季刊 1979年 3月 13日 登錄
登錄番號 바-565

가을호
1984

韓國開發研究

金融構造深化와
通貨信用政策의 有效性 — 李德勳, 鄭日洋

인플레期待의 經濟的 效果分析 — 李啓植

二重金融構造下의 企業財務構造 — 南相祐

研究開發投資의 推移와 構造的 變化 — 李元暎, 李達遠

乘用車 需給展望과
輕乘用車 生産의 妥當性 — 洪炳裕

商品群別 輸出入函數의 推定 — 俞正鎬

輸出自律規制와
쿼타配分制度 改善方案 — 李性燮

北韓經濟總量推定에 관한 小考 — 延河清, 李奉錫

KDI
韓國開發研究院

季刊 韓國開發研究

第6卷 第3號 1984. 9

金融構造深化와
通貨信用政策의 有效性……李德勳 鄭日洋… 2

인플레期待의 經濟的 效果分析……李啓植… 20

二重金融構造下의 企業財務構造 ……南相祐… 55

研究開發投資의 推移와 構造的 變化 …李元暎 李達遠… 69

乘用車 需給展望과
輕乘用車 生產의 妥當性 ……洪炳裕… 80

商品群別 輸出入函數의 推定 ……俞正鎬…101

輸出自律規制와
쿼타配分制度 改善方案……李性燮…120

北韓經濟總量推定에 관한 小考……延河清 李奉錫…139

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

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

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

編輯委員

朱鶴中(委員長)
朴埈卿(幹事)
金栽元 朴烜求
楊秀吉 崔洸

編輯問議：編輯委員會(965-8410)
購讀問議：出版課(967-3287)

金融構造深化와 通貨信用政策의 有效性

李 德 勳
鄭 日 洋

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序 言
Ⅱ. 金融構造變化와 傳統的 通貨政策의 效果
Ⅲ. 通貨需要行態變化의 分析
Ⅳ. 要約 및 結論

Ⅰ. 序 言

通貨信用政策은 우리 경제에 있어서 短期景氣調節對策으로써 중요한 역할을 수행하여 왔다. 經濟開發 初期段階의 通貨政策은 경제의 안정 보다는 高度成長을 목표로 하였고 또한 通貨管理方式도 經濟開發計劃에 따라 金利 및 流動性 水準, 資金의 配分에 있어 직접적인 規制方式을 채택하였었다. 國內貯蓄이 부족하고 金融產業이 충분히 발달하지 못한 상황에서 高度의 經濟成長을 추진하기 위하여는 산업을 選別的으로 지원하고 金融機關의 與信活動을 직접적으로 규제하는 通貨管理方式이 불가피 하였는지도 모른다.

政策當局은 1979年 이후부터 物價를 안정시키려는 노력을 해 왔으며, 특히 1982年부터 시작된 第5次 5個年 經濟社會發展計劃에서도 物價安定을 최우선의 목표로 정하고 지금까지 經濟政策을 운영해 오고 있다. 물론 通貨政策에서도 物價安定을 經濟成長 못지 않게 중요한 目標로 설정하고 있다.

종전의 直接規制에 의한 通貨管理方式이 高度經濟成長에는 많은 기여를 해 왔으나 높은 物價上昇, 政策金融의 肥大化, 資金의 偏在, 金融產業의 萎縮 등 심각한 부작용을 초래하게 되었다. 따라서 政策當局은 1982年初부터 支給準備, 再割引, 公開市場 操作 등의 通貨調節手段에 의하여 金融市場의 可用資金量을 조절하는 間接通貨規制方式으로의 전환을 시도하고 있다. 이와 같은 間接規制方式을 통한 通貨政策이 景氣調節對策으로서의 역할을 효과적으로 수행하기 위해서는 政策金融의 축소,

筆者：李德勳—韓國開發硏究院 副硏究委員 鄭日洋—韓國開發硏究院 硏究員

貨幣市場의 발달 등 制度의 整備와 함께 通貨政策의 波及經路 및 영향에 대한 정확한 이해가 요구되어진다.

우리나라를 비롯한 대부분 國家들의 전통적인 通貨信用政策은 銀行金融機關을 통하여 운영되어 왔다. 이것은 銀行金融機關이 金融市場에서 중추적인 기능을 수행하여 왔으며 他機關과는 달리 交換의 去來手段인 通貨를 供給하고 또한 通貨를 乘數的으로 創造할 수 있다고 본 때문이었다. 그러나 非銀行金融機關이 銀行金融機關에 비해 相對的으로 빨리 伸張되면서 傳統的인 通貨信用政策의 有效性이 弱化될 수 있다는 理論이 發表되었다. 이와같은 理論의 타당성에 대한 理論 및 實證的 硏究가 지난 20餘年 동안 美國을 비롯한 外國에서 활발히 進行되어 왔다.

우리나라에서도 多樣한 金融機關이 1970年代 初부터 設立되어 銀行金融機關에 비하여 相對的으로 빨리 伸張되고 있다. 最近에 와서는 總金融資產에서 非銀行金融機關이 供給하는 資產의 比重이 급격히 커지고 있어 銀行金融機關만을 對象으로 하고 있는 通貨政策의 效果에 대한 疑問이 强力히 提示되고 있다.

本稿에서는 非銀行金融機關의 급속한 伸張이 傳統的인 通貨信用政策의 有效性에 미치는 영향에 대해 살펴보기로 하겠다. 우선 第Ⅱ章에서는 우리나라의 通貨政策의 運用方式과 金融市場의 構造變化 過程을 살펴보고 非銀行金融機關의 發達과 傳統的 金融政策의 有效性과의 關係에 대한 理論 및 實證硏究들을 간략히 소개하였다. 第Ⅲ章에서는 實證分析을 통하여 通貨需要函數의 金利彈力値의 變化를 檢討하였고, 第Ⅳ章에서는 本硏究의 要約 및 結論을 提示하였다.

Ⅱ. 金融構造變化와 傳統的 通貨政策의 效果

1. 우리나라의 通貨信用政策

資本主義國家에서의 經濟政策은 國民經濟의 理想的인 狀態, 즉 成長의 極大化, 物價安定, 完全雇傭의 實現, 國際收支의 均衡, 所得分配의 均衡 등이 이루어질 수 있도록 최대한의 影響을 미치는 데 목적이 있다. 우리나라의 경우 財政政策이 運營上의 硬直性으로 인하여 景氣對策으로서는 상당히 制約을 받고 있어 金融政策이 巨視經濟政策의 中心的인 役割을 遂行하여 왔다. 특히 金融政策中에서도 通貨 및 信用의 供給과 配分을 統制·調節함으로써 實物經濟에 영향을 미쳐 國民經濟를 바람직한 狀態로 誘導하려는 通貨信用政策이 重要視되어 왔다.

通貨信用政策을 遂行하는데는 우선 經濟成長의 實現, 完全雇傭, 物價安定, 國際收支의 改善 등 經濟政策의 諸目標가운데 우선적으로 追求하는 目標가 정하여진다. 그러나 通貨信用政策이 實現하고자 하는 目標는 政策當局이 直接的으로 達成하기는 어렵고, 이 目標와 긴밀한 聯關關係를 갖고 있으며 政策當局이 容易하게 調整가능한 標的이 있다. 그리고 이 標的을 意圖한 水準으로 變動시키는 政策道具인 通貨政策의 手段이 있다. 이와 같은 目標, 標的, 手段으로 構成되어 이루어지는 通貨信用政策은 經濟의 發展段階, 國內外 經濟環境, 金融市場의 成熟程度에 따라 性格과 運營上의

特徵이 變化하게 된다.

우리나라의 通貨政策은 韓美間의 合意에 의하여 樹立된 財政安定計劃을 근거로하여 1957年부터 본격적으로 運營되기 시작하였다. 1965年 以後에는 IMF와 協定締結한 待期性借款(stand-by credit) 協約에 의하여 國內流動性의 供給과 運營이 이루어졌다. 그 後 1970年代 中盤 以後부터는 國際收支가 改善됨에 따라 IMF와의 協定에 크게 制約을 받지 않고 獨自的인 通貨信用政策을 樹立, 運營해 오고있다.

第1次 經濟開發 5個年計劃이 推進된 1960年代初 以後 1970年代 後盤까지의 通貨管理에서는 經濟發展 및 高度成長이 가장 重要한 政策目標였다. 國內貯蓄이 不足한 狀況에서 高度成長에 必要한 投資財源을 外資導入과 함께 通貨供給에 의하여 調達하게됨에 따라 1960年代와 1970年代에는 높은 通貨供給增加率을 나타내었다. 그 結果로 높은 物價上昇과 投機風潮가 만연하고 富와 所得의 分配 惡化로 經濟의 成長潛在力까지 弱化시키게 되었다. 物價의 安定없이는 지속적인 成長도 不可能하다는 배경으로 1979年에 綜合安定化 施策이 마련되어 1980年代 初부터는 通貨政策의 目標中에서 物價의 安定이 經濟成長과 함께 重要한 위치를 占하고 있다.

通貨政策의 目標를 達成하기 위한 中間段階인 標的으로는 利子率水準과 通貨供給量등이 있는데 이들 標的도 지난 20餘年 동안 政策目標에 따라 變化가 있었다. 우리나라에서는 金利水準과 通貨供給量이 동시에 通貨政策의 標的이 되어 왔으며 通貨供給을 調節하는 데는 여러가지 通貨指標中 政策目標에 가장 有效한 영향을 미치는 中心通貨指標를 設定하게 된다.

1965年 9月의 金利現實化 以後, 60年代 後半등 때로는 高金利政策을 채택한 때도 있었으나 企業活動의 促進을 위하여 政策當局은 대체로 낮은 水準에서 金利를 統制하여 왔다. 中心通貨指標는 1957年부터 1969年 上半期까지 流動性이 가장 높고 實物經濟變化와 가장 相關關係가 크다고 믿어지는 通貨量(M_1)이었다. 그러나 政府投資의 擴大, 肥料部門의 赤字擴大로 인한 財政部門과 外資導入으로 인한 海外部門을 통한 流動性이 크게 增加하였다. 따라서 通貨量(M_1)을 標的으로한 流動性管理는 民間部門의 과도한 與信規制, 預金銀行 業務의 限界性, 通貨管理上의 伸縮性缺如 등 많은 問題點을 露出시켰다. 이러한 問題點을 緩和하기 위하여 일시적으로 1969年 下半期에 本源通貨를 通貨中心指標로 채택한 적도 있다. 1970年부터 1978年까지는 國內與信을 中心通貨指標로 하여 通貨政策을 運營하였다. 1970年 下半期에는 商品輸出 및 中東建設進出이 활발해짐에 따라 海外部門을 통한 급격한 通貨膨脹이 이루어졌다. 그 결과로 초래된 景氣過熱과 높은 物價上昇에 效果的으로 대처하기 위하여 海外部門까지 포함한 總通貨(M_2)가 1979年以後 現在까지 中心通貨指標로 採擇되고 있다.

〈表 1〉 中心通貨指標의 變遷

1957～69 上半期	通 貨 量 (M_1)
1969 下半期	本源通貨 (RB)
1970～78年	國內與信 (DC)
1979 年 以後	總 通 貨 (M_2)

우리나라의 通貨信用政策은 低金利體制를 維持하면서 通貨供給量을 調節함에 따라 資金의 超過需要가 發生하여 信用割當(credit rationing)이 불가피하게 되었다. 또한 經濟計劃

에 따라 特定產業을 選別的으로 支援하여 輸出, 重化學, 中小企業, 住宅, 農水產등의 部門에 우선적으로 資金을 配分하고 또한 民間信用管理制를 導入하여 銀行金融機關의 與信活動을 直接的으로 規制하였다. 그러나 이와 같은 通貨政策의 手段으로 活用된 通貨 및 信用의 直接規制方式은 資金의 偏在, 政策金融의 肥大化, 金融產業發展의 沮害등의 問題點을 招來하게 되었다. 이와 같은 問題點을 解消하기 위하여 通貨管理는 1982年 1月부터 支給準備, 再割引 및 公開市場操作등의 通貨政策의 手段에 의하여 金融市場의 流動性을 間接的으로 調節하는 通貨間接規制方式으로 轉換하였다.

우리나라의 通貨用信政策效果에 대한 硏究는 一部 이루어졌다. 지금까지의 通貨信用政策이 많은 副作用을 惹起시킨 것은 사실이나 高度經濟成長의 達成과 景氣調節對策으로서는 比較的 成功的이었다고 評價되고 있다[1].

우리 經濟規模는 상당히 커지고 또한 產業構造는 복잡해졌으며 金融市場도 多樣化되어 가고 있다. 이와 같은 經濟與件의 變化속에서 間接規制方式으로 通貨政策이 景氣循環에 효과적으로 대처하기 위하여는 通貨政策의 傳達過程에 대하여 우리가 좀 더 잘 알고 있어야만 할 것이다.

2. 金融市場의 構造變化

經濟가 成長하기 위하여는 投資가 이루어져야 하고 投資는 貯蓄을 통한 資金動員이 뒷받침되어야만 비로소 可能하게 된다. 따라서 實物經濟의 成長에서 貯蓄主體와 投資主體사이에서 資金의 흐름을 원활하게 하는 金融機關의 역할이 중요시되고 있다. 또한 實物經濟의 規模가 擴大되고 構造가 高度化됨에 따라 金融機關의 專門化와 多樣化가 進行되어 극도로 分化된 投資主體와 貯蓄主體를 밀접히 연결시키고, 또한 資金이 效率的으로 分配될 수 있도록 한다.

過去의 經濟理論에서는 經濟의 實物的 成長에서 金融機關의 役割은 거의 看過되다시피 했다. 그러나 最近에 實物部門과 金融部門사이에는 相互間에 密接한 關係가 있다는 點을 理論的으로나 實證的으로 밝히는 많은 論文이 發表되고 있다[2]. 특히 Adelman과 Morris [1967, 1968]는 實物部問과 金融部問의 發展사이에는 正의 相互聯關關係가 存在하며 經濟가 發展한 國家일수록 金融機關의 多樣化와 專門化가 많이 進展되었다는 硏究結果를 발표하였다.

우리나라의 경우 金融機關이 發達하고 또한 金融機關이 전문화, 多樣化되는 現象인 金融深化가 進行되고는 있으나 金融產業은 實物經濟의 成長에 비하여 相對的으로 落後되어 있다고 보여진다[3]. 우리나라의 金融仲介機能은 1970年代 初까지만 해도 銀行이 대부분 담당하여 왔고 非銀行金融機關의 存在는 매우 微微하였다. 그러나 經濟의 規模가 커지고 產業構造가 高度化됨에 따라 經濟主體들의 金融需要가 多樣化되었다. 이에 副應하여 多樣한 種類의 非銀行金融機關들이 1970年代初에 設立되고 1970年 中盤以後부터 급속히 成長하였다. 오늘날 非銀行金融機關이 金融產業에서 차지하는 比重이 持續的으로 커지면서 金融產業의 多樣化와 專門化 現象을 보이고 있다.

1) 민병균(1983) 參照.
2) Patrick (1966), Gurley와 Shaw (1967), Shaw (1973) 그리고 Mckinnon (1973) 등 參照.
3) 司空 壹(1980) 參照.

非銀行金融機關들에게는 預金通貨의 發行이 許容되어 있지 않고 自己負債인 間接證券을 發行하여 資金을 調達한다. 그리고 이와 같이 造成된 資金으로 資金需要者에게 貸出을 하며 또한 資本市場 및 화폐시장에서 金融資產 賣買業務에도 從事하고 있다. 非銀行金融機關의 發達은 國民貯蓄增大에 重要한 役割을 遂行할 뿐 아니라 金融機關間의 資金融通을 원활하게 하여 國民經濟의 成長과 安定에 크게 寄與할 것으로 期待되고 있다.

우리나라의 金融機關은 通貨金融機關과 非通貨金融機關인 非銀行金融機關(non-banking financial institutions)으로 일반적으로 區分하고 있다. 通貨金融機關은 韓國銀行과 預金銀行 및 特殊銀行으로 構成되어 있고 非銀行金融機關으로는 開發機關, 貯蓄機關, 投資會社, 證券聯關機關, 保險會社등이 있다. 非銀行金融機關들은 1970年代 後半부터 通貨金融機關에 비하여 빨리 成長하고 있다. 金融機關들의 總資產에서 通貨金融機關들이 차지하는 比重을 보면 1975年에는 76.2%이였으나 1983年에는 67.9%로 낮아진 반면 같은 期間동안에 非銀行金融機關은 22.1%에서 27.3%로 높아졌다. 이들 非銀行金融機關들 중에서도 證券投資信託, 相互信用金庫, 生命保險과 投資金融會社들의 成長은 刮目할 만 하였다. 그러나 個別 非銀行金融機關들의 比重은 아직도 적다. 여기서 看過할 수 없는 것은 우리나라의 非銀行金融機關들이 아직도 資產規模가 상당히 零細하며 開發初期段階를 벗어나지 못하고 있다는 사실이다(表 2 參照).

이와 같은 非銀行金融機關들의 괄목할 만한 成長은 自生的으로 이루어졌다고 보기보다는 政府의 强力한 育成政策에 크게 영향을 받았다고 볼 수 있다. 사실상 非銀行金融機關뿐만 아니라 우리나라 金融產業의 發展 및 多樣化는 거의 政府에 의하여 主導되어 왔다. 1960年代에는 一般銀行制度의 改善과 特殊銀行 地方銀行 設立과 함께 外國銀行支店들의 進出을 許容하여 銀行組織을 整備 및 擴充하였다. 그 후 1970年代부터 政府는 資本市場의 적극적인 育成과 非銀行金融機關의 設立 및 育成에 努力을 기울였다.

最近에 非銀行金融機關보다 빨리 成長할 수 있었던 좀 더 具體的인 要因을 살펴 보면 다음과 같다.

첫째로 銀行金融機關들이 人事, 豫算 및 資金運用面에서 政府의 强力한 統制下에 있어 제구실을 充分히 發揮할 수가 없었다. 反面에 非銀行金融機關은 相對的으로 政府의 規制를 적게 받아 企業性에 입각한 自由로운 經營이 可能하여 成長하는데 有利한 條件을 갖추게 되었다.

둘째로 預金銀行보다 非銀行金融機關에게 受信 및 與信의 金利가 높게 주어졌다. 超過需要가 尙存하는 金融市場에서 有利한 金利構造는 非銀行金融機關이 業務를 擴張하는데 중요한 要因으로 作用하였다.

세째로 所得水準이 향상되고 產業構造가 高度化됨에 따라 非銀行金融機關이 供給하는 金融仲介機能에 대한 需要가 增大되었다. 따라서 一般企業體와 마찬가지로 非銀行金融機關이 成長할 수 있는 基本的 與件이 成熟되었다는 점을 看過할 수 없다.

多樣한 金融機關의 成長과 함께 자연적인 현상으로 金融資產의 構成에도 많은 變化가 있었다. 우선 直接金融市場이 擴大되어 總金融資產中에서 株式 및 債券이 차지하는 比重

〈表 2〉 金融機關別 資產規模變化 推移

(단위 : 10億원)

	1975		1979		1983		年平均增加率(%)	
		(%)		(%)		(%)	75~79	79~83
通貨金融機關	10,833	76.2	34,510	72.8	82,084	67.9	33.6	24.2
韓國銀行	2,174	15.3	5,778	12.2	11,342	9.4	27.7	18.4
預金銀行	8,659	60.9	28,732	60.6	70,742	58.5	35.0	25.3
一般銀行	5,302	37.3	18,172	38.3	45,598	37.7	36.1	25.9
市中銀行	4,382	30.8	14,723	31.1	33,858	28.0	35.4	23.2
地方銀行	661	4.7	1,917	4.0	5,141	4.3	30.5	28.0
外國銀行支店	260	1.8	1,532	3.2	6,600	5.5	55.8	44.1
特殊銀行	3,357	23.6	10,560	22.3	25,144	20.8	33.2	24.2
韓國外換銀行	1,927	13.6	5,527	11.7	11,918	9.9	30.1	21.2
國民銀行	266	1.9	1,182	2.5	3,418	2.8	45.2	30.4
中小企業銀行	288	2.0	1,050	2.2	3,063	2.5	38.2	30.7
住宅銀行	168	1.2	839	1.8	2,431	2.0	49.5	30.5
農協	646	4.5	1,734	3.7	4,274	3.5	28.0	25.3
水協	62	0.4	228	0.5	481	0.4	38.5	20.5
非通貨金融機關	3,140	22.1	11,654	24.6	33,052	27.3	38.8	29.8
開發機關	2,358	16.6	6,948	14.7	14,165	11.7	31.0	19.5
韓國產業銀行	2,328	16.4	6,624	14.0	10,789	8.9	29.9	13.0
韓國輸出入銀行	30	0.2	324	0.7	2,429	2.0	81.3	65.5
長期信用銀行	—	—	—	—	948	0.8	—	—
貯蓄機關	250	1.8	1,597	3.4	5,431	4.5	59.0	35.8
相互信用金庫	62	0.4	362	0.8	2,036	1.7	55.5	54.0
信用協同機構	141	1.0	1,216	2.6	3,392	2.8	71.4	29.2
우편貯蓄	47	0.3	19	0.0	3	0.0	−2.03	−37.0
投資會社	221	1.6	1,268	2.7	4,289	3.6	54.8	35.6
投資金融會社	221	1.6	931	2.0	2,920	2.4	43.3	33.1
綜合金融會社	—	—	337	0.7	1,369	1.1	—	42.0
證券關聯機關	105	0.7	741	1.6	4,732	3.9	63.0	59.0
證券金融	27	0.2	123	0.3	225	0.2	46.1	16.3
證券會社	55	0.4	176	0.4	508	0.4	33.8	30.3
證券投資信託	23	0.0	442	0.9	3,999	3.3	109.4	73.4
保險會社	206	1.5	1,100	2.3	4,435	3.7	52.0	41.7
生命保險會社	105	0.7	669	1.4	3,425	2.8	58.9	50.4
損害保險會社	101	0.7	441	0.9	1,010	0.8	44.6	23.0
信託計定	244	1.7	1,230	2.6	5,741	4.8	49.8	47.0
計	14,217	100.0	47,394	100.0	120,877	100.0	35.1	26.4

資料 : 韓國銀行, 『調査統計月報』.
國民銀行, 『調査月報』.
證券金融(株) 『證券金融』 등.

〈表 3〉 金融資產의 構造變化 推移

(단위 : 10億원)

	1972	1977	1981	1982	1983	增加率(%)		
						72~77	77~83	72~83
總通貨(M_2)	1,451.8 (75.9)	5,874.4 (63.8)	15,671.1 (48.9)	19,904.2 (46.3)	22,938.1 (43.7)	32.3	25.5	28.5
通貨量(M_1)	519.4 (27.2)	2,172.6 (23.6)	3,982.4 (12.4)	5,799.3 (13.5)	6,783.4 (12.9)	33.1	20.9	26.3
非銀行貯蓄[1]	288.5 (15.1)	2,116.3 (23.0)	10,620.7 (33.2)	15,092.3 (35.1)	19,470.4 (37.1)	49.0	44.8	46.7
株式	40.3 (2.1)	622.5 (6.8)	1,643.2 (5.1)	1,920.1 (4.5)	2,382.7 (4.5)	72.9	25.1	44.9
債券[2]	131.3 (6.9)	596.8 (6.5)	4,090.9 (12.8)	6,050.9 (14.1)	7,754.7 (14.8)	35.4	53.3	44.9
計	1,911.9 (100.0)	9,210.0 (100.0)	32,025.9 (100.0)	42,967.5 (100.0)	52,545.9 (100.0)	37.0	33.7	35.2

註 : 1) 保險, 金錢信託, 短期金融, 相互金融, 信用金庫, 信協, 投資信託, 其他
2) 國·公·金融債 및 會社債

資料 : 財務部

이 1972年에는 9%이었으나 1983年末 現在는 20% 水準에 육박하고 있다. 그리고 非銀行金融機關의 貯蓄이 相對的으로 빨리 成長하면서 銀行金融機關의 金融資產인 總通貨(M_2)의 比重은 같은 期間동안 75.9%에서 43.7%로 下落하였다(表 3 參照).

이와 같이 우리나라의 金融市場은 1970年代初부터 1980年代初까지의 期間동안 構造가 深化되어가는 趨勢를 보이고 있다. 國民經濟의 發展과 竝行하여 金融構造가 深化되고 있는 것은 바람직한 現象이다. 그러나 總通貨(M_2)의 比重의 크게 下落하고 있고 M_2와 代替性이 높은 金融資產規模가 擴大됨으로써 銀行金融機關만을 對象으로 하는 현재의 通貨信用政策의 效果에 意問을 품게 되었다. 그러므로 通貨信用政策의 有效性을 提高하기 위하여는 通貨規制對象의 範圍를 銀行金融機關에서 非銀行金融機關까지 擴大하는 것이 바람직하다는 의견이 있다.

물론 巨視經濟政策에서 가장 중요한 위치를 점하고 있는 通貨信用政策이 景氣循環에 効果的으로 對處할 수 있어야만 한다. 그러나 通貨規制範圍의 擴大도 적지 않은 問題點을 惹起시킬 수 있다. 우선 많은 金融機關으로부터 迅速·正確하게 統計資料를 蒐集하여 分析하고 또한 수많은 金融機關의 與受信活動을 間接的 規制方式으로 統制할 수 있어야 하는 制度上·行政上의 어려움이 있다. 다음으로 政府의 規制가 强化됨으로써 非銀行金融機關의 成長이 萎縮될 수도 있다는 可能性도 排除할 수 없다. 우리나라의 非銀行金融機關은 開發初期段階에 있으며 아직도 적극적으로 育成해야 할 必要가 있다. 또한 같은 程度의 政府의 統制가 一般銀行에 비하여 非銀行金融機關에게는 좀더 强度높게 作用할 것이다.

따라서 非銀行金融機關의 發達이 國內貯蓄을 增大시키고 長期的인 經濟成長潛在力을 擴大시킬 수 있다는 점을 勘案할 때 通貨規制範圍의 擴大에는 좀더 면밀한 分析이 필요하다고 생각된다. 허나 非銀行金融機關들의 金融規制의 直接的인 對象이 되든, 되지 않든간에 通貨政策을 遂行하는데 모든 金融機關의 動態

가 충분히 勘案되어야만 한다. 또한 金融機關을 發展시키기 위해서는 政府政策은 體系的이며 一貫性을 유지할 수 있어야 한다. 그러나 여기에서 우리나라의 金融機關의 監督體系에 問題點이 있는 것은 指摘하지 않을 수 없다. 〈表 4〉에서 볼 수 있는 바와 같이 金融機關의 監督機構가 分散되어 있다. 이와 같은 現象은 所望스럽지 못하며 金融產業의 健全育成과 一貫性 있는 金融政策의 수행을 위하여 監督體制의 整備가 必要하다고 판단된다.

3. 非銀行金融機關의 發達이 通貨信用政策의 有效性에 미치는 영향

通貨信用政策은 우리나라를 비롯하여 西方各國에서 景氣調節對策으로 重要한 機能을 遂行하여 왔다. 傳統的인 通貨政策은 銀行金融機關을 對象으로 하여 信用創造 過程에 영향을 주어 銀行의 金融資產인 狹意의 通貨 또는 總通貨 量을 調節하여 왔다. 通貨政策이 銀行金融機關을 規制對象으로 하고 있는 것은 銀行이 供給하는 金融資產은 交換의 媒介手段으로 認定되고 있으며 銀行組織은 乘數的으로 信用을 創造하고 收縮하여 物價 및 所得등의 變化에 심각한 영향을 미치기 때문이다. 그러나 近年에 非銀行金融機關이 銀行金融機關에 비하여 相對的으로 빠른 速度로 增加함으로써 傳統的인 通貨信用政策의 有效性에 疑問을 提起하게 되었다. Gurley와 Shaw (1955), Tobin (1963) 등은 金融仲介機關으로써 銀行과 非銀行金融機關은 根本的으로 差異點이 없다고 主張하고 있다. 非銀行金融機關이 發行하는 金融資產은 銀行이 創造하는 貨幣와 性格과 機能面에서 類似하고 非銀行金融機關도 信用을 乘數的으로 創造할 수 있다는 것이다. 따라서 非銀行金融機關의 伸張은 信用의 追加

〈表 4〉 金融機關 監督體系

	監督權	檢査權의 委任
<銀行>		
① 一般銀行(市銀・地方銀行 및 外國銀行國內支店)	韓國銀行 銀行監督院	——
② 特殊銀行(外換・輸出入・產業・中小企業・國民・住宅・長期信用銀行)	財務部	銀行監督院에 委任可能
③ 農協・水協 및 畜協中央會	農水產部・水產廳(財務部와 協議)	銀行監督院에 委任可能
<非銀行 金融機關>		
① 短資・綜金	財務部	銀行監督院에 委任可能
② 相互信用金庫	財務部	銀行監督院 및 相互信用金庫 聯合會에 委任可能
③ 信用協同組合	財務部 및 信協聯合會	銀行監督院 및 信協聯合會에 委任可能
④ 새마을金庫	內務部 및 마을金庫聯合會	市・道知事에 委任可能
⑤ 信託業	財務部	——
⑥ 證券投資信託	財務部	證券監督院에 委任可能
⑦ 證券會社	證券管理委員會 및 證券監督院	〃
⑧ 保險會社	財務部 및 保險公社	保險公社에 委任可能

資料：韓國銀行

供給을 可能케 하여 銀行金融機關만을 對象으로 하는 傳統的인 通貨政策의 有效性을 弱化시킨다는 것이다. 그러므로 通貨信用政策의 有效性을 提高시키기 위하여는 通貨規制對象을 非銀行金融機關까지 擴大할 必要가 있다는 意見을 提示하였다.

非銀行金融機關이 單純히 貯蓄과 投資를 仲介하는 機能을 遂行한다면 非銀行金融機關의 活動이 通貨政策의 效果에 큰 問題는 提起하지 않을 것이다. 오히려 國內貯蓄의 增加와 資金利用의 效率度를 提高시켜 經濟成長의 잠재력을 擴大하여 國民經濟의 성장과 안정에 크게 寄與할 것이다. 그러나 非銀行金融機關의 金融資產이 높은 收益率 또는 附帶條件의 利點등으로 銀行의 遊休預金殘高와 市中의 遊休資金이 非銀行金融機關으로 흡수되어 信用供給의 源泉으로 活用될 수도 있다. 이와 같은 遊休殘高의 活動化는 信用의 純增加를 意味하게 되고 貨幣의 所得流通速度를 上昇시켜 傳通的 通貨政策의 效果를 攪亂시킬 수 있는 것이다. 遊休殘高의 活動化를 通貨需要側面에서보면, 通貨需要가 通貨保有에 따른 機會費用에 좀 더 예민해져 가고 있는 것으로 解析할 수 있다. 即 非銀行金融機關의 發達에 따라 通貨와 代替性이 높은 金融資產의 出現은 通貨需要函數에서 通貨保有의 機會費用變數인 金利의 彈力性이 높아 질 것으로 豫見하는 것이다. 通貨需要의 金利彈力値가 높아 질 경우 다른 조건이 同一하다면 通貨政策의 效果는 弱化된다는 理論은 이미 잘 알려져 있다[4].

따라서 非銀行金融機關이 發達함에 따라 傳統的인 通貨政策의 有效性에 미치는 영향은 주로 通貨와 非銀行金融機關 金融資產間의 代替關係의 變化에 달려 있다. 만약 非銀行金融機關의 信用供給 源泉이 遊休資金의 活動化에 있다면 通貨政策의 效果를 높이기 위하여 規制對象을 非銀行金融機關까지 擴大해야 할 것이다. 그러나 非銀行金融機關이 所得增加에 따른 經常貯蓄資金을 흡수하여 信用을 供給한다면 非銀行金融機關의 發達이 通貨信用政策의 有效性을 弱化시킨다고 볼 수 없는 것이다.

이런 理論的 論意뿐만 아니라 非銀行金融機關의 發達에 따른 傳統的 通貨信用政策의 有效性 有無를 밝히기 위하여 實證分析이 활발히 이루어졌다. 여러가지 接近方法이 시도되었으나 많은 實證分析硏究는 非銀行金融機關이 伸張됨에 따라 通貨需要의 金利彈力値가 어떻게 變化하는가에 長期間에 걸쳐 關心이 集中되었다. 例를 들면 Tong Hun Lee (1966)는 美國의 1934年부터 1964年까지 時系列 年間資料를 使用하여 一人當 實質通貨를 一人當 實質恒常所得과 金融資產間의 利子率 差異의 函數로 하여 回歸分析을 시도하였다. 그 結果 通貨需要의 金利 彈力値는 非銀行金融機關이 發達한 期間에 높아진다는 것을 밝혀내어 一般銀行과 非銀行金融機關 金融資產間에 代替關係가 높아진다는 것을 立證하였다. 그리고 Galper (1969)도 分期別 資料를 利用하여 通貨需要函數의 金利彈力値가 높아진다는 實證分析結果를 發表하여 Tong Hun Lee와 함께 非銀行金融機關의 發達이 通貨信政策의 有效性을 弱化시킨다는 Gurely와 Shaw의 主張을 支持하였다.

그러나 Feige (1964), Cagan과 Schwartz (1975), Hafer와 Hein (1982, 1984) 등에 의해 이루어진 實證分析 結果는 美國에서 第二

4) 單純한 *IS*−*LM*「모델」에서도 쉽게 알 수 있음. 朴在潤(1978), 또는 Branson (1972) 참조.

次世界大戰以後 非銀行金融機關이 급속히 發達하였음에도 불구하고 通貨需要의 金利彈力値는 오히려 낮아지고 있다고 發表되었다. 따라서 非銀行金融機關이 發達함에도 불구하고 傳統的인 通貨信用政策의 有效性을 認定하여야 한다고 主張하고 있다. 오히려 通貨需要의 金利彈力値가 下落하고 있다는 推定結果를 근거로하여 傳統的 通貨政策의 效果는 더욱 强化될 수 있다는 意見을 發表하고 있다.

Suzuki (1984)도 分期別 資料를 使用하여 日本의 通貨需要函數를 推定하였다. 分析結果에 의하면 非銀行金融機關이 급속히 發展한 1974年 以後에 通貨需要函數가 構造的인 變化가 있었다는 것을 發表하였다. 그러나 通貨需要의 金利彈力値는 下落勢를 보이고 있는 것으로 나타났다. 따라서 Suzuki는 非銀行金融機關의 發達이 日本의 通貨信用政策에 아직은 심각한 攪亂效果가 있지는 않다는 見解를 보였다.

지금까지의 實證的 硏究結果는 非銀行金融機關의 급속한 伸張에 따른 遊休資金의 活動化가 아직은 通貨政策의 效果를 크게 攪亂할 만한 水準에 까지 이르지는 않았다는 見解가 支配的이다[5]. 그러나 金融革新이 活發히 進行되고 있는 最近 各國의 金融市場 動向에 비추어 볼 때 各種 支給手段의 현저한 發達, 銀行金融機關의 金融資産과 代替性이 높은 非銀行金融機關 金融資産의 계속적인 出現과 擴大는 傳統的인 通貨政策의 效果를 攪亂시킬 수 있는 可能性이 漸增할 수 있다는데 커다란 異見을 보이지 않고 있다. 따라서 金融市場의 構造變化와 各種 金融機關의 活動을 綜合的으로 反映할 수 있는 通貨指標의 開發과 이들 通貨指標의 動態를 充分히 파악하여 通貨政策을 遂行하는 것이 所望스럽다는 意見이 있다[6].

우리나라의 경우 이미 살펴 본 바와 같이 非銀行金融機關이 1970年代 中盤以後부터 급속히 伸張되고 있으며 특히 最近에 非銀行金融機關의 活動이 크게 擴大되면서 通貨規制範圍에 非銀行金融機關을 포함시켜야 한다는 意見이 많이 提示되고 있다. 그러나 아직 非銀行金融機關의 發達과 通貨政策의 有效性에 관한 硏究는 活潑히 進行되지 못하고 있다. 本稿에서는 보편적으로 시도되고 있는 方法인 短期通貨需要函數를 推定하고, 通貨需要의 金利彈力値의 變化를 檢討하여 非通貨金融機關의 發達이 通貨信用政策에 미치는 영향을 分析해 보고자 한다.

Ⅲ. 通貨需要行態變化의 分析

非通貨金融機關이 급속히 成長하면서 종래의 銀行金融機關만을 대상으로 하는 通貨信用政策의 有效性에 대한 意問이 제기되어 왔다. 여기에는 여러가지 原因이 있지만 그중 핵심적인 것은 通貨와 밀접한 代替關係에 있는 金融資産이 增加하면서 通貨需要의 金利彈力値가 급격히 上昇할 것이라는데 근거한다. 비록 우리나라 非銀行金融機關의 역사는 짧으나 이

5) Feige와 Pearce (1977)는 非銀行金融機關과 通貨信用의 有效性 關係에 대한 理論 및 實證分析 硏究結果를 잘 綜合하여 놓았다.

6) 美國聯邦準備制度의 通貨統計에 대한 자문위원회(The Advisory Committee on Monetary Statistics)에서 발표된 것으로 同委員會는 M. Friedman, G.L. Bach, Phillip Cagan, Chifford Hildreth, Franco Modigliani, Arthur Okun으로 구성되었으며 檢討結果 報告에 관한 要約이 Federal Reserve Bulletin 1976年 5月號에 수록되어 있음.

들이 通貨의 金利彈力性變化에 어떤 影響을 미치고 있는가에 대하여 實證分析을 통하여 檢證해 보고자 한다.

通貨의 金利彈力性의 變化를 檢證하는데는 水準調整原則(the stock adjustment principle)에 입각하여 導出된 通貨需要函數가 일반적으로 利用되어 왔다. 本稿에서도 均衡通貨需要와 前期의 通貨需要의 差가 部分的으로 調整되어 가는 過程에서 通貨需要의 增減이 發生한다는 가정아래 다음과 같은 水準調整方程式을 設定하였다.

$$\Delta \ln\left(\frac{M}{P}\right)_t = \gamma\left[\ln\left(\frac{M}{P}\right)_t^* - \ln\left(\frac{M}{P}\right)_{t-1}\right] \quad \cdots\cdots(1)$$

단, M : 通貨需要

P : 物價水準

t : 期間의 표시

γ : 調整速度

$\Delta \ln\left(\frac{M}{P}\right)_t$: t期의 通貨需要의 增減

$$\left(=\ln\left(\frac{M}{P}\right)_t - \ln\left(\frac{M}{P}\right)_{t-1}\right)$$

$\left(\frac{M}{P}\right)_t^*$: t期의 均衡實質通貨需要

또한 均衡實質通貨需要는 實質所得과 金利에 의하여 決定된다고 보았다.

$$\ln\left(\frac{M}{P}\right)_t^* = \beta_0 + \beta_1 \ln y_t + \beta_2 \ln(100 + r_t) \quad \cdots\cdots(2)$$

단, y : 實質GNP

r : 金利

式 (1)을 式 (2)에 代入하여

$$\ln\left(\frac{M}{P}\right)_t = \gamma\beta_0 + \gamma\beta_1 \ln y_t + \gamma\beta_2 \ln(100 + r_t) + (1-\gamma)\ln\left(\frac{M}{P}\right)_{t-1}$$

$$= \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_t + \alpha_2 \ln(100 + r_t) + \alpha_3 \ln\left(\frac{M}{P}\right)_{t-1} \quad \cdots\cdots(3)$$

을 導出하였다. 式 (3)에서 α_1과 α_2는 所得과 金利의 短期彈力値이다.

實證分析의 標本期間은 1964年 1/4分期부터 1983年 4/4分期까지로 하였으며 通貨需要行態의 變化를 檢討하기 위하여 이를 1964年 1/4分期에서 1973年 4/4分期까지와 1974年 1/4分期에서 1983年 4/4分期까지로 나누었다. 또한 非銀行金融機關들이 본격적으로 新設되고 營業活動이 급속히 伸張되었던 1974年부터 1983年까지의 期間동안에 通貨需要의 金利彈力性이 變化하였는가를 分析하여 보았다.

通貨指標로서는 通貨量(M_1)과 總通貨(M_2)를 선택하였고 資料는 이들 指標의 分期別 平殘統計를 사용하였다. 그러나 1971年 以前에는 日間殘額의 平均値에 근거한 通貨指標 平殘統計의 入手가 불가능하여 1964年~73年期間에는 月間殘額의 平均値에 근거한 平殘統計를 이용하였다. 所得變數로서는 實質GNP를 사용하였다.

通貨需要函數를 推定하는 데 있어서는 通貨保有의 機會費用으로 어떤 利子率을 선택하는가가 항상 어려운 問題로 대두된다. 本 實證分析에서는 1년만기定期預金金利(r_{TD}), 短期金融會社의 自體發行어음金利(r_{ISU}), 國公債金利(r_{PB}) 및 私債金利(r_{UM})를 사용하여 보았다.

實證分析 結果 모든 金利의 變化에 대한 通貨需要의 反應은 크게 다르지 않았다. 우선 全標本期間을 통하여 資料入手가 가능한 私債金利를 機會費用變數로 택하여 通貨需要의 一

〈表 5〉 通貨需要函數 推定結果(Ⅰ)

從屬變數 / 標本期間 / 說明變數	$\ln\left(\frac{M_1}{P}\right)$		$\ln\left(\frac{M_2}{P}\right)$	
	64¼~73¾	74¼~83¾	64¼~73¾	74¼~83¾
常數	1.664 (0.90)	3.306 (3.00)	−3.939 (−1.66)	1.681 (1.98)
$\ln\left(\frac{GNP}{P}\right)$	0.207 (1.90)	0.329 (3.57)	0.288 (1.99)	0.238 (3.15)
$\ln(100+r_p)$	−0.411 (−1.34)	−0.612 (−3.33)	0.497 (1.36)	−0.419 (−2.72)
1分期前 從屬變數	0.824 (11.00)	0.600 (5.76)	0.918 (18.89)	0.819 (12.91)
D(813/822)	—	−0.099 (−3.36)	—	—
D_2	0.009	−0.084	0.018	−0.021
D_3	0.067	−0.028	0.059	0.016
D_4	0.052	−0.128	−0.044	−0.076
R^2	0.990	0.960	0.994	0.991
DW	2.55	1.87	1.99	2.33

註:( ) 안은 t-value 임.

般的인 行態變化를 檢討해 보았다. 다음으로 通貨需要의 金利彈力性 變化를 分析하는 1974~83年 期間에는 自體發行어음 金利를 機會費用變數로 사용하였다.

通貨需要函式(3)에서 私債金利를 이용하여 全標本期間에 걸쳐 推定한 結果를 〈表 5〉에 綜合하였다. 通貨量(M_1)의 경우 所得 및 金利의 短期彈力値는 74年以後의 期間동안에는 다소 上昇한 것으로 나타났다. 그러나 實質通貨需要殘高가 1964~73年 期間에는 18%速度로 均衡水準에 접근하였으나 1974~83年期間에는 調整速度가 빨라져 40%速度로 접근한 것으로 나타났다. 이와 같이 調整速度가 빨라져 〈表 6〉에서 볼 수 있는 바와 같이 所得 및 金利의 長期彈力値는 1974年以後에 낮아진 것으로 나타나고 있다. 通貨量(M_1)에 대한 統計資料가 不一致하여 정확한 비교는 어려우나 1974年以前의 期間에서 所得 및 金利의 推定된 係數의 統計的 有意性이 높지 못한 반면 1974年以後에는 推定된 係數의 統計的 有意性이 높다. 이와 같은 結果에 의하면 最近에는 傳統的 理論과 부합되는 通貨需要行態를 나타내고 있는 것으로 보인다.

〈表 6〉 長期 彈力値

標本期間	M_1		M_2	
	所得	金利	所得	金利
1964¼~1973¾	1.176	−2.335	3.512	6.061
1974¼~1983¾	0.823	−1.530	1.315	−2.315

總通貨(M_2) 需要函數의 推定結果에 의하면 短期所得彈力値가 M_1의 경우와는 달리 1974年 以後에 약간 낮아졌다. 1974年 以後의 標本期間동안 M_1의 경우와 같이 M_2에 대한 調整速度가 빨라져 總通貨(M_2)需要의 長期所得彈力値도 낮아졌다. 1964~73年의 標本期間에서 推定된 金利의 係數는 비록 統計的 有意性은 낮으나 豫想된 符號가 아닌 正의 값을 가졌다. 그러나 1974年 以後期間에서는 金利의 係數가 豫想된 符號를 갖고 統計的 有意性도

높은 것으로 나타났다.

지금까지의 實證分析結果에 의하면 우리나라의 通貨需要가 過去보다 最近에 와서 論理的으로 導出된 理論에 좀 더 부합되는 行態를 보이고 있는 것으로 판단된다. 이와 같은 現象은 所得이 增大되고, 金融市場의 擴大와 함께 質的 改善이 진행되면서 各 經濟主體의 流動性管理가 過去에 비하여 合理的으로 이루어지고 있기 때문으로 생각된다.

本 硏究의 주된 목적은 非通貨金融機關이 發達함에 따라 通貨需要의 金利彈力値가 크게 높아지는가에 대한 檢證을 위하여 非銀行金融機關 設立이 본격적으로 이루어진 1974年 以後부터 1983年까지를 標本期間으로 하였으며, 非銀行金融機關이 아직 開發初期段階에 있었던 1974~78年 期間과 全標本期間동안의 通貨需要函數를 推定하여 比較함으로써 通貨需要行態의 變化를 分析하여 보았다. 機會費用變數로는 自體發行어음의 金利를 택하였다.

推定結果〈表 7〉에 의하면 說明變數들이 通貨需要의 行態를 얼마나 잘 설명해 주는가를 나타내는 R^2는 매우 높으며 推定된 係數는 모두 예상된 부호를 갖고 있다. 또한 1974~78年期間에서 推定된 總通貨方程式의 金利의 係數만 제외하고는 모든 說明變數의 係數들이 統計的 有意性이 매우 높은 것으로 나타났다.

이들 推定方程式을 比較해 보면 通貨量(M_1)과 總通貨(M_2)의 需要行態는 거의 같은 變化趨勢를 보이고 있다. 所得 및 金利의 變化에 대하여는 流動性이 더 높은 M_1의 需要가 M_2의 需要보다 더 민감하게 反應하는 것으로 보인다. 또한 均衡通貨需要水準으로 접근하는 調整速度도 M_1이 M_2보다 빠른 것으로 確認되었다. 그러나 이들 通貨 需要의 調整速度는 全標本期間에서 推定된 것이 1974~78年期間에서 推定된 것에 비해 상대적으로 늦어졌다.

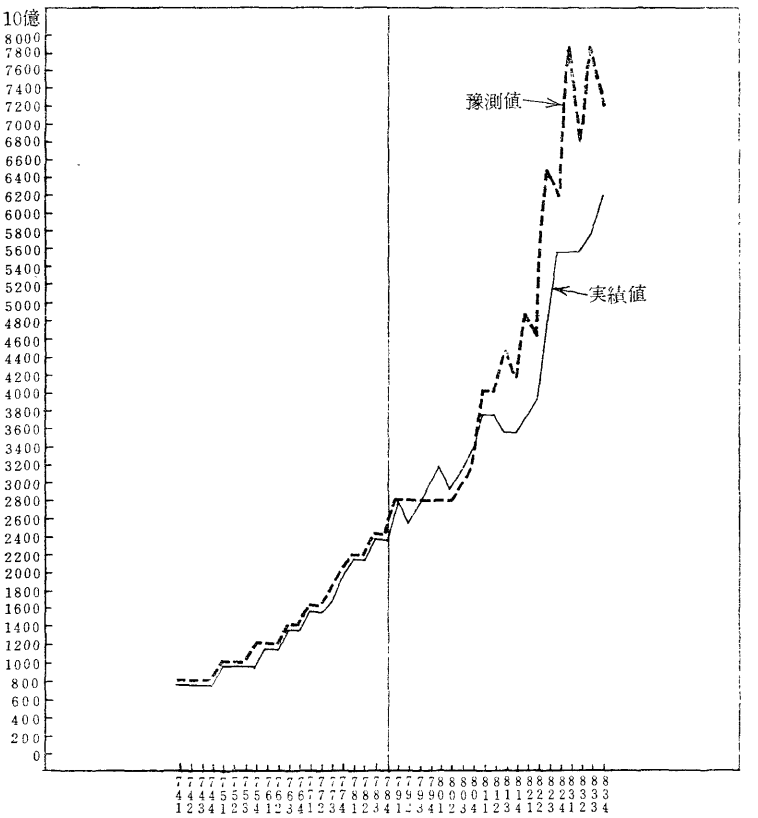
所得과 金利의 短期彈力値는 M_1과 M_2의 경우 모두 全標本期間에서 推定된 것이 前期의

〈表 7〉 通貨需要函數 推定結果(Ⅱ)

從屬變數 / 標本期間 / 說明變數	$\ln\left(\frac{M_1}{P}\right)$		$\ln\left(\frac{M_2}{P}\right)$	
	74¼~78¾	74¼~83¾	74¼~78¾	74¼~83¾
常 數	17.615 (1.91)	5.104 (4.31)	3.056 (0.37)	2.049 (2.10)
$\ln\left(\frac{GNP}{P}\right)$	0.651 (4.65)	0.392 (4.64)	0.428 (3.30)	0.251 (3.23)
$\ln(100+r_{ISU})$	−3.833 (−1.97)	−1.036 (−4.61)	−0.749 (−0.43)	−0.546 (−2.74)
1分期前 從屬變數	0.376 (2.59)	0.546 (5.70)	0.653 (4.85)	0.827 (13.43)
$D(813/822)$	—	−0.091 (−3.50)	—	—
D_2	−0.172	−0.103	−0.071	−0.027
D_3	−0.088	−0.039	−0.002	0.018
D_4	−0.375	−0.167	−0.211	−0.082
R^2	0.982	0.967	0.983	0.991
DW	1.75	2.14	1.96	2.19

註 : ( ) 안은 t-value 임.

〔圖 1〕 通貨需要豫測結果; M_1



것에 비하여 낮아졌다. 여기서 특히 관심을 끄는 것은 非銀行金融機關이 급속히 伸張하는 데 영향을 받아 金利彈力値가 上昇할 것이라는 豫測과는 반대의 推定結果가 얻어졌다는 것이다. 所得 및 金利의 長期彈力値는 M_1의 경우 短期彈力値와 같은 變化를 보여 모두 낮아졌다. 그러나 M_2의 경우는 반대의 현상을 보여 所得 및 金利의 長期彈力値가 커진 것으로 나타났다(表 8 參照).

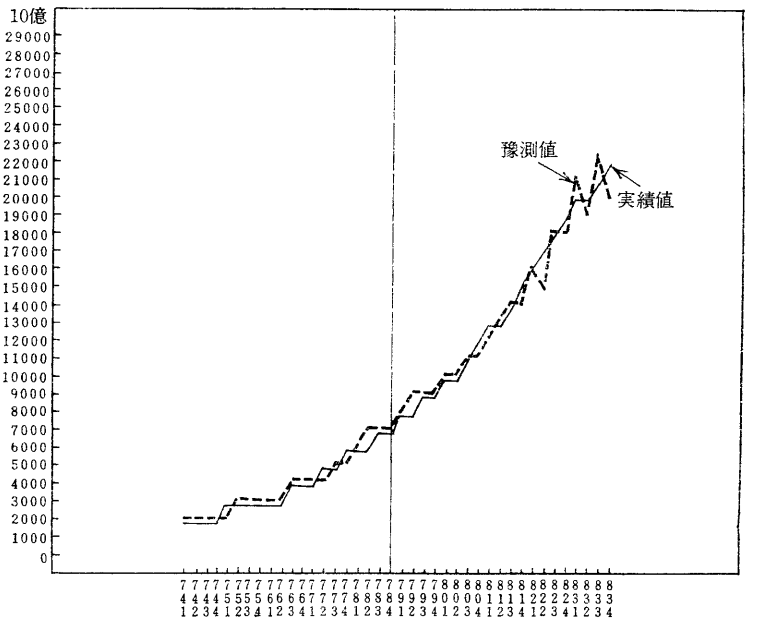
〈表 8〉 長期 彈力値(Ⅱ)

標本期間	M_1		M_2	
	所 得	金 利	所 得	金 利
1974¼~1978¾	1.04	−6.14	1.25	−1.45
1974¼~1983¾	0.86	−2.28	1.45	−3.16

위의 推定結果에서 또 하나 注目되는 현상은 說明變數의 係數들이 1974~83年 期間동안에 安定的이 아니고 크게 變化한 것이다. 즉 1972年以後의 美國이나 英國에서 나타나는 현상과 같이 우리나라의 通貨需要函數도 不安定한 것이 아닌가 하는 생각을 해볼 수 있다. 이와 같은 通貨需要의 不安定性을 檢討해 보기 위하여 推定된 通貨需要方程式의 豫測度를 調査해 보았다.

1974~78年 期間에서 推定된 通貨需要方程式을 이용하여 1979年부터 1983年까지의 通貨需要를 豫測해 본 결과 〔圖 1〕에서 볼 수 있는 바와 같이 通貨(M_1)의 경우 豫測된 通貨

〔圖 2〕 通貨需要豫測結果; M_2



需要는 實際殘額보다 크게 나타났다. 그러나 總通貨(M_2)의 경우는 비교적 近似하게 豫測하고 있는 것을 〔圖 2〕에서 볼 수 있다.

豫測度를 알아보는 Root-Mean Squared Error (RMSE)와 Theil의 不等係數의 값이 M_1의 경우 각각 0.1169와 0.0081이고 M_2의 경우 각각 0.0381과 0.0023이었다.

이와 같은 分析結果에서 볼 때 通貨와 總通貨의 需要豫測度는 대체로 만족스러운 것으로 보인다. M_1의 경우 M_2에 비하여 상대적으로 덜 만족스러운 것으로 나타나고는 있다. 그러나 1981年 下半期에 높은 金利를 부여한 家計綜合預金이 새로 만들어져 M_1으로 부터의 資金離脫이 있었고 1982年 6月에는 通知預金이 廢止된 사실이 있다. 또한 本硏究의 目的을 위하여 편의상 物價變數를 通貨需要函數에서 除外한 것을 감안하면 M_1의 豫測度도 비교적 만족스러운 것으로 보인다. 따라서 우리나라에서는 아직 通貨需要函數가 統計的인 不安定性을 보이고 있는 것으로는 생각되지 않는다.

非銀行金融機關이 빨리 伸張하는 1979년以後에 通貨需要의 金利彈力値가 上昇하는가를 좀더 면밀히 檢討하기 위하여 또하나의 實證分析을 試圖해 보았다. 우선 「더미」變數 DA를 1974年 1/4分期부터 1978年 4/4分期까지를 1로 하고 나머지 期間은 0으로 정하였으며, 「더미」變數 DB를 1979年 1/4分期부터 1983年 4/4分期까지를 1로 하고 앞의 期間에는 0으로 하였다. 「더미」變數 DA와 DB를 이용하여 短期金利彈力値가 두 期間사이에 얼마나 變化하는가를 살펴보고자 한 것이다.

推定結果에 의하면 〈表 9〉에서 볼 수 있듯이 短期金利彈力値는 M_1의 경우 前期에 −0.999, 後期에 −1.003이며 M_2의 경우 前期에 −0.593, 後期에 −0.591이었다. 따라서 1974年과 1983年 期間동안에 短期金利의 彈力値는 統計上 거의 변하지 않은 것으로 판단된다.

위의 實證分析結果를 綜合하여 볼 때 非銀

〈表 9〉 通貨需要函數 推定結果(Ⅲ)

標本期間 / 從屬變數 / 說明變數	74¼~83¾	
	$\ln\left(\frac{M_1}{P}\right)$	$\ln\left(\frac{M_2}{P}\right)$
常　　數	4.623 (3.62)	2.348 (1.62)
$\ln\left(\frac{GNP}{P}\right)$	0.435 (4.60)	0.259 (3.07)
$DA*\ln(100+r_{ISU})$	−0.999 (−4.39)	−0.593 (−2.27)
$DB*\ln(100+r_{ISU})$	−1.003 (−4.42)	−0.591 (−2.29)
1分期前 從屬變數	0.542 (5.67)	0.809 (9.04)
$D(813/822)$	−0.086	—
D_2	−0.111	−0.029
D_3	−0.047	0.016
D_4	−0.193	−0.087
R^2	0.968	0.991
DW	2.37	2.20

註 : 1) ( ) 안은 t값
2) Dummy DA는 1974¼~78¾까지 1 나머지는 0
DB는 1979¼~83¾까지 1 나머지는 0

行金融機關이 發達함에 영향을 받아 通貨需要의 金利彈力値가 높아질 것이라는 見解를 입증할 만한 證據는 찾지 못하였다. 오히려 美國이나 日本에서와 같이 通貨需要의 金利彈力値가 下落하는 現象을 보이고 있다. 또한 通貨需要函數도 상당히 安定的으로 보이며 豫測度도 비교적 만족스럽다.

우리나라의 경우 銀行金融機關을 主對象으로 하는 傳統的인 通貨信用政策의 有效性이 당분간은 크게 弱化될 것으로 생각되지 않는다. 따라서 通貨規制對象을 非銀行金融機關까지 擴大해야 할 충분한 理由가 있다고 판단되지 않는다. 그러나 通貨信用政策이 短期景氣調節對策으로서의 效果를 提高하기 위해서는 최근 크게 擴大되고 있는 非銀行金融機關의 動態를 충분히 勘案은 해야 할 것이다.

Ⅳ. 要約 및 結論

本 硏究에서 通貨需要函數의 金利彈力値의 變化를 實證分析을 통하여 檢討함으로써 非銀行金融機關의 發達이 銀行金融機關을 規制對象으로 하고 있는 傳統的인 通貨信用政策의 有效性에 어떻게 作用하는가를 살펴 보았다. 지금까지의 分析結果에서 導出되는 몇가지 結論을 要約하면 다음과 같다.

첫째, 非銀行金融機關의 發達로 通貨와 類似한 金融資産이 계속 出現되었으나 通貨需要函數의 金利彈力値는 거의 變化하지 않았다. 따라서 流動性의 需要測面에서 파악하여 볼 때 非銀行機關의 發達이 傳統的 通貨信用政策의 有效性을 弱化시키고 있다고 판단되지는 않는다.

둘째, 通貨規制範圍를 非銀行金融機關까지 擴大해야 할 필요가 있다고 생각되지는 않으나, 金利가 規制되어 있고 金融市場間의 緊密한 連繫性이 缺如되어 있는 우리經濟의 現實에서 通貨政策을 效果的으로 遂行하기 위해서는 급속히 伸張되고 있는 非銀行金融機關의 與受信活動을 충분히 勘案하여야 할 것이다. 이를 위하여 總流動性(M_3)의 通貨指標를 開發하고 이를 補助通貨指標로 利用하는 것이 바람직할 것이다.

셋째 非銀行金融機關이 銀行金融機關에 비하여 빨리 成長하고 있으나 아직 資産規模가 零細하고 開發初期段階에 있다. 非銀行金融機關의 體系的이고 一貫性있는 育成이 필요하다고 판단된다. 이를 위하여 우선적으로 非銀行

金融機關의 監督體系를 一元化하는 것이 바람직하다고 판단된다.

非銀行金融機關의 發達과 通貨政策의 有效性의 關係를 파악하는데 本硏究에서는 한 가지 接近方法만이 試圖되었다. 非銀行金融機關의 乘數的 信用創造過程 그리고 銀行의 金融資産과 非銀行金融資産間의 代替關係分析 등이 앞으로의 硏究에서 補完되어야 할 것이다.

우리나라의 通貨信用政策은 直接規制方式에서 間接規制方式으로 轉換을 摸索하고 있다. 이와 같은 轉換은 바람직한 方向이나, 通貨信用政策이 國民經濟를 바람직한 狀態로 誘導하는 役割을 效果的으로 계속 遂行할 수 있기 위해서는 通貨政策의 傳達過程과 波及效果에 대하여 좀더 많은 理解가 필요하다. 이와 같은 필요에 부응하여 本硏究가 遂行되었으나 이것은 극히 일부에 불과하다. 앞으로 이 分野에 대한 理論的·實證的 硏究가 활발히 진행되기를 所望한다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

閔丙均, 「韓國金融政策 20年의 安定政策으로서의 效果와 限界」, 『經濟經營硏究』, 第2卷 第1號, 韓國外國語大學校, 1983. 3, pp. 23~47.

朴在潤, 『貨幣金融原論』, 博英社, 1981.

_____, 河成根, 「各種 通貨指標에 關한 實證的 分析」, 韓國銀行, 『調査月報』, 1982. 2.

財務部, 『韓國의 金融政策』, 1979.

司空壹, 金寬洙, 『韓國의 金融構造 1963~1975』, 韓國開發硏究院, 1977.

司空壹, 「金融과 經濟發展」, 『韓國開發硏究』, 韓國開發硏究院, 第2卷 第3號, 1980.

李性輝, 「通貨量의 새로운 槪念과 그 推計」, 『韓國開發硏究』, 韓國開發硏究院, 第1卷 第3號, 1979.

韓國銀行, 「金融構造의 變化와 通貨指標의 擴大」, 『調査月報』, 1976. 7.

_____, 「우리나라 通貨需要의 構造變動에 관한 考察」, 『調査月報』, 1976. 12.

_____, 『韓國의 金融政策』, 1977.

_____, 「非金融機關과 通貨政策」, 『調査月報』, 1978. 9.

Adelman, Irma and Cynthia Morris, *Society, Politics and Economic Development*, Johns Hopkins Press Baltimore, 1967.

_____, "Performance Criteria for Evaluating Economic Development Potential: An Operative Approach," *Quarterly Journal of Economics*, 1968.

Branson, H. William, *Macroeconomic Theory and Policy*, Harper & Row, Publishers, New York, 1972.

Cagan, Phillip, and Anna J. Schwartz, "Has the Growth of Money Substitutes Hindered Monetary Policy?," *Journal of Money, Credit, and Banking* 7, (May 1975), pp. 137~159.

Chetty, V.K., "On Measuring the Nearness of Near-Monies," *American Economic Review*, March 1972, pp. 270~281.

Feige, Edgar L. and Pearce, Douglas K., "The Substitutability of Money and Near-Monies: A Survey of the Time-Series Evidence," *Journal of Economic Literature*, Vol. 15, No.2, June 1977, pp. 439

~469.

Feige, Edgar L., *The Demand for Liquid Assets:* A Temporal Cross-Section Analysis, Englewood Cliffs, N.J.: Prentice-Hall, 1964.

Galper, Harvey, "Alternative Interest Rates and the Demand for Money: Comment," *American Economic Review,* June 1969, 59(3), pp. 401~407.

Goldfeld, S.M. "The Demand for Money Revisited," *Brookings Papers on Economic Activity,* 3: 1973, pp. 577~646.

_____, "The Case of the Missing Money," *Brookings Papers on Economic Activity,* 3: 1976, pp. 683~730.

Gurley, John G. and Shaw, Edward S., "Financial Aspects of Economic Development," *American Economic Review,* Sept. 1955, pp. 515~538.

_____, "Financial Intermediaries and the Saving-Investment Process," *Journal of Finance,* May, 1956, 11(2), pp. 256~276.

_____, *Money in a Theory of Finance,* Washington, D.C.: The Brookings Institution, 1960.

_____, *Financial Structure and Economic Development,* Economic Development and Cultural Change, April, 1967.

Hafer, R.W. and Hein, Scott E., "Financial Innovations and the Interest Elasticity of Money Demand: Some Historical Evidence," *Journal of Money, Credit and Banking,* May 1984, pp. 247~252.

Hafer, R.W. and Hein, Scott E., "The Shift in Money Demand: What Really Happened?," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review 64,* Feb. 1982, pp. 11~16.

Hamburger, M.J., "The Demand for Money in 1971: Was there a Shift?," *Journal of Money, Credit, Banking,* May 1973, 5(2), pp. 720~725.

Lee, Tong Hun, "Substitutability of Non-Bank Intermediary Liabilities for Money: The Empirical Evidence," *Journal of Finance,* Sept. 1966, 21, pp. 441~457.

_____, "Alternative Interest Rates and the Demand for Money: The Empirical Evidence," *American Economic Review,* Dec. 1967, 57(5), pp. 1168~1181.

Mckinnon, Ronald, *Money & Capital in Economic Development,* The Brookings Institution, 1973.

Patric, Hugh T., *Financial Development and Economic Growth in Underdeveloped* Countries, Economic Development and Cultural Change, Jan. 1966.

Shaw, Edward S., *Financial Deepening in Economic Development,* Oxford, 1973.

Suzuki Yoshio, "Financial Innovation and Monetary Policy in Japan," *Monetary and Economic Studies,* Bank of Japan, June, 1984, pp. 1~47.

Tobin, James, "Money, Capital and Other Stores of Value," *American Economic Review,* May, 1961, 51(2), pp. 65~86.

_____, and Brainard, William C., "Financial Intermediaries and Effectiveness of Monetary Controls," *American Economic Review,* May 1963, 53(2), pp. 383~400.

The Advisory Committee on Monetary Statistics, "Improving the Monetary Aggregates," *Federal Reserve Bulletin,* 62, May 1976, pp. 422~426.

인플레期待의 經濟的 效果分析

李 啓 植

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序 論
Ⅱ. 基本模型
Ⅲ. 인플레期待 變數
Ⅳ. 模型의 推定結果
Ⅴ. 模型의 縮約式 分析
Ⅵ. 模型의 適合性 比較
Ⅶ. 要約 및 結論

筆者：韓國開發硏究院 副硏究委員

* 本硏究는 Lee(1983)를 補完·發展시킨 筆者(1984B)의 重要部分을 拔萃한 것이다. 本硏究를 위해 많은 助言과 批判을 아끼지 않은 朴埈卿 博士와 金仲秀 博士에게 衷心으로 謝意를 표하며, 本硏究의 資料分析, 原稿整理 및 校正에 이르기까지 여러 과정에 걸쳐 努力이 至大하였던 沈慶玉 主任硏究員, 權龍水, 閔烘植 硏究員과 任贊順 硏究助員에게도 깊은 감사의 뜻을 표한다.

1) 이에 대한 비교적 最近의 硏究로는 Turnovsky (1972), Turnovsky와 Wachter (1972), Toyoda (1972), McCallum (1975 및 1976), Lahiri (1981), Ormerod (1982) 등이 있다. 우리나라의 경우 消費者의 인플레期待에 관한 硏究로서 車東世(1982)가 있다.

2) 정확하게는 모든 硏究들이 이 두 가지 脆弱點을 함께 지니고 있다고 할 수 없으나 대부분의 硏究들이 이 중 적어도 한 가지를 脆弱點으로 지니고 있는 것으로 판단된다.

Ⅰ. 序 論

인플레期待(inflationary expectations)의 槪念은 Marshall (1923)이 그의 『貨幣, 信用 및 交易』에서 처음으로 論議한 이래 Keynes를 비롯한 여러 經濟學者들에 의해 그 經濟的 重要性이 强調되어 왔으며 특히 1960年代 이후에는 Phillips (1958)의 硏究를 基盤으로 인플레期待가 賃金 및 物價에 미치는 영향에 대하여 활발한 硏究들이 이루어졌다[1].

이러한 硏究들에 있어서 分析의 焦點은 後述하는 廣義 및 狹義의 期待—賃金 決定假說의 檢證問題에 주어지고 있는데 이들 硏究들에 대해서 다음과 같은 脆弱點이 지적될 수 있다[2].

첫째, 이들 硏究들은 대부분 賃金이나 物價方程式 하나만을 推定함으로써 賃金과 物價사이의 相互聯關性이나 이들 變數들과 國民所得과 같은 主要 巨視變數들 사이의 相互 決定

關係를 고려하지 않고 있다.

둘째, 이들 硏究들은 대부분 사람들이 어떠한 過程을 통하여 인플레期待를 形成하는가에 대한 特定 期待假說만을 이용함으로써 本硏究에서도 밝혀지는 바와 같이 여러 가지 상이한 期待假說에 따라 模型의 推定結果가 현저하게 달라질 수 있는 점을 看過하고 있다.

本硏究에서는 이러한 두 가지 脆弱點을 補完한 實證模型이 提示되는데 이제까지 대부분의 模型들과 구별되는 이 模型의 特性은 다음과 같다.

첫째, 本模型은 賃金, 物價 및 所得 등 세 가지 巨視變數들의 相互決定關係를 고려한 三元 聯立方程式 體系를 사용함으로써 인플레期待가 賃金에 미치는 영향뿐만 아니라 物價 및 所得에 미치는 영향도 함께 綜合的으로 分析할 수 있다.

둘째, 本模型은 特定 期待假說에만 의존한 推定結果가 자칫 偏倚的인 結論을 제시할 수 있는 危險性을 감안하여 인플레期待 硏究에서 가장 빈번하게 이용되고 있는 여섯 가지 期待假說을 포괄적으로 고려함으로써 이들 상이한 期待假說에 따른 推定結果를 比較·分析할 수 있다.

이와 같은 聯立方程式 模型을 1965년 이후의 우리나라 經濟에 適用함으로써 本硏究가 특히 究明하고자 하는 바는 다음과 같다.

첫째, 基本模型의 構造式과 縮約式의 分析을 통하여 인플레期待가 그동안 우리나라의 賃金, 物價 및 成長에 어느 정도의 영향을 미쳐 왔는가를 고찰하고자 한다.

둘째, 여섯 가지 期待模型에 대한 回歸分析 및 「시뮬레이션」 分析을 통하여 그동안 우리나라 사람들의 인플레期待 形成過程이 어떤 期待模型에 의해서 가장 잘 說明될 수 있는가를 살펴 보고자 한다.

세째, 賃金과 物價간에 相互 交叉하는 因果關係를 고려함으로써 이 變數들의 상호 영향력에 대한 推定結果에 의하여 賃金引上問題를 둘러싼 政策當局간의 異見을 調整할 수 있는 基礎的인 政策資料를 提示하고자 한다.

네째, 賃金決定過程에 있어서의 인플레期待의 役割에 관한 두 가지 假說, 즉 廣義 및 狹義의 期待—賃金 決定假說이 우리나라의 경우 支持될 수 있는지 여부를 檢證하고자 한다.

本硏究는 7章으로 구성되어 있다. 먼저 Ⅱ章에서는 인플레期待의 實證分析을 위한 基本模型을 提示하고, Ⅲ章에서는 인플레期待에 대한 代用變數의 算出方法을 論議하고자 한다. 다음 Ⅳ章에서는 基本模型의 構造式에 대한 推定結果를 分析하고, Ⅴ章에서는 構造式의 推定結果에 근거한 模型의 縮約式에서 여러 가지 長期彈性値를 比較·分析하고자 한다.

이어서 Ⅵ章에서는 回歸分析과 「시뮬레이션」 結果에 의하여 여러 가지 期待模型의 適合性을 比較하며, 마지막으로 Ⅶ章에서는 本硏究의 分析結果를 要約함과 아울러 本硏究가 인플레期待에 관한 보다 適合한 硏究로 발전될 수 있는 몇 가지 方向에 대해서 論述하고자 한다.

Ⅱ. 基本模型

本硏究에서 分析될 基本模型은 다음과 같은 형태의 賃金, 所得 및 物價決定式으로 구성된다.

$$W_t=\alpha_0+\alpha_1 u_t^{-1}+\alpha_2 y_t+\alpha_3 P_t+\alpha_4 P_t^e$$

$$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4>0 \quad \cdots\cdots(1)$$

$$y_t=\beta_0+\beta_1 M_t+\beta_2 G_t+\beta_3 P_t+\beta_4 c_{t-1}$$

$$\beta_1, \beta_2, \beta_4>0, \ \beta_3<0 \cdots\cdots(2)$$

$$P_t=\gamma_0+\gamma_1 W_t+\gamma_2 X_t+\gamma_3 P_t^m$$

$$\gamma_1, \gamma_3>0, \ \gamma_2<0 \quad \cdots\cdots(3)$$

여기서 W_t는 名目賃金의 變化率, u_t는 失業率, y_t는 實質國民所得의 變化率, P_t는 實際인플레率, P_t^e는 期待인플레率, M_t는 貨幣供給量의 變化率, G_t는 名目上의 政府支出 變化率, c_{t-1}은 實質消費의 變化率, X_t는 勞動生産性의 變化率, P_t^m는 輸入物價의 變化率을 나타낸다.

方程式 (1)은 期待인플레率이 反映된 Phillips 관계를 나타내고 있다. 첫번째의 說明變數인 失業率 u_t^{-1}는 勞動市場에서의 超過需要狀態를 나타내는 變數이다. 두번째 變數인 實質國民所得의 變化率 y_t는 勞動市場에서의 需要變化를 설명하는 代用變數(proxy)이다. 經濟가 好況局面에 있을 때는 勞動에 대한 需要가 增加하게 되고 企業들은 不況期에 비하여 더 높은 水準의 賃金을 支拂하고서라도 필요한 勞動에 대한 需要를 충족시키려 할 것이다. 한편 經濟가 不況局面에 처해 있을 때는 이에 反對되는 현상이 일어나게 된다. 여기서 實質國民所得의 變化率은 이러한 經濟의 好·不況局面을 가장 一般的으로 反映하는 經濟變數이므로 이 變數에 의해 勞動市場에서의 需要變化의 상당부분이 설명될 수 있을 것이다[3].

세번째 說明變數인 實際인플레率 P_t는 企業의 利潤極大化(profit maximization) 및 費用極小化(cost minimization) 條件의 하나로서 유도되는 名目賃金과 勞動의 限界收入生産(marginal revenue product)의 同一性 條件에서 物價上昇에 따른 賃金上昇을 反映하기 위한 變數이다[4].

賃金決定式의 마지막 說明變數는 期待인플레率 P_t^e이다. 이 變數의 係數 α_4의 推定結果에 대하여 다음과 같은 두 가지 假說이 提起되고 있다. 첫째는 廣義의 期待—賃金 決定假說(weak version of expectations hypothesis)로서 實證分析에서 과연 期待인플레率이 賃金決定에 重要한 영향을 미치게 되는가 하는 것이다. 이 假說의 妥當性은 α_4의 推定結果가 統計的으로 有意性을 갖는지 與否에 의하여 檢證된다.

