 備蓄量이 算出되어진다.

$$X_t = Q_t - \bar{Q}_t \quad \dots \quad (3.1)$$

X_t =備蓄量

Q_t =生產量

\bar{Q}_t =基準生產量

이 공식에 의하면 該當商品의 市場價格과 관계없이 生產量이 基準值를 미달할 경우 差異數量을 備蓄在庫에서 供給하고 基準值를 초과할 경우 差異數量을 購入·備蓄하게 된다 (Tweeten, 1973; Reutlinger, 1975).

이와 대조적으로 價格公式은 다음과 같은 備蓄量을 算出한다.

$$X_t = k(P_t - \bar{P}_t) \quad \dots \quad (3.2)$$

P_t =市場價格

\bar{P}_t =基準價格

k =備蓄係數

이 공식에 의하면 市場價格이 基準值를 上廻할 경우 一定量을 放出하고 반대로 市場價格이 基準值를 下廻할 경우 一定量을 購入하게 된다 (UNCTAD, 1975; Cochrane and Danin, 1976; Behrman, 1977). 따라서 備蓄量은 價格의 函数가 된다.

이와 같은 Simulation 技法은 일반적으로 計算이 용이하여 비교적 간편하게 商品市場의

動態와 必要備蓄量을 分析할 수 있다. 그러나 數量公式이나 價格公式은 政策立案의 立場에서 광범위하게 적용하는 데 여러가지 難點이 있다. 예를 들어 備蓄政策의 목표가 消費者保護에 있을 때 數量公式과 價格公式中 政策手段을 擇一해야 될 경우 아무런 解答을 얻을 수 없다. 이러한 短點은 Optimization 技法을 應用함으로써 补完할 수 있다.

2. Optimization 技法

이 技法에 의하면 政策目標가 目的函數로서 구체적으로 表현되며 各商品市場을 計量化한 聯立方程式이 條件方程式으로 주어지게 된다. 따라서 주어진 目的函數를 極大化 혹은 極小化하는 過程에서 備蓄量이 算出되므로 政策目標가 備蓄量算出의 主要決定要因이 되고 있다. 예를 들어 다음과 같은 간단한 靜態市場模型을 引用한다.

$$D = a - bp \quad (\text{需要函數}) \quad \dots \quad (3.3)$$

$$S = c + dp + X \quad (\text{供給函數}) \quad \dots \quad (3.4)$$

$$S = D \quad (\text{需給均衡의 恒等式}) \quad \dots \quad (3.5)$$

P =市場價格

X =備蓄量의 放出 혹은 購入

保管費用이 발생하지 않는다고 假定할 때 政策目標가 消費者剩餘(consumer surplus)를 極大化하는 目的函數는 다음과 같다.

$$\text{Maximize} \int_{a/b}^p (a - bp) dp \quad \dots \quad (3.6)$$

條件方程式으로 (3.3), (3.4), (3.5)를 代入하여 구한 解答은 다음과 같다.

$$X = \frac{a}{b(b+a)} + (c-a) \quad \dots \quad (3.7)$$

이 경우 備蓄量은 다른 與件이 일정하면

(ceteris paribus), 需要函數와 供給函數에 포함된 價格係數의 減少函數가 된다. 즉, 需要와 供給이 價格에 대하여 彈力性이 클수록 備蓄量은 減少하게 된다. 반면에 政策目標가 市場價格과 基準價格(target price)의 乖離를 極小化하는 데 있다면 目的函數는 다음과 같다.

$$\text{Minimize } W = (\bar{p} - p)^2 \dots \dots \dots \quad (3.8)$$

\bar{p} =基準價格

條件方程式으로 (3.3), (3.4), (3.5)를 代入하여 해답을 구하면 (3.9)와 같다.

$$X = -(b+d)(\bar{p} - p) \dots \dots \dots \quad (3.9)$$

方程式 (3.9)에 의하면 備蓄量은 다른 여건이 일정하면, 需要函數와 供給函數에 주어진 價格係數의 增加函數로 표현되고 있으며, 이와 같은 結論은 備蓄方程式 (3.7)과 상반된 현상을 보이고 있다. 이와 같이 政策目標의 設定은 適正備蓄量을 결정하는 데 중요한 역할을 하고 있다.

이 技法에서 問題가 되는 것은 目的函數의 설정에 있다. 흔히 통용되는 방법으로 經濟剩餘(economic surplus) 概念을 導入하여 消費者剩餘 혹은 生產者剩餘로 표현되는 社會福祉의 極大化가 政策目標로서 策定되고 있다 (Gustafson, 1957; Tweeten, 1973; Johnson and Sumner, 1976). 일 반적으로 經濟政策이 社會福祉에 미치는 영향을 分析하기 위하여 經濟剩餘概念이 分析手段으로서 빈번히 채택되고 있고 또한 이에 대한 이론적 타당성은 인정되고 있으나 여러가지 측면에서 제약을 받고 있다(Currie et al, 1971). 우선 지적되는 것은 經濟剩餘概念이 短期의이며 部分均衡(partial equilibrium)의 범주에 귀속되므로 社會福祉를 代辦하기에 적합하지 않다는 것이다. 따라서

長期의이며 一般均衡(general equilibrium)의 관점에서 合理의인 分析手段이 好망되고 있다. 이러한 理論上의 虛點을迂迴하면서 실제 면에서 간편하게 이용될 수 있는 것은 價格의 長期趨勢值를 파악, 계산하고 실제 市場價格과 趨勢值와의 차이를 極小化하는 目的函數를 설정하는 방법이다. 여기서 問題가 되는 것은 이와 같은 政策目標의 策定이 社會福祉에 미치는 영향이라 하겠다. 短期市場價格의 變動을 안정시키는 物價政策은 經濟學者間에 많은 논란의 대상이 되어 왔다(Turnavsky, 1978). 이러한 價格安定政策이 消費者와 生產者 혹은 輸出國과 輸入國間의 利益配分問題와 전체적인 社會福祉의 향상에 미치는 영향이 論爭의 焦點이 되고 있다. 各學者들은 分析模型의 가정에 따라 結論을 달리 하고 있고 현재 論難中에 있으므로 定說을 소개하기는 어려우나 일 반적으로 Samuelson (1972) 教授의 理論이 널리 인정받고 있다. 즉, 價格安定政策은 長期의이며 一般均衡의 관점에서 社會厚生을 極大化한다는 주장이다. 따라서 短期市場價格을 趨勢值에 안정시키고자 하는 目的函數는 결과적으로 社會福祉를 極大化하고자 하는 政策目標를 計量化하는 技法이라 할 수 있겠다.

3. 適正備蓄量 算出模型

Optimization 技法을 動態의인 관점에서 일반화한 것으로 適正制御理論(이하 「制御理論」)을 설명할 수 있다. 制御理論은 電氣工學 및 航空工學 分野에서 널리 應用되어 왔으며, 최근 經濟問題에 광범위하게 적용되고 있다(Chow, 1975; Aoki, 1978). 制御理論의 여러가지 模型中에서 가장 많이 應用되는 것은 L-Q模型,

즉, 線型條件方程式과 2次 目的函數(quadratic objective function)가 주어진 것으로 항상 정확한 해답을 얻을 수 있으며 計算過程이 비교적 용이하다. Chow(1975) 教授는 L-Q 模型을 기초로 하여 非線型模型(non-linear system)과 適應制御模型(adaptive control system)의 計算技法을 동시에 提示하고 있다¹⁾.

國際商品市場의 需給 및 價格의 行態를 표시한 動態計量數式(distributed lag model)의 一般模型은 다음과 같다.

$$X_t - \Phi_1 X_{t-1} - \cdots - \Phi_i X_{t-i} = \Psi_0 U_t + \Psi_1 U_{t-1} \cdots + \Psi_j U_{t-j} \quad (3.10)$$

$X = m \times 1$ 自生變數 Vector

$U = n \times 1$ 政策變數 Vector

$\Phi = n \times m$ 係數行列

$\Psi = m \times n$ 係數行列

上記 高次定差方程式은 다음과 같이 1次定差方程式으로 轉換할 수 있다²⁾.

$$\text{즉, } X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Psi_1 U_t \quad (3.11)$$

계획기간 중 目的函數의 一般數式은 (3.12)와 같다.

$$W = \sum_{t=1}^T f(X_t, U_t, t) \quad (3.12)$$

따라서 備蓄價의 算出은 (3.11)을 條件方程式으로 하여 (3.12)式을 極大化 혹은 極小化하는 過程에서 다음과 같이 算出된다.

1) L-Q 模型은 電氣工學에서 Linear Regulator Problem 으로 알려져 있음. Princeton 大 Chow 教授팀이 개발한 L-Q 문제의 解答을 위한 Computer Program에 의해 本論文의 문제가 계산되었으며, 현재 KDI 電算室에 備置되어 있음.

2) Kenkel(1974), p.344; Chow(1975), p.153 참조.

3) 联立方程式의 動態의 安定性(stability)은 Φ 行列式의 根(λ)이 $|\lambda_i| \leq 1$ 이어야 하며 制御可能牲(controlability)은 行列式 $[\Phi, \Psi\Phi, \dots, \Psi^{(n-1)}\Phi]$ 의 Rank가 n 보다 작아야 함. Chen(1967) 참조.

4) Chow(1975), pp.157~170.

$$U_t = G_t x_{t-1} + g_t \quad (3.13)$$

U_t = 備蓄量

G_t = 換流利得行列

g_t = 追跡要素

上述한 바와 같이 線型方程式 在制下에서 目的函數가 2차인 경우 구체적인 計算技法⁴⁾은 생략하고 備蓄量算出方程式의 實際數式을 고찰하고자 한다.

商品市場을 計量化한 模型에 의하여 다음과 같이 구분할 수 있다.

가. 價格方程式을 간접적으로 算出하는 경우(이하 「모델 A」)

Nerlove(1957)의 部分調整(partial adjustment) 모델을 근거로 하여 需要, 供給 및 在庫(stock) 函数를 편의상 간략하게 표현해 보면 다음과 같다.

$$\text{供給函數: } Q_t = a_0 Q_{t-1} + a_1 P_t + a_2 P_{t-1} \quad (3.14)$$

$$\text{需要函數: } D_t = b_0 D_{t-1} - b_1 P_t \quad (3.15)$$

$$\text{在庫函數: } SK_t = C_0 SK_{t-1} - C_1 P_t \quad (3.16)$$

Q = 供給量

D = 需要量

SK = 在庫量

P = 市場價格

價格方程式은 備蓄量(U_t) 調節 이 후 需給均衡等式으로부터 간접적으로 計算된다.

$$\begin{aligned} \text{需給均衡等式: } & Q_t + SK_{t-1} \\ & = D_t + SK_t + U_t \end{aligned} \quad (3.17)$$

(3.17)에 (3.14)과 (3.15)를 代入하면

$$\begin{aligned} \text{價格方程式: } & P_t = -d_0 Q_{t-1} - d_1 P_{t-1} \\ & + d_2 SK_{t-1} + d_3 D_{t-1} + d_4 U_t \end{aligned} \quad (3.18)$$

$$d_0 = \frac{a_0}{a_1 + b_1 + c_1}$$

$$d_1 = \frac{a_1}{a_1 + b_1 + c_1}$$

$$d_2 = \frac{c_0 - 1}{a_1 + b_1 + c_1}$$

$$d_3 = \frac{b_0}{a_1 + b_1 + c_1}$$

$$d_4 = \frac{1}{a_1 + b_1 + c_1}$$

위의 聯立方程式(3.17은 제외)을 1次定差方
程式으로 再整理하면 다음과 같다.

$$X_t = AX_{t-1} + BU_t \quad \dots \quad (3.19)$$

$$X = \begin{bmatrix} Q \\ D \\ SK \\ P \end{bmatrix}$$

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & -a_1 \\ 0 & 1 & 0 & b_1 \\ 0 & 1 & 1 & c_1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} a_0 & 0 & 0 & a_2 \\ 0 & b_0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & c_0 & 0 \\ -d_1 & d_3 & -d_2 & -d_0 \end{bmatrix}$$

$$B = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & -a_1 \\ 0 & 1 & 0 & b_1 \\ 0 & 0 & 1 & c_1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ d_4 \end{bmatrix}$$

短期市場價格을 趨勢價格에 안정시키고자
하는 政策目標를 策定할 경우 目的函數는 다
음과 같다.

$$W = \sum_{t=1}^T (P_t - \bar{P}_t)^2 \quad \dots \quad (3.20)$$

\bar{P}_t =趨勢價格

(3.19)를 條件方程式으로 目的函數 (3.20)
을 極小化하면 備蓄方程式은⁵⁾

$$U_t = G_t X_{t-1} + g_t \quad \dots \quad (3.21)$$

$$G_t = -\frac{1}{d_4} \begin{bmatrix} -d_1 \\ d_3 \\ -d_2 \\ d_0 \end{bmatrix}, \quad g_t = \frac{1}{d_4} \cdot P_t$$

$$\begin{aligned} \therefore U_t &= -\frac{1}{d_4} \begin{bmatrix} -d_1 \\ d_3 \\ -d_2 \\ d_0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Q_{t-1} \\ D_{t-1} \\ SK_{t-1} \\ P_{t-1} \end{bmatrix} + \frac{P_t}{d_4} \\ &= -\frac{1}{d_4} (P_t - \bar{P}_t) \\ &= -\delta_1 (P_t - \bar{P}_t), \quad \delta_1 = a_1 + b_1 + c_1 \end{aligned}$$

따라서 모델 A의 備蓄方程式에 의하면 備蓄
量은 短期市場價格, 趨勢價格, 그리고 需給
및 在庫函數의 價格係數에 따라 결정된다.