둘째는 狹義의 期待—賃金 決定假說(strong version of expectations hypothesis)로서 期待인플레率이 賃金決定에 完全히 반영되고 임금 결정과정에서 貨幣幻想이 全無하다는 見解이다. 이는 α_4가 1의 값을 갖게 됨을 의미한다[5].

한편 方程式 (2)는 總需要函數이다[6]. 이 方程式은 다음과 같은 몇 개의 方程式으로 要約되는 IS—LM 관계에서 유도된다.

$$c_t=f(y_t, r_t) \quad \cdots\cdots(4)$$

$$i_t=g(r_t) \quad \cdots\cdots(5)$$

3) 이와 같이 實質國民所得의 變化率을 賃金決定式의 說明變數로 使用한 硏究로는 日本의 勞動市場을 분석한 Toyoda (1972)가 있다.

4) 賃金決定에 있어서 期待인플레率과 함께 實際인플레率의 중요한 역할에 대해서는 여러 硏究 등에 의해 강조되고 또 이를 뒷받침하는 實證分析이 이루어졌는데, 그 例로서 Kuh (1967), Gordon (1971), Cukierman (1974), Turnovsky (1972) 및 Lahiri (1981)의 연구가 있다.

5) $0<\alpha_4<1$이면 期待인플레率이 賃金決定에 부분적으로만 반영되며 어느 정도의 貨幣幻想이 存在함을 의미한다.

6) 이 형태의 所得決定式은 McCallum (1973)의 硏究에서 처음 이용되었다.

$$y_t = c_t + i_t \quad \cdots\cdots (6)$$

$$M_t^d / P_t = L(y_t, r_t) \quad \cdots\cdots (7)$$

$$M_t^s = h(r_t) \quad \cdots\cdots (8)$$

$$M_t^d = M_t^s = M_t \quad \cdots\cdots (9)$$

여기서 c_t는 實質消費, y_t는 實質所得, i_t는 實質投資, r_t는 利子率, M_t^d는 貨幣에 대한 需要量, P_t는 物價水準, 그리고 M_t^s는 貨幣의 供給量을 나타낸다[7].

이제 (7)과 (9)로부터

$$L(y_t, r_t) = M_t / P_t \quad \cdots\cdots (10)$$

한편 (4), (5) 및 (6)으로부터

$$y_t = f(y_t, r_t) + g(r_t) = \phi(y_t, r_t) \quad \cdots\cdots (11)$$

여기서 다음이 성립한다.

$$r_t = \rho(y_t) \quad \cdots\cdots (12)$$

다시 (12)를 (10)에 대입하면

$$L(y_t, \rho(y_t)) = M_t / P_t \quad \cdots\cdots (13)$$

여기서 $y = \phi(M_t / P_t) \quad \cdots\cdots (14)$

이제 (4)와 (6)의 다른 形態를 고려해 보기로 한다. 먼저 (4)는[8]

$$c_t = f(y_t, r_t, c_{t-1}) \quad \cdots\cdots (15)$$

다음 (6)은

$$y_t = c_t + i_t + G_t / P_t \quad \cdots\cdots (16)$$

여기서 G_t는 名目政府支出을 나타낸다. 이 두 數式 (15)와 (16)에 대하여 앞에서와 類似한 過程을 거치게 되면 다음과 같은 (14)보다 一般的인 形態의 所得方程式이 얻어진다.

$$y_t = F(M_t, G_t, P_t, c_{t-1}) \quad \cdots\cdots (17)$$

다시 이 式을 線型函數化하면 所得決定式 (2)가 유도된다.

마지막으로 物價決定式 (3)은 전체 生產額中 利潤이 차지하는 比率이 一定하다는 假定에 근거한 전형적인 利潤加算模型(mark-up model)에서 유도된다[9].

本模型은 賃金, 所得, 物價의 세 內生變數와 $u_t^{-1}, P_t^e, M_t, G_t, c_{t-1}, X_t, P_t^m$ 등 7개의 外生變數로 구성되는 聯立方程式體系를 이루고 있다[10]. 이들 變數間의 相互關係를 그림으로 나타내면 [圖 1]과 같다.

먼저 內生變數들간의 相互關係를 살펴 보면 名目賃金은 實質所得과 物價로부터 영향을 받게 되며[11], 實質所得은 物價로부터 物價는 다시 賃金水準으로부터 영향을 받게 된다. 本模型의 特性中의 하나는 賃金과 物價間에 相互交叉하는 因果關係를 고려함으로써 後述하는 바와 같이 物價와 賃金間의 相互影響力에 대한 推定에 의해서 賃金引上問題를 둘러싼 政策當局間의 異見調整을 위한 한가닥 실마리를 提示할 수 있다는 점이다.

한편 인플레期待는 名目賃金에 直接的인 영향을 미치게 되고 賃金→物價의 關係를 통하여 物價에 영향을 미치게 되며 다시 物價→實質所得의 관계를 통하여 實質所得에도 영향을 미치게 된다. 여기서 인플레期待가 賃金水準에 미치는 영향은 두 가지로 나누어 생각할 수 있는데, 첫째는 인플레期待의 賃金水準에

7) 本模型에서는 실제로 여러 변수들의 變動率이 사용된다.

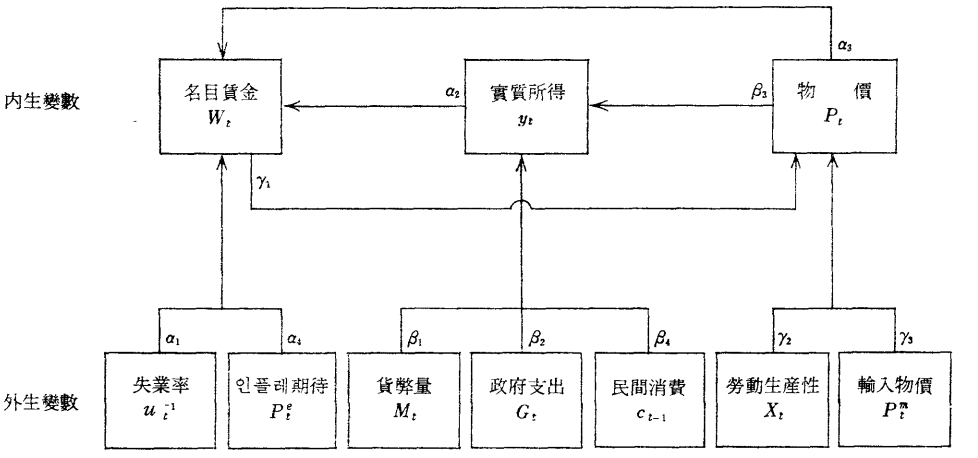
8) 이 消費函數는 恒常所得假說(permanent income hypothesis)의 特性을 반영한 것이다. 이에 대해서는 Wallis (1979) 참조.

9) 物價決定式(3) 및 이와 다른 형태의 物價方程式에 대한 간결한 論議에 관하여는 Jackman 등 (1981) 참조. 이 利潤加算模型에 의한 物價方程式을 이용한 硏究로는 Hines (1964), Dicks-Mireaux (1961), Klein과 Ball (1959)이 있다.

10) 後述하는 바와 같이 合理的 期待模型의 경우에는 期待인플레率 P_t^e도 內生變數로 취급되나 여기서는 傳統的 期待模型을 中心으로 論議를 進行하기로 한다.

11) 특히 物價가 賃金에 미치는 영향은 α_3로 표시되는 直接的인 영향과 實質所得을 통하여 미치게 되는 間接的인 영향으로 구분되며, 이 間接的인 영향은 $\alpha_2\beta_3$로 표시된다.

〔圖 1〕 模型의 構造



대한 短期的인 영향으로 그림에서 이는 α_4로 測定되며, 둘째는 인플레期待의 賃金水準에 대한 長期的인 영향으로, 그림에서 이는 α_4뿐만 아니라 $\gamma_1, \alpha_3, \beta_3$ 및 α_2의 관계로 測定된다[12].

여기서 模型의 識別(identification) 問題를 살펴 보면 위의 세 方程式이 모두 過度識別(over-identification)됨을 알 수 있다. 따라서 本模型에서는 通常最小自乘法(ordinary least squares method)을 사용하지 않고 각 方程式에 二段階最小自乘法(two-stage least squares method)을 사용하여 推定하였다.

위의 세 方程式에 대한 推定에는 1965年 1/4分期에서 1982年 4/4分期에 걸친 分期資料를 사용하였다[13]. 推定期間이 1965年 1/4分期에서 시작되는 것은 資料들의 一貫性을 維持하기 위해서이다. 모든 變數들은 4分期前 對比變化率을 使用하였다. 예컨대

$$W_t=(Z_t-Z_{t-4})/Z_{t-4}$$

여기서 Z는 名目賃金水準을 나타낸다[14]. 이와 같이 1年前 對比 變化率을 變數로 使用하게 되면 1分期前 對比 變化率에 비하여 비교적 용이하게 季節性(seasonality)을 상당 부분 除去할 수 있다는 利點이 있는 반면 殘餘項(residual)의 自己相關(autocorrelation) 문제가 提起된다.

예상한 바와 같이 本模型에 通常的인 2段階最小自乘法을 사용한 결과 얻게 되는 Durbin-Watson 統計値는 매우 강한 陽의 自己相關을 나타내었다. 이 문제를 緩和하기 위한 方法의 하나로서 本硏究에서는 1次的인 系列相關(first order serial correlation)을 修正하는 Cochrane-Orcutt 二段階最小自乘法을 사용하였다.

12) 前者를 인플레期待에 대한 賃金의 短期彈性値, 後者를 長期彈性値라고 부른다. 이에 대해서는 V章에서 詳述하게 될 것이다.

13) 本硏究에서 사용된 개개 變數에 대한 資料의 出處 등에 대한 내용은 附錄Ⅰ에 收錄되어 있다.

14) 다만 失業率 u_t는 그 自體가 比率을 나타내고 있으므로 다른 變數와의 균형을 위해서 時點 t를 중심으로 5分期에 걸친 移動平均値(moving average)를 사용하였다. 이러한 移動平均値는 失業率의 短期的인 急激한 변동을 調整하는 方法으로 흔히 사용되고 있다.

Ⅲ. 인플레期待 變數

基本模型 (1)~(3)을 推定함에 있어 대두되는 1次的인 問題는 觀察할 수 없는(unobservable) 變數인 期待인플레率 P_t^e를 실제로 어떻게 計測할 것인가 하는 것이다. 다른 나라의 경우에는 設問을 통한 인플레期待의 實測値들이 發表되고 있는데[15], 우리나라에서는 이러한 實測資料들이 全無한 실정이므로 本硏究에서는 다섯 가지 傳統的 期待假說과 合理的 期待假說에 근거한 代用變數(proxy)를 사용하였다[16]. 이하에서는 각 期待假說에 따른 代用變數의 算出方法에 대해서 論議하고자 한다.

1. 傳統的 期待變數

本硏究에서 이용된 다섯 가지 傳統的 期待假說은 다음과 같다.

$$P_t^e = P_{t-1} \quad \cdots\cdots (18)$$

$$P_t^e = P_{t-1}^e + \lambda(P_{t-1} - P_{t-1}^e) \quad \cdots\cdots (19)$$

$$P_t^e = P_{t-1} + \rho(\bar{P}_{t-1} - P_{t-1}) \quad \cdots\cdots (20)$$

$$P_t^e = P_{t-1} + \theta(P_{t-1} - P_{t-2}) \quad \cdots\cdots (21)$$

$$P_t^e = (1-\delta)P_{t-1} + \delta P_{t-2} \quad \cdots\cdots (22)$$

$$0 < \lambda, \rho, \theta, \delta < 1$$

먼저 式 (18)은 靜態的(static) 期待假說을 나타내며 이는 期待假說中에서 가장 단순한 形態로서 사람들이 현재 알고 있는 인플레率이 今期에도 계속되리라고 期待한다는 假說이다[17]. 다음 式 (19)는 適應的(adaptive) 期待假說을 나타내며 이는 사람들이 期待인플레率을 算定함에 있어서 過去의 實際인플레率과 期待인플레率을 비교하여 그 誤差의 일정 부분만큼을 適應 또는 修正해 간다는 假說이다[18].

한편 式 (20)은 正常的(normal) 期待假說을 나타내며 이는 사람들에게 過去인플레에 대한 경험을 통하여 正常水準이라고 생각되는 인플레率이 있어서 實際인플레率이 正常水準과 相異할 경우, 사람들은 그 實際인플레率이 일정 기간이 지나면 正常水準으로 되돌아가리라고 믿게 된다는 假說이다. 이 式에서 $\bar{P}_{t-1}$는 사람들이 正常水準으로 생각하는 인플레率을 나타낸다[19].

---

15) 예를 들어 英國의 小賣物價에 대한 期待値를 測定한 Carlson과 Parkin (1975)의 硏究라든가, 美國의 경우 역시 消費者 物價에 대한 Livingston指數가 그것이다. 이러한 資料들은 設問에 의해서 실제로 사람들로부터 測定되었다는 점에서 이제까지 대부분의 硏究들이 의존했던 代用變數에 비하여 여러 가지 利點이 指摘되고 있긴 하지만 심각한 測定誤差(measurement error)가 자주 발견되고 있다.

16) 傳統的 期待假說과 合理的 期待假說의 차이는 다음 두 가지 點에서 찾아 볼 수 있다.
첫째, 傳統的 期待假說에서는 사람들이 오로지 過去인플레率에 대한 情報만을 고려하게 되나 合理的 期待假說에서는 인플레率 이외에도 여러 가지 다른 經濟變數에 대한 情報를 고려하게 된다. 둘째, 傳統的 期待假說에서는 인플레期待를 形成하는 過程이 일정한 巨視 模型 體系와 獨立的으로 이루어진다는 假定에서 模型分析에 있어서 인플레期待가 外生變數로 취급되는 반면, 合理的 期待假說에서는 인플레期待가 模型內의 여러 가지 다른 變數들과의 相互聯關下에 決定된다는 假定에서 인플레期待가 內生變數로 취급된다.

17) 이 假說은 Ezekiel (1938)의 유명한 거미집 模型(cobweb model)의 分析에서 처음으로 소개되어 주로 그 單純性때문에 適應的 期待假說과 더불어 期待에 관한 硏究에서 가장 빈번히 이용되어 왔다.

18) 이 假說은 사람들이 過去의 錯誤를 修正해 가는 過程(error-learning process)을 단순한 형태이긴 하나 고려하고 있다는 점에서 다른 네 가지 傳統的 期待假說과 구별된다. 이 假說을 이용한 代表的인 硏究로는 Fisher (1930), Cagan (1956), Friedman (1957), Nerlove (1958), Phelps (1970)와 Solow (1969) 등이 있다.

19) 여기서 $\bar{P}_{t-1}$을 어떻게 測定할 것인가 하는 문제가 提起된다. 本硏究에서는 慣例에 따라 過去 2年 동안의, 즉 8分期 동안의 平均値를 사용하였다. 한편 過去 4分期 동안의 平均値도 使用하였으나, 그 推定結果에서 8分期 平均値에 비해 별다른 差異가 나타나지 않

다음 式 (21)은 投機的(extrapolative) 期待假說을 나타내며 이는 사람들이 期待인플레率을 算定할 때 過去 몇 년간의 인플레趨勢를 감안하게 되는데, 이제까지 인플레가 增加해 왔다면 그 增加趨勢가 앞으로도 持續되리라고 믿는다는 假說이다[20]. 마지막으로 式 (22)는 平均的(weighted) 期待假說을 나타내며 이는 사람들이 過去인플레率을 단순하게 加重平均하여 期待인플레率을 算定한다는 假說이다[21].

基本模型 (1)~(3)과 이 다섯 가지 傳統的 期待假說을 연결하는 方法으로 本硏究에서는 Solow(1969)의 方法을 사용하였다. 이 方法은 傳統的 期待假說의 數式에서 0과 1 사이의 값을 가지는 期待母數 $\lambda, \rho, \theta, \delta$의 값에 따라 P_t^e의 時系列을 算出하는 것이다. 특히 適應的 期待假說의 경우에는 λ값에 따라 P_t^e의 初期値와 P_t에 대한 實際値를 이용하여 P_t^e의 時系列이 算出되는데 本硏究에서는 推定時點인 1965年 1/4分期보다 4年前인 1961年 1/4分期의 期待인플레率이 0이라는 假定으로부터 출발하여 反復計算方法(iteration method)을 사용하였다[22]. 本硏究에서는 λ, ρ, θ 및 δ의 0.1, 0.2, 0.3에서 0.9까지의 값에 따라 P_t^e의 時系列을 구하였다[23].

2. 合理的 期待變數

다음에는 合理的 期待假說에 의하여 期待인플레率을 算出하는 方法에 대하여 論議하고자 한다. 本硏究에서는 다른 方法에 비해 간편하고 그런대로 여러 硏究에서 사용되고 있는 McCallum(1976)의 推定方法을 이용하였다[24].

Muth (1961)의 연구에서 처음으로 소개된 合理的 期待假說을 數式으로 요약하면,

$$P_t^e = E(P_{t+1}/\Phi) = P_{t+1} - \eta \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (23)$$

여기서 E는 確率變數의 數學的 期待値를, Φ는 期待인플레率을 算定할 때 이용하는 여러 가지 經濟情報의 集合을 나타낸다. η는 사람들이 이용하는 정보의 不完全性에 따른 誤差를 表示한다[25].

本硏究에 있어서 이용가능한 經濟情報의 集合인 Φ는 基本模型 (1)~(3)에 나타난 모든

았다. 이 假說을 分析한 理論的 硏究로는 Gandolfo (1971)가 있고 實證分析에 이용한 硏究로는 Kane과 Malkiel (1971) 및 Figlewski와 Wachtel (1981)이 있다.

20) 이 假說을 extrapolative의 直譯인 "外揷的"이라고 부르지 않고 "投機的"이라고 부르는 理由는 이 假說이 다른 傳統的 期待假說에 비해 사람들의 投機的 心理를 어느 정도 明示的으로 반영하고 있는 까닭이다. 이 假說을 이용한 硏究로는 Metzler (1941), Goodwin (1947), Ferber (1953) 및 Enthoven과 Arrow (1956)가 있다.

21) 여기서 式 (22)를 변형하면 $P_t^e = P_{t-1} - \delta(P_{t-1} - P_{t-2})$가 되는데 이를 式 (21)과 비교하면 사람들이 過去에 인플레가 增加해 왔더라도 그 增加趨勢가 앞으로는 오히려 反轉되리라고 믿는다는 의미에서 이 假說을 逆進的(regressive) 또는 保守的(conservative) 期待假說이라고도 부른다. 이 假說을 이용한 硏究로는 Arrow와 Nerlove (1958), Turnovsky (1972) 및 Lahiri (1981)가 있다.

22) 實際推定時點보다 P_t^e의 初期値의 時點이 이르면 이를수록 計算上의 誤差를 줄일 여지는 증대될 것이다. 그러나 Solow의 硏究나 Toyoda (1972)의 硏究에서도 지적되었듯이 推定結果가 P_t^e의 初期値 時點의 늦고 빠름에 별다른 차이를 보이지 않는다는 점을 고려할 때 推定時點보다 4年前의 期待인플레率을 0으로 假定함에 큰 무리가 없을 것으로 보인다.

23) 期待인플레率을 算出함에 있어서는 上述한 Solow의 方法 외에 몇 가지 다른 方法을 사용한 硏究들이 있다. Turnovsky (1970)와 Lahiri (1981)의 硏究에서는 예를 들어 投機的 期待模型의 경우, $P_t = \mu_0 + \mu_1 P_{t-1} + \mu_2(P_{t-1} - P_{t-2})$와 같은 回歸方程式으로부터 얻어지는 P_t의 推定値(fitted value)를 사용하였다. 특히 適應的 期待假說의 경우에는 (19)와 같은 期待假說의 原型을 유지하면서 Koyck 轉換法(transformation)을 사용하기도 하는데 Toyoda (1972)의 硏究에서도 지적되었듯이 이 轉換法에 의해 推定된 係數들의 符號가 이론적인 模型에서 推測되는 符號와 相馳되는 등 여러 가지 문제점이 드러나고 있다.

24) 이 McCallum의 推定方法과 合理的 期待模型에서 이용되는 몇 가지 다른 推定方法에 대해서는 Begg (1982)의 著書에 비교적 상세한 論議가 收錄되어 있다.

25) 이에는 인플레率 자체에 대한 確率誤差(random error)가 포함된다.

〈表 1〉 補助回歸方程式에 包含되는 說明變數

說明變數	「옵션」															
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12[1)]	13	14	15	16
常 數	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×		×	×	×	×
u_t^{-1}	×	×	×	×	×	×	×									
u_{t-1}^{-1}		×		×	×	×	×	×	×	×	×					
M_t	×	×	×	×	×	×	×									
M_{t-1}				×	×	×	×	×	×	×	×					
G_t	×	×	×	×	×	×	×									
G_{t-1}		×		×	×	×	×	×	×	×	×					
c_{t-1}	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×					
c_{t-2}				×	×	×	×	×	×	×	×					
X_t	×	×	×	×	×	×	×									
X_{t-1}				×	×	×	×	×	×	×	×					
P_t^m	×	×	×	×	×	×	×									
P_{t-1}^m		×		×	×	×	×	×	×	×	×					
W_{t-1}						×	×			×	×					
W_{t-2}						×	×			×	×					
y_{t-1}						×	×			×	×					
y_{t-2}						×	×			×	×					
P_{t-1}			×		×		×		×		×		×	×	×	×
P_{t-2}			×		×		×		×		×			×	×	×
P_{t-3}															×	×
P_{t-4}																×

註 : 1) 通常最小自乘法에 의한 推定

變數들의 過去値 및 現在値로 구성된다. McCallum의 方法에 의하면, 經濟情報의 集合 Φ에 포함되는 여러 가지 變數들을 說明變數로 사용하는 補助回歸方程式(auxiliary regression equation)을 推定함으로써 算出되는 代變數(instrumental variable)를 期待인플레率로 사용하게 된다. 이 補助回歸方程式에 어떤 變數들을 說明變數로 포함시키느냐에 따라 數多한 代變數의 算出이 가능할 것이나 本硏究에서는 다음과 같은 16가지의 「옵션」(option)만을 고려하기로 한다. 〈表 1〉에는 각 「옵션」에 따라 補助回歸方程式에 포함된 說明變數들이 나타나 있다.

가장 基本的인 경우로서, 「옵션」 1에는 基本模型 (1)~(3)에 있어서의 모든 事前決定變數(predetermined variables)들을 補助回歸方程式의 說明變數로 포함하였다. 「옵션」 2에서 7까지는 基本形態인 「옵션」 1에 時差가 있는 內生變數와 함께 事前決定變數들의 相異한 여러 組合들을 포함시킨 것인데 이 「옵션」들은 模型의 推定結果가 相異한 變數들을 補助回歸方程式에 추가함에 따라 어떻게 變化하는가를 살펴 보기 위한 것이다[26].

8에서 11까지의 「옵션」에서는 時點 t에 대한 變數들이 除外되었는데 이는 사람들이 인플레에 대한 期待를 形成할 時點에서는 시기적으로 이 變數들에 대한 情報를 수집할 수

26) 특히 「옵션」 2에는 $u_{t-1}^{-1}, G_{t-1}, P_{t-1}^m$ 등 세 說明變數가 追加되었는데, 이는 「옵션」 1의 推定結果 1期後의 說明變數들인 u_t^{-1}, G_t, P_t^m 등이 다른 變數들에 비해 높은 說明力을 나타냈기 때문이다.

없을 것이라는 점에 근거한 것이다. 또한 극단적인 경우로서 「옵션」 12에는 $t+1$期의 實際인플레率이 期待인플레率의 代變數로 사용되었으며 이 경우 賃金決定式 (1)은 通常最小自乘(OLS)法에 의해 推定되었다.

마지막으로 「옵션」 13에서 16까지는 期待인플레率을 算定할 때 여러 가지 經濟變數에 대한 모든 情報를 利用하는 것이 아니라 실제로는 그 情報의 일부분만을 사용한다는 이른바 부분적으로만 合理的(partly rational)인 期待假說의 경우를 나타낸다[27].

Ⅳ. 模型의 推定結果

인플레期待形成에 관한 상이한 假說에 따른 여러 가지 期待模型에 대하여 Cochrane-Orcutt 二段階最小自乘法을 사용하여 賃金, 所得 및 物價方程式을 推定한 結果가 〈表 2〉, 〈表 5〉, 〈表 6〉 및 〈表 7〉에 나타나 있다[28].

1. 賃金決定式

먼저 〈表 2〉에는 傳統的 期待模型에 있어서 賃金決定式에 대한 推定結果가 나타나 있다. 期待母數 $\lambda, \rho, \theta, \delta$의 0.1에서 0.9까지의 아홉가지 값에 따른 模型 중에서 지면의 節約과 說明의 便宜를 위해서 $\lambda, \rho, \theta, \delta=0.2$, 0.4, 0.6, 0.8의 네 가지 경우에 해당하는 推定結果만을 고찰하기로 한다.

賃金決定式의 첫번째 說明變數인 失業率은 〈表 2〉의 모든 경우에 있어서 有意性이 없는 것으로 나타난다[29]. 이 表에 나타난 失業率 變數로는 時點 t를 중심으로 한 5分期 移動平均値를 사용하였는데 이와 다른 형태의 여러 가지 失業率 變數를 사용한 경우에서도 이 有意性 缺如의 결과는 달라지지 않았다. 이 結果에 대하여 또 하나 지적될 수 있는 것은 失業率 變數와 實質國民所得 變數와의 多重共線性(multicollinearity)문제인데 賃金決定式 (1)에서 實質國民所得 變數를 제외시킨 推定結果에서도 역시 失業率 變數는 統計的 有意性이 없는 것으로 나타났다.

이 結果에 대해 생각할 수 있는 또 다른 문제는 模型設定誤差(specification error)이다. 즉 本模型에서는 失業率을 外生變數로 취급하였으나 失業率을 模型內에서 決定되는 內生變數로 취급해야 타당하지 않겠느냐는 異論이 제기될 수 있다. 이 問題를 고려하기 위해 Gordon (1976)의 硏究에서와 같이 失業率의 時差變數(lagged variables)들을 이용, 失業率을 內生變數化하는 模型을 推定하였으나 賃金決定式에 있어서 失業率 變數의 有意性 缺如의 結果는 달라지지 않았다[30].

---

27) 이 部分的 合理性의 槪念은 Sargent (1973)에 의해 소개된 것으로서 이는 사람들이 經濟情報의 集合 Φ에서 인플레에 대한 過去値만을 사용하여 期待인플레率을 算定함을 의미한다.

28) 이 表들에서 먼저 R^2 값은 그리 높지는 않으나 다른 硏究들(예컨대, 註 1)에서 언급한 硏究들)과 비교할 때 무난한 水準을 보여주고 있다. 한편 本模型에 通常的인 二段階最小自乘法을 사용한 推定結果에서는 Durbin-Watson 統計値가 매우 강한 陽의 自己相關을 나타냈다(이에 대해서는 〈附表 2 및 3〉참조). 이를 시정하기 위해 Cochrane-Orcutt 二段階最小自乘法을 사용한 推定 結果, Durbin-Watson 統計値는 自己相關問題가 상당부분 해결되었음을 보여주고 있다. 推定係數의 符號도 豫想할 수 있는 符號와 일치하며 失業率과 名目政府支出을 제외한 대부분의 說明變數가 통상적인 수준에서 有意한 것으로 나타나고 있다.

29) 이 失業率 變數는 다음에 論議할 合理的 期待模型의 경우에도 有意性이 缺如된 것으로 나타난다.

30) 여기서 이 結果에 대하여 明確한 診斷을 내리기는 실로 어려운 일이겠으나 다음과 같은 說明에 의하여 이 문제에 대한 한가닥 실마리가 提示될 수 있을 것이다.

〈表 2〉 賃金決定式(傳統的 期待模型)

	常 數	u_t^{-1}	y_t	P_t	P_t^e	R^2	D.W.
			A. 靜 態 的				
	−.0811 (−.8442)	.0035 (.7016)	.6774 (2.0670)*	.8811 (3.1146)**	.3347 (1.7869)*	.5886	1.7922
			B. 適 應 的				
λ=.2	−.1917 (−1.5202)	.0038 (.8041)	.8461 (2.5368)**	.9575 (3.0989)**	.7320 (1.6091)	.5368	1.9055
.4	−.1309 (−1.2246)	.0034 (.6954)	.7675 (2.3196)*	.8752 (3.0522)**	.5642 (1.6820)*	.5792	1.8525
.6	−.1016 (−1.0186)	.0032 (.6552)	.7173 (2.1903)*	.8485 (3.0696)**	.4754 (1.7429)*	.5960	1.8140
.8	−.0876 (−.9017)	.0033 (.6612)	.6907 (2.1127)*	.8558 (3.1053)**	.4037 (1.7786)*	.5968	1.7952
			C. 正 常 的				
ρ=.2	−.1037 (−1.0295)	.0033 (.6729)	.7262 (2.1749)*	.8867 (3.1041)**	.4363 (1.8975)*	.5821	1.7965
.4	−.1380 (−1.2664)	.0031 (.6355)	.7960 (2.3128)*	.9039 (3.0881)**	.5797 (1.9926)*	.5700	1.8079
.6	−.1800 (−1.4812)	.0031 (.6108)	.8723 (2.4385)**	.9409 (3.0666)**	.7336 (1.9903)*	.5500	1.8360
.8	−.2024 (−1.5606)	.0036 (.7183)	.8996 (2.5174)**	.9951 (3.0835)**	.7432 (1.7992)*	.5242	1.8889
			D. 投 機 的				
θ=.2	−.0772 (−.8130)	.0037 (.7583)	.6681 (2.0435)*	.9111 (3.1043)**	.2674 (1.7554)*	.5762	1.8049
.4	−.0740 (−.7866)	.0039 (.8023)	.6594 (2.0240)*	.9327 (3.0891)**	.2169 (1.7207)*	.5677	1.8134
.6	−.0714 (−.7655)	.0040 (.8357)	.6522 (2.0091)*	.9484 (3.0762)**	.1792 (1.6835)*	.5616	1.8202
.8	−.0694 (−.7489)	.0041 (.8612)	.6463 (1.9978)*	.9599 (3.0661)**	.1511 (1.6472)	.5572	1.8257
			E. 平 均 的				
δ=.2	−.0849 (−.8802)	.0032 (.6501)	.6839 (2.1008)*	.8491 (3.1001)**	.4043 (1.7776)*	.6004	1.7907
.4	−.0876 (−.9189)	.0032 (.6615)	.6822 (2.1381)*	.8311 (3.0114)**	.4368 (1.6916)*	.6046	1.8202
.6	−.0858 (−.9394)	.0039 (.8219)	.6664 (2.1647)*	.8584 (2.8935)**	.3572 (1.4015)	.5865	1.9059
.8	−.0786 (−.9073)	.0046 (1.0272)	.6427 (2.1636)*	.9146 (2.8657)**	.2120 (.9595)	.5593	1.9672

註 : ** $\alpha \leq .01$에서 有意　　* $\alpha \leq .05$에서 有意　　( ) 안은 t값

먼저 本模型에서 사용된 變數들에 대한 平均値와 變異係數(coefficient of variation)를 정리한 〈附表 1〉에서 特記할 만한 점은 失業率 變數 u_t^{-1}가 다른 變數들에 비해 그 變異係數가 낮다는 것인데 이는 失業率 變數의 상대적인 分散度(relative dispersion)가 다른 變數에 비해 낮다는 것을 의미한다. 또 하나 여기에서 지적할 수 있는 것은 〈附表 2 및 3〉에 수록된 通常最小自乘法과 보통의 二段階最小自乘法을 사용한 推定結果에서 失業率 變數가 모든 경우에 매우 높은 有意性을 나타내고 있다는 점이다.

이 두 가지 사실과 本模型에서 系列相關(serial correlation)을 수정하기 위하여 사용한 Cochrane-Orcutt 二階段最小自乘法이 모든 變數의 一次階差(first difference)를 취한다는 점을 고려할 때, 이 Cochrane-Orcutt 方法이 워낙 다른 變數에 비해 낮은 失業率 變數의 分散度를 더욱 더 낮추게 되므로 그로 인해 失業率 變數가 賃金決定에 有意性이 없는 것으로 나타난다는 說明이 어느 정도는 妥當한 것으로 判斷된다. 傳統的인 Phillips 模型에서 가장 중요하고 유일한 說明變數로 고려되었던 失業率 變數가 1960年 後半 以後부터는 점차 그 說明力이 弱化내지는 缺如된 현상이 여러 나라에 걸쳐 나타나고 있다. 이러한 結果를 밝힌 最近의 硏究로는 Sims (1980), Holmes와 Smyth (1979) 및 Lahiri (1981)가 있다.

賃金決定式에서 期待인플레率 P_t^e는 〈表 2〉의 17가지 경우 중 13가지 경우에서 有意한 係數를 갖는 것으로 나타난다. 이는 傳統的 期待模型의 대부분의 경우, 인플레期待가 賃金決定에 중대한 영향을 미치게 됨을 의미한다. 有意性을 갖는 期待인플레率 變數의 係數는 0.1792(投機的 期待模型에서 $\theta=0.6$인 경우)에서 0.7432(正常的 期待模型에서 $\rho=0.8$인 경우)까지의 값을 가지며 平均値는 0.4443이다. 이는 사람들이 1%의 인플레率 上昇을 期待할 경우, 賃金은 0.4443% 上昇하게 됨을 의미한다.

이와 같이 期待인플레率의 係數 α_4가 統計的 有意性을 갖는 13가지 경우를 살펴 볼 때, 그 값들이 狹義의 期待—賃金 決定假說에서 취하게 되는 값인 1에 훨씬 못미친다. 따라서 本硏究에서 이용된 다섯 가지 형태의 傳統的 期待模型의 推定結果에 의하면 인플레期待가 名目賃金의 決定에 중요한 영향을 미친다는 廣義의 期待—賃金 決定假說은 支持되나, 狹義의 期待—賃金 決定假說은 否定된다. 이는 賃金決定에 있어서 사람들이 期待하는 인플레率이 완전하게 반영되지 못하며 어느 정도의 貨幣幻想이 존재함을 의미하는 것이다.

이밖에도 期待인플레率 P_t^e의 推定結果에 대하여 다음과 같은 두 가지 점을 特記할 수 있을 것이다.

첫째, 다섯 가지의 傳統的 期待模型의 推定結果를 비교할 때 投機的 期待模型에서 期待인플레率 係數 α_4의 推定値가 현저히 낮다. 〈表 3〉에 요약되어 있는 바와 같이 投機的 期待模型에서 有意性이 있는 α_4의 세 값의 平均値는 0.2211로서 有意性있는 α_4 전체 平均値인 0.4443의 절반에도 미치지 못하고 正常的 期待模型에 비해 약 1/3 정도의 水準을 나타내고 있다.

〈表 3〉 有意性 있는 α_4의 平均値

靜態的	適應的	正常的	投機的	平均的	全體
0.3347	0.4811	0.6232	0.2211	0.4206	0.4443

〈表 4〉 賃金決定式의 推定係數
(傳統的 期待模型)

變 數	平 均	變異係數
y_t	0.7232	0.1145
P_t	0.9029	0.0526
P_t^e	0.4443	0.3982

이는 사람들이 投機的 期待假說에 따라 인플레에 대한 期待를 형성하게 되면 다른 期待假說의 경우에 비하여 인플레期待가 賃金決定에 미치는 영향이 현저하게 減少하게 됨을 의미한다.

둘째, 〈表 4〉에 나타나 있는 바와 같이 여러 가지 상이한 期待模型에 따라 說明變數의 推定係數가 變化하는 폭을 나타내는 變異係數가 期待인플레率의 경우, 다른 變數 즉 實質國民所得이나 實際인플레率의 경우에 비해 현저하게 높다. 이는 賃金決定式에 있어서 期待인플레率 變數가 期待模型의 變化에 따라 다른 說明變數들에 비해 매우 敏感한 反應을 나타내는 것을 의미하며 期待인플레가 賃金水準에 미치는 영향을 分析할 경우, 어느 특정한 期待模型에만 의존하게 되면 適合치 못한 結論에 이르게 될 수 있음을 示唆한다고 하겠다.

〈表 5〉에는 合理的 期待模型에 의한 賃金決定式의 推定結果가 나타나 있다. 먼저 失業率 變數 u_t^{-1}는 傳統的 期待模型에서와 같이 이 表에 나타난 16가지의 모든 경우에 有意性이 결여된 것으로 나타난다. 이 失業率의 有意性

〈表 5〉 賃金決定式(合理的 期待模型)

「옵션」	常數	u_t^{-1}	y_t	P_t	P_t^e	R^2	D.W.
1	.0941 (.9177)	.0024 (.4424)	.0467 (.1996)	.5382 (2.6123)**	.1185 (.6532)	.7008	2.0952
2	.1083 (1.0931)	.0024 (.4377)	.0400 (.1706)	.4953 (2.4235)**	.0821 (.3572)	.6994	2.0813
3	.0565 (.5600)	.0021 (.4001)	.1091 (.4680)	.5475 (2.7417)**	.3224 (1.5005)	.7089	2.1331
4	.1152 (1.1758)	.0028 (.4997)	.0426 (.1657)	.5078 (2.4654)**	−.0022 (−.0124)	.6988	2.0506
5	.1121 (1.1462)	.0022 (.4040)	−.0159 (−.0635)	.4889 (2.4139)**	.1222 (.6508)	.7008	2.1036
6	.1182 (1.1851)	.0019 (.3409)	−.0973 (−.3759)	.4619 (2.2909)*	.1911 (1.0672)	.7040	2.1521
7	.1121 (1.1372)	.0020 (.3659)	−.0689 (−.2709)	.4765 (2.3690)*	.1872 (.9983)	.7034	2.1354
8	.0891 (.9378)	.0042 (.7854)	.2218 (.7783)	.7571 (2.3368)*	−.3287 (−.9306)	.7024	2.0020
9	.1191 (1.2043)	.0027 (.4865)	.0466 (.1863)	.5187 (2.2846)*	−.0361 (−.1407)	.6989	2.0431
10	.1141 (1.1539)	.0020 (.3638)	−.1504 (−.5834)	.3188 (1.3876)	.3832 (1.5166)	.7092	2.1983
11	.1092 (1.1166)	.0021 (.3747)	−.0696 (−.2783)	.3971 (1.8047)*	.2842 (1.1514)	.7049	2.1385
12	.1074 (1.2854)	.0038 (.7514)	.1173 (.8190)	.3304 (2.7778)**	.1030 (.8614)	.6974	1.9111
13	.0677 (.7032)	.0031 (.6013)	.1131 (.4875)	.4156 (1.9858)*	.3060 (1.5619)	.7095	2.0379
14	.0253 (.2574)	.0032 (.6459)	.2059 (.8648)	.4529 (2.2100)*	.4574 (1.6810)*	.7105	2.0492
15	.0539 (.5363)	.0032 (.6182)	.1704 (.6940)	.5073 (2.5180)**	.2501 (1.1402)	.7042	2.0700
16	.0608 (.6091)	.0030 (.5842)	.1437 (.5972)	.5082 (2.5222)**	.2367 (1.0730)	.7036	2.0683

** $\alpha \leq .01$에서 有意
* $\alpha \leq .05$에서 有意

缺如에 대해서는 前述한 傳統的 期待模型에서의 論議가 그대로 여기에서도 妥當할 것이다.

한편 期待인플레率 P_t^e의 推定結果에서는 傳統的 期待模型과 비교할 때 현저한 差異가 나타나고 있다. 이 表에 나타난 16가지 경우 중 한 경우를 제외하고는 인플레期待가 賃金決定에 有意한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나 있다. 예외적으로 有意性이 있는 것으로 나타난 경우는 「옵션」 14이다. 이 경우는 部分的으로만 合理的(partly rational)인 期待模型에서 사람들이 期待인플레率을 算定할 때 過去 2期의 實際인플레率만 이용하는 경우이다. 이와 같이 거의 모든 경우에 있어서 期待인플레率의 係數 α_4가 有意性이 缺如된 結果는 本硏究의 合理的 期待模型에 있어서는 狹義의 期待—賃金 決定假說을 且置하고라도 인플레期待가 賃金決定에 중요한 영향을 미치게 된다는 廣義의 期待—賃金 決定假說조차 支持될 수 없음을 의미한다[31].

31) 이밖에도 賃金決定式에 대한 두 期待模型의 推定結果에서 몇 가지 다른 差異點이 드러나고 있는데 이에 대해서는 Ⅵ章에서 두 模型의 適合性을 비교할 때 論議하게 될 것이다.

〈表 6〉 所得決定式

	常　數	M_t	G_t	P_t	c_{t-1}	R^2	D.W.
	(1) 傳統的 期待模型						
	A. 靜　態　的						
	.0735 (1.7717)*	.2160 (3.7513)**	.0584 (1.1078)	−.5304 (−2.3460)*	.6570 (3.2601)**	.6260	1.9819
	B. 適　應　的						
λ=.2	.0758 (1.8344)*	.2158 (3.7345)**	.0563 (1.0512)	−.5421 (−2.4034)**	.6607 (3.2676)**	.6230	1.9824
.4	.0728 (1.7568)*	.2172 (3.7771)**	.0537 (1.0113)	−.5205 (−2.2943)*	.6574 (3.2712)**	.6297	1.9823
.6	.0733 (1.7717)*	.2167 (3.7674)**	.0558 (1.0603)	−.5251 (−2.3291)*	.6554 (3.2578)**	.6280	1.9822
.8	.0738 (1.7839)*	.2161 (3.7538)**	.0578 (1.1003)	−.5308 (−2.3576)*	.6554 (3.2525)**	.6260	1.9821
	C. 正　常　的						
ρ=.2	.0728 (1.7546)*	.2166 (3.7646)**	.0564 (1.0652)	−.5236 (−2.3080)*	.6567 (3.2630)**	.6284	1.9820
.4	.0726 (1.7558)*	.2170 (3.7718)**	.0548 (1.0288)	−.5205 (−2.2955)*	.6562 (3.2620)**	.6295	1.9822
.6	.0739 (1.7975)*	.2168 (3.7614)**	.0548 (1.0261)	−.5275 (−2.3466)*	.6559 (3.2538)**	.6275	1.9824
.8	.0766 (1.8766)*	.2156 (3.7265)**	.0576 (1.0806)	−.5465 (−2.4681)**	.6559 (3.2372)**	.6213	1.9826
	D. 投　機　的						
θ=.2	.0727 (1.7522)*	.2162 (3.7580)**	.0578 (1.0933)	−.5260 (−2.3197)*	.6592 (3.2744)**	.6274	1.9818
.4	.0719 (1.7379)*	.2165 (3.7649)**	.0573 (1.0798)	−.5219 (−2.3007)*	.6606 (3.2877)**	.6287	1.9816
.6	.0714 (1.7281)*	.2167 (3.7712)**	.0567 (1.0678)	−.5185 (−2.2876)*	.6618 (3.2986)**	.6298	1.9816
.8	.0709 (1.7216)*	.2169 (3.7765)**	.0562 (1.0578)	−.5158 (2.2789)*	.6627 (3.3073)**	.6306	1.9815
	E. 平　均　的						
δ=.2	.0742 (1.7940)*	.2158 (3.7493)**	.0583 (1.1126)	−.5333 (−2.3743)*	.6551 (3.2494)**	.6252	1.9821
.4	.0745 (1.8136)*	.2159 (3.7529)**	.0577 (1.1077)	−.5336 (−2.3990)**	.6538 (3.2542)**	.6252	1.9823
.6	.0742 (1.8236)*	.2163 (3.7621)**	.0567 (1.0905)	−.5308 (−2.4100)**	.6537 (3.2542)**	.6262	1.9823
.8	.0736 (1.8221)*	.2167 (3.7738)**	.0544 (1.0675)	−.5259 (−2.4056)**	.6548 (3.2687)**	.6279	1.9823
	(2) 合理的 期待模型						
	.0729 (1.7573)	.2171 (3.7693)**	.0545 (1.0216)	−.5216 (−2.2959)*	.6559 (3.2582)**	.6293	1.9823

** $\alpha \leqq .01$에서 有意
* $\alpha \leqq .05$에서 有意

2. 所得決定式

實質國民所得方程式에 대한 傳統的 및 合理的 期待模型의 推定結果는 〈表 6〉에 나타나 있다. 먼저 傳統的 期待模型에 대한 推定結果를 살펴 보면 通貨供給量 M_t, 實際인플레率 P_t 및 1期前 民間消費支出 c_{t-1}이 實質國民所得 決定에 매우 높은 有意性을 갖는 것으로 나타난 反面, 政府支出 G_t는 이 表의 모든 경우에 有意性이 없는 것으로 나타난다. 이 政府支出 變數의 여러 가지 다른 時差變數를 사용한 推定結果에서도 有意性 缺如 結果는 달라지지 않았다.

合理的 期待模型에 있어서 所得決定式은 期待인플레率 P_t^e가 說明變數의 하나인 賃金決定式과는 달리 한 가지 형태로 集約된다. 이는 傳統的 期待模型과 合理的 期待模型의 根本的 差異에서 비롯되는 것으로 傳統的 期待模型에서 P_t^e는 模型의 밖에서 별도의 算出過程을 통해 주어지는 外生變數인 반면, 合理的 期待模型에서의 P_t^e는 模型 안에서 決定되는 內生變數인 까닭이다.

이 單一方程式에 대한 推定結果를 살펴 보면 傳統的 期待模型과 매우 유사한 結果가 나타난다. 政府支出 G_t는 傳統的 期待模型에서와 같이 實質國民所得 決定에 有意性이 없는 것으로 나타나며 實質國民所得 決定에 有意性이 있는 變數인 貨幣供給量(M_t), 實際인플레率(P_t) 및 實質消費支出(c_{t-1})의 係數 역시 傳統的 期待模型에서의 값들과 별반 差異가 없다. R^2값도 傳統的 期待模型의 값들과 거의 비슷하여 賃金決定式의 推定結果에서 나타난 두 模型 사이의 현격한 差異와는 對照的이다.

3. 物價決定式

〈表 7〉에는 傳統的 및 合理的 期待模型에 대한 物價決定式의 推定結果가 나타나 있다. 먼저 傳統的 期待模型에 대한 推定結果를 살펴 보면, 첫번째 說明變數인 名目賃金水準 W_t는 物價決定에 매우 높은 水準에서 有意한 것으로 나타난다.

최근 우리나라에서는 物價와 賃金의 相互作用에 관하여 엇갈린 見解들이 대두되고 있다. 그 하나는 우리 經濟의 當面課題인 物價安定을 달성하기 위하여 賃金을 凍結하거나 그 上昇率을 가능한 抑制해야 한다는 物價政策當局의 主張이고 또 다른 하나는 賃金勞動者의 입장을 代辯하여 物價政策當局의 見解에 反對하는 主張이다.

賃金의 凍結 내지는 上昇抑制를 主張하는 側에서는 賃金上昇이 우리나라 인플레의 代表的 要因中의 하나라는 見解이고 物價上昇에 따라 賃金이 上向調整되어야 한다고 主張하는 사람들은 賃金이 物價에 미치는 영향보다는 오히려 物價가 賃金에 미치는 영향이 더 크기 때문에 物價安定을 위한 急先務가 賃金抑制라는 見解는 그 妥當性이 稀薄하다고 論駁한다.

이 問題는 결국 賃金, 物價 두 變數中 어느 一方이 他方에 더 영향을 주는가, 아니면 그 영향의 方向이 一方的인 것이 아니고 서로 交叉하는 것인지를 究明해야 하는 因果關係의 檢證(causality test)問題로 귀착된다[32].

32) 이것이 흔히 거론되는 "닭이 먼저냐 달걀이 먼저냐" 하는 問題(chicken-egg-chicken dilemma)와 論理學에서의 "이에 따라서 그러므로 必然的으로 이로 인하

〈表 7〉 物價決定式

	常　數	W_t	X_t	P_t^m	R^2	D.W.
			(1) 傳統的 期待模型			
			A. 靜　態　的			
	.0398 (1.0103)	.5455 (3.4077)**	−.2256 (−2.5028)**	.1164 (2.1201)*	.4756	1.9416
			B. 適　應　的			
λ=.2	.0508 (1.3496)	.5012 (3.2842)**	−.2241 (−2.5409)**	.1177 (2.2194)*	.4896	1.9445
.4	.0423 (1.6899)*	.5340 (3.3850)**	−.2222 (−2.4776)**	.1175 (2.1638)*	.4795	1.9457
.6	.0398 (1.0115)	.5445 (3.4140)**	−.2217 (−2.4578)**	.1169 (2.1347)*	.4760	1.9457
.8	.0394 (1.0003)	.5463 (3.4156)**	−.2229 (−2.4700)**	.1166 (2.1257)*	.4754	1.9443
			C. 正　常　的			
ρ=.2	.0433 (1.1155)	.5317 (3.3699)**	−.2273 (−2.5415)**	.1174 (2.1639)*	.4801	1.9405
.4	.0478 (1.2517)	.5142 (3.3171)**	−.2292 (−2.5868)**	.1182 (2.2084)*	.4855	1.9394
.6	.0516 (1.3717)	.4994 (3.2656)**	−.2307 (−2.6223)**	.1180 (2.2268)*	.4898	1.9386
.8	.0522 (1.3880)	.4976 (3.2545)**	−.2306 (−2.6218)**	.1161 (2.1911)*	.4904	1.9390
			D. 投　機　的			
θ=.2	.0397 (1.0039)	.5471 (3.4066)**	−.2285 (−2.5361)**	.1155 (2.1003)*	.4750	1.9385
.4	.0391 (.9849)	.5505 (3.4124)**	−.2308 (−2.5593)**	.1145 (2.0742)*	.4739	1.9360
.6	.0383 (.9611)	.5544 (3.4211)**	−.2325 (−2.5742)**	.1134 (2.0479)*	.4725	1.9342
.8	.0376 (.9374)	.5582 (3.4304)**	−.2337 (−2.5832)**	.1125 (2.0241)*	.4712	1.9328
			E. 平　均　的			
δ=.2	.0389 (.9856)	.5482 (3.4225)**	−.2222 (−2.4593)**	.1165 (2.1194)*	.4747	1.9450
.4	.0369 (.9280)	.5559 (3.4504)**	−.2194 (−2.4150)**	.1155 (2.0903)*	.4721	1.9476
.6	.0340 (.8469)	.5674 (3.4849)**	−.2180 (−2.3827)*	.1135 (2.0333)*	.4681	1.9487
.8	.0312 (.7674)	.5796 (3.5158)**	−.2184 (−2.3706)*	.1109 (1.9600)*	.4636	1.9480
			(2) 合理的 期待模型			
	.0305 (.7414)	.5831 (3.4961)**	−.2187 (−2.3706)*	.1100 (1.9350)*	.4623	1.9475

** $\alpha \leqq .01$에서 有意
* $\alpha \leqq .05$에서 有意

經濟學에서는 金融政策과 財政政策의 有效性에 대한 通貨主義者와 新「케인즈」主義者들 간의 論爭과 관련하여 國民所得과 貨幣供給量 사이의 因果關係에 대한 糾明이 Granger (1969)의 理論的 硏究를 바탕으로 Sims (1972)에 의한 實證分析으로 시도된 바 있다.

Sims가 사용한 推定期間과 거의 비슷한 1947~76年의 分期資料를 이용한 筆者(Lee, 1980)의 硏究에 의하면 Sims의 因果關係의 檢證方法은 貨幣量과 國民所得에 대한 推定模型의 형태가 상이함에 따라 크게 一貫性을 결여하는 등의 여러 가지 難點이 드러나 두 經濟變數間의 因果關係를 究明하는 일반적 檢證手段으로서는 많은 문제점을 지닌 것으로 판단된다.

이에 따라 物價와 賃金의 因果關係를 分析함에 있어서는 두 變數間의 因果關係가 서로 交叉한다는 假定에서 出發, 物價와 賃金을 內生變數로 하는 聯立方程式의 推定結果를 分析하는 間接的인 方法이 사용되고 있다. 이 方法에 의하여 鄭基俊敎授(1983)는 1965~80年까지의 分期別 資料를 사용하여 우리나라의 物價와 賃金의 關係를 分析하였는데 物價가 賃金에 미치는 영향이 賃金이 物價에 미치는 영향보다 무려 4倍 정도 강하다는 결론을 제시하였다.

賃金, 所得 및 物價를 內生變數로 하여 3元聯立方程式體系를 이루고 있는 本模型에서도 이와 같은 間接的인 方法에 의하여 物價와 賃金의 相互關係를 分析할 수 있다[33]. 本模型에서 賃金이 物價에 미치는 영향은 物價方程式의 γ_1에 의해서 표시된다. 한편 物價가 賃金에 미치는 영향은 賃金方程式의 α_3로 표시되는 直接的인 영향과 實質所得을 통하여 미치게 되는 間接的인 영향으로 구분된다. 傳統的 및 合理的 期待模型에 있어서 이들 係數들의 推定結果를 정리하면 〈表 8〉과 같다.

먼저 두 變數 사이의 直接的인 영향만을 α_3와 γ_1의 推定値에 의해 비교해 보면 다섯 가지의 期待模型에 있어서 모두 α_3가 γ_1보다 훨씬 크게 나타난다. 傳統的 期待模型 전체의 平均値를 비교해 볼 때 物價가 賃金에 미치는 영향을 나타내는 α_3의 값이 0.9029로서 賃金이 物價에 미치는 영향을 나타내는 γ_1값, 0.5397보다 1.67배 가량 높은 것으로 나타난다. 반면 合理的 期待模型에서는 γ_1의 값이 오히려 α_3의 값보다 1.18배 높은 것으로 나타나 賃金이 物價에 미치는 영향이 더 강한 것을 의미한다.

한편 物價가 實質所得을 통해서 賃金에 미치는 間接的인 영향을 고려하게 되면 叙上한 바와 매우 對照的인 結果가 나타난다. 이 表에서 傳統的인 期待模型의 경우[34], 投機的 期待模型을 제외한 네 期待模型에 있어서 γ_1값이 物價가 賃金에 미치는 綜合的인 영향을 표시하는 $\alpha_3+\alpha_2\beta_3$의 값보다 약간씩 높게 나타난다. 傳統的 期待模型 전체의 平均値를 비교해 보면 γ_1값이 $\alpha_3+\alpha_2\beta_3$값보다 1.04배 높은 것으로 나타나 賃金이 物價에 미치는 영향이 미미하게나마 더 강함을 의미하고 있다.

한편 物價方程式의 다른 說明變數인 勞動生

여"의 誤謬(post hoc, ergo propter hoc fallacy)—즉 봄이 되어 自己가 綠色의 衣裳을 입게 될 때 비로소 森羅萬象도 新綠의 春色을 나타내리라고 착각하는 사람의 誤謬와 동일한 範疇에 속하는 문제이다. 이에 관하여는 Samuelson (1976, p. 9) 참조.

33) 鄭基俊敎授의 模型과 本模型과의 기본적인 차이는 前者가 賃金과 物價의 2元聯立方程式體系로서 後者와는 달리 物價가 實質所得을 통하여서 賃金에 미치는 間接的인 영향을 고려하지 않고 있다는 점에서 찾아 볼 수 있다.

34) 合理的 期待模型의 경우에는 $\hat{\alpha}_2=0$이므로 이 間接的인 영향은 고려되지 않는다.

〈表 8〉 賃金—物價의 相互影響力[1)]

	傳統的 期待模型						合理的期待模型
	靜態的	適應的	正常的	投機的	平均的	全 體	
$\frac{\Delta W_t}{\Delta P_t}$: α_3	.8801	.8843	.9380	.8633	.9317	.9029	.4936
$\alpha_3+\alpha_2\beta_3$	.5218	.4839	.4951	.5963	.5082	.5209	
$\frac{\Delta P_t}{\Delta W_t}$: γ_1	.5455	.5315	.5526	.5628	.5108	.5397	.5831

註 : 1) 推定係數의 平均値

產性 X_t와 輸入物價指數 P_t^m도 全體物價 決定에 有意한 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다.

合理的 期待模型에 의한 物價決定式은 前述한 所得決定式과 마찬가지로 한 가지 方程式으로 集約되는데 전체적으로 傳統的 期待模型과 비교할 때 현격한 差異點을 발견할 수 없다[35)].

V. 模型의 縮約式 分析

基本模型의 構造方程式 (1)~(3)은 W_t, y_t, P_t 등 세 개의 內生變數를 가진 3元聯立方程式인데, 이로부터 內生變數의 각각에 대한 解를 구하면 일곱 개의 外生變數 $u_t^{-1}, P_t^e, M_t, G_t, c_{t-1}, X_t, P_t^m$로 표시되는 다음과 같은 縮約式을 얻게 된다.

$$\begin{aligned} W_t=&\alpha_1\Pi^{-1}u_t^{-1}+\alpha_4\Pi^{-1}P_t^e+\alpha_2\beta_1\Pi^{-1}M_t \\ &+\alpha_2\beta_2\Pi^{-1}G_t+\alpha_2\beta_4\Pi^{-1}c_{t-1} \\ &+(\alpha_2\beta_3+\alpha_3)\gamma_2\Pi^{-1}X_t+(\alpha_2\beta_3 \\ &+\alpha_3)\gamma_3\Pi^{-1}P_t^m+(\alpha_0+\alpha_2\beta_0 \\ &+\alpha_2\beta_3\gamma_0+\alpha_3\gamma_0)\Pi^{-1} \quad\cdots\cdots(24) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} y_t=&\alpha_1\beta_3\gamma_1\Pi^{-1}u_t^{-1}+\alpha_4\beta_3\gamma_1\Pi^{-1}P_t^e \\ &+(1-\alpha_3\gamma_1)\beta_1\Pi^{-1}M_t \\ &+(1-\alpha_3\gamma_1)\beta_2\Pi^{-1}G_t \\ &+(1-\alpha_3\gamma_1)\beta_4\Pi^{-1}c_{t-1} \\ &+\beta_3\gamma_2\Pi^{-1}X_t+\beta_3\gamma_3\Pi^{-1}P_t^m+(\beta_0 \\ &+\alpha_0\beta_3\gamma_1-\alpha_3\beta_0\gamma_1+\beta_3\gamma_0)\Pi^{-1} \quad\cdots(25) \end{aligned}$$

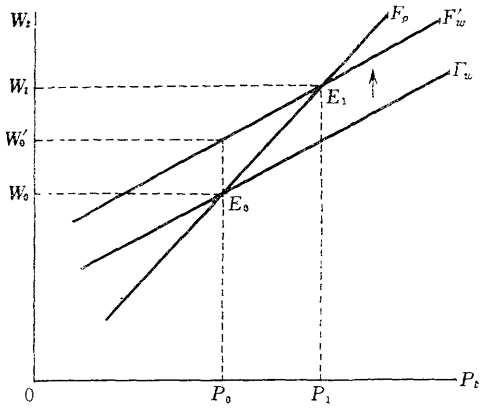
$$\begin{aligned} P_t=&\alpha_1\gamma_1\Pi^{-1}u_t^{-1}+\alpha_4\gamma_1\Pi^{-1}P_t^e+\alpha_2\beta_1\gamma_1\Pi^{-1}M_t \\ &+\alpha_2\beta_2\gamma_1\Pi^{-1}G_t+\alpha_2\beta_4\gamma_1\Pi^{-1}c_{t-1} \\ &+\gamma_2\Pi^{-1}X_t+\gamma_3\Pi^{-1}P_t^m+(\gamma_0+\alpha_0\gamma_1 \\ &+\alpha_2\beta_0\gamma_1)\Pi^{-1}\cdots\cdots(26) \end{aligned}$$

여기서 $\Pi=1-\gamma_1(\alpha_2\beta_3+\alpha_3)$인데 이것은 〔圖 1〕에 설명된 本模型의 因果關係에서 세 內生變數間의 相互依存關係를 나타내고 있다.

이 縮約式에서 각 外生變數들의 係數는 本模型에 대한 比較靜學(comparative statics)의 결과를 나타낸다. 여기서 문제되는 점은 예를 들어 期待인플레率의 경우, 構造式 (1)에서의 係數 α_4와 縮約式 (24)에서의 係數 $\alpha_4\Pi^{-1}$ 사이에는 어떠한 差異가 있는가 하는 것이다. 다른 外生變數에 대해서도 동일한 質問이 가능하다. 이 問題를 「그래프」를 이용하여 分析하기 위해 基本模型 (1)~(3)을 다음과 같이 物價와 賃金의 關係만으로 單純化해 보기로 한다.

35) R^2값은 傳統的 期待模型에 비해 조금 낮다. 名目賃金水準 W_t의 係數는 傳統的 期待模型의 平均値인 0.5397에 비해 다소 높으나 勞動生產性이 物價에 미치는 영향은 傳統的 期待模型에서 보다 다소 낮게 나타나고 있다. 한편 輸入物價의 전체物價에 미치는 영향도 傳統的 期待模型에서보다 다소 낮게 나타나고 있다.

〔圖 2〕 賃金의 長·短期 彈性値



$$W_t=\alpha_3 P_t+\alpha_4 P_t^e+\epsilon_t \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (27)$$

$$P_t=\gamma_1 W_t+\gamma_2 X_t+\eta_t \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (28)$$

이제 期待인플레率의 두 係數 α_4와 $\alpha_4 \Pi^{-1}$ 사이의 關係는 〔圖 2〕를 이용하여 설명할 수 있다. 이 그림에서 F_w는 賃金函數(wage function) (27)을 F_p는 物價函數(price function) (28)을 나타낸다. 本模型의 構造式에 대한 推定結果에서와 같이 α_3와 γ_1이 1보다 작은 陽의 값을 가지게 되면 F_w의 기울기 α_3는 F_p의 기울기 $\frac{1}{\gamma_1}$보다 항상 작게 된다. 이 그림에서 點 E_0은 (P_0, W_0)으로 표시되는 初期均衡狀態를 나타내고 있다.

이제 期待인플레率 P_t^e가 1% 上昇했다고 하자. 이에 따라 賃金函數 F_w은 上方으로 이동하게 되어 經濟는 點 E_1에서 새로운 均衡狀態가 성립한다. 여기서 賃金水準의 變化를 두 가지로 나누어 생각할 수 있다. 첫째는 W_0에서 W_0'으로의 변화인데 이는 다른 外生變數(이 模型에서 ϵ_t, X_t, η_t)가 변화하지 않고 物價도 P_0 수준에서 변화하지 않을 경우의 賃金變化이며 構造式 (1)에서의 P_t^e의 係數 α_4는 이 變化幅을 測定하는 것이다. 즉 그림에서 $W_0'-W_0=\alpha_4$.

다른 하나는 W_0에서 W_1으로의 변화인데 이는 다른 外生變數는 變化하지 않으나 內生變數인 物價가 P_0에서 P_1으로 變化할 경우의 賃金變化이며 縮約式 (24)에서의 P_t^e의 係數 $\alpha_4 \Pi^{-1}$은 이 變化幅을 測定하는 것이다. 즉 그림에서 $W_1-W_0=\alpha_4 \Pi^{-1}$.

이 두 가지 係數의 가장 큰 差異點은 前者의 경우에는 物價가 변화하지 않지만 後者의 경우에는 物價도 함께 變化한다는 것이다. 여기서 物價의 變化與否는 결국 時間上의 문제로 歸着될 수 있으므로 前者를 短期彈性値, 後者를 長期彈性値로 구별해 부를 수 있을 것이다. 여기서 또 하나 指摘할 수 있는 것은 인플레期待에 대한 賃金의 長·短期 彈性値의 크기인데 이 그림에서 $W_0W_1>W_0W_0'$이므로 短期彈性値가 長期彈性値보다 작다. 즉

$$\alpha_4<\alpha_4 \Pi^{-1} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (29)$$

이 關係가 本模型의 推定結果 成立되는지 여부는 本模型의 一貫性(consistency)에 대한 檢證의 하나가 될 수 있을 것이다.

〈表 9〉에는 期待인플레率 P_t^e에 대한 賃金, 所得 및 物價의 長期彈性値가 나타나 있다. 먼저 傳統的 期待模型에 대한 結果를 살펴 보기로 한다. 期待인플레率에 대한 賃金의 長期彈性値 $\alpha_4 \Pi^{-1}$은 0.2708(投機的 期待模型에서 $\theta=0.6$인 경우)에서 0.9916(正常的 期待模型에서 $\rho=0.8$인 경우) 까지의 값을 가지며 平均値는 0.6047이다. 이는 期待인플레率이 1% 上昇할 경우, 長期的으로 賃金은 0.6047% 上昇하게 됨을 의미한다.

한편 이 長期彈性値 $\alpha_4 \Pi^{-1}$과 〈表 2〉의 短期彈性値 α_4를 비교해 보면 모든 경우에 長期彈

〈表 9〉 期待인플레率에 대한 長期彈性値

	賃　　金	所　　得	物　　價
	(1) 傳統的 期待模型		
	A. 靜 態 的		
	0.4679	−0.1354	0.2552
	B. 適 應 的		
$\lambda=0.2$	0.9760	−0.2652	0.4892
0.4	0.7563	−0.2102	0.4039
0.6	0.6398	−0.1829	0.3484
0.8	0.5509	−0.1598	0.3010
	C. 正 常 的		
$\rho=0.2$	0.5971	−0.1662	0.3175
0.4	0.7747	−0.2074	0.3984
0.6	0.9654	−0.2543	0.4821
0.8	0.9916	−0.2697	0.4934
	D. 投 機 的		
$\theta=0.2$	0.3854	−0.1109	0.2109
0.4	0.3209	−0.0922	0.1766
0.6	0.2708	−0.0778	0.1501
0.8	0.2324	−0.0669	0.1297
	E. 平 均 的		
$\delta=0.2$	0.5505	−0.1609	0.3018
0.4	0.5900	−0.1750	0.3280
0.6	0.5005	−0.1507	0.2840
0.8	0.3184	−0.0971	0.1846
	(2) 合理的 期待模型		
	0.5728	−0.1742	0.3340

性値가 短期彈性値보다 크게 나타나 關係式 (29)가 성립하게 됨을 알 수 있다. 이것은 本模型이 어느 정도 一貫性을 지니고 있음을 나타내는 것이라 할 수 있다. 또한 關係式 (29)는 長期的으로 貨幣幻想의 여지가 줄어 들게 됨을 의미하는 것으로 특히 正常的 期待模型에서 $\rho=0.8$인 경우에는 長期彈性値가 1에 매우 근접하여 長期的으로 貨幣幻想이 全無하게 됨을 나타낸다고 하겠다.

다음 인플레期待에 대한 實質國民所得의 彈性値 $\alpha_4\beta_3\gamma_1\Pi^{-1}$은 −0.0778(投機的 期待模型에서 $\theta=0.6$인 경우)에서 −0.2697(正常的 期待模型에서 $\rho=0.8$인 경우)까지의 값을 가지며 平均値는 −0.1694이다. 이는 期待인플레率이 1% 上昇할 경우 實質國民所得은 0.1694% 下落함을 의미한다.

마지막으로 인플레期待에 대한 物價의 彈性値 $\alpha_4\gamma_1\Pi^{-1}$은 0.1501(投機的 期待模型에서 $\theta=0.6$인 경우)에서 0.4934(正常的 期待模型에서 $\rho=0.8$인 경우)까지의 값을 가지며 平均値는 0.3446이다. 이는 期待인플레率이 1% 上昇할 경우 物價는 0.3446% 上昇하게 됨을 의미한다[36].

이상의 結果에서 特記할 점은 다섯 가지의 傳統的 期待模型을 비교할 때 投機的 期待模型에서 인플레期待에 대한 賃金, 所得 및 物價의 長期彈性値가 현저하게 낮게 나타난다는 것이다. 〈表 10〉에 요약되어 있는 바와 같이 投機的 期待模型의 경우 세 變數에 대한 인플레期待의 平均影響力이 모두 전체 平均値의 절반수준에 지나지 않으며 특히 正常的 期待模型의 경우와 비교할 때 현저하게 낮다.

이는 사람들이 投機的 期待假說에 따라 인플레期待를 形成하게 되면 다른 期待假說의 경우에 비하여 인플레期待가 長期的으로 賃金, 所得 및 物價에 미치는 영향이 현저하게 減少하게 됨을 의미하는 것이다.

合理的 期待模型의 경우, 인플레期待에 대한 長期彈性値는 賃金構造式의 推定結果에서 인플레期待가 有意性을 나타내는 유일한 경우인 「옵션」 14의 경우만이 〈表 9〉에 나타나

36) 本硏究의 附錄②에서 論議되는 바와 같이, 本模型에서 사람들의 상이한 期待形成過程에 따라 經濟가 일정한 均衡狀態에서 安定되는지의 여부는 이 長期彈性値의 크기에 좌우된다. 즉 靜態的, 適應的, 投機的 및 平均的 期待模型에서는 이 物價의 彈性値가 1보다 작고 正常的 期待模型에서는 이 彈性値가 $1/(1-\rho)$보다 작을 때 經濟는 長期的으로 일정한 均衡狀態에서 安定된다. 우리는 이 表에서 傳統的 期待模型의 모든 경우에 있어서 經濟의 安定條件이 충족됨을 알 수 있다.

〈表 10〉 賃金, 所得, 物價에 대한 인플레期待의 平均影響力

	靜態的	適應的	正常的	投機的	平均的	全體
$\frac{\Delta W_t}{\Delta P_t^e}$	0.4679	0.6490	0.8322	0.3257	0.5703	0.6047
$\frac{\Delta y_t}{\Delta P_t^e}$	−0.1354	−0.1843	−0.2244	−0.0936	−0.1680	−0.1694
$\frac{\Delta P_t}{\Delta P_t^e}$	−0.2552	0.3511	0.4229	0.1792	0.3149	0.3446

있다[37].

이 長期彈性値들을 〈表 10〉에 나타난 傳統的 期待模型에서의 平均彈性値와 비교해 보면 賃金 및 物價의 彈性値는 다소 낮게, 그리고 所得의 彈性値는 다소 높게 나타나고 있다.

Ⅵ. 模型의 適合性 比較

本硏究의 重要한 目的 중의 하나는 인플레期待 形成에 관한 硏究에서 빈번하게 이용되는 여섯 가지 期待模型中, 어느 期待模型에 의해서 우리나라 사람들의 인플레期待 形成過程이 가장 잘 說明될 수 있는가를 究明하고자 하는 것이다. 이것은 결국 우리가 고려한 여러 가지 期待模型 중에서 어느 模型에 의한 推定結果가 더 높은 說明力(explanatory power) 및 正確度(accuracy), 나아가서 이 두 측면을 포괄하는 의미의 適合性(relevancy)을 나타내고 있는가 하는 문제로 歸着된다.

이 문제를 고찰함에 있어서 먼저 전체적인 傳統的 期待模型과 이에 對照되는 合理的 期待模型의 適合性을 比較해 보기로 한다.

1. 傳統的 및 合理的 期待模型의 比較

이 두 模型의 適合性은 賃金, 所得 및 物價構造式의 推定結果를 통하여 比較할 수 있다. 우리가 Ⅳ章에서 살펴 본 바와 같이 所得 및 物價構造式의 推定結果에서는 두 模型間에 별다른 差異가 발견되지 않으나 賃金構造式의 推定結果에서는 현저한 差異가 드러나고 있다. 賃金構造式의 推定結果 露呈된 두 模型間의 差異點은 다음 세 가지로 集約된다.

첫째, 本硏究에서 가장 關心있는 變數라 할 수 있는 인플레期待 變數의 說明力이 두 模型에서 懸隔한 差異를 나타내고 있다. 즉 傳統的 期待模型에서는 우리가 고려한 17가지의 模型 중에서 13가지의 模型에서 인플레期待 變數가 通常的인 水準에서 統計的 有意性이 있는 것으로 나타나고 있는 反面, 合理的 期待模型에서는 우리가 고려한 16가지 模型 중에서 오직 한 경우에만 有意性이 있는 것으로 나타나고 있다,

둘째, 賃金構造式에서 勞動市場의 需要狀態를 반영하며 基本模型에서 內生變數로 고려한 實質國民所得의 說明力이 역시 두 模型에서 커다란 差異를 드러내고 있다. 즉 傳統的 期待模型에서는 17가지의 모든 경우에 實質國民

37) 合理的 期待模型에서는 傳統的 期待模型과는 달리 인플레期待 P_t^e가 內生變數로 취급되어 推定되나, 여기에서는 傳統的 期待模型과의 비교를 용이하게 하기 위해 外生變數로 취급하였다.

所得이 賃金決定에 有意한 영향을 미치는 것으로 나타나는 반면 合理的 期待模型에서는 16가지의 모든 경우에 있어서 賃金決定에 아무런 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나고 있다.

세째, 賃金構造式에서 企業의 利潤極大化 및 費用極小化 條件을 반영하는 實際인플레率의 說明力에 있어서도 두 模型間에 差異가 드러나고 있다. 傳統的 期待模型에서의 모든 경우에 이 變數가 統計的 有意性이 있는 것으로, 合理的 期待模型에서는 한 경우를 제외한 모든 경우에 역시 統計的 有意性이 있는 것으로 나타나고 있으나 合理的 期待模型의 경우 그 有意水準(significance level)이 현저히 낮게 나타나고 있다[38].

이러한 差異點에서 傳統的 期待模型에 의한 推定結果가 合理的 期待模型에 비해서 높은 適合性을 나타낸다고 판단함에 있어서 큰 無理가 없을 것으로 보인다. 이에 따라 이제 어러 가지 상이한 傳統的 期待模型 사이의 適合性을 비교해 보기로 한다.

2. 傳統的 期待模型의 比較

다섯 가지의 傳統的 期待模型에 대한 適合性을 비교함에 있어서는 두 가지 측면, 즉 模型의 說明力과 正確度를 함께 고려하였다. 먼저 模型의 說明力은 回歸分析의 結果에서 각 說明變數의 t값과 세 개의 方程式에 대한 R^2값에 의해서 그리고 模型의 正確度는 基本模型에 動態的 「시뮬레이션」(dynamic simulation)을 행하여 平均自乘根誤差(root-mean-square error: RMSE)와 Theil의 不等係數(inequality coefficient)로 표시되는 「시뮬레이션」誤差에 근거하여 비교하였는데, 이들 네 가지 값들을 비교함에 있어서는 다음과 같은 두 가지 방법을 사용하였다[39].

첫째, 靜態的 期待模型을 제외한 네 期待模型의 경우, 期待母數의 네 가지 값(즉 0.2, 0.4, 0.6 및 0.8)에 따른 상이한 模型 중에서 說明力과[40] 正確度가 가장 높은 模型을 選擇하여 비교하였다.

둘째, 이와 같은 첫번째 방법을 補完하는 意味에서 네 期待模型의 경우, 期待母數의 네 가지 값에 따른 상이한 期待模型에 있어서의 t값, R^2 및 「시뮬레이션」誤差를 平均하여 비교하였다.

이 두 방법에 의한 比較値들이 각각 〈表 11〉 및 〈表 12〉에 나타나 있다[41].

가. 回歸分析

먼저 〈表 11〉의 윗 부분에는 첫번째 방법에

38) 이와 같은 세 가지 差異點은 合理的 期待模型에서 賃金構造式의 R^2가 다소 높게 나타나는 사실을 相殺하고도 남음이 있을 것이다.

39) 靜態的 期待模型을 제외한 네 期待模型의 경우, 이 네 가지 값들을 비교함에 있어서 만족스러울만큼 精巧한 統計的 方法이 아직껏 提示되지 못하고 있으나, 이러한 制約下에서 생각할 수 있는 가장 바람직한 방법은 각 期待母數의 네 가지 값에 따라 상이한 模型 중에서 賃金, 所得 및 物價方程式에 共通的으로 說明力과 正確度가 가장 높은 模型을 選擇하여 비교하는 방법일 것이다. 그러나 이 방법을 適用함에 있어서 다음과 같은 難點이 提起된다. 즉 R^2 값을 基準으로 할 때 예를 들어 適應的 期待模型의 경우, 賃金決定式에 있어서는 $\lambda=0.8$인 模型이, 所得決定式에 있어서는 $\lambda=0.4$인 模型이, 그리고 物價決定式에 있어서는 $\lambda=0.2$인 模型이 가장 說明力이 높은 模型으로 나타나 세 聯立方程式에 共通的으로 說明力이 높은 동일한 λ값에 따른 特定模型을 選擇하기 어렵다. 이에 따라 次善策으로 첫번째 방법을, 그리고 이를 補完하는 의미에서 두번째 방법을 사용하였다.

40) 여기서 模型間 說明力의 比較基準으로 R^2값을 사용하였다. 동일한 期待模型中에서의 說明力을 비교함에 있어서는 개별적인 變數들의 t값보다는 R^2값이 보다 適切한 基準이 될 수 있을 것이다.

41) 이 表들에서 統計的 有意性이 缺如된 것으로 나타난 失業率 變數와 名目政府支出 變數의 t값은 제외되었다.

〈表 11〉 傳統的 期待模型의 適合性比較(Ⅰ)

	靜態的	適應的	正常的	投機的	平均的
가. 回歸分析					
(1) t값					
① 賃金式					
y_t	2.0670	2.1127	2.1749*	2.0435	2.1381
P_t	3.1146*	3.1053	3.1041	3.1043	3.0114
P_t^e	1.7869	1.7786	1.8975*	1.7554	1.6916
② 所得式					
M_t	3.7513	3.7771*	3.7718	3.7765	3.7738
P_t	−2.3460	−2.2943	−2.2955	−2.2789	−2.4056*
c_{t-1}	3.2601	3.2712	3.2620	3.3073*	3.2687
③ 物價式					
W_t	3.4077	3.2842	3.2545	3.4066	3.4225*
X_t	−2.5028	−2.5409	−2.6218*	−2.5361	−2.4593
P_t^m	2.1201	2.2194*	2.1911	2.1003	2.1194
(2) R^2					
賃金式	0.5886	0.5968	0.5821	0.5762	0.6046*
所得式	0.6260	0.6297	0.6295	0.6306*	0.6279
物價式	0.4756	0.4896	0.4904*	0.4750	0.4747
나. 「시뮬레이션」					
(1) 平均自乘根誤差					
賃金式	0.0973	0.0736*	0.0771	0.0795	0.0741
所得式	0.0508	0.0360*	0.0453	0.0460	0.0450
物價式	0.0686	0.0597	0.0562*	0.0610	0.0579
(2) Theil의 不等係數					
賃金式	0.2045	0.1421*	0.1490	0.1531	0.1434
所得式	0.2235	0.1838	0.1813	0.1783*	0.1816
物價式	0.2021	0.1638	0.1558*	0.1684	0.1592

註 : * 回歸分析의 結果에서는 가장 높은 값을, 「시뮬레이션」結果에서는 가장 낮은 값을 나타낸다.

의해서 선택된 각 期待模型의 t값 및 R^2값이 나타나 있다.

이 表에서 *로 表示된 가장 높은 t값과 R^2값을 고려할 때 正常的 期待模型이 비교적 說明力이 높다고 하겠으나 특히 平均的 期待模型과 비교할 때 뚜렷한 차이가 있다고 보기는 어렵다.

이에 따라 〈表 12〉를 통하여 두번째 方法에 의한 t값과 R^2값을 비교해 보면 〈表 11〉과 다소 상이한 結果가 나타난다. 이 表에서 *로 표시된 가장 높은 t값과 R^2값을 고려할 때 正常的 期待模型이 平均的 期待模型을 포함한 다른 期待模型에 비해 비교적 說明力이 높은 것으로 나타나고 있다.

이상의 回歸分析 結果를 비교해 볼 때 어느 期待模型이 다른 期待模型에 비해 絶對的으로 說明力이 높다고 判斷하기는 어려우나 이 表들에서 *로 표시된 가장 높은 說明力을 나타내는 경우를 고려해 볼 때 正常的 期待模型이 다른 模型에 비해 비교적 높은 說明力을 나타

〈表 12〉 傳統的 期待模型의 適合性 比較(Ⅱ)

	靜態的	適應的	正常的	投機的	平均的
가. 回歸分析					
(1) t값					
① 賃金式					
y_t	2.0670	2.2899	2.3609*	2.0186	2.1418
P_t	3.1146*	3.0815	3.0856	3.0839	2.9677
P_t^e	1.7869	1.7345	1.9199*	1.7199	1.7346
② 所得式					
M_t	3.7513	3.7582	3.7561	3.7677*	3.7595
P_t	−2.3460	−2.3461	−2.3546	−2.2967	−2.3972*
c_{t-1}	3.2601	3.2623	3.2540	3.2920*	3.2566
③ 物價式					
W_t	3.4077	3.3747	3.3018	3.4176	3.4684*
X_t	−2.5028	−2.4866	−2.5931*	−2.5632	−2.4069
P_t^m	2.1201	2.1609	2.1976*	2.0616	2.0508
(2) R^2					
賃金式	.5886*	.5772	.5566	.5657	.5877
所得式	.6260	.6267	.6267	.6291*	.6261
物價式	.4756	.4801	.4865*	.4732	.4696
나. 「시뮬레이션」					
(1) 平均自乘根誤差					
賃金式	.0973	.0767	.0784	.0810	.0750*
所得式	.0508	.0433*	.0454	.0554	.0453
物價式	.0686	.0603	.0581*	.0624	.0586
(2) Theil의 不等係數					
賃金式	.2045	.1478	.1512	.1598	.1470*
所得式	.2235	.1844	.1822*	.2481	.1827
物價式	.2021	.1652	.1604*	.1754	.1614

註 : * 回歸分析의 結果에서는 가장 높은 값을, 「시뮬레이션」結果에서는 가장 낮은 값을 나타낸다.

낸다고 할 수 있을 것이다[42].

나. 「시뮬레이션」

먼저 〈表 11〉 및 〈表 12〉에 나타난 「시뮬레이션」 誤差를 비교함에 앞서서 本硏究에서 試圖한 統計的 「시뮬레이션」 過程에 대해 簡略하게 說明하고자 한다. 本硏究에서의 「시뮬레이션」은 基本模型 (1)에서 (3)과 다섯 가지 인플레期待假說의 數式을 연결함으로써 얻어지는 1階 및 2階定差方程式의 解를 構造方程式에서의 推定係數를 이용하여 풀어가는 過程

42) 더우기 本硏究에서 關心의 촛점이 되고 있는 인플레期待 變數에 대한 推定結果에 대해서 다음 事實을 餘他의 期待模型과 구별되는 正常的 期待模型의 特異點으로 指摘할 수 있다. 즉 〈表 2〉에서 볼 수 있듯이 靜態的 期待模型을 제외한 傳統的 期待模型에서 각 期待模型의 期待母數의 값에 따라 우리가 고려한 네 가지 경우 중에서 適應的 期待模型에서는 $\lambda=0.2$인 경우, 投機的 期待模型에서는 $\theta=0.8$인 경우, 그리고 平均的 期待模型에서는 $\delta=0.6$ 및 0.8인 경우에 인플레期待 變數가 通常的 水準에서 統計的 有意性이 缺如된 반면 正常的 期待模型에서는 네 가지 모든 경우에 有意性을 나타내고 있다.

을 의미한다.

여기서는 代表的인 경우로서 適應的 期待模型의 경우에 대해서만 고찰해 보고자 한다. 適應的 期待模型의 경우 賃金, 所得 및 物價에 대한 다음과 같은 1階定差方程式이 얻어진다.

$$W_t-\{1-\lambda(\Delta-1)\}W_{t-1}=\Pi^{-1}[A_t+\alpha_2B_t+(\alpha_2\beta_3+\alpha_3)C_t+\alpha_4\{\lambda+(1-\lambda)\Delta^{-1}\}C_{t-1}-\alpha_4(1-\lambda)\Delta^{-1}D_{t-1}]\cdots\cdots(30)$$

$$y_t-\{1-\lambda(\Delta-1)\}y_{t-1}=\Pi^{-1}[\beta_3\gamma_1A_t+(1-\alpha_3\gamma_1)B_t-\alpha_4\gamma_1\{\lambda+(1-\lambda)\Delta^{-1}\}B_{t-1}+\beta_3C_t-(1-\lambda)\beta_3\Pi D_{t-1}]\cdots\cdots(31)$$

$$P_t-\{1-\lambda(\Delta-1)\}P_{t-1}=D_t-(1-\lambda)D_{t-1}\cdots\cdots(32)$$

여기서

$$\Pi=1-\gamma_1(\alpha_2\beta_3+\alpha_3)$$

$$\Delta=\alpha_4\gamma_1\Pi^{-1}$$

$$A_t=\alpha_0+\alpha_1u_t^{-1}$$

$$B_t=\beta_0+\beta_1M_t+\beta_2G_t+\beta_4c_{t-1}$$

$$C_t=\gamma_0+\gamma_2X_t+\gamma_3P_t^m$$

$$D_t=\Pi^{-1}(\gamma_1A_t+\alpha_2\gamma_1B_t+C_t)$$

이 定差方程式의 解는 賃金, 所得 및 物價에 대한 하나의 初期條件(本硏究의 경우 1964年 4/4分期의 數値)과 $t-1$ 및 t期에 있어서의 外生變數의 實際値를 이용하여 얻어진다.

이와 같은 歷史的 「시뮬레이션」(historical simulation)을 통하여 1階 및 2階定差方程式의 解로서 얻어진 擬制値(simulated value)의 實際値(actual value)에 대한 誤差가 흔히 사용되는 測定基準인 平均自乘根誤差(RMSE)와 Theil의 不等係數에 의해 〈表 11〉 및 〈表 12〉 아래 부분에 나타나 있다[43].

먼저 〈表 11〉에는 前述한 첫번째 방법에 의해서 選擇된 각 期待模型의 平均自乘根誤差와 Theil의 不等係數가 나타나 있다. 이 表에서 *로 표시된 가장 낮은 誤差를 고려할 때 適應的 期待模型이 비교적 正確度가 높다고 하겠으나 正常的 期待模型과 비교할 때 뚜렷한 차이가 있다고 보기는 어렵다.

이에 따라 〈表 12〉를 통해서 두번째 방법에 의한 「시뮬레이션」 誤差를 비교해 보면 〈表 11〉과 다소 상이한 結果를 찾아볼 수 있다. 이 表에서 *로 표시된 가장 낮은 「시뮬레이션」 誤差를 고려할 때 正常的 期待模型이 비교적 높은 正確度를 나타내고 있다[44].

이제 이와 같은 「시뮬레이션」 結果를 통하여 어느 期待模型이 餘他의 期待模型에 비해 絶對的으로 높은 正確度를 나타내고 있는가를 判斷하기는 回歸分析의 結果와 마찬가지로 용이한 일이 아니긴 하나 이 表들에서 *로 표시된 바와 같이 가장 높은 正確度를 나타내는 경우를 고려해 볼 때, 正常的 期待模型이 다른 期待模型에 비해 비교적 높은 正確度를 나타낸다고 할 수 있을 것이다.

이와 같은 「시뮬레이션」의 結果와 앞에서

43) 여기서 이 誤差의 값들이 0에 가까울수록 「시뮬레이션」을 통해 얻어지는 賃金, 所得 및 物價의 擬制値가 實際値를 더욱 正確하게 추적해가고 있음을 나타낸다.

44) 이상의 分析에서 또 하나 指摘할 수 있는 것은 回歸分析의 結果에 의한 模型의 說明力과 「시뮬레이션」 結果에 의한 模型의 正確度가 항상 併行하는 것이 아니라는 사실이 이 表들을 통해서도 밝혀진다는 점이다. 예를 들어 〈表 12〉에서 賃金決定式에 대한 回歸分析의 結果, 靜態的 期待模型의 경우 R^2가 가장 높아 模型의 說明力이 가장 높은 것으로 나타나나 平均自乘根誤差나 Theil의 不等係數로 測定되는 「시뮬레이션」誤差는 이 경우 가장 높아, 模型의 正確度에 있어서는 가장 문제가 있는 期待模型으로 나타나고 있다. 所得決定式에 있어서도 이와 동일한 사실을 찾아볼 수 있는 바, 回歸分析의 結果에서는 R^2값이 投機的 期待模型에서 가장 높은 反面, 「시뮬레이션」誤差는 平均自乘根誤差나 Theil의 不等係數에 의해서도 가장 높은 것으로 나타나고 있다. 다만 物價決定式에 있어서는 回歸分析과 「시뮬레이션」을 통해서도 正常的 期待模型에서 模型의 說明力 및 正確度가 가장 높은 것으로 나타나 두 가지 分析이 一貫性 있는 結果를 보여 주고 있다.

살펴 본 回歸分析의 結果를 통하여서 다섯 가지 傳統的 期待模型中 正常的 期待模型이 비교적 높은 適合性을 지닌 模型으로 判斷된다. 이는 우리가 고려한 여섯 가지 期待模型中에서 正常的 期待模型이 우리나라 사람들의 인플레期待 形成過程을 비교적 잘 설명할 수 있음을 의미한다. 즉 우리나라 사람들은 인플레에 대한 期待를 形成함에 있어서 대체적으로 過去인플레에 대한 知識과 經驗을 통해서 正常水準이라고 믿는 인플레率을 想定하고 일정한 시간이 지나게 되면 이 正常水準의 인플레率이 現實化되리라고 期待한다는 說明이 制限된 範圍이긴 하나 비교적 妥當한 것임을 示唆하는 것이다.

Ⅶ. 要約 및 結論

이제 本硏究에서 고려한 여러 가지 期待模型 중에서 模型의 適合性이 비교적 높은 것으로 나타난 正常的 期待模型에 의한 推定係數의 平均値에 근거하여 本硏究의 分析結果를 要約하면 다음과 같다.

① 인플레期待가 賃金, 物價 및 成長에 미치는 影響

인플레期待에 대한 名目賃金의 長期彈性値는 0.8322로서 이는 인플레期待가 1% 增加할 경우, 名目賃金은 長期的으로 0.8322% 上昇하게 됨을 의미한다. 한편, 인플레期待에 대한 賃金의 短期彈性値는 0.6232로서 이는 인플레期待가 名目賃金에 미치는 影響力이 長期的으로 强化됨을 意味한다.

인플레期待에 대한 物價의 長期彈性値는 0.4229로서 이는 인플레期待가 1% 增加할 경우 物價는 長期的으로 0.4229% 上昇하게 됨을 의미한다. 한편 實質成長의 長期的인 인플레期待 彈性値는 −0.2244로서 이는 인플레期待가 1% 增加할 경우 實質成長이 0.2244% 鈍化됨을 의미한다.

② 우리나라 사람들의 인플레期待 形成過程

本硏究에서는 사람들이 인플레期待를 形成하는 過程에 대하여 經濟學에서 자주 이용되고 있는 여섯 가지 期待假說, 즉 靜態的, 適應的, 正常的, 投機的 및 平均的 期待假說과 이와 對照되는 合理的 期待假說을 考察하였다.

이 여섯 가지 期待模型 중에서 어느 模型이 우리나라 사람들의 인플레期待 形成過程을 잘 說明해 주는가를 究明하기 위하여 回歸分析에 의한 模型의 說明力과 「시뮬레이션」에 의한 模型의 正確度를 比較分析한 結果, 正常的 期待模型이 비교적 適合性이 높은 것으로 나타나고 있다.

이는 우리나라 사람들이 인플레에 대한 期待를 形成함에 있어서 過去의 인플레에 대한 知識과 經驗을 통하여서 正常水準(예를 들어서 過去 數年間 인플레率의 平均水準)이라고 믿는 인플레率을 想定하고 일정 시간이 지나게 되면, 이 正常水準의 인플레率이 現實化되리라고 期待한다는 說明이 우리 나라 사람들의 인플레期待 形成過程을 制限된 범위이긴 하나 비교적 잘 描寫하고 있음을 의미하는 것이다.

한편 이 正常的 期待假說과 對照的이라고

할 수 있는 投機的 期待假說[45]을 이용한 推定結果에서는 模型의 適合性이 비교적 낮게 나타나고 있으며 특히 賃金·物價 및 成長에 대한 인플레期待의 영향력이 다른 期待假說의 경우에 비해 현저히 낮게 나타나고 있다.

이는 本硏究에서 이용된 投機的 期待假說의 형태가 우리나라 사람들의 投機心理를 충분히 反映하기에는 너무 單純하다는 문제가 제기될 수 있으나 사람들의 인플레期待 形成過程에 있어서의 投機的인 要素가 우리 經濟에 미치는 영향이 비교적 높지 않다는 사실을 간접적으로 示唆해 주는 것이라 하겠다.

③ 賃金·物價의 相互影響力

基本模型의 構造式에 대한 推定結果, 物價에 대한 賃金의 彈性値는 0.4951로, 賃金에 대한 物價의 彈性値는 0.5526으로 나타난다. 이는 物價가 1% 오를 경우 賃金은 0.4951% 상승하고, 賃金이 1% 오를 경우 物價는 0.5526% 상승함을 의미한다. 따라서 賃金이 物價에 미치는 影響力이 物價가 賃金에 미치는 影響力보다 다소 높은 것으로 나타난다[46].

④ 期待—賃金 決定假說의 檢證

本硏究의 實證分析 結果, 인플레期待는 賃金決定過程에 있어서 重大한 影響을 미치는 것으로 나타나 廣義의 期待—賃金 決定假說이 支持된다. 反面 인플레期待가 賃金決定에 完全하게 반영되는 (즉 期待인플레率이 a% 增加하게 되면 名目賃金도 a% 上昇하게 되는) 것이 아니라 部分的으로만 反映되는 것으로 나타나 狹義의 期待—賃金 決定假說은 支持되지 않는다. 이는 우리나라의 賃金決定過程에 있어서 어느 정도의 貨幣幻想이 存在하고 있음을 의미한다.

本硏究에서는 聯立方程式體系를 이용하여 賃金·物價 및 所得 등 세 가지 巨視變數의 相互決定關係와 사람들의 인플레期待 形成過程에 대한 여러 가지 假說들을 包括的으로 고려함으로써 이제까지 대부분의 硏究들이 지닌 脆弱點을 補完하고자 하였다.

그러나 本硏究는 다음의 몇 가지 觀點에서 아직도 매우 미흡하며 인플레期待에 대한 보다 綿密한 分析을 위해서는 여러 가지 측면에서 補完되어야 할 것이다.

첫째, 美國이나 英國 등의 경우와는 달리 우리나라에는 사람들의 인플레期待에 대한 實測値(direct measure)가 존재하지 않는 까닭으로 本硏究에서는 부득이 傳統的인 혹은 合理的인 期待假說에 입각한 代用變數를 使用할 수 밖에 없었다. 英美의 경우, 인플레期待의 實測値를 사용한 硏究에서도 매우 심각한 實測誤差가 드러나 문제가 되고 있긴 하지만 인플레期待에 대한 代用値보다 實測値를 사용하게 되면 보다 適合한 結果를 얻을 수 있을 것으로 期待된다.

둘째, 本硏究의 實證模型에 있어서 換率, 利子率, 原油價 및 輸出 등과 같은 몇 가지 重要한 巨視變數들이 고려되지 않았다. 이러한 變數들을 고려하게 되면 模型은 다소 복잡하게 될 것이나, 이로부터 보다 普遍的인 結

45) 이 假說에 의하면 사람들이 과거 인플레의 增加趨勢를 보고 앞으로도 그 增加趨勢가 꾸준히 持續되리라고 期待한다는 것으로 이 假說에는 다른 期待假說에 비해 사람들의 投機心理가 비교적 뚜렷하게 나타나 있다고 할 수 있다.

46) 이 결과는 物價가 實質所得을 통하여서 賃金에 미치는 間接的인 영향을 함께 고려한 것이며 두 變數 사이의 直接的인 영향만을 고려하게 되면(이 때 物價에 대한 賃金의 彈性値는 0.9380임) 物價가 賃金에 미치는 영향력이 오히려 그 反對의 영향력보다 약 1.7배 높은 것으로 나타난다.

果가 提示될 수 있을 것이다[47].

세째, 本硏究의 實證模型은 그 誘導過程에 대한 論議에서도 찾아볼 수 있듯이 상당 부분이 歐美 諸國의 硏究들에 그 理論的 基盤을 두고 있어서 歐美 諸國의 經濟와 區別되는 우리 經濟의 特性이 충분히 反映되지 않고 있다. 예를 들어 우리나라의 私債市場 및 住宅市場 등의 特性을 反映할 수 있는 變數들을 模型 안에 包含시킬 수 있다면 보다 現實的인 結果가 提示될 수 있을 것으로 期待된다.

네째, 基本模型의 推定結果 중에서 특히 名目賃金에 失業率 變數가 有意한 영향을 미치지 못하는 결과는 다른 硏究의 결과와 비교할 때 매우 例外的인 현상으로서 이는 本硏究에서 제시된 基本模型에 어느 정도 模型設定誤差(specification error)가 介在되어 있을 가능성을 示唆하는 것이라 하겠다. 아직껏 이와 같은 誤差問題를 만족스럽게 해결할 수 있을 만큼 精巧한 統計的 方法이 提示되고 있지는 못하나 本硏究의 結果를 判斷함에 있어서는 이와 같은 脆弱點을 십분 감안하여야 할 것이다[48].

우리 經濟에 있어서 인플레期待가 미치는 영향은 실로 廣範圍하다고 할 수 있으며 특히 賃金, 物價 및 所得 등 主要 經濟變數들에 중대한 영향을 미치는 점을 감안할 때 위에서 지적한 本硏究의 몇가지 脆弱點을 補完함으로써 우리 經濟에 있어서 인플레期待의 役割 및 特性을 明瞭하게 드러낼 수 있을 뿐만 아니라 우리 經濟의 安定基調를 維持하기 위해서 인플레期待를 鎭靜시키는 데 필요한 政策手段 및 方向을 提示할 수 있는 보다 精緻하고 體系的인 硏究의 필요성이 매우 절실하다고 하겠다[49].

미흡하나마 本硏究가 인플레期待 問題에 대한 組織的이고 體系的인 接近方法의 一端을 提示할 수 있었다면 거기에 本硏究의 진정한 意義가 있다고 하겠다.

附 錄

1 實證分析의 資料 解說

本硏究에서는 1965年 1/4分期에서 1982年 4/4 分期까지의 分期別 資料를 이용하였으며 失業率 變數를 제외한 모든 變數의 경우 年平均 變動率을 사용하였다. 예를 들어 名目賃金(W_t)의 경우,

$$W_t = \frac{Z_t - Z_{t-4}}{Z_{t-4}}$$

여기서 Z_t는 t分期의 名目賃金水準을 나타낸다.

이하에서는 다음과 같은 略記를 사용하기로 한다.

'調査' : 韓銀 조사 제 2 부, 『조사통계월보』, 각권 각호.

'國民' : 韓銀 조사 제 2 부, 『한국의 국민소

47) 한편 〈附表 4〉에는 正常的 期待模型의 경우 所得決定式에서 輸出을 說明變數로 포함하여 Cochrane-Orcutt 二段階最小自乘法을 사용한 推定結果가 나타나 있는데 本硏究의 基本模型의 推定結果와 비교할 때 推定係數들의 크기가 조금씩 달라지는 점외에는 별다른 差異點이 발견되지 않는다.

48) 〈附表 5〉에는 基本模型의 變形으로서 物價決定式에 인플레期待가 說明變數로 포함된 模型의 推定結果가 正常的 期待模型의 경우에 대해서 정리되어 있는데 基本模型의 推定結果와 비교할 때 輸入物價 變數의 有意水準이 낮아지고 특히 인플레期待 變數의 부호가 通常的인 인식과는 달리 負로 나타나고 있다. 이 경우 賃金 및 所得決定式의 推定結果는 基本模型의 경우와 同一하다.

49) 인플레期待 鎭靜에 필요한 몇 가지 政策手段 및 方向에 관한 槪略的인 論議에 대해서는 筆者(1984A) 참조.

득』, 1982年版.

'한국' : 경제기획원 조사통계국 『한국통계월보』, 각호.

名目賃金(W_t) ; '調査'에 수록된 製造業 常傭從業員의 月給與(단위 : 원)를 3個月 移動平均한 값의 年平均 變動率.

失業率(u_t) ; '한국'에 수록된 非農家失業者數를 非農家經濟活動人口(단위 : 1,000名)로 나누어 非農家失業率(U_t)을 계산한 다음 2分期 前後移動平均한 값, 즉

$$u_t=(U_{t-2}+U_{t-1}+U_t+U_{t+1}+U_{t+2})/5$$

實質所得(y_t) ; '國民'의 分期 및 產業別 國民總生產 統計에서 1975年 不變市場價格으로 나타낸 非農林·漁業 國民總生產(단위 : 10億원)의 年平均 變動率.

物價(P_t) ; '國民'의 分期 및 產業別 國民總生產 統計에서 經常市場價格으로 나타낸 國民總生產을 1975年 不變市場價格으로 나타낸 國民總生產으로 나눈 다음, 이 값에 100을 곱한 값인 GNP디플레이터의 年平均 變動率.

通貨量(M_t) ; '調査'에 수록된 화폐공급량(M_1)의 分期末 殘額(단위 : 10億원)의 年平均 變動率.

名目政府支出(G_t) ; '國民'의 分期別 國民總生產에 대한 支出 統計에서 經常市場價格으로 나타낸 一般政府消費支出(단위 : 10億원)의 年平均 變動率.

實質民間消費支出(c_{t-1}) ; '國民'의 分期別 國民總生產에 대한 支出 統計에서 1975年 不變市場價格으로 나타낸 民間消費支出(단위 : 10億원)의 1分期前의 年平均 變動率.

勞動生產性(X_t) ; '國民'의 分期 및 產業別 國民總生產 統計에서 1975年 不變市場價格으로 나타낸 製造業 GNP(단위 : 10億원)를 '한국'의 產業別 就業者 統計에서 製造業 就業者(단위 : 1,000名)로 나눈 製造業 部門의 平均勞動生產性의 年平均 變動率.

輸入單價指數(P_t^m) ; '調査'의 貿易指數 및 交易條件 統計에서 1975年을 100으로 한 輸入單價指數의 年平均 變動率.

2 經濟의 安定條件

여기서는 本模型에서 사람들이 인플레에 대한 期待를 어떻게 形成하는가에 따라 經濟가 일정한 均衡狀態에서 安定되는지 여부의 문제를 考察하고자 한다. 合理的 期待模型에서는 사람들이 合理的으로 期待를 形成하게 되고 모든 市場에서 價格이 迅速하게 調整됨으로써 거의 순식간에 經濟安定이 이루어지게 되므로 여기서는 傳統的 期待模型을 중심으로 이 문제를 살펴 보고자 한다.

經濟의 安定問題를 分析함에 있어서 基本模型 (1)~(3)을 다음과 같이 단순화할 수 있다.

$$W_t=\alpha_2 y_t+\alpha_3 P_t+\alpha_4 P_t^e+A \cdots\cdots\cdots\cdots (2a)$$

$$y_t=\beta_3 P_t+B \cdots\cdots\cdots\cdots (2b)$$

$$P_t=\gamma_1 W_t+C \cdots\cdots\cdots\cdots (2c)$$

이 세 方程式을 이용하여 다음과 같은 P_t에 대한 縮約式이 얻어진다.

$$P_t-\Delta P_t^e=D \cdots\cdots\cdots\cdots (2d)$$

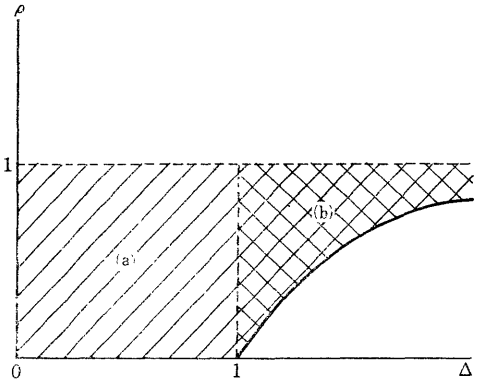
여기서

$$\Delta=\frac{\alpha_4\gamma_1}{1-\gamma_1(\alpha_2\beta_3+\alpha_3)} \cdots\cdots\cdots\cdots (2e)$$

$$D=\frac{\gamma_1(A+\alpha_2 B)+C}{1-\gamma_1(\alpha_2\beta_3+\alpha_3)}$$

먼저 이 模型에 의한 經濟의 長期均衡狀態

〔附圖 1〕 經濟의 安定條件
(正常的 期待假說)



는 다음과 같다. 經濟가 長期均衡狀態에 있게 되면 實際인플레率과 期待인플레率이 일치하게 될 것이다.

즉 $P_t = P_t^e = P^*$

이 관계를 이용하면 (2d)에서 $1-\Delta \neq 0$ 이면

$$P^* = \frac{D}{1-\Delta} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (2f)$$

한편 $1-\Delta=0$이면 P_t에 대한 長期均衡水準이 결정되지 않는다. $1-\Delta \neq 0$일 경우 (2f)의 P^*값을 (2b)에 대입하게 되면 實質所得의 長期均衡水準 y^*가 결정되고 다시 이 y^*와 P^*를 (2a)에 대입하게 되면 名目賃金의 長期均衡水準 W^*가 결정된다. 이 模型에서 經濟의 安定問題는 經濟가 결국 (W^*, y^*, P^*)로 표시되는 長期均衡狀態에서 安定되느냐 하는 問題이다.

이하에서는 紙面의 절약을 위해서 다른 傳統的 期待假說의 경우와 구별되는 正常的 期待假說의 경우에 대해서만 이 문제를 살펴 보고자 한다. 다른 期待假說의 경우에는 (2d)에 여러 假說의 數式을 代入하여 $\Delta<1$이라는 同一한 安定條件이 얻어진다.

正常的 期待假說의 경우,

$$P_t^e = P_{t-1} + \rho(\bar{P}_{t-1} - P_{t-1}) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (2g)$$

여기서 $\bar{P}_{t-1}$은 사람들이 正常水準이라고 생각하는 인플레率을 나타내며 보통 $\bar{P}_{t-1}=P^*$라고 가정한다. 이제 (2g)를 (2d)에 代入하면

$$P_t - \Delta(1-\rho)P_{t-1} = D + \Delta\rho P^*$$

여기서 經濟의 安定條件은

$$\Delta < \frac{1}{1-\rho} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (2h)$$

이 條件을 그림으로 나타내면 〔附圖 1〕과 같다. 이 그림에서 安定條件 (2h)는 빗금친 부분 (a)와 (b)에 해당되는데 (2f)로 표시되는 P^*의 決定條件으로부터 $\Delta=1$의 영역은 排除된다. 여기서 다른 傳統的 期待假說에서의 安定條件은 정사각형 (a)부분에만 해당되므로 사람들이 正常的 期待假說에 따라 인플레期待를 形成하게 될 경우 다른 傳統的 期待假說에 비해 經濟가 安定될 여지가 擴張됨을 알 수 있다.

〈附表 1〉 變數들의 平均値와 變異係數

變 數	平 均	變異係數
W_t	0.2491	0.3216
y_t	0.1118	0.5742
P_t	0.1720	0.3547
u_t^{-1}	13.8460	0.2506
M_t	0.2929	0.4090
G_t	0.3065	0.4943
c_{t-1}	0.0729	0.4554
X_t	0.0709	1.1185
P_t^m	0.0879	1.9545

〈附表 2〉 賃金決定式(傳統的 期待模型：通常最小自乘法)

	常　數	u_t^{-1}	y_t	P_t	P_t^e	R^2	D.W.
			A. 靜　態　的				
	−.0368	.0079	.4566	.5101	.2121	.4157	.6788
	(−.8331)	(3.4203)	(3.3135)	(3.1519)	(1.3251)		
			B. 適　應　的				
λ=.2	−.0695	.0080	.4633	.5765	.3135	.4169	.7011
	(−1.2217)	(3.4719)	(3.3405)	(3.9242)	(1.3746)		
.4	−.0529	.0080	.4650	.5375	.2588	.4160	.6817
	(−1.0628)	(3.4736)	(3.3326)	(3.4944)	(1.3387)		
.6	−.0470	.0080	.4674	.5085	.2607	.4178	.6733
	(−1.0063)	(3.4450)	(3.3588)	(3.1716)	(1.4111)		
.8	−.0422	.0079	.4647	.4991	.2484	.4180	.6744
	(−.9337)	(3.4238)	(3.3564)	(3.0627)	(1.4210)		
			C. 正　常　的				
ρ=.2	−.0472	.0079	.4674	.5110	.2652	.4189	.6860
	(−1.0170)	(3.4111)	(3.3725)	(3.2228)	(1.4584)		
.4	−.0586	.0079	.4759	.5243	.3087	.4212	.6895
	(−1.1821)	(3.4204)	(3.4153)	(3.4077)	(1.5447)		
.6	−.0657	.0080	.4756	.5517	.3145	.4207	.6919
	(−1.2494)	(3.4522)	(3.4088)	(3.7025)	(1.5258)		
.8	−.0646	.0081	.4650	.5837	.2736	.4172	.7000
	(−1.1903)	(3.4960)	(3.3474)	(3.9913)	(1.3877)		
			D. 投　機　的				
θ=.2	−.0313	.0080	.4455	.5285	.1671	.4125	.6832
	(−.7210)	(3.4260)	(3.2534)	(3.3154)	(1.1790)		
.4	−.0270	.0080	.4365	.5444	.1292	.4097	.6839
	(−.6307)	(3.4393)	(3.2029)	(3.4644)	(1.0387)		
.6	−.0239	.0081	.4296	.5568	.1003	.4076	.6836
	(−.5630)	(3.4527)	(3.1640)	(3.5846)	(.9174)		
.8	−.0217	.0081	.4245	.5661	.0790	.4060	.6833
	(−.5138)	(3.4647)	(3.1350)	(3.6776)	(.8162)		
			E. 平　均　的				
δ=.2	−.0421	.0079	.4658	.4940	.2530	.4186	.6727
	(−.9354)	(3.4225)	(3.3656)	(3.0145)	(1.4463)		
.4	−.0453	.0080	.4698	.4888	.2704	.4198	.6676
	(−.9929)	(3.4472)	(3.3866)	(2.9734)	(1.4903)		
.6	−.0446	.0081	.4653	.4987	.2519	.4183	.6729
	(−.9727)	(3.4865)	(3.3602)	(3.0623)	(1.4306)		
.8	−.0407	.0081	.4550	.5182	.2093	.4150	.6864
	(−.8936)	(3.5246)	(3.3022)	(3.2379)	(1.2946)		

〈附表 3〉 賃金決定式(傳統的 期待模型：普通의 二段階最小自乘法)

	常 數	u_t^{-1}	y_t	P_t	P_t^e	R^2	D.W.
		A. 靜 態 的					
	−.1151	.0062	.7794	1.0133	.0990	.3062	.9083
	(−1.9700)	(2.3077)	(3.6738)	(3.1591)	(.4531)		
		B. 適 應 的					
λ=.2	−.1820	.0060	.8878	1.0234	.4006	.2956	.9517
	(−2.4359)	(2.2178)	(4.0621)	(3.8096)	(1.5047)		
.4	−.1395	.0063	.8292	.9541	.2494	.3178	.8990
	(−2.1692)	(2.3694)	(3.8554)	(3.3555)	(1.0232)		
.6	−.1247	.0063	.8029	.9465	.1917	.3223	.8830
	(−2.0655)	(2.3873)	(3.7700)	(3.0594)	(.7656)		
.8	−.1181	.0062	.7880	.9744	.1426	.3165	.8901
	(−2.0095)	(2.3546)	(3.7172)	(3.0160)	(.5859)		
		C. 正 常 的					
ρ=.2	−.1277	.0062	.8104	.9736	.1902	.3149	.8833
	(−2.1104)	(2.3129)	(3.7965)	(3.1730)	(.7817)		
.4	−.1483	.0061	.8538	.9557	.2974	.3157	.8795
	(−2.2973)	(2.2950)	(3.9475)	(3.3017)	(1.1560)		
.6	−.1696	.0061	.8913	.9804	.3694	.3058	.9011
	(−2.4500)	(2.2550)	(4.0655)	(3.5672)	(1.4709)		
.8	−.1816	.0061	.9052	1.0365	.3722	.2904	.9449
	(−2.4770)	(2.2113)	(4.0729)	(3.8357)	(1.6235)		
		D. 投 機 的					
θ=.2	−.1131	.0061	.7730	1.0419	.0666	.2981	.9264
	(−1.9360)	(2.2768)	(3.6474)	(3.3437)	(.3580)		
.4	−.1117	.0061	.7685	1.0583	.0462	.2933	.9385
	(−1.9072)	(2.2610)	(3.6258)	(3.4888)	(.2935)		
.6	−.1107	.0061	.7652	1.0671	.0334	.2908	.9463
	(−1.8834)	(2.2549)	(3.6096)	(3.5950)	(.2483)		
.8	−.1098	.0061	.7626	1.0715	.0250	.2897	.9515
	(−1.8639)	(2.2539)	(3.5971)	(3.6710)	(.2149)		
		E. 平 均 的					
δ=.2	−.1172	.0063	.7860	.9710	.1415	.3177	.8884
	(−2.0037)	(2.3614)	(3.7138)	(2.9668)	(.5754)		
.4	−.1187	.0064	.7900	.9282	.1790	.3286	.8755
	(−2.0238)	(2.4274)	(3.7476)	(2.8429)	(.6996)		
.6	−.1175	.0065	.7855	.9070	.1842	.3342	.8813
	(−2.0051)	(2.4839)	(3.7519)	(2.8592)	(.7646)		
.8	−.1139	.0066	.7742	.9121	.1573	.3342	.9012
	(−1.9489)	(2.5125)	(3.7205)	(2.9938)	(.7473)		

〈附表 4〉 所得式에 輸出이 포함된 模型(正常的 期待模型 : Cochrane-Orcutt 二段階最小自乘法)

賃金決定式

	常 數	u_{t-1}	y_t	P_t	P_t^e	R^2	D.W.
ρ=.2	−.1131 (−1.1505)	.0033 (.6452)	.7888 (2.5747)	.8936 (3.2146)	.4481 (1.9410)	.5655	1.7463
.4	−.1409 (−1.3475)	.0029 (.5707)	.8303 (2.6570)	.9052 (3.2367)	.5953 (2.0300)	.5594	1.7529
.6	−.1743 (−1.5256)	.0026 (.5006)	.8666 (2.7105)	.9262 (3.2548)	.7627 (2.0458)	.5521	1.7753
.8	−.1882 (−1.5408)	.0028 (.5383)	.8491 (2.6637)	.9490 (3.2510)	.8073 (1.8766)	.5471	1.8262

所得決定式

	常 數	M_t	P_t	G_t	c_{t-1}	EX_t	R^2	D.W.
ρ=.2	.0452 (1.0829)	.1643 (2.8804)	−.5339 (−2.5722)	.0729 (1.4565)	.7443 (3.7523)	.0758 (2.3324)	.6664	1.9810
.4	.0442 (1.0678)	.1644 (2.8835)	−.5286 (−2.5722)	.0724 (1.4518)	.7443 (3.7564)	.0762 (2.3513)	.6681	1.9826
.6	.0429 (1.0460)	.1643 (2.8896)	−.5207 (−2.5706)	.0715 (1.4419)	.7445 (3.7680)	.0768 (2.3828)	.6707	1.9853
.8	.0417 (1.0231)	.1640 (2.8916)	−.5127 (−2.5614)	.0070 (1.4270)	.7444 (3.7758)	.0776 (2.4162)	.6734	1.9885

物價決定式

	常 數	W_t	X_t	P_t^m	R^2	D.W.
ρ=.2	.0476 (1.1997)	.5264 (3.3054)	−.2537 (−2.7556)	.1073 (1.9307)	.4777	1.9088
.4	.0494 (1.2498)	.5204 (3.2830)	−.2576 (−2.8085)	.1080 (1.9511)	.4792	1.9061
.6	.0503 (1.2768)	.5169 (3.2717)	−.2586 (−2.8253)	.1084 (1.9634)	.4801	1.9052
.8	.0492 (1.2480)	.5200 (3.2870)	−.2544 (−2.7708)	.1080 (1.9552)	.4796	1.9080

〈附表 5〉 物價式에 期待인플레率이 포함된 模型[1](正常的 期待模型 : Cochrane-Orcutt 二段階最小自乘法)

物價決定式

	常 數	W_t	X_t	P_t^m	P_t^e	R^2	D.W.
ρ=.2	.0635 (1.1809)	.6156 (3.1257)	−.2819 (−2.7309)	.1095 (1.5457)	−.2141 (−1.2516)	.4562	1.7374
.4	.0726 (1.2740)	.6208 (3.1327)	−.2933 (−2.8660)	.1051 (1.4934)	−.2645 (−1.2597)	.4543	1.7441
.6	.0789 (1.3168)	.6157 (3.1589)	−.2983 (−2.9748)	.0985 (1.4521)	−.2846 (−1.1257)	.4566	1.7875
.8	.0788 (1.2826)	.6001 (3.1937)	−.2900 (−2.9395)	.0925 (1.4304)	−.2591 (−.9284)	.4613	1.8542

註 : 1) 이 경우 賃金 및 所得決定式의 推定結果는 基本模型의 경우와 同一하다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

李啓植, 「經濟安定을 위한 인플레期待政策」, 『金融』, 6月號, 1984A, pp. 8~17.

_____, 『인플레期待와 經濟安定』, 韓國開發硏究院(近刊豫定), 1984B.

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

車東世, 「우리나라 消費者의 인플레이션心理에 관한 硏究」, 『經濟論集』, 第21卷 第2號, 서울大學校 經濟硏究所, 1982, pp. 203~217.

Arrow, K.J. and M. Nerlove, "A Note on Expectations and the Stability of Equilibrium," *Econometrica* 24 : 1958, pp. 283~293.

Begg, D.K.H., *The Rational Expectations Revolution in Macroeconomics*, Baltimore: The Johns Hopkins Univ. Press, 1982.

Cagan, P., "The Monetary Dynamics of Hyperinflation," in M. Friedman (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago: Aldine, 1956.

Carlson, J.A. and J.M. Parkin, "Inflation Expectations," *Economica* 42: 1975, pp. 123~138.

Cukierman, A., "A Test of the 'No Tradeoff in the Long Run' Hypothesis," *Econometrica* 42: 1974, pp. 1069~1080.

Dicks-Mireaux, L.A., "The Interrelationship Between Cost and Price Changes, 1948~1959," *Oxford Economic Papers* 13: 1961, pp. 267~292.

Enthoven, A.C. and K.J. Arrow, "A Theorem on Expectations and the Stability of Equilibrium," *Econometrica* 24: 1956, pp. 288~293.

Ezekiel, M., "The Cobweb Theorem," *Quarterly Journal of Economics* 52: 1938, pp. 255~280.

Ferber, R., *The Railroad Shippers' Forecasts*, Urbana: Bureau of Economic Research, Univ. of Illinois, 1953.

Figlewski, S. and P. Wachtel, "The Formation of Inflationary Expectations," *Review of Economics and Statistics* 63: 1981, pp. 1~10.

Fisher, I., *The Theory of Interest*, New York: Macmillan and Co, 1930.

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

Gandolfo, G., *Mathematical Methods and Models in Economic Dynamics*, Amsterdam: North-Holland, 1971.

Goodwin, R.M., "Dynamical Coupling with Especial Reference to Markets Having Production Lags," *Econometrica* 15: 1947, pp. 181~204.

Gordon, R.J., "Inflation in Recession and Recovery," *Brookings Papers on Economic Activity* 2: 1971, pp. 8~47.

_____, "Comment on Paper by W. Oi," in K. Brunner and A. Meltzer (eds.), *The Economics of Price and Wage Controls*, Amsterdam: North-Holland, 1976.

Granger, C.W.J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods," *Econometrica* 37: 1969, pp. 424~438.

Hines, A.G., "Trade Unions and Wage

Inflation in the United Kingdom: 1893~1961", *Review of Economic Studies* 31: 1964, pp. 221~252.

Holmes, J.M. and D.J. Smyth, "Excess Demand for Labor, Unemployment, and Theories of the Phillips Curve," *Journal of Macroeconomics* 1, 1979.

Jackman, R., C. Mulvey, and J. Trevithick, *The Economics of Inflation,* Oxford: Martin Robertson, 1981.

Kane, E.J. and B.G. Malkiel, "Autoregressive and Nonautoregressive Elements in Cross-section Forecasts of Inflation, *Econometrica* 44: 1976, pp. 1~16.

Klein, L.R. and R.J. Ball, "Some Econometrics of the Determination of Absolute Prices and Wages," *Economic Journal* 69: 1959, pp. 465~482.

Kuh, E., "A Productivity Theory of Wage Levels—An Alternative to the Phillips Curve," *Review of Economic Studies* 34: 1967, pp. 333~360.

Lahiri, K., *The Econometrics of Inflationary Expectations,* Amsterdam: North-Holland, 1981.

Lee, K.S., "On the Test for Causality," Mimeo, 1980.

_____, "Rational and Non-Rational Expectations of Inflation in Korea," KDI Working Paper 8309, 1983.

Marshall, A., *Money, Credit, and Commerce,* London: Macmillan and Co, 1923.

McCallum, B.T., "Friedman's Missing Equation: Another Approach," *Manchester School* 41: 1973, pp. 311~328.

_____, "Rational Expectations and the Natural Rate Hypothesis: Some Evidence for the United Kingdom," *Manchester School* 43: 1975, pp. 56~67.

_____, "Rational Expectations and the Natural Rate Hypothesis: Some Consistent Estimates," *Econometrica* 44: 1976, pp. 43~52.

Metzler, L.A., "The Nature and Stability of Inventory Cycles," *Review of Economics and Statistics* 23: 1941, pp. 111~129.

Muth, J.F., "Rational Expectations and the Theory of Price Movements," *Econometrica* 29: 1961, pp. 315~335.

Nerlove, M., "Adaptive Expectations and Cobweb Phenomena," *Quarterly Journal of Economics* 72: 1958, pp. 227~240.

Ormerod, P., "Rational and Non-rational Expectations of Inflation in Wage Equations for the United Kingdom," *Economica* 49: 1982, pp. 375~387.

Phelps, E.S., "Money Wage Dynamics and Labour Market Equilibrium," in E.S. Phelps (ed.), *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory,* New York: Norton, 1970.

Phillips, A.W., "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861~1957", *Economica* 21: 1958, pp. 283~299.

Samuelson, P.A., *Economics,* Tokyo: McGraw-Hill, 1976.

Sargent, T.J., "Rational Expectations, the Real Rate of Interest, and the Natural Rate of Unemployment," *Brookings Papers on Economic Activity* 4: 1973, pp. 429~472.

Sims, C.A., "Money, Income, and Causality," *American Economic Review* 62: 1972, pp. 540~552.

_____, "Macroeconomics and Reality," *Econometrica* 48: 1980, pp. 1~48.

Solow, R.M., *Price Expectations and the Behavior of the Price Level,* Manchester: Manchester Univ. Press, 1969.

Toyoda, T., "Price Expectations and the

Short-run and Long-run Phillips Curves in Japan, 1956~1968", *Review of Economics and Statistics* 54: 1972, pp. 267~274.

Turnovsky, S.T., "Empirical Evidence on the Formation of Price Expectations", *Journal of the American Statistical Association* 65: 1970, pp. 1441~1454.

———, "The Expectations Hypothesis and the Aggregate Wage Equation: Some Empirical Evidence for Canada", *Economica* 39: 1972, pp. 1~17.

Turnovsky, S.T. and M.L. Wachter, "A Test of the 'Expectations Hypothesis' Using Directly Observed Wage and Price Expectations," *Review of Economics and Statistics* 54: 1972, pp. 47~54.

Wallis, K.F., *Topics in Applied Econometrics,* Oxford: Basil Blackwell, 1979.

二重金融構造下의 企業財務構造

南 相 祐

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序 言
Ⅱ. 適正 財務構造의 決定
Ⅲ. 金融의 二重構造下에서의 適正 財務構造
Ⅳ. 實證分析
Ⅴ. 結 語

Ⅰ. 序 言

우리나라 기업들은 財務構造가 아주 취약한 것으로 알려져 있다. 특히 1970년대 후반의 景氣過熱期를 거치면서 기업의 負債比率은 크게 증가하였으며, 1979년 第2次 石油波動으로 景氣沈滯를 맞게 되자 기업들은 現金流通의 부진, 金利負擔의 가중으로 일찌기 경험하지 못했던 어려움을 겪지 않을 수 없었다.

不渡를 내고 倒産하는 회사들이 늘어나면서 기업이나 은행, 通貨當局등 모두가 기업의 취약한 財務構造에 대해 보다 심각한 問題意識을 갖고 그 개선을 위한 노력을 기울여 왔다. 非業務用 不動産의 처분, 일부 系列企業의 정리, 취약한 財務構造를 가진 기업에 대한 與信規制 등이 그것이다. 이러한 노력이 얼마나 성과가 있었는지 모르나 근년에 들어서 企業의 財務構造는 다소 개선을 보이고 있다.

本稿의 목적은 기업의 資本構成에 대한 이론과 우리의 현실에 비추어 우리 기업들의 財務構造를 설명하는 모형을 제시하고 이를 검증하려는 것이다.[1] 第2章에서는 기업의 資本構成에 관한 이론을 간략히 살펴보고, 第3章에서는 우리 金融市場의 현실을 감안한 分析模型을 제시한다. 그리고 第4章에서는 제시된 모형에 대한 실증적 분석을 시도하였다.

筆者 : 韓國開發硏究院 先任硏究委員

* 初稿를 읽고 잘못된 점을 지적해준 李永琪 博士에게 진심으로 감사를 드리며, 資料蒐集 및 分析에 수고를 아끼지 않은 元東喆 君에게도 감사한다.

1) 本稿는 또한 지난號 『韓國開發硏究』에 발표된 崔洸·河泰亨의 論文 「韓國企業 財務構造 決定要因에 관한 理論 및 實證的 考察」에 대하여 필자가 보는 논리적인 미비점과 實證分析上의 개선을 기하려는 데에도 목적이 있다.

Ⅱ. 適正 財務構造의 決定

1. 法人稅 및 資金梗塞에 따른 損失

「모디글리아니」(F. Modigliani)와 「밀러」(M. Miller)는 일찌기 金融市場이 완전한 것을 전제로 할 경우, 기업의 財務構造는 기업의 價値를 결정하는 데 무관함을 밝혀 주었다.[2] 그러나 현실의 金融市場은 불완전한 市場이다. 기업은 각종의 세금과 관련한 규제를 받고 있으며 기업과 개인은 같은 조건의 借入이 어렵고, 기업이 복잡한 債務契約을 체결하거나 倒産한 경우 여러가지 비용의 지출과 손해를 보기 마련이다.

이들 市場의 불완전성 중에서 특히 중요한 것은 세금과, 기업이 자금난에 처하게 될 때의 손실(cost of financial distress)이다.

企業의 借入金에 대한 利子支給은 비용으로 간주되어 세금이 공제되지만 配當이나 社內留保에는 이것이 인정되지 않고 있다. 따라서 주어진 營業利益에 대하여 法人稅 納付 후에 株主나 會社債 保有者[3]에게 귀속하는 금액은 빚을 많이 쓴 기업일수록 커지게 된다.

극심한 資金梗塞에 빠진 기업은 破産을 면하기 어려우며 이 경우 법적, 사무적인 절차에 드는 直接費用은 물론이려니와 破産을 면해보려는 債權者들의 노력 등으로 破産을 전후하여 기업의 정상적인 영업 활동을 어렵게 하는 각종 지연과 부수적인 손실이 발생하게 된다. 설령 기업의 資金梗塞이 破産을 가져올 만큼 심각하지 않다고 하더라도 不渡가 발생하고 기업의 장래가 불확실하게 되면 債權者들과 株主들 간의 利害의 대립이 첨예화되고 기업의 投資 및 資金調達을 포함한 정상적인 營業活動은 아무래도 저해되게 마련이다.

이와 같이 기업의 借入依存에 따른 法人稅의 節減(tax shield)과 잠재적인 資金梗塞에 따른 손실을 고려에 넣을 때 주어진 資金所要를 가진 기업의 가치는 다음과 같이 나타낼 수가 있다.[4]

$$V \equiv E + D = V_u + t_c D - C_f(D) \quad \cdots\cdots(1)$$

여기서 V : 기업의 價値

E : 自己資本 價額

D : 負債 價額

V_u : 100% 自己資本에 의존한 경우의 企業의 價値

t_c : 法人稅率

C_f : 기업의 資金梗塞에 따라 예상되는 손실의 現在價値

기업의 가치를 극대화하는 負債의 규모는 $\partial V/\partial D=0$인 점에서 결정된다. 즉

$$\partial V/\partial D = t_c - \partial C_f/\partial D = 0 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots(2)$$

다시 말해서, 추가적인 負債依存에 따라 가능성이 커져가는 資金梗塞과 관련하여 예상되는 損失이 法人稅 節減利益을 상쇄하는 수준까지만 負債에 의존함으로써 기업의 가치를 극대화할 수 있다. 이런 조건을 만족하는 適

2) Franco Modigliani and Merton H. Miller, "The Cost of Capital, Corporation Finance, and the Theory of Investment," *American Economic Review*, Vol. 48, June 1958

3) 편의상 기업의 모든 負債는 會社債 發行으로 조달되었다고 가정.

4) 本稿 전체를 통하여 기업의 投資決定, 즉 總資金需要는 이미 주어졌고, 財務構造行態와는 무관한 것으로 假定.

正負債額을 D^*, 이때의 企業의 價値를 V^*라 하면 適正自己資本 $E^*=V^*-D^*$가 되며, 適正 財務構造(負債／自己資本 比率)는 $D^*/E^* \equiv (D/E)^*$가 된다. 式(2)로부터 기업의 適正 財務構造 $(D/E)^*$는 法人稅率의 函數라 할 수 있을 것이다. 즉

$$(D/E)^*=f(t_c) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(3)$$

2. 配當 및 利子所得稅의 考慮

그러나 株主나 會社債 保有者는 配當所得이나 利子所得에 대해서 個人所得稅를 납부하여야 한다. 기업의 모든 負債가 會社債의 형태를 취하고 株主는 동시에 會社債를 보유할 수 있는 경우에 이 기업은 주어진 期待營業利益에 대하여 法人稅는 물론이고 株主와 會社債 保有者의 所得稅 納付 후의 純所得을 극대화하는 財務構造를 선택할 것이다.

예컨대 매년 Z의 營業利益(金融費用 및 稅前)을 기대하는 기업이 있다고 할 때 法人稅와 個人所得稅를 납부한 후 株主 및 會社債 保有者에게 귀속하는 所得 Z^*는 다음과 같다.

$$Z^*=rD(1-t_{pi})+(Z-rD)(1-t_c) \times(1-t_{pe}) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(4)$$

여기서 r은 金利, t_{pi}는 利子所得에 대한 個人所得稅率, t_{pe}는 株主의 自己資本所得에 대한 實効稅率로서 株式賣買差益(capital gain)에 대한 非課稅및 配當所得稅率의 加重平均値라고 할 수 있을 것이다. Z^*의 첫 項은 會社債保有者의 稅後所得이며, 둘째 項은 株主의 稅後 所得이다.

위에서 負債가 전혀 없을 경우 株主의 稅後所得 Z_u^*는

$$Z_u^*=Z(1-t_c)(1-t_{pe})$$

따라서 Z^*에서 Z_u^*를 차감한 금액이 負債利用에 따른 이익이다.

이 이익을 割引率 r에 의하여 現在價値로 환산하고 負債利用에 따른 資金梗塞 損失을 함께 감안하면, 負債依存에 따라 株主 및 會社債 保有者에 귀속하는 이익의 現在價値 G_l은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} G_l &= \frac{Z^*-Z_u^*}{r}-C_f(D) \\ &= \frac{rD\{(1-t_{pi})-(1-t_c)(1-t_{pe})\}}{r} \\ &\quad -C_f(D)=D\{t_c+t_{pe}(1-t_c)-t_{pi}\} \\ &\quad -C_f(D) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(5) \end{aligned}$$

위에서 만일 $t_{pe}=t_{pi}=0$라면 $G_l=t_cD-C_f(D)$로서 式(1)의 경우와 같아짐을 알 수 있다.

G_l을 극대화하는 適正 財務構造의 條件 $\partial G_l/\partial D=0$은

$$t_c+t_{pe}(1-t_c)-t_{pi}=\partial C_f(D)/\partial D \cdots(6)$$

따라서 適正 財務構造는 아래와 같이 나타낼 수가 있다.

$$(D/E)^*=f[t_c+t_{pe}(1-t_c)-t_{pi}] \cdots(7)$$

株式의 賣買差益이 非課稅되고 있음을 감안할 때, 配當性向(dividend payout ratio)을 δ, 配當에 대한 所得稅率을 t_d라고 하면,

$$(D/E)^*=f[t_c+\delta\cdot t_d(1-t_c)-t_{pi}]\cdots(7')$$

즉 기업의 適正 財務構造는 法人稅率뿐만이 아니라 自己資本 所得에 대한 實効稅率, 利子所得稅率 등에 의해 복합적으로 결정된다.

Ⅲ. 金融의 二重構造下에서의 適正 財務構造

1. 企業價値의 極大化

우리나라의 金融市場은 二重構造를 가졌다고 말한다. 公金融市場에서의 金利는 市場의 需給事情에 의해서가 아니고 金融當局에 의해서 규제되고 있다. 公金利는 항상 인위적으로 均衡水準보다 낮은 선에서 책정되기 때문에 公金融市場에는 資金에 대한 超過需要가 있게 마련이고, 여기서 충족되지 못한 수요는 私金融市場에서 市場金利로 조달되게 된다.

그러나 金融市場의 현실은 公金融市場 중에서도 公社債나 導入初期의 CP등 비교적 市場實勢에 가까운 金利에 조달되는 借入이 있는가 하면 은행이나 기타 대부분의 金融機關 借入처럼 金利補助的인 借入이 있다. 本稿에서는 公私의 구별보다는 金利補助的인 성격이 큰 負債와 그렇지 않은 것을 나누는 것이 보다 적절하게 생각된다.

金融의 二重構造下에서 金利補助的인 借入機會가 있을 경우 기업의 適正 財務構造決定의 문제는 式(1)을 확장하여 다음과 같이 나타낼 수가 있을 것이다.

$$\text{Max } V=V_u+t_c\{(r_0/r_p)D_0+D_p\} +sD_o-C_f \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(8)$$

여기서 D_o 및 r_p는 金利補助 요인이 있는 負債 및 그 金利, s는 이 경우에 金利補助率, D_p 및 r_p는 기타 負債 및 그 金利를 나타낸다.

그런데 金融市場의 二重構造는 그 定義上 $\partial V/\partial D_o=0$가 됨을 허용하지 않는다. 즉 이 경우에 公金融借入은 $D_o=\bar{D}_o$에 규제되어 信用割當(credit rationing)이 일어나기 때문에 個別企業이나 企業界로서는 원하는 만큼의 公金融借入을 할 수가 없다. 따라서 위의 극대화 문제는 결국 $\partial V/\partial D_p=0$가 되도록 D_p를 선택하는 문제로 귀결된다.

위 式에서 r_p가 D_p와 無關하고 만일 資金梗塞으로 인한 손실을 $C_f=C_f(D_o+D_p)$라고 한다면 $\partial V/\partial D_p=0$의 條件은 (1)式에서 $\partial V/\partial D=0$의 條件과 동일하다. 따라서 金利補助的인 借入機會의 존재는 기업의 適正 財務構造에 별도의 영향을 미치지 않을 것이다.

그러나 C_f는 總負債뿐만 아니라 負債의 구성에 따라서도 영향을 받을 것으로 생각된다. 기업이 資金梗塞으로 負債元利金 償還不能의 위기에 있을 때, 이 負債가 會社債나 私債가 아닌 金融機關借入일 경우에는 이들의 金利補助的 성격 때문에 金利負擔이 적을 뿐만 아니라 이들 金融機關은 顧客關係의 유지와 危機回避를 통한 債權의 안전한 회수를 위하여 흔히 契約更新이나 救濟金融 등을 통해 계속적인 資金支援을 해줄 것으로 기대되고 있어 기업의 資金梗塞 損失은 그만큼 줄어든다고 할 수 있을 것이다. 즉

$$C_f=C_f(D_o+D_p,\ D_p/D_o) \quad \cdots\cdots\cdots(9)$$
$$\partial C_f/\partial(D_p/D_o)>0$$

따라서 總負債가 일정하다 해도 公金融機關借入이 많아지면 C_f는 적어지고, 式(8)을 만족시키는 負債比率은 式(1)을 극대화하는 負債比率보다 높은 것이다. 그러므로 式(8)을 만

족하는 財務構造는 다음과 같이 나타낼 수 있을 것이다.

$$(D/E)^*=f(t_c, d_o) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(10)$$

여기서 d_o는 總資本構成中에서 金利補助的인 借入의 比重을 나타낸다.

2. 株主 및 會社債 保有者의 稅後所得 極大化

株主나 會社債 保有者에 대한 個人所得稅를 고려에 넣을 경우, 金利補助的인 公金融 借入이 있을 때의 기업의 適正 財務構造는 어떻게 결정되는가. 예컨대 一定 金額을 公金融機關借入, 會社債發行, 株式發行으로 조달하여 매년 Z의 營業利益(金融費用및 租稅以前)을 기대하는 사업이 있을 때, 그 資本構成을 어떻게 할 것인가. 株主가 동시에 會社債를 보유할 수 있을 것이므로 資本構成을 하는데 있어서의 目的函數는 株主와 會社債 保有者의 稅後 所得을 극대화하는 것이라고 할 수 있다.

公金融機關으로부터의 추가적인 借入은 公金利만큼의 利子支給을 발생시키지만 追加的借入만큼 이들의 資本支出(出資 및 會社債 購入)을 줄여서 機會收益率(예컨대 自由市場 金利 r_p)에 投資할 수가 있게 된다. 따라서 이때에 株主 및 會社債 保有者들에게 귀속하는 所得 Z^*는

$$Z^*=r_p(1-t_{pi})(D_o+D_p)+(Z-r_oD_o -r_pD_p)(1-t_c)(1-t_{pe}) \cdots\cdots\cdots(11)$$

式(4), (5)와 같은 논리로 負債依存에 따른 이익의 現在價値 G_l은 아래와 같다.

$$G_l=(1-t_{pi})(D_o+D_p)-\{(r_o/r_p)D_o +D_p)\}(1-t_c)(1-t_{pe})-C_f(D_o+D_p, D_p/D_o) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(12)$$

그런데 r_o, D_o는 金融當局에 의해 결정되며, 自由市場 借入金利 혹은 機會收益率 r_p도 個別企業의 資本構成 행위와는 무관하다고 할 수 있다. 또한 주어진 總資金 所要와 D_o에서 D_p가 결정되면 E와 負債比率도 결정되므로 G_l을 극대화하는 適正 財務構造 條件은 다음과 같다.

$$\partial G_l/\partial D_p=(1-t_{pi})-(1-t_c)(1-t_{pe}) -\partial C_f(D_o+D_p,\ D_p/D_o)/\partial D_p=0$$

즉 $t_c+t_{pe}(1-t_c)-t_{pi}=C_{f.1}+C_{f.2}/D_o$

$$\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(13)$$

여기서 $C_{f.1}=\partial C_f/\partial(D_o+D_p)>0$

$C_{f.2}=\partial C_f/\partial(D_p/D_o)>0$

이것은 式(6)과 같으며 다만 C_f函數에 負債構造 D_p/D_o가 說明變數로 추가된 것만이 다르다. 따라서 適正 負債比率은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

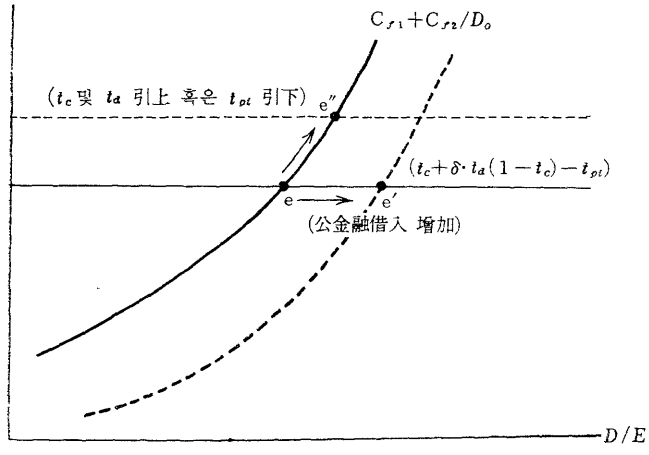
$$(D/E)^*=f(t_c+\delta\cdot t_d(1-t_c)-t_{pi},\ d_o) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(14)$$

式(13)의 극대화 조건을 그림으로 나타내면 〔圖 1〕과 같다. 주어진 $C_{f.1}$ 및 $C_{f.2}$下에서 t_c, t_d, D_o가 클수록, 그리고 t_{pi}가 작을수록 適正 D/E 比率은 높아지게 된다.

D_p가 증가함에 따라 r_p가 상승하는 경우에는 式(12)에서

$$\partial G_l/\partial D_p=1-t_{pi}+(1-t_c)(1-t_{pe}) \times\left(\frac{r_oD_o}{r_p^2}\cdot\frac{\partial r_p}{\partial D_p}-1\right)-\partial C_f/\partial D_p=0$$

〔圖 1〕 二重 金融構造下의 財務構造 決定



즉 $1-t_{pi}+(1-t_c)(1-t_{pe})(\frac{r_oD_o}{r_p^2}\cdot\frac{\partial r_p}{\partial D_p}-1)$
$=C_{f1}+C_{f.2}/D_o$ ……(15)

式(15)의 左邊은 稅率構造와 D_o가 주어진 경우에 D_p가 증가할수록, 즉 D/E가 증가함에 따라 右上向의 기울기를 갖는 곡선이며, 이 곡선과 $C_{f1}+C_{f2}/D_o$곡선이 交叉하는 점에서 適正 D/E가 決定된다. 이를 그림으로 나타내면 〔圖 2〕와 같다.

위에서는 負債依存에 따라 추가적으로 株主 및 會社債 保有者들에게 귀속하는 이익의 現在價値에 관심을 가졌으나, 이들에게 귀속하는 매년의 이익, 즉 「플로우」(flow)의 극대화를 목적으로 할 수도 있을 것이다. 이 경우에도 負債依存에 수반하여 초래될지 모르는 資金梗塞 損失을 감안하여야 할 것이므로 適正 財務構造의 條件式은 式(11)에 資金梗塞 損失 c_f[5]를 추가하여 다음과 같이 나타낼 수 있을 것이다.

$$\text{Max } Z^{**}=r_p(1-t_{pi})(D_o+D_p)$$
$$+(Z-r_oD_o-r_pD_p)(1-t_c)(1-t_{pe})$$
$$-c_f(D_o+D_p,\ D_p/D_o) \quad \cdots\cdots(16)$$

이것은 崔洸·河泰亨의 모형과 거의 같은 것으로서, 自己資本所得에 대한 實効稅率을 명시적으로 고려하고 資金梗塞에 따른 손실을 總負債規模만이 아닌 負債構造의 函數로 보았다는 점만이 상이하다.

위 (16)式의 극대화를 위해서는

$$\partial Z^{**}/\partial D_o=r_p(1-t_{pi})-r_o(1-t_c)$$
$$\times(1-t_{pe})-\partial c_f/\partial D_o=0 \quad \cdots\cdots(17\text{-}1)$$

$$\partial Z^{**}/\partial D_p=r_p(1-t_{pi})-r_p(1-t_c)$$
$$\times(1-t_{pe})-\partial c_f/\partial D_p=0 \quad \cdots\cdots(17\text{-}2)$$

그런데

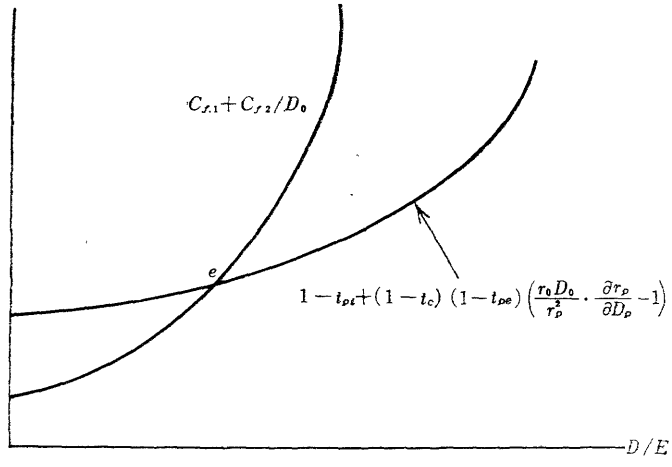
$$\partial Z^{**}/\partial D_o-\partial Z^{**}/\partial D_p=(1-t_c)(1-t_{pe})$$
$$\times(r_p-r_o)+(\partial c_f/\partial D_p-\partial c_f/\partial D_o)>0$$
$$\cdots\cdots(18)$$

왜냐하면 $r_p>r_o$, 그리고 주어진 負債/自己資本 比率(D/E) 하에서 $\partial c_f/\partial(D_p/D_o)>0$이므로 $\partial c_f/\partial D_p>\partial c_f/\partial D_o$이기 때문이다.

따라서 만일 기업이 원하는 만큼의 公金融

5) 앞에 제시된 資金梗塞 損失의 現在價値 C_f와 구별하기 위해 소문자로 표시함.

〔圖 2〕 $\partial r_p/\partial D_p>0$ 일때의 財務構造 決定



借入을 할 수 있다면 이 기업은 會社債發行 혹은 私債借入을 할 필요가 없게 된다. 그러나 앞서 언급한 바의 金融의 二重構造로 인하여 公金融借入 D_o는 信用割當에 의하여 제약받게 마련이므로 $\partial Z^{**}/\partial D_o=0$가 성립할 수 없을 것이다.[6)]

그러므로 이 경우의 適正 資本構成의 문제는 주어진 D_o 수준에서 式(16)을 극대화 하기 위한 會社債 發行 D_p와 自己資本 投資 E 사이의 適正選擇의 문제로 귀결된다. 즉 式(17-2)를 다시 쓰면

$$r_p\{t_c+\delta\cdot t_d(1-t_c)-t_{pi}\}=c_{f1}+c_{f2}/D_0 \quad \cdots\cdots(17\text{-}2')$$

따라서 式(17-2′)를 만족시키는 適正 財務構造는 다음과 같이 나타낼 수 있을 것이다.

$$(D/E)^*=f[r_p\{t_c+\delta\cdot t_d(1-t_c)-t_{pi}\},\ d_o] \quad \cdots\cdots(19)$$

Ⅳ. 實證分析

1. 市場變數의 追加的인 導入

위에 제시된 모형들의 실증적인 검증을 시도함에 있어서는 韓國銀行의 『企業經營分析』資料를 사용하였다. 그 중에서도 標本數가 상대적으로 커서 자료의 신뢰도가 가장 높을 것으로 생각되는 製造業만을 分析對象으로 선택하였다.

실제 方程式 推定에 있어서는 위 모형에 나타난 說明變數外에도 變數가 추가적으로 시도되었다. 企業의 加重平均金利, 自己資本의 市場價格/帳簿價格 比率, 景氣變動을 나타내주는 變數, 1972년의 8·3措置 「더미」變數 등이 그것이다.

6) 崔洸·河泰宇(1984)은 金融의 二重構造를 고려하면서도 $D=D_o+D_p$에서 $\partial Z^{**}/\partial D_o=0$, 즉 기업이 株主에 귀속하는 稅後所得을 극대화하도록 원하는 만큼 公金融 借入을 할 수 있다고 가정한 것은 논리적 모순이 아닐 수 없음.
뿐만 아니라 극대화 조건을 구하는 과정에서 $\partial D_o/\partial D=\partial D_p/\partial D=1$으로 想定한 오류 때문에 그들이 도출한 결론, 즉 金融의 二重構造下에서의 適正 負債額은 公金融과 私金融 어느 하나만이 이용 가능할 경우보다 크다는 주장을 받아들이기는 어려움.