나. 價格方程式을 直接 算出하는 경우(이하
「모델 B」)

이 방법에 의하면 價格方程式을 時系列資料
에서 直接 算出하고 需給均衡恒等式으로 移越
在庫를 計算한다. 各方程式을 편의상 간략하
게 표현하면 다음과 같다(需要 및 供給方程式
은 모델 A와 같음).

$$\text{價格方程式 : } P_t = -C_0 (SK_t - SK_{t-1}) \quad \dots \quad (3.22)$$

$$\begin{aligned} \text{在庫恒等式 : } SK_t &= SK_{t-1} + Q_t - D_t \\ &\quad - U_t \quad \dots \quad (3.23) \end{aligned}$$

前記한 절차를 밟아 모델 B의 備蓄量方程
式을 誘導하면 다음과 같다.

$$U_t = G_t X_{t-1} + g_t \quad \dots \quad (3.24)$$

$$G_t = -\left[\frac{1 + a_1 c_0 + b_1 c_0}{c_0} \right] \begin{bmatrix} k_1 \\ k_2 \\ k_3 \\ O \end{bmatrix}$$

$$g_t = \left(\frac{1 + a_1 c_0 + b_1 c_0}{c_0} \right) \bar{P}_t$$

$$k_1 = \frac{a_0 c_0}{1 + a_1 c_0 + b_1 c_0}, \quad k_2 = \frac{a_2 c_0}{1 + a_1 c_0 + b_1 c_0}$$

$$k_3 = \frac{-b_0 c_0}{1 + a_1 c_0 + b_1 c_0}$$

5) Chow(1915), pp.158~160 참조.

$$\therefore U_t = -\delta^2 (P_t - \bar{P}_t),$$

$$\delta_2 = \frac{1 + a_1 c_0 + b_1 c_0}{c_0}$$

따라서 모델 B의 備蓄方程式에 의하면 備蓄量은 市場價格趨勢 및 價格方程式의 移越在庫變動係數에 따라 결정되고 있다.

計量模型의 相異한 構造에 따라서 式 (3.21) 과 (3.24)로 표시되는 備蓄方程式의 各 係數가 時點에 관계없이 일정하고 (time-invariant system) 目的函數가 (3.20)과 같이 策定되면 steady-state solution⁶⁾으로서 計劃期間의 各 時點에서 上記 數式에 의거하여 備蓄量이 算出된다.

商品市場의 不確實性을 備蓄量算出에 반영하는 문제는 確率制御模型(stochastic control)으로 Chow 教授의 二分法(twa-part decomposition)을 應用하여 計算할 수 있다. 먼저 動態聯立方程式에 攪亂項(disturbance term)의 追加되면

$$X_t = \Phi X_{t-1} + \Psi U_t + e_t \quad \dots \quad (3.25)$$

동시에 自生變數는 確實과 不確實의 兩部門으로 二分된다.

$$X_t = \bar{X}_t + X^{*}_t \quad \dots \quad (3.26)$$

이 때 備蓄方程式은 다음과 같다⁷⁾.

$$\begin{aligned} U_t &= G_t \bar{X}_{t-1} + g_t + G_t X^{*}_{t-1} \\ &= G_t (\bar{X}_{t-1} + X^{*}_{t-1}) + g_t \\ &= G_t X_t + g_t \end{aligned} \quad \dots \quad (3.27)$$

6) Chow(1975), pp.170~172 참조.

7) Ibid., p.166 참조.

8) 이 理論은 Separation Theorem로 지칭되고 있으며 증명은 Kushner(1971), p.253 참조.

위의 方程式이 가능한 것은 線型模型에서 不確實要因이 존재하여도 行列式 G_t 는 영향을 받지 않고 일정하기 때문이다⁸⁾. (3.26)에 의거하여 市場價格을 二分하면

$$P_t = \bar{P}_t + P^{*}_t \quad \dots \quad (3.28)$$

여기서 \bar{P}_t 를 長期趨勢價格으로 그리고 P^{*}_t 를 不確實要因에 의한 短期價格變動幅으로 설명할 수 있으며 備蓄方程式은

$$\begin{aligned} U_t &= -\delta (P_t - \bar{P}_t) \\ &= -\delta P^{*}_t \end{aligned} \quad \dots \quad (3.29)$$

長期趨勢價格은 技術革新, 代替財와 補完財의 出現, 所得 및 消費者選好의 變化 등 經濟的 要因에 의하여 결정되어 일반적으로 長期供給函數와 長期需要函數가 결정하는 長期均衡價格(long-run equilibrium price)으로 해석할 수 있다. 短期市場價格이 長期趨勢線에서 乖離되는 이유는 앞에서 指摘했듯이 需要·供給의 兩側面에서 고찰할 수 있다. 農產物의 경우 自然條件 특히 기후변화로 인한 수확량의 變動은 短期市場價格 變動의 主要要因으로 지적되고 있고, 工產品의 原資材로 사용되는 鑛產物은 특히 需要側面에서 短期市場價格의 變動要因이 分析되고 있다. 즉, 短期景氣變動으로 인한 需要의 變化는 價格變動의 主要原因이 된다. 기후조건과 短期景氣變動이 외에 生產國의 政情不安, 工業, 中介商人의 價格操作 등이 지적되고 있으며 共產圈國家들이 예상밖으로 需要 및 供給條件를 변화시켜 급격한 價格變動을 초래하는 경우도 있다. 이러한 經濟外的 또는 不確實性으로 인한 短期市場價格의 變動을 長期趨勢價格에 안정시키는 데 備蓄政策을 운영하는 목적이 있다. 따

라서 備蓄政策의 經濟的 效果는 순수한 價格安定 이외에도 短期景氣變動에 대한 補填政策(counter-cyclical policy)으로 해석될 수도 있다(Keynes, 1974; Harrod, 1957).

1950年代 이후 國際商品協定이 대체로 실패한 것은 會員國間의 利害問題, 輸出割當制의不合理 혹은 非會員國과의 경쟁 등 여러가지原因이 있지만 가장 문제가 되는 것은 安定政策의 主軸인 長期趨勢價格을 잘못 策定한 데 있었다. 예를 들어 1950年代의 Stevenson Plan(天然고무), Chadbourne Plan(설탕), 1960年代의 南美 커피協定 등은 基準趨勢價格을 長期均衡值보다 높은 水準에 策定하여 長期間 유지하지 못하고 실패하였다. 따라서 趨勢價格의 合理的인 設定은 備蓄政策의 成敗를 결정하는 가장 중요한 문제라 할 수 있겠다. 合理的인 方法으로 長期趨勢價格이 결정되면 備蓄方程式(3.29)에 의해 算出된 備蓄量은 經濟理論에 비추어 適正水準으로 해석될 수 있다. 이와 관련하여 市場價格의 時系列을 長期趨勢值과 短期變動分으로 二分하는 방법이 다음의 事例研究에서 소개되고 있다.

IV. 事例研究

UNCTAD의 「綜合商品政策」에 의하면 앞에서 지적했듯이 備蓄制運用의 대상으로 10개商品, 즉, 8개 農產品과 2개 鑛產品으로 구성되어 있다. 農產品市場은 기후조건의 變動으로 인하여 供給量의 價格變動을 크게 좌우하

9) 研究對象商品의 計量模型은 紙面關係上 記述되고 있지 않으므로 筆者の論文을 참조하기 바람.

고 있으며 鑛產品은 短期景氣變動에 起因한需要의 不確實性이 價格變動을 主導하고 있다. 이와 같이 두 종류의 商品이 각각 特성을 달리 하므로 農產物에서 코코아, 커피 그리고 鑛產物에서 銅과 朱錫을 事例研究⁹⁾의 對象으로 選定하였다. 네 가지商品을 選定한 것은 UNCTAD가 共同基金(common fund)을 設立하여 多數商品에 대한 綜合的인 備蓄政策을 運用하자는 제안을 하고 있으므로 綜合備蓄政策의 實現을 위한 여러가지 方法論과 문제점을 파악하기 위한 것이다. 方法論과 관련하여 多數商品을 對象으로 할 경우 世界商品市場을 설명하기 위한 計量模型의 開發과 長期趨勢價格의 算出 및 앞서 제시한 備蓄方程式의 適用可能性 등이 문제되어진다. 政策의in 문제로서 논의되는 것은 UNCTAD에서 算出한 備蓄量 水準의 適定性과 共同備蓄制運用으로 인한 資金의 輕減 그리고 UNCTAD에서 제시한 資金調達計劃의 타당성 등이다. 여기서는 長期趨勢價格과 適正備蓄量의 算出問題만을 다음의 事例研究에서 검토하기로 한다.

1. 長期趨勢價格의 推定

備蓄政策을 運用하기 이전의 動態聯立方程式은 外生變數 Z_t 를 포함하여 다음과 같다.

$$X_t = AX_{t-1} + B(\bar{Z}_t + e_1) + e_2 t \quad \dots \dots \dots (4.1)$$

$$\begin{aligned} Z_t &= \bar{Z}_t + Z^*, \\ &= kT + e_3 t, \quad \bar{Z}_t = kT \end{aligned} \quad \dots \dots \dots (4.2)$$

需要函數의 外生變數 Z_t 는 各國의 GNP 혹은 民間投資 등 需要變動을 나타내기 위한 變數이다.

여기서 需要變動變數의 時系列이 時間에 대

한 線型趨勢值(linear time-trend)와 殘差(residual)로 나누되어 각각 예측 가능한 부분(deterministic part)과 不確實要因(stochastic part)으로 나타나고 있다. 따라서 e_1 는 Adelman(1959)이 指稱한 「Type I error」와 相應되는 것으로 설명할 수 있다. e_2 는 Adelman이 指稱한 「Type II error」로서 農產品인 경우 기후변동으로 인한 不確實性과 기타 變數로 計量化할 수 없는 諸要因을 나타내는 것으로 해석할 수 있다.

일반적으로 長期趨勢價格은 自由貿易體制下의 國際商品市場에서 長期需要函數와 長期供給函數가 결정하는 長期均衡價格으로서 自由競爭市場에서 生產原價水準(企業利潤 포함)으로 결정되어야 한다. 따라서 適正趨勢價格은 高價生產國을 市場에서 排除하게 되므로 世界市場經濟의 効率性을 提高하게 되는 것이다. 그러나 主要生產國의 生產原價를 파악하여 長期趨勢價格을 策定하는 것은 정보수집 등 여러 가지 곤란한 점이 많으므로 다음과 같이 長期趨勢價格을 策定하였다. 즉, 方程式 (4. 1)에서 e_{1t} 와 e_{2t} 를 제거하여

$$\bar{X}_t = A\bar{X}_{t-1} + B\bar{Z}_t \quad \dots \quad (4. 3)$$

이 動態聯立方程式은 國際商品市場에서 不確實性 및 其他 經濟外的인 變動要因이 除去된 것으로 여기서 얻어지는 市場價格이 長期趨勢價格으로 策定되어 物價安定政策의 목표로 設定하였다. 이와 같은 방법으로 얻어진 1956~76年期間中의 長期趨勢價格은 [圖 1]~[圖 4]에서 보는 바와 같다. 코코아, 朱錫 및 銅의 경우 市場價格이 標本期間中 심한 膨

10) 커피의 供給函數는 커피나무의 성숙기가 8~9년이므로 市場價格이 이와 相應하여 8년과 9년의 時差(lag)를 두어 적용되고 있음.

落을 보이는 반면 長期趨勢價格은 緩慢하게 變動하고 있다. 그러나 커피의 趨勢價格은 市場價格과 같이 膨落現象을 보이고 있다. 이것은 1960年代 初期에 커피의 國際市場價格이 政策的으로 長期趨勢價格보다 높은 水準에서 策定되었으므로(Kravis, 1971) 이 期間中 趨勢價格이 市場價格보다 낮은 水準으로 推定된 것은 타당하며 1960年代 후반에서 1970年代 期間中 趨勢價格이 上向水準을 보이고 있는 것은 1960年代 初期의 低調한 價格으로 인하여 生產이 위축된 데 起因하고 있다¹⁰⁾.

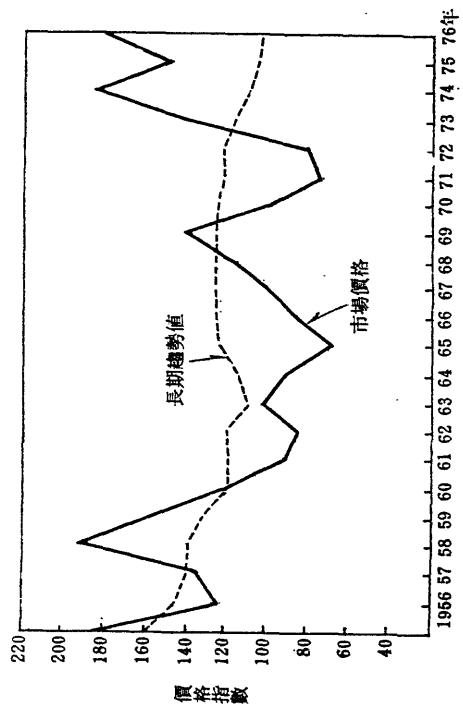
2. 適正備蓄量의 算出

前項에서 商品市場의 計量模型에 따라 두 가지 類型의 備蓄方程式을 導出하였다.

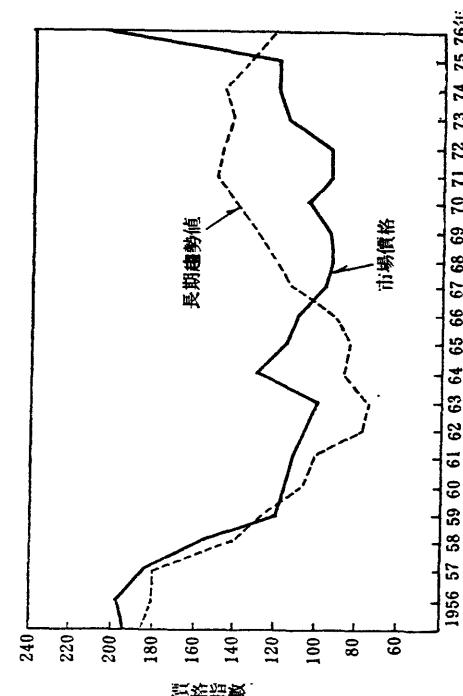
$$U_i = -\delta_i(P_i - \bar{P}_i)$$

모델 A에서 δ_i 값은 供給, 需要 및 在庫函數에서 計測된 現時價係數의 合으로, 그리고 모델 B에서 δ_i 값은 價格方程式에서 在庫變動量係數로 誘導되었다. 여기서 모델 A는 코코아와 커피의 國際交易市場에, 그리고 모델 B는 朱錫과 銅의 國際交易市場에 각각 적용되었다. 價格安定政策의 基準值(\bar{P}_i)로서 前項에서 算出한 長期趨勢值와 이 趨勢值를 基準으로 한 $\pm 10\%$ 의 價格安定帶(price-band) 그리고 2年移動平均值가 각각 채택되었다. 이와 같이 세 종류의 基準值을 選定한 것은 備蓄量算出에서 目標價格(target-price) \bar{P}_i 가 絶정적인 역할을 하고 있으므로 相異한 基準值에 따른 備蓄量의 變動水準을 追跡하기 위한 것이다. 價格安定帶는 備蓄政策의 價格安定目標로서 가장 광범위하게 채택되고 있으며, 2年移