企業의 加重平均 借入「코스트」

式(17-2′)에 의하면 金利의 상승은 適正 負債比率을 높이는 것으로 나타나고 있다. 金利가 높을수록 추가적인 負債依存分만큼을 株主가 다른 金融資産에 투자함으로써 稅後 純所得을 증가시킬 수 있기 때문이다. 그러나 현실적으로는 市場의 불완전성과 金融梗塞의 손실을 감안할 때 金利가 높을수록 適正 負債比率이 높다고 믿기는 힘들다.

첫째, 會社債 發行 등의 경우 각종의 發行費用 때문에, 私債借入의 경우에는 市場의 불완전성 때문에, 企業의 實効 自由市場 借入「코스트」와 株主의 機會收益率을 같다고 보기는 어려울 것이다.

보다 중요하게는, 기업의 金融梗塞 損失 또한 金利와 무관할 것으로 생각되지 않는다. 株主의 이익 극대화만이 목적일 때, 金利上昇은 전반적인 資本「코스트」를 상승시켜 기업의 新規投資를 위축시킴과 동시에 適正 負債比率을 낮출 것으로 기대된다. 왜냐하면 높은 金利는 旣存企業의 不渡 可能性을 높여 예상되는 金融梗塞 損失을 크게 할 것이기 때문이다.[7]

따라서 예컨대 式(16)의 c_f函數에 負債의 加重平均 金利 r^*를 說明變數로 포함하여 式(19)의 適正 財務構造를 다음과 같이 나타낼 수 있을 것이다.

$$(D/E)^*=f[r_p(t_c+\delta\cdot t_d(1-t_c)-t_{pi}),\ d_o, r^*] \cdots\cdots\cdots\cdots (16')$$

自己資本의 帳簿價額/市場價額 比率

企業의 自己資本 價額은 市場價格 혹은 帳簿價格 어느 것을 택하느냐에 따라 크게 달라진다. 『企業經營分析』의 負債/自己資本 比率은 帳簿價格에 의한 自己資本 價額에 기초를 두고 있다. 많은 標本企業들이 실제로 上場되어 있지 않기 때문에 市場價格을 알기는 힘든 일이다.

문제는 기업의 資本構成行態가 自己資本의 市場價額 및 帳簿價額 중 어디에 더 큰 비중을 두느냐에 있다. 기업에 관한 모든 정보를 投資者들이 비용을 들이지 않고 쉽게 입수할 수 있는 完全市場에서 帳簿價額은 의미가 없다. 기업의 진정한 自己資本 價格은 그 市場價格에 정확히 반영되고 있기 때문이다. 그러나 市場이 불완전하여 個別企業에 관한 정보가 충분치 못한 경우에 投資者들은 주로 帳簿價格에 의한 負債/自己資本 比率에 근거하여 기업 財務構造의 건전성을 판단할 것이다.

지난 20년간의 우리 資本市場이 完全市場과 거리가 멀었다고 하더라도 기업의 資本構成行態가 순전히 帳簿價格에 의한 自己資本價額(E_b)에만 신경을 써 왔다고 믿기는 힘들다. 만일 기업이 市場價格에 의한 自己資本價額(E_m)에 기초하여 適正 D/E_m 比率을 유지하려 한다고 하면,

$$\frac{D}{E}\equiv\frac{D}{E_b}=\frac{D}{E_m}\cdot\frac{E_m}{E_b}$$

이므로 $E_{m/b}\equiv E_m/E_b$, 즉 自己資本의 市場價

7) 이러한 사정은 名目金利가 상승하였으나 實質金利는 不變인 경우에도 마찬가지다. 單純化를 위해서 企業利潤(x, 金融費用 以前)이 利子支給額을 미달할 경우에 不渡가 난다고 가정하고 金利上昇 이전의 不渡發生確率을 a라고 하자. 이제 인플레率과 名目金利가 100p%「포인트」, 기업의 製品價格과 生産費用도 100p% 상승했다고 하면 利潤(x')도 대체로 그만큼 증가할 것이다. 이때에 不渡發生 確率 a'는

$$a'=\int_{-\infty}^{(r+p)D}f(x')dx'>\int_{-\infty}^{rD(1+p)}f(x')dx'=\int_{-\infty}^{rD}f(x)dx=a$$

따라서 實質金利가 불변인 名目金利의 상승도 기업의 資金梗塞 損失을 증가시킨다.

額／帳簿價額 比率을 추가적인 說明變數로 포함함으로써 기업의 資本構成 行態를 보다 잘 설명할 수 있을 것이다.

기업 自己資本의 市場價額을 정확히 알 수는 없으므로 다음과 같은 推定値를 사용하였다. 즉,

$$\text{自己資本의 市場價額} = \text{資本金} \times \left(\frac{\text{上場株式 額面 500원當 時價}}{500} \right)$$

標本 製造業體와 上場企業은 그 구성이 서로 크게 다르지만 代用變數로서 큰 무리는 없을 것으로 판단된다.

景氣變動 局面

기업의 財務構造는 또한 景氣變動에 따라서 영향을 받을 것으로 생각된다. 景氣後退로 인하여 기업의 이윤이 감소하면 우선 利益剩餘金의 資本轉入이 줄어들 뿐만 아니라, 일반적으로 株式價格이 약세를 면치 못하기 때문에 이러한 때에 有償增資를 하게 되면 기존 株主의 입장에서 본 「코스트」가 높아져 자연 株式發行활동이 위축되게 마련이다. 따라서 經濟가 沈滯局面에 있을 때에는 기업의 財務構造가 약화될 것으로 기대된다.

앞서 제시한 여러 모형에서는 기업이 항상 適正 財務構造를 유지하는 것으로 가정하였으나 실제로 예상하지 못하게 景氣後退가 초래되어 이윤이 감소하면 自己資本 擴充計劃이 빗나가게 되어 短期的으로 適正比率에서 이탈할 수 있을 것이다.

또한 앞의 모형에 있어서는 旣存株主와 새로이 참여하는 株主를 가리지 않고 株主와 會社債 保有者 전체의 이익을 극대화하는 것으로 되어 있다. 그러나 실제로 기업의 資金調達은 기존 株主의 利益을 극대화하도록 이루어지기 때문에 株式市場이 침체하여(時價發行이 아니더라도) 新株가 低評價된 채 발행될 素地가 큰 때에는 公開市場에서의 株式公募를 꺼릴 것이다.

8·3 措置의 影響

1972년 8월 3일 정부는 大統領 緊急措置로써 기업으로 하여금 私債借入을 國稅廳에 신고하도록 함과 동시에 이를 동결하였다. 당시에 신고된 私債規模는 3,540億원에 달하였으며, 그 중 약 30%는 해당기업의 株主나 重役 등에 의해 제공된 僞裝私債였다. 이러한 현상은 개인과 기업에 적용되는 利子率 및 稅率構造의 특이성에 의해 초래된 것이다. 緊急措置에 의하여 이들 僞裝私債는 기업의 自己資本으로 전입되었기 때문에 1972년말의 기업 財務構造는 그만큼 견실화된 것으로 나타날 것이다.

2. 分析에 利用된 資料

D/E : 製造業의 負債／自己資本 比率(%). 韓國銀行, 『企業經營分析』

t_c : 法人稅率. 營利法人에 적용되는 最高稅率로서, 公開·非公開法人의 稅率이 相異할 경우는 『韓國의 資金循環』에서의 金融·非金融法人의 資本金에 대한 上場資本金의 比率을 利用하여 그 加重平均値를 사용.

t_{pi} : 利子所得에 대한 基本稅率. 1974년까지는 金利所得에 대한 最高稅率, 1975년부터는 實勢金利에 가까운 수익을 보장하는 第2金融圈의 높은 신장을 감안하여 公金融利子所得에 대한 稅率.[8]

8) 1982~83年에 敎育稅가 추가로 포함된 것을 제외하고는 崔洸·河泰亨(1984)이 사용한 것과 동일.

d_o : 總資本(負債 및 自己資本 合計) 중에서 外債를 포함한 公金融 借入額의 比率.[9] 『企業經營分析』의 借入金 比率에다 『韓國의 資金循環』에서의 法人의 公金融借入/總借入 比率을 적용하여 추정.

t_d : 配當所得에 대한 稅率. 公開法人이나 少額株主 配當에 대한 免稅나 低稅率, 配當稅額 控除制度, 1975년부터의 綜合課稅 등으로 복잡한 稅率構造를 가지고 있으나 非公開法人 配當에 적용되는 分離課稅 稅率 혹은 源泉徵收 稅率을 사용.

r_p : 自由市場 金利로서 國公債 收益率을 代用變數로 使用. 證券監督院, 『證券調査月報』; 韓國銀行, 『經濟統計年報』.

r^* : 總負債에 대한 加重平均 金利.

$\{r_o(d_o-d_f)+r_f\cdot d_f+r_p(d-d_o)\}/d$로 推定.[10]

r_o : 銀行의 一般貸出 金利. 韓國銀行, 『經濟統計年報』.

r_f : 外債의 實効 借入「코스트」.

$\left(\frac{\text{外債利子支給}}{\text{前年末 外債殘額}}\right)\times 100+$(換率上昇率의 5년 移動平均値)로 推定.[11] 財務部 內部資料 및 韓國銀行, 『經濟統計年報』.

d_f : 總資本 중 外債의 比率. 『企業經營分析』에 나타나 있지 않은 1969년 以前値는 『韓國의 資金循環』에서의 外債借入 比重(換率變動을 反映하여 調整後)을 『企業經營分析』의 借入金比率에 적용하여 추정

d : 總資本中 負債比率.

$E_{m/b}$: 株式의 時價/帳簿價 比率(%)

$\left(\frac{\text{資本金}}{\text{自己資本}}\right)\left(\frac{\text{上場株式 額面 500원當 時價}}{500}\right)\times 100$으로 推定. 證券去來所, 『株式』.

$\dot{v}_n$: 1980년 不變價格 基準 非農林水產 附加價値의 增加率. 韓國銀行, 『韓國의 國民所得』(1983).

D_{72} : 8·3措置「더미」變數. 1972=1, 其他 年度=0.

3. 方程式 推定結果

製造業 負債/自己資本 比率을 추정함에 있어서는 通常 最少自乘法에 의한 回歸分析을 행하였으며 標本期間은 1962~1983년으로 22년의 年間資料를 이용하였다. 稅率이나 金利가 財務構造에 미치는 영향은 어느 정도의 시차가 있을 것을 감안하여 몇 가지 代案的인 時差構造를 시도하여 그 예측도가 가장 높은 것을 선택하였다. 〈表 1〉에 제시된 바와 같이 推定方程式들은 租稅가 기업 財務構造에 有意性 있는 영향을 미치는 것을 가리켜 주고 있다.

企業價額 극대화 모형이나 株主 및 會社債 保有者 稅後所得 現在價値 極大化 모형에 의하면 法人稅率이 5%「포인트」引下될 경우 負債/自己資本 比率은 33[12]~35%「포인트」낮아지는 것으로 나타나고 있다. 또한 後者 模型에 있어서 配當所得稅와 利子所得稅를 각각 5%「포인트」인상한다면 負債/自己資本 比率은 각각 8.5%「포인트」상승, 37%「포인트」

9) 國際高金利와 換率調整에 따라 일시적으로는 外債借入「코스트」가 國內借入 金利를 상당히 상회한 경우도 있었으나, 편의상 外債는 항상 金利補助的인 借入이었던 것으로 간주함.

10) $d-d_o$, 즉 金利補助的 借入을 제외한 모든 負債에 대해 自由市場金利 r_p를 적용한 것은 會社債, 支給어음, 外上買入金, 未支給金 등 많은 負債가 묵시적으로나마 그 機會費用을 지급하는 것이 일반적이라고 생각되었기 때문임.

11) 換差損은 換率上昇에 따른 元金償還負擔 增加만을 고려하였으며 稅法上 換差損을 5년에 걸쳐 損費로 처리할 수 있음을 감안.

12) 推定方程式(2)에서 $\partial(D/E)/\partial t_c=7.33(1-0.35t_d/100)=6.69(t_d=25\%$ 想定)

〈表 1〉 負債／自己資本 比率(D/E) 方程式 推定結果

	企業價額 極大化	株主 및 會社債 保有者의 稅後所得 極大化	
	(1)	(2)	(3)
常　　數	−126.4(2.02)	−98.6(2.61)	135.6(1.48)
t_{c-1}	7.61(2.18)	—	—
t^*_{-1}	—	7.33(5.92)	—
$(r_p \cdot t^*)_{-1}$	—	—	0.303(5.46)
d_o	4.68(1.52)	5.94(4.23)	4.04(2.42)
r^*_{-1}	—	—	−8.70(2.59)
$E_{m/b}$	0.96(1.35)	0.35(0.80)	0.61(1.00)
$\dot{v}_n$	−7.74(3.36)	−5.48(3.80)	−4.64(2.86)
D_{72}	−139.1(2.44)	−79.0(2.17)	−87.8(2.12)
	R^2=0.867　D-W=1.08 F(5, 16)=20.9　$S.E.$=50.5	R^2=0.946　D-W=1.96 F(5, 16)=56.1　$S.E.$=32.2	R^2=0.944　D-W=1.59 F(6, 15)=42.3　$S.E.$=33.8

註 : ( ) 안은 t값; $S.E.$는 標準誤差; $t^*=t_c+0.35t_d(1-t_c/100)-t_{pi}$

하락하는 것을 보여주고 있다. 한편 株主 및 會社債 保有者의 매년의 稅後所得「플로우」를 극대화하는 모형에 있어서는 法人稅率이 5%「포인트」 인하 혹은 利子所得稅率이 5%「포인트」 인상될 경우(市場金利 r_p=15%이라면) 負債／自己資本 比率은 21～23%「포인트」 하락함을 나타내주고 있다.

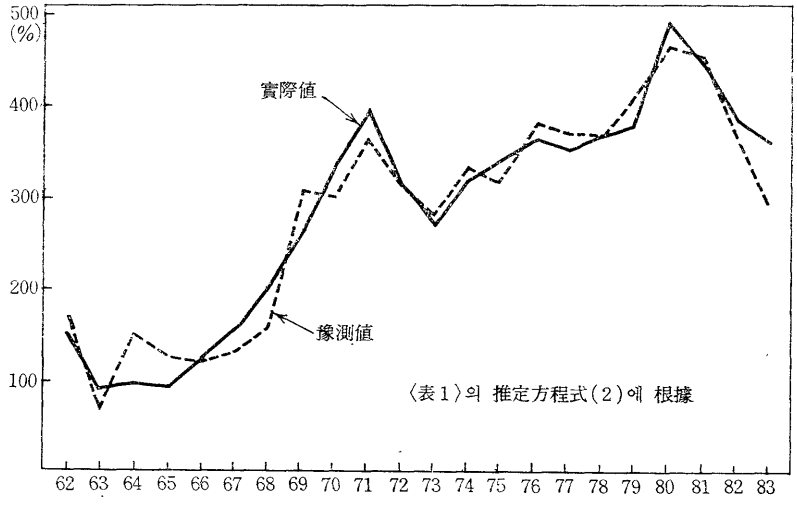
總資本 中에서 점하는 金利補助的 借入金의 比重 d_o는 企業價値 극대화 모형에서는 그 有意性이 낮으나 나머지 두 모형에서는 有意度가 높게 나타나고 있다. 企業價額 극대화 모형에서 d_o의 有意度가 낮은 것은 이 모형 자체가 財務構造를 설명하는 현실적인 모형으로서 적합하지 못한 데 기인한 것으로 보인다. 어떻든 外債를 포함한 公金融市場 借入金이 總資本에서 점하는 비중이 10%「포인트」 높아질 경우 負債／自己資本 比率은 40～59%「포인트」 상승하는 것을 보여주고 있다.

이 밖에도 稅後所得「플로우」 극대화 모형에서 전반적인 金利 r^*가 높을 경우 기업은 負債依存을 줄이려는 경향이 크며, 어떤 모형에서든지 景氣 $\dot{v}_n$가 부진할 경우 企業利潤의 資本轉入이나 有償增資가 저조하여 負債比率이 높아짐을 분명하게 나타내 주고 있다. 1972년 8·3措置에 의한 僞裝私債의 自己資本轉入도 기업의 財務構造에 有意한 영향을 미친

〈表 2〉 分析에 利用된 變數間의 相關係數(1962～83)

	t_{c-1}	t^*_{-1}	$(r_p \cdot t^*)_{-1}$	d_o	r^*_{-1}	$E_{m/b}$	$\dot{v}_n$
D/E	0.797	0.886	0.730	0.856	−0.395	0.671	−0.341
t_{c-1}		0.713	0.641	0.866	−0.176	0.636	−0.015
t^*_{-1}			0.857	0.708	−0.206	0.579	−0.155
$(r_p \cdot t^*)_{-1}$				0.588	0.243	0.278	−0.145
d_o					−0.409	0.771	−0.123
r^*_{-1}						−0.635	0.155
$E_{m/b}$							−0.045

〔圖 3〕 製造業 負債比率의 實際値 및 豫側値



것을 알 수 있다.

다만 自己資本의 時價／帳簿價 推定比率 $E_{m/b}$는 統計的인 有意性을 보여주지 않고 있다. 이것은 다른 說明變數들과의 多重共線性(multicollinearity)에 기인한 것일 가능성도 전혀 배제할 수는 없으나, 그 보다는 $E_{m/b}$ 推定値의 신뢰성이 낮거나, 아니면 株式 時價의 높은 可變性 때문에 株式 投資家나 債權者들이 오히려 帳簿價額을 더 중요시하는 경향이 있기 때문이 아닐까 생각된다. 참고 삼아 〈表 2〉에는 분석에 이용된 變數들 간의 相關係數가 제시되어 있다.

方程式 推定結果를 종합적으로 볼 때, 株主 및 會社債 保有者 稅後所得의 現在價値를 극대화하는 모형이 기업의 財務構造를 가장 잘 설명하고 있으며, 株主나 會社債 保有者의 所得稅負擔을 고려에 넣지 않은 企業價額 極大化 模型은 그 適合性이 상대적으로 크게 뒤지고 있다.

〔圖 3〕은 推定方程式 (2)에 근거한 製造業 負債／自己資本 比率의 實際値와 豫測値를 비교한 것이다. R^2가 0.946로 아주 높아서 그 標準誤差(32.2)는 D/E의 標本期間 平均値(286)의 11% 수준에 불과하다.

V. 結　　語

기업의 財務構造는 기본적으로 이들이 직면하는 稅率構造, 金融環境, 기타 市場與件에 따라 그나름대로의 合理性에 근거하여 이루어진 것이라고 보아야 할 것이다. 따라서 과거에 있어서 이들의 財務構造 行態를 分析하는 것은 앞으로 보다 健全한 財務構造를 誘導해 가기 위해서도 꼭 필요한 作業이라고 하겠다.

本稿의 分析에 의하면 우리나라 기업의 財務構造는 稅率構造 및 金利補助的인 公金融의 利用可能性에 크게 좌우되는 것으로 나타나고 있다. 높은 法人稅率은 負債利子의 損費處理에 의한 租稅節減効果를 크게하여 기업들로 하여금 負債를 選好하게 만든다. 또한 株主

들은 配當에 대한 個人所得稅負擔이 利子所得稅에 비하여 높을수록 기업 自己資本의 充實化에 소홀한 것으로 보인다. 金融의 二重構造下에서 金利補助的인 公金融이 상대적으로 많이 提供될 때에 기업들은 낮은 金利와 契約更新의 가능성 등을 감안하여 負債依存이 深化되는 경향이 있다.

이 밖에도 기업의 財務構造는 金利水準이나 景氣狀況에도 큰 영향을 받는 것으로 나타나고 있다. 金利上昇은 負債가 많은 기업의 金利負擔을 늘려 不渡나 破產의 위험을 높이므로 기업들로 하여금 負債依存을 줄이도록 하는 경향이 있다. 한편 전반적인 景氣가 上昇하는 때에는 企業利潤이 증가하고 株式市場與件도 좋아져서 自己資本의 充實化가 크게 進展되는 것으로 나타나고 있다. 72年 8·3措置에 의한 私債凍結과 僞裝私債의 出資轉換도 기업의 財務構造를 개선하는데 寄與하였으나 그 영향은 아주 短期에 그친 것으로 보인다.

이러한 分析이 企業財務構造의 健全化를 위하여 示唆하는 바는 稅率構造의 合理化와 二重的인 金融構造를 解消하는 것이 중요하다는 點이다. 法人稅를 다시 큰 幅으로 下向調整하는 것은 어렵다 하더라도 配當所得稅率과 利子所得稅率間의 衡平이 필요하다. 물론 株式賣買差益의 非課稅로 株式投資에 대한 實効稅負擔이 크게 緩和되고 있기는 하지만 配當所得은 近年에 60% 以上이 綜合課稅되고 있어 稅負擔이 상당히 증가된 것으로 보인다. 그 反面, 金利所得은 近年에 稅負擔이 늘어났으나 70年代 後半에는 5%의 分離課稅에 不過하여 巨額投資者들로 하여금 株式보다 金利所得을 選好하게 한 큰 要因이 된 것으로 보인다.

公金融의 金利補助的 性格이 큰 金融의 二重構造를 解消하여 市場 전체가 有機的인 統合을 이루게하는 것도 매우 중요한 課題이다. 이를 위해서는 公金融의 金利規制를 緩和해가는 것이 必須的이다. 短期的으로는 企業의 借入「코스트」가 上昇하겠으나 投資者들의 인플레心理 鎭靜, 自由化된 市場의 底邊擴大 등에 따라 自由市場 金利는 安定을 찾을 것으로 期待할 수 있을 것이다. 이렇게 되면 또한 기업의 財務構造 狀態에 따라 借入「코스트」의 差異도 커지게 되어 財務構造를 더욱 健實化시키는 誘因이 될 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

南相祐, 「韓國企業의 財務構造와 資本코스트」, 『韓國開發硏究』, 韓國開發硏究院, 1979 가을호.

_____, 『韓國企業의 財務行態』, 韓國開發硏究院, 1979.

崔洸, 河泰亨, 「韓國企業 財務構造 決定要因에 관한 理論 및 實證的 考察」, 『韓國開發硏究』, 韓國開發硏究院, 1984 여름호.

Donaldson, G., *Corporate Debt Capacity: A Study of Corporate Debt Policy and the Determination of Corporate Debt Capacity*, Division of Research, Graduate School of Business Administration, Harvard University, Boston, 1962.

Fama, E. and M. Miller, *The Theory of Finance*, New York: Holt, Rinehart and Winston, 1972.

Farrar, D.E. and L.L. Selwyn, "Taxes, Corporate Financial Policy and the Return to Investors," and Myers, S.C., "Comment," *National Tax Journal*, Vol. 20, No. 4(December 1967)

Miller, M.H., "Debt and Taxes," *Journal of Finance*, Vol. 32, No. 2(May 1977)

Modigliani, F. and M.H. Miller, "The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment," *American Economic Review*, Vol. 48, No. 3(June 1958)

_____, "Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction," *American Economic Review*, Vol. 53, No. 3(June 1963)

Myers, S.C., "Determinants of Corporate Borrowing,"*Journal of Financial Economics*, Vol. 5 (1977)

_____, "Interactions of Corporate Financing and Investment Decisions—Implications for Capital Budgeting," *Journal of Finance*, Vol. 29 (March 1974)

Stiglitz, J., "A Reexamination of the Modigliani-Miller Theory," *American Economic Review*, Vol. 59, No. 5(December 1969)

〈附表〉 分析에 利用된 資料

	D/E	t_c	t_d	t_{pi}	d_o	r_p	r_o	r_f	r^*	$E_{m/b}$	$\dot{v}_n$
1961	135.9	20.7	5.0	5.0	34.1	30.0	17.5	—	—	36.3	0.4
1962	153.5	17.3	12.0	12.0	31.0	21.6	16.6	72.2	19.2	34.9	9.5
1963	92.20	21.5	12.0	12.0	23.3	24.0	15.7	72.4	22.3	37.6	8.7
1964	100.2	26.0	12.0	12.0	28.7	22.8	15.9	92.7	28.0	37.4	4.9
1965	93.7	26.3	12.0	12.0	24.6	22.8	19.3	41.7	23.3	36.7	11.5
1966	117.7	29.7	12.0	12.0	26.2	28.8	26.0	22.1	26.8	34.4	13.5
1967	151.2	28.8	12.0	12.0	25.8	30.0	26.0	23.5	27.9	45.8	15.9
1968	201.3	40.5	15.0	15.0	32.6	32.4	25.8	24.0	28.8	43.9	17.2
1969	270.0	37.9	15.0	15.0	45.4	31.2	24.5	7.0	23.0	46.2	15.4
1970	328.4	38.8	15.0	15.0	43.5	28.8	24.0	7.6	23.0	51.2	12.1
1971	394.2	39.5	15.0	15.0	52.0	26.4	23.0	12.0	21.4	60.1	11.0
1972	313.4	37.1	20.0	20.0	48.4	19.0	17.7	13.3	17.1	107.8	6.7
1973	272.7	36.9	20.0	20.0	46.2	16.3	15.5	13.0	15.2	109.2	17.0
1974	316.0	36.2	20.0	20.0	48.9	21.0	15.5	17.5	17.8	90.2	7.8
1975	339.5	35.0	25.0	5.0	46.2	21.1	15.5	16.7	17.9	94.6	7.5
1976	364.7	33.4	25.0	5.0	46.3	21.6	16.1	11.3	17.5	86.7	15.6
1977	350.7	33.5	25.0	5.0	45.6	20.8	16.3	10.5	17.2	101.9	15.7
1978	366.8	34.0	25.0	5.0	44.2	21.6	16.9	11.7	18.2	100.5	14.7
1979	377.1	35.7	25.0	5.0	44.3	25.2	18.5	9.6	20.4	71.5	6.4
1980	487.9	36.2	25.0	5.0	44.6	28.8	22.9	19.6	25.2	75.2	−1.7
1981	451.5	37.8	25.0	10.0	45.9	23.6	19.3	21.7	21.4	83.5	3.1
1982	385.8	36.3	27.0	15.0	40.5	17.2	12.5	21.6	15.7	68.1	5.9
1983	360.3	32.1	27.0	15.0	38.2	13.7	10.0	20.1	12.7	64.6	9.8

研究開發投資의 推移와 構造的 變化

李 元 暎
李 達 遠

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序
Ⅱ. 模型의 定立
Ⅲ. 資 料
Ⅳ. 研究開發投資函數의 推定과 投資의 豫測
Ⅴ. 研究開發投資函數의 構造的 變化
Ⅵ. 要約 및 結論
附 錄

Ⅰ. 序

研究開發投資가 최근에 관심을 모으게 된 이유는 앞으로의 技術革新은 이에 대한 적극적인 投資가 없이는 기대하기 어렵다는 사실 때문이다. 특히 급속도로 발전하는 尖端技術分野에 있어서의 技術革新은 조직적인 研究開發投資가 필수적이다. 또한 외국으로부터 기술을 도입하는 경우에도 導入技術을 우리나라 실정에 맞도록 소화·개량하기 위한 자체의 研究開發努力이 필요하다.

本研究의 목적은 民間部門 研究開發投資에 관한 時系列資料를 분석하여 첫째, 향후 3년간의 投資에 대한 예측을 하며 둘째, 研究開發投資에 대한 각종의 支援施策이 도입된 1970년대 초반 이전과 이후 사이에 投資行態에 구조적인 변화가 있었는가를 검증하는 것이다. 즉 본 연구는 앞으로의 研究開發投資에 대한 支援政策을 전개하는 데 있어서 필요한 기초적인 자료를 제공하는 데 그 목적이 있다.

研究開發投資에 대하여 각계에서 크게 관심을 보이고 있는 것과는 대조적으로 우리나라에서 研究開發投資의 특성에 관한 연구는 별로 없었다. 그 예외로서 金仁秀 敎授와 李軫周 敎授에 의하여 행하여진 일련의 연구들[1]을 들 수 있겠으나 이들의 연구는 대체로 研究開

筆者：李元暎—韓國開發研究院 副研究委員 李達遠—韓國開發研究院 主任研究員

* 本稿를 읽고 유익한 助言을 해준 鄭鎭勝, 崔洸 博士에게 감사를 표하며 本論文에 남아있는 未備點들은 전적으로 筆者들의 책임임을 밝혀둔다.

1) 金仁秀(1979a, 1979b, 1980), 金仁秀·李軫周(1982), 趙南烈·李軫周(1980), Kim(June 1980), Kim(July, 1980), Lee(1975), Lee(1981) 참조.

發投資를 하고 있는 기업에 대한 微視的 硏究이며 硏究開發投資와 經濟의 巨視變數와의 관계에 대한 연구는 별로 없었다.

本論文의 구성은 다음과 같다.

第2章에는 硏究開發投資函數 推定을 위한 이론적 배경을 설명하고 다음 章에서 推定될 模型을 定立하였다. 第3章에서는 本論文에서 사용될 자료에 대한 설명과 아울러 우리나라의 科學技術投資을 概觀하였다. 第4章에서는 第2章에서 定立된 模型의 推定結果와 이를 이용한 投資規模 豫測을 하였다. 第5章에서는 硏究開發投資函數의 구조적 변화에 관한 검증의 결과와 이의 示唆點을 논하였다. 마지막으로 第6章에서는 본문을 요약하고 정책적 의미를 제시하였다.

Ⅱ. 模型의 定立

本章에서는 本硏究의 이론적 배경을 설명하고자 한다.

企業의 硏究開發投資를 결정하는 가장 중요한 요소는 硏究開發投資로부터의 收益性이라 하겠다. 生產性 向上을 위한 硏究開發投資의 경우 그 投資費用은 투자로 인한 生產費用의 節減에 의하여 보상된다. 즉 硏究開發投資(y)에 의하여 生產單價가 C_1으로부터 C_2로 하락한다면 硏究開發投資로부터의 生產費用節減은

$$\Delta c \cdot q \quad \cdots\cdots (1)$$

여기서 Δc는 C_1에서 C_2를 뺀 값이며 q는 生產量이다[2]. 그러므로 이윤을 극대화하는 硏究開發投資는 아래의 最適化에 의하여 결정된다.

$$\max_{y} \ (\Delta c(y) \cdot q - y) \quad \cdots\cdots (2)$$

위의 最適化問題를 풀기 위해서는 Δc와 y의 관계가 규명되어야 한다. 여기서 가장 합리적인 가설은 硏究開發投資가 증가할수록 生產單價의 하락은 크나, 投資 1單位에 대한 生產單價의 하락은 投資가 증가할수록 감소한다는 것이다. 즉,

$$\Delta c'(y) > 0, \ \Delta c''(y) < 0$$

이러한 가설은 硏究開發投資에는 臨界水準이 있어서 그 수준보다 작은 投資에는 規模의 經濟가 있다는 가설과는 상치되지만 일단 臨界投資水準이 지나서면 성립한다고 볼 수 있기 때문에 큰 무리는 없다 하겠다.

이러한 條件下에서 最適規模의 硏究開發投資는 最適化의 1次條件을 만족하여야 한다. 그러므로

$$\Delta c'(y) = \frac{1}{q} \quad \cdots\cdots (3)$$

이를 微分하면 다음과 같은 式을 얻는다.

$$\frac{dy}{dq} = -\frac{1}{q^2} \cdot \frac{1}{\Delta c''(y)} > 0 \quad \cdots\cdots (4)$$

즉 硏究開發投資는 生產量이 증가할수록 증가한다. 따라서 國家 전체적인 면에서 보면 國民總生產이 증가할수록 硏究開發投資는 증가한다고 할 수 있다[3].

新製品開發을 위한 硏究開發投資의 경우에도 비슷한 논리가 적용될 수 있다. 다시 말하

2) 엄밀한 의미에서 生產量은 生產單價의 函數로 볼 수 있으나 여기서는 生產單價의 작은 변동을 가정하였기 때문에 生產量은 불변으로 처리하였다.

3) 經濟成長에 따라, 企業의 規模가 증대된다면 이러한 논리가 가능하다. 또한 企業의 規模에는 변화가 없이 企業의 數字만이 증가하여도 이는 성립한다.

면 일정한 投資로부터 新製品을 개발하는 데 따르는 이윤은 이 製品이 얼마나 팔리느냐에 달려있다. 즉 消費者의 購買力이 증대할수록 新製品은 많이 팔릴 것이며 따라서 新製品을 개발하기 위한 硏究開發投資로부터의 收益率은 높아진다. 그러므로 國民總生産이 증가할수록 硏究開發投資의 양은 증가할 것이다.

이로부터 우리는 우리나라에서의 硏究開發投資의 합을 國民總生産의 函數로써 나타낼 수 있다. 즉

$$y=f(x) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (5)$$

여기서 x는 GNP를 나타낸다. 이를 요약하면 民間部門 硏究開發投資의 總計는 國民總生産과 正의 관계가 있다는 것이다.

Ⅲ. 資　　料

前章에서 定式化된 模型을 추정하기 전에 本章에서 이용될 자료의 성격을 설명하고자 한다.

硏究開發投資란 企業의 日常業務 이외의 활동으로서 新製品의 개발이나 旣存製品의 생산성 향상을 위한 工程改善 등에 소요되는 경비이다. 그러나 실제적인 문제에서 硏究開發費를 企業의 다른 經費와 구분하는 데는 여러 가지 어려움이 따른다. 硏究開發費의 定義는 각국마다 조금씩 차이를 보이고 있으며 우리나라에서도 科學技術處에서 시행하는 科學技術硏究活動調査에서 규정된 硏究開發費의 定義와 租稅減免規制法에 있는 硏究開發費의 定義가 다르다.

科學技術硏究活動調査에서 定義하고 있는 企業의 總硏究費는 自己資金, 외부에서 받은 資金(受託硏究費, 補助金) 등을 불문하고 企業體의 硏究活動部署에서 사용되는 總經費를 의미하며 이는 人件費, 消耗資材費, 機器裝置費 및 建設費의 합계이다.

租稅減免規制法에서의 硏究開發費의 定義는 技術開發準備金의 사용으로 허용되는 經費의 내역으로써 알 수 있다. 附錄A에서 알 수 있듯이 技術開發費와 硏究施設項目으로 처리되는 부분은 科學技術硏究活動調査에서와 유사하다. 즉 硏究部署 要員의 人件費와 材料費, 試驗硏究費, 機器裝置費 및 建設費를 포함한다[4]. 그러나 두 가지 定義에서 중요한 차이는 人件費의 범위에 있다. 科學技術硏究活動調査에서는 모든 硏究要員을 포함하고 있는데 반하여 租稅減免規制法에서는 1級 技能士 및 理工系 碩·博士로 한정하고 있다.

이상의 두 가지 定義에서 공통적으로 적용되는 가장 중요한 기준은 硏究開發部署에서 사용한 비용이라는 것이다. 즉 硏究開發部署가 없는 企業은 비록 硏究開發投資를 하고 있을지라도 硏究開發投資의 통계에서 포함되지 않을 뿐더러 租稅減免規制法上의 혜택 또한 받을 수 없다. 예를 들면 中小企業에서 生産技術者가 勤勞時間의 일부를 할애하여 연구를 하고 있다면 엄밀한 의미에서의 그 勤勞者의 人件費의 일부는 硏究開發費이나 租稅減免規制法上에서 硏究開發費로 처리되지 않는다. 따라서 硏究開發費統計는 그 定義에 따라 달라짐을 알 수 있다.

4) 技術開發準備金의 使用基準에는 이러한 項目 이외에도 導入技術의 消化改良費, 技術情報費, 技術訓鍊費, 中小企業技術指導, 硏究機關에 대한 出捐, 工業所有權의 出願 및 實施, 産業技術硏究組合에 납부하는 금액 등이 포함되어 있다.

本章에서 이용될 民間部門 硏究開發投資에 관한 자료의 대부분은 科學技術硏究活動調査에 의하여 작성되는 『科學技術年鑑』으로부터 인용되었다. 그러므로 年鑑에 수록된 자료가 어떤 과정에 의해 수집되었으며 그 통계적 특성은 무엇인지 알아보자.

먼저 科學技術年鑑에서는 硏究開發投資와 科學技術支援行政豫算을 합하여 이를 科學技術投資費라고 定義하고 있다. 이러한 科學技術投資費를 대별하여 政府部門의 投資와 民間部門의 投資로 구분할 수 있는데 政府部門 投資는 政府의 豫算內譯으로써 쉽게 알 수 있다. 반면에 民間部門의 投資는 다른 자료로부터의 推定이 어렵기 때문에 앞에서 언급된 科學技術硏究活動調査에 의하고 있다[5]. 이 조사의 대상은 企業體, 硏究機關 및 大學으로서 우리나라에서 硏究開發活動이 있는 모든 기관이 포함되었다.

企業體의 경우 從業員 200人 이상의 企業體에 대한 全數調査를 하고 있는바[6] 1983年에는 2,730個 企業體에 설문서가 배포되었다. 설문서의 回收率은 약 50%이나[7] 회수되지 않은 기업은 전화로 확인한 결과 대부분 硏究活動이 없기 때문에 회신하지 않았음이 밝혀졌으며 硏究活動을 수행하고 있는 기업에게는 전화 또는 우편에 의한 독촉으로 전량 회수하고 있다. 또한 이 조사에서 從業員 200人 이하의 企業體를 포함하고 있지 않는 이유는 이러한 기업에서는 거의 硏究開發活動이 없기 때문이라고 설명하고 있다. 그러므로 이 조사에 의하여 집계되는 硏究開發投資의 總計는 우리나라 모든 기업의 硏究開發投資費의 總合으로써 해석할 수 있다고 주장하고 있다.

결론적으로 本硏究에서 이용될 자료는 두 가지 문제점을 지녔다. 첫째, 硏究開發費를 企業의 硏究部署에서 사용된 비용으로 定義하였기 때문에 硏究部署가 없는 기업에서 투자된 硏究開發費는 포함되지 않았다는 것이다. 따라서 대부분의 中小企業은 硏究開發費가 비록 있더라도 硏究開發費 명목으로 처리할 수 없게 되었으며 科學技術硏究活動調査에서는 從業員 200人 이하의 企業體는 아예 資料蒐集對象으로부터 제외되었다. 둘째, 硏究開發費를 設問調査方式에 의하여 조사하였기 때문에 調査對象 企業의 硏究開發費는 과다 추정되었을 가능성이 있다.

Ⅳ. 硏究開發投資函數의 推定과 投資의 豫測

1. 實證模型의 定式化

第2章에서 우리는 硏究開發投資의 總計는 國民總生產에 대한 函數임을 설명하였다. 그러나 이러한 관계를 回歸分析에 의하여 추정하기 위하여는 函數 $f(\cdot)$가 어떠한 형태를 취하는가를 알아야 한다. 따라서 다음과 같은 절차에 의하여 實證模型을 定式化하고자 한다

$$f(x)=\beta_0+\beta_1 x+\beta_2 x^2+\cdots+\beta_n x^n+E \cdots(6)$$

여기에 β_i는 i번째 展開項에 해당하는 係數

5) 科學技術投資의 내역과 연도별 추이는 附錄 B와 C에 있음.
6) 貿易業, 金融業 등 硏究開發의 대상이 되지 않는 기업은 제외되었다.
7) 수집 1,049件과, 폐업·주소 불명으로 반송된 경우 308件을 합한 것이다.

이다. 그러나 式(6)에 대한 回歸分析에서 자료의 제약 때문에 展開項의 수를 무작정 늘릴 수는 없다. 그러므로 本稿에서 취한 방법은 x에 대한 指數가 1次인 項으로부터 시작하여 2次項, 3次項 등을 추가할 때 獨立變數의 有意性을 검증하는 것이 된다. 〈表 1〉에는 이러한 段階的 回歸分析에 의한 결과가 나와 있다. 이로부터 추가된 獨立變數의 有意性을 F-test에 의하여 검증한 결과 3次項 이후의 項을 추가함에 따른 설명력의 증가는 統計的 有意性이 없는 것이 밝혀졌다. 그러므로 우리는 x에 대한 1次項과 2次項을 포함한 函數形態 〈表 1〉에서 式(3)을 다음 節에서 이용될 回歸分析의 模型으로 선정하였다.

2. 投資函數의 推定

앞에서 定式化된 硏究開發投資函數를 回歸分析에 의하여 추정함에 있어서 고려해야 할 사항은 獨立變數와 從屬變數間의 동시성이다. 즉 우리는 國民總生産에 의하여 硏究開發投資가 결정된다고 가정하였으나 그 역으로 硏究開發投資의 다소에 따라 國民總生産이 영향받는다고도 볼 수 있기 때문이다.

回歸分析에 있어서 동시성은 獨立變數와 誤差項과의 統計的 獨立性이라는 가장 근본적인 전제를 흔들리게 한다. 獨立變數와 誤差項과의 統計的 相關關係에 있어서 특히 문제가 되는 것은 동시적 相關關係이다. 부언하면 t번째 獨立變數와 t번째 誤差項과의 사이에 相關關係가 존재하면 最小自乘法(ordinary least square: OLS)에 의하여 추정된 係數들은 一致性(consistency)을 띠지 않는다. 반면에 獨立變數와 誤差項과의 相關關係가 있을지라도 동시적 相關關係가 없다면 OLS방법에 의하여 추정된 係數들은 비록 小標本性質(small sample proprety)上에서는 偏奇가 있을 수 있으나 大標本性質(large sample property)에서는 一致性을 띤다.

〈表 1〉 段階的 回歸分析의 結果

	從屬變數	獨立變數	R^2
①	y	常數 x	0.8058
②	y	常數 x, x^2	0.9319
③	y	常數 x, x^2, x^3	0.9485

硏究開發投資의 성과는 보통 2년내지 3년후에 나타나는 것으로 추정되므로 當該年度 硏究開發投資에 의하여 當該年度의 GNP는 별로 영향을 받지 않는다고 볼 수 있다. 그러므로 우리가 추정하고자 하는 式에서 獨立變數와 誤差項間의 동시적 相關關係는 무시하여도 좋다. 그러나 과거의 硏究開發이 현재의 國民總生産에 영향을 주고 있기 때문에 그 경우에는 獨立變數와 誤差項間의 非同時的 相關關係가 존재한다는 것은 부인하기 어렵다. 결론적으로 이러한 동시성의 문제 때문에 OLS方式에 의하여 추정된 係數들은 大標本의 성질에서는 一致性을 띠나 小標本의 성질에서는 編奇가 존재할 것이므로 추정 결과를 해석함에 있어서 이를 감안하여야 한다.

1965년부터 1982년까지의 18년간 韓國의 時系列資料에 의한 硏究開發投資函數의 推定結果는 아래와 같다.

$$y=74384-0.9068x+0.3063\times10^{-5}x^2 \quad \cdots\cdots(7)$$
$$(2.4864)\quad(3.2346)\quad(3.4430)$$

$R^2=0.9319$

$D.W.=1.944$

여기서 괄호 안의 숫자는 t-統計値를 의미

하고 모든 係數는 信賴水準 99%에서 有意性이 있다. Durbin-Watson 統計値는 약간의 誤差項間의 相關關係를 보여주고 있으나 통계적으로 有意性은 없다.

推定結果로부터 GNP가 상승하면 硏究開發投資가 증가하나 그 增加率에 있어서 GNP 상승이 硏究開發投資 상승을 가속화한다. 즉 α^2 항의 상대적 비중이 크기 때문에 GNP가 증가함에 따라 硏究開發投資는 더 빠른 비율로 증가한다. 이는 흔히 사용되고 있는 GNP 對比 硏究開發投資比率은 GNP에 대한 增加函數임을 의미한다. 따라서 우리나라 경제가 성장할수록 硏究開發의 對 GNP比率은 증가한다. 이러한 경향은 타국의 예를 보아도 같으며 선진국일수록 GNP 對比 硏究開發投資比率이 증가한다는 사실과 일치한다.

3. 向後 3年間 硏究開發投資의 豫測

향후 3년간의 硏究開發投資를 알기 위해서는 그 기간 동안의 國民總生產을 알아야 한다. 이를 위하여 사용된 자료는 5次 經濟社會發展 5個年計劃에서 제시한 豫測値이다. 따라서 여기서의 예측 결과는 5個年計劃이 계획대로 실행된다는 假定下에서만 성립된다.

〈表 2〉 向後 3年間 硏究開發投資의 豫測

	1984	1985	1986
民間投資 (80年不變價格, 百萬원)	279,341	348,425	430,993
民間投資/GNP比率(%)	0.626	0.723	0.829

〈表 3〉 5次 5個年計劃上에 目標된 硏究開發投資費

	1984	1985	1986
GNP(단위 : 10億원)	63,119	69,210	75,889
科學技術投資/GNP(%)	1.4	1.7	2.0
政府負擔比率(%)	40	38	35
民間負擔比率(%)	60	62	65
民間投資/GNP(%)	0.84	1.05	1.30

資料 : 經濟企劃院, 『科學技術部門修正計劃』.

豫測結果는 〈表 2〉에 정리되었다. 〈表 2〉로부터 알 수 있듯이 國民總生產에 대한 硏究開發投資의 비율은 앞으로 계속 증가할 것으로 예상된다. 그러나 이러한 예측결과는 〈表 3〉에 제시된 5次 5個年計劃上의 目標値와 비교하여 보면 현저한 차이가 있음을 알 수 있다. 즉 1986年의 目標値는 1.3%인 데 반하여 豫想値는 0.829%로서 豫測値에 대한 統計的 誤差를 고려하더라도 豫測値는 目標値에 훨씬 미달한다.

V. 硏究開發投資函數의 構造的 變化

앞 章에서 추정된 模型에서 묵시적인 가설은 硏究開發投資函數가 최근 18년간 구조적 변화를 겪지 않았다는 것이다. 그러나 그 동안 企業의 硏究開發投資에 관한 政府의 支援施策이 많이 변화하였기 때문에 이러한 가설의 타당성이 의문시된다. 특히 1972년 技術開發促進法이 시행된 이래 각종의 直·間接 支援施策이 근년에 이르러 강화되었으므로 投資函數의 構造的變化가 있었을 것으로 예측된다[8].

8) 稅制上의 誘因制度 이외에 投資의 구조적 변화를 가져올 수 있는 조치가 1980년에도 있었다. 1980년도까지는 獨寡古 企業의 利益率을 결정하는 데 있어서 硏究開發費는 비용으로 처리되지 못하였으나 1981년도 이후에 비로소 硏究開發費가 비용으로 처리되었다. 硏究開發投資의 상당 부분이 獨寡占企業에 의해서 이루어지고 있는 것을 감안하면 이러한 利益率 計算方式의 변경은 1982년도 이후부터 상당한 投資誘因效果를 가져왔을 것이다. 그러므로 稅制의 改編만이 投資函數의 구조적 변화를 가져오는 요인은 아니다.

여기서는 이러한 가설을 검증하고자 한다.

어떤 관계에 구조적인 변화가 있음을 검증하기 위한 수단으로 흔히 사용되는 방법은 「차우」(Chow)檢定이다. 「차우」檢定은 구조적 변화가 있었다고 예상되는 시점을 중심으로 자료를 양분하여 基準年度 이전의 관계와 이후의 관계가 변화하였는지 알아보는 과정이다. 즉 基準年度 이전의 관계를(式 8)로 설정하고 그 이후의 관계를(式 9)로 설정하였을 때 구조적 변화가 있었다는 가설의 검증은 β_1과 β_2가 통계적으로 유의하게 다르다는 것을 보이면 된다.

$$y_1 = X_1\beta_1 + \varepsilon_1 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (8)$$

$$y_2 = X_2\beta_2 + \varepsilon_2 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (9)$$

이를 위하여 「차우」가 제시한 檢證의 방법은 아래의 檢定統計値의 有意性을 검사하는 것이다.

$$\frac{(e^{**} - e_1'e_1 - e_2'e_2)/k}{(e_1'e_1 + e_2'e_2)/(n_1 + n_2 - 2k)} \sim F k\, n_1 + n_2 - 2k$$

여기서 e^*는 모든 자료를 사용하여 OLS 방법으로 추정하였을 때의 殘差이며 e_1'와 e_2'는 基準年度 이전과 이후 각각의 자료만을 써서 OLS 推定時의 殘差이다.

구조적 변화가 예상되는 시기로서 1975년을 선택하였다. 1972년말에 技術開發促進法이 시행된 이래 각종의 稅制·金融上의 혜택이 1973년·1974년도에 설치되었으므로 1975년도 이후의 投資行態와 그 이전의 投資行態가 달라졌으리라고 예측할 수 있기 때문이다. 다시 말하면 硏究開發投資에 대한 支援施策은 投資收益率의 변화를 유도하므로 經濟規模의 증대로 인한 投資增加分만으로는 설명하기 어려운 투자의 증가가 있었을 것이다.

이러한 가설을 검증하기 위하여 「차우」 檢定統計値를 계산한 결과는 다음과 같다.

$$F_{3.16} \sim 1.178$$

위의 統計値는 통계적인 有意性은 없다. 즉 우리는 支援制度의 설치에 따른 投資函數의 구조적 변화를 가정하였으나 이 가설을 지지하지 못하였다[9]. 물론 이러한 결과가 그 동안 硏究開發投資函數에 구조적인 변화가 없었다는 사실을 증명하여 주지는 못하지만 그 示唆하는 바는 적지 않다. 다시 말하면 硏究開發投資에 대한 支援施策의 展開가 投資函數의 형태에 큰 변화를 주지 못했다는 것으로 해석할 수 있다[10]. 이는 또한 그 동안 시행되어온 支援施策에 문제점이 있다는 것을 간접적으로 示唆하여 주는 것이기도 하다.

Ⅵ. 要約 및 結論

本硏究의 첫째 목적은 民間部門 硏究開發投資를 時系列資料에 의하여 분석하여 硏究開發投資函數의 구조적 변화 여부를 규명하고 추정된 函數에 의하여 향후 3년간의 硏究開發投資를 예측하는 것이었다. 豫測結果에 의하면 1986년도의 民間部門 硏究開發投資는 GNP 對比 0.83%에 이를 것으로 추정되었는바 이는 5次5個年 計劃上에 목표된 GNP對比 1.3%

9) 基準年度를 1972년, 1974년, 1976년으로 변경시켜도 거의 비슷한 결과가 나왔다.

10) 금년 들어서 企業의 硏究開發投資는 급격히 증가하고 있다고 科學技術處는 추정하고 있다. 따라서 硏究開發投資函數의 구조적 변화가 이루어지고 있는 과정일지도 모르나 이는 아직 확실한 근거가 없기 때문에 정확히 평가하기는 어렵다.

에 훨씬 미달하는 수준이다.

本研究의 둘째 목적은 1970년대 초반 이후에 시행되어온 投資誘因政策이 投資行態에 근본적인 변화를 가져왔는가를 검증하는 것이었다. 검증 결과에 의하면 이러한 가설은 지지되지 못하는 것으로 밝혀졌다. 즉 각종의 誘因政策이 도입된 1970년대초 이후의 投資行態와 그 이전의 投資行態 사이에서 통계적으로 有意性 있는 차이가 발견되지 못하였다.

民間部門의 투자는 政府部門의 투자와는 달리 기업의 自意的 決定에 의한다. 그러므로 投資增大를 위한 정부의 가장 중요한 역할은 租稅·金融등의 간접적 誘因政策의 전개에 있다. 誘因政策을 강화함으로써 研究開發投資行態에 구조적인 변화가 가능하다. 이러한 방법이 市場機能에 대한 간섭을 최소로 제한하여 사회적 복지를 극대화하는 길이다.

그러나 本研究에서의 研究結果에 의하면 1970年代初 이래 시행되어온 誘因施策은 실효성이 별로 없어서 投資函數의 구조적 변화를 가져오지 못하였다. 다시 말하면 이는 經濟成長에 기인한 自生的인 증가로 설명될 수 있기 때문에 誘因施策에 의한 증가로 해석되기 어렵다는 의미이다. 따라서 현행 支援制度의 投資誘因效果를 재검검하여 각종의 문제점을 개선함으로써 보다 효율적이고 강력한 支援制度의 改編이 있어야만 投資行態의 구조적 변화에 의한 研究開發投資의 획기적인 증대가 가능할 것이다.

附 錄 A

技術開發準備金의 使用基準

1. 技術開發費

① 기업의 自體技術開發을 위한 研究部署 要員의 人件費·材料費 및 試驗研究費와 工業化 中間試驗 및 試範製作에 필요한 경비

② 研究機關 또는 敎育法에 의한 大學이나 개인에게 위탁하는 技術開發用役費

2. 導入技術의 消化·改良費

① 도입된 기술의 분석·적용을 위한 調査研究費

② 導入技術의 工程改善 등 개량에 소요되는 경비(裝置·材料費 등)

3. 技術情報費

① 국내의 科學技術者의 技術諮問費

② 科學技術關係 刊行物의 購入費

③ 情報團體 加入費 및 그 회비

④ 科學技術關係 國際學術會議 參席費

⑤ 기타 국내의 科學技術情報 획득을 위한 경비

4. 技術訓練費

① 自體訓練 또는 국내의 委託訓練費

② 技術開發에 관한 세미나開催 및 參席費

③ 국내의 技能競技大會 參加費 또는 國家技術資格檢定 應試費

④ 國際技能올림픽大會 韓國委員會에 技能奬

勵金으로 지출하는 기부금 또는 출연금

5. 研究施設

① 研究所에 직접 共與되는 建物購入費

② 研究用物品·機資材·裝費·施設의 설치 및 구입에 필요한 경비

6. 中小企業技術指導

① 母企業의 需給企業에 대한 技術指導에 필요한 경비

② 기타 中小企業의 기술 향상을 위하여 필요한 경비

7. 特定研究機關育成法의 適用을 받는 研究機關에 대한 出捐

① 特定研究機關에의 委託研究用役費

② 特定研究機關 육성을 위한 연구비

③ 韓國技術開發株式會社法에 의하여 設立된 韓國技術開發株式會社에 대한 出捐金

8. 工業所有權의 出願 및 實施

① 국내외 工業所有權 획득을 위한 出捐料 또는 特許料로 지급되는 경비

② 國內開發技術의 획득을 위하여 지출한 금액

9. 產業技術研究組合의 育成

① 產業技術研究組合에 납부하는 賦課金

附 錄 B

科學技術投資의 推移

(단위 : 百萬원, 1980年 不變價格)

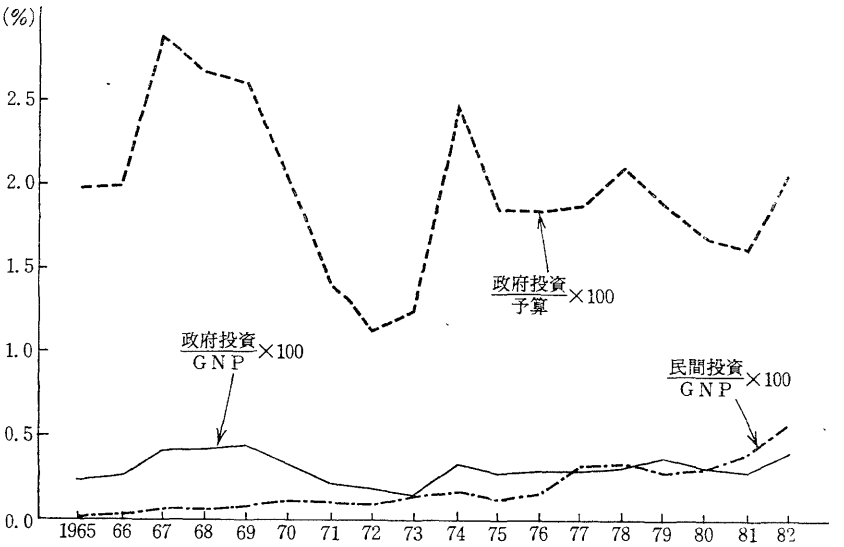
	科學技術投資 (A)	研究開發投資 (B)	政府部門投資 (C)	民間部門投資 (D)	政府支援投資 (E)
1965	24,571	24,571	22,107	2,476	—
1966	32,958	32,958	29,615	3,344	—
1967	53,865	43,649	46,703	7,162	10,216
1968	62,109	52,242	54,359	7,750	9,867
1969	76,707	66,490	64,619	12,088	10,217
1970	72,068	61,169	46,274	14,895	10,899
1971	67,429	55,848	38,147	17,702	11,581
1972	65,683	54,425	36,045	18,380	11,258
1973	73,588	62,512	33,088	29,428	11,076
1974	133,735	117,846	77,318	40,528	15,889
1975	122,221	105,763	70,618	35,248	16,458
1976	147,545	128,211	83,078	45,133	19,334
1977	222,908	196,170	93,668	102,500	26,738
1978	257,269	228,856	111,782	117,074	28,413
1979	248,567	218,917	119,234	99,683	29,650
1980	246,196	211,727	109,282	102,445	34,468
1981	280,508	252,316	108,949	140,738	28,192
1982	—[2]	365,860	151,030	214,830	—

註 : 1) 1965~69년까지는 $A=C+D=B+E$, 1970년부터는 $A=B+E$, 단 $B=C+D$.
2) 1982년에는 科學技術投資는 발표되지 않았음.

資料 : 科學技術處, 『科學技術年鑑』, 各年度.

附　　録 C

研究開發費의 對 GNP 比率과 對豫算比率의 推移[1)]



註 : 1) 여기서 豫算이라함은 一般會計豫算을 의미함

▷ 參 考 文 獻 ◁

經濟企劃院, 『豫算概要』, 各年度.

_____, 「第 5 次 經濟社會發展 5個年計劃 1984～1986」.

科學技術處, 『科學技術年鑑』, 各年度.

金仁秀, 「技術革新을 위한 企業組織構造」, 『韓國開發硏究』, 第 1 卷 第 2 號, 韓國開發硏究院, 1979a, pp. 103～117.

金仁秀, 「產業技術의 變化形態와 對應策」, 韓國開發硏究』, 第 1 卷 第 4 號, 韓國開發硏究院, 1979b, pp. 88～105.

金仁秀, 「技術革新의 障碍要因 : 基礎硏究의 現實」, 『韓國開發硏究』, 第 2 卷 第 2 號, 韓國開發硏究院, 1980, pp. 165～178.

金仁秀・李軫周, 『技術革新의 過程과 政策』, 韓國開發硏究院, 硏究叢書 51, 1982.

趙南兢・李軫周, 「韓國 消費財 新製品成敗의 決定要因 分析」, 『經營學 硏究』, 第 9 輯, 1980. 3.

Arrow, K.J., "Economic Welfare and Allocation of Resources for Invention" In R. R. Nelson, ed. *The Role and Direction of Inventive Activity,* pp. 609-25 Princetion: Princeton University Press, 1962.

Chow, Gregory C., "Test of Equality between Sets of Coeffcients an two Linear Regresion, *Econometrica,* Vol. 28, July 1960, pp. 591~605.

Kim, Linsu, "Organizational Innovation and Structure," *Journal of Business Research,* Vol. 8, No. 2. June 1980.

Kim, Linsu, "Stages of Development of Industrial Technology in a Developing Country: A Model," *Research Policy,* Vol. 9, No. 3, July 1980, pp. 254~277.

Lee, Jinjoo, "Contract Research and Its Utilization in a Developing Country: An Analysis of Factors Influencing the Transfer of Industrial Technology from Korea Institute of Science and Technology (KIST) to Ito Clients," Ph. D. dissertation, Northwestern University, Evanston, Illinois: Dept. of Industrial Engineering and Management Sciences, 1975.

Lee, Jinjoo, "Development of Engineering Consultancy and Design Capability in Korea," in Araoz, Alberto, (ed.), *Consulting and Engineering Design in Developing Countries,* IDRC-161e, 1981.

Nelson, Richard R., *Technology, Economic Growth, and Public Policy,* Washington DC: Brookings Institution, 1967.

————, *The Technology Policy and Economic Growth,* New York: Permon, 1982.

乘用車 需要展望과 輕乘用車 生産의 妥當性

洪 炳 裕

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序
Ⅱ. 乘用車의 需給展望
Ⅲ. 輕乘用車 生産의 妥當性과 需給政策
Ⅳ. 關聯問題
Ⅴ. 結論 및 建議

Ⅰ. 序

機械工業의 中核部門인 自動車工業은 機械工業의 技術發展을 先導할 뿐만 아니라 관련 産業에 미치는 波及效果 및 雇用效果面에서, 그리고 防衛産業發展에의 寄與度에서 볼 때 그 중요성은 지대하다고 하겠다. 현재 日本 등 先進國의 경우 輸出産業으로서의 그 역할이 큰 것으로 보아, 産業 「라이프 사이클」(life cycle) 理論上 앞으로 우리나라에서도 輸出産業으로서의 成長可能性이 클 것으로 판단된다[1]. 우리나라의 경우 1985年 이후부터 稼動될 기존 乘用車 生産業界의 大量生産工場은 規模의 經濟를 실현시킬 수 있을 것으로 기대된다[2]. 이에 따라 國際市場에서 경쟁력을 갖추게 됨으로써 自動車工業은 輸出産業으로 성장할 수 있을 것으로 판단된다.

그러나 短期的으로 볼 때, 비록 自動車工業이 1980年 이후 不況에서 회복되고 있으나 아직도 自動車工業 중 비중이 가장 큰 乘用車部門이 政府의 內需抑制政策으로 인하여 발전이 지연되고 있다.

乘用車의 內需抑制政策의 背景에는 에너지 절약 등 경제적인 요인뿐만 아니라 국민의 違和感을 의식한 所得隔差의 顯示化 效果를 극소화하려는 社會政策的 意圖가 있다고 볼 수 있다. 그러나 乘用車의 國內需要를 억제하고 輸出을 촉진하는 정책은 排氣量 1,500cc 내

筆者：韓國開發硏究院 硏究委員

1) 1981年 日本의 輸出 중 自動車産業의 占有率은 19.8%이며 自動車 輸出額은 300億弗이었으며, 西獨의 경우는 각각 15.7%와 257億弗이었다.

2) 20萬～40萬臺가 適正規模로서 長期平均費用이 극소화되는 生産規模임.

외의 乘用車를 우선적으로 국내에 공급하도록 유도했으며, 이보다 排氣量이 적은 燃料節約型 乘用車의 生産投資는 기피되어 왔다. 그리하여 國民의 違和感을 의식한 內需抑制政策은 오히려 乘用車의 大型化 傾向을 초래하여 所得隔差의 顯示效果를 가중시키고 있다고 볼 수 있다.

本稿의 목적은 轉換期에 처한 韓國의 自動車(乘用車 중심)需要를 예측하고 이를 선진국의 사례에 비추어 이에 대한 적절한 政策的 對策을 제시하려는 데에 있다.

Ⅱ節에서는 先進國 중 日本의 事例를 이용하여 韓國의 需要豫測을 시도하였으며, Ⅲ節에서 이같은 需要展望에 비추어 輕乘用車生産의 타당성을 검토하고 이의 需給政策에 대해 논하였다. Ⅳ節에서는 乘用車의 사용에 따른 관련 문제에 대해 논했는데, 여기에서는 트럭과 버스의 需給對策, 輕乘用車의 보급을 위한 關聯對策 및 交通問題 등 行政的인 對策에 대해 논하였다. 끝으로 Ⅴ節에서는 本稿의 요약을 통해 결론 및 건의를 제시하였다.

Ⅱ. 乘用車의 需給展望

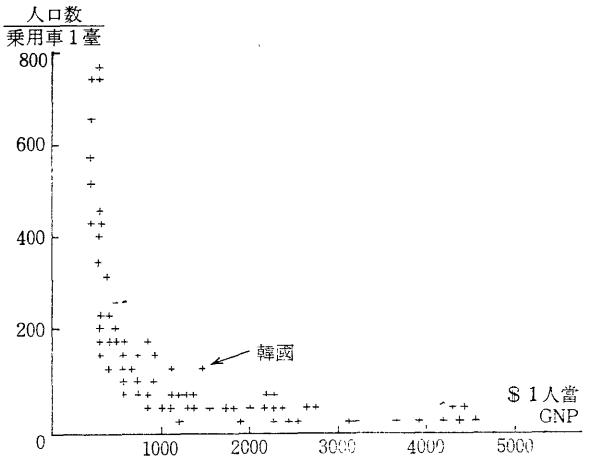
1. 乘用車 需要豫測方法

乘用車 需要를 定量的으로 추정하는 방법에는 첫째, 乘用車 保有量을 從屬變數로 하여 需要函數를 추정하는 방법과 둘째, 新規 需要量 자체를 從屬變數로 하여 추정하는 방법이 있다. 乘用車 需要에 영향을 주는 요인으로는 國民所得水準, 自動車의 價格, 運營維持費, 代替交通手段의 利用與件, 乘用車의 運行與件(道路事情, 都市化率), 在庫量, 乘用車의 平均壽命, 割賦條件 등을 들 수 있다. 한편 推定資料로는 국내의 時系列 資料나 國家間의 橫斷面 資料를 사용할 수 있는데, 時系列 資料는 韓國의 경우 짧은 標本期間과 變數의 變動推移에 일관성이 결여되어 있다는 문제가 있으며, 說明變數들 사이의 自己相關性의 問題(多重共線性) 등이 있다[3]. 기존의 연구로는 李徹熙(1980), 金榮奉(1981) 등에 의한 硏究結果가 있다[4]. 이들은 國家間의 橫斷面 資料에 의한 回歸分析을 하였는데, 國家間의 乘產車 價格 및 維持費用의 차이를 반영할 수 있는 資料의 부족으로 분석이 제한되는 단점이 있었다. 한편 韓國産業經濟技術硏究院(1982)은 韓國의 時系列 資料를 사용하여 1983年부터 1986年까지의 短期需要를 예측하였고, 1987年 이후는 生長曲線을 이용하여 별도로 乘用車 保有量을 예측하였다. 이 경우 역시 위에서 지적한 문제들에 부딪혔다.

이상으로 간단히 정리해 본 바와 같이 統計的 模型에 의한 韓國의 乘用車 需要展望은 그것이 國別 橫斷面 資料이든 時系列 資料이든 需要豫測에는 적합하지 못한 것으로 판단된다. 그 이유는 첫째, 乘用車의 需要는 所得增加에 따라 需要彈力性이 변하는 生長曲線의 形態(logistic curve)를 보이며 둘째, 韓國과 같이 高度成長을 유지하면서 뒤늦게 自動車工業을 시작한 나라에서는 生長曲線의 각 단계를 빠른 속도로 거쳐갈 것으로 예상되어 각

3) 韓國自動車工業協同組合(1976), 現代自動車株式會社(1981).
4) 李徹熙『韓國의 自動車工業』, 韓國開發硏究院, 1980. 金榮奉,『自動車工業의 發展方向과 政策』, 硏究報告 81-03, 1981.

〔圖 1〕 所得과 126個國의 乘用車 1臺當 人口數(1981)



資料 : 日本 車動車工業會, 『主要國 自動車 統計』, 1981.
NVMA, *World Motor Vehicle Data*, 1981.

所得段階別로 需要成長패턴을 충분히 검증할 수 있는 統計的 自由度를 얻을 수 없기 때문이다.

그러나 이러한 상황일수록 生長曲線의 각 段階別로 적절한 정책적 대응이 필요하므로 신뢰성 있는 乘用車 需要豫測의 필요성은 더욱 크다고 보겠다.

위와 같은 이유로 本硏究에서는 統計的 模型에 의해 需要를 예측하지 않고 2次大戰 이후 비교적 短期間 내에 乘用車 需要成長의 段階別 類型을 보인 日本의 事例硏究를 통해 需要成長段階別 特性을 분석한 뒤 이에 비추어 韓國의 需要를 예측하였다.

2. 所得과 乘用車保有性向

乘用車의 保有性向을 결정짓는 說明變數 중에서 가장 중요한 것은 1人當 國民所得이다. 〔圖1〕에서 보는 바와 같이 1981年의 126個國의 資料를 사용하여 1人當 國民所得과 乘用車 1臺當 人口數間의 關係를 볼 때, 이들 變數間에는 反比例關係가 뚜렷하다. 이들 變數들을 「로그」 函數로 變換시켜 回歸分析한 결과는 아래의 式과 같이 높은 相關關係를 보여 주고 있다.

$$ln(\text{人口數}/\text{乘用車 臺數})$$
$$=12.3-1.18\cdot ln(\$1\text{人當 GNP})$$
$$(31.3)(-22.2)$$
$$R^2=0.80$$
( )는 t통계량

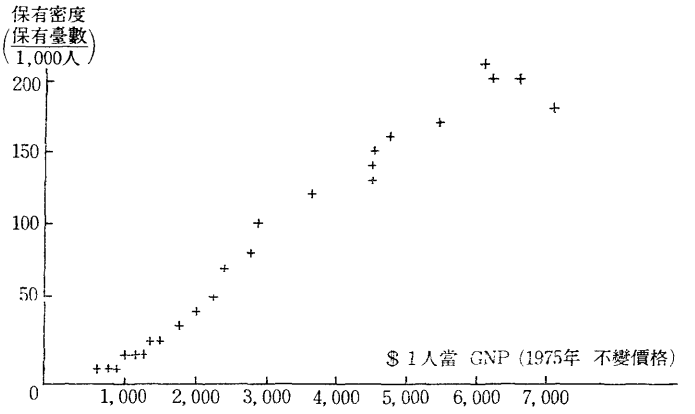
韓國의 경우, 1人當 GNP와 乘用車 1臺當 人口數는 〈表 1〉에 나타나 있다. 〈表 1〉에서 볼 수 있듯이 3年의 短期間이지만 1人當 GNP와 乘用車 1臺當 人口數는 뚜렷한 反比例關係가 존재함을 알 수 있다.

〈表 1〉 乘用車 保有 現況

	1981	1982	1983
韓國 1人當 經常 GNP	(천원) 1,735	1,800	1,880
韓國 乘用車 1臺當 人口數	(명) 144	128	105
世界 乘用車 1臺當 人口數*	(명) 33	32	30

* 世界의 統計値는 앞에서 조사한 126個國 중 韓國과 같은 所得水準을 보인 國家들의 平均値임.
資料 : 經濟企劃院, 『經濟統計年報』, 『交通年鑑』, 1982.

〔圖 2〕 日本의 乘用車 保有密度推移(1958～83)



資料 : 日本自動車工業會, 『自動車統計年報』, 1965～83.
日本自動車工業會, 日刊自動車新聞社 共編, 『自動車 年鑑』, 1973～83.

韓國의 경우는 後述하겠지만 內需抑制政策(乘用車 購入時 및 保有時의 諸稅公課金이 상대적으로 다른 나라보다 높다.)으로 他國에 비해 同一所得水準에서 낮은 乘用車 保有性向을 나타내고 있으며 1981年은 불황에서 충분히 회복하지 못한 탓으로 乘用車 1臺當 人口數가 상대적으로 높다.

3. 日本의 事例

가. 日本의 乘用車 保有密度 推移(1958～1983)

앞에서, 일정한 시점에서는 각국의 平均所得水準과 乘用車 保有密度와는 뚜렷한 反比例關係가 있음을 보았는데 이번에는 日本의 所得推移와 乘用車 保有密度 推移間에 어떤 관계가 존재하는가를 알아 보자.

〔圖 2〕는 日本에서 1958年부터 1983年까지 $1人當 GNP(1975年 不變價格)와 乘用車 保有密度(1,000人當 乘用車 保有臺數)間의 관계를 보여 주고 있는바 이들의 관계는 전형적인 生長曲線(logistic curve)의 形態를 보이고 있으며 所得段階別로 曲線의 특징이 〈表 2〉와 같이 뚜렷하게 구분된다.

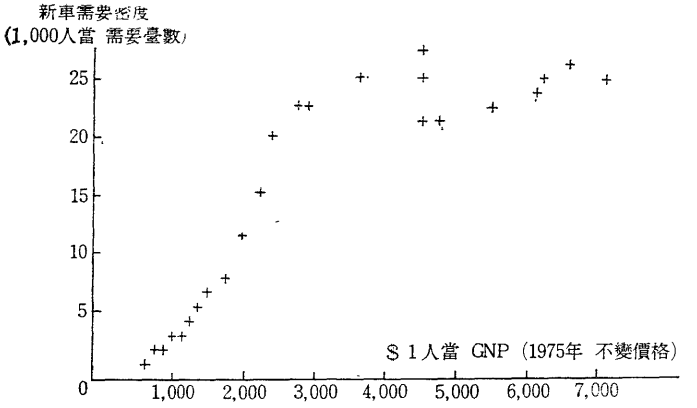
〈表 2〉 日本 乘用車 保有密度曲線의 特徵

$1人當 GNP(1975年 不變)	保有密度의 변화
～$1,000	완만한 증가
$1,000～$1,500	增加速度의 加速
$1,500～$3,000	급격한 증가
$3,000	增加速度의 급격한 감소

日本의 경우 1人當 GNP와 乘用車保有密度와의 관계는 1人當 所得이 $1,000일 때까지는 완만히 증가하다가 이후 약 $1,500까지 증가속도가 加速되어 $3,000까지는 급격히 증가한 후, $3,000이 넘으면서 增加速度가 급격히 감소된 상태에서 短期的 變動이 심하게 나타난다. 이때의 短期的 變動은 景氣變動의 영향을 받는 것으로 판단된다.

이와 같이 日本에서는 所得과 乘用車 保有性向間의 관계는 非線型的이며, 일정한 所得

〔圖 3〕 日本의 乘用車 需要密度 推移(1958~83)



資料 : 日本自動車工業會, 『自動車統計年報』, 1965~83.
日本自動車工業會, 日刊自動車新聞社 共編, 『自動車年鑑』, 1973~83.

水準을 지나면 保有性向이 급증하는 臨界所得이 존재함을 알 수 있다.

나. 日本의 乘用車 需要密度 移推(1958~1983)

日本의 保有密度曲線에서 나타난 바와 같은 生長曲線패턴은 需要密度曲線에서 그 특징이 더욱 뚜렷하게 나타나고 있다. 〔圖 3〕은 日本에서 1958年부터 1983年까지 $1人當 GNP (1975年 不變價格)와 乘用車 需要密度(1,000人當 乘用車 年間需要臺數)間의 관계를 보여주고 있는바, 所得段階別로 나타난 曲線의 특징은 〈表 3〉과 같이 뚜렷이 구분된다.