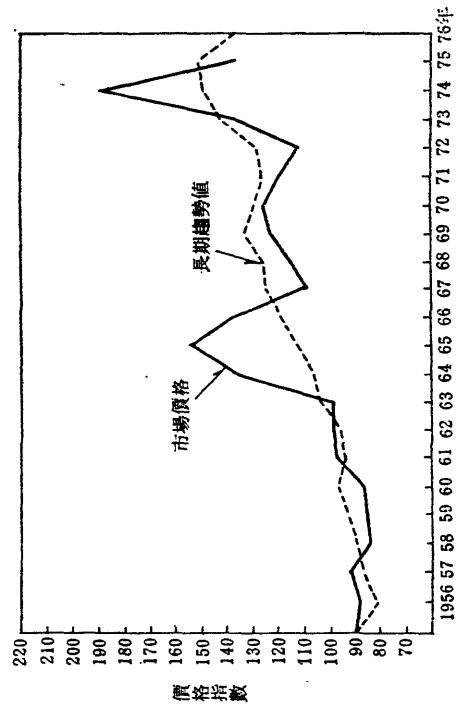
[圖 1] 世界 玉豆市場의 市場價格와 長期趨勢值



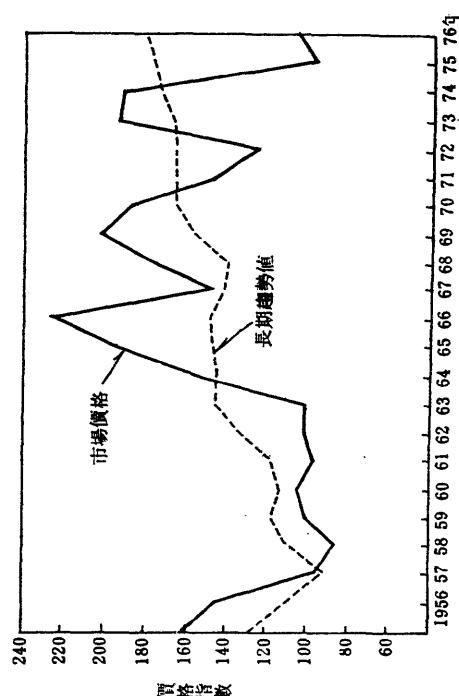
[圖 2] 世界 鋼鐵市場의 市場價格와 長期趨勢值



[圖 3] 世界 朱銅市場의 市場價格와 長期趨勢值



[圖 4] 世界 鋼市場의 市場價格와 長期趨勢值



動平均值를 安定目標의 하나로 選定한 것은 이 基準價格과 市場價格의 變動幅이 비교적 작기 때문에 備蓄量의 下限線을 計算하고 다른 基準值의 결과와 비교하기 위함이다. 標本期間(1956~76年) 중 備蓄量은 每年的 必要備蓄量을 算出하고, 10年 單位로 累積備蓄量을 計算하여 適正備蓄量의 水準을 測定했다.

備蓄方程式의 備蓄係數 δ_1 과 δ_2 의 數値에 대한 感應度分析(sensitivity test)은 모델 A의 경우 需要의 價格彈力性을 倍增하였고 모델 B의 경우 在庫變動係數를 20% 上向 또는 下向調整하여 그 결과를 원래 算出된 備蓄量水準과 비교하였다. 이와 같은 방법으로 얻어진 각商品의 備蓄量水準은 <表 1>에서 보는 바와 같다.

코코아의 兩期間中 累積備蓄量은 長期趨勢值을 안정목표로 할 경우 457.9千 LT와 599.5千 LT, 그리고 價格安定帶를 안정목표로 할 경우 316.4千 LT와 348.1千 LT의 上限線을 각각 보여주고 있다. 需要의 價格彈力性을 倍增하면 兩期間中 432.1千 LT와 521.4千 LT 水準으로 備蓄量이 增加하는 感應度를 보이고 있다. UNCTAD(1976)에 의하면 코코아의 備蓄量을 313千 ~ 372千 LT 水準으로, 그리고 Behrman(1977)은 300千 LT 水準으로 각각 推定하고 있다. 여기서 UNCTAD와 Behrman의 推定值는 價格安定帶를 안정목표로 채택하고 있으며 같은 基準下에서 本研究結果와 類似한 水準을 보이고 있다. 이상과 같은 결과를 종합하면 世界 코코아市場에서 基準值로.

<表 1> 標本期間中의 最高 累積備蓄量 水準

(단위 : 코코아 千 LT, 커피 60kg들이 10萬가마, 銅・朱錫은 千MT)

	코코아	커피	朱錫	銅
市場價格變動指數 ¹⁾				
1956~66	0.26	0.21	0.17	0.29
1967~76	0.38	0.32	0.15	0.28
基準價格 :				
長期趨勢值				
1956~66	457.9	263.3	73.2	559.6
1967~76	599.5	276.1	70.5	829.8
價格安定帶				
1956~66	316.4	290.8	71.5	284.8
1967~76	348.1	208.2	44.0	519.5
敏 感 度 分 析 ²⁾				
1956~66	423.1	325.3	79.6	317.1
1967~76	521.4	271.0	66.9	576.1
UNCTAD (1979~83) ³⁾	313~372	87~102	25~35	855~1029
Behrman (1963~72) ⁴⁾	300.8	146.1	13.4	341.7
適正備蓄量水準	300~400	150~250	60~80	500~800
所要資金(100萬\$) (1971~75 평균가격기준)	526.8~702.4	1662.3~2770.5	455.1~606.8	1047.0~1675.2

註 : 1) 長期趨勢值을 基準으로 한 變動指數임.

2) 價格安定帶를 基準으로 計算하였음.

3) UNCTAD(1976), TD/B/IPC/CF/L. 2

4) Behrman(1977) 참조.

부터 ±10%의價格安定帶를 유지하기 위한適正備蓄量은 300千~400千 LT로推定되고 있다. 國際 코코아協定에 의하면 備蓄規模를 약 250千 LT로 設定하고 있다. 따라서 目標價格에서 ±10% 이내의 變動幅을 유지하기 위하여는 過少 策定된 것으로 보인다.

커피의 兩實績期間中 累績備蓄量은 長期趨勢值을 安定目標로 할 경우 263.3 HTB¹¹⁾와 276.1 HTB, 價格安定帶를 目標로 할 경우 290.8 HTB와 208.2 HTB 水準의 上限線을 보이고 있다. 需要의 價格彈力性을 倍增할 경우 325.3 HTB와 271.0 HTB로 增加하고 있다. 이와 비교하여 UNCTAD는 87~102 HTB, Behrman은 146.1 HTB로 각각 推計하고 있어 여기서 算定한 것보다 낮은 水準을 보이고 있다. 이와 같은 결과를 종합하면 趨勢值를 基準으로 ±10% 價格安定帶를 유지하기 위한 適正備蓄量은 200~300 HTB 水準으로 算定된다.

世界朱錫市場은 國際朱錫協定에 의하여 1950年代부터 備蓄制度와 輸出割當(export quota)政策이 비교적 성공리에 운영되어 왔다. 이와 같은 價格安定措置를 排除하고 自由競爭市場을 假定하여 實績期間中의 備蓄量을 算出하였다. 兩期間中 推定된 備蓄量은 長期趨勢值을 基準하면 73.2千MT와 70.5千MT, 그리고 趨勢值로부터 ±10% 價格安定帶를 基準하면 71.5千MT와 44.0千MT 水準으로 각각 算定되고 있다. 在庫變動係數를 操作한 敏感度는 輕微하게 나타나고 있다. UNCTAD와 Behrman은 價格安定帶를 목표로 할 때 25~35千MT와 13.4千MT로 각각 推定하고 있으며 Smith(1976)는 137.4千MT로 計算하였다. 本研

究의 결과 朱錫의 適正備蓄量은 60~80千MT로 算出되고 이 水準과 비교하여 UNCTAD와 Behrman은 過少 計算하고 있으며 Smith는 過大計算한 것으로 評價된다. 第5次 國際朱錫協定에 의하면 備蓄量 40千MT로 策定하고 있어, 價格安定帶를 효율적으로 운영하기 위하여 備蓄水準의 增加가 필요한 것으로 評價된다.

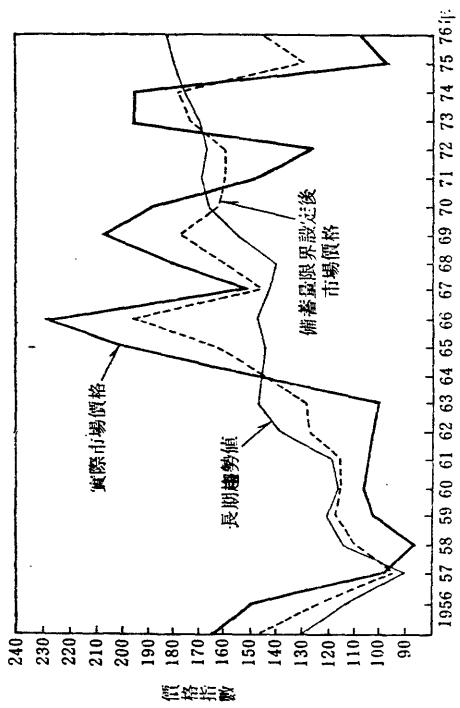
世界銅市場의 兩期間中 累績備蓄量은 長期趨勢值을 목표로 할 때 559.6千MT와 829.8千MT, 그리고 價格安定帶를 목표로 할 때 284.8千MT와 519.5千MT로 각각 上限水準을 보이고 있다. 在庫變動係數를 操作한 感應度分析은 위의 水準에 큰 영향은 미치지 않고 있다. 따라서 適正備蓄量은 500千~800千MT로 推定된다. UNCTAD와 Behrman은 각각 855千~1,029千MT와 341.7千MT로 推定하고 있어 여기서 算出한 備蓄量은 UNCTAD와 Behrman이 推定한 결과의 中間水準을 보이고 있다. 즉, UNCTAD는 過大하게, 그리고 Behrman은 過少하게 推定한 것으로 評價된다.

3. 備蓄資金의 限界性

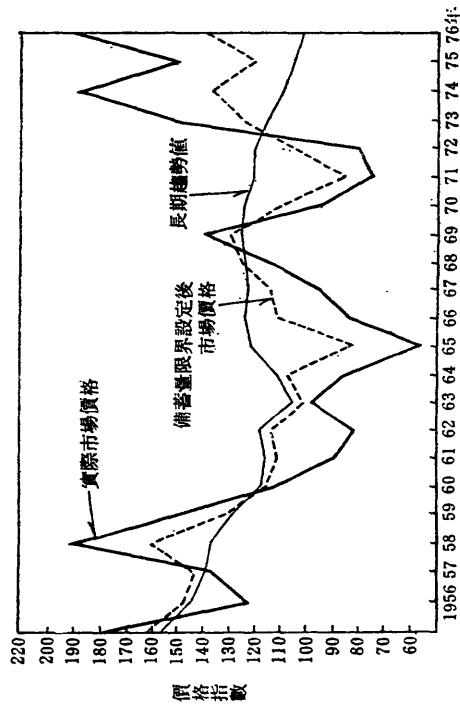
지금까지 순수한 物價安定을 政策目標로 할 경우에 필요한 備蓄量을 算出하였다. 이 때 현실적으로 문제가 되는 것은 備蓄制度의 운영에 所要되는 資金을 調達하는 데 限界가 있고 또한 商品의 부피가 클 때 이를 保管할 수 있는 備蓄能力에 역시 限界가 있다. 따라서 市場價格의 變動幅이 클 경우 目標價格에 완전히 안정시킬 수 없게 된다. 이와 같은 현실적인 문제를 앞서 설명한 備蓄量算出方法에 반영하기 위하여 다음과 같이 目的函數를 設定할 수 있다.

11) 60kg들이 10萬가마를 나타내며 이는 이용될 통계자료의 단위를 따른 것임.

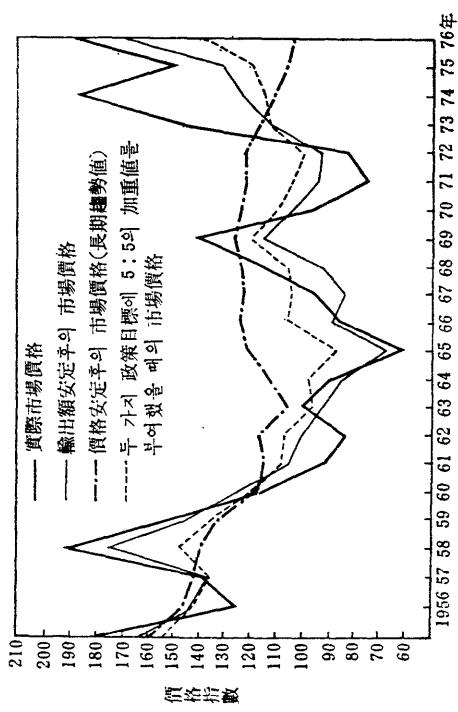
[圖 5] 世界 銅市場의 市場價格와 長期趨勢值



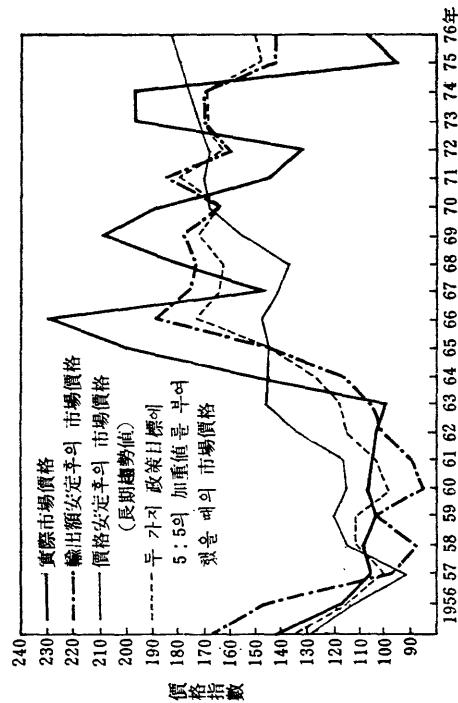
[圖 6] 世界 玉料市場의 市場價格와 長期趨勢值



[圖 7] 世界 玉料市場의 價格와 輸出額의 二重安定政策



[圖 8] 世界 銅市場의 價格와 輸出額의 二重安定政策



$$W = \sum_{t=1}^T [W_1(P_t - \bar{P}_t)^2 + W_2(U_t - \bar{U}_t)^2] \\ \dots \dots \dots \quad (4.4)$$