즉 〈表 3〉에서 보는 바와 같이 日本의 乘用車 需要密度曲線은 1人當 所得이 약 $750이 될 때까지 완만히 증가하다가 이후 약 $1750까지 增加速度가 加速되어 $2,750까지는 급격히 증가한 후에 增加速度가 급격히 감소되어 短期的 變動이 심한 경향을 뚜렷이 보여주고 있다. 乘用車 需要의 이러한 경향은 所得彈力度의 관계에서 더욱 뚜렷이 알 수 있는데, 所得이 낮을 때는 완만히 증가하다가 所得이 향상됨에 따라 增加率이 커지는 것은 乘用車가 奢侈財의 성격을 띠는 것으로 볼 수 있으며, 所得이 일정 수준에 도달한 이후 增加率이 점차 둔화되어 停滯狀態에 도달하는 것은 乘用車가 所得이 증가함에 따라 점차 必需品化되어가는 것으로 볼 수 있다(이 경우 必需財와 奢侈財의 分岐點은 乘用車 需要의 所得彈力度가 1이 되는 점이다).

〈表 3〉 日本의 需要密度曲線의 特徵

$1人當 GNP(1975年 不變價格)	需要密度의 변화
~$ 750	완만한 증가
$ 750~$1,750	增加速度의 加速
$1,750~$2,750	급격한 증가
$2,750~	增加速度의 급격한 감소

이와 같이 日本의 경우 所得과 乘用車 需要性向間의 관계도 線型的이 아니며 保有密度曲線과 같이 일정한 所得點을 지나면 需要가 급증하는 臨界所得이 존재한다.

日本의 乘用車需要는 위와 같이 生長曲線의 전형적인 형태를 보인다. 이를 日本의 自動車

〈表 4〉 日本 乘用車 需要의 時代史的 特性

	期間 (1975年度 不變 1人當 GNP)	時代的 特性	1人當 經常GNP / 乘用車經常價格	乘用車需要豪數 / 1,000人	乘用車新車 國內需要	自動車生産量	乘用車生産量	輸出占有率
1段階	過保護期 1945～55 $340～$698	• 트럭 중심의 生産 • 自動車産業의 업중 保護 • 量産化 始作 • 系列企業의 低賃金 活用	—		～2萬臺 (乘用車 需要 微微)	8～15萬臺	～2萬臺	—
2段階	量産體制確立期 1965～60 $698～$1,267	• 量産體制의 確立段階 • Just-in-Time方式 納品	～0.17	～2	2～15萬臺 (低需要)	15～76萬臺	2～17萬臺	～4.3%
3段階	國內競爭 深化期 1967～67 $1,267～$2,197	• 乘用車部門의 확대 • 乘用車 專門工場 建設붐 • 完成車 메이커間의 價格競爭 심화 • 部品工業의 原價節減 압력 • 輸出開拓	0.17～0.40	2～6	15～59萬臺 (需要增加 加速)	76～192萬臺	17～70萬臺	4.3～14.5%
4段階	國際化推進期 1965～70 $2,197～$5,160	• 國際競爭力 강화 • 部品 메이커의 階屬分化와 系列化 進展 • 政府支援・規制・干涉의 최소화 • 公害・安全基準에 부응하고 燃料費 節約的인 自動車 開發 유도	0.40～0.92	6～23	59～238萬臺 (需要 急增)	192～530萬臺	70～318萬臺	14.5～22.8%
5段階	輸出急增期 1970～ $5,160～	• 輸出 本格化 • 輸出 占有率의 급격한 증가 • 1977年 이후 占有率 안정적	0.92～2.30	23～26 (1982)	238～304萬臺 (需要 安定)	630～1,118萬臺 (1981)	318～697萬臺 (1982)	22.8～56.6%

資料：日本自動車工業會, 『主要國自動車統計』, 1965～83.

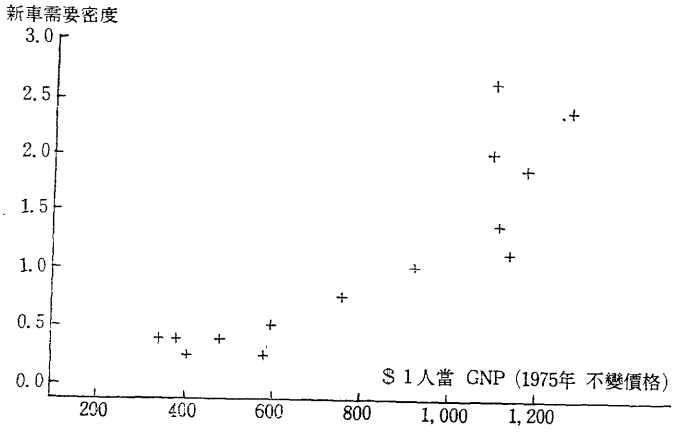
産業史에 投影하여 볼 때 각 시대의 산업적 특성은 需要成長特性을 그대로 반영하고 있다. 〈表 4〉에서 보는 바와 같이 2次大戰 후 日本의 自動車産業은 1955年까지 低賃金을 활용한 트럭 中心 生産의 過保護期를 거쳤으며, 이후 1960年의 乘用車 大量生産體制 確立期까지 乘用車需要는 완만하게 증가하였다. 그러나 1960年부터 1965年 사이의 乘用車 需要의 增加速度는 점차 커졌다. 이 기간 중에는 새로운 生産工場의 建設이 활발했으며 국내의 價格競爭이 심화되어 部品工業의 原價節減壓力이 증대되고 한편으로는 輸出을 시도하게 되었다. 이후 1970年까지의 5年 동안에 國內需要가 급증하였는데 이 기간 중 業界는 國際競爭力 强化에 總力을 기울이고, 政府는 規則·干涉을 극소화하는 한편 公害와 安全基準에 副應하면서도 經濟的인 自動車 開發을 유도하였다. 部品系列化에 따른 階層分化와 系列化의 급격한 진전이 이루어진 것도 이 기간이었다. 한마디로 이 기간은 급증하는 國內需要를 바탕으로 乘用車産業의 質과 競爭力이 강화된 國際化推進期로 특징지울 수 있다. 그러나 1970年 이후 國內需要는 安定期에 도달하여 1,000人當 25臺 정도에서 停滯되었다. 그러나 이 기간 중에도 短期的 景氣變動에 따라 수요는 계속 變動하였다. 한편 國內需要가 飽和水準에 이르자 業界는 새로운 市場開拓을 위해 輸出에 치중하였다. 그결과 현재까지 自動車의 輸出이 급증하게 되었다.

위에서 고찰한 바와 같이 日本의 自動車産業은 乘用車 需要의 生長曲線에 따르는 國內需要成長의 緩急과 밀접한 관련을 갖고 변하고 있음을 알 수 있다.

4. 韓國의 乘用車需要 短期展望과 輕乘用車 生産의 時急性

韓國의 乘用車 需要는 日本과 비교할 때 아직도 低水準에 머물고 있는 것은 사실이나 〔圖 4〕에서 보는 바와 같이 增加速度가 加速되고 있는 현상이 뚜렷하다고 보겠다.

〔圖 4〕 韓國의 乘用車 需要密度 推移(1970~83)



資料：韓國自動車工業協同組合, 『自動車組合二十年史』, 1983.

〔圖 4〕에서 韓國의 乘用車需要密度曲線은 1人當 GNP $750(1975年 不變價格)까지는 완만한 증가를 보이다가 이후 增加速度가 加速중에 있음을 알 수 있다.

韓國과 日本의 乘用車 需要密度曲線을 비교하기 위해서는 1人當 所得과 함께 양국의 乘用車 價格의 차이에서 오는 효과를 감안하여야 하기 때문에 x축을 1人當 經常 GNP를 乘用車 經常價格으로 나눈 比率로써 나타내었다. 이와 같이 함으로써 國民所得의 經常價格差異에서 오는 비교상의 어려움과 乘用車의 가격 차이에서 오는 歪曲을 동시에 제거할 수 있다.

〔圖 5〕는 1人當 經常 GNP를 乘用車 經常價格으로 나눈 값에 따른 韓·日 양국의 乘用車 需要密度曲線을 나타내고 있다.

〈表 5〉 韓國과 主要國의 乘用車 購入時의 諸稅公課金 및 維持費 比較

	購入時 諸稅公課金[1]		年間維持費用[2]	
韓 國	$1,998	100.0(%)	$3,007	100.0(%)
日 本	$ 773	38.7	$2,072	68.9
臺 灣			$2,147	71.4
美 國	$ 235	11.8	$ 72	2.4
西 獨	$ 633	31.7	$ 716	23.8

註 : 1) 1981年 기준.
2) 1982年 기준.

資料 : 現代自動車(株), 『實態調査』, 1981. 3.
Pertroleum Intelligence Weekly. 1982. 12.
日本自動車會議所, 日刊自動車新聞社 共編, 『自動車年鑑』, 1982.

〈表 6〉 韓國의 今後 3年間 所得 乘用車價格 比率豫測

	豫想經常 GNP (천원)	豫想乘用車 價格[1] (DOPY 1400 GLS) (천원)	1人當 經常GNP / 乘用車 經常價格
1984	1,575	4,280	0.38
1985	1,712	4,366	0.39
1986	1,860	4,453	0.42

註 : 1) 乘用車 價格은 1984年 基準으로 每年 2%씩 上昇할 것으로 假定했음.

〔圖 5〕의 그래프에서 보는 바와 같이 日本에 비해 韓國의 需要密度成長水準이 훨씬 낮음을 알 수 있다. 양국의 曲線 중에서 비교가능한 범위인 (1人當 經常 GNP/乘用車 經常價格)의 값 0.0~0.4 부분을 확대한 그래프가 〔圖 5〕의 아래에 나타나 있다. 여기서 x값이 0.3이 될 때까지 韓國의 需要密度曲線은 日本의 需要密度曲線을 x축에 따라 右側으로 平行移動한 형태이다. 1980年에서 1982年까지는 극심한 不況으로 曲線上의 乖離를 보였으나 1983年부터는 원래의 성장 패턴을 회복한 현상을 보인다. 전체적으로 보아 1980年代初의 短期的 景氣不況期間을 빼면 韓國의 需要密度曲線은 日本의 需要密度曲線을 x축에 따라 右側으로 平行移動한 形態로 볼 수 있다.

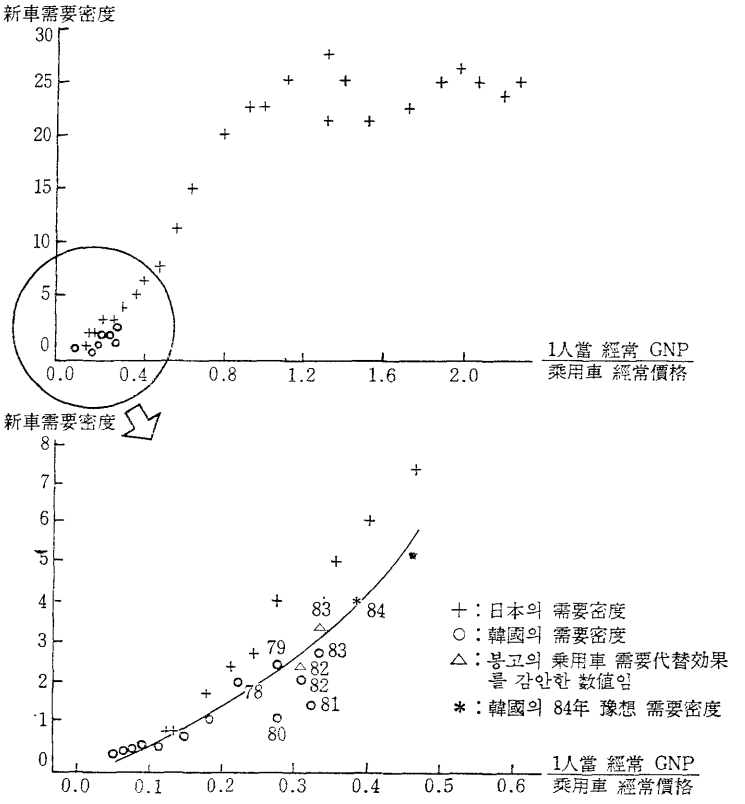
동일한 所得水準(價格調整後)에서 日本보다 낮은 乘用車 需要密度를 보인 이유는 乘用車의 購入時에 賦課되는 諸稅公課金과 維持費가 日本에 비해 월등히 높기 때문으로 추정된다.

〈表 5〉는 韓·日을 포함한 主要先進國의 乘用車購入時 諸稅公課金 및 維持費를 비교하고 있다. 韓國은 5個國 중 購入時의 諸稅公課金 및 維持費用이 가장 높음을 알 수 있으며, 日本과 비교해 볼 때 維持費는 1.45배, 購入時의 諸稅公課金은 2.58배로 韓國의 需要抑制政策을 그대로 반영하고 있다.

만일 韓國의 內需抑制政策이 緩和되어 諸稅公課金 및 維持費用이 日本의 수준으로 낮아진다면 양국의 乘用車 需要形態는 상당히 유사해질 것으로 예상된다. 따라서 이 경우, 日本의 乘用車 需要密度曲線을 韓國에도 적용할 수 있을 것으로 판단된다.

乘用車 購入時의 諸稅公課金의 차이와 維持費用의 차이가 없다면 양국의 需要密度曲線은

〔圖 5〕 韓·日間의 乘用車 需要密度의 比較



資料 : 〔圖 3〕과 〔圖 4〕를 결합한 것임.

상당히 유사할 것이라는 假定下에서 금후 2~3年間의 韓國의 乘用車 需要를 예측해 보자.

〈表 6〉은 1984年부터 1986年까지 韓國의 (1人當 GNP/乘用車價格)比率을 豫測한 것이다. 豫想所得은 KDI의 『國家豫算과 政策目標』에 根據한 것이며[5], 乘用車價格은 1984年 基準으로 年平均 2%씩 증가하는 것으로 假定했다[6]. 〈表 6〉에 의하면 1986年에 한국의 1人當 GNP/乘用車價格 比率은 0.42로서 1965年의 日本의 0.40과 비슷했다. 日本은 1965年부터 乘用車 需要가 급증한 시기로서 韓國도 日本과 유사한 需要패턴을 보일 것으로 예상되기 때문에(諸稅公課金이나 維持費가 日本과 비슷하다고 假定할 때) 1986年부터는 乘用車 需要가 급격히 증가할 가능성이 크다.

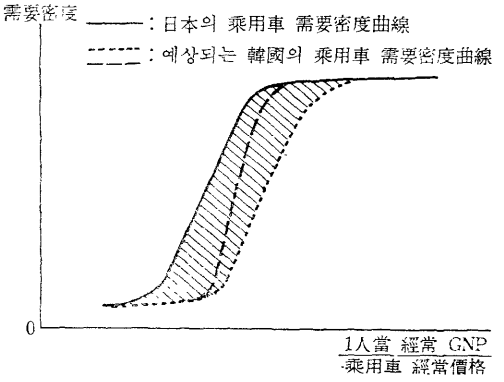
所得의 측면에서는 가까운 시일 내에 乘用車의 需要가 급격히 증가할 가능성이 크지만 강력한 乘用車 需要抑制政策이 존재하는 한 이와 같은 潛在需要가 그대로 실현될 것으로 보기는 어렵다. 그러나 이러한 需要抑制政策은 所得水準이 충분히 향상됨에 따라서 급격히 그 효과를 상실할 것이다.

〔圖 6〕에서 볼 수 있는 바와 같이 乘用車 需要抑制效果는 絶對規模面에서는 더욱 커질 것이나, 實需要量의 絶對値는 需要抑制政策이

5) 韓國開發硏究院 『國家豫算과 政策目標』, 1983.

6) 1986年까지 年平均物價上昇率을 3%로 잡고, 企業의 生産性向上에 의한 價格下落이 있을 것으로 보면 年平均 2% 上昇假定은 비교적 온건한 假定임.

〔圖 6〕 需要抑制 政策의 效果



없는 경우와 마찬가지로 빠른 속도로 증대된다. 需要抑制政策으로 인해 需要가 飽和水準에 도달하는 시기는 다소 늦어지나, 일단 需要가 飽和水準에 도달하면 需要抑制政策의 효과는 전혀 없음을 알 수 있다.

〔圖 6〕에서 實線으로 나타난 곡선은 日本의 乘用車 需要密度曲線을 나타내며, 이 곡선을 x축으로 平行移動한 점선으로 나타난 곡선은 예상되는 韓國의 乘用車 需要密度曲線을 나타낸다. 이 두 曲線의 성격상 가운데가 볼록하며 양 끝이 얇은 초생달 모양의 빗금 친 면적을 에워싸고 있는데, 이 부분이 韓國의 需要抑制政策의 결과로 예상되는 乘用車 需要減少量을 나타낸다. 이 需要減少量은 需要가 낮은 수준에 있는 동안은 乘用車 전체 수요의 상당한 부분을 차지하나 일단 乘用車需要가 급증하기 시작하면 乘用車 전체 수요에서 차지하는 比重이 급격히 떨어지고 需要가 飽和水準에 도달하면 전혀 需要減少의 효과를 갖지 못함을 알 수 있다. 또한 실제로는 韓國의 乘用車 需要密度曲線이 타선(----)을 따라갈 것으로 예상되어 需要抑制效果는 예상보다도 더욱 빨리 喪失될 것으로 보인다. 韓國의 乘用車 需要密度가 타선을 따라가게 될 것으로 예상되는 이유는 다음과 같다.

維持時의 諸稅公課金은 購入時의 諸稅公課金에 비해 絶對額이 적으며 계속해서 支拂해야하는 것이므로, 所得이 점차 增加하면 購入時의 諸稅公課金보다는 維持時의 諸稅公課金을 일상적인 消費의 일부로 간주하는 경향이 커지게 되기 때문이다. 따라서 臨界所得點을 지난 상태에서 乘用車의 所得彈力性은 더욱 커지게 되어 〔圖 6〕의 타선과 같은 形態를 갖게 된다.

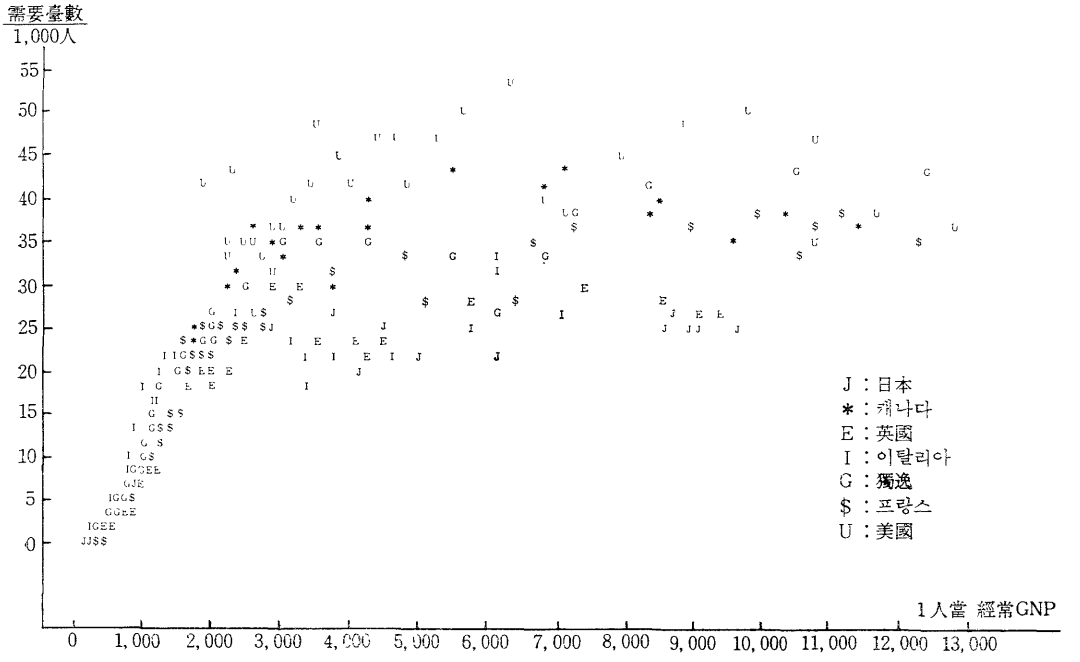
위의 상황을 종합해 볼 때 乘用車의 需要抑制政策은 빠른 속도로 그 효력을 상실할 것이 명확하다. 이러한 예상에 비추어 볼 때, 乘用車 需要抑制政策 보다는 乘用車의 輕量化에 의한 에너지 節約政策이 더 효율적일 것이다.

한편 韓·日 양국의 所得分布에 큰 차이가 있을 경우 乘用車 需要가 급증하는 臨界所得點과 需要의 飽和水準에는 차이가 있을 수 있겠으나, 이 점에 관해서는 資料의 부족으로 어떤 결론을 내릴 수는 없다. 다만 현재까지의 趨勢로는 日本보다 所得分布가 크게 나쁨으로써 야기되는 차이점은 보이지 않고 있다.

5. 韓國의 中·長期 乘用車需要 展望

前節에서 본 바와 같이 日本의 乘用車 需要密度曲線에 비추어 韓國의 需要曲線은 短期的으로 볼 때, 급격한 需要增加가 시작되는 시점에 와 있다. 따라서 內需抑制政策의 효과가 급격히 상실되어 갈 것으로 예상되므로 乘用車部門 生產의 競爭促進政策이 시급하며 에너지 消費節約側面에서는 乘用車의 輕量化를 유도하는 政策, 즉 輕乘用車의 生產과 消費를 유도하는 稅制上의 調整 등이 필요하다는 결

〔圖 7〕 主要 先進國의 乘用車 需量密度 比較 (經常 GNP)



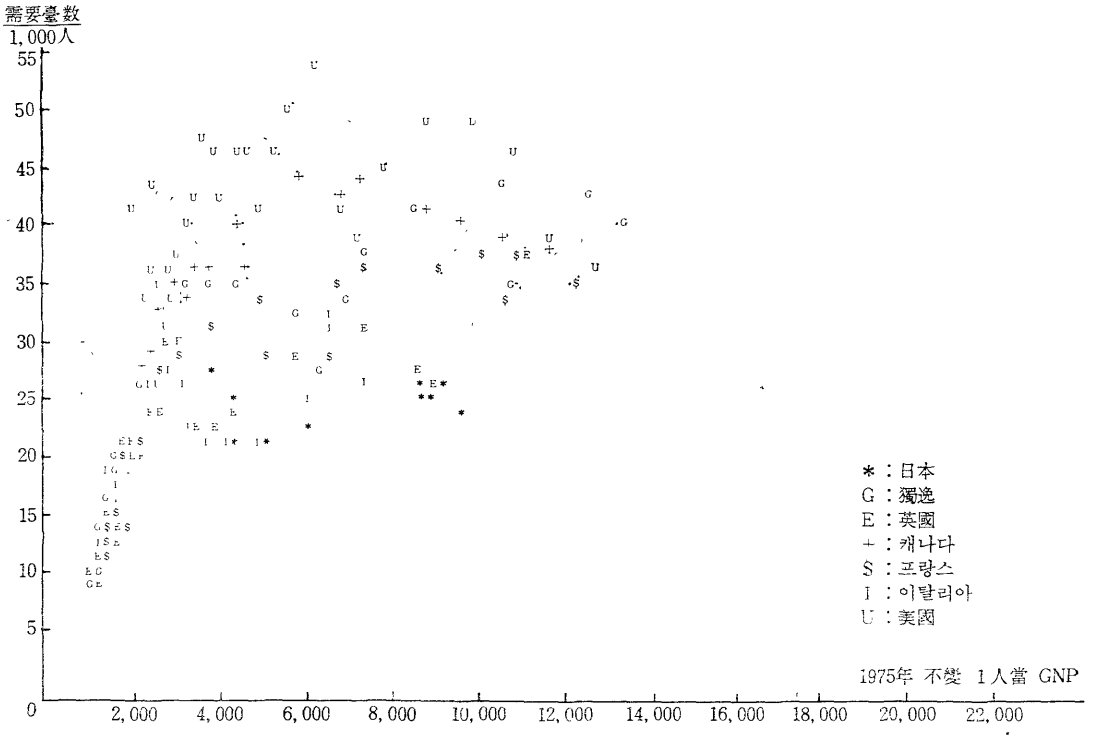
론을 도출해 냈다.

그러나 前節에서 도출된 결론은 方法論上 日本의 事例硏究에만 의존하였기 때문에 다음과 같은 의문이 생길 수 있다. 즉 日本의 事例에서 본 乘用車 需要密度曲線의 특징은 공통적인 현상인가? 아니면 日本에서만 찾아볼 수 있는 유일한 現象인가? 그러므로 餘他 先進國들의 事例를 추가적으로 검토할 필요가 있다. 따라서 다음의 세 가지를 중점적으로 분석하기로 한다. 첫째 需要가 급증하는 所得臨界値(1人當 經常價格 GNP/乘用車 經常價格)는 국가에 따라 큰 차이가 있는가? 아니면 매우 비슷해서 예측할 수 있는 범위 내에 있는가? 둘째, 需要가 일단 급증하기 시작하면 所得에 대한 乘用車 需要密度 彈力度는 국가에 따라 큰 차이가 있는가? 아니면 매우 비슷해서 예측할 수 있는 범위 내에 있는가? 세째, 需要가 飽和狀態에 도달하여 短期的 景氣變動에 크게 영향을 받는 需要의 飽和水準은 국가에 따라 큰 차이가 있는가? 차이가 있다면 어떤 요인으로 그 차이를 설명할 수가 있는가?

本節에서는 日本 외에 美國, 이탈리아, 프랑스, 獨逸, 캐나다 등 乘用車 需要가 飽和水準에 도달한 國家들의 乘用車 需要密度曲線들을 추가적으로 분석하여 위의 문제점들의 해답을 얻어 보려고 한다.

〔圖 7〕은 上記 7個國의 1人當 經常 GNP에 대한 乘用車 需要密度曲線을 컴퓨터로 플로트한 것으로 모두 하나같이 전형적인 生長曲線의 형태를 취하고 있으나 需要의 飽和水準은 國家間에 상당한 차이가 있는 것으로 나타났다. 그러나 需要가 급증하는 臨界所得値와 需要의 增加速度인 彈性値는 큰 차이가 없는 것

〔圖 8〕 先進國의 乘用車 需要密度 比較(1975年 不變價格)



으로 나타났다. 좀더 국가간의 比較性을 높이기 위해 x축을 1人當 不變價格 GNP로 나타낸 〔圖 8〕에서는 위와 같은 특성이 더욱 뚜렷이 나타나고 있다. 따라서 7個國의 乘用車 需要密度曲線을 一見하면 本節에서 제기된 세 가지 문제 중 첫 2개에 대해서는 비교적 용이하게 답을 할 수 있다. 즉 乘用車需要가 급격히 증가하기 시작하는 臨界所得値는 國家에 따라 큰 차이가 없으며 日本의 臨界所得値(1人當 經常 GNP/乘用車 經常價格) 0.4~0.5가 그대로 적용될 수 있다. 일반적으로 어느 나라이든지 1人當 GNP가 그 나라의 平均 自動車價格의 절반 정도에 도달하면 乘用車 需要가 급증하는 경향이 있다고 표현할 수 있겠다. 또한 일단 乘用車 需要가 급증하면 〔圖 8〕에서 보는 바와 같이 所得의 증가에 대한 需要增加의 속도도 나라간에 큰 차이가 없다고 보겠다. 단지 세 번째 의문점이었던 乘用車 需要密度의 飽和水準은 國家間에 상당한 차이를 보였으며 〔圖 8〕에 나타난 것처럼 최저 25臺/1,000人 수준에서 최고 50臺/1,000人 수준 사이에 골고루 분포되어 있다[7]. 이러한 현상은 표면적으로는 설명하기 힘든 地形, 生活習慣, 氣候, 道路事情, 所得分布 등 복합적인 社會現象의 결과이므로 計量的으로 그 변화를 설명하기는 매우 어려울 것으로 보인다. 그러나 본문에서는 〈表 7〉과 같이 편의상 세 가지 분류로서 설명을 하고자 한다.

〈表 7〉에서 半島島嶼型 國家에는 日本, 英國, 이탈리아 등이 있는데 이들 國家의 乘用

7) 이 경우에도 일단 需要가 飽和水準에 다다르면 短期的 景氣變動에 따라 다소간 需要도 변한다.

〈表 7〉 乘用車需要의 飽和水準 類型

類　　型	飽和水準	國　　家
A: 半島島嶼型	25臺/1,000人	日本, 美國, 이탈리아
B: 中 間 型	35臺/1,000人	프랑스, 독일
C: 大 陸 型	50臺/1,000人	美國, 캐나다

資料: 日本自動車工業會, 『主要國自動車統計』, 1965～83.

車需要의 飽和水準은 25대/1,000人 정도이다. 한편 Bhasker는 그의 硏究에서 飽和時의 乘用車 需要臺數는 乘用車 總保有臺數에 1/10을 곱한 것과 대체로 일치함을 보였다[8]. 〈表 7〉에 그의 硏究結果를 적용하면 半島島嶼型 國家들은 平均 1家口(1家口를 4人 基準으로 할 때)當 1臺씩 乘用車를 保有한다고 볼 수 있다. 家口當 1臺의 乘用車 保有는 선진국으로서의 안정적인 乘用車 需要를 나타낼 수 있는 最低値로 볼 수 있는데, 이처럼 이들 國家들의 乘用車 飽和需要가 낮은 것은 주로 地形的인 특성(大陸型이나 中間型의 國家들보다 國土가 협소하며 상대적으로 山嶽地域이 많다)과 人口密度, 그리고 기타 交通手段의 발달정도, 生活패턴의 차이에서 오는 것으로 보여진다.

한편 大陸型에 속하는 國家로는 美國, 캐나다 등을 들 수 있다. 이들 국가의 乘用車 需要의 飽和水準은 50臺/1,000人 정도인데 이 수준은 4人家族 基準으로 家口當 2臺로서 선진국들 중에서 가장 높은 수준이다. 이들 國家는 國土面積이 넓을 뿐만 아니라 人口密度가 餘他 先進國보다 낮은 특징을 갖고 있다. 따라서 다른 나라보다 일찍부터 自動車의 生活化가 정착되었기 때문에 높은 乘用車 需要密度를 보여 주는 것으로 판단된다.

그 밖에 프랑스, 獨逸 등은 半島島嶼型과 大陸型의 중간 형태로서, 乘用車 需要의 飽和水準이 35臺/1,000人 정도로 보이는데 지리적인 특성을 고려해서 中間型이라고 불렀다.

〈表 7〉에서 대략 살펴본 바와 같이 先進國의 乘用車 飽和需要密度는 地理的 特性과 人口密度 그리고 기타 生活패턴 등에 따라 다르다. 韓國의 乘用車 需要는 앞에서 언급한 지리적 특성, 人口密度, 生活패턴 등으로 보아 半島島嶼型을 따를 가능성이 가장 클 것으로 예상된다.

이러한 가능성은 하나의 假說임에 불과하지만 長期的 需要豫側을 하는 데 있어서 기존의 飽和需要水準 중 가장 낮은 수준을 채택했기 때문에 自動車 生産施設의 投資面에서 保守的 豫測으로 받아들일 수 있다. 따라서 重復投資가 문제되어 왔던 과거 몇 년간의 경험에 비추어 볼 때 유익한 假說이라고 판단된다.

Ⅲ. 輕乘用車 生産의 妥當性과 需給政策

1. 經濟的인 輕乘用車의 定義

우리나라는 交通部 道路運送車輛法에 의거하여 輕乘用自動車를 排氣量 360cc 이하 중 길이 3.0m, 폭 1.3m, 높이 2.0m 이하인 乘用車로 規定하고 있으나 〈表 8〉에서 보는 바와 같이 政府部署에 따라 각각 乘用車의 分類 및 輕乘用車의 定義가 달라 혼란을 야기시킬 여지가 있다.

그러나 輕乘用車의 定義를 통일시키는 일보다 더욱 중요한 것은 에너지 절약과 관련하여 輕乘用車의 排氣量을 定義하는 일이라고 보겠

8) Krish Bhaskar, The Furture of the World Motor Industry, 1980.

〈表 8〉 部署別 乘用車의 分類

	分 類 (定義)	關 係 法
商工部	排氣量 800cc 미만 : 輕乘用車	
內務部	小型乘用自動車 : 4氣筒 이하	地方稅法
交通部	輕乘用自動車 : 排氣量 360cc 이하로서 長3.0, 幅1.3, 高 2.0m 이하	道路運送車輛法
財務部	排氣量 1,500cc 이하 15%課稅	特別消費稅法

資料 : 韓國自動車協同組合, 『自動車工業 育成方案 硏究報告書』.

다.

輕乘用車의 排氣量 정도를 定義할 때 무조건 적게만 할 수는 없다. 日本은 1968年에 輕乘用車의 排氣量을 360cc 이하에서 550cc 이하로 바꿔서 定義하였는데[9], 그 이유는 첫째, 360cc 이하의 乘用車는 排氣量이 너무 적기 때문에 실용성이 별로 없었으며 둘째, 日本의 경우 기존의 生産施設의 限界性 때문이었다.

한편 日本의 乘用車 輸出面에서도 輸出 主種品目은 1,000cc 정도의 乘用車였다. 이때 日本의 乘用車 輸出에서 1,000cc 이하의 總輸出臺數 중 550cc 이하의 輕乘用車 輸出臺數比率은 10% 이내였다.

이러한 乘用車 자체 상의 문제 외에 輕乘用車의 排氣量定義는 다음과 같이 경제적으로 영향을 준다.

첫째, 輕乘用車의 排氣量定義는 기존 生産施設의 변경에 따른 많은 設備投資를 필요로 하며 둘째, 輕乘用車의 需要를 유발시키기 위하여 稅制 및 기타 각종 제도를 輕乘用車 사용에 유리하게 할 필요가 있다[10].

따라서 輕乘用車의 범위를 정하는 일은 사회적, 경제적 효과가 매우 크기 때문에 단순히 日本의 定義를 그대로 따를 것이 아니라 學界, 業界 등의 技術情報, 貿易情報를 종합하여 신중하게 결정함이 바람직하다.

2. 輕乘用車의 生産遲延論

政府는 당초 1985年 下半期부터 輕乘用車 生産을 시작할 것으로 계획했었으나 최근 輸出戰略 車種 開發에 주력하고 있는 乘用車 生産業界의 投資能力을 감안하여 일단 輸出戰略 車種을 개발한 후 輕乘用車를 개발하도록 開發 時期를 변경하였다. 그러나 輕乘用車의 生産遲延의 배경에는 이러한 이유 외에 다음과 같은 두 가지 이유가 또 있다.

첫째, 韓國의 乘用車 生産은 國際輸出市場의 主種인 1,500cc 내외의 小型乘用車를 위주로 하여야 한다고 볼 때, 國內需要는 輸出하고 남은 차로 충당할 수 있으므로 아직 乘用車의 生産을 고려할 때가 되지 않았으며,

둘째, 乘用車가 輕量化되면 臺當 에너지 消費量은 절약되나 현재보다 低所得層에까지 需要가 확산되므로 에너지 消費가 증가될 뿐만 아니라 交通滯症을 심화시켜 전체적으로 에너지를 더 많이 消費하게 되리라는 이유이다.

첫 번째의 이유에 대해서는 本稿의 Ⅱ章에서 본 바와 같이 乘用車 需要의 短期 展望에서 사용한 日本의 需要密度曲線을 이용해 쉽게 그 타당성을 검증할 수 있다. 다음과 같은 乘用車 生産條件에서 乘用車의 短期需要를 예측하여 보자.

— 生産時期 : 1986年

— 價格 : 250萬원(합리적 수준의 諸稅公課

9) 日本의 道路運送車輛法 第2條와 3條, 同法施行規則 第1條와 2條에 輕乘用車의 定義가 있음.

10) 日本은 輕乘用車의 경우 自動車檢査, 免許, 車庫, 稅金, 通行料 등에 각종 특혜를 주고 있음.

金 포함)

— 總乘用車 중 輕乘用車 占有率 : 40～80%[11]

위와 같은 假定에서 1986年의 1人當 經常 GNP/乘用車 經常價格 比率은 0.51에서 0.64에 이르고 이에 따른 1986年의 推定 乘用車 需要臺數는 日本의 需要密度曲線上에서 34萬臺에서 44萬臺에 이른다. 이러한 需要豫測은 韓國의 需要密度曲線이 日本의 그것과 유사해질 것이라는 전망 아래에서는 과장된 것이라고 볼 수 없다. 오히려 乘用車 價格이 年間 2%씩 상승한다고 前提하였으므로, 物價安定 또는 다른 要因에 의해서 乘用車 價格이 떨어질 경우 韓國의 乘用車 需要는 위의 豫測보다 더 높을 수도 있다.

한편 乘用車의 輸出比率을 50%로 볼 때 年間 國內需要 34萬臺～44萬臺는 30萬臺 生産能力의 3個社를 規模의 經濟에 도달시킬 수 있다[12]. 또한 輕乘用車의 輸出市場 展望도 日本의 輸出推移를 볼 때, 10萬臺 정도의 輸出은 비교적 무난할 것으로 보인다. 즉 日本의 1981年 1,000cc 이하 乘用車 輸出臺數는 19萬臺로 絶對水準은 낮으나 增加率面에서 볼 때는 1,000～2,000cc 乘用車의 輸出增加率을 오히려 앞서고 있다. 따라서 韓國의 輕乘用車 輸出展望은 밝다고 할 수 있다[13].

이와 같은 이유로 排氣量 1,500cc 내외의 輸出主導型 乘用車 優先生産論은 乘用車의 所得段階別 需要가 非線型的으로 증가한다는 것을 간과하는 데서 오는 오류로 볼 수 있다.

한편 에너지 節約 懷疑論에 대해 볼 때, 韓國의 內需抑制政策効果는 앞으로 급격히 상실될 것이며, 乘用車 國內需要가 飽和水準에 다다르면 그 효과는 전혀 없게 되므로 에너지節約懷疑論은 그 타당성을 상실하게 될 것이다.

이와 같이 두 가지 輕乘用車 生産遲延論에 대해 검토해본 결과, 輕乘用車의 生産은 더 이상 지연시킬 수 없다고 판단된다.

3. 輕乘用車 需給政策

輕乘用車의 需給政策은 국가적 차원에서 필요한 것이며 유익한 것이다. 個別 生産主體는 보다 큰 乘用車를 生産하고 消費하려는 경향이 있기 때문에 輕乘用車의 生産과 需要를 유인하는 정책이 輕乘用車 需給政策의 기본이 되어야 한다.

우선 供給側面에서 보면, 輕乘用車는 利潤幅이 적기 때문에 生産者의 利潤動機가 미약하다. 따라서 企業으로서는 당연히 大型 乘用車의 生産을 選好하게 된다. 乘用車가 小型일수록 利潤幅이 적은 이유는 小型일수록 大型車와의 價格差異가 커지나 生産原價는 크게 떨어지지 않기 때문이다. 그러나 한 나라에서 輕乘用車의 國際價格競爭力은 그 나라 自動車工業의 技術水準을 말해 주는 것이므로 自動車工業을 輸出戰略産業으로 육성하기 위해서

11) 日本의 경우 1,000cc 이하 乘用車의 內需占有率은 1968年에 60%이었으므로 80% 수준은 지나치게 의욕적인 수준이라고 볼 수 없음.

12) 1개 모델의 乘用車를 生産할 경우, 學者에 따라 다소의 차이는 있으나, 規模의 經濟를 갖추고 國際競爭力을 갖기 위한 年間最低生産臺數는 20萬～50萬臺 정도이다. 따라서 30萬臺를 規模의 經濟가 달성되는 規模로 볼 때 30萬臺 × 0.5 × 3 =45萬臺의 式으로 韓國에서는 3個 業體가 필요하게 된다.
(적정규모)(내수비율)(업체수)

13) 日本의 輕乘用車 輸出은 1979年에서 1981年 사이에 1,000cc 이하는 59% 증가했으며 1,000～2,000cc는 26% 증가했다.

는 輕乘用車의 生產을 적극 권장하여야 할 것이다.

한편 消費者側에서도 輕乘用車를 기피하려는 경향이 있다. 그것은 乘用車의 크기가 곧바로 자신의 사회적 지위를 나타낸다고 생각하기 때문이다. 이러한 경향은 약화되어 갈 것으로 보이지만, 大型 乘用車 選好傾向을 보다 효과적으로 억제하기 위해서는 乘用車의 크기(排氣量, 重量, 面積, 體積)에 따라 累進的으로 諸稅公課金을 賦課하는 동시에 輕乘用車의 價格을 합리적인 수준으로 대폭 인하해서 消費者로 하여금 경제적이고 실용적인 自動車를 選好하도록 유도해야 할 것이다.

乘用車의 需給과 관련된 自動車產業의 문제들은 乘用車의 需給에 직접·간접으로 영향을 미치므로 乘用車 이외의 他車種인 트럭과 버스의 中·長期 需要展望을 알아보고 乘用車內需抑制 關聯制度의 改善方向을 논한 뒤에 公害·交通滯症 등의 自動車產業 전반적인 문제점들을 고찰하기로 한다.

Ⅳ. 關聯問題

1. 트럭과 버스의 中·長期 需要展望

韓國의 트럭과 버스의 中·長期 需要를 예측하는 것은 韓國의 中·長期 乘用車 需要豫測보다 더욱 어렵다. KIET에서 연구한 1991年까지의 韓國의 트럭 需要豫測은 短期的으로는 신빙성이 높을 것이나 中·長期的으로는 상대적으로 낮을 것으로 판단된다[14]. 그 이유는 각국의 트럭과 버스를 합한 것의 需要密度曲線이 乘用車와는 달리 飽和需要密度水準에서 심한 차이를 보이기 때문이다[15]. 〔圖 9〕에서 보는 바와 같이 飽和需要密度水準은 1,000人當 최저 2臺에서 최고 17臺 水準까지 심한 차이가 있음을 알 수 있다. 이러한 차이는 각국의 트럭 외 代替交通手段(鐵道交通)의 발달 정도와 產業構造의 특성과 관련된 貨物輸送量의 차이에서 오는 것이라고 볼 수 있다. 〔圖 9〕에서 日本의 트럭(이하 트럭과 버스의 합을 의미함)의 需要密度曲線은 先進 6個國 중 生長曲線으로서의 특징이 가장 뚜렷할 뿐만 아니라 飽和需要水準도 가장 높아 1,000人當 17臺 정도이다. 이러한 현상은 日本의 乘用車 需要密度가 선진국 중 최저 수준이었던 점과는 매우 대조적이다. 美國의 트럭需要密度曲線은 비교적 線型的으로 증가하여 1,000人當 15臺 수준에서 증가 속도가 둔화되는데 다른 나라와는 다른 유형을 보여주고 있다. 기타 獨逸, 英國, 이탈리아, 프랑스의 4個國은 1,000人當 5臺 이하에서 飽和水準에 도달한 것이 뚜렷하다.

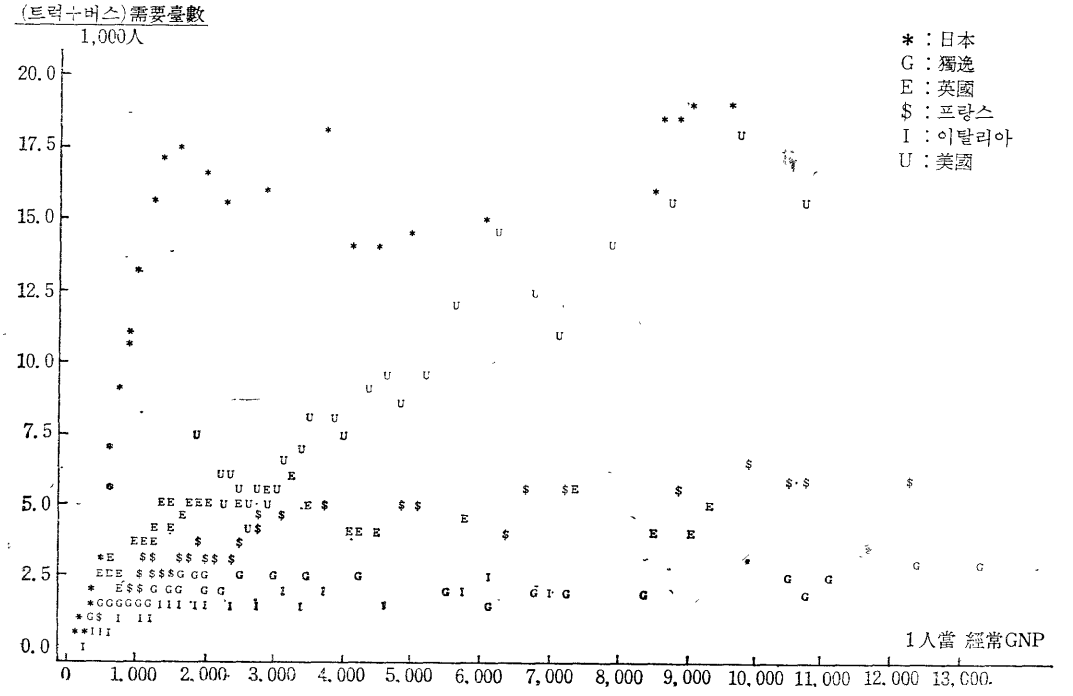
이상에서 본 바와 같이 트럭과 버스의 需要增加패턴은 乘用車와는 달리 臨界所得, 需要急增期의 需要彈力性, 飽和水準 모두 어떤 일관성 없이 나라마다 다르다. 따라서 需要의 成長段階로 보아 아직도 初期段階에 있는 韓國의 트럭과 버스의 中·長期 需要를 예측하는 것은 오류에 빠질 가능성이 많다.

그럼에도 불구하고 확실한 것은 〔圖 10〕에서 보는 바와 같이 트럭과 버스의 飽和需要密

14) KIET, 『自動車工業의 問題點과 育成方案』, 1982. 12. 特殊分析 第3號, p. 486~487.

15) 버스의 경우 需要가 트럭에 비해 매우 낮으므로 트럭과 합한 需要臺數로서 취급하겠음.

〔圖 9〕 主要 先進國의 〈트럭+버스〉 需要密度比較

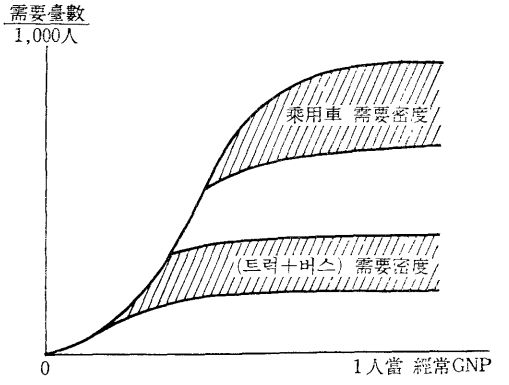


度水準은 전체적으로 乘用車의 飽和水準보다 밑에 있다는 것이다.

2. 乘用車 內需抑制 關聯制度의 改善

乘用車 內需抑制를 위해 賦課되는 諸稅公課金은 이미 살펴 본 바와 같이 외국에 비해 지나치게 높다. 稅金賦課 전의 諸稅公課의 工場渡價格 比率은 서울의 52.4%에서 全州의 67.5% 사이인데 이같이 높은 課稅는 사회 전체적인 輸送能率을 저하시킨다[16]. 따라서 과도한 諸稅公課金은 점진적으로 인하할 필요가 있다[17]. 더구나 乘用車에 賦課된 諸稅公課金의 需要抑制效果는 급속히 상실될 것으로 보이며 需要가 飽和水準에 다다르면 전혀 효과가 없을 것이기 때문에, 諸稅公課金은 단지 稅收增大의 의미밖에는 없다. 따라서 과다한 諸稅公課金을 인하하는 것은 지금부터 점진적으로

〔圖 10〕 乘用車와 버스·트럭의 需要密度比較



16) 購入時 諸稅公課金에는 特別消費稅, 附加價値稅, 取得稅, 登錄稅, 防衛稅, 印紙稅, 公債(地下鐵, 住宅, 道路) 등 7가지가 있음.

17) 金榮奉, 『自動車工業의 發展方向과 政策』, KIET 연구조사보고 제81~03.

실시하는 것이 바람직하다.

한편, 輕乘用車를 主種 乘用車로 유도하기 위해서는 短期的으로는 總稅額의 감소를 초래하지 않도록 하면서 乘用車의 크기에 따른 累進的 課稅를 강화하되 輕乘用車에는 諸稅公課金을 대폭 인하하여 합리적 수준으로 가격을 조정해야 할 것이다.

수요의 변화에 따른 乘用車産業의 利潤率의 彈力性은 매우 높은 것으로 알려져 있으며, 이러한 이유로 乘用車産業은 안정된 內需基盤 없이는 輸出産業으로 발전하기 힘들다. 안정된 內需基盤의 조성을 위해서는 需要抑制를 위한 과도한 諸稅公課金의 완화가 종래의 의견이었으나, 本稿는 좀더 다른 각도에서 諸稅公課金 완화의 불가피성을 논하고자 한다. 즉 乘用車의 國內需要가 급격히 증가함에 따라 에너지 政策面에서 볼 때 輕乘用車 生産이 시급하다고 보며, 輕乘用車의 生産과 消費는 모두 기피되는 경향이 있으나, 消費測面에서 볼 때 輕乘用車가 主種 乘用車가 되도록 諸稅公課金을 완화하고, 他車種에 대해서는 크기에 따라서 累進的으로 諸稅公課金을 賦課하여 消費를 유도하여야 될 것으로 판단된다.

따라서 輕乘用車가 主種 乘用車가 됐을 때에는 전체적으로 보아 현행의 과도한 諸稅公課金은 완화될 것으로 볼 수 있다.

그러나 大型 乘用車에 대해 累進的으로 諸稅公課金을 賦課해도 그 費用을 會社나 機關에 轉嫁할 수 있을 경우에는 消費節約의 효과는 없게 된다. 따라서 費用轉嫁를 시킬 수 없도록 제도적인 연구가 필요하다.

諸稅公課金뿐만 아니라 燃料費도 높아 우리나라의 燃料費는 세계에서 두 번째로 높은 것으로 알려졌다. 이는 揮發油에 賦課되는 높은 特別消費稅(100%)에 기인하는 것으로서 輕油의 9% 수준에 비해 지나치게 높다고 볼 수 있다. 乘用車 普及이 확대된다고 해도 乘用車 臺當 揮發油 使用量이 指數函數型으로 감소되고 있으므로(1972年에 乘用車 1臺當 1日 揮發油 消費量은 26.6ℓ에서 1980年은 5.4ℓ였음) 전체 揮發油 消費量은 크게 증가하지는 않을 것으로 보인다. 따라서 消費稅 總額에서 揮發油의 特別消費稅額이 차지하는 비중은 점차 낮아질 것으로 예상된다[18]. 揮發油 特別消費稅의 추가적인 인하는 乘用車의 必需財化를 추진시켜 현재와 같은 乘用車 空車運行現象을 감소시킬 수 있을 것으로 보인다. 따라서 揮發油 特別消費稅의 인하는 사회 전체적으로 볼 때 資源의 效率的 配分을 촉진시키는 효과를 가져 온다고 볼 수 있다.

3. 自動車工業 發展의 問題點

自動車 普及 擴散으로 야기되는 문제들은 大氣汚染, 騷音, 都心交通滯症 등이 있다. 지금까지의 乘用車 內需抑制政策은 위의 문제들을 표면적으로 극소화하는 데 어느 정도 기여했다고 볼 수 있다.

그러나 앞으로는 內需抑制政策의 효과가 급격히 상실될 것으로 보이므로 이와 같은 소극적 자세에서 벗어나 능동적인 대응책이 필요하다.

大氣汚染問題는 이 중에서도 가장 심각한 문제이다. 〈表 9〉에서는 自動車에 의한 大氣汚染度가 나타나 있는데 시간이 흐를수록 自

18) 이는 自家運轉이 확대되면서 空車運行이 줄어들고 또한 技術發展으로 乘用車의 單位燃料當 走行距離가 늘어나는 등 여러 요인 때문으로 해석된다.

〈表 9〉 自動車에 의한 大氣汚染 寄與度(서울 : 1980年, 1982年)

(단위 : 千톤/年)

汚染物質 / 汚染源		일산화탄소	아황산가스	질소산화물	탄화수소	매 연	合計 서 울	合計 전 국
1980	總 計(A)	342	211	61	16	15	645	2,712
	自 動 車(B)	35.5	18.5	30.1	7.6	1.4	93.1	269
	B/A (%)	10.4	8.8	48.1	46.2	10.0	14.4	10.0
1982	總 計(A)	415	151	122	38	31	757	3,364
	自 動 車(B)	142	22	95	28	5	297	831
	B/A (%)	34.1	14.3	77.8	75.3	15.0	38.6	24.7

資料 : KIET, 『自動車工業의 問題點과 育成方向』, 1982.

動車에 의한 大氣汚染度가 심각해져감을 알 수 있다. 〈表 9〉에서 自動車에 의한 大氣汚染 寄與度는 서울의 경우, 1980年度에 14%에서 1982년에 38.6%로 증가되었고, 전국의 경우 1980年 10%에서 1982年 24.7%로 증가되었다. 앞으로 급격한 乘用車 需要增加를 감안할 때, 특히 서울의 경우는 大氣汚染 問題에 시급히 대처해야 할 것이다.

自動車에 의한 大氣汚染 對應策으로는 低公害車 開發, 油類의 品質改善(脫黃施設 및 不良 油類品의 流通調節 등), 自動車 整備 및 檢査의 엄격한 실시(整備, 檢査의 施設 現代化 및 技術向上), 都市交通施設의 확충 및 개선, 排氣가스 規制基準의 단계적 강화 등을 들 수 있다. 그러나 이러한 조치들은 이미 거론되어 왔다. 따라서 무엇보다도 가장 시급히 요망되는 것은 政府의 行政豫示를 통하여 環境淨化 行政을 실천하는 일이라고 하겠다.

道路交通의 문제를 볼 때, 현재 交通行政을 담당하는 부서가 10개 이상으로 지나치게 다원화되어 있어 체계적인 交通行政이 어렵다. 韓國의 현재 交通滯症의 문제는 선진국에 비하면 아직도 양호한 편이나 乘用車 保有密度 曲線의 급격한 上昇推勢로 보아 앞으로는 급격히 악화될 것으로 보인다. 이에 대한 대책으로는 기존 시설을 효율적으로 운영할 수 있도록 官民合同 交通委員會를 구성하여 운영하는 것이 한 방법이 될 수 있을 것으로 보인다. 또한 韓國에 있어서는 交通外的인 요인들, 즉 行政簡素化, 情報化, 下水道 및 地下鐵의 計劃的 工事를 통해 交通量을 줄이거나 交通疏通을 원활하게 할 수 있다. 營業用 택시(콜택시 포함)의 문제는 국민의 생활과 밀접하게 연결된 만큼 실천적 대안을 만들어 개선하는 行政姿勢가 절실하다고 보겠다. 트럭은 大型交通事故의 요인이 되므로 트럭運轉士의 資格要件을 강화하고 行政指導를 통해 事故 要因을 줄여야 하겠다.

이러한 모든 政府의 노력에도 불구하고, 80年代 중반부터는 급증하는 交通量에 대해 政府가 완전히 대처해 나갈 수 없을 것으로 보인다. 따라서 자발적인 消費者行態의 적응 과정이 필요할 것으로 예상되는데 乘用車의 週末 레저用化 현상, 乘用車와 電鐵의 連繫使用 등을 예로서 들 수 있다.

V. 結論 및 建議

機械工業의 中核部門인 自動車工業은 관련 波及效果가 지대하며 雇傭效果가 크고 防衛産業에도 기여한다는 점에서 그 중요성이 매우 크다. 또한 선진국의 경우 輸出産業으로서의 역할이 큰 것을 볼 때 우리나라에서도 自動車工業은 輸出産業으로서 成長可能性이 높다고 보겠다. 自動車工業은 방대한 投資規模로 인해 規模의 經濟가 크게 작용하는 産業으로서, 輸出産業으로 성장하기 위해서는 어느 정도 內需의 뒷받침이 있어야만 國際競爭力을 갖출 수가 있다. 그러나 우리나라의 경우는 自動車産業의 核心部門인 乘用車産業이 높은 諸稅公課金과 維持費로 인해 國內需要가 억눌려 왔다. 또한 1980年의 景氣沈滯로 인해 自動車會社들은 극심한 經營難에 봉착하게 되었다. 이에 政府는 1981年 2月 28日 自動車産業 合理化措置로서 自動車 生産을 부문별로 전문화시킴으로써 規模의 經濟 早期 達成과 專門技術의 축적을 유도해 왔다. 이에 힘입어 自動車業界는 극심한 불황에서 회복되고 있으나 乘用車는 점차 大型化해가는 바람직하지 못한 현상을 보이고 있다. 이것은 국내 自動車 生産이 非競爭的인 상황에서 輸出 主種車 生産에 우선 投資하고 國內需要를 억제하는 정책 때문인 것으로 보인다.

한편 國際石油市場의 전망이 불투명한 상황에서도 輕乘用車의 生産은 필요 없다는 일부의 견해가 있는데, 이는 우리나라의 경우 輸出 主種인 1,500cc를 주로 生産·輸出하고 殘餘分을 國內需要에 충당할 수 있다는 논리에 기초하고 있다. 또한 輕乘用車 生産은 低所得層으로 수요를 확산시켜 에너지 消費節約에 역행한다는 주장도 있다.

本稿에서는 輕乘用車 生産의 타당성을 검토하기 위하여 우리나라의 乘用車 需要豫測을 시도하였다. 이 과정에서 우리나라의 경우 資料의 不充分으로 時系列 資料나 國家別資料를 이용한 統計的 推定은 적합하지 못했으므로 선진국의 事例硏究를 통해 수요를 추적하는 방법을 사용하였다. 先進 7個國의 乘用車 需要密度曲線을 분석한 결과 우리나라는 80年代 중반에 수요가 급증하는 臨界所得點을 지날 것으로 보여, 이에 따른 효과적인 乘用車 需給政策이 시급할 것으로 보인다.

아울러 乘用車 內需抑制政策의 효과는 급격히 상실될 것으로 보이므로, 에너지 消費節約을 위해서는 乘用車의 輕量化를 유도하는 정책이 필요함을 결론으로 도출하였다.

輕乘用車의 범위를 定義할 때 무조건 작게만은 할 수 없다. 實用性, 輸出 可能性, 經濟性, 安全性 등을 고려해 우리나라의 실정에 맞도록 定義해야 할 것이다. 일단 輕乘用車의 범위가 결정되면 경제적 사회적 영향이 크며, 다시 변경하기도 어렵기 때문에 신중히 결정해야 한다.

국가적 차원에서는 輕乘用車 生産이 유익한 것이지만, 生産과 消費主體는 이를 기피하는 경향이 있다. 生産側에서는 輕乘用車의 利潤幅이 적기 때문에 輕乘用車 生産보다는 大型乘用車 生産을 選好하게 된다. 한편 消費者側에서는 자신의 사회적 지위를 의식하여 大型車를 選好한다. 따라서 輕乘用車를 生産, 消費시키기 위해서는 輕乘用車 위주의 累進的

諸稅公課金制度와 기타 각종 관련 제도의 調整이 필요하다.

우리나라 트럭과 버스의 中·長期 需要展望은 乘用車보다는 매우 불확실하나 絕對需要臺數는 乘用車보다 훨씬 적을 것으로 전망된다.

乘用車 內需抑制를 위한 높은 諸稅公課金은 가까운 시일 내에 실효성을 상실할 것으로 예상되므로 선진국의 예에 비추어 합리적인 수준으로 下向調整함이 바람직하다고 보겠다.

따라서 諸稅公課金은 輕乘用車에 우선적으로 낮추어 輕乘用車가 國內需要 主種車가 되게 하는 것이 중요하다. 이러한 주장은 단순히 諸稅公課金을 낮추어 自動車 需要를 유발해야 한다는 논리와는 다른 각도에서 본 諸稅公課金 완화 이유이다.

自動車產業 發展의 制約 要因인 大氣汚染, 都心交通滯症, 交通事故 등의 要因은 實踐的 豫示案을 만들어 추진해 나가는 것이 가장 시급하다고 보겠다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

交通部, 『交通統計年報』, 1981～83.

交通新報社, 『交通年鑑』, 1981.

金榮奉, 『自動車工業의 發展方向과 政策』, 韓國開發硏究院, 硏究報告 81-03卷, 1981.

商工部, 『長期自動車工業振興計劃 —韓國型小型乘用車의 量產化—』, 1974.

李徹熙, 『韓國의 自動車工業』, 韓國開發硏究, 1980.

韓國產業經濟技術硏究院, 『自動車工業의 問題點과 育成方向』, 1982.

韓國自動車工業協同組合, 『自動車工業育成案硏究報告書, —乘用車의 輸出競爭力强化를 中心으로—』, 1976.

韓國自動車工業協同組合, 『自動車部品工業育成方案(實態調査報告書)』, 1981.

韓國自動車工業協同組合, 『世界自動車產業關聯統計』, 1982.

韓國自動車工業協同組合, 『自動車組合二十年史』, 1983.

現代自動車(株), 『前輪驅動小型乘用車 生產을 爲한 綜合自動車工場建設事業計劃書』, 1981.

現代自動車(株), 『韓國의 自動車工業』, 1982. 6.

日本自動車工業會, 『自動車統計年報』, 1973～83.

日本自動車工業會, 『主要國自動車統計』, 1973～83.

日本自動車會議所, 日刊自動車新聞社 共編, 『自動車年鑑』, 1981～83.

ANFIA, *Automobile in Cifre*, 1983.

GM, *1981/82 Information Handbook*, Detroit, U.S.A., 1982.

Internationalen Automobilsalons von Genf., *Automobil Revue*, 1983.

Krish Bhaskar, *The Future of the World Motor Industry*, 1980.

MVMA, *MVMA Motor Vehicle 1983 Facts & Figures*, 1983

MVMA, *World Motor Vehicle Data*, Detroit, 1983.

Petroleum Intelligence Weekly, 1982～83.

SAGE Associates Incorporated, *A Report on the Worldwide Automotive Market, 1980～2000*, 1981.

VDA, *Tatsachen und Zahlen*, Westendstrasse, 1983.

商品群別 輸出入函數의 推定

俞 正 鎬

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序 言
Ⅱ. 模型設定
Ⅲ. 資 料
Ⅳ. 推定結果分析
Ⅴ. 結 論

Ⅰ. 序 言

우리나라의 商品輸出入은 지난 10년간 심한 構造變化를 겪고 있다. 1972년 총수출 중에서 輕工業製品은 약 2/3를 차지하고 있었고 重化學製品은 20%를 조금 上廻하는 占有率을 가지고 있었는데, 그 이후 10년간 輕工業製品과 重化學製品 輸出의 증가율은 현격한 차이를 보여 經常價格基準으로 각각 9배, 29배 증가한 결과 1982년 重化學製品의 총수출 중 占有率은 47%에 달하여 輕工業製品의 占有率 45%를 능가하게 되었다. 이것은 분명히 두 商品群의 수출이 국내의 經濟變數의 변화에 상이한 반응을 보였던 결과이다.

輸入 쪽에 있어서도 1972~82년 기간 동안 공업용 원료 및 연료의 수입은 經常價格基準으로 약 12배 증가하고 資本財輸入은 약 8.3배 증가하여 前者의 총수입 중 占有率은 52%에서 64%로 팽창된 반면 後者의 수입은 30%에서 26% 선으로 축소되었다. 만약 輸出入函數를 추정하는 주목적이 貿易收支의 예측 등 貿易動向의 巨視經濟的 影響을 예측하는 데 있는 것이라면 總輸出과 總輸入 函數의 추정으로 족할 것이다. 또한 이 방법은 일반적으로 商品群別로 輸出入函數를 추정하는 방법에 비하여 攪亂項의 相殺效果를 얻을 수 있기 때문에 추정 결과가 보다 좋을 수 있다는 장점이 있다. 그러나 貿易構造變化의 요인을 파악하고 그 장래를 예측하고자 하거나 輸出入의 產業別 영향 등 좀더 微視的인 문제에 관심이 있다면 商品群別 輸出入函數의 추정이 필요하

筆者 : 韓國開發硏究院 硏究委員
* 筆者는 오랜 推定作業에 수고하여 준 金命喜 硏究員과 李大彰 硏究員에게 감사하며 草稿에 대해 조언하여 주신 張五鉉 硏究委員, 朴埈卿 副硏究委員께 감사 드립니다.

게 된다. 이러한 필요에 부응하기 위하여 本稿는 商品群別로 우리나라의 輸出 및 輸入 函數의 추정을 시도한 것이다.

먼저 수출과 수입의 商品群 分類를 간단히 언급한 뒤 第Ⅱ節에서 實質輸入, 實質輸出 및 輸出價格函數의 추정에 있어 諸商品群에 공통으로 사용된 일반적 모형을 중심으로 說明變數들의 선택에 관하여 論議하였으며, 第Ⅲ節에서는 推定에 쓰인 자료에 대해 간단히 설명한 후, 第Ⅳ節에서 商品群別 推定結果를 비교·분석하였고 第Ⅴ節에서는 推定結果를 종합하여 그것이 우리나라 경제에 관해 뜻하는 바를 論議하였다.

1. 分類體系

輸出은 성질별 분류에 따라 輕工業製品, 重化學製品 및 기타로 구분하였는데[1], 重化學

〈表 1〉 輸出商品構成의 推移

(단위 : 百萬弗, %)

	총 액	輕工業製品	重化學製品	船 舶	기 타
1972	1,624(100.0)	1,081(66.6)	345(21.2)		198(12.2)
1973	3,225(100.0)	2,043(63.3)	762(23.6)	5 (0.2)	415(12.9)
1974	4,460(100.0)	2,414(54.1)	1,375(30.8)	74 (1.7)	597(13.4)
1975	5,081(100.0)	2,916(57.4)	1,134(22.3)	137 (2.7)	894(17.6)
1976	7,715(100.0)	4,536(58.8)	1,969(25.5)	276 (3.6)	934(12.1)
1977	10,046(100.0)	5,389(53.6)	2,703(26.9)	528 (5.3)	1,426(14.2)
1978	12,710(100.0)	6,931(54.5)	3,606(28.4)	800 (6.3)	1,373(10.8)
1979	15,055(100.0)	7,741(51.4)	5,270(35.0)	519 (3.4)	1,525(10.1)
1980	17,504(100.0)	8,650(49.4)	6,644(38.0)	617 (3.5)	1,593 (9.1)
1981	21,253(100.0)	10,362(48.8)	7,330(34.5)	1,404 (6.6)	2,157(10.1)
1982	21,616(100.0)	9,730(45.0)	7,295(33.7)	2,831(13.1)	1,760 (8.1)

資料 : 韓國貿易協會, 『貿易動向』, 1982.

〈表 2〉 輸入商品構成의 推移

(단위 : 百萬弗, %)

	총 액	消費財	資本財	原材料	原 油	기 타
1972	2,522(100.0)	101(4.0)	754(29.9)	1,094(43.4)	206 (8.2)	367(14.6)
1973	4,240(100.0)	179(4.2)	1,132(26.7)	2,055(48.5)	277 (6.5)	597(14.1)
1974	6,851(100.0)	206(3.0)	1,847(27.0)	2,985(43.6)	965(14.1)	848(12.4)
1975	7,274(100.0)	208(2.9)	1,929(26.5)	2,892(39.8)	1,271(17.5)	974(13.4)
1976	8,773(100.0)	377(4.3)	2,413(27.5)	3,695(42.1)	1,610(18.4)	678 (7.2)
1977	10,810(100.0)	407(3.8)	2,995(27.7)	4,703(43.5)	1,931(17.9)	774 (7.2)
1978	14,971(100.0)	576(3.8)	5,058(33.8)	6,131(41.0)	2,190(14.6)	1,016 (6.8)
1979	20,338(100.0)	705(3.5)	6,316(31.1)	8,589(42.2)	3,103(15.3)	1,625 (8,0)
1980	22,291(100.0)	660(3,0)	5,122(23.0)	8,842(39.7)	5,638(25.3)	2,029 (9.1)
1981	26,132(100.0)	761(2.6)	6,161(23.6)	9,888(37.8)	6,375(24.4)	2,947(11.3)
1982	24,250(100.0)	700(2.9)	6,232(25.7)	9,448(39.0)	6,102(25.2)	1,768 (7.3)

資料 : 韓國貿易協會, 『貿易動向』, 1982.

1) 商品分類體系는 韓國貿易協會, 『貿易動向』 (1982) 참조.

製品 중 선박 수출은 그 비중이 매우 높지만 거의 전부가 注文生産일 뿐 아니라 注文時點으로부터 引渡時까지 장기간이 소요된다는 특성 때문에 重化學製品으로부터 제외하였고 자료의 미비로 그 輸出函數의 推定을 시도하지 못하였으며 食料品 및 原燃料를 포함하는 기타 수출 역시 函數를 推定하지 못하였다.

기타 수출은 총수출의 10% 미만을 차지하고 있으며 船舶은 1980년까지 대체로 5% 미만이었다가 1981년에 약 7%, 1982년에 약 13%로 占有率이 급속히 확대되었다. 추정에 포함된 輕工業製品과 船舶除外 重化學製品(이하 重化學製品이라 함)의 총수출에서의 占有率은 추정 기간 동안 약 80~90%였다. 輕工業製品의 占有率은 1972년의 약 2/3에서 1982년에는 45% 수준으로 하락하였고 추정에 포함된 重化學製品의 占有率은 같은 기간 동안 약 21%에서 34%로 높아졌다.

輸入 쪽에서는 용도별 분류에 따라 工業用原料, 資本財, 消費財 및 기타로 구분하였는데 原油는 그 중요성과 특수성 때문에 工業用原料에서 제외하여 따로 輸入函數를 추정하였으며 주로 곡물류로 구성되어 있는 기타 商品群은 자료의 미비로 그 輸入函數의 추정을 시도하지 못하였다.

기타 수입은 근년에 총수입의 약 10% 미만을 차지하고 있어 추정에 포함된 商品群들은 총수입의 90% 이상에 달한다. 근년 消費財의 占有率은 약 3% 정도이고 資本財는 약 1/4, 原油를 제외한 工業用 原燃料(이하 原材料라 함)는 약 40%, 原油는 약 1/4을 점하고 있다.

Ⅱ. 模　型

國際經濟理論에는 小規模經濟의 假定이 많이 사용되고 있다. 貿易去來에 있어 小規模經濟의 假定이란 한 나라의 수입에 대한 해외로부터의 공급은 무한히 탄력적이고 그 나라의 수출에 대한 해외로부터의 需要 역시 무한히 탄력적이라는 假定이다. 그런데 輸出入函數를 推定하는 計量經濟學的 作業에 있어서 한 나라의 수입에 관해서는 해외로부터의 공급이 무한히 탄력적이라는 가정을 유지하고 그에 대한 국내의 수요, 즉 輸入需要를 추정하는 것이 통례인 반면, 수출에 관해서는 해외로부터의 수요만을 추정함으로써 묵시적으로 그 나라 경제의 輸出供給函數는 무한히 탄력적이라는 가정을 사용하는 경우가 많이 있다.

輸入函數에 관하여는 國際經濟理論과 計量的 推定慣行이 같은 가정을 사용하고 있으며 이에 큰 무리가 따르지 않는다고 보겠다. 國際市場에서 우리나라의 구매 여부가 國際商品時勢에 영향을 미친다고 보기 어렵기 때문에 本稿의 輸入函數推定에서도 해외로부터의 輸入供給은 무한한 價格彈力性을 갖는다고 가정하고 輸入需要函數만을 추정하였다.

수출 쪽에서는, 해외로부터의 수요가 무한히 탄력적이라는 小規模經濟의 가정 아래 供給函數만을 추정하는 것도 무리한 일이며, 輸出供給函數가 무한히 탄력적이라는 가정 아래 海外需要만을 추정하는 것도 무리한 일일 것이다. 만약 우리의 수출 상품이 수출 대상국의 國內商品, 그리고 그 나라에서 수입하는 外國

商品과 完全代替關係에 있다면 海外需要의 탄력성은 무한이라 가정해도 좋겠으나, 품질, 디자인, 상표 등의 차이로 代替關係가 불완전할 수밖에 없을 것이다. 또한 아무리 큰 경제라 할지라도 生產單價의 상승 없이 해외로부터의 모든 수요를 충족시킬 수 있는 무한한 供給能力을 가질 수도 없을 것이다. 따라서 수출에 관하여서는 그 수요와 공급의 양측면이 모두 고려되어야 할 것이다.

일반적으로 수요와 공급을 추정함에 있어 그 構造方程式을 동시에 추정하는 것이 聯立方程式 偏倚(simultaneity bias)를 피할 수 있기 때문에 바람직한 방법이겠으나, 本稿에서는 후술하는 바와 같이 수출입의 「디플레이터」 자체를 추산하여야 했기 때문에 이를 이용한 聯立方程式의 同時推定方法(simultaneous equations approach)을 택하기보다는 實質輸出函數와 輸出價格函數를 각각 독립적으로 古典的 最小自乘法(OLS)을 사용하여 추정하기로 하였다. 이는 추산된 「디플레이터」의 사용을 최소한에 그치려 하는 의도이며 또 한편 발표된 輸出物價指數는 契約價格에 기초하고 있으므로 每分期마다輸出價格이 어떻게 형성되는가를 연구할 수 있는 중요한 자료이므로 그 函數의 추정도 그것대로 매우 뜻있는 일이라 보았기 때문이다.

1. 實質輸入函數

추정한 輸入函數는 좀더 정확히 표현하면 輸入需要函數이다. 즉 외국 상품에 대한 우리 경제의 수요를 반영하는 것으로 그 模型과 說明變數들의 先驗的 函數關係는 다음과 같다. 이것이 4개의 實質輸入函數의 추정에 쓰인 일반적인 模型이다.

$$M=h(Y, PM, WPI)$$

$$h_1>0, h_2<0, h_3>0$$

여기에서

M=實質輸入

Y=所得變數

PM=원貨表示 輸入價格指數

WPI=국내總都賣物價指數

이며 $h_i(i=1, 2, \cdots\cdots)$는 h를 i번째 說明變數로 微分한 것을 뜻한다.