W_1 과 W_2 는加重值로서政策目標의 중요성이나選好度를 나타내기 위한 것이다. \bar{U}_t 는備蓄資金이나備蓄能力의限界性으로인한基準備蓄量을 나타내고 있으며任意的으로 그水準을 결정할 수 있다. 따라서定差方程式(3.11)을條件方程式으로하고目的函數方程式(4.4)를極少化함으로써備蓄量이算出된다.事例研究로서코코아와銅의世界交易모델에위의방법이적용되었다. W_1 과 W_2 에동일한加重值를策定하고年間基準備蓄量을코코아는150千LT, 그리고銅은100千MT로設定한다음算出된1956~76年期間中의備蓄量은〈表2〉와같다.

〈表2〉備蓄水準에最高限度을設定할 때
算出되는年間備蓄量
(단위: 코코아 千LT, 銅 千MT)

	年間備蓄量			
	코코아		銅	
	設定前	設定後 ¹⁾	設定前	設定後 ¹⁾
1956	83.0	83.0	-194.9	150.0
1957	10.0	10.0	0.5	0.5
1958	-166.8	-100.0	90.5	90.5
1959	-41.9	-41.9	62.8	62.8
1960	14.4	14.4	79.5	79.8
1961	72.7	72.7	94.8	94.9
1962	89.8	89.8	82.6	150.0
1963	-4.4	-4.4	43.7	150.0
1964	67.8	67.8	-16.8	-16.8
1965	216.8	100.0	-227.5	-150.0
1966	116.5	100.0	-423.4	-150.0
1967	31.0	31.0	-47.2	47.2
1968	31.7	31.7	-374.6	-150.0
1969	-12.4	-12.4	-270.0	-150.0
1970	160.4	100.0	-138.0	-138.0
1971	223.2	100.0	62.5	62.5
1972	165.7	100.0	189.5	150.0
1973	-38.4	-38.4	-149.8	-149.8
1974	-122.0	-100.0	-15.6	-15.6
1975	-20.4	-20.4	448.1	150.0
1976	-188.9	-100.0	308.7	150.0

註: 1) 코코아와銅의備蓄量을각각±100千LT, ±150千MT로上限水準을策定하였다.

〈表2〉에서보는바와같이코코아와銅의年間備蓄量이각각150千LT와100千MT水準이내에서결정되고있다.이와같은假定을背景으로算出된實績期間中銅과코코아의市場價格이[圖5]와[圖6]에각각表示되어있다.예상대로備蓄量의最高限界를策定한다음算出된市場價格은實際價格과前項에서算出된長期趨勢價格의中間水準을보여주고있다.

4. 價格과輸出收入의 安定政策

價價安定을위한備蓄政策과관련하여輸出收入의安定政策이많이擧論되고있다.앞에서지적하였듯이後進國經濟에서는輸出收入이開發計劃의實現에중요한역할을하고있으므로輸出收入의安定을위한여러가지政策手段이提示되고있다.이와같은安定目標의二重性을반영하기위하여다음과같이目的函數를設定한다.

$$W = \sum_{t=1}^T [W_1(P_t - \bar{P}_t)^2 + W_2(R_t - \bar{R}_t)^2] \\ \dots \dots \dots \quad (4.5)$$

R_t 는輸出收入을나타내고있으며앞에서計算된聯立方程式에서용이하게算出할수있다.

$$R_t = P \cdot QE_t \quad \dots \dots \dots \quad (4.6)$$

위의輸出收入方程式이모델A와모델B의聯立方程式(3.24)에각각追加된다.예를들어모델A의경우自生變數는生產,需要,在庫量이외에輸出收入이追加된다. W_1 과 W_2 는역시政策目標에대한加重值로서,여

기서는 10:0, 7:3, 5:5, 그리고 0:10의 네가지 相異한 加重值의 組合에 의거하여 코코아와 銅의 備蓄量을 算出하였다(表 3 참조). 그리고 이러한 假定下에서 算定된 市場價格의 變動^o [圖 7]과 [圖 8]에 표시되고 있다. 또한 安定政策으로 인한 價格과 輸出收入의 變動指數와 輸出收入金額의 變動水準^o <表 4>에 要約되어 있다.

위와 같은 分析結果 몇 가지 흥미로운 현상을 발견할 수 있다.

첫째, 輸出收入의 안정을 목표로 할 경우 價格安定을 목표로 할 때와 비교하여 일반적으로 낮은 수준의 備蓄量이 算出되고 있다. 다시 말해 輸出收入의 安定政策에 보다 작은

資金이 所要된다고 할 수 있겠다.

둘째, 圖表에서 보는 바와 같이 加重值의 比重이 輸出收入의 안정 목표에 加重될수록 長期趨勢價格에서 乖離되고 있다.

세째, 安定政策이 實現된 이후의 價格變動指數는 코코아와 銅에 공통으로 減少하고 있어 價格安定과 輸出收入安定의 두가지 목표가 서로 相馳되지 않음을 보여주고 있다. 그러나 輸出收入變動指數는 價格安定政策 실시 이후 코코아의 경우는 增加하고 있는 반면에 銅의 경우는 減少하고 있다. 輸出收入金額은 價格이 안정됨에 따라 增加하고 있으며 輸出收入이 基準目標에 안정됨에 따라서 減少하는 현상을 보이고 있다.

<表 3> 價格과 輸出收入의 二重安定政策에서 算出된 年間備蓄量

加重值	코 코 아				銅			
	1.0:0.0	0.7:3	0.5:0.5	0:1.0	1.0:0.0	0.7:0.3	0.5:0.5	0.0:1.0
1956	83.0	61.9	60.5	61.6	-194.9	-180.2	-180.6	-164.6
1957	10.0	-5.1	7.5	-9.2	0.5	23.0	36.2	74.6
1958	-166.8	-15.5	-142.1	-52.1	90.5	85.3	82.9	76.2
1959	-41.9	-42.1	-37.6	-16.2	62.8	41.2	25.1	-6.5
1960	14.4	17.1	20.7	34.3	79.5	13.5	-15.2	-84.8
1961	72.7	60.6	53.5	43.4	94.9	35.4	7.2	-55.9
1962	89.8	74.4	65.8	52.6	182.6	96.2	57.3	-29.4
1963	-4.4	-15.8	-22.3	-27.9	243.7	141.0	89.3	-6.1
1964	67.8	43.4	28.8	3.0	-16.8	-89.8	-125.0	-194.4
1965	216.8	139.1	103.4	47.7	-227.5	-245.6	-253.8	-273.6
1966	116.5	84.3	64.6	17.8	-423.4	-346.5	307.0	-236.3
1967	31.0	-3.0	-21.8	-56.3	-47.2	28.4	60.3	100.5
1968	31.7	-11.2	-32.1	-68.7	-374.6	-260.4	-216.6	-141.5
1969	-12.4	-35.1	-43.8	-58.0	-270.0	-189.5	-152.4	-110.9
1970	160.4	109.3	85.0	40.5	-138.0	-129.0	-132.6	-124.5
1971	223.2	162.5	134.1	80.9	62.5	132.2	162.6	-194.3
1972	165.7	95.1	62.9	2.7	189.5	143.5	129.8	112.8
1973	-38.4	-83.0	-98.7	-127.7	-149.8	-136.8	-132.5	-124.8
1974	-122.0	-165.0	-179.2	-197.1	-15.6	-46.1	-59.0	-63.3
1975	-20.4	-28.2	-30.8	-35.5	448.1	318.1	285.5	241.7
1976	-188.9	-153.2	-131.7	-84.0	308.7	182.7	152.2	110.4