原材料, 資本財 및 原油 수입의 경우에는 農林水產部門 이외의 國內總生產을 所得變數로 사용하였는데, 그 이유는 이들 수입이 주로 鑛業, 製造業 및 社會間接資本部門 등의 생산 활동에 투입되는 것이기 때문이다. 반면 消費財 輸入의 경우에는 國民總生產을 所得變數로 삼았다.

輸入價格은 美달러貨表示의 輸入「디플레이터」를 名目換率로 곱하여 원貨로 표시한 것이다. (「디플레이터」를 구한 방법은 아래 第Ⅲ節에서 설명하였다.) 이 價格指數는 輸入契約價格을 기초로 하고 있어 關稅 및 非關稅障壁의 영향을 반영하지 못하고 있는데, 우리나라의 경우에는 이들 輸入障壁이 점차 완화되고 있으므로[2] 國內市場에 대한 輸入供給價格의 實際趨勢는 函數推定에 사용된 輸入價格보다 좀 낮은 增加勢를 보일 것으로 추측된다.

輸入需要函數의 추정에 있어 輸入價格을 國內物價指數로 나누어준 輸入相對價格을 사용하는 것이 보통인데 本稿에서는 국내 都賣物

2) 韓國開發硏究院, 『產業政策의 基本課題와 支援施策의 改編方案』(1982), 金秀勇, 『韓國의 貿易政策과 物價變動』(1980), 徐錫泰, 『韓國의 輸入構造 및 輸入政策』(1979).

價指數를 독립시켰다. 輸入相對價格을 쓴다는 것은 輸入價格 1%의 상승이 輸入需要에 미치는 영향이 國內價格 1% 하락의 영향과 같다고 가정하는 것인데 이러한 가정을 그대로 받아들이기에는 문제가 있다고 보았기 때문이다. 특히 原油와 輸入原材料는 국내에 그와 밀접한 代替財가 거의 전무한 상태이므로 이 가정이 매우 의심스러운 것임을 알 수 있다. 따라서 輸入價格과 國內物價를 독립된 說明變數로 삼는 것이 우리 현실에 더 타당할 것이며, 國內物價도 商品別 都賣物價指數보다는 總指數를 사용하여 實質基準의 所得變數에는 포함되지 않는 景氣變動의 物價側面의 영향을 輸入需要函數에 반영하고자 하였다. 이러한 고려로 4개의 輸入函數 모두 국내 總都賣物價指數를 독립된 說明變數로 가지고 있다.

2. 實質輸出函數

輕工業製品과 重化學工業製品의 輸出函數推定에 사용된 模型의 일반적인 형태와 說明變數들의 先驗的 函數關係는 다음과 같다.

$$X=f(FY, RPX, E, WPI, X(-1))$$

$$f_1>0, f_2<0, f_3>0, f_4<0, f_5>0$$

여기에서

X=實質輸出

FY=先進國의 實質GNP

RPX=우리나라 輸出의 相對價格指數

E=對美달러 名目換率

WPI=國內都賣物價指數

우리나라의 수출은 제 1 차적으로 우리 상품에 대한 해외의 수요이다. 이 수요를 결정하는 所得變數로는 美·日·西獨의 實質GNP指數를 加重平均한 것을 사용하였고, 價格變數로는 美달러貨로 표시된 우리나라의 FOB輸出價格과 해외 都賣物價指數의 비율을 사용하였다. 해외 都賣物價指數도 美·日·西獨 指數들의 加重平均이다. 聯立方程式 방법에서는 이로써 輸出需要函數의 模型設定을 그치겠으나 本稿는 일종의 誘導模型(reduced form)을 택하여 상기 두 變數 외에 換率과 都賣物價指數를 說明變數로 추가하였다. 換率은 궁극적으로 輸出價格을 통하여 輸出量에 영향을 미칠 것인데, 이를 價格變數에 추가하여 說明變數로 삼는 것은 美달러貨로 표시된 輸出價格의 변화가 價格彈力性을 통하여 海外需要量에 영향을 미치는 것과는 독립적으로 換率의 변화가 美달러貨로 표시된 供給曲線을 이동하게 함으로써 輸出量에 영향을 주게 될 것이기 때문이다.

國內都賣物價指數를 說明變數로 삼은 것 또한 輸出供給 쪽의 이유에 의한 것인데 生產者에게 內需市場과 輸出市場에의 판매 사이에 선택의 여지가 있다면 內需市場에서 都賣物價의 상승은 輸出誘因을 그만큼 낮출 것이라는 假說을 세울 수 있기 때문이다. 이와 같이 內需와 輸出 사이의 선택이 輸出에 미치는 영향을 파악하려는 것이므로 總都賣物價指數를 사용하지 않고 輕工業 輸出函數 추정에는 輕工業製品의 都賣物價指數를 重化學工業 輸出函數推定에는 重化學製品의 都賣物價指數를 사용하였다.

이상의 輸出函數 模型은 두 가지의 문제점을 내포하고 있다. 하나는 자료의 부족으로 輸出對象國에 도착하기까지의 保險 및 運送費, 그 나라의 輸入關稅 및 非關稅障壁의 영향 등을 우리 상품의 輸出價格에 반영시킬 수 없었

다는 것이다. 따라서 추정기간 동안 이 여러 요인들의 변화가 크면 海外需要의 價格彈力値의 추정이 그만큼 정확성을 잃게 될 것이다. 추정기간 동안에 Kennedy Round 多者間 貿易協商에 준한 關稅의 삭감이 1968年부터 이행되고 있었으며 1980年 이후에는 Tokyo Round에 준한 關稅削減이 이행되고 있었고, 반면에 1970년대 중반을 고비로 先進國의 非關稅障壁은 강화되고 있었는데 關稅下落보다는 非關稅障壁 강화의 효과가 더 컸을 것으로 추측되기 때문에[3]이 두 변화의 純效果는 海外市場에서의 우리 商品價格 對 FOB輸出價格의 비율을 시간이 지남에 따라 점점 크게 하였을 것으로 추측된다.

輸出函數模型의 다른 문제점은 우리나라 競爭相對國의 輸出價格을 說明變數에 포함시킬 수 없었다는 것이다. 여기서 고려되어야 할 점은, 우리 상품의 경쟁 대상이 輸入國의 國內商品과 소위 경쟁 상대국의 輸出品일 것인데 어느 쪽과의 경쟁이 얼마나 더 중요하냐 이다. Wijnbergen[4]은 輸入國의 國內商品과의 경쟁이 주로 문제가 된다고 하고 있으나 臺灣, 홍콩 등과의 경쟁을 무시할 수 없을 것이고 이들의 輸出價格을 포함시킬 수 있었더라면 推定結果가 달라질 수도 있었을 것이다.

3. 輸出價格函數

이것은 輸出價格을 從屬變數로 삼은 輸出供給函數이며 輕工業製品과 重化學工業製品 모두 다음과 같은 模型으로 추정하였다.

$$PX=g(X, E, EXIR, MW, PM, PC)$$

$$g_1>0, g_2<0, g_3>0, g_4>0, g_5>0, g_6<0$$

여기에서

PX=輸出物價指數

X=實質輸出

E=對美달러 名目換率

$EXIR$=預金銀行의 輸出어음割引率

MW=製造業部門의 賃金指數

PM=輸入物價指數

PC=生產能力指數

輸出物價指數는 계약시의 美달러表示 FOB 輸出價格으로서 實質輸出算定에 쓰인 輸出「디플레이터」와는 구별되어 야한다(第Ⅲ節 참조). 實質輸出을 說明變數의 하나로 삼은 것은 다른 여건이 불변이라 하더라도 輸出物量의 증가는 生產能力의 한계 때문에 輸出價格의 상승을 유발할 것으로 예상되기 때문이다. 生產者의 관심은 원貨表示의 販賣收入에 있겠으나 輸出物價는 美달러貨로 표시되어 있기 때문에 換率의 상승은 輸出供給曲線을 하락시킬 것이며, 預金銀行의 輸出어음割引率과 賃金指數는 生產者의 資本 및 賃金 코스트의 요인으로서 輸出物價를 결정하는 주요 變數일 것이며, 수출의 輸入依存度가 비교적 높기 때문에 輸入物價指數 역시 輸出物價의 결정에 중요한 영향을 미치는 變數로 사료된다. 輕工業 輸出物價指數의 추정에서는 곡물을 제외한 輸入原資材의 輸入物價指數(PRM)를 說明變數의 하나로 하였고 重化學의 경우에는 金屬製品·機械類 및 鑛物性 燃料 등 中間財 輸入物價指數(PMII)를 그 說明變數로 하였다. 國內產業

3) A.J. Yeats, *Trade Barriers Facing Developing Countries* (1979), S.A.B. Pagc, "The Revival of Protectionism and its Consequences for Europe," *The Journal of Common Market Studies*, Sept. 1981. 참조.

4) Sweder van Wijnbergen, *Short-run Macro-Economic Adjustment Policies in South Korea*, 1981, World Bank, p. 8.

의 生產能力은 輸出價格의 결정에 중요한 영향을 미칠 것이고 生產能力의 증가는 輸出價格의 인하를 가능하게 할 것이다.

Ⅲ. 資 料

1. 商品輸出入「디플레이터」와 實質輸出 및 輸入

商品群別로 輸出入函數를 추정함에 있어 제일 처음 부딪는 문제는 經常基準의 貿易額을 實質基準으로 바꾸는 것이다. 이 목적으로 사용할 수 있는 것은 韓國銀行이 발표하는 輸出과 輸入 物價指數뿐인데 이 物價指數는 輸出 혹은 輸入 契約 당시의 가격에 기초하고 있으므로 그대로 「디플레이터」로 사용하는 데에는 문제가 있다[5]. 輸出入額은 通關基準으로 발표되고 契約과 通關 사이에는 시차가 있으므로 어느 주어진 分期 t의 通關額을 t期의 物價指數로 나누어준다면 시차가 2分期 이상인 實質輸出 혹은 輸入은 물가가 상승하고 있을 때에 過小評價되고, 하락하고 있을 때에는 過大評價될 것이기 때문이다.

이러한 문제를 완전히 해결할 수는 없겠으나 부분적 解決方案으로, 지나간 몇 分期 指數의 일종의 加重平均을 구하여 이를 「디플레이터」로 사용하기로 하였는데 다음과 같은 방법으로 구하였다.

우선 t分期의 通關輸出(X_t)이 同期의 契約 중 履行分(x_t)과 한 分期 전의 契約 중 履行分(x_{t-1})으로만 구성되어 있다고 가정하자. 즉

$$X_t = x_t + x_{t-1} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

P_t가 t分期의 輸出物價指數라면, t期의 實質輸出(RX_t)은

$$RX_t = \frac{x_t}{P_t} + \frac{x_{t-1}}{P_{t-1}} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (2)$$

이며, 구하고자 하는 「디플레이터」 (D_t)는

$$D_t = \frac{X_t}{RX_t} = \frac{X_t}{x_t/P_t + x_{t-1}/P_{t-1}}$$
$$= \left(\frac{x_t}{X_t}\cdot\frac{1}{P_t} + \frac{x_{t-1}}{X_t}\cdot\frac{1}{P_{t-1}}\right)^{-1} \cdots (3)$$

따라서 이같은 D_t를 구하기 위해서는 X_t의 x_t ($t=0, 1, 2, \cdots\cdots$) 구성을 알아야 하는데, 이 구성은 물론 알려져 있지 않으므로 주어진 分期의 輸出額을 從屬變數로 하고 지나간 8分期의 信用狀來到額을 獨立變數로 하는 3次多項式時差模型(polynomial distributed lag)의 回歸析을 통하여 추정하였다. 즉 과거 信用狀分來到額의 係數 중 正의 부호를 갖고 있으며 有意度가 높은 것만을 택하여 그 합이 1이 되도록 調整(normalize)하였다. 수입의 경우에는 輸入額과 輸入許可書發給額을 사용하였다. 그 결과 商品群別로 추정된 通關輸出 혹은 수입의 구성은 〈表 3〉과 같다.

원유 수입의 경우에는 分期別 輸入額과 輸入物量을 모두 얻을 수 있었으므로 「디플레이터」를 위와 같은 방법으로 추산할 필요가 없었다. 아래의 函數推定에서 이와 같이 구하여진 「디플레이터」를 사용하여 각 商品群別로 實質輸出 혹은 輸入을 구하였다.

또한 이 「디플레이터」를 實質輸出入函數의 價格變數를 작성하는 데 사용하였다. 즉 實質

5) 韓國銀行, 『物價總覽』, 各號.

〈表 3〉 通關輸出入의 構成

	t分期 契約分의 비중			
	t	t_{-1}	t_{-2}	t_{-3}
원재료 수입	0.4	0.4	0.2	—
자본재 수입	0.75	0.25	—	—
소비재 수입	1.0	—	—	—
경공업 수출	0.1	0.35	0.35	0.2
중화학 수출	0.6	0.4	—	

輸出函數의 價格變數는 輸出「디플레이터」를 해외 都賣物價로 나누어 구한 우리나라 輸出의 相對價格이며, 實質輸入函數의 價格變數는 輸入「디플레이터」를 名目換率로 곱하여 얻은 원貨表示 輸入「디플레이터」이다.

2. 海外 實質國民總生產(FY)指數

이는 우리 수출에 대한 해외로부터의 수요를 결정하는 가장 중요한 變數인데 이는 美·日·西獨 3개 先進國의 不變 GNP指數를 加重幾何平均한 것이다. 加重値는 1980년부터 1982년까지 美·日·西獨·英國·프랑스에 대한 우리 수출 중 각국으로의 輸出比重인데 西獨의 不變GNP에 대한 加重値는 對 西獨·英國 및 프랑스 수출의 비중을 사용하였다. 이 선진국들은 世界景氣의 浮沈에 결정적인 영향을 미치는 국가들일 뿐 아니라 이들에 대한 수출은 1970年代를 통해 우리나라 총수출의 약 2/3를 점하고 있었으며 1980년代初에도 절반 이상을 차지하고 있다.

本稿에서는 實質輸出의 分期模型을 추정하려 하는 것이며 이에 從屬變數로 사용될 輸出額은 季節調整되지 않는 것이므로 *FY*指數 역시 季節調整되지 않아야 할 것이다. 西獨과 日本의 경우에는 바라는 GNP指數를 얻을 수 있었으나 美國의 경우에는 季節調整前의 經常 GNP와 季節調整이 된 GNP「디플레이터」를 사용하여 指數를 구하는 데 그칠 수 밖에 없었다.

3. 海外 都賣物價指數(FWPI)

우리 수출은 海外市場에서 그곳의 國內商品과 他國의 輸出商品과 代替關係에 있는데, 후자와의 代替關係는 資料의 부족으로 函數推定에서 고려할 수 없었다는 것은 전술하였다. 전자의 代替關係를 函數推定에 반영하기 위하여 우리 商品의 輸出價格뿐 아니라 輸出對象國의 國內物價도 고려되어야 할 것이다. 여기에 FWPI의 필요성이 있는 것이며 FWPI로 輸出「디플레이터」를 나누어줌으로써 實質輸出函數의 추정에 쓰인 輸出相對價格을 구하였다.

FWPI는 美國의 都賣物價指數와 日本과 西獨의 都賣物價指數를 美달러로 표시한 것을 加重幾何平均하여 구하였다. 美달러表示都賣物價指數는 都賣物價指數를 그 나라 貨幣의 對美달러換率로 나누어준 것을 다시 指數化한 것이다. 이는 輸出對象國의 換率이 상승할 경우 이를 감안하지 않는다면 우리 상품의 경쟁력이 상대적으로 過大評價될 것이기 때문이다. 사용된 加重値는 FGNP指數 작성에 사용된 것과 같다.

4. 國內 都賣物價指數(WPI)

輸出函數推定에 쓰인 輕工業 및 重化學工業製品의 都賣物價指數는 좀더 세분된 項目의 指數로부터 韓銀이 사용한 加重値를 써서 재

작성한 것이다[6].

5. 非農林水產部門의 國內總生產(YNA)

實質輸入函數의 추정에서 쓰인 YNA는 1975年 不變價格 國內總生產(GDP)으로부터 農業·林業 및 水產部門의 國內總生產을 차감하여 얻은 것이다.

6. 輸出入物價指數(PXL, PXHC)

輕工業 및 重化學工業製品의 輸出物價指數는 韓銀의 자료 중 產業別 輸出物價指數를 그대로 사용하였고, 資本財 및 消費財의 輸入物價指數도 韓銀 資料 중 용도별 輸入物價指數의 것을 그대로 사용할 수 있었으나, 原油 및 穀物을 제외한 原材料의 輸入物價指數는 용도별 분류 중 原資材의 輸入物價指數로부터 原油와 穀物의 輸入物價指數를 加重値를 감안하면서 차감하여 재작성하였고, 原油의 輸入單價指數는 原油導入額과 物量의 時系列 資料에서 독립적으로 산출하였다. 이러한 輸出 및 輸入 物價指數는 한편으로 상술한 輸出入「더플레이터」 작성에 사용하였고, 다른 한편 輸出價格函數의 추정에서는 그대로 從屬變數로 사용하였다.

7. 其 他

換率(E)은 對美달러 名目換率을 適用日數를 加重値로 하여 分期別 平均値를 구하였다. 預金銀行의 輸出어음割引率 역시 適用日數를 加重値로 分期別 平均値를 구하였다. 製造業部門의 賃金指數(MW)는 本院의 「데이터베이스」의 것을 그대로 사용하였다[7]. 輸入價格函數의 추정에 쓰인 生產能力指數(PCL, PCHC)는 輕工業과 重化學工業의 生產指數를 頂點間補間法으로 처리해 구한 것이며 生產指數는 本院의 「데이터베이스」에서 얻었다.

Ⅳ. 推定結果分析

1972년 1/4분기부터 1982년 3/4분기까지의 時系列資料를 自然對數化한 것을 사용하여 輸出 및 輸入函數를 OLS方法으로 추정한 결과는 다음과 같다. 季節「더미」의 係數는 생략한다.

1. 輸入函數

가. 消費財 實質輸入函數(*MC*)

常數	*Y*	*PC*	*WPI*	*MC*(−1)
−0.62	1.06	−0.55	0.34	0.44
(0.18)[8]	(2.82)	(2.64)	(1.51)	(3.83)

$R^2=0.970$ $F=(7, 35)=160.0$ $DW=1.66$

추정된 係數들의 부호는 모두 기대한 바와 같고 都賣物價指數의 係數 외에는 모두 1% 수

6) 韓國銀行, 『物價總覽, 1982』, 輕工業製品의 都賣物價指數를 作成하는 데 포함 항목의 코드는 03, 04, 05, 153, 072, 08, 155, 156, 157이며 重化學製品의 경우 포함된 코드는 06, 071, 09, 10, 11, 12이다.
7) 呂運邦, 「KDI데이터 베이스」 韓國開發硏究院, 1983.
8) ( ) 안의 數値는 t-value의 절대값을 나타낸다.

준에서 有意하였다. 外生變數들의 변화가 미치는 短期의 충격을 보면, 國民總生産(*Y*)의 1% 성장은 消費財 輸入을 거의 같은 정도 증가시키는 單位所得彈力性을 보였으며, 원貨表示 輸入價格(*PC*)의 1% 상승은 수입을 0.5% 정도 감소시키는 효과가 있었으며, 國內物價의 상승은 消費財 輸入에 뚜렷한 영향이 없는 것으로 나타났다.

1分期前 從屬變數(lagged dependent variable)의 係數는 0.44로 추정되었다. 즉 外生變數의 변화가 長期에 걸쳐 초래할 總衝擊이 모두 반영된 후의 從屬變數값과 주어진 分期의 값과의 차이의 56% 만큼만이 주어진 分期의 從屬變數에 반영되는 것으로 推定되었다[9]. 從屬變數의 이러한 적응은 끝없이 진행될 것인데 總衝擊은 短期의 것의 약 1.8배에 달한 것이며, 總衝擊의 절반이 나타나는데 걸리는 시간, 즉 平均時差(mean lag)는 이 경우 1分期 미만이다. 總衝擊이 모두 반영된 이후의 長期 所得彈力値는 1.89로서 비교적 탄력적이라 하겠으며 價格彈力値는 0.98로서 單位彈力的이라 하겠다.

이 推定結果에 의하면 換率의 상승은 원貨表示 輸入價格의 상승을 통하여 消費財 輸入을 거의 같은 비율로 감소시킬 것으로 예상되어, 국내 물가의 상승이 따르더라도 그것의 輸入增大效果는 크지 않을 것이므로, 消費財 輸入을 위한 外貨支拂을 감소시킬 것으로 기대된다.

9) Robert S. Pindyck and Daniel L. Rubinfeld, *Econometric Models and Economic Forecasts*, ch. 9 참조.

나. 資本財 實質輸入函數(*MK*)

常 數	*YNA*	*PK*	*WPI*
6.00	1.84	−1.44	0.87
(1.81)	(7.08)	(4.41)	(2.93)
R^2=.945 F=(6, 36)=102.9 DW=1.66			

資本財輸入에 있어서 추정된 係數들의 부호는 기대한 바와 같고 모두 1% 수준에서 有意하였다. 所得彈力値는 消費財의 경우와 같이 비교적 높은 1.84로서 非農林水産部門의 國內總生産(*YNA*)이 1% 증대함에 따라 資本財의 實質輸入需要는 1.8% 이상 증가하고, 원貨表示 輸入價格(*PK*)에 대한 彈力値는 1.44로서 消費財보다 높은 價格彈力性을 보였다. 국내 都賣物價의 1% 상승은 實質基準으로 0.9%에 가까운 輸入增加를 초래한 것으로 推定되었다.

推定된 *PK*의 係數에 의하면 換率의 상승은 資本財의 實質輸入을 더 큰 비율로 감소시키는 효과가 있으므로 換率의 상승으로 인한 都賣物價指數의 상승 효과를 감안하더라도 資本財 輸入을 위한 外貨 支拂을 換率 上昇率과 비슷한 수준으로 감소시키는 효과를 가질 수 있을 것으로 보인다. 資本財의 所得彈力値가 2에 가까운 것은 國內産業의 資本財에 관한 높은 海外依存度와 資本의 심화를 반영하는 것으로 사료된다.

다. 原油 實質輸入函數(*MO*)

常 數	*YNA*	*POE/WPI*
7.18	1.03	−0.16
(7.99)	(9.76)	(2.66)
R^2=0.841 F(5, 36)=38.2 PW=1.89		

추정된 係數들의 부호는 모두 기대한 바와

같았고 1% 수준에서 有意하였다. 다른 輸入函數의 추정과는 달리 原油輸入의 경우에는 都賣物價指數(*WPI*)를 독립시키지 않았는데 이는 1次 시도에서 원貨表示 輸入價格(*POE*)과 *WPI*의 係數가 絶對値는 같고 부호는 다르게 추정되었기 때문이다.

所得彈力値는 1.03으로, 非農林水産部門의 國內總生産(*YNA*)의 1% 성장은 原油의 導入量을 같은 비율로 증가하게 하는 것으로 추정되었다. 이것은 消費財와 資本財輸入에 비해 매우 낮은 彈力値이며 필자의 1982년 推定値보다 낮은 것이다.[10] 원貨表示 相對輸入價格(*POE*/*WPI*)에 대한 彈力値는 0.16으로 매우 낮게 추정되었는데 이는 原油에 대한 代替財가 거의 존재하지 않기 때문일 것이다. 이 函數의 決定係數(Coefficient of determination)가 他函數에 비해 비교적 낮은 이유는, 原油輸入에 영향을 미칠 수 있는 國內原油在庫를 說明變數에 포함시킬 수 없었던 데 있을 것으로 사료된다.

라. 原材料 實質輸入函數(*MRM*)

常 數	*YNA*	*PMRM*	*WPI*
4.27	1.80	−0.51	0.30
(1.72)	(9.42)	(1.92)	(0.99)
$R^2=0.958$ $F(6,19)=72.3$ $DW=1.25$			

이 函數의 추정에서는 1972년부터의 자료를 사용한 결과 輸入價格과 國內物價의 係數가 예상과는 반대되는 부호를 가지고 있었으며 統計的 有意性도 높은 것으로 나타났다. 여기에 보고하는 것은 推定對象期間을 1976년 이후로 한 것임을 밝혀둔다. 그 결과 非農林水産部門의 國內總生産(*YNA*)의 係數는 1% 이하의 수준에서 원貨表示 輸入原材料價格(*PMRM*)의 係數는 5% 수준에서 통계적으로 有意하고 예상과 같은 부호를 갖는 것으로 추정되었다. 非農林部門의 1% 성장에 따라 原材料의 수입은 實質基準으로 1.8% 증가하여 所得彈力性은 높았으며 輸入價格 1% 상승에 수입은 약 0.5%의 감소를 보여 價格彈力性은 낮았다. 자료의 부족으로 輸入原材料의 재고를 說明變數로 포함할 수 없었는데 이 變數는 이 輸入函數에서 중요한 역할을 할 가능성이 높다고 보아야 할 것이다.

추정된 輸入函數들을 비교할 때에 두드러지는 점은 資本財 輸入의 價格彈力性이 原材料, 消費財, 그리고 原油輸入보다 비교적 높다는 것인데 이는 대체로 輸入財에 대한 代替財의 존재 여부에 그 이유가 있을 것이다. 原油와 原材料 輸入의 價格彈力性이 낮은 것은 우리나라의 自然資源이 풍부하지 못하기 때문에 국내에 그와 밀접한 代替財가 없는 것을 반영하고 있을 것이고, 국내에서 생산되는 資本財의 輸入財와의 代替性은 原油나 原材料의 경우보다는 높을 것이므로 이를 반영하여 資本財輸入은 價格彈力的으로 추정된 것으로 사료된다. 消費財輸入의 價格彈力性이 資本財보다 낮은 것은 代替財의 부족보다는 이의 수입이 外換需給上의 이유로 혹은 産業政策上의 이유로 되도록 억제되어 왔었다는데 기인할 것이다.

10) 1982년의 추정에 있어서는 1969년 이후의 자료를 사용하였는 데 비해 本稿에서는 1972년 이후의 자료를 사용하였고 따라서 자료의 대부분이 제1차石油波動 이후의 것이므로 에너지 節減 노력이 반영되어 本稿의 所得彈力値가 낮아진 것으로 추측된다. 俞正鎬(1982) 참조.

2. 輸出函數

가. 輕工業 實質輸出函數(*XL*)

常數	*FY*	*RPXL*	*E*	*WPIL*	*XL*(−1)
−3.60	0.83	−0.58	0.45	−0.30	0.84
(1.92)	(1.88)	(2.60)	(2.17)	(2.02)	(11.89)
$R^2=0.985$ $F(8,34)=272.1$ $DW=1.499$					

추정된 係數들의 부호는 예상과 같고 모두 5% 혹은 1% 수준에서 有意하였다. 先進國 GNP(*FY*)에 대한 輕工業 輸出의 短期彈力値는 0.83, 輸出相對價格(RPXL), 즉 美달라表示 輸出價格 對 先進國物價의 비율에 대한 彈力値는 0.58로 나타났다.

1分期前 從屬變數의 係數는 0.84로서 平均時差는 5.25分期, 즉 1년 1/4분기보다 좀 더 길며 경공업 수출이 獨立變數들의 변화에 매우 완만히 적응하는 것으로 나타났다. 적응이 완만하기 때문에 궁극적으로 나타날 總衝擊은 短期의 衝擊에 비해 매우 커지게 되어 長期所得彈力値는 약 5.2, 長期價格彈力値는 3.6을 上廻하는데 이는 선진국들의 總輸出函數의 推定値에 비해 높은 것이다. 日本의 總輸出의 長期價格彈力値는 0.5에서부터 3.0까지로 추정되어 다른 선진국보다 높은 것으로 나타나고 있는데 本稿에서 추정된 우리나라 輕工業輸出의 價格彈力値는 이에 비하더라도 높은 것이다. 선진국의 總輸出이 비교적 重化學製品에 치중하고 있는 것이므로 우리의 輕工業輸出과 직접 비교하는 데 문제가 있겠으나 우리나라의 輕工業製品 輸出에 있어 價格競爭이 선진국의 경우보다 매우 중요하다는 것은 분명한 것으로 보인다.

所得彈力値에 있어서도 日本輸出의 長期彈力値는 1.62 내지 4.22로서 다른 선진국의 彈力値보다 높고 우리나라 경공업의 경우는 日本보다 더 높다. 이것은 우리나라의 수출이 급성장하여 왔던 실적에 비추어 당연한 통계적인 결과이겠는데, 해외에서의 所得變化에 우리나라의 수출이 선진국들보다 더 민감하다는 것을 뜻하는 것임은 재론을 요하지 않는다[11].

換率의 상승은 우리 수출의 원貨表示 供給價格이 불변이라면 美달러表示 輸出供給曲線의 하락을 의미하여 수출을 증가하게 할 것으로 예상되는데 추정 결과에 의하면 換率 1%의 상승은 주어진 分期의 實質輸出을 0.45% 증대하고 長期에 있어서는 약 2.8% 증대하는 효과가 있었다.

輕工業製品의 국내 물가의 상승은 수출에 비해 內需販賣의 채산을 높이기 때문에 수출을 감소시킬 것으로 예상되는데, 국내 물가가 1% 상승함에 따라 短期에는 0.3%, 長期에서는 1.9%에 가까운 수출 감소의 효과가 있었던 것으로 추정되었다.

나. 輕工業 輸出價格函數(*PXL*)

常 數	*XL*	*E*	*EXIR*	*MW*	*PRM*	*PCL*
−0.84	0.33	−0.58	0.14	0.64	0.22	−1.00
(0.96)	(4.14)	(5.21)	(1.69)	(8.02)	(2.26)	(4.86)
$R^2=0.972$ $F(9,33)=127.9$ $DW=0.71$						

추정된 係數들의 부호는 기대한 바와 같고 常數와 輸出金融金利(*EXIR*)를 예외로 모든 係數는 1% 혹은 그에 매우 가까운 수준에서

11) 先進國 輸出函數의 추정 결과는 Goldstein and khan (1984)을 참조하였음.

有意하였다. 이 추정 결과에 의하면 경공업의 實質輸出(*XL*)이 1% 증가함에 따라 輸出價格은 약 0.33% 상승하는 것으로 추정되었는데 이를 바꾸어 말하면 輸出供給의 價格彈力値가 대략 3.0이라는 것으로 비교적 높은 彈力値라고 하겠다[12]. 반면에 輕工業生産能力指數(*PCL*)의 1% 상승은 輸出價格을 비례적으로 인하는 효과가 있는 것으로 추정되어 경공업의 경우 生産能力이 수출의 가격 경쟁에 미치는 영향이 매우 큰 것으로 보인다. 이것이 단순히 供給能力의 증대의 영향인지 혹은 資本生産性 상승의 효과인지는 여기서 판단할 수 없을 것이다. 換率의 1% 상승은 輕工業製品의 美달러表示 輸出價格을 0.6% 가까이 하락하게 하는 효과가 있었다. 따라서 원貨表示 輸出價格은 0.4%를 조금 넘는 정도로 상승할 것으로 추측할 수 있다.

企業의 生産費에 영향을 미치는 變數들을 보면, 輸出金融金利(*EXIR*)의 1% 상승은 輕工業製品 수출가격을 약 0.1% 높이는 효과가 있고 輸入原燃料價格(*PRM*)의 1% 상승은 약 0.3% 높이는 것으로 추정되었다. 製造業 賃金(*MW*)의 1% 상승은 수출가격을 0.64% 높이는 것으로 나타나 金利나 原燃料에 비해 수출가격에 미치는 영향이 가장 큰 것으로 추정되었다. 이들 세 係數 크기의 순위는 대체로 예상대로인 것으로 사료된다.

12) 輸出供給의 價格彈力値 3은 *XL*의 係數 0.33의 逆數인데, 만약 *XL*을 從屬變數로하고 *PXL*을 說明變數로 하는 供給函數의 추정이었다면 이때에 얻는 彈力値는 3보다 클 것이다. A.S. Goldberger, *Topics in Regression Analysis*, ch. 2. 참조. 참고로 선진국 총수출의 供給函數의 彈力性을 살펴보면 美國의 경우에는 11.5 또는 12.2라고 매우 높은 長期彈力値 추정이 있으며 日本의 경우에는 1.7이라는 추정 결과가 있다. Goldstein and Khan (1984) 참조.

다. 重化學工業 實質輸出函數(*XHC*)

常 數	*FY*	*RPXHC*	*E*	*WPIHC*	*XHC* (−1)
−3.25	2.82	−0.85	−0.68	0.46	0.40
(1.41)	(4.40)	(2.76)	(1.85)	(1.46)	(2.83)

$R^2=0.991$ $F(8, 34)=455.1$ $DW=1.166$

추정된 係數들을 살펴보면 所得變數와 價格變數의 係數는 예상과 같은 부호를 갖고 있고 1% 수준에서 有意한 데 반해 換率과 都賣物價指數(*WPIHC*)의 係數는 예상과는 반대되는 부호를 보이고 있으며 換率의 係數는 5% 수준에서 有意한 것으로 추정되었다.

1分期前 從屬變數의 係數는 0.4로서 外生變數들의 변화에 대한 重化學製品 實質輸出의 적응이 輕工業輸出보다 매우 빠른 것으로 추정되었으며 平均時差는 한 分期보다 짧았다. 外生變數의 변화가 從屬變數에 미치는 總衝擊은 短期의 것의 약 1.7배에 달할 것이다. 重化學輸出의 선진국 GNP에 대한 短期彈力値는 약 2.8, 長期彈力値는 4.7이며, 輸出相對價格에 대한 短期彈力値는 0.85, 長期彈力値는 약 1.42에 달한다. 이와 같은 彈力値는 輕工業輸出의 경우와 마찬가지로 선진국의 推定結果보다 높은 것이다.

국내 都賣物價指數의 係數는 有意度가 낮고 예상과는 반대로 正의 부호를 갖는 것으로 추정되었다. 이것은 두 가지로 해석할 수 있을 것이다. 첫째는 有意度가 낮다는 데 근거하여 重化學製品의 경우 內需販賣와 수출 사이의 선택이 국내 生産者에게 크게 중요하지 않다는 해석이다. 즉 內需用 重化學製品과 輸出用은 매우 다른 제품이기 때문에 국내 가격의 상승이 輸出誘因을 감소시키지 않는다는 것이

다. 그러나 이처럼 大分類된 製造業製品에 있어서 輸出과 內需市場이 완전히 분리되어 있다고 믿기 어렵다. 둘째로 가능한 해석은 重化學製品의 수출이 關聯製品의 국내 물가를 상승하게 하는 원인이 된다는 것이다. 즉 추정된 係數는 단지 相關關係를 반영할 뿐이고 因果의 방향은 이 函數가 가정하는 것과 같이 國內物價→輸出實績이 아니라 그 반대라는 것이다. 이에 의하면 일부 重化學製品의 수출이 증가하면 國內市場에서는 供給不足이 야기되고 이는 다시 重化學製品의 일반적 물가를 상승시키게 된다는 것이다. 이 두 가지 이유 중에 어느 것이 옳든, 혹은 제 3의 이유가 있든 간에 한 가지 분명한 것은 국내 물가가 경공업과 중화학제품의 輸出行態에 미치는 영향은 매우 다르다는 것이다.

換率의 변화가 중화학 수출에 미치는 영향도 예상과 다르게 추정되었는데, 換率이 1% 상승하면 중화학 수출은 實質基準으로 0.7% 가까이 감소하는 것으로 나타났다. 換率의 상승은 원貨表示 輸出價格을 높이게 되므로 輸出誘因을 크게 하는 효과를 갖는 것이 보통이다. 만약 추정 결과가 사실이라면 重化學工業의 경우에는 換率의 상승이 수출의 이윤을 저하시키거나 손실을 초래한다는 것을 의미한다. 이것은 믿기 어려운 결과이나, 이를 가능하게 할 이유를 굳이 찾아보자면 다음과 같을 것이다. 換率의 상승은 대체로 달러表示 輸出價格을 인하하는 효과가 있으므로 換率의 상승이 모두 원貨表示 輸出價格의 상승으로 반영되지는 않는다. 또한 輸入原資材의 원貨價格을 높이고 종국에는 賃金上昇을 유발할 것이다. 이러한 價格側面의 효과 이외에 重化學製品 중 輸出主宗品과 輸入主宗品 사이의 代替關係가 있다면 이 代替關係도 換率의 상승이 수출을 감소케하는 방향으로 작용하는 데 한 몫을 할 수 있을 것이다. 즉 換率의 상승은 輸入主宗品의 수입을 감소시킴으로써 그와 代替關係에 있는 輸出主宗品에 대한 內需를 증대시키고 그 결과 수출이 감소되는 가능성도 있을 것이다.

그러나 여기 언급한 換率上昇의 효과들은 모두 간접적 혹은 제 2차적 효과들로서 이 때문에 수출이 감소하였다는 것은 쉽게 납득할 수 없는 일이다. 일반적으로 間接效果가 直接效果를 압도하는 것은 보기 드문 經濟現象이기 때문이다. 推定結果에만 의존하여 換率의 上昇이 重化學輸出에 대해 負의 효과를 갖는다고 결론지음은 너무 성급한 일일 것이다. 앞으로 이에 대한 더 깊은 연구·분석이 필요할 것이다.

라. 重化學工業 輸出價格函數

常 數	*XHC*	*E*	*EXIR*	*MW*	*PMII*	*PCHC*
2.68	−0.15	−0.31	0.16	0.62	0.03	−0.37
(3.91)	(3.68)	(2.85)	(2.50)	(10.51)	(0.02)	(4.06)
$R^2=0.935$ $F(9,33)=52.6$ $DW=1.67$						

이 函數의 추정에서 實質輸出(*XHC*)의 係數는 예상과는 반대의 부호를 보이고 있으며 1%보다도 낮은 수준에서 有意한 것으로 나타났다. 나머지 說明變數들의 係數는 모두 기대되는 부호를 지녔으며, 輸入中間財價格(*PMII*)을 제외하고는 모두 1% 이하 수준에서 有意하였다.

實質輸出(*XHC*)의 係數가 負의 부호를 갖는 것은 이해하기 어려운 현상이며 長期平均費用曲線의 하락에 기인하는 것인지 혹은 단

순히 輸出需要의 반영인지 혹은 다른 이유가 있는 것인지 알 수 없다.

換率 1%의 상승은 重化學製品의 輸出價格을 약 0.3% 떨어뜨리는 효과가 있었으며 生産能力指數(*PCHC*)가 1% 상승함에 따라 輸出價格은 0.37% 정도 하락하였다. 경공업의 경우에서와 같이 生産能力이 輸出의 價格競爭力에 미치는 영향은 매우 중요한 것으로 사료된다.

生産費 쪽의 요인들을 살펴보면 輸出金融金利의 1% 상승은 輸出價格을 0.16% 높이는 효과가 있었고 賃金의 1% 상승은 대략 0.6% 높이는 효과가 있었다. 이 결과는 경공업의 경우와 매우 비슷한 것이다. 반면에 輸入中間財價格은 輸出價格에 거의 영향을 미치지 않는 것으로 추정되었다. 重化學工業의 輸入投入係數는 다른 製造業部門에 비하여 높은 편이므로 이 또한 납득하기 어려운 결과이다[13]. 이상 몇 가지 이유로 重化學實質輸出 및 價格函數의 규정은 가장 만족스럽지 못한 것이었다.

輕工業과 重化學工業 輸出函數의 추정 결과를 비교해볼 때 지난 10년간 두 製造業部門의 輸出行態에 큰 차이를 발견할 수 있다. 우선 外生變數의 변화에 대한 적응에 있어 重化學部門의 수출이 輕工業部門보다 훨씬 빨랐다. 뿐만 아니라 선진국의 所得變數에 대한 重化學輸出의 短期彈力値가 輕工業보다 3배 이상 큰 것으로 추정되었다. 이 倍數가 정확한 것이 아니더라도 큰 것임에 틀림없다면 선진국 경기의 변동이 重化學輸出에 미치는 영향은 짧은 시차를 두고 큰 폭의 수출 증가 혹은 감소로 나타나는 반면, 輕工業輸出에의 영향은 훨씬 작은 진폭으로 완만히 나타난다 하겠다. 그러나 두 製造業部門의 長期所得彈力値는 대동소이하였다.

우리 수출의 相對價格, 즉 우리나라의 輸出價格 對 海外物價의 비율이 수출에 미치는 영향을 비교하면 輕工業과 重化學工業 輸出이 短期에 있어서는 모두 非彈力的이었고 輕工業輸出의 彈力性이 좀더 낮았다. 長期에 있어서는 두 부문의 수출이 모두 相對價格 변화에 대해 彈力的이었지만 外生變數의 변화가 輕工業에 주는 충격은 서서히 오랜 기간 나타나고 重化學의 경우에는 비교적 短期間에 끝나기 때문에 輕工業의 長期價格彈力値는 重化學의 약 2.5배나 되었다.

두 製造業 輸出 사이의 價格彈力値의 이러한 차이는 다음과 같은 뜻을 갖는다. 만약 두 부문의 輸出價格이 같은 비율로 상승하고 그 上昇率이 海外市場의 물가보다 낮다면 輕工業輸出은 重化學보다 높은 成長率을 갖게 된다. 반면에 輸出價格 上昇率이 海外物價 上昇率보다 더 높은 경우에는 輕工業 輸出은 重化學보다 더 높은 비율로 감소할 것이다. 따라서 수출가격과 해외물가의 상대적 상승율이 매우 중요한 뜻을 갖게 된다. 輸出物價 변화의 기복이 심하지 않았던 1976년 1/4분기부터 1982년 3/4분기(추정 대상의 마지막 분기)까지 輕工業의 輸出物價指數는 약 1.65배 상승하였는데 비해 重化學의 指數는 약 1.34배 상승하였다. 같은 기간 동안 海外市場의 物價指數는 약 1.6배 상승하였으므로 輸出相對物價의 변동은 輕工業의 경우에는 수출 감소의 효과를, 重化學의 경우에는 수출 증대의 효과를 가져왔다.

輸出價格函數의 추정 결과를 비교하여 보

13) 韓國銀行, 『1980年 産業聯關表』.

면 製造業의 名目賃金과 輸出金融金利의 변화가 경공업과 重化學 輸出價格에 미치는 효과는 거의 같은 것이었다. 한편 生産能力指數의 상승이 輸出價格에 미치는 영향에는 두 製造業輸出 사이에 큰 차이가 나타났다. 즉 輕工業의 경우에는 生産能力이 1% 증가함에 따라 수출가격은 거의 같은 비율로 하락하였는 데 비해 重化學 輸出價格은 약 0.37% 하락하는데 그쳤다. 바꾸어 말하면 輕工業의 生産能力을 증대시키는 것이 重化學工業의 生産能力을 증대시키는 것보다 수출의 價格競爭力 提高에 있어 훨씬 더 효율적이었을 것이다. 따라서 生産能力 1% 증대에 따른 輸出增大效果는 重化學製品보다는 輕工業製品의 경우에 훨씬 더 컸을 것이다. 전술한 推定結果를 중심으로 이 효과를 대강 계산해 보면, 輕工業製品의 경우 輸出價格은 1% 떨어지고 實質輸出은 長期에 걸쳐 약 3.6% 증가할 것이므로(이 수출의 價格彈力値는 3.63) 金額 기준으로 輕工業輸出은 약 2.6% 증가할 것이다. 반면에 重化學製品의 輸出價格은 0.37% 떨어지고 實質輸出은 약 0.53% 증가할 것이므로(이 수출의 價格彈力値는 1.42) 금액 기준으로 重化學輸出은 0.2% 미만의 증가를 보일 것이다. 이와 같이 輸出增大效果에 큰 차이가 있을 뿐 아니라 輕工業輸出의 總輸出 중 比重이 1982年까지 重化學輸出보다 컸으며 重化學工業이 輕工業보다 더 輸入誘發的이므로[14], 生産能力 증대의 外貨稼得效果는 重化學工業보다 輕工業의 경우에 훨씬 더 컸을 것이다.

이러한 추정 결과에 비추어볼 때 1970년대를 통하여 重化學工業에 중점 투자하고 輕工業部門을 소홀히 하였던 정책은 매우 비싼 대가를 치룬 것이라 하겠다.

V. 結　論

이상의 函數推定은 앞으로 개선할 여지가 있는 것이지만 그 결과에 기초하여 다음의 몇 가지 결론을 내릴 수 있는 것으로 사료된다.

우선 輸入과 輸出函數들의 所得彈力性이 높다는 점이다. 輸入函數들은 原油의 경우에는 예외이나 2에 가까운 所得彈力性(消費財의 경우에는 長期彈力値)를 보였으며 두 輸出函數의 長期所得彈力値는 5에 가까웠다. 선진국 수출의 所得彈力値가 1 내지 2의 크기를 갖는데 비하면[15] 우리 수출의 彈力値는 매우 높은 것이며, 이것이 장래에도 유지된다면 世界市場에서 우리 수출의 占有率이 계속 확대될 것이다. 그러므로 선진국의 保護主義障壁과의 충돌이 계속될 것이며, 우리 수출의 높은 所得彈力値가 계속 유지될지의 여부는 保護主義의 추이에 크게 달려 있다 하겠다.

추정된 所得彈力値는 輸出 혹은 輸入物價에 관한 價格彈力値에 비하여도 훨씬 큰 것이다. 이는 우리나라의 貿易收支는 輸出入物價指數의 변동보다 국내외의 實質所得 변화에 의해 그 추세가 대부분 결정되리라는 것을 의미한다.

14) 1980年 産業聯關表(19×19)의 輸入誘發係數(表 11, p42)와 I-O 部門別輸出(表 1-1, p26)을 사용하여 얻은 平均數値는 다음과 같다. 1980년 産業聯關表(Ⅱ) 참조.

$A^m(I-A^d)^{-1}$ 사용		$\hat{m}A[I-(I-\hat{m})A]^{-1}$ 사용	
輕工業輸出	重化學輸出	輕工業輸出	重化學輸出
.399	.461	.287	.436

15) Goldstein and Khan (1984) 前揭論文 참조.

〈表 4〉 所得 및 價格 彈力値와 加重値

輸入				輸出			
상 품 군	소득탄력치	가격탄력치	가중치(%)	상 품 군	소득탄력치	가격탄력치	가중치(%)
소 비 재*	1.89	0.98	3.2	경 공 업*	5.20	3.63	57.2
자 본 재	1.84	1.44	26.6	중화학공업*	4.70	1.42	42.8
원 재 료	1.80	0.51	42.7				
원 유	1.03	0.16	27.5				
총 수 입	1.60	0.68	100.0	총 수 출	4.97	2.68	100.0

註 : 1) 比重은 本稿에서 函數推定의 대상이 된 商品群 중에서의 比重을 말하며 輸入쪽의 比重은 1980~1982년의 실적에 기초한 것이고 수출 쪽의 比重은 1982년 輸出 實績에 기초한 것임.
2) *는 長期彈力値를 표시함.

추정된 所得彈力値를 비교하여 보면 수출이 수입보다 훨씬 높은 彈力値를 지닌 것으로 나타났다. 양쪽의 彈力値들을 〈表 4〉에 있는 수출 혹은 수입 중 각 商品群이 차지하는 비중으로 加重平均하면 總輸出의 所得彈力値는 약 5.0이고 總輸入의 所得彈力値는 1.60이었다(전술한 바와 같이 本稿의 函數推定의 대상이 된 輸出과 輸入은 각각 總額의 약 90%와 80%를 점하고 있다). 따라서 우리나라의 經濟成長率이 先進諸國과 같다면, 다른 조건이 불변인 경우 輸出의 성장율은 수입보다 훨씬 높을 것이다. 그러나 우리의 成長率이 先進國보다 약 3.1倍 이상 되면 輸入의 成長率이 輸出보다 높아지기 시작할 것이다.(推定期間 동안 우리 경제의 年平均成長率은 약 8.1%이었으며 函數推定에 사용된 先進國 GNP의 加重平均値는 年平均 약 3%에 가까운 成長率을 보였다.)

이같은 輸出入의 所得彈力値가 장래에도 지속된다면 우리 경제의 海外衣存度는 당분간 계속 높아질 것으로 예상된다. 만약 우리경제가 약 8%의 成長을 지속하고 先進經濟의 成長率은 약 1.6% 이상만 되면 우리 輸出의 成長率이 經濟成長率을 上廻하게 되어 수출 對 국민총생산의 比率은 높아질 것이다. 우리의 輸入은 이미 본 바와 같이 所得彈力的이므로 輸入成長率 역시 經濟成長率을 上廻할 것이기 때문에 輸入 對 국민총생산의 比率 역시 계속 높아질 것이다.

推定된 價格彈力値를 비교해 보면 所得彈力値의 경우와 마찬가지로 輸出이 輸入보다 높은 彈力値를 가지고 있는 것으로 나타났다. 資本財輸入은 價格彈力的이었으나 原油나 原材料의 輸入은 매우 非彈力的이었는데 이들은 產業活動에 必要不可缺한 原料이며 國內에 代替財가 거의 없기 때문으로 놀라운 일은 아니다. 消費財의 輸入은 短期에서는 非彈力的이나 長期에서는 거의 單位彈力的이었다. 이에 비하여 수출의 長期價格彈力値는 輕工業은 3.6 重化學은 약 1.4로 추정되었다. 수출과 수입 사이에 價格彈力値가 이같이 큰 차이를 보이는 것은 海外市場에서 우리 輸出商品은 많은 代替財와 競爭關係에 있는 데 반해 國內市場에서 輸入商品은 代替財와의 경쟁이 심하지 않은 것을 반영하는 것으로 사료된다. 선진국의 推定結果도 대체로 輸出의 價格彈力値가 수입보다 높은 것으로 되어 있으나[16] 1.5배

16) Goldstein and Khan (1984) 참조.

혹은 그보다 낮은 倍數를 보여 주는데, 우리나라의 경우는 〈表 4〉에서 보는 바와 같이 수출의 價格彈力値는 약 2.68로 수입의 0.68보다 4배에 가까운 크기를 갖고 있다.

換率의 변화가 貿易收支에 어떠한 효과를 가질 것인가를 추정된 輸出入函數로 예견하기에는 미비한 점이 많이 있다. 換率의 변화는 輸入函出數를 통해 직접으로 영향을 미칠 뿐 아니라 수출 및 수입의 變化는 國民總生産에 대한 영향, 國內都賣物價指數에 대한 영향 등을 통하여 간접적으로 輸出入에 다시 영향을 미칠 것이기 때문이다. 이같은 간접적 효과를 고려하지 않고 직접적 효과만을 살펴보면, 換率 變動時 輸入에 대한 영향은 價格彈力値를 통하여 나타날 것이다. 〈表 4〉의 比重을 적용하여 長期平均彈力値를 구하면 0.68이므로, 換率이 10% 上昇한다면 推定된 輸入은 實質基準으로 6.8% 減少할 것이다. 美달러基準 輸入價格은 우리 換率變化에 의해 영향받지 않을 것이므로 輸入을 위한 外貨支拂 역시 약 6.8% 減少할 것이다.

換率 10% 상승의 수출에 대한 長期영향은, 推定結果를 그대로 따를 경우, 경공업은 28.2%의 實質輸出增大와 重化學工業은 약 11.3%의 實質輸出減少의 效果를 갖게되며, 輸出價格에 대한 長期의 영향은 輕工業輸出價格을 5.8%, 그리고 重化學輸出價格을 3.1% 美달러基準으로 하락시키는 효과가 있을 것이다. 따라서 推定結果를 그대로 적용한다 하여도 換率 10%의 상승은 수출로 인한 外貨收入은 약 6.6% 增加시키는 效果를 갖는다 하겠다. 만약 推定結果를 따르지 않고 換率上昇의 重化學輸出에 대한 負의 效果를 無視한다면 輸出로 인한 外貨收入은 약 11.5% 증가하게 될 것이다. 재언하거니와 이 계산은 直接效果만을 고려하고, 換率이 國內物價에 미치는 영향과 輸出增大가 國民總生産에 미치는 영향등을 통하여 가지게 되는 輸入增大 및 輸出減少의 第2次的인 波及效果를 고려하지 않고 있으므로 實際效果는 위의 계산보다는 적을 것이다. 또한 國內經濟가 完全雇傭에 가까울수록 直接效果도 더 작아질 것이다. 그러나, 추정에 包含되지 않은 商品의 輸出入이 換率變動에 비슷한 反應을 보일 것이라는 假定하에 換率引上의 효과는 貿易收支를 惡化시키지 않음은 물론 收支改善의 효과가 있을 것으로 사료된다.

다른 推定結果中 중요한 의미를 갖는 것은 生産能力變數가 輸出價格에 미치는 영향이다. 輕工業部門의 生産能力을 1% 增大시키는 것은 重化學部門의 1% 生産能力增大보다 輸出增大 및 外貨稼得 效果가 훨씬 더 큰 것으로 추정되었다. 本稿의 生産能力指數에 의하면 1972년 이후 1982년 3/4분기까지 重化學工業部門의 生産能力은 9倍 가까이 증가하였는데 비해 輕工業部門은 약 3.5배 증가한 데 그쳤었다. 이는 重化學部門 위주의 工業化政策에도 그 중요한 이유가 있을 것이다. 만약 生産能力을 제약하는 주된 원인이 資本의 부족에 있다면 推定結果는 輕工業에 대한 投資增大가 심각히 고려되어야 한다는 것을 示唆한다. 이는 또한 우리 경제의 살 길은 重化學部門 내지 尖端技術分野라는 발상 아래 輕工業部門은 반쯤 포기하거나 소홀히 하는 것이 막대한 대가를 요구하는 일이라는 것을 示唆한다. 後發開途國에 비해 우리나라 賃金의 上昇率이 빠르다면 그것은 輕工業部門을 斜陽産業視하는 것을 정당화하는 것이 아니고, 輕工業輸出의 價格彈力値가 重化學輸出보다 월등히

높다는 점, 또 우리나라 製造業輸出의 절반을 점하고 있다는 점, 이 부문의 雇傭效果가 重化學部門보다 큰 점 등을 감안하고 本稿의 推定結果를 고려할 때 오히려 이 부문의 投資의 필요성을 강조하는 것이라 사료된다.

▷ 參 考 文 獻 ▷

金秀勇, 『韓國貿易政策과 物價變動』, 國際經濟硏究院 硏究叢書 4, 1980.

_____, 『輸入原資材價格上昇의 效果分析』, 國際經濟硏究院, 1980.

_____, 『韓國貿易의 成長과 構造變化』, 韓國產業經濟技術硏究院, 1982.

徐錫泰, 『韓國의 輸入構造 및 輸入政策』, 韓國開發硏究院, 1979.

_____, 「韓國 輸出需要와 供給의 構造方程式 推定」, 『韓國開發硏究』, 1980 가을호, pp. 19~13.

楊秀吉 外, 『產業政策의 基本課題와 支援施策의 改編方案』, 硏究報告 82-09, 韓國開發硏究院, 1982.

呂運邦 編, 『KDI 데이터 베이스』, 韓國開發硏究院, 1983.

俞正鎬, 「國際油價의 急騰이 韓國經濟에 미치는 影響」, 『韓國開發硏究』, 1982 여름호, pp. 112~131.

韓國貿易協會, 『貿易動向』.

韓國銀行, 『물가총람』.

_____, 『1980年 產業聯關表』, 1983.

Goldberger, Arthur S., *Topics in Regression Ananlysis*, The MacMillian Company, New York, 1968.

Goldstein, Morris and Mohsin S. Khan, "The Supply and Demand for Exports: A Simultaneous Approach", Review of Economics and Statistics, May 1978, pp. 275~286.

_____, "Income and Price Effects in Foreign Trade", EPA II International Symposium on "The Mechanism for Transmission of and Insulation from Economic Disturbances under Floating Exchange Rate—Comparison between Theories and Multipliers of the EPA World Econometric Model"에 發表된 論文, Economic Research Institute, Economic Planning Agency, Japan, 1984.

Kenen, Peter, ed., *International Trade and Finance*, Cambridge University Press, Cambridge, 1975.

Leamer, Edward E. and Robert M. Stern, *Quantitative International Economics*, Allyn and Bacon, Boston, 1970.

Page, S.A.B., "The Revival of Protectionism and its Consequences for Europe", *The Journal of Common Market Studies*, Sept. 1981.

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

van Wijnbergen, Sweder, *Short-Run Macro-Economic Adjustment Policies in South Korea*, World Bank Staff Working Papers No. 510, World Bank, 1981.

Winters, L. Alan, *An Econometric Model of the Export Sector*, Cambridge University Press, Cambridge, 1981.

Yeats, Alexander J., *Trade Barriers Facing Developing Countries*, MacMillan Press, 1979.

輸出自律規制와 쿼타配分制度 改善方案

李 性 燮

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序 言
Ⅱ. 輸出自律規制의 特徵
Ⅲ. 現行 쿼타配分制度의 槪要
Ⅳ. 現行 쿼타配分制度의 問題點
Ⅴ. 輸出自律規制의 模型
Ⅵ. 輸出쿼타配分制度의 改善方案
Ⅶ. 要約 및 結論

Ⅰ. 序 言

1970年代에 들어서면서 시작되고, 최근에 이르러 절정에 이른 느낌을 주는 先進國들의 新保護貿易主義는 關稅 이외의 規制手段을 사용하여 수입을 규제한다는 특징을 가지고 있다. 新保護貿易主義라고 지칭되는 輸入規制의 형태는 다양하나 그 중에서도 輸出自律規制(VER: Voluntary Export Restraint)가 가장 選好되는 規制型態로 등장하고 있으며 선진국 특히 美國으로 수출되는 많은 품목에 輸出自律規制가 이미 이루어져 있거나 논의되고 있다.

종전에는 輸出自律規制의 定義가 輸入國이 강압에 의하여 輸出業者들로 하여금 關稅나 輸入制限(import quota)에 代置하여 그에 상응하는 형태의 輸出物量規制를 취하도록 하는 정책이라고만 定義되었으며 이 정책에 관한 輸出業者들의 역할에 관한 논의가 별반 없었다. 다만 몇몇 經濟學者들에 의하여서 關稅나 輸入制限보다는 輸出自律規制가 輸出業者에게 더 선호되는 輸入規制類型이라는 사실이 언급되었다. 本稿의 부차적인 목적은 輸出自律規制가 발효될 때에 이 조치를 갈망하는 輸入國의 生産業者들뿐만 아니라 輸出業體도 이 조치가 발효되기 이전보다 더 큰 이익을 볼 수 있다는 최근의 學界의 硏究結果를 소개함으로써 輸出自律規制를 좀더 정확히 파악하는데 도움이 되고자 하는 데에 있다.

筆者：韓國開發硏究院 副硏究委員
* 院內 硏究委員들과 輸出組合任員 여러분들의 批評에 감사를 표하며 또한 本硏究를 수행함에 있어서 姜聲潤 主任硏究員에게 크게 도움을 받았다는 점을 밝혀 둔다.

그러나 國內輸出業體들이 海外市場에서 國內業體間의 過當競爭을 함으로써 발생하는 손실을 방지하기 위하여 만드는 自發的 自律規制를 제외한다면 대부분의 輸出自律規制는 다른 유형의 輸入規制에 대한 代案(alternative)으로서 주어지는 것이기 때문에 輸出業者에게는 선택의 여지가 별로 없는 실정이다. 즉 輸出業者의 選好如否에 상관없이 輸出自律規制는 현실적인 제약으로서 작용하고 있다. 문제는 모든 형태의 輸出物量規制가 그것이 自發的 自律規制이든지 혹은 輸入規制의 변형으로 등장한 輸出自律規制이든지 간에 반드시 한정된 輸出쿼타物量을 輸出業體間에 배부하는 문제를 수반한다는 사실에 있다[1].

輸出自律規制는 수출에 참여하고 있는 모든 업체들이 輸出物量의 공급을 自制함으로써 성립된다. 그러나 대부분의 輸出自律規制는 본문에서 상론하는 바와 같이 당해 製品의 價格上昇을 유발하기 마련이다. 따라서 이미 수출에 참여하고 있는 업체들은 輸出自律規制 이후에 供給物量을 증가시키고자 하는 유혹을 더욱 더 받게 마련이다. 따라서 輸出쿼타 配分過程에서 흔히 新規參與者의 개입이 배제되기 마련이며 한정된 輸出쿼타는 이미 수출에 참여하고 있던 輸出業體들의 既得權을 존중하는 형식으로 배분된다.

장기적으로 이런 형태의 輸出쿼타配分方式은 주어진 資源의 효율적인 이용이라는 점에 있어서나 또는 바람직한 輸出商品構造를 확립한다는 점에 있어서 여러 가지 문제점을 내포하고 있다. 本稿의 가장 큰 목적은 輸出物量規制가 선택의 여지가 없는 제약으로 주어졌을 때에 여하한 형태의 輸出쿼타配分方式을 취하는 것이 가장 國民福祉를 극대화시킬 수 있는가하는 문제를 연구하는 데 있다.

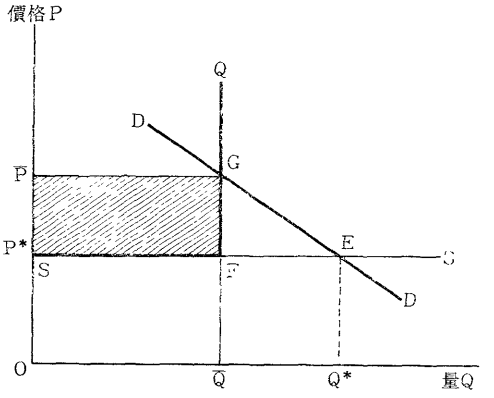
第Ⅱ節에서는 輸出自律規制의 특징 특히 輸出物量規制가 이루어지는 경우에 나타나는 경제적 효과와 여하히 輸入國의 生產業者와 輸出業者가 동시에 輸出自律規制에 관심을 가질 수 있는가 하는 문제가 微視經濟的 接近方法을 사용하여 묘사되었다. 第Ⅲ節에서는 현행 輸出쿼타配分制度의 골격에 대한 파악이 이루어지고 있으며 第Ⅳ節에서는 현행 쿼타配分制度의 문제점이 열거되고 있다. 第Ⅴ節에서는 현행 쿼타配分制度의 改善方案을 모색하기 위하여 간단한 一般均衡分析模型이 소개되고 이 모형을 통하여 輸出物量規制가 制約條件으로 주어졌을 때에 最適의 解決方案은 무엇인가하는 문제가 분석된다. 第Ⅵ節에서는 第Ⅳ節에서 제기된 문제들의 분석과 第Ⅴ節에서 모색된 해결 방안을 결합하여 현행 쿼타配分制度의 개선방안을 모색하고 있다. 마지막으로 第Ⅶ節에서는 요약과 결론이 취급된다.

Ⅱ. 輸出自律規制의 特徵

輸出自律規制에는 몇 가지 중요한 특징이 있다. 이러한 특징들은 여타의 輸入規制措置와

1) 本稿에서 輸出自律規制(VER)는 輸入國이 關稅내지 輸入制限에 대신하여 輸出業者에게 輸出物量을 規制하게 하는 유형의 輸入規制政策을 지칭하고 있으며 自發的 自律規制는 輸出業者들이 輸出市場을 효과적으로 관리할 목적에서 자발적으로 시행하는 輸出業者談合의 성격을 띠는 輸出物量規制를 지칭하고 있다. 통상적으로 輸出物量規制라고 할 때에는 輸出自律規制와 自發的 自律規制를 통틀어 輸出物量이 輸出業者에 의하여서 규제되는 모든 유형의 정책을 의미하였다. 그러나 본문중에는 때때로 輸出自律規制와 輸出物量規制가 혼용되어 서로 같은 의미를 지니는 用語로 사용되기도 한다.

〔圖 1〕 輸出物量規制



輸出自律規制를 구분하는 輸出自律規制의 특이한 면을 보여주고 있으며 최근의 활발한 연구를 통하여 이 분야에 관한 새로운 사실들이 밝혀지고 있다.

1. 輸出物量規制의 効果

輸出自律規制의 특징들은 輸出物量規制가 주는 효과에 의하여서 잘 나타난다. 〔圖 1〕은 輸出物量規制가 이루어진 市場의 輸入需要曲線과 輸出供給曲線이 단순화된 형태로 표시되어 있으며 이 단순화된 그림을 통하여 輸出物量規制가 주는 효과를 명료하게 나타내주고 있다.

〔圖 1〕에서 직선 DD는 輸入需要曲線을, 직선 SS는 輸出供給曲線을 각각 표시하고 있다. 분석의 편의를 위하여 두 곡선을 모두 線型으로 가정하였으며 輸出供給曲線은 輸出供給彈力性이 매우 크다고 가정하였다. 貿易上에 아무런 장애가 없을 경우 이 財貨市場의 균형은 점 E에서 결정되며 이 財貨의 市場價格은 P^* 수준에서 결정된다.

輸出物量規制는 그것이 유효한 경우에 輸出物量이 均衡去來量보다 낮은 수준에서 결정되는 것을 의미하며 〔圖 1〕에서는 $\bar{Q}$ 수준에서 결정되는 것으로 想定하였다. 輸出供給物量이 $\bar{Q}$에서 제한되면 輸出供給曲線은 SFQ로 바뀌게 되며 均衡點은 점G로 이동하게 된다. 또한 가격은 P^*에서 $\bar{P}$로 상승하게 된다.

輸出物量規制로 말미암아 나타나는 결과중에서 가장 두드러진 것은 物量規制를 받은 財貨市場에 있어서의 가격의 상승이다. 이와 같은 價格上昇으로 말미암아 生産業者들은 輸出物量規制를 받기 이전과 동일한 生産單價를 유지하면서도 더욱 많은 販賣收入을 얻게 되며 결과적으로는 〔圖 1〕에서 斜線 친 부분만큼의 地代를 얻게 된다. 輸出物量規制로 말미암아 나타나는 또 다른 현상은 消費者들이 같은 제품을 비싼 가격에 구입하게 되어 결과적으로는 消費者 剩餘의 손실(dead-weight loss)이 발생하게 된다는 것이다.

가. 價格上昇効果

輸入國의 生産業者들에 의하여 輸出自律規制가 갈구되는 대부분의 경우에 있어서 輸出物量規制로 인하여 가격이 상승하면 높은 生産單價로 말미암아 市場에서 도태될 상황에 처해 있던 輸入國의 生産業者들이 다시 생산에 임할 수 있게 되는 계기가 마련된다. 輸入國의 生産業者들이 輸出業者들에게 輸出自律規制를 하도록 강요하는 이유가 여기에 있다.

나. 地代의 發生

반면에 輸出業者들은 輸出自律規制로 인해 輸出物量을 規制받는 대신에 地代所得을 얻을 수 있게 된다. 輸出自律規制가 발효되는 전후를 비교할 때에 어느 경우가 輸出業者에게 득

이 더 클가 하는 문제는 市場의 상황과 輸出物量規制의 크기에 따라 결정될 문제이나 분명한 사실은 輸出業者들에게도 輸出自律規制에 대한 誘因이 작용한다는 점이다. 보다 구체적으로 輸入國의 生産業者들과 輸出業者가 談合하여 輸出物量規制를 도모할 수 있는 상황에 대하여는 추후에 상론하기로 한다.

輸出物量規制가 이루어지는 산업에 있어서는 輸出業者가 複數인 것이 일반적이다. 따라서 輸出物量規制가 이루어지는 경우 輸出쿼타를 여하히 參加企業들에게 배분하느냐 하는 문제가 발생하게 마련이다. 그러나 輸出物量規制가 실시되기 이전부터 輸出에 참여하고 있던 기업들조차도 그들이 원하는 만큼의 物量供給을 할 수 없는 상황이기 때문에 新規企業들의 참여는 그만큼 제한적이다. 輸出쿼타配分問題를 더욱 어렵게 만드는 것은 輸出物量規制가 이루어진 이후에 형성된 價格 $\bar{P}$가 그 이전의 價格 P^*보다 높은 수준이기 때문에 同製品에 대한 輸出業者들의 輸出意慾이 輸出自律規制 이후에 더욱 강하여진다는 사실이다. 輸出物量規制가 실시되는 경우 필연적으로 발생하는 輸出業者間 輸出쿼타配分問題에 대한 분석은 第Ⅲ～Ⅵ節에서 취급된다.

다. 消費者의 犧牲

輸出自律規制가 실시되는 경우 輸入國의 生産業者들은 인상된 가격에서 생산을 증가시킬 수 있으며 輸出業者들은 地代所得을 얻을 수 있다는 사실은 이미 언급되었다. 그러나 消費者들은 인상된 가격을 지불해야 하며 인상된 價格部分(圖 1에서의 斜線部分) 만큼의 消費者 剩餘를 生産業者에게 빼앗겨야 하고, 더 나아가서 일부의 消費者 剩餘(△GFE部分)는 사회적 손실(dead-weight loss)로서 증발하게 된다. 즉 輸出自律規制라는 게임에서 消費者만이 유일하게 純損失을 경험하고 있다.

2. 輸出自律規制에의 誘因

최근 「해리스」(R. Harris, 1984) 敎授의 연구 결과에 의하면 輸出自律規制가 이루어질 경우 輸入國의 生産業者는 價格先導者(price leader)가 되는 경향이 있다고 한다. 그는 이 사실은 2人게임模型을 사용하여 증명하였다. 즉 輸出業者의 공급이 물량적인 제약을 받게 될 경우 輸入國의 生産業者는 이와 같은 輸出業者들의 제약을 이용하여 주어진 상황에서 독점적 가격을 설정할 수 있다는 내용이 된다.

또한 「오노」(Y. Ono, 1984) 敎授는 輸出業者가 輸出自律規制 이전에 輸入國市場에서 價格先導者였다고 想定하고 輸出業者가 같은 物量을 輸出하더라도 그 자신이 輸入國市場에서 價格先導者가 되어 輸出하는 것보다 輸出自律規制에 의하여 物量쿼타를 배정받아 수출하는 것이 언제나 높은 價格을 받을 수 있다는 사실을 증명하였다[2]. 이것은 輸出自律規制下에서 합의된 輸出物量이 輸出業者가 輸入國市場에서 價格先導者가 되어 최적으로 결정하였던 輸出物量에서부터 별반 크게 감소하지 않는 한 輸出業者가 輸出自律規制로 말미암아 더 큰 이익을 얻게 됨을 의미한다.

대부분의 경우에 있어서 輸出自律規制는 輸出自律規制가 설정되는 시점에 있어서의 輸出物量으로부터 더 이상 輸出物量을 월등히 증가시키지 않겠다는 輸出業者들의 선언이라는

2) 필자는 이 부분 내용을 이해함에 있어서 「오노」 敎授가 보내준 그의 분석에 대한 數式證明에 힘입었다.

점을 감안한다면 輸出自律規制時에 합의되는 輸出物量이 輸出業者가 輸入國市場에서 價格先導者가 되어 最適으로 결정하였던 물량과 크게 차이가 나지 않을 것이라는 점을 알 수 있으며, 따라서 輸出自律規制가 이루어지는 경우 輸入國의 生産業者뿐만 아니라 輸出業者도 더 큰 득을 얻는다는 사실을 알 수 있다[3].

같은 물량을 수출하더라도 輸出自律規制下에서 수출하는 것이 그 자신이 輸入國市場에서 價格先導者가 되어 輸出하는 것보다 더 높은 가격을 받을 수 있는 이유는 다음과 같다. 즉 輸出自律規制가 이루어지는 경우 輸入國市場에서는 輸入國의 生産業者가 價格先導者가 되는 경향이 있다. 그러나 이름만 價格先導者이지 輸入國의 生産業者는 사실상 獨占供給者와 같은 행세를 하게 된다. 즉 輸入國의 生産業者는 輸出自律規制에 의하여 합의된 쿼타量을 국내의 需要曲線에서 제외한 연후에 獨占供給者로서 獨占價格을 형성하게 된다. 이때에 輸入國의 生産者가 명실상부한 獨占供給者 행세를 할 수 있는 것은 〔圖 1〕의 供給曲線 *SFQ*와 같이 輸出業者의 供給曲線이 輸出쿼타物量에서 수직으로 上向하기 때문이다. 말하자면 輸出쿼타物量을 초과하면 輸出業者의 限界費用曲線(供給曲線)은 무한대의 비용을 표시하는 듯한 모습을 하게 된다. 따라서 輸入國生産業者는 輸出쿼타物量을 제외한 여타의 需要曲線을 이용하여 輸出業者를 의식할 필요없이 獨占價格을 결정할 수 있다.

반면에 輸出自律規制가 이루어지지 않고 輸出業者가 價格先導者가 되는 경우에 있어서는 輸出業者는 輸入國의 生産業者의 右上向供給曲線을 의식하여야 한다. 따라서 獨占者로서 가격을 결정하는 것이 아니라 가격이 상승함에 따라서 증가하는 輸入國의 生産業者의 供給物量을 차감한 연후에 가격을 결정하여야 한다. 결국 같은 輸出物量이라 하더라도 輸出自律規制가 이루어져서 輸入國의 生産業者들이 獨占供給者 행세를 하며 결정한 가격이 輸出自律規制 없이 輸出業者가 價格先導者가 되어 결정한 가격보다 언제나 높다.

이상의 사실은 輸出自律規制가 이루어지는 경우 그것은 해외로부터의 수입에 의하여 市場에서 도태될 위기에 처한 輸入國의 生産業者들뿐만 아니라 輸出業者에게도 매력적인 제안이 될 수 있다는 것을 말하여 준다. 이와 같이 양국의 生産業者들이 輸出自律規制에 의하여서 혜택을 누릴 수 있는 반면에 이 모든 혜택은 輸入國의 消費者들에게 높은 가격과 일부 消費者剩餘의 滅失(dead-weight loss)이라는 형태의 희생으로 나타난다는 사실에 주목할 필요가 있다.

Ⅲ. 現行 쿼타配分制度의 概要

현행 輸出쿼타配分制度에서는 輸出物量規制가 이루어지는 각 組合別로 輸出業體間에 輸出쿼타가 배분되고 있다. 각 輸出組合이 채택하고 있는 輸出쿼타의 配分基準은 대체로 전체적인 윤곽이 유사하나 다만 적용되는 細部

3) 輸出業者가 輸出自律規制以前에 輸入國市場에서 價格先導者였다고 想定한 것은 輸出自律規制가 이루어지는 대부분의 경우에 있어서 輸出業者의 費用曲線이 輸入國의 生産業者의 그것보다 월등하게 낮은 수준에서 결정되어 있기 때문에 輸出業者가 쉽게 價格先導者의 위치를 점유할 수 있어서 그렇게 想定한 것이다. 「오노」 敎授는 輸出業者가 輸出自律規制以前에 價格追從者였다고 하더라도 輸出自律規制는 輸入國의 生産者뿐만 아니라 輸出業者에게 더 큰 이익을 준다는 사실을 같은 방법으로 증명하였다.

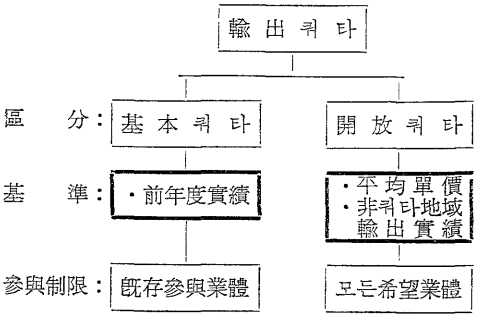
指針에 있어서만 각 組合의 특수성에 따라서 약간의 차이가 있다.

1. 현행 쿼타配分制度의 槪要

細部指針에 있어서 다소의 차이가 있으나 대부분의 輸出組合이 채택하고 있는 輸出쿼타 配分制度는 〔圖 2〕에 의하여 요약될 수 있다. 즉 모든 輸出쿼타는 基本쿼타와 開放쿼타로 양분된다.

가. 基本쿼타와 開放쿼타

〔圖 2〕 基本 및 開放쿼타의 配分



양국 업체간 또는 정부간 또는 수출업체간의 협의에 의하여 결정된 特定品目의 輸出쿼타는 우선 이 품목의 해당국 수출에 참여하고 있던 업체들 사이에 전년도 輸出實績에 비례하여 배분된다. 이와 같이 배정되는 쿼타部分을 基本쿼타라고 지칭한다.

예컨대 特定輸出業體가 對英國 신발류의 輸出自律規制가 이루어지던 해에 英國에 대하여 100足 상당의 特定類의 신발을 수출하였다면 그 업체는 다음 해에 100足의 基本쿼타를 배정받으며 이 업체가 英國에 대하여 계속하여 100足의 輸出實績을 달성하는 한 이 업체에 주어진 신발류에 대한 對英國輸出의 基本쿼타는 계속하여 100足으로 남아 있게 된다.

基本쿼타의 特徵은 어느 업체가 애당초부터 基本쿼타를 보유하고 있지 않으면 원칙적으로 그 이후에도 자연히 基本쿼타配定에서 제외된다는 것이다. 즉 基本쿼타는 輸出自律規制가 이루어지던 시점에서 수출에 참여하던 업체들의 既得權을 보호하여 주는 제도라고 할 수 있다[4].

반면에 開放쿼타는 희망하는 모든 有資格輸出業體가 참여할 수 있도록 개방되어 있다. 開放쿼타는 基本쿼타가 배정된 殘餘部分, 兩國間輸出쿼타의 增加分, 그리고 基本쿼타를 이행하지 못한 업체들로부터의 벌칙으로 인한 쿼타의 還收分 등으로 구성된다. 開放쿼타를 이를 配定을 받기를 희망하는 수출업체들 사이에 배분하는 데에는 대체로 두 개의 기준이 사용된다. 하나는 平均單價에 의한 구분이고 다른 하나는 非쿼타地域에 행한 輸出實績에 따른 구분이다[5].

平均單價에 의한 구분이란 개별 수출업체의 輸出쿼타 申請分을 그들이 첨부한 輸出信用狀(L/C)에서 계산해낸 平均單價를 가지고 순위를 정하고 그 순위에 따라서 높은 순위에 더 많은 물량을 배정하는 방식으로 쿼타物量을 배정하는 것을 말한다. 여기에서 사용하는 平均單價는 輸出信用狀에서 계산해낸 總輸出豫想額을 輸出豫想物量으로 나누어서 산출한다.

또한 平均單價는 쿼타配定希望業體들의 전년도 輸出實績을 평가하는 데도 사용된다. 즉

4) 예외적으로 開放쿼타의 일부가 실적으로 인정되어 基本쿼타 配定에 참고되는 수도 있다. 그러나 실적이 만들어진 연유에 상관없이 基本쿼타는 그렇게 만들어진 실적을 차기에 승계시킨다는 특징이 있다.

5) 여기에 소개되는 쿼타配定基準은 주로 纖維織物・纖維製品 組合이 채택한 방식을 중심으로 설명되었다.

각 수출업체들의 전년도 수출실적에서 平均單價를 계산한 다음 이들 輸出業體들을 그들의 平均單價別로 上·下位圈으로 구분하고 開放쿼타物量配定에 있어서 차등을 둔다.

非쿼타地域輸出에 의한 구분이란 일정 부분의 開放쿼타를 배분함에 있어서 전년도 非쿼타地域 輸出實績에 따라서 쿼타配定希望輸出業體들을 구분하여 配定比率을 정하는 방식이다. 예컨대 오랫 동안 輸出自律規制를 실시한 경험을 가지고 있는 纖維織物 및 纖維製品組合의 1984年度 開放쿼타配定領에 따르면 開放쿼타의 35%는 쿼타申請業體들의 輸出信用狀을 高單價順으로 구분하여 쿼타配定의 優先順位를 정하고 있고 開放쿼타의 또 다른 35%는 쿼타申請業體들의 전년도 輸出實績에서 平均單價를 산정하여 上位圈에 위치한 업체에게 보다 유리한 配定基準을 정하고 있으며 나머지 30%의 開放쿼타는 쿼타申請業體別로 非쿼타地域에 행한 輸出實績 또는 쿼타地域에 행한 非쿼타品目의 輸出實績을 기준으로 하여 배분하고 있다.

餘他組合의 開放쿼타配分方法도 細部指針에

〈表 1〉 輸出組合別 쿼타配分制度

	輸出對象國	쿼타配定方法		讓受渡
		基本쿼타	開放쿼타	
纖維	美·加·EC·스웨덴	○ 前年度 輸出實績基準 ○ 平均單價順 上位 50%—102%, 下位 50%—98%	○ 開放量의 35%—高單價 L/C基準 ○ 開放量의 35%—前年度 實績 平均單價基準 ○ 開放量의30%—前年度 비쿼타 地域 輸出實績基準	○ 組合員 商社에 한하여 基本쿼타의 30% 이내 ○ 開放쿼타는 讓渡할 수 없음[1]
絹織物	日本	○ 前年度 쿼타 消盡實績의 100%	○ 開放量의 80%—平均單價以上에 輸出實績基準 ○ 開放量의 20%—平均單價以下에 輸出實績基準	○ 前年度 輸出參與商社및 生産施設 保有業體로써 輸出參與商社間 허용
綿絲	日本	○ 前年度 쿼타 消盡實績의 100%	○ 輸出平均單價以上에 申請量比率	○ 상 동
運動用革靴	美國	○ 前年度 輸出實績 基準 ○ 平均單價 以上—102%, 平均單價以下—98%	○ 開放量의 40%—平均單價以上—80%, 平均單價以下—20% ○ 開放量의 50%—非쿼타地域輸出實績業體에 輸出物量基準 ○ 開放量의 10%—高價品 輸出量基準	○ 상 동
신발類	英國	○ 前年度 쿼타 消盡實績의 100%	○ 平均單價以上 業體에 基本쿼타保有比率 ○ 殘與量은 高單價 L/C基準	○ 基本쿼타에 한하여 可能 ○ 모든 輸出商社 可能
신발類	아일랜드	○ 一般靴 : 前年度 輸出實績基準 ○ 革靴 : 前年度 輸出實績의 100%	○ L/C, D/A, D/P順 ○ 革靴는 申請順位, 一般靴는 市況에 따라 決定하고 同一項目時 高單價順	○ 상 동
金屬製洋食器	美·英·西獨·베네룩스·濠洲	○ 前年度 輸出實績基準 ○ 配定比率은 金額·物量基準輸出實績 各各 50%반영	○ 非規制地域 및 製品 輸出實績의 100% ○ 殘與量은 基本쿼타 保有比率	○ 쿼타 保有業體間 可能
黑白 T.V.	英國	○ 前年度 쿼타 消盡實績基準 ○ 配定比率은 輸出物量占有比 및 輸出價格占有比를 各各 50% 반영	○ 基本쿼타 保有商社에 限 ○ 高價格品目 및 非規制品目 輸出業體優待	○ 상 동

註 : 1) 각 품목 공통
資料 : 各 品目輸出組合

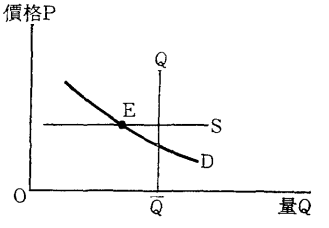
는 組合의 특수성에 따라서 다소간에 차이가 있으나 대체적인 쿼타配分의 骨格은 平均單價나 非쿼타地域에 행한 수출실적에 두고 있다는 점에서는 동일하다.

여기에서 참고해둘 사실은 쿼타配分이 문제되는 것은 그 품목이 인기가 높아서 업체에게 배분해 주어야 할 總輸出쿼타物量보다 업체들이 신청하는 希望쿼타物量이 더 클 때이다. 그러나 그 품목의 인기가 낮아서 업체들이 신청하는 希望쿼타物量이 그 품목의 總輸出쿼타物量보다 적은 非人氣品目의 경우에는 비록 그 품목이 輸出物量規制品目으로 구분되어 있다 하더라도 그 物量規制는 사실상 유효하지 않으며 쿼타配定을 신청하는 업체는 전년도 실적에 상관없이 대체로 輸出쿼타를 배정받을 수 있다[6].

나. 쿼타의 讓受渡

이와 같은 방법으로 배정된 輸出쿼타는 原則的으로 쿼타를 배정받은 업체만이 이를 사용할 수 있다. 다만 대체로 基本쿼타의 경우에는 매우 제한적으로 업체간에 쿼타의 讓受渡가 허용되고 있다. 〈表 1〉은 각 輸出組合別로 輸出쿼타의 配定方法과 쿼타의 讓受渡制限에 관한 사항들을 비교하고 있다.

6) 非人氣品目은 사실상 輸出物量規制가 별 의미를 갖지 못한다. 〔圖 1〕이 人氣品目의 市場需給均衡을 표시하고 있다면 非人氣品目의 市場需給均衡은 下圖에서와 같이 物量規制가 需給均衡의 형성에 아무런 영향을 미치지 않을 만큼 충분한 수준에서 설정되어 있는 경우를 말한다



7) 여기에서 언급되는 生產部門의 非効率은 「라이벤슈타인(H. Leibenstein, 1966)의 엑스 非効率과 동일한 개념이다.

Ⅳ. 現行 쿼타配分制度의 問題點

前節에서는 輸出自律規制가 이루어지는 품목의 輸出쿼타가 과거 수출실적을 기준으로 하여 배분되는 부분과 輸出單價 및 非쿼타地域輸出實績으로 배분되는 부분으로 구성되고 있다는 사실을 밝혔다.

本節에서는 현행 輸出쿼타配分制度가 유발하는 경제적 문제점을 고찰한다. 현행 쿼타配分制度가 유발하는 경제적 문제에는 우선 과거 輸出實績에 따른 쿼타配分制度로 인해 발생하는 生產部門의 非効率, 쿼타物量을 획득하기 위하여 輸出業體가 地代追求(rent-seeking) 行爲를 하는 과정에서 발생하는 자원의 낭비, 그리고 쿼타配定節次要件이 輸出業體에게 주는 제약으로 말미암아 나타나는 불리한 去來條件의 세 가지 문제가 포함되어 있다.

1. 生產部門의 非効率

현행 쿼타配分制度를 운영하는 과정에서 발생하는 비효율은 대체로 基本쿼타에 의하여서 일정량의 輸出쿼타를 보장받는 업체들이 경쟁에서 오는 압력을 느끼지 못함에 따라 生產部門에서 비용을 절감하려는 노력을 게을리하는 데서 오는 비효율이라고 볼 수 있다[7]. 더 나아가서 쿼타配分基準이 輸出業體의 生產効率과 관계없는 형태로 규정되어 있기 때문에 수출업체가 費用節減의 노력보다는 輸出實績의 증대 또는 輸出單價의 조작에 더 관심을 갖

게 된다는 사실이 生産部門의 비효율을 더욱 확대시키는 이유이다.

이와 같은 生産部門의 비효율은 輸出自律規制가 장기간 시행되어온 纖維織物(textile), 纖維製品(clothing)業界에서 특히 심하게 나타나 있다.

〈表 2〉는 纖維織物·製品業界에서 사용되는 각종 機械設備의 老朽度를 표시하고 있다. 同表에서 사용되는 老朽度는 다음과 같은 算式에 의하여 계산되었다.

$$老朽度 = \frac{老朽設備臺數}{總保有設備臺數}$$

老朽設備 : 法人稅法上 減價償却年限이 지난 施設數

〈表 2〉 纖維織物 및 製品業界의 老朽施設 現況

	단 위	總保有施設	老朽施設	老 朽 度	減價償却年限(法人稅法)
綿紡績機	1,000錘	3,325	1,279 (435)	38.5 (13.1)	10
梳毛紡績機	〃	925	552 (78)	59.7 (8.4)	〃
紡毛紡績機	〃	131	50 (18)	38.2 (13.7)	〃
綿織機	臺	75,697	38,932 (9,461)	51.4 (12.5)	〃
毛織機	〃	6,264	3,718 (819)	59.4 (13.1)	〃
絹織機	〃	98,249	45,568 (8,573)	46.4 (8.7)	〃
其他織機	〃	9,869	4,373 (1,123)	44.3 (11.4)	〃
染色加工機	〃	7,386	4,206 (597)	56.9 (8.1)	7
丸型編機	〃	23,934	15,561 (1,739)	65.0 (7.3)	10
横編機	〃	27,052	23,939 (627)	88.5 (2.3)	〃
其他編機	〃	12,454	7,650 (1,217)	61.4 (9.8)	〃
假撚機	錘	202,380	93,690	46.3	11
縫製機	臺	171,880	52,770	30.7	7
化纖施設	M/T(日産)	1,524	609 (183)	40.0 (12.0)	8 (12年經過)
平均	·	·	·	51.9	·

註 : 1) 老朽施設은 法人稅法 기준
2) ( )안은 20年 經過分

資料 : 商工部

〈表 3〉 織機老朽度現況

(단위 : 臺, %)

設置年度	1960年 이전	1961~65	1966~70	1971~74	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	總計
施設臺數	15,927	9,966	30,049	47,129	15,702	18,603	9,015	14,018	9,321	4,958	5,267	6,202	3,921	190,078
占有率(%)	8.4	5.2	15.8	24.8	8.3	9.8	4.7	7.4	4.9	2.6	2.8	3.3	2.1	100.0
累計	8.4	13.6	29.4	54.2	62.5	72.3	77.0	84.4	89.3	91.9	94.7	98.0	100.0	

資料 : 韓國纖維産業聯合會

〈表 2〉에 의하면 紡績機, 織機, 縫製機등 모든 시설에 있어서 老朽度가 매우 높다는 사실을 알 수 있다. 〈表 2〉에 나타나 있는 機械設備들의 老朽度의 單純平均, 즉 減價償却年限이 지난 機械設備의 수가 總機械設備에서 차지하는 비중들의 單純平均은 51.9%에 이르고 있다. 평균적으로 절반 이상이 減價償却年限이 지난 機械設備임을 보여주고 있다.

〈表 3〉은 織機의 경우에 있어서 設置年度別로 織機를 구분하여 각 設置年度別 織機의 設備臺數와 이들의 비중을 구하였다. 同表의 마지막 行의 累計欄에서 보여주는 바와 같이 織機의 경우에 있어서도 總織機設備 중에서 設置된 이래 10年 이상 사용되고 있는 설비가 차지하는 비중이 절반을 초과(54.2%)하고 있음을 볼수 있다.

纖維織物·製品業界는 景氣變動과 유행의 변화에 따라서 변동하는 수요에 대응하기 위하여 얼마간의 超過設備를 보유하는 경향이 있다[8]. 그러나 輸出業體들은 수요의 불안정성을 고려하여 이 부분의 수요에 대한 생산을 위하여서는 막대한 투자를 소요하는 新規施設을 구입하려 하지 않으며 그 대신에 노후한 설비를 폐기하지 않고 보유하게 된다.

즉 이 산업 전반에 상당한 정도의 비효율적인 시설이 존재하고 있으며, 따라서 個別輸出業體들은 일부의 효율적인 설비와 함께 상당한 양의 비효율적인 설비를 보유하고 있는 셈이 된다.

문제는 이러한 상황에서 쿼타의 配分方法이 業界內의 효율적인 시설만을 가동시킬 수 있도록 고안되어 있지 않다는 데에 있다. 즉 현행 쿼타配分制度에서는 상대적으로 더 효율적인 機械設備가 쿼타配定을 받지 못할 때 상대적으로 덜 효율적인 機械設備가 쿼타配定을 받아 生産稼動에 임할 가능성이 있다.

한 가지 흥미로운 사실은 만약 基本쿼타가 자유롭게 讓受渡될 수 있다면 비록 基本쿼타의 배정이 과거 輸出實績에 의하여 결정된다고 하더라도 생산의 비효율은 제거될 수 있다는 점이다. 왜냐하면 쿼타配定을 받은 업체는 자신이 효율적으로 생산할 수 있는 만큼만 생산하고 나머지 부분의 쿼타는 이를 가장 효율적으로 생산할 수 있는 다른 生産業體에게 프리미엄을 받고 賣出할 것이기 때문이다. 어떻게 하여서 가장 효율적인 生産業體에게 쿼타는 賣出할 수 있는가 하면 가장 효율적인 생산업체가 가장 높은 프리미엄을 지불할 수 있기 때문이다.

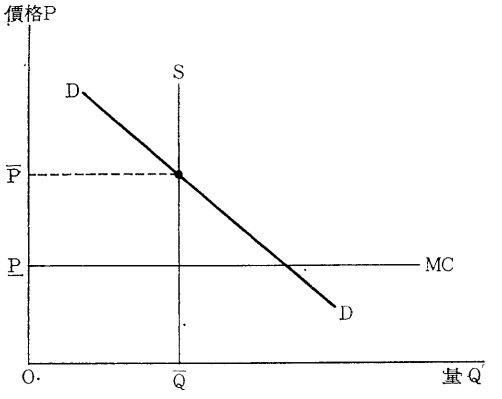
그러나 현행 쿼타配分制度에서는 쿼타의 讓受渡가 자유롭지 못하다. 基本쿼타의 讓受渡는 제한적으로 허용되고 있으나 開放쿼타는 그것의 配定方法 자체가 讓受渡를 불가능하게 하고 있다. 예컨대 開放쿼타에서는 輸出信用狀의 代替가 허용되고 있지 않다. 즉 쿼타를 배정받기 위하여 제출한 輸出信用狀을 반드시 실제의 수출에 사용하여야 한다.

2. 地代追求(rent-seeking)行爲

輸出物量에 대한 규제가 실시되면 地代가 발생한다는 사실은 이미 〔圖 1〕에 의하여 설명되었다. 따라서 輸出業體의 주요 관심사는 당연히 輸出쿼타를 확보하는 일에 있게 된다. 더 많은 輸出쿼타는 그만큼의 地代所得을 가져다 줄 것이기 때문이다.

8) 李進熙, 「大邱地域 織物業界의 現況」, 『섬유직물』, 韓國纖維織物輸出組合, 1984年 7月號 p. 18.

〔圖 3〕 價格協商



그러나 현행 쿼타配分制度에서 輸出쿼타의 배분은 輸出實績, 輸出信用狀의 輸出單價, 非쿼타地域의 輸出實績 등을 기준으로 하여 이루어지고 있다. 이와 같은 상황에서 輸出業體들은 다음과 같은 조건이 충족될 때까지 輸出쿼타를 확보하기 위한 경쟁을 계속하게 된다.

地代追求行爲의 基準律

추가적인 쿼타를 얻기 위하여 소요되는 費用= 追加的인 쿼타로 인하여 발생하는 이익

즉 추가적인 쿼타로 인하여 발생하는 이익이 추가적인 쿼타를 얻기 위하여 소요되는 비용을 초과하는 한 輸出業體는 추가적인 쿼타를 얻기 위한 효과적인 방법을 연구하고 그것을 얻기 위한 행위에 자원을 소모한다.

이것은 企業行動의 당연한 결과이나 만약 추가적인 쿼타를 얻기 위한 輸出業體의 노력이 제한된 輸出쿼타를 가지고 최대의 수익을 얻어내야 한다는 사회적 목표를 달성하기 위하여 개별 수출업체가 취해야 하는 행위와 괴리를 가진다면 이것은 그만큼 사회적으로 자원이 낭비되는 것을 의미한다. 현행 쿼타配分制度에서는 輸出쿼타配分을 위하여 사용되는 기준의 어느 것도 資源配分의 효율성(allocative efficiency)에 기반을 두고 있지 않다[9].

3. 價格協商에서의 不利益

여러 차례 언급된 바와 같이 輸出物量이 규제되는 경우 그 商品市場은 販賣者의 市場(seller's market)으로 변하며 價格은 상승하여 消費者의 需要曲線上에서 결정되는 것이 원칙이다. 즉 〔圖 3〕에서 價格은 $\bar{P}$에서 결정되게 되어 있다.

그러나 輸出物量規制란 수출업체로 하여금 당시의 市場價格에서 이들이 공급하고자 하는 분량보다 적은 물량을 공급하도록 규제하는 것을 의미하기 때문에 일반적으로 이들 산업에 속한 輸出業體들은 超過設備를 보유하고 있는 경향이 있다. 즉 輸出業體들의 잠재적 생산 능력은 규제된 輸出物量보다 훨씬 크다. 따라서 만약 輸入業者들이 이들의 주도에 의하여 輸出業者와 직접 商談을 교섭하기에 따라서는 輸出價格은 $\bar{P}$가 아니라 $\bar{P}$와 $\underline{P}$의 사이에서 결정될 가능성이 있다.

사실상 이와 같은 현상이 일부 품목의 開放쿼타를 배정하는 시기에 발생하고 있는 것으로 알려져 있다. 왜냐하면 開放쿼타를 신청하

9) 사실상 과거의 輸出實績에 따라서 쿼타를 배분한다는 사실은 그 자체가 資源配分의 效率性(allocative efficiency)을 무시하고 있다는 의미가 된다. 또한 高輸出單價가 반드시 높은 收益性을 가진 商品을 輸出하는 결과를 초래하는 것은 아니며 非쿼타地域輸出이 반드시 유망한 新輸出市場의 개척을 의미하는 것도 아니다. 더 나아가서 현행 쿼타配分制度에서는 이와 같은 여러 기준들의 상대적인 중요성이 임시변통 되는 식으로 평가되고 있다. 또한 중요한 사실은 현행 쿼타配分制度에서는 輸出業體들이 인위적으로 輸出實績이나 輸出單價 또는 非쿼타地域 輸出實績을 조작할 가능성을 배제할 수 없다.

기 위해서는 輸出信用狀을 제출할 필요가 있는데 輸入業者들은 信用狀 發給을 미끼로하여 輸出業體間에 경쟁을 유도하고 價格引下를 도모하는 경향이 있다[10].

V. 輸出自律規制의 模型

쿼타配分制度의 改善方案을 논의하기 이전에 간단한 一般均衡模型을 소개하고 그 모형을 통하여 前節에서 언급된 두 가지 형태의 비능률, 즉 생산에 있어서 非效率과 地代追求行爲로 인해 발생하는 자원의 낭비를 조사하고 輸出쿼타配分制度의 改善方向에 대한 示唆點, 그리고 制度改善으로 인하여 발생할 經濟現象을 묘사하여 본다.

1. 自由貿易의 一般均衡

여기에 소개되는 一般均衡模型은 매우 단순한 것이나 國民經濟效果를 분석하기에는 충분한 것이다. 우선 세 가지 財貨가 존재한다고 하자. 하나는 국내에서 생산되지 않는 輸入財 m으로서 이 모형에서는 이것이 이 국가의 유일한 消費財이다. 나머지 두 개의 財貨는 輸出財 x_1, x_2로서 이 국가는 이 두 종류의 輸出財를 생산하여 해외에 販賣하고 그렇게 해서 얻은 外貨를 가지고 消費財를 수입한다. 換率은 1이라고 가정하고 式(1)에 의해 표현되는 바와 같이 國際收支는 언제나 균형을 이룬다.

$$m = P_1x_1 + P_2x_2 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

P_1 : 消費財 單位로 表示한 x_1財의 가격

P_2 : 消費財 單位로 表示한 x_2財의 가격

式(1)에서 消費財m이 餘他財貨 x_1, x_2의 價値尺度에 있어서 基準(numeraire)으로 사용되고 있다.

이 경제의 生產可能曲線은 式(2)와 같이 표현된다.

$$f(x_1, x_2) = c \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (2)$$

式(2)에서 c는 總生產水準을 표시하는 常數이다. 이 경제에 賦存된 生產要素는 일정하다고 가정되며 財貨 x_1, x_2를 생산하는 데에 사용된다. 각 財貨의 생산에는 限界生產力遞減의 法則이 작용하며 生產可能曲線은 원점에 대하여 오목(concave)하다. 生產可能曲線은 2次 連續微分이 가능(twice continuously differentiable)하다고 가정한다.

財貨(m, x_1, x_2)의 가격이 國際市場에서 각각 $(1, P_1^0, P_2^0)$로 결정되었다고 가정하자. 이 때 이 국가의 당면한 경제문제는 주어진 생산조건의 제약 속에서 소비를 극대화시키는 것이다.

〈經濟問題 I〉

目的函數 m

制約條件 $f(x_1, x_2) = c$

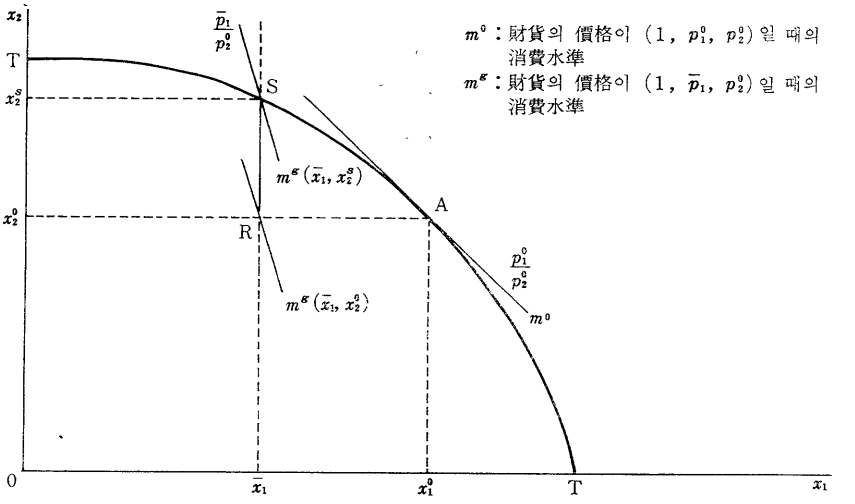
價格係數 $(1, P_1^0, P_2^0)$

經濟問題 I 의 解를 구하면 式(3)과 같다.

$$\frac{P_1^0}{P_2^0} = \frac{f_1(x_1^0, x_2^0)}{f_2(x_1^0, x_2^0)} = MRT\ (x_1^0, x_2^0) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (3)$$

10) 예컨대 美國의 폴리에스터織物 輸入業者들은 國內業體들이 과다한 在庫를 보유하고 있다는 사실을 알고 가격의 인하를 기대하여 購買를 지연시키고, 輸出業者들은 서로 경쟁함으로써 價格引下 현상이 발생하는 사례가 있다(KOTRA, 『海外市場』, 1984. 7. 24, pp. 21~22).

〔圖 4〕 輸出自律規制의 模型



式(3)에서 f_i는 式(2)에 있는 f函數의 x_i에 대한 偏微分이며 MRT는 生産可能曲線의 限界轉換率을 말한다. 式(3)이 의미하는 것은 國際市場의 財貨價格時勢가 $(1, P_1^0, P_2^0)$로 결정되었을 때 이 국가는 두 種類 輸出財를 生産함에 있어서 生産의 限界轉換率이 두 財貨의 相對價格比率과 같아지도록 生産(x_1^0, x_2^0)을 하는 것이 소비를 극대화하는 방법이라는 것이다.

〔圖 4〕가 〈經濟問題 I〉의 解를 그림으로 보여주고 있다. 점 A에서 주어진 相對價格과 두 輸出財生産의 限界轉換率이 일치하고 있다. 이때의 消費水準 m^0는 주어진 海外市場價格條件에서 가장 극대화된 消費水準을 가리킨다

2. 輸出物量規制의 模型

이때에 輸出財 x_1에 關係式 (4)와 같이 輸出物量規制가 실시되었다고 가정하자. 즉

$$x_1 \leq \bar{x}_1 < x_1^0 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4)$$

x_1財의 輸出物量이 $\bar{x}_1$를 초과하지 못하도록 規制되었기 때문에 x_1財의 가격이 P_1^0에서 $\bar{P}_1$로 상승하였다. 따라서 不等號 (5)가 성립하게 되며 財貨의 價格體系는 $(1, \bar{P}_1, P_2^0)$로 변하게 된다.

$$\frac{\bar{P}_1}{P_2^0} > \frac{P_1^0}{P_2^0} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (5)$$

따라서 이 국가의 經濟問題는 〈經濟問題 I〉에서부터 다음과 같은 〈經濟問題 II〉로 바뀌게 된다.

〈經濟問題 II〉

目的函數 m

制約條件 $f(x_1, x_2) \leq c$

$x_1 \leq \bar{x}_1$

$x_1, x_2 \geq 0$

價格係數 $(1, \bar{P}_1, P_2^0)$

〈經濟問題 II〉의 「라그랑즈」函數는 다음과 같고 「쿤 터커」 1次條件으로부터 解를 구하면 式 (6)~(9)와 같다.

「라그랑즈」 函數

$$L(x_1, x_2, \lambda, \alpha) = \bar{P}_1 x_1 + P_2^0 x_2 + \lambda[c - f(x_1, x_2)] + \alpha(\bar{x}_1 - x_1)$$

「라그랑즈」函數에서 λ는 生産水準의 변화로 인해 초래되는 消費水準의 변화, 즉 生産水準의 潛在價格(shadow price)이며, α는 x_1財의 쿼타物量이 증가될 때 얻어지는 消費財의 增加分, 즉 x_1財쿼타의 潛在價格이다.

「쿤·터커」1次條件

$$\bar{P}_1 = \lambda f_1 + \alpha \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (6)$$

$$\lambda = \frac{P_2^0}{f_2} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (7)$$

$$\left.\begin{array}{l} c - f(x_1, x_2) \geq 0 \\ \lambda \geq 0 \\ [c - f(x_1, x_2)]\lambda = 0 \end{array}\right\} \cdots\cdots\cdots\cdots (8)$$

$$\left.\begin{array}{l} \bar{x}_1 - x_1 \geq 0 \\ \alpha \geq 0 \\ (\bar{x}_1 - x_1)\alpha = 0 \end{array}\right\} \cdots\cdots\cdots\cdots (9)$$

이상의 「쿤·터커」1次條件 중에서 式(6)과 式(7)을 결합하면 다음의 式(10)을 얻을 수 있다.

$$\frac{\bar{P}_1}{P_2^0} = \frac{f_1}{f_2} + \frac{\alpha}{P_2^0} = MRT(\bar{x}_1, x_2^s) + \frac{\alpha}{P_2^0} \quad \cdots\cdots (10)$$

式(10)이 의미하는 바를 설명하기 전에 式(3)이 의미하는 바를 다시 생각해 볼 필요가 있다. 式(3)이 의미하는 것은 두 財貨의 相對價格이 市場에서 정해지면(예컨대 x_1財 3개가 x_2財 1개와 交換, 즉 $\frac{P_1}{P_2}$가 1/3) 두 財貨의 생산은 생산의 限界轉換率이 이들 財貨의 相對價格比率과 같은 수준이 되도록 조정 (圖 4의 점 A에서 만약 限界轉換率이 1/3이면 그것은 x_1財 한 단위를 생산하기 위하여 희생해야 하는 x_2財의 단위, 즉 x_2로 표시한 x_1의 生産費用이 1/3임을 가리킴)되어야 한다는 것이다. 만약 市場에서 x_1財 한 단위를 얻기 위하여 주어야 할 x_2財의 單位數(P_1/P_2)보다, 生産過程에서 x_1財를 생산하기 위하여 희생해야 할 x_2財의 單位數(f_1/f_2), 즉 x_2로 표시한 x_1의 生産費用이 더 작다고 한다면 x_1財의 生産을 더 늘림으로써 生産效率을 더 높일 수가 있다.

그러나 關係式(5)에서 볼 수 있는 바와 같이 輸出物量規制로 말미암아 x_1財의 價格이 P_1^0에서 $\bar{P}_1$로 상승하였다. x_1財의 價格이 상승하였으므로 式(3)에 따라서 x_1의 生産量增加가 뒤따라야 할 것이나 關係式 (4)에서 볼 수 있는 바와 같이 輸出物量規制로 인하여 x_1의 生産은 價格이 P_1^0일 때보다도 오히려 낮은 수준에서 머므르고 있다. 따라서 두 財貨의 相對價格과 生産의 限界轉換率 사이에는 괴리가 생기게 되며 式(10)은 이 사정을 표현하고 있다.

關係式(5)는 式(10)의 左邊이 式(3)의 左邊보다 증가하였음을 의미한다. 그러나 關係式(4)는 輸出物量規制로 인해서 두 財貨生産의 限界轉換率이 式(3)의 경우에서 式(10)의 경우로 감소하고 있음을 말하여 준다. 즉 〔圖 4〕의 점 S에서 生産可能曲線의 기울기의 絶對値 $MRT(\bar{x}_1, x_2^s)$는 點 A에서의 기울기의 絶對値 $MRT(x_1^0, x_2^0)$ 보다 작다. 다시 말하자면 x_1財의 相對價格은 상승했는데 희생되는 x_2財의 단위로 표시한 x_1財를 생산하는 데 소요되는 비용은 오히려 감소하였다. 따라서 式(10)으로부터 α/P_2^0는 正의 값을 갖게 됨을 알 수 있다. α/P_2^0는 바로 x_2財로 표시한 x_1財 쿼타의 地代이다.

이상에서 발견된 사실을 정리하면 다음과 같다.

〈定理 1〉

輸出物量規制가 발생하면 그 財貨의 相對價格은 상승하는 반면에 그 財貨의 생산을 위하여 희생하여야 할 다른 財貨로 표시한 機會費用은 감소한다. 즉 輸出物量規制가 실시된 財貨의 價格에는 正의 地代가 포함된다.

證明 : 이미 證明이 완료되었다. □

〈定理 2〉

輸出物量規制가 실시된 財貨의 쿼타에 正의 地代가 발생하면 同財貨의 생산을 規制限度量에 도달할 때까지 증가시키는 것이 社會福祉를 극대화시킨다.

證明 :

關係式(9)에서 $(\bar{x}_1-x_1)\alpha=0$이다. 만약 $\alpha>0$이면 $\bar{x}_1=x_1$이다. □

더 나아가서 關係式 (8)로부터 다음과 같은 사실을 알 수가 있다.

〈定理 3〉

輸出財의 생산으로 인한 消費增加의 효과가 零이 아닌 한 즉 輸出財의 價格이 零이 아니고 輸出財의 生產費用이 무한대가 아닌 한 生產은 生產可能曲線의 邊方線 위에서 이루어져야 社會福祉가 극대화된다.

證明 :

輸出財 生產으로 인한 消費增加의 효과가 零이 아니므로 式 (7)이나 式(8)에서 $\lambda\neq0$임을 알 수 있다. 따라서 $\lambda\neq0$이면, 關係式 (8)에서부터 $c=f(x_1, x_2)$이다. 즉 두 財貨의 생산이 生產可能曲線의 邊方에서 이루어져야 한다. □

결국 간단한 一般均衡模型을 이용한 분석으로부터 알 수 있는 사실은 輸出物量規制가 이루어진 경우에 생산은 점 A에서부터 점 S로 이동하여야 한다는 것이다.

그러면 點 S에서의 生產이 의미하는 바를 살펴보기 위하여 式(10)을 다음과 같이 變型시켜본다.

$$\frac{\bar{P}_1-\alpha}{P_2^0}=MRT(\bar{x}_1, x_2^s) \quad \cdots\cdots\cdots(10)'$$

式(10)′이 意味하는 것은 이 國民經濟가 點 S에서 生產을 하기 위하여서는 두 輸出財를 生產하는 生產業者들이 두 財貨 x_1, x_2의 價格이 市場에서 $\bar{P}_1-\alpha, P_2^0$인양 생각하고 利潤極大化를 目的으로 生產에 임하면 된다는 것이다.

그러나 이미 言及된 바와 같이 市場에서의 두 輸出財의 價格은 $\bar{P}_1, P_2^0$이지 $\bar{P}_1-\alpha, P_2^0$가 아니다. 즉 x_1財의 市場價格이 點 S에서의 市場價格보다 x_1財 쿼타의 地代만큼 높다. 즉 이 國民經濟가 點 S에서 生產을 하기 위하여서는 輸出物量規制가 이루어진 財貨의 市場價格에서 그 財貨 쿼타의 地代만큼을 政府가 還收하고 나머지의 價格 $\bar{P}_1-\alpha$만 生產業者에게 돌려줄 필요가 있다.

如何한 방법에 의하여서 政府는 輸出物量規制가 이루어진 財貨의 市場價格중에서 쿼타의 地代만큼을 還收할 수 있는 가 하는 문제는 다음 節에서 論議된다.

Ⅵ. 輸出쿼타配分制度의 改善方案

前節에서 소개된 모형에서는 輸出物量 規制가 이루어지는 경우에 이 사회의 資源配分을

적절히 하려면 여하히 對應해야 하는가 하는 문제를 고찰하였다. 그러나 이미 개관한 바와 같이 현행 쿼타配分制度에서는 생산에 있어서 非効率이 개입할 여지가 있으며 또한 地代追求行爲에 의한 資源의 낭비가 초래될 위험이 있다 이와같은 생산에 있어서의 非効率과 地代追求行爲에 따른 資源의 낭비는 生産可能曲線의 내부에서 生産活動이 이루어짐을 의미한다

1. 쿼타 讓受渡의 自由化

〔圖 4〕에서는 이와 같은 두 가지 형태의 非能率이 直線 SR部分에서 생산이 이루어지는 것으로 표시된다. 그 이유는 생산의 비효율이나 地代追求行爲에 따른 자원의 낭비가 x_1財 生産에 소요되는 비용을 상승시켜서 生産可能曲線을 TT曲線의 안쪽으로 이동시키기 때문이다. x_1財의 생산은 쿼타限度量 x_1까지 확대될 것이기 때문에 생산은 SR線上에서 이루어진다[11].

이와 같은 生産過程의 비효율을 제거할 수 있는 한가지 방법은 이미 언급된 바와 같이 輸出쿼타의 讓受渡를 자유화하는 것이다. 쿼타의 讓受渡가 자유화되면 輸出組合의 쿼타配定이 여하한 방법에 의하여서 이루어지든 간에 상관없이 이 상품의 생산이 효율적인 방법에 의하여서 이루어질 것이라는 점이다. 왜냐하면 輸出쿼타를 배정받은 업체는 그들의 이윤을 극대화시킬 목적으로 그들 자신이 생산하는 것이 유리하다고 판단되는 만큼만 自體生産으로 충당하고 여타의 쿼타物量은 가장 높은 프리미엄을 지불하는 生産業者에게 賣出할 것이기 때문이다. 제일 높은 프리미엄을 지불할 수 있는 生産業者는 물론 가장 효율적인 생산을 할 수 있는 生産業者이다. 즉 輸出쿼타의 讓受渡를 자유화 하면 생산의 비효율이 제거된다.

여기에서 한 가지 유념할 사실은 輸出쿼타物量이 정해질 때 구체적인 상품의 輸出쿼타物量이 정해지는 것이 아니라 關稅分類(CCCN)에 따른 商品群의 輸出物量이 정해진다. 는 사실이다. 즉 같은 商品群에 속한 상품이라 하더라도 收益性에 차이가 있다. 국가적인 차원에서 본다면 기왕의 輸出쿼타物量이 정해진 이상, 가장 收益性이 높은 상품들만 골라서 수출하는 것이 가장 현명한 방법이다.

輸出쿼타의 讓受渡가 자유롭게 이루어지면 生産費用을 최소화시킨다는 의미에서 뿐만 아니라 가장 收益性이 높은 상품을 선정하여 수출한다는 의미에서 輸出쿼타가 가장 효율적인 輸出業者에게 讓渡되게 된다. 왜냐하면 그렇게 할 수 있는 업자만이 가장 높은 프리미엄을 지불할 수 있기 때문이다.

그러나 쿼타讓受渡를 자유화한다는 방안은 두 가지의 단점을 가지고 있다. 하나는 비록 그것이 생산의 비효율을 제거시킬 수 있다 하더라도 地代追求行爲는 제거시킬 수 없다는 사실이다. 따라서 地代追求行爲에 의하여 초래되는 자원의 낭비를 제거할 수 없으며 생산은 아직도 生産可能曲線의 線上이 아니라 내부에서(圖4의 RS線上에서) 이루어진다.

다른 하나의 단점은 최초에 쿼타를 배정하는 방법이 현행 제도를 따르는 한 衡平의 문제가 제기될 수 있다는 점이다. 쿼타를 배정

11) 이것은 크루거 女史(A. Krueger, 1974)가 地代追求行爲를 함으로써 자원의 낭비가 있는 輸入制限의 경우로 분류한 경우와 대칭의 관계에 있는 輸出自律規制의 경우라고 볼 수 있다.

받은 업체는 그만큼의 地代所得을 아무런 代價를 지불하지 않고 얻는 셈이 된다. 물론 이런 특혜를 얻기 위하여 地代追求行爲를 하는데 필요한 비용을 지불하지만 일정한 쿼타物量이 旣得權으로 인정되는 부분만큼은 순수한 地代所得이라고 볼 수 있다. 이러한 두 가지의 단점은 매우 중요한 것이며 따라서 쿼타讓受渡를 자유화시키는 것이 輸出쿼타配分制度의 궁극적인 改善方案이 될 수 없음을 시사한다.

쿼타의 讓受渡가 生産過程에서 발생하는 비효율을 제거할 수 있었던 것은 그것이 1次로 쿼타配定을 받은 사람들로부터 쿼타를 讓受받기를 희망하는 사람들에게 競賣될 수 있었기 때문이다. 그러나 만약 이와 같은 輸出쿼타가 애당초 輸出組合으로부터 輸出쿼타를 얻기를 원하는 업자들에게로 競賣될 경우에는 生産過程에서 발생하는 非効率뿐만 아니라 地代追求行爲로 말미암아 발생하는 자원의 낭비도 제거할 수 있다.

2. 輸出쿼타競賣制

輸出쿼타競賣制는 輸出業體들이 輸出쿼타를 配定받으려고 경쟁하는 과정을 통하여 가장 높은 收益性이 있는 상품을 선택하도록 하며 그렇게 선택된 상품을 가장 효율적으로 생산하도록 촉구하는 제도적 장치의 구실을 한다. 따라서 輸出쿼타競賣制에서는 生産의 非効率뿐만 아니라 地代追求行爲가 제거된다. 뿐만 아니라 輸出쿼타를 배정받기 위해서 같은 상품에 대하여 輸入業者로부터 높은 가격을 얻어내야 할 필요가 있다. 즉 절차상으로 輸出業者에게 별다른 제약이 요구되지 않는 한 輸出業者들은 선택한 상품을 가지고 높은 가격을 받음으로써 최대의 地代를 얻어내도록 제도적으로 강요당하고 있다. 즉 쿼타競賣制는 〔圖 3〕에서 가격이 $\bar{P}$에서 결정되도록 하는 제도적인 장치의 구실을 한다.

이와 같이 輸出쿼타競賣制는 현행 쿼타配分制度에서 발생하는 문제점을 제거할 수 있을 뿐만 아니라 다음과 같은 장점을 가지고 있다 첫째, 輸出쿼타競賣制는 輸出物量規制라는 주어진 制約에서 社會福祉를 극대화시킬 수 있는 최선(second best)의 방안이다.

〔圖 4〕에서 輸出쿼타競賣制가 채택된 경우의 생산은 점 S로 표시된다. 점 S에서는 式(3)의 條件이 성립되지 않기 때문에 最善의 方案(optimum optimorum)이라고는 볼 수 없다. 그러나 輸出物量規制가 우리가 받아들일 수밖에 없는 제약이라고 할 때 점 S는 주어진 制約下에서의 최선의 방안이다. 점 S는 주어진 쿼타物量을 최소의 비용으로 생산하고 여타의 자원을 여타의 財貨를 생산하도록 효율적으로 전환시킴을 의미한다.

둘째, 현행 쿼타配分制에서는 쿼타配定에 참여하는 업체들이 모두 자신들이 원하는 生産物量에 못미치는 수준에서 생산할 수 밖에 없다. 그러나 쿼타競賣制가 시행되게 되면 가장 효율적인 업체들만이 생존이 가능하며 이들은 規模의 經濟(economies of scale)를 향유할 수 있는 生産水準을 확보할 수 있다.

세째, 地代所得이 특정 업체에게 독점되지 않고 국가에 회수될 수 있으며 따라서 전반적인 輸出産業支援에 사용될 수 있다[12].

輸出쿼타配分制度가 변경되면 새로운 輸出

12) 地代所得이 반드시 그것이 회수된 산업에 사용될 필요가 없다. 쿼타競賣制의 장점은 주어진 쿼타物量을 최소의 비용으로 생산하는 데 있다. 만약 地代所得이

쿼타配分制度가 실시되는 산업에 있어서는 전반적인 產業組織이 再編成되게 된다. 따라서 일시에 모든 쿼타物量이 새로운 제도에 의하여서 배분되면 그 산업전체에 큰 혼란을 초래할 위험이 있다. 즉 갑작스럽게 全輸出쿼타를 對象으로 競賣制를 실시하기 보다는 점진적으로 競賣制를 도입하는 것이 혼란을 최소화시킬 수 있는 방법이다. 예컨대 쿼타競賣制를 우선 開放쿼타에 한하여 실시하고 開放쿼타의 物量을 수년간의 시한을 두어 점차 늘려 나가서 결국 모든 基本쿼타를 개방시키는 것이 하나의 방법이다[13].

Ⅶ. 要約 및 結論

本稿에서는 輸出自律規制가 保護貿易主義의 한 수단으로써 매우 중요한 위치를 점유하고 있다는 사실과 이와 같은 輸出自律規制가 輸入國의 生產業者들에 의하여 추구될 뿐만 아니라 輸出業者들로 하여금 이를 選好하게 하는 兩面性을 가지고 있다는 사실을 밝혔다.

그러나 모든 형태의 輸出物量規制는 輸出쿼타配定이라는 문제를 야기시키게 마련이나 현행쿼타配分制度는 이 문제를 효율적으로 처리하지 못하고 있기 때문에 生產의 非效率, 地代追求行爲와 같은 資源의 낭비를 초래하고 있다. 또한 현행 쿼타配分制度에서는 輸出쿼타申請要件의 일부가 輸入業者들에게 악용될 우려가 있으며 따라서 價格協商에서 輸出業者들을 불리한 위치로 몰아넣을 우려가 있다.

本稿에서는 간단한 一般均衡模型을 開發하여 輸出物量規制에 對處하는 最善의 方案(second best solution)은 주어진 쿼타物量을 最小의 費用으로 생산하고 餘他의 資源은 餘他財貨의 生產을 위하여 轉換시키는데 있다는 사실을 밝혔다.

이와같은 輸出物量規制에 대처할 수 있는 最善의 方案은 輸出쿼타競賣制에 의하여서 制度化가 可能하다는 事實과 輸出쿼타競賣制는 現行 輸出쿼타配分制가 超來하는 問題點을 모두 除去할 수 있다는 사실을 밝혔다. 또한 쿼타競賣制가 實施되면 輸出商品構成이 보다 高收益性을 가진 商品을 중심으로 改編되게 된다. 그러나 이와같은 輸出쿼타競賣制는 輸出物量이 規制되는 產業전반에 걸쳐서 產業組織을 變化시킬 것이기 때문에 갑작스러운 施行에 따른 混亂을 極小化시키기 위하여 開放쿼타에서부터 漸進的으로 施行하는 것이 하나의 方案이라는 點이 示唆되었다.

마지막으로 쿼타競賣制는 輸出物量規制의 경우에서와 동일한 논리로 輸入쿼타配分의 경우에도 적용될 수 있다는 사실에 유념할 필요가 있다. 왜냐하면 輸入쿼타配分은 地代追求行爲를 유발할 가능성이 매우 높기 때문이다.

반드시 그것이 회수된 산업에만 국한되어 사용된다고 한다면 使用方法에 따라서는 자원의 낭비를 다시 초래할 가능성이 있다.

13) 輸出쿼타 競賣制의 효과를 높이기 위해서는 다음과 같은 점이 고려되어야 한다. 우선 쿼타競賣의 基本單位를 적당히 낮은 物量水準까지 낮추어서 高價의 少量주문이 이루어지는 제품에 대한 輸出이 가능하게 하여야 한다. 또한 쿼타競賣의 성과를 늘이기 위해서는 市場의 특수성을 고려하여 競賣스케줄을 조정하고 또한 연중 수차에 걸쳐서 競賣를 실시할 필요가 있다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

李進熙, 「大邱地域 織物業界의 現況」, 『섬유직물』, 韓國纖維織物輸出組合, 1984年 7月號, pp. 14～20

申鳳浩, 「A Modified Model of Posner's Rent-Seeking Theory—The Social Cost of Monopoly」, 韓國經濟學會, 『1983年度 定期學術大會論文集』, 1984. 2, pp. 181～221.

韓國貿易協會, 「先進國의 對韓輸入規制現況」, 『日刊貿易會報』, 1984年 8月 25日

韓國纖維製品輸出組合, 『'84各國纖維쿼타管理指針』, 1984. 2.

_____, 『各國纖維쿼타執行現況』, 1984. 5.

韓國纖維織物輸出組合, 『섬유직물』, 1984. 4月～8月 各號

Corden, W.M., *The Theory of Protection*, Chs. 9 and 10, Oxford Univ. Press, 1971.

Harris, R., "Why Voluntary Export Restraints are 'voluntary'", Queen's Univ. Canada, *Discussion Paper #559*, March 1984.

Hamilton, Carl, "Voluntary Export Restraints: ASEAN Systems For Allocation of Export Licences", Institute For International Economic Studies, *Seminar Paper No. 275*, Univ. of Stockholm, March 1984

_____, "A New Approach to Estimation of the Effects on Non-Tariff Barriers to Trade; An Application to the Swedish Textile and Clothing Industry", *Weltwirtschaftliches Archiv*, Band 117, Heft 2, 1981, pp. 298～325.

Krueger, A.O., "The Political Economy of the Rent-Seeking Society", *AER*, June 1984, pp. 291～303.

Leibenstein, Harrey, "Allocative Efficiency vs. 'X-Efficiency'", *AER*, June 1966, pp. 392～416.

Morkre, E. Morris, "Rent-Seeking and Hong Kong's Textile Quota System", *The Developing Economies*, March 1979, pp. 110～118.

Ono, Yoshiyasu, "Profitability of Export Restraint", *Journal of International Economics*, Vol. 16, No. 314, May 1984, pp. 335～343.

北韓經濟總量推定에 관한 小考

延 河 清
李 奉 錫

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序 言
Ⅱ. 北韓의 經濟總量槪念
Ⅲ. 旣存推定方法의 檢討
Ⅳ. 單純推定方法의 提示
Ⅴ. 結 言

Ⅰ. 序 言

北韓經濟가 社會主義國家 중에서도 가장 統制的인 經濟體制를 유지하고 있다는 것은 잘 알려진 사실이다. 北韓政權은 실질적으로 모든 生產設備를 소유하고 있으며 生產, 投資, 對外去來를 직접 통제하고 있을 뿐 아니라 價格과 賃金의 결정을 통하여 生產物의 分配까지 통제하고 있다. 北韓經濟는 국가라 불리우는 고도화된 中央集權的 集團에 의해 통제되고 운영되는 거대한 獨占體制로 비유될 수 있다[1].

社會主義經濟와 自由市場經濟의 經濟規模를 비교하는 데는 體制의 차이에 기인하는 기술적인 문제가 있다. 두 體制에서 사용하는 總量指標間에 槪念上의 차이가 있어 직접적인 비교가 무의미하다. 本稿의 목적은 北韓의 總量槪念과 自由市場經濟인 韓國經濟의 總量槪念間의 차이를 분석·검토하는 데 있다.

최근 北韓의 國民所得을 추정하고 이를 韓國의 國民所得과 비교한 硏究結果들이 발표된 바 있다[2]. 이들 세 가지 硏究結果는 推定方法과 推定結果의 解釋에서 차이를 보이고 있는데 중요한 차이점은 다음의 세 項目으로 요약될 수 있다.

첫째, 北韓國民所得의 定義와 自由市場經濟의 國民所得槪念과의 차이에 대한 견해의 차이, 둘째, 北韓의 去來收入金이 이윤의 성격

筆者: 延河清—韓國開發硏究院 先任硏究委員, 李奉錫—美뉴욕州立大學校(Albany) 經濟學科 敎授.

1) Peter J.D. Wiles, *Communist International Economics*, New York: F.A. Praeger, 1969, pp. 30~31.

2) 崔周煥, 「北韓의 GNP 推定—支出面에서의 接近」, 『統一政策』, 第4卷 第1號, 1978, pp. 46~66.
金永圭, 「北韓의 GNP 算出方法」, 『統一政策』, 第6卷 第3·4號, 1980. pp. 150~175.
李豊, 「北韓의 GNP 推計方法」, 『北韓』, 1981. 12, pp. 86~105.

을 갖는가 또는 間接稅의 성격을 갖는가에 관한 見解差異, 세째, 北韓의 經濟總量을 美달러貨로 換算하기 위한 적용문제 등이다. 本稿는 이들 세 가지 연구에서 사용된 推定方法의 문제점을 검토하고 資料利用上의 制約을 고려한 單純推定方法을 제시하고자 한다. 또한 諸方法의 결과를 北韓이 公式發表하는 產業總生產增加率을 비교·검토하고자 한다. 第Ⅱ章에서는 北韓에서 사용하는 總量指標인 社會總生產額(Gross Output Value of Social Product) 및 國民所得(National Income)과 自由市場經濟의 總量指標인 國民總生產(GNP) 및 國民所得의 차이를 설명하고 北韓의 去來收入金의 處理問題를 논의한 후 第Ⅲ章에서는 前述한 세 推定結果를 비교·분석하고 換率適用問題를 論議하며 第Ⅳ章에서는 北韓國民所得推定方法에 관한 筆者의 의견과 함께 單純推定方法을 제시하고 끝으로 第Ⅴ章에서는 北韓이 公式發表하고 있는 產業總生產成長率을 설명하고 이를 國民總生產 개념에 의한 產業市場率과 비교하였다.

Ⅱ. 北韓의 經濟總量槪念

北韓에서 經濟規模의 측정에 사용하는 總量指標인 社會總生產額(GVSP)과 國民所得(NI)은 自由市場經濟의 總量指標인 國民總生產(GNP) 및 國民所得(NI)과 어떤 관계를 갖고 있으며 去來收入金을 市場價格으로 평가하는 경우와 要素價格으로 평가하는 경우에 北韓의 國民所得規模에 어느 정도의 차이가 있는가? 本節에서는 北韓의 社會總生產의 개념과 去來收入金의 성격을 설명하고자 한다.

1. 北韓 國民所得의 흐름

대부분의 社會主義經濟에서는 社會總生產額(GVSP)과 國民所得(NI)의 두 가지 總量指標가 사용되고 있다. 北韓도 그들의 社會總生產額과 國民所得을 推計하고 있으며 推計方法은 크게 生產接近方法과 分配接近方法의 두 가지 類型으로 구분할 수 있다. 分配接近方法은 다시 1)始初所得總和法 NI(D_1) 2)最終所得總和法 NI(D_2) 3)支出總和法 NI(D_3)의 세 가지 방법으로 세분할 수 있다. 〔圖 1〕은 國民所得 槪念과 社會總生產額 槪念을 설명하는 所得의 흐름을 나타내고 있다.

〔圖 1〕에 사용된 記號는 다음과 같이 定義된다.

GVSP : 社會總生產額(Gross Output Value of Social Products)

NI(P) : 生產國民所得

NI(D_1) : 始初所得總和法에 의한 分配國民所得

NI(D_3) : 投資支出總和法에 의한 分配國民所得

C : 減價償却費, 中間財投入額(原材料費 및 修善費, 通信費 등의 其他費用), 交通·通信費 등의 合

C_p : 產業部門에 종사하는 家計의 消費支出

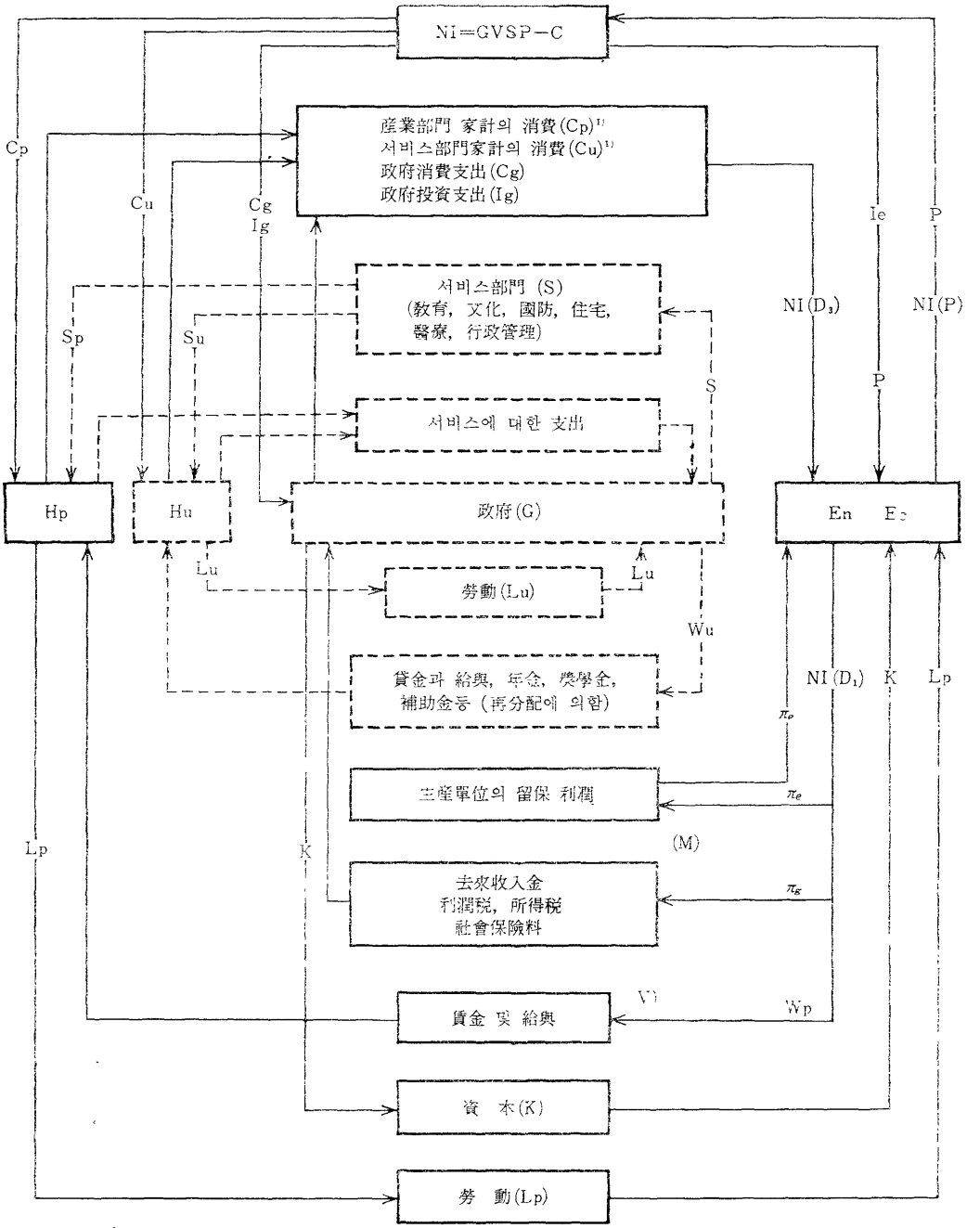
C_u : 서비스部門에 종사하는 家計의 消費支出

I_g : 政府投資

I_e : 生產單位(國營企業, 協同團體)의 投資(在庫增減을 포함)

G : 政府

〔圖 1〕 北韓國民所得의 흐름



註 : 1) "産業部門"은 商品(實物)生産에 관련된 經濟活動을 의미하며 "生産部門"으로 稱하기도 함.
"서비스部門"은 商品生産과 關聯이 없는 行政, 軍事, 教育, 藝術, 保健, 住宅 등의 서비스生産活動을 의미하며 "非生産部門"으로 稱하기도 함.

E_n : 國營企業

E_c : 協同團體

H_p : 產業部門에 종사하는 家計

H_u : 서비스部門에 종사하는 家計

P : 產業生產과 서비스生產

S : 서비스

S_p : 產業部門에 종사하는 家計의 서비스에 대한 消費支出

S_u : 서비스部門에 종사하는 家計의 서비스에 대한 消費支出

L_p : 產業部門에 종사하는 家計의 勞動供給

L_u : 서비스部門에 종사하는 家計의 勞動供給

K : 資本(勞動 이외의 모든 生產要素를 포함)

π_g : 國家의 中央集中的 純所得

π_e : 生產單位의 留保利潤

W_p : 產業部門의 給與

W_u : 서비스部門의 給與

〔圖 1〕에서 보는 바와 같이 北韓經濟에서 經濟主體를 3個部類로 나눌 수 있다. 첫 번째 經濟主體는 國營企業(E_n)과 協同團體(E_c)로 구성되며 商品은 생산하는 產業部門의 生產單位들이다. 商品生產活動의 主體에는 이외에도 個人農場과 家計副業과 같은 소규모의 私營生產單位들이 있으나 단순화를 위하여 무시하기로 한다. 두 번째 經濟主體는 주된 消費單位인 家計로 이들은 產業部門에 종사하는 家計(H_p)와 서비스를 生產하는 서비스部門에 從事하는 家計(H_u)로 나뉜다. 세 번째 經濟主體인 政府(G)는 서비스 생산의 주체이며 동시에 家計와 함께 消費單位가 된다. 〔圖 1〕에서의 實線은 產業部門에서의 投入과 產出, 그리고 貨幣支出의 흐름을 보이고 있으며 點線은 서비스部門에서의 投入, 產出, 그리고 貨幣支出의 흐름을 보인다. 즉 國營企業(E_n) 및 協同團體(E_c)는 家計(H_p)의 勞動(L_p)과 政府의 資本(K)을 사용하여 商品(P)을 生產한다. 〔圖 1〕에서 上段의 實線은 生產側面의 흐름을 나타내는 반면, 下段의 實線은 生產要素의 供給者가 수취하는 所得의 흐름 혹은 要素使用에 대한 기업의 지출의 흐름을 나타낸다. 生產側面에서의 社會總生產額(GVSP)은 產業과 기타 經濟諸分野에서의 國營企業(E_n) 혹은 協同團體(E_c)라 불리우는 개별적인 모든 生產單位의 總生產價値를 貨幣單位로 나타낸 것이다. 각 生產單位의 總生產額에는 다른 生產單位로부터 구입된 中間財貨의 價値와 產業內의 다른 生產單位에 대한 修善서비스도 포함된다. 따라서 北韓의 經濟總量規模推定에 있어서 二重計算의 範圍는 주로 算出方式에 따라 다르며 長期的으로는 產業과 기타 諸經濟分野의 構造變化에 따라 다르다. 예를 들어 설명하면 生產過程이 수직적으로 종합되어 트럭과 部品이 모두 한 生產單位에 의하여 生產된다면 트럭의 價値만이 總生產額에 計上될 것이다. 반면, 트럭과 部品이 각각 다른 生產單位에 의하여 生產된다면 각 生產單位의 生產額이 모두 總生產額에 計上되므로 部品의 生產額이 二重計算된다. 北韓의 社會總生產額에는 生產된 서비스의 價値가 제외되어 있다. 서비스는 行政, 軍事, 敎育, 科學, 藝術, 保健, 住宅, 商業活動의 일부, 旅客輸送과 民間通信 등을 말한다.

北韓의 國民所得(NI) 槪念은 經濟의 諸分野에서 生產된 純生產額(附加價値)을 集計한 것으로서 社會總生產額에서 減價償却費, 中間

財投入費用을 差減한 것이다[3].

이러한 國民所得 槪念은 서비스가 제외되고 去來收入金이 포함되어 있다는 점에서 自由市場經濟의 總量指標인 國民所得(NI)과 차이가 있다[4]. 주로 消費財에 부과되는 去來收入金은 自由市場經濟의 間接稅와 유사하나 賦課對象이나 규모는 間接稅보다 훨씬 큰 것이다. 生產側面의 흐름에서 본 共產國家의 國民所得 NI(P)는 〔圖 1〕의 上段線에서 볼 수 있다.

社會總生產額($GVSP$)과 國民所得(NI)은 또한 所得(支出)側面에서 推計할 수 있다. 始初所得總和法 $NI(D_1)$과 最終所得總和法 $NI(D_2)$은 이 접근법에 속한다고 하겠다. 社會總生產額($GVSP$)을 산출하기 위한 始初所得總和値는 첫째, 減價償却費, 中間財費用등을 포함한 모든 生產手段에 대한 支出(C), 둘째, 勞動者들에게 지불된 給與(V), 세째, 社會主義經理收入(M) 등을 集計한 것이다. 社會主義經理收入(M)은 國營企業(E_n)과 協同團體(E_c)의 留保利潤(π_e), 국가의 所得(π_g) 등으로 構成되는데 北韓에서는 주로 去來收入金, 國營企業의 利潤, 協同企業所得稅와 社會保險料로 구성된다[5].

始初所得總和法을 分配接近方法으로 보는 이유는 첫 단계에서 國民所得이 產業部門에 종사하는 家計(H_p), 政府(G) 및 生產單位(E_n 혹은 E_c) 사이에 配分되기 때문이다. 다시 말하면 소득의 흐름에서 볼 때 國民所得(NI)은 첫째, 生產單位에 勞動을 제공하는 家計의 所得(W_p), 둘째, 資本設備(K)를 生產單位(E_n 혹은 E_c)에 貸與함으로써 얻는 政府(G)의 所得(π_g), 세째, 生產單位의 留保利潤(π_e)을 集計한 것이다. 이러한 所得은 國營企業(E_n)과 協同團體(E_c)들의 家計, 政府, 혹은 그들 自身들에 대한 支出이라고 할 수 있다. 始初所得總和法 $NI(D_1)$에 基礎한 國民所得은 〔圖 1〕의 下段線에 있는 $NI(D_1)$에 해당한다.

$$NI(D_1)=W_p+\pi_g+\pi_e \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(1)$$

이와같이 算出된 始初所得은 所得의 1次分配(혹은 分配)라고 불린다. 2次分配(혹은 再分配)한 產業部門에서 發生된 國民所得이 서비스部門을 포함한 모든 部門간에 移轉되는 過程을 말한다. 再分配過程은 國家豫算, 社會保險, 그리고 價格制度 등을 통하여 이루어진다. 이러한 再分配裝置 가운데 國家豫算이 가장 중요한 機能을 하고 있다. 특히 去來收入金, 生產單位의 留保利潤, 社會保險料, 協同團體所得稅 등의 形態로 生產價格에 反映되어 發生되는 政府의 歲入은 產業部門과 서비스部門에 再分配된다[6]. 政府支出은 주로 基礎建設에 대한 投資, 運轉資本의 增大, 社會·文化費支出, 防衛, 公共行政 등을 위한 것이다. 이러한 費用들의 一部는 서비스部門에 支拂되는 給與, 奬學金, 年金, 國家補助金 등으로 構成된다. 예를 들어 北韓의 防衛費는 탱크, 航

3) 社會科學院 經濟硏究所, 『經濟辭典』, 平壤 : 社會科學出版社, 1970, pp. 219~220에 다음과 같이 언급되어 있음.
"거의 모든 共產國家에서 生產國民所得과 分配國民所得間에는 經常收支의 黑字만큼의 차이가 있다. 즉 生產國民所得에 黑字를 더하거나 赤字를 뺌으로써 얻을 수 있다."
John M. Montias, *Economic Development in Communist Rumania*, Cambridge, Mass.: The MIT Press, 1965, p. 267; Central Statistical Office, *Concise Statistical Yearbook of Poland*, Warzawa, 1982, p. 55 參照.

4) 蘇聯 國民所得에서의 서비스에 관한 논쟁은 Alec Nove, *The Soviet Economic System*, London: George Allen & Unwin, Ltd., 1977, pp. 323~325 참조.

5) 표준적인 共產國家의 表記에 따르면
$GVSP=C+V+M,\ NI=GVSP-C=V+M$
社會科學院 經濟硏究所, 『經濟辭典』, 平壤 : 社會科學出版社, 1970, pp. 133~134 참조.

6) 上揭書, pp. 220~221.

空機 등의 物資 등에 支出되는 것을 제외하고는 產業部門에서 國民所得을 創出하는 데 기여하지 못한다. 物資購入에 支拂되는 防衛費의 一部만이 國民所得의 一部를 構成하게 된다[7].

國民所得을 算出하기 위한 最終所得總和法 $NI(D_2)$ ([圖 1]에는 나타나지 않음)은 生產單位, 政府, 그리고 家計가 1次的인 國民所得分配와 2次的인 再分配 過程을 거쳐 최종적으로 受取한 所得을 集計한 것이다[8]. 여기서 유의할 점은 始初分配와 最終分配 혹은 1次的分配와 2次的分配의 구분이 時間上의 선후를 의미하는 것은 아니며 北韓經濟의 產業部門과 서비스部門과의 관계를 槪念的으로 구분하기 위하여 사용된 것이다. 國民所得을 측정하기 위한 最終所得總和法은 또한 [圖 1]에서 所得部門의 흐름(下段의 線)으로부터 파악할 수 있다. 가령 分配와 再分配가 완전히 끝났다고 하자. 이때 모든 家計所得, 再分配 후의 政府몫, 生產單位의 純留保利潤을 모두 합하면 最終所得總和法 $NI(D_2)$에 따른 國民所得이 된다. 즉 生產單位의 留保利潤(π_e)이 再分配過程에서도 변화하지 않는다면 國家의 中央集中的 純所得(π_g)은 서비스部門에 從事하는 家計(H_u)가 받는 所得(W_u)만큼 減少된 것이다. 즉 單純假定下에서 다음과 같이 構成되어 있다 하겠다.

$$NI(D_2)=W_p+\pi_e+(\pi_g-W_u)+W_u \quad \cdots\cdots(2)$$

投資支出과 消費支出 總和에 의한 國民所得推計方法 $NI(D_3)$는 [圖 1]의 上段實線에서 볼 수 있다. 이것은 세 가지 分配國民所得推計方法 중의 하나이지만 最終所得이 消費와 投資(蓄積)에 어떻게 支出되는가를 명확히 알려준다. [圖 1]에서 $NI(D_3)$는 모든 經濟主體의 消費, C_p, C_u, C_g와 政府의 投資(蓄積) I_g 및 生產單位의 投資 I_e의 貨幣價値를 集計함으로써 얻을 수 있다. 즉 $NI(D_3)$는 生產單位의 收入과 投資(I_e)의 합이다. 여기에서 서비스部門에 종사하는 家計의 消費支出(C_u)은 주로 再分配過程을 통한 政府의 中央集中的 純所得(π_g)으로부터 발생된다.

2. 國民總生產(GNP)과의 關係

지금까지 우리는 北韓에서 사용하는 社會總生產額(*GVSP*)과 國民所得(*NI*)의 4가지 推計方法에 대하여 논의하였다. 여기서는 이와 같은 社會主義經濟의 總量槪念과 自由市場經濟에서 사용하는 國民總生產(GNP), 國民純生產(*NNP*), 그리고 國民所得(*NI*) 槪念과의 관계를 살펴보기로 한다.

生產測面의 흐름에서 國民總生產(GNP)은 一定期間 중의 總生產物의 價値, 즉 總產出額에서 이들의 生產에 투입된 原材料와 其他費用 즉 中間財投入額을 控除한 生產物의 純價値이다. 所得側面의 흐름에서 보면 國民總生產은 一定期間 중 生產要素의 所有者들이 받는 所得과 減價償却費 및 間接稅로 構成된다. 國民純生產(*NNP*)은 國民總生產(GNP)에서 減價償却費를 뺀 것이다. 要素價格으로 나타낸 國民所得(*NI*)은 國民純生產에서 間接稅를 빼고 補助金을 합한 것으로 모든 生產要素가

7) Alec Nove, *The Soviet Economic System*, London: George Allen & Unwin, Ltd., pp. 325~327; *The Soviet Economy*, 2nd Rev. Ed., New York: Frederick A. Praeger, 1969, p. 288 참조.

8) 社會科學院 經濟硏究所, 前揭書, p. 219.

受取한 所得을 나타낸다.