〈表 4〉 價格과 輸出額의 安定政策效果

	코 코 아	銅
價格 變動 指數		
安定 이전	0.32	0.29
安定 이후		
加重 值:		
1.0 : 0.0	0.0	0.0
0.5 : 0.5	0.13	0.12
0.0 : 1.0	0.23	0.18
輸出額變動指數		
安定 이전	0.21	0.27
安定 이후		
加重 值:		
1.0 : 0.0	0.29	0.23
0.5 : 0.5	0.14	0.07
0.0 : 1.0	0.0	0.0
輸出金額 ¹⁾		
安定 이전	2483.2	3698.0
安定 이후		
加重 值:		
1.0 : 0.0	2623.7	3784.6
0.7 : 0.3	2484.0	3664.0
0.5 : 0.5	2426.6	3638.0
0.0 : 1.0	2339.0	3588.6

註: 1) 價格指數(1963=100)를 근거로 算出됨.

$$U_i = -\delta(P_i - \bar{P}_i)$$

$$= -\delta \cdot P^*_i,$$

즉, 備蓄量은 備蓄係數(δ), 그리고 市場價格(P_i)과 長期趨勢價格(\bar{P}_i)으로부터 乖離된部分(P^*_i)의 函數로 나타나고 있다. 備蓄係數는 計量化된 商品市場 모델의 類型에 따라 결정되어진다. 價格方程式을 需要·供給 및 在庫函數로부터 간접적으로 誘導하는 경우 備蓄係數는 需要·供給 및 在庫函數에 포함된 時價係數의 合으로 計算되며 價格方程式을 직접 算出할 때는 價格方程式에 포함된 在庫變動量係數의 逆으로 計算되고 있다. 이와 같은 방법으로 算出한 適正備蓄量은 코코아 300千~400千MT, 커피 125~250 HTB, 朱錫 60~80千MT, 그리고 銅 500~800千MT 水準을 보이고 있다. 여기서 算出된 各商品의 備蓄水準에 의하면 UNCTAD에서 計算한 備蓄量이 商品에 따라 過少 혹은 過大하게 策定되고 있어 再調整이 요구되고 있다. 한편 備蓄資金과 物理的인 備蓄能力의 限界性은 目的函數를 調整하여 반영할 수 있음을 事例研究를 통해 보여주고 있다. 또한 순수한 價格安定目標 이외에 政策目標를 設定할 때, 예를 들어 輸出收入의 안정을 추구할 경우 多目的函數를 導入하여 政策選好의 比重에 따라 加重值를 策定하고 備蓄量을 算出하였다. 따라서 備蓄量 水準을 결정하는 核心的인 要因은 政策目標의 設定에 있음을 보여주고 있다. 일반적으로 備蓄政策의 運用은 막대한 資金이 所要되고 있으므로 비교적 機會費用이 높다. 따라서 政策目標의 設定과 이에 따른 合理적인 備蓄量算出에 있어서 事例研究를 통하여 치적된 事項들이 충분히 고려되도록 요청되고 있다.

V. 要約 및 結論

世界商品市場의 計量 모델을 바탕으로 適正制御理論을 적용한 備蓄量 算出模型을 제시하고 事例研究로서 UNCTAD에서 推進하고 있는 共同基金에 의한 綜合備蓄制의 10개 對象品目中 4개 商品을 선택하여 適正備蓄量을 算出하였다.

순수한 價格安定을 政策目標로 할 때 適正制御의 換流方程式(feedback equation)은 다음과 같은 구체적인 備蓄量算式으로 얻어진다.

▷ 參 考 文 獻 ◇

- Adams, F.G. and S.A. Klein, *Stabilizing World Commodity Markets*, Lexington: Lexington Books, 1978.
- Aoki, M., *Optimal Control and System Theory in Dynamic Economic Analysis*, New York: North-Holland, 1976.
- Behrman, J.R., *International Commodity Agreements*, Washington, D.C.: Overseas Development Council, 1977.
- Brown, C.P., *Primary Commodity Control*, London: Oxford Univ. Press, 1975.
- Chen, C.T., *Introduction to Linear System Theory*, New York: Holt, Rinehart and Winston, 1970.
- Chow, G.C., *Analysis and Control of Dynamic Economic Systems*, New York: Wiley, 1975.
- Coppock, J.D., *International Economic Instability*, New York: McGraw-Hill, 1962.
- Currie, M. et al., "The Concept of Economic Surplus and Its Use in Economic Analysis," *The Economic Journal*, 1971, p.81, pp.743-799.
- Devries, J., *Compensatory Financing Schemes: A Quantitative Analysis*, Washington, D.C.: World Bank Staff Paper No. 228, 1975.
- Goreux, L.M., "The Use of Compensatory Financing," *Finance and Development*, 1977, p.14, pp.20-24.
- Gustafson, R.I., *Carryover Levels for Grains*, Washington, D.C.: U.S. Dept. of Agriculture, 1958, Tech. Bull. p.1178.
- Harrod, R.F., *Towards a Dynamic Economics*, London: Macmillan, 1960.
- Johnson, D.C. and D. Sumner, "An Optimization Approach to Grain Reserves for Developing Countries," in U.S.D.A., 1976.
- Keynes, J.M., "The Policy of Government Storage of Foodstuffs and Raw Materials," *The Economic Journal*, 1938, p.48.
- _____, "The International Control of Raw Materials," *Journal of International Economics*, 1974, p.4, pp.299-315.
- Kenkel, J. L., *Dynamic Linear Economic Models*, New York: Gorden and Breach Science, 1974.
- Kim, H.K. et al., "Feedback Control Rule for Cocoa Market Stabilization," in Labys, 1975.
- Knudsen, O. and A. Parnes, *Trade Instability and Economic Development*, Lexington: Lexington Books, 1975.
- Kravis, I., "International Commodity Agreements to Promote Aid and Efficiency: The Case of Coffee," *Canadian Journal of Economics*, I, 1968, pp.295-317.
- Kushner, H., *Introduction to Stochastic Control*, New York: Holt, Rinehart and Winston, 1971.
- Labys, W.C., *Dynamic Commodity Models: Specification, Estimation, and Simulation*, Lexington: Lexington Books, 1973.
- _____, (ed.), *Quantitative Models of Commodity Markets*, Cambridge: Ballinger, 1975.
- Law, A.D., *International Commodity Agreements*, Lexington: Lexington Books, 1975.
- Lee, Seon, "Stabilization of World Commodity Markets," in U.S.D.A., 1976.