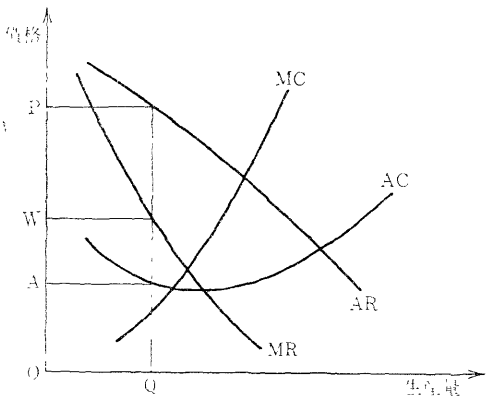
國民總生産(GNP)을 社會主義經濟의 國民所得概念과 비교하면 서비스部門의 附加價値와 減價償却費를 포함하고 있다는 점에서 다르다. 그러나 社會主義經濟의 國民所得概念에는 去來收入金이라는 項目이 포함되어 있음을 留意하여야 한다. 대개의 社會主義經濟를 硏究하는 學者들은 社會主義의 國民所得概念에서 모든 去來收入金을 빼고 用役서비스의 價値와 減價償却費를 더하여 自由市場經濟의 國民總生産(GNP)概念과 比較하는 接近方法을 널리 사용하고 있다[9].

3. 去來收入金

去來收入金은 여러 가지 物品稅를 代替하며 1931年부터 蘇聯에서 採擇된 것으로 北韓에서는 주로 消費財와 一部 서비스部門에 賦課되고 있는데 이것은 小賣價格(去來利潤 제외)과 都賣價格의 差異로 볼 수 있다[10]. 일반적으로 消費財의 小賣價格이 市場에서의 需要와 供給에 의해 決定되는 반면, 都賣價格은 平均費用과 적은 利潤幅에 기초한 總生産費用에 의하여 결정된다[11].

中央計劃經濟인 北韓의 國民所得計定의 去來收入金의 성격을 〔圖 2〕에 의하여 쉽게 이해될 수 있다. 〔圖 2〕는 獨占企業의 성격을 갖는 中央計劃當局의 費用과 利潤을 나타낸다고 할 수 있다. 生産量 $\overline{OQ}$는 中央集權의 意思決定에 의한 消費財의 生産量으로서 항상 販賣者가 市場을 支配(sellers' market)하는 稀少 消費財의 産出量이다[12]. $\overline{OA}$는 平均費用이며 $\overline{AW}$는 去來利潤, $\overline{OW}$는 都賣價格, $\overline{OP}$는 小賣價格, $\overline{WP}$는 去來收入金을 나타낸다. 市場價格으로 나타낸 國民所得은 $\overline{OP}\times\overline{OQ}$인 반면, 要素價格으로 나타낸 國民所得은 $\overline{OA}\times\overline{OQ}$ 혹은 $\overline{OW}\times\overline{OQ}$가 된다. 따라서 去來收入金額 $\overline{WP}\times\overline{OQ}$가 再分配過程에서 서비스部門에 종사하는 家計에 대한 給與를 지불하는 데 사용된다고 假定하면 市場價格으로 표시한 國民所得 $\overline{OP}\times\overline{OQ}$는 要素價格에 의한 國民所得 $\overline{OW}\times\overline{OQ}$에 서비스部門에서의 所得 $\overline{WP}\times\overline{OQ}$를 더한 것과 같게 된다.

〔圖 2〕 獨占中央計劃經濟(例示)



따라서 社會主義經濟의 國民所得을 自由市場經濟의 國民總生産(GNP) 概念으로 바꾸기 위하여 單純히 서비스部門의 附加價値와 減價償却費를 合算하는 것은 去來收入金의 성격을 고려하지 않은 그릇된 접근방법임을 알 수 있

9) Alec Nove, *The Soviet Economic System*, London: George Allen & Unwin, Ltd., 1977, p. 323, pp. 326~327 및 *The Soviet Economy*, 2nd Rev. Ed., New York: Frederick A. Praeger, 1969.

10) 社會科學院 經濟硏究所, 前揭書, pp. 35~36.

11) 上揭書, p. 2, 또한 共産國家의 價格決定方法에 대하여는 Peter J. D. Wiles, The Political Economy of Communism, Cambridge, Mass.: Harvard University Press, 1962, pp. 104~130 참조.

12) 여기서 유의할 점은 共産國家의 生産量 OQ는 資本主義經濟下에서의 獨占企業이 利潤極大化를 위한 生産量과는 그 槪念이 다른 것이다.

다[13].

전술한 〔圖 1〕의 國民所得의 흐름으로부터 社會主義經濟總量을 自由市場經濟의 國民總生產概念으로 파악하여 보자. 生產側面의 흐름을 나타내는 上段의 實線에서 國民總生產은 去來收入金을 조정한 후 $NI(P)$에 서비스(S)와 減價償却費를 합한 것과 같다. 國民總生產은 또한 $NI(D_3)$에 產業部門 家計(H_p)의 서비스에 대한 지출(S_p)과 서비스部門 家計(H_s)의 서비스에 대한 지출(S_u), 그리고 減價償却費를 합한 후 去來收入金에 대한 조정을 한 것과 같다. 所得側面의 흐름을 나타내는 下段線에서 國民總生產은 $NI(D_1)$ 혹은 $NI(D_2)$ (그림에 나타나지 않음)에 減價償却費를 합하고 去來收入金을 조정함으로써 얻을 수 있다.

Ⅲ. 旣存推計方法의 檢討

기존의 北韓 國民總生產推定方法 가운데 대표적인 것으로서 崔周煥(1978), 金永圭(1980), 李豊(1981)의 연구가 있다. 여기에서는 기존 세 가지 推定方法의 장·단점을 비교 검토한다.

1. 『崔』의 推計

『崔』의 推定方法은 支出面에서의 接近으로서 本稿에서 제시된 〔圖 1〕의 北韓의 投資 및 消費總和法 $NI(D_3)$의 변형된 형태로 볼 수 있다. 이 연구는 서비스에 대한 지출을 합산하여 北韓의 國民所得概念을 自由市場經濟의 國民總生產概念으로 추정하려고 試圖하였다. 이 방법은 自由市場經濟에서 國民總生產을 추정하는 표준적인 (消費+投資+政府支出+(輸出−輸入)) 接近法에 개념적으로 가까운 것이다[14]. 그러나 『崔』의 연구에서 우리가 유의할 점은 北韓의 國民所得을 推計함에 있어서 社會總生產額에서 資本消耗(capital consumption allowance)만을 減하였기 때문에 北韓의 國民所得에서 重複計算分이 포함될 수 있다는 점이다. 『崔』의 연구에서는 共產國家의 國民所得을 우리의 國民所得概念으로 轉換하기 위해서는 그들의 國民所得에서 中間生產物의 重複計算에 의한 二重計算分을 빼고 서비스의 생산을 가산해야 한다고 지적하고 있으며 또한 去來收入金이 共產國家의 國民所得에서 빠져야 한다고 지적하고 있으나 資本消耗가 標準的인 減價償却을 의미하고 있는지 혹은 그 이상인지를 명확히 하고 있지 않다. 또한 그의 國民總生產推定方法에는 사실상 減價償却費에 대한 處理問題가 언급되어 있지 않다고 하겠다.

『崔』의 國民總生產推計方法은 간단히 요약하면 다음 5個項의 합이라 할 수 있다.

13) Abram Bergson, "The Adjusted Factor Cost Standard of National Income Valuation", Franklyn D. Holzman (ed.), *Readings in the Soviet Economy*, Chicago: Rand McNally & Co., 1962.
항가리 政府는 國民所得을 生產者價格으로 뿐 아니라 市場價格으로도 發表한다. 이들의 주된 차이는 物品稅, 純價格補助, 그리고 其他評價差에 基因한다. Hungarian Central Statistical Office., *Annual Statistical Yearbook*, 1980, p. 47 참조. Alec Nove는 共產國家에서 산출하는 國民所得概念과 自由主義國家에서 用役서비스를 포함하여 산출한 國民所得概念과의 比較方法을 시도하였다. 그는 生產側面의 흐름과 支出側面의 흐름 모두에서 이에 관한 算術的인 예를 제시하였다.

14) Alec Nove, *The Soviet Economy*, 2nd Rev. Ed., New York: Frederick A. Praeger, 1969, p. 289 參照.

1) 政府의 消費支出

a) 裝備에 대한 國防費支出과 兵力에 대한 賃金 및 給與

b) 國家機關 管理維持費

c) 住宅 및 學校建設을 제외한 社會文化費

2) 政府의 固定投資支出

3) 國防에 관련되지 않은 民間의 財貨와 서비스에 대한 消費支出

4) 在庫變動

5) 對外去來(輸出—輸入)

1) 項의 a), b), c)와 2)項은 本稿의 〔圖 1〕의 서비스部門 從事者의 賃金과 給與 그리고 移轉支出(W_u)은 물론 財貨에 대한 政府支出(C_g)과 投資(I_g)를 모두 포함하고 있는 것 같다. 『崔』의 硏究에서 명확히 하지는 않았지만 이는 非生産家計(서비스部門의 家計)의 모든 所得(W_u)이 財貨(C_u)와 서비스(S_u)에 대한 支出에 使用된다고 假定하고 있는 것으로 보인다. 반면 3)項에서 國防에 관련되지 않은 家計가 國防이 아닌 서비스部門에 從事하는 家計를 모두 포함하고 있다면 1)項의 a), b), c)와 3)項을 모두 합한 것에는 非生産家計의 지출이 二重計算되는 결과가 된다.

또한 『崔』의 在庫變動推定方法에서 두 會計年度間의 移越額差異가 當該年度의 在庫變動値라고 지적하고 있다. 그러나 이 수치는 오히려 政府나 家計에 의하여 구입되지 않은 生産單位의 産出物(〔圖 1〕에서의 I_e) 價値를 측정하는 것이 더 합당하다. 이것이 바로 의도된 在庫와 의도되지 않은 在庫를 모두 포함하는 企業(生産單位)의 投資라 할 수 있기 때문이다. 물론 投資의 貨幣價値를 支出面의 흐름에서 측정할 수는 없으나 單純化된 假定下에서 企業投資(I_e)가 測定될수 있을 것이다. 즉 本稿의 〔圖 1〕에서 産出側面의 흐름으로부터

$$\mathrm{GNP}=C_p+S_p+C_u+S_u+C_g+I_g+I_e+D$$

를 얻을 수 있고 所得側面의 흐름으로부터

$$\mathrm{GNP}=W_p+W_u+\pi_g+\pi_e+D$$

를 얻을 수 있다. 따라서

$$I_e=(W_p-C_p-S_p+W_u-C_u-S_u)+(\pi_g-C_g-I_g)+\pi_e \quad \cdots\cdots\cdots\cdots(3)$$

가 된다. 즉 投資=家計貯蓄+政府貯蓄+企業貯蓄이 된다.

이 〈式 3〉은 社會主義經濟의 巨視經濟分析을 위한 것은 아니나, 케인지안(Keynsian)의 項等式과 洽似하다고 할 수 있겠다[15]. 北韓의 家計貯蓄은 그들의 公式發表를 믿기보다 오히려 무시하는 것이 좋다. 따라서 在庫變動을 포함한 企業投資, I_e는 政府의 貯蓄과 企業(生産單位)의 留保利潤의 합으로 추정될 수 있다.

減價償却費는 『崔』의 연구에서 言及되지 않고 있으나 固定投資支出은 純投資라기 보다 總投資를 말하기 때문에 이에는 減價償却費가 포함되어 있는 것으로 보인다. 따라서 이 점은 어떻게든 확실하게 규명되어져야 할 것이다.

또한 『崔』의 支出模型에 海外部門이 포함되어 있는지 밝힐 필요가 있다. 一般的으로 自由市場經濟에서 관습적인 C, I, G는 國內와 海外에서 生産된 財貨와 서비스에 대한 支出

15) 이와 類似한 等式은 李豊, 「北韓의 GNP 推計方法」, 『共産圈 經濟動向』 第1卷, 第3號, 1981. 5, pp. 16~18 참조.

을 말한다. 따라서 國民所得을 算出하기 위해서는 *C*, *I*, *G*에서 總輸入額을 감하고 總輸出額은 合算되어야 하겠다. 그러나 共產國家에서 '生產國民所得'을 經常國際收支에서의 收支差만큼 '支出國民所得(分配國民所得)'과 차이가 난다. 따라서 『崔』의 推計方法은 資本主義國家의 일반적 慣行에 따라 總支出에서 輸入超過分을 뺌으로써 北韓의 國民總生產을 支出側面에서 추정하려 시도한 것으로 판단된다.

또한 이 推計方法의 문제점으로서는 추정에 必要한 統計資料가 부족하다는 점과 또 國民總生產의 算出에 적용된 달러貨 對 北韓 원貨의 交換換率인 1달러當 3.03원이 너무 低評價되었다는 점을 들 수 있다. 이러한 低評價는 貿易赤字가 國民總生產의 추정에 미치는 負의 效果를 과장시키게 된다. 예를 들어 『崔』의

〈表 1〉 『崔』의 北韓 GNP 推計

(단위 : 北韓貨, 百萬원)

	1974	1975	1976
民間消費支出	5,793.37	5,961.88	6,136.20
政府消費支出	4,739.38	5,570.07	5,984.52
軍事費	3,046.74	3,637.60	3,981.14
行政費	145.08	170.51	160.23
社會·文化費	1,547.56	1,761.96	1,843.15
固定資本形成	3,033.20	3,286.23	3,585.11
在庫變動	221.11	−224.24	81.51
輸出	1,525.61	1,580.75	1,675.59
輸入(一)	3,486.02	2,821.84	2,817.90
國民總生產	12,001.55	13,406.97	14,611.55

資料 : 崔周煥, 「北韓의 GNP 推計」, 『統一政策』, 國土統一院, 第4卷 第1號, 1978.

推計値에 따르면 이 換率을 적용하였을 때 평균적인 北韓住民은 1日生活費로 35센트를 支出하고 2,209 칼로리에 상당하는 食品에 15센트를 지출하는 것이 된다. 또 같은 換率下에서 1974年 北韓의 수입은 國民總生產의 29%에 해당하는 것이 되며, 總軍事費支出은 年間 10億달러를 약간 상회하는 것으로 나타난다. 商業換率이 北韓의 원貨表示 國民所得과 國民總生產을 달러貨表示로 바꾸는데 사용될 수 없는 이유는 本稿의 Ⅳ章에서 논하기로 한다.

2. 『金』의 推計

金永圭의 北韓 國民總生產 推定値는 國土統一院에서 공식적으로 채택하고 있는 것으로서 去來收入金에 대한 『金』의 판단을 좀더 세밀히 검토할 필요가 있다. 『金』의 硏究에서는 "北韓의 社會的 利潤에 間接稅가 아닌 企業利潤의 일부라 할 수 있는 去來所得(去來收入金)이 포함된다"는 개념을 사용함으로써 사실상 北韓에는 間接稅가 있을 수 없음을 지적하고 있다[16]. 『金』의 硏究에서는 또한 北韓의 國民所得槪念에는 서비스가 빠져 있기 때문에 韓國의 國民所得에 비하여 근본적으로 低評價되어 있다고 본다.

『金』의 推計方法은 生產側面에서의 北韓 國民所得算出法이라고 할 수 있는데 이 방법은 本稿의 〔圖 1〕에서와 같이 分配側面에서의 始初所得總和法의 變形이라 할 수 있으며 이를 요약하면 다음의 項目들로 구성되어 있고 그 推計結果는 〈表 2〉와 같다.

1) 生產勞動者(產業部門 從事者)의 賃金

2) 國家의 中央集中的 純所得

a) 去來收入金

16) 去來收入金이 收入인지 혹은 稅金인지의 개념적인 문제는 제쳐 두고, 蘇聯 및 일부 東歐 國家들은 그들의 英文版 公式資料에서는 아직 '去來收入金'이라고 사용하고 있으며, '國營企業의 利潤稅'나 '其他間接稅'와는 구분하고 있다. Central Statistical Board of The USSR, *The USSR in Figures for 1979*, Moscow, 1980, p. 5. ; Hungarian Statistical Office, *Statistical Yearbook, 1975*, Butapest, 1976, p. 70.

b) 國家企業 利益金

c) 協同團體 所得稅

3) 地方機關 純所得

4) 企業所(生産單位) 純所得

5) 國民所得 〔1)項부터 4)項까지의 합〕의 10%에 해당하는 用役所得

『金』의 硏究에서 우리가 유의할 점은 國家의 中央集中的 純所得의 추정에 社會保險料를 加算하고 있지 않고 있어[17] 政府의 純所得을 低評價하고 있는 반면 地方機關 純所得을 國民所得의 일부로 모두 合算시킴으로써 北韓의 國民所得을 高評價하고 있는 점이다. 地方機關의 주요 收入源은 消費財를 生産하는 데 專門化된 地方企業들이다. 地方收入의 1/3은 中央政府에 移轉되며, 나머지 2/3는 그들에게 留保되는 것으로 알려져 있다. 이를테면, 1978年 政府收入의 7.66%가 地方收入으로부터 충당되었는데 이는 같은해 政府收入의 22.8%를 차지했던 總地方收入의 1/3에 該當된다[18]. 또한 『金』의 推計値는 自由市場經濟의 國民總生産(GNP)槪念으로 轉換하기 위하여 서비스所得으로서 自身이 推定한 北韓槪念의 國民所得에 10%를 假定하여 加算하고 있다. 그런데 이 硏究에서는 國民所得槪念을 國民總生産槪念으로 變換시키면서 減價償却費에 대해서는 전혀 言及하고 있지 않고 있으며 國民所得의

〈表 2〉 『金』의 北韓 國民所得 및 國民總生産推計

(단위 : 北韓貨, 萬원)

	生産勞動者賃金	國家의 中央集中的純所得	地方機關純所得	企業所純所得	國民所得	國民總生産
1961	204,480	182,160		35,360	422,000	464,200
1962	209,434	220,413		42,480	472,327	519,560
1963	216,346	239,950		45,495	501,179	551,297
1964	219,341	268,007		50,382	573,730	591,503
1965	222,278	274,471		50,510	547,259	601,985
1966	228,269	282,706		51,401	562,376	618,614
1967	232,704	317,032		56,945	606,681	667,349
1968	237,370	388,834		68,992	695,196	764,716
1969	242,093	413,821		72,693	728,607	801,468
1970	359,772	486,112		84,342	930,226	1,023,249
1971	372,816	496,509		87,165	956,490	1,052,139
1972	399,600	581,792		97,585	1,078,977	1,186,875
1973	420,614	675,046	143,579	111,791	1,351,030	1,486,133
1974	443,108	789,202	205,000	128,863	1,566,173	1,722,790
1975	466,961	894,961	232,400	149,077	1,742,900	1,917,190
1976	491,734	983,552	255,000	162,452	1,892,738	2,082,012
1977	513,671	1,058,995	323,850	177,418	2,078,934	2,286,827
1978	546,743	1,147,680	356,235	201,457	2,252,115	2,477,327
1979	577,692	1,281,636	392,215	221,882	2,479,415	2,727,357

資料 : 金永圭, 「北韓의 GNP 算出方法」, 『統一政策』, 國土統一院, 第 6 卷 第 3 號, 1980.

17) 北韓의 經濟辭典에 따르면 去來收入金과 社會保險料가 政府의 主要收入源으로 되어 있다. 李豊, 「北韓의 GNP 推計方法」, 『共産圈 經濟動向』, 第 1 卷 第 3 號, 1981. 5., p. 14 參照.

18) 北韓의 年例發表에 따르면, 政府收入 중 地方收入이 차지하는 比率은 1974년 3.2%, 1975년 3.6%, 1976년 2.9%, 1977년 4.0%, 1978년 7.7%, 1980년 8.3%이었음.

10%에 서비스所得과 減價償却費가 모두 포함되어 있다는 言及도 하지 않고 있어 減價償却費에 대한 見解를 명확히 하고 있지 않은 것 같다. 『金』의 推計에서는 이와 같이 일부 部門의 過小評價와 일부 部門을 過大評價함으로써 그 차이를 서로 상쇄하는 效果를 갖고 있다고 하겠다. 즉 中央集中的 純所得에서 社會保險料를 除外하고 있는 것은 모든 地方收入을 加算함으로써 部分的으로 相殺되고 減價償却과 서비스所得의 低評價는 去來收入金의 調整을 하지 않음으로써 다소 相殺될 수 있다. 서비스部門 家計支出의 二重計算은 輸入超過가 國民所得에 미치는 負의 효과를 高評價함으로써 相計된다.

달러貨로 표시된 여러 가지 北韓 國民總生產推計에 대하여 『金』의 硏究는 國民總生產의 推定値가 낮은 경우는 일반적으로 國民所得推計에서 去來收入金을 合算하지 않았기 때문이며 推定値가 높은 경우는 國民所得推計에 서비스所得을 合算하였기 때문이라고 지적하였다. 그러나 달러貨로 표시된 推定値의 차이는 國民總量의 槪念이 어떻게 사용되었는가에 부분적으로 기인하기는 하나, 주로 원貨를 달러貨로 변환시키는 데 적용된 換率의 차이 때문임을 쉽게 알 수 있다.

3. 『李』의 推計

『李』의 연구는 始初所得總和法 $NI(D_1)$을 변형시켜서 北韓의 國民總生產을 추정하였다[19]. 그의 推定値는 다음과 같은 項目의 합으로 이루어지며 그가 얻은 各項의 推定値와 算出된 國民總生產은 다음 〈表 3〉과 같다.

1) 生產 및 非生產家計의 所得
2) 國家의 中央集中的 純所得
   a) 去來收入金
   b) 國家企業 利益金
   c) 協同團體 所得稅
   d) 社會保險料
3) 國營企業所와 協同團體의 留保利潤
4) 海外純受取 要素所得
5) 減價償却費(國民總生產의 3.7% 假定)

方法論上으로 이 推計方法은 自由主義國家의 國民總生產槪念으로 推計된 北韓의 國民總生產은 그들 槪念의 國民所得에 非生產家計의 所得과 減價償却費를 더함으로써 算出될 수 있다는 비교적 단순한 가정에 기초하고 있다. 그러나 『李』의 推計는 北韓의 國民總生產推計에서 非生產家計所得을 用役서비스部門의 주된 構成要素로 간주하고 있는지 확실하게 언급하고 있지 않다. 政府豫算에 대한 公式發表資料를 제외하고는 北韓의 공식적인 統計資料가 거의 없다는 점을 감안할 때 앞에서 열거한 國民總生產의 여러 構成要素를 合算推計하는 것은 특히 많은 노력이 필요한 복잡한 작업이라고 할 수 있다. 『李』의 추정에서는 첫째, 측정된 國民總生產이 長期趨勢에 따른 것이며 둘째, 國民總生產의 서비스部門을 묵시적으로 다루고 있다는 두가지의 문제점이 있다. 推定方法의 성격상 여기서는 北韓國民總生產의 週期的인 변동을 관찰할 수 있을 것으로 기대해서는 안된다. 『李』의 推定結果는 장기적으로 볼 때 다른 필자들의 測定値와 비교하여 國民總生產의 成長率이 가장 낮다는 것을 알 수 있다. 예를 들어 『金』의 推計와 國土統一院의

19) 李豊, 「北韓의 GNP 推計方法」, 『北韓』, 1981. 12, pp. 86~105 參照.

北韓 國民總生產推計値는 모두 『李』의 推計値보다 높은 成長率을 보이고 있다[20]. 낮게 측정된 『李』의 北韓의 國民總生產成長率은 공식적으로 발표된 北韓의 政府豫算趨移와 비교할 때 특히 주목할 만하다. 거의 모든 共產國家에서 國民所得에 대한 政府豫算의 비용은 대개 일정하다고 할 수 있는데 『李』의 推定結果에 따르면 政府歲入은 1960年 國民總生產의 46.7%에서 점차 증대하여 1979年에는 이 비율이 66%를 보여주고 있다. 만일 『李』의 國民總生產의 推計가 不變價格이라면 이 비율의 변화는 합리적인 것이라고 할 수 있다. 그러나 추정된 國民總生產이 經常價格에 의한 것이므로 이 趨勢가 타당한 것인가 하는 다소의 의문을 가질 수 있다. 예를 들어 〈表 3〉에서와 같이 國民總生產에 대한 국가의 中央集中的 純所得 比率이 1960年 36%에서 1979年 53%로 증가했음에 비해 國民總生產에 대한 總家計所得의 比率이 같은 기간에 50%에서 28%로 급속히 하락했던 것에 대한 설명을 『李』의 推計에서는 설명되고 있지 않다.

共產國家에서의 用役서비스는 주로 무료로 제공된다. 『李』의 연구에서 언급된 바와 같이 서비스의 가치는 서비스를 算出하는 데 사용된 財貨 및 減價償却費, 그리고 勞動의 代價 등의 諸費用이 合算되어져야 한다. 『李』의 推計에서는 共產國家의 國民所得槪念이 모든 非生產用役서비스를 제외하고 있으며 非生產家

〈表 3〉 『李』의 北韓國民總生產推計

(단위 : 千원, %)

	家計所得推計	政權所得推計	企業留保所得推計	減價償却費	國民總生產
1960	2,142,117(49.8)	1,549,208(36.0)	453,917(10.5)	159,217	4,304,509
1961	2,331,832(47.2)	1,879,680(38.0)	550,746(11.1)	182,974	4,945,232
1962	2,374,244(43.1)	2,268,432(41.2)	664,650(12.1)	203,916	5,511,242
1963	2,530,972(42.6)	2,465,536(41.5)	722,402(12.2)	219,730	5,938,640
1964	2,819,107(42.6)	2,743,040(41.5)	803,711(12.2)	244,586	6,610,444
1965	3,042,416(44.0)	2,801,888(40.5)	820,953(11.9)	256,090	6,921,347
1966	3,210,210(44.6)	2,878,456(40.0)	843,388(11.7)	266,341	7,198,395
1967	3,467,081(43.8)	3,219,592(40.6)	943,340(11.9)	293,157	7,923,170
1968	3,591,926(39.8)	3,946,616(43.7)	1,156,359(12.8)	334,072	9,028,973
1969	3,728,962(39.3)	4,178,632(44.1)	1,224,339(12.9)	350,863	9,482,796
1970	4,222,044(38.5)	4,896,016(44.7)	1,434,532(13.1)	405,447	10,958,039
1971	5,163,617(42.8)	4,994,336(41.4)	1,463,341(12.1)	446,509	12,067,803
1972	5,331,180(39.9)	5,825,352(43.6)	1,706,828(12.8)	494,231	13,357,591
1973	5,643,163(37.9)	6,717,912(45.1)	1,968,348(13.2)	550,559	14,879,982
1974	5,959,280(34.9)	8,092,200(47.5)	2,371,014(13.9)	630,978	17,053,472
1975	6,290,748(33.1)	9,269,040(48.8)	2,715,828(14.3)	702,178	18,977,794
1976	6,614,413(32.4)	10,100,664(49.4)	2,959,495(14.5)	755,929	20,430,501
1977	6,810,796(31.1)	11,031,200(50.4)	3,232,142(14.8)	809,702	21,883,840
1978	7,091,899(29.3)	12,525,840(51.8)	3,670,071(15.2)	894,755	24,182,565
1979	7,437,233(28.1)	13,982,320(52.8)	4,095,820(15.5)	980,350	26,496,753

註 : (　) 안의 數値는 國民總生產에 대한 百分率임. 減價償却率은 3.7%로 보았음.
資料 : 李豊, 「北韓의 GNP 推計方法」, 『北韓』, 1981.12.

20) 國土統一院, 『南北韓總力趨勢比較』, 1982.1, p.36 참조.

計의 所得이 北韓 國民總生產의 거의 모든 用役서비스生產을 의미하는 것으로 가정하고 있는 것 같다. 즉 『李』의 推計에서는 自由主義國家의 國民總生產(GNP)과 北韓의 國民所得概念의 주된 차이를 해소하기 위하여 非生產家計의 所得과 減價償却費를 합산하고 있다. 『李』의 硏究는 또한 推定値의 타당성을 입증하는 논거 중의 하나로서, 北韓이 공식적으로 발표한 1960년의 1人當 國民總生產이 500원인데 비해 그가 추정한 1人當 國民總生產이 572원으로서 公式發表値와 근사함을 지적하고 있다.

〈表 4〉 北韓國民總生產 推計比較

(단위 : 北韓貨, 百萬원)

	單純推定値[1]	「李」의 推計[2]	「金」의 推計[3]	「崔」의 推計[4]
1960	3,348	4,305		
1961	4,000	4,945	4,642	
1962	4,827	5,511	5,196	
1963	5,242	5,939	5,513	
1964	5,832	6,610	5,915	
1965	5,957	6,921	6,020	
1966	6,119	7,198	6,186	
1967	6,845	7,923	6,673	
1968	2,373	9,029	7,647	
1969	2,865	9,483	8,015	
1970	10,387	10,958	10,232	
1971	10,596	12,068	10,521	
1972	12,291	13,358	11,869	
1973	14,332	14,880	14,861	
1974	16,686	17,054	17,228	12,002
1975	19,311	18,978	19,172	13,407
1976	21,043	20,431	20,820	14,612
1977	22,982	21,884	22,868	
1978	26,090	24,183	24,773	
1979	29,133	26,497	27,274	
1980	31,899		22,950	
1981	34,473			
1982	37,577			
年平均增加率(%)	11.6	10.0	10.3	10.3

註 : 1) 政府歲入÷0.6=國民總生產, 政府歲入은 國土統一院, 『南北韓 總力趨勢比較』, 1982, p. 42 參照.
2) 李豊, 「北韓의 GNP推計方法」, 『北韓』, 1981.
3) 金永圭, 「北韓의 GNP算出方法」, 『統一政策』, 第6卷, 第3,4號, 1980.
4) 崔周煥, 「北韓의 GNP推計—支出面에서의 接近」, 『統一政策』, 第4卷, 第1號, 1978.

北韓의 國民所得이 모든 非生產用役서비스를 제외하고 있다면 非生產家計의 所得만을 北韓 國民總生產推計에서 北韓의 用役서비스로 간주하는 것은 生產된 서비스의 實際價値를 低評價하게 될 것이다. 왜냐하면 北韓에서 非生產的인 일은 일상생활에서 극히 필수적인 것만을 만족시킬 정도밖에는 이루어지지 않고 있다는 것은 잘 알려진 사실이기 때문이다. 또한 住宅, 敎育, 醫療, 文化生產 등과 같이 家計가 소비하는 서비스의 대부분은 직·간접적으로 政府의 보조를 받고 있기 때문이다. 다시 말해서 用役서비스의 需給은 대부분 市場原理에 따르지 않으므로 用役서비스部門의 勞動者賃金은 단지 서비스의 總費用 가운데 일부를 의미한다. 蘇聯經濟를 硏究하는 학자들의 관습적인 해석에 따르면 거의 모든 用役서비스는 사실상 '國家의 中央集中的 純所得' 특히 去來收入金에 포함되어 있는 것으로 본다. 따라서 國民總生產의 가장 큰 몫은 『李』의 推定方法에서와 같이 國家의 中央集中的 所得이라고 보는 것이 오히려 타당하다. 이러한 蘇聯經濟를 硏究하는 學者들의 관습적인 견해를 받아들인다면 『李』의 推定値는 非生產家計所得의 合이 일부 서비스部門에서 이중으로 계산될 수도 있다는 문제점이 있다 하겠다. 그리고 그가 서비스部門의 所得을 확실히 하려고 하지 않은 점과 共產國家의 國民所得을 自由主義國家의 國民總生產으로 바꾸는 데 去來收入金의 특수한 性格槪念에 대한 면밀한 檢討를 하지 않았다는 점은 앞으로의 硏究課題라 하겠다.

〈表 4〉는 지금까지 언급된 北韓의 國民總生産 推定結果値들을 보여주고 있다. 이들을 검토해 보면 각 項目에서 합계한 賃金과 給與, 人口, 企業의 留保純利益, 國家의 中央集中的純所得 등의 推計方法이 서로 다름에도 불구하고 『李』의 推計値와 『金』의 推計値가 매우 접근해 있음을 알 수 있다. 이들은 매년 北韓에서 원貨로 발표되는 豫算 이외에 대개 斷片的인 知識을 기초로 추정된 것이다. 쉽게 말해서 北韓의 國民總生産에 관하여 거의 모든 필자들은 豫算資料 특히 '國家의 中央集中的純所得' 統計에 상당히 의존하고 있다. 始初所得總和法이나 最終支出總和法은 모두 사실상 여기저기에서 얻은 추측을 한꺼번에 總合시키는 방법에 불과한 것이다. 우리는 여기서 北韓의 國民總生産을 측정하는 데 좀더 직접적이면서도 극히 단순한 방법을 시도하기로 한다. 이 방법은 공식적인 發表資料로 얻을 수 있는 政府豫算, 그리고 이것과 共産國家國民所得과의 관계만을 기초로 한 것이다[21].

Ⅳ. 單純推定方法의 提示

Wiles(1982)는 共産國家의 政府豫算이 일반적으로 國民總生産의 60%에 달한다는 결론을 내고 있다[22]. 豫算은 北韓에서 발간하는 유일한 公式的 經濟統計資料이므로 本稿에서는 北韓의 政府豫算이 國民總生産의 60%를 점유할 것이라는 假定下에 北韓의 國民總生産을 單純推定하여 보았다. 이와 같은 가정은 또한 非共産國家의 定義에 따른 北韓의 國民總生産이 市場價格으로 표시한 國民所得과 같고 또 北韓의 去來收入金을 감안하여 市場價格으로 표시한 國民所得은 要素價格으로 표시한 國民所得에 서비스와 減價償却費를 더한 것과 같다고 가정하고 있는 것이다. 去來收入金은 1960年부터 1979年까지의 期間동안 社會主義經理收入의 최저 55%에서 최고 63%였던 것으로 추정되었다[23]. 따라서 우리의 가정에 따르면, 去來收入金은 우리가 추정한 國民總生産의 최저 32%에서 최고 38% 정도가 된다[24]. 달리 말하면 우리는 서비스와 減價償却이 國民總生産의 30% 이상을 차지하는 것으로 가정하는 것이 되겠다. 北韓의 國民總生産이 市場價格으로 표시한 國民所得 혹은 要素價格으로 표시한 國民所得에 서비스와 減價償却을 합한 것과 같다는 가정과 함께 우리의 國民總生産推定方法은 매우 단순하면서도 많은 단점을 가지고 있을 수 있다[25]. 이러한 단순성에도 불구하고 北韓의 國民總生産을 推定하기 위한 우리의 접근법은 터무니없는 것은 아니다. 오히려 豫算을 제외한 거의 모든 經濟統計資料가 완전히 봉쇄되어 있는 狀況下에서 資料求得上의 制約 및 신빙성 없는 資料들을 集計하고 여러 부문을 한꺼번에 추측해 나가는 방법보다 더 나은 점도 있다.

이와 같은 單純推計結果는 〈表 4〉에서와 같이 『李』의 推計値 및 『金』의 推計値와 매우 접근해 있다는 사실은 특기할 만하다. 1960年부

21) 蘇聯과 東歐國家들의 國民所得에 대한 政府豫算의 比率을 보여준 〈表 5〉 참조.

22) Peter Wiles, "The Korean People's Democratic Republic", P. Wiles(ed.), *The New Communist Third World*, London : Croom Helm, 1982, p. 310.

23) 李壹, 「北韓의 GNP推計方法」, 『北韓』, 1981. 12, p. 98 참조.

24) 즉 최저 55% 및 최고 63%에 각기 0.6을 곱하면 32~38%가 됨.

25) 즉 우리의 假定은 國民所得에서 서비스의 비중이 크고 去來收入金의 비교적 낮은 先進 共産國家의 경우에 타당하지 않을 수 있다.

터 1966年까지 1973年부터 1974年까지의 期間은 다른 두 연구의 推定値보다 우리의 推定値가 약간 낮다. 1967年부터 1972年까지의 期間동안 우리의 推定値는 『李』와 『金』의 推定値 사이에 놓여 있다. 여기서 우리는 北韓에서 간헐적으로 公式發表되는 1人當 國民所得値가 單純國民總生産推定値와 어떤 관계가 있는지 비교하여 보기로 한다.

共産國家의 여러 자료들 가운데 成長指數들은 믿을 만하거나, 최소한의 일관성을 갖고 있는 것도 아니기 때문에 實物生産에 대한 수치가 오히려 더 신빙성이 있는 것으로 알려져 있다. 더우기 北韓이 공식적으로 발표하는 1人當 國民所得値, 특히 달러貨로 표시된 數値들을 어떻게 이해해야 할지 명확하지 않다. 이를 위하여는 北韓의 換率이 어떻게 결정되며 이를 사용하는 데 어떤 문제점이 있는지를 검토할 필요가 있겠다. 1967年에 北韓이 공식적으로 발표한 資料에 의하면 1966년 北韓의 1人當 國民所得은 500원으로 1962年 1人當 國民所得의 1.2배라고 발표하였다. 北韓의 人口統計에 대하여는 몇 가지의 다른 推定値가 있다. 이들 가운데 世界銀行의 수치가 가장 낮고, 美 CIA의 수치가 가장 높다[26]. 國土統一院의 1966년 北韓人口推定値 1,258萬 3千名에 500원을 곱하고 또 1962년 人口推定値 1,133萬 4千名에 416.7원을 곱하면 1966년 北韓의 國民所得은 62億 9,200萬원, 1962년은 47億 2,300萬원임을 알 수 있다. 이 수치들은 같은 연도에서 本稿의 單純推定値와 『金』의 推定値에 상당히 접근되어 있는 것이다. 北韓이 1974年과 1979年의 1人當 國民所得을 北韓원貨가 아닌 「달러」貨로 발표한 진실된 이유가 무엇인지 확실히 알려져 있지 않지만 이것은

〈表 5〉 共産諸國의 國民所得對比 政府豫算

	체코	東獨	헝가리	폴란드	蘇聯	루마니아	
1960	—	69.6	—	55.8	53.2	1950	59.8
1961	—	—	—	57.3	—	1951	52.0
1962	—	—	—	60.4	—	1952	69.9
1963	—	—	—	57.7	—	1953	62.0
1964	—	—	—	58.1	—	1954	65.3
1965	70.0	66.5	—	56.5	52.9	1955	61.7
1966	80.0	—	—	57.0	—	1956	n.a.
1967	62.6	—	—	53.9	—	1957	55.7
1968	59.7	—	—	49.3	—	1958	60.1
1969	62.9	—	—	51.4	—	1959	58.8
1970	65.9	64.5	62.4	52.0	54.1	1960	60.7
1971	66.7	70.1	—	47.2	54.4	1961	59.9
1972	64.6	71.9	—	46.2	55.8	1962	66.8
1973	66.7	74.4	—	45.4	55.6	1963	66.7
1974	67.6	77.1	74.6	50.0	56.9	—	—
1975	68.1	80.5	79.5	53.4	60.2	—	—
1976	69.9	74.4	74.1	55.2	60.2	—	—
1977	67.7	75.0	75.9	57.2	61.1	—	—
1978	65.4	77.0	74.9	57.8	60.1	—	—
1979	64.0	78.5	74.2	62.8	62.5	—	—
1980	63.0	85.9	72.8	69.3	65.0	—	—
1981	66.0	83.9	—	—	—	—	—

資料:

체코, *Statisticka Recenka:* 1971, p. 161, p. 178; 1973, p. 161; 1978, p. 123, p. 139; 1980, p. 144, p. 162.

東獨, *Statistical Pocket Book of the German Democratic Republic,* 1977, p. 19, p. 98; 1981, p. 21, p. 93; 1982, p. 21, p. 94.

헝가리, *Statistical Yearbook,* 1970, p. 95; 1975, p. 63, p. 72; 1977, p. 81, p. 84, p. 94; 1978, p. 100; 1980, p. 85, p. 100.

폴란드, *Concise Statistical Yearbook of Poland,* 1966, p. 37, p. 232; 1972, p. 59, p. 333; 1975, p. 45, p. 271; 1979, p. 51, p. 246; 1982, p. 57, p. 285. *Statistical Data of Poland,* 1978, p. 15, p. 73; 1979, p. 15, p. 77.

루마니아, NI is from estmate by J.M. Montias, *Economic Developmient in Communist Rumania,* p. 279, Revenue, *Annual Statistical R.P.R.,* 1965, pp. 446-447.

蘇聯, *The USSR in Figures,* 1973, p. 38, p. 175; 1975, p. 43, p. 187; 1979, p. 51, p. 179; 1980, p. 49, p. 169.

26) The World Bank, *World Development Report,* Annual Issues. USCIA, *Handbook of Economic Statistics,* Annual Issues. 國土統一院, 『南北韓總力趨勢比較』, 1982, p. 19.

추측하기에 그다지 어렵지 않다[27].

北韓의 주된 목적은 해외는 물론 국내에 대하여 일종의 宣傳効果를 거두고, 그들이 이전에 발표했던 國民所得과 비교될 만한 實質國民所得에 관한 것을 알리지 않기 위한 것이었을 것이다.

우리는 北韓이 발표한 달러貨表示 1人當 國民所得에 대한 근거에 대한 추가적인 정보가 없이는 추측에 불과한 결론밖에 얻을 수 없겠으나 이 문제에 대한 좀더 깊은 검토를 하여 보자. 國土統一院은 北韓의 國民總生産을 평가함에 있어서 北韓의 원貨를 美달러貨로 換算하는 데 〈表 6〉에서와 같이 換率(추측하건대 일종의 商業換率임)을 사용하고 있다.

1949年부터 1972年까지 北韓의 換率이 1달러當 2.75원이라는 것은 잘 알려져 있다. 그러나 〈表 6〉에서 그 이후의 期間에 대하여 측정한 北韓「원」貨 對 美달러貨의 順次的 평가에 대한 근거는 알려져 있지 않다. 오랜 기간 동안 北韓의 公定換率은 1달러에 대하여 1.2원이었다. 만일 公定換率도 1973年 이후 商業換率과 같은 평가의 추세를 갖는다고 가정하면 1974年과 1979年의 換率은 각각 1달러當 1.11원과 0.84원이 된다. 만약 이러한 換率을

〈表 6〉 北韓의 換率

	1949 ~72	1973 ~74	1975	1976 ~77	1978	1979	1980
北韓「원」/달러	2.57	2.37	2.05	2.15	1.86	1.79	1.7
指數	1.00	0.922	0.798	0.837	0.734	0.698	0.661

27) 北韓은 1人當 國民所得이 1966년은 500원, 1974년은 1,000달러, 1977년은 1,920달러라고 公式發表하고 있으나 北韓의 원貨表示를 달러貨로 表示하는 데는 換率적용의 문제가 있으며 北韓은 과대평가된 그들의 '公定換率'을 사용하여 그들의 1人當 國民所得을 높이 평가하고 있는 것 같다. 김일성, 1967年의 人民最高會議, 1975年 勞動黨 總會, 1980年 新年辭 演說 참조.

사용하게 되면 1974년 北韓의 1人當 國民所得 1,000달러는 1,100원이 된다. 여기서 1974年의 人口가 1,541萬 9千名을 곱하면 國民所得은 171億 1,500萬원이 된다. 또한 1979年의 1人當 國民所得 1,920달러는 1,613원이 되며, 여기에 이 때의 推定人口 1,729萬 4千名을 곱하면 國民所得은 278億 9,200萬원이 된다. 이러한 원貨表示 1人當 國民所得을 1966年의 이 수치인 500원과 비교하면, 1966年부터 1974年까지의 年平均成長率은 10.5%, 1966年부터 1979年까지는 9.4%, 1974年부터 1979年까지는 7.8%였던 것으로 된다. 물론 이것은 經常價格으로 표시된 1人當 所得의 成長率로서 상당히 높은 것이다. 그러나 이 기간 동안 北韓의 物價上昇率에 대한 정보가 없기 때문에 不變價格에 기초한 일종의 實質成長率을 산출할 수 없다. 여기서 우리는 1974年의 國民所得 170億원과 1979年의 279億원이 우리의 單純方法에 의해 推計된 수치와 큰 차이가 없음을 알 수 있다.

요약하면, 北韓의 國民總生産을 산출하기 위한 單純推定方法은 분명히 세련된 것은 아니나 『李』의 推計値나 『金』의 推計値만큼 國民總生産量을 평가하는 데 합리적인 근거를 마련해 주고 있다.

1. 換率適用問題

北韓經濟를 연구하는 일부의 학자들은 추정된 北韓 원貨表示 國民總生産을 美달러貨로 바꾸는 데 종종 商業換率을 사용해 왔다. 北韓에는 '公定換率', '商業換率', '非商業換率' 등 적어도 세가지의 換率이 있으며 이 세 가지중 어떤 換率을 쓰든 원貨로 된 國民總生産

을 달러貨로 바꾼다는 것은 여러 가지 문제점이 있다. 그 주된 이유는 自由主義 國家와 共產主義 國家 사이에 換率을 결정하는 방법이 근본적으로 다르다는 것이다.

北韓의 '公定換率'은 政府가 '公定'한 것이라고 결정한 換率인 듯하나, 이러한 決定의 근거는 北韓의 경우 전혀 명확하지 않다. 北韓의 公定換率은 적어도 1972년까지 오랜 기간 동안 1달러當 1.2원이었으나 北韓은 1973年과 1974年을 前後하여 그들의 원貨에 대한 評價切上을 시작했다. 北韓의 公定換率은 北韓원貨에 가장 높은 달러貨 價値를 준 것으로 北韓이 공식적으로 발표한 1974年과 1979年의 달러貨表示 1人當 國民所得은 이 換率을 사용한 것으로서 과대평가된 것으로 評價된다.

北韓의 商業換率은 수량과 질이 같은 交易商品의 集合을 선택하여 이들의 自國 都賣價格들을 총체적으로 각국과 비교함으로써 결정된다[28]. 이 換率決定方法의 문제점은 共產國家의 國內價格이 상당히 임의적이고 비합리적이며 相對的 稀少性을 거의 반영하고 있지 않다는 것이다[29]. 北韓에서 원貨는 교환된 적이 거의 없기 때문에 國內價格은 國際價格과 완전히 괴리되어져 있다[30].

非商業換率은 주어진 기간에 家計가 소비하는 生活必需品의 집합에 대한 貨幣支出을 다른나라들과 비교함으로써 결정된다[31]. 消費支出은 일반적으로 消費集合에 속해 있는 財貨의 小賣價格으로 評價된다. 非商業換率은 일련의 선택적인 消費財에 국한된 購買力指數의 代用變數가 될 수 있다. 投資財에 대한 消費財의 상대적 가격은 共產國家들마다 매우 다르며, 상당히 임의적이기 때문에 投資財의 가격에 대한 좀 더 구체적인 정보가 없이는 國家經濟總量을 위한 購買力指數를 산출할 수가 없다.

2. 產業總生產成長率의 問題

北韓은 國民總生產에 대한 統計値보다는 產業總生產成長率에 대한 公式發表에 치중하고 있다. 〈表 7〉에서와 같이 北韓의 產業總生產은 상당히 높은 성장을 해왔던 것으로 발표되고 있다. 그러나 이 指標는 自由市場經濟의 產業成長率 槪念과 차이가 있기 때문에 양자의 직접적인 平面比較는 문제가 있다고 하겠다. 특히 北韓이 공식적으로 발표한 成長率은 '企業方法'(enterprise method)에 기초하여 산출된 것으로 이것은 학자들 사이에 많은 문제점이 있는 것으로 지적되고 있으며 또한 共產圈의 학자들도 이를 점차 인식하고 있다.

---

28) 社會科學院 經濟硏究所, 『經濟辭典』, 平壤, 1970, p. 695 參照.

29) Alec Nove, *The Soviet Economy*, 2nd Rev. Ed., New York: Frederick A. Praeger, 1969, pp. 144~160 참조.

30) 잘 알려진 바와 같이 北韓에서의 貿易은 政府獨占의 형태로 이루어지며, 모든 輸入과 輸出은 中央政府 計劃의 중요부분이 된다. '貿易部 傘下의 貿易公社는 海外貿易에 종사하면서 단순히 계획을 수행하고 있을 뿐이다. 즉 生產企業은 世界市場과 직접적이고 밀접한 관계를 갖지 못하도록 되어 있고, 政府가 世界市場에 수출하는 財貨에 대하여 附課하는 가격은 그들이 수출하기 위하여 기업에 지불하는 원貨表示 國內價格에 의해 영향을 전혀 받지 않는다.

貿易部는 보통 달러貨計定은 균형을 유지하려 하나 輸出入을 위하여 國內企業과의 거래에서 나타나는 원貨計定의 균형에 대하여는 그다지 중요시하지 않는다. 일반적으로 원貨計定은 北韓의 輸入品價格이 北韓내에서 낮게 책정되기 때문에 赤字가 되나 이것은 政府로부터의 補助로 메꾸어진다. 간단히 말해서, 商業換率은 貿易部가 海外貿易을 추진하고 사실상 國內通貨로 교환되지 않는 外換의 貿易收支를 유지하기 위한 計算單位로서 기능을 한다. 따라서 商業換率이 원貨表示 國民總生產을 달러貨表示로 換算하는 데 적절하지 않다는 것을 알 수 있다.

31) 社會科學院 經濟硏究所, 前揚書, p. 695.

共產國家에서 定義하는 產業總生產額은 모든 生產企業의 總生產價値를 합계하여 貨幣單位로 나타낸 것이다. 北韓이 공식적으로 발표하는 產業總生產成長率의 문제점을 요약하면 다음과 같다. 1) 生產額이 非共產國家에서와 같이 附加價値로 가중되어지지 않고 原資材 및 中間生產財의 價値를 포함한 總價値에 의해 加重되어진다. 이 경우 여러 단계로 나뉘어진 生產物은 二重計算되어 그들의 生產額이 과대 평가될 수 있다. 예를 들어 機械와 구두의 生產額은 金屬과 皮革의 生產額보다 高評價된다. 즉 最終財의 生產에 中間財의 비중이 증가하면 할수록 產業總生產成長率은 過大評價될 수 있겠다. 2) 產業의 垂直結合度가 변화함에 따라 成長率指數가 上向으로 偏倚를 갖는 경향이 있을 수 있다. 즉 한 產業의 垂直結合度가 높다면 產業生產物의 附加價値는 이 產業의 總生產額과 거의 일치할 것이나 產業이 수직적인 결합을 이루고 있지 못한 상태라면 서로 분리되어 있는 기업들의 總生產額은 과대한 成長率을 보이게 될 것이다. 3) 基準年度의 가격으로 新製品의 성격을 측정하는 방법은 市場價格이 基準年度의 가격과 현저히 차이가 나면 크지는 않으나, 종종 指數의 '숨겨진 인플레이션'이라고 불리우는 문제점이 나타난다. 즉 어떤 제품의 基準年度 價格이 매우 낮고, 單位當 生產費用의 增加比率보다 더 높은 가격이 형성되게 되면 總生產의 成長率은 上向의 偏寄를 갖게 된다.

〈表 7〉 北韓經濟總量의 成長率(1980～82)

(단위 : %)

	單純推定値 1)	「李」의 推計 1)	「金」의 推計 1)	北韓發表 產業總生產成長率 2)	調整된 產業總生產成長率 3)
1970	17.2	15.5	27.7	31.0	19.0
1971	2.0	10.1	2.8	16.0	9.8
1972	16.0	10.7	12.7	16.0	9.8
1973	16.6	11.5	25.2	19.0	11.6
1974	16.4	14.6	15.9	17.2	10.5
1975	15.7	11.3	11.3	20.0	12.3
1976	9.0	7.6	8.9	(11.0)	(6.7)
1977	9.2	7.1	9.8	(−4.0)	(−2.5)
1978	13.5	11.5	8.3	17.0	10.4
1979	11.7	9.6	10.1	15.0	9.2
1980	9.5	—	—	1.7	10.3
1981	8.1	—	—	—	—
1982	9.0	—	—	16.8	10.2
年平均增加率	11.8	10.9	13.1	16.1	9.9

註 : 1) 經濟總量推計値는 〈表 4〉 參照.

2) Central Statistical Board, The State Planning Commission of the D.P.R.K., *Statistical Returns of the National Economy of D.P.P.K. 1946～1960*, Pyongyang, 1961, p. 36; Japan External Trade Organization, *Prospects of North Korean Economy and Trade* (in Japanese), March 1981, p. 53 and May 1983, p. 39.

3) 調整된 產業總生產成長率=北韓發表 產業總生產成長率×0.613

(　) 안은 推定値임.

대체로 이러한 문제들 때문에 거의 모든 共產國家가 발표하는 產業總生產成長은 學者들에 의하여 共產國家의 實質產業成長率과 自由主義國家의 產業成長率을 비교할 수 있는 指數로 다시 조정되고 있는 것이 현실이다. 이 再計算方法에 의한 推計値는 共產國家에서 公式的으로 발표되는 統計資料보다 더 신빙성 있는 것으로 간주되는 것으로써 實質產出量을 나타내는 것이라 하겠다[32]. 또한 北韓은 물론 거의 모든 共產國家들이 비교적 높은 성장율을 가진 一連의 財貨群을 선택하여 발표하는 경향이 있어 더욱 그들의 過大評價된 產業成

32) 共產國家에서는 '企業方法'과 產業總生產의 再計算方法의 결과에 대하여는 Maurise Ernst, "Overstatement of Industrial Growth in Poland," *Quarterly Journal of Economics*, November 1965, pp. 623～641; N. M. Kaplan and R. H. Moorsteen. "An Index of Soviet Industrial Output", *The American Economic Review*, June 1960, pp. 295～318; John M. Montias, *Economic Development in Communist Rumania*, Cambridge, Mass.: The MIT Press, pp. 248～266 參照.

長率을 直接的으로 使用할 수 없겠다.

北韓에서 公式發表되는 産業總生産額의 成長率이 附加價値指標에 비하여 인플레되는 이와 같은 경향은 東歐의 다른 共産國家나 蘇聯에서도 볼 수 있다. 〈表 8〉에서와 같이 1960年부터 1981年까지의 年平均 産業生産指數 인플레率은[33] 불가리아가 18.2%로 가장 낮았고 폴란드가 54.5%로 가장 높았다. 같은 기간에 대하여 蘇聯 및 東歐 유럽國家의 年平均 産業生産指數 인플레率의 平均은 38.7%도 나타난다. 이와 같은 北韓 이외의 共産國家에서 나타나는 長期産業生産指數 成長率의 추이를 보건대, 北韓에 있어서도 總額으로 본 産業生産指數의 成長率에서 38.7% 정도를 뺌으로써 附加價値로 본 産業生産指數의 成長率을 추정할 수 있다. 이와 같은 假定下에 추정된 北韓의 産業生産附加價値成長率은 〈表 7〉과 같다. 이러한 北韓의 産業總生産成長率變化推移를 검토함으로써 本稿에서 논의한 北韓의 國民總生産推定値에 대한 타당성을 검토할 수 있는 指標로 사용될 수 있다.

〈表 7〉에서와 같이 北韓國民總生産推計結果

〈表 8〉 蘇聯 및 東歐유럽의 産業生産指數

	1960～81年 年平均 增加率 (%)	1960	1965	1970	1975	1977	1978	1979	1980	1981
蘇 聯										
公式發表値	7.1	44	67	100	143	159	166	172	173	184
調 整 値	5.3	54	74	100	133	144	149	153	158	161
불가리아										
公式發表値	9.1	34	60	100	155	175	187	199	207	214
調 整 値	7.7	34	66	100	132	144	149	153	158	163
체 코										
公式發表値	5.7	55	72	100	138	154	162	168	174	177
調 整 値	3.8	64	81	100	121	130	133	135	138	140
東 獨										
公式發表値	5.8	55	73	100	137	153	158	164	172	181
調 整 値	3.8	65	83	100	118	125	129	133	137	141
헝가리										
公式發表値	5.6	52	74	100	136	152	159	163	160	164
調 整 値	4.1	56	84	100	114	123	127	128	128	130
폴란드										
公式發表値	6.8	45	67	100	164	192	200	206	200	178
調 整 値	4.4	51	74	100	144	150	152	150	149	127
루마니아										
公式發表値	11.6	30	51	100	184	231	252	272	290	298
調 整 値	8.5	35	58	100	155	173	181	186	193	196
北 韓[1]										
公式發表値	—	30	58	100	228	275	322	370	433	—

註 : 1) 北韓에 대한 조정된 수치에 대한 자료는 없고 『李』의 1949～1963년간 수치에 대한 硏究結果에 의하면 公式發表倚의 上向偏倚의 범위는 1949～1956년 기간의 26%에서 1960～1963年 기간의 94%를 보여주고 있다. P. S. Lee, "Overstatement of North Korean Industrial Growth, 1949～63", *Journal of Korean Affairs*, 1971, pp. 3～14 참조.

33) 年平均 産業生産指數인플레率 = $\frac{\text{公式發表指數의 年平均 成長率} - \text{調整된 指數의 年平均 成長率}}{\text{調整된 指數의 年平均 成長率}}$

의 成長率變化가 北韓産業總生産의 公式發表値에서 나타나는 成長率의 변화와 대개 일치했던 것으로 보이나 후자가 전자보다 변화폭이 더 큰 것으로 나타난다. 이러한 차이는 北韓이 公式發表한 産業總生産成長率이 附加價値基準이 아닌 總額基準이기 때문이다. 여기서 北韓의 用役서비스는 다른 산업에 보조적인 성격을 갖고 있다는 점을 고려할 때 用役서비스部門의 成長率도 産業總生産에 준하는 성장을 할 것으로 假定한다면 附加價値에 의한 産業總生産成長率은 本稿에서 논의된 北韓의 國民總生産成長率과 거의 일치할 것으로 推論할 수 있다. 따라서 成長率의 변화로만 보아서는 北韓國民總生産의 推計結果가 本稿에서 추정한 附加價値에 의한 北韓의 産業總生産成長率과 상당히 근접되는 타당성 있는 것임을 알 수 있다.

V. 結　言

本稿에서는 共産國家의 社會總生産 및 國民所得概念을 면밀히 검토한 결과, 그들의 國民所得概念에는 상당한 比率의 去來收入金이 포함되어 있음을 알 수 있었다. 또한 市場價格으로 표시된 共産國家의 國民所得은 去來收入金의 특수한 성격 때문에 國民總生産推計에 있어서 생산된 財貨와 生産서비스를 過大評價하게 한다. 北韓을 포함한 後進共産國家일수록 非生産用役서비스와 減價償却의 합계가 去來收入金水準을 상회하지 못할 것으로 판단되므로 要素價格으로 나타낸 國民所得에 去來收入金을 합산한 것은 共産國의 國民總生産推計에 있어서 近似値로 사용하여도 타당할 것으로 판단된다.

기존 北韓國民總生産推計에 관한 硏究結果는 대부분이 北韓의 國民總生産 推定에 있어서 北韓의 去來收入金槪念에 대한 부분적인 논의를 하고 있으나 명확한 논의를 제공하고 있지 못한 것 같다. 또한 北韓의 國民總生産을 추정하는 接近方法이 근본적으로 다름에도 불구하고 그들의 결과와 本稿의 單純方法에 의한 推定結果는 상당히 접근되어 있다. 本稿에서는 國民總生産의 推計過程에서 商業換率과 公定換率이 원貨로 된 北韓의 國民所得이나 國民總生産을 달러貨로 換算하는 데 사용될 수 없음을 지적하였다. 사용 가능한 신빙성 있는 統計資料가 없는 현재의 상황에서 北韓의 購買力評價比率을 산출하려는 시도는 거의 불가능하다. 따라서 北韓의 經濟總量을 달러貨로 측정할 때에는 각별한 주의가 필요하다.

北韓은 지난 수십년간 괄목할만한 産業成長率을 이룩한 것같이 過大發表하고 있다. 그러나 그들의 産業成長率 測定方法이 附加價値에 의한 것이 아닌 總額에 의한 企業方法에 기초한 것이었기 때문에 공식적으로 발표된 産業成長率만큼의 실질적인 성장을 기록한 것은 아니다. 즉 附加價値에 입각한 北韓의 實質産業總生産成長率은 公式發表値보다 약 61% 정도로 훨씬 낮음을 알 수 있다. 1960年부터 1981年까지 蘇聯 및 東歐 유럽 7개국의 附加價値에 따라 조정된 産業總生産成長率은 公式發表 産業總生産成長率의 38.7%였던 것으로 나타나는데 北韓에도 이 비율이 적용될 수 있다면 附加價値에 의한 實質産業總生産成長率 추이는 本稿의 單純推計 및 기존의 國民總生産成長率 推計結果와 거의 일치하는 것을 알

수 있었다. 따라서 『金』 및 『李』의 北韓 國民總生產推計結果, 그리고 本稿의 單純推定結果는 北韓統計資料의 求得 및 信憑性與否 등 資料接近上의 制約때문에 비록 推計方法이 각기 부분적인 문제점은 있으나 北韓의 經濟總量規模를 파악·평가하는 데 비교적 합리적인 推定結果라 할 수 있다.

本稿에서는 또한 共產圈國家의 經濟總量을 自由主義 國家의 國民總生產 槪念으로 전환·추정하는 과정에 있어서 합리적인 推計方法을 도출하고자 노력하였다. 그러나 北韓의 國民總生產推計過程에서 아직 北韓의 去來收入金에 대한 해석, 換率適用方法 및 用役서비스 槪念 및 推計方法 등 많은 난제가 남아 있다. 따라서 이와 같은 난제에 대한 집중적인 연구분석이 北韓 國民總生產規模의 정확한 추정에 선결되어져야 할 앞으로의 연구과제인 것으로 판단된다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

國土統一院, 『南北韓總力趨勢比較』, 1982.

金永圭, 「北韓의 GNP算出方法」, 『統一政策』, 第6卷, 第3, 4號, 1980.

社會科學院 經濟硏究所, 『經濟辭典』, 平壤: 社會科學出版社, 1970.

延河淸, 「南北韓貿易競合關係分析」, 『韓國開發硏究』, 第6卷, 第2號, 1984.

李豊, 「北韓의 GNP推計方法」, 『共產圈經濟動向』, 第1卷, 第3號, 1981. 5, pp. 16~18.

_____, 「北韓의 GNP推計方法」, 『北韓』, 1981. 12.

崔周換, 「北韓의 GNP 推計—支出面에서의 接近」, 『統一政策』, 第4卷, 第1號, 1978.

日本貿易振興會, 『北朝鮮の經濟と貿易の展望』, 1981.

Bergson, Abram, "The Adjusted Factor Cost Standard of National Income Valuation", Franklyn D. Holzman(ed.), *Readings in the Soviet Economy,* Chicago: Rand McNally & Co., 1962.

Central Statistical Board, The State Planning Commission of the D.P.R.K., *Statistical Returns of the National Economy of D.P.R.K. 1946~1960,* Pyongyang, 1961.

Central Statistical Board of the USSR, *The USSR in Figures for 1979,* Moscow, 1980.

Central Statistical Office, *Concise Statistical Yearbook of Poland,* Warzawa, 1982.

Ernst, Maurice, "Overstatement of Industrial Growth in Poland", *Quarterly Journal of Economics,* November 1965, pp. 623~641.

Gayn, Mark, "The Cult of Kim", *The New York Times Magazine,* October 1, 1972.

Hungrian Statistical Office, *Statistical Yearbook 1975,* Butapest, 1976.

Kalplan, N.H. and R.H. Moorsteen, "An Index of Soviet Industrial Output", *The American Economic Review,* June 1960, pp. 295~318.

Lee, P.S., "An Estimate of North Korea's National Income" *Asian Survey,* June 1972, pp. 521~524.

_____, "Overstatement of North Korean Industrial Growth, 1946~1963", *Journal of Korean Affairs,* July 1971, pp. 3~14.

Montias, John M., *Economic Development in Communist Rumania,* Cambridge, Mass.: The MIT Press, 1967.

Nove, Alec, *The Soviet Economic System,* London: George Allen & Unwin, Ltd., 1977.

_____, *The Soviet Economy,* 2nd Rev. Ed., New York: Frederick A. Praeger, 1969.

USCIA, National Foreign Assessment Center, *Handbook of Economic Statistics,* Annual Issues.

Wiles, Peter J.D., *Communist International Economics,* New York: Frederick A. Praeger, 1969.

_____, "The Korean People's Democratic Republic", P. Wiles(ed.), *The New Communist Third* World, London: Croom Helm, 1982.

_____, *The Political Economy of Communism,* Cambridge, Mass.: Harvard University Press, 1962.

The World Bank, *World Development Report,* Annual Issues.

公 知 事 項

本 季刊誌는 學術的 討議의 廣場을 마련하려는 뜻에서 本誌에 發表된 論文에 대한 院內外 專門家의 論評을 論文執筆者의 解明과 함께 揭載하기로 하였읍니다.

論評의 寄稿要領은 아래와 같사오니 많은 寄稿를 바랍니다.

아 래

1. 論評의 枚數는 200字 原稿紙 30枚 內外로 限定함.
2. 論評은 가급적 論評되는 論文이 發刊된 後 90日 以內로 作成하여 本誌 編輯委員會에 直接 提出 또는 郵送해 주시기 바람.
3. 本誌의 編輯方針에 따라 寄稿된 論評은 第3者인 論文檢討者(referee) 2名의 同意가 있어야 揭載됨.
4. 揭載되는 論評에 대하여는 所定의 稿料를 送付하여 드림.

1984年 9月

「韓國開發硏究」編輯委員會

韓國開發硏究院 硏究叢書 案內

1 韓國「인플레이션」의 原因과 그 影響
金光錫 著 18 切 判 · 122 面 高級洋裝 · 1,200원

2 穀價政策의 計劃化～次善의 糧穀政策
文八龍 著 18 切 判 · 158 面 高級洋裝 · 1,800원

3 韓國農業의 成長(1918～1971)
潘性紈 著 18 切 判 · 250 面 高級洋裝 · 2,000원

4 韓國家計의 貯蓄行態
金光錫 著 18 切 判 · 146 面 高級洋裝 · 3,000원

5 農產物價格分析論～理論과 政策
文八龍 柳炳瑞 共著 18 切 判 · 318 面 高級洋裝 · 4,000원

6 *TRADE AND DEVELOPMENT IN KOREA*
洪元卓 A.O. Krueger 編 18 切 判 · 254 面 高級洋裝 · 4,000원

7 *SOCIAL SECURITY IN KOREA*
朴宗淇 著 18 切 判 · 198 面 高級洋裝 · 4,000원

8 *PUBLIC ENTERPRISE AND ECONOMIC DEVELOPMENT: THE KOREAN CASE*
L.P. Jones 著 18 切 判 · 294 面 高級洋裝 · 4,000원

9 韓國의 外換·貿易政策
金光錫 L.E. Westphal 共著 18 切 判 · 336 面 高級洋裝 · 4,000원

10 *FACTOR SUPPLY AND FACTOR INTENSITY OF TRADE IN KOREA*
洪元卓 著 18 切 判 · 236 面 高級洋裝 · 4,000원

11 勞動供給과 失業構造
金秀坤 著 18 切 判 · 202 面 高級洋裝 · 3,000원

12 韓國의 鐵鋼需要分析
宋熙秊 著 18 切 判 · 250 面 高級洋裝 · 3,500원

13 韓國鐵鋼工業의 成長
金胤亨 著 18 切 判 · 508 面 高級洋裝 · 4,000원

14 *PLANNING MODEL AND MACROECONOMIC POLICY ISSUES*
金迪敎 編 18 切 判 · 492 面 高級洋裝 · 4,000원

15 *INDUSTRIAL AND SOCIAL DEVELOPMENT ISSUES*
金迪敎 編 18 切 判 · 342 面 高級洋裝 · 4,000원

16 韓國의 人口問題와 對策
金善雄 編 18 切 判 · 532 面 高級洋裝 · 4,500원

17 韓國電力需要 및 價格의 分析
張榮植 著 18 切 判 · 252 面 高級洋裝 · 3,500원

18 市場構造와 獨寡占規制
李奎億 著 18 切 判 · 370 面 高級洋裝 · 3,500원

19 賃金과 勞使關係
金秀坤 著 18 切 判 · 244 面 高級洋裝 · 3,500원

20 韓國의 人口와 人口政策
洪思媛 著 18 切 判 · 214 面 高級洋裝 · 3,500원

21 *TRADE, DISTORTIONS AND EMPLOYMENT GROWTH IN KOREA*
洪元卓 著 18 切 判 · 410 面 高級洋裝 · 4,000원

22 成長과 構造轉換
金光錫 M. Roemer 共著 18 切 判 · 194 面 高級洋裝 · 3,500원

23 韓國의 綜合輸送體系
林浩奎 著 18 切 判 · 306 面 高級洋裝 · 5,000원

㉔ 韓國企業의 財務行態
南相祐 著 18 切 判・204 面 高級洋裝・3,500원

㉕ 韓國經濟의 高度成長要因
金光錫 朴埈卿 共著 18 切 判・166 面 高級洋裝・3,500원

㉖ *COMMUNITY DEVELOPMENT AND HUMAN REPRODUCTIVE BEHAVIOR*
洪思媛 著 18 切 判・198 面 高級洋裝・4,000원

㉗ 農業投資分析論
文八龍 林栽煥 共著 18 切 判・250 面 高級洋裝・4,000원

㉘ 纖維・電子工業의 特性과 需給構造
金榮奉 著 18 切 判・180 面 高級洋裝・3,500원

㉙ 鐵鋼工業의 特性과 需給構造
南宗鉉 著 18 切 判・192 面 高級洋裝・4,000원

㉚ 韓國의 所得分配와 決定要因(上)
朱鶴中 編 18 切 判・470 面 高級洋裝・5,500원

㉛ 韓國의 國土・都市・環境
宋丙洛 編 18 切 判・410 面 高級洋裝・5,000원

㉜ 韓國의 保健財政과 醫療保險
朴宗淇 著 18 切 判・272 面 高級洋裝・4,500원

㉝ 石油化學工業의 現況과 展望
具本英 著 18 切 判・236 面 高級洋裝・4,000원

㉞ 成長과 都市化問題
宋丙洛 E.S. Mills 共著 18 切 判・270 面 高級洋裝・4,500원

㉟ 韓國의 流通經濟構造
林浩奎 著 18 切 判・306 面 高級洋裝・5,000원

㊱ 韓國工業化패턴과 그 要因
金光錫 著 18 切 判・272 面 高級洋裝・4,000원

㊲ 保健醫療資源과 診療生活圈
延河清 金學泳 共著 18 切 判・336 面 高級洋裝・5,500원

㊳ 韓國의 敎育과 經濟發展
金榮奉 N.F. McGinn 外 18 切 判・272 面 高級洋裝・4,500원

㊴ 貿易・外援과 經濟開發
A.O. Krueger 著 田英鶴 譯 18 切 判・256 面 高級洋裝・4,000원

㊵ *MACROECONOMIC AND INDUSTRIAL DEVELOPMENT IN KOREA*
朴宗淇 編 18 切 判・414 面 高級洋裝・5,000원

㊶ *HUMAN RESOURCES AND SOCIAL DEVELOPMENT IN KOREA*
朴宗淇 編 18 切 判・384 面 高級洋裝・5,000원

㊷ *KOREAN REGIONAL FARM PRODUCT AND INCOME:1910～75*
A. Keidel 著 18 切 判・268 面 高級洋裝・4,500원

㊸ 韓國의 農村開發
文八龍 潘性紈 D.H. Perkins 共著 18 切 判・396 面 高級洋裝・6,000원

㊹ 需給構造와 物價政策
李 烘 著 18 切 判・288 面 高級洋裝・5,000원

㊺ 經濟開發과 政府 및 企業家의 役割
司空 壹 L.P. Jones 共著 18 切 判・410 面 高級洋裝・4,500원

㊻ *PRIMARY HEALTH CARE IN KOREA*
延河清 著 18 切 判・214 面 高級洋裝・4,000원

㊼ 韓國 經濟·社會의 近代化

金滿堤
E.S. 메이슨 外 18 切 判·530 面 高級洋裝·6,500원

㊽ 輸出主導型 成長經濟의 外換政策

李天杓 著 18 切 判·228 面 高級洋裝·4,000원

㊾ 韓國의 所得分配와 決定要因(下)

朱鶴中 著 18 切 判·432 面 高級洋裝·7,000원

㊿ 國民經濟와 福祉年金制度

延河淸
閔載成 共著 18 切 判·428 面 高級洋裝·7,000원

51 技術革新의 過程과 政策

金仁秀
李軫周 共著 18 切 判·402 面 高級洋裝·7,000원

52 韓國의 經濟開發과 人口政策

R.레페토
金善雄 外 18 切 判·328 面 高級洋裝·5,000원

53 韓國의 金融發展(1945~78年)

朴英哲 著 近 刊

KDI 圖書會員制案內

本硏究院은 그간 本院의 刊行物을 필요로 하는 學界 및 企業界의 끊임없는 購讀要請에 副應하고, 本硏究院의 硏究結果를 보다 廣範圍하게 普及함으로써 國內의 經濟動向과 政府의 經濟政策 등 필요한 學術的 情報를 讀者 여러분에게 보다 손쉽게 傳達하기 위하여 다음과 같이 製作實費에 의한 KDI 圖書會員制를 實施합니다. 讀者 여러분의 많은 參與가 있으시기 바랍니다.

다 음

1. 會員에 대한 特典

① 會員加入期間(1年) 중 本硏究院이 發刊하는 一切의 刊行物을 郵送함 (但, 自體資料 및 配布制限資料는 除外).

② 本硏究院 圖書室 所藏圖書·資料의 利用惠澤을 드림.

2. 會 費 : 50,000원

3. 加入期間 : 年中 언제나 接受하되 接受된 날로부터 **1年間 會員으로서의 資格**이 유지됨. 계속 會員資格을 유지하실 분은 **有効期間 終了以前에 再登錄**을 要함.

4. 加入方法

① 직접 本院 出版課에 拂入하거나

② 가까운 郵遞局에서 本院 郵便對替計座(計座番號 : 010983-31-0514919)에 拂入하시되 **團體**의 경우는 **事業者登錄番號** 및 **代表者名**을, **個人**의 경우는 **住民登錄番號**를 明記해야 함.

5. 其 他

① 刊行物 發送料는 本院이 負擔(國內發送에 限함).

② 受信處의 變更이 있을 때는 즉시 本院 出版課에 通知해야 함.

③ 加入會費 50,000원 외 다른 費用負擔은 없음.

6. 問議處

우편번호 : 131

서울시 동대문구 청량리동 207-41

한국개발연구원 출판과 (전화 967-3287)