

韓國, 日本, 臺灣의 對美輸出 市場占有率 경쟁과 換率效果

左 承 喜

本 研究는 한국·일본·대만의 對美輸出 市場占有率 競爭樣態를 분석하고 同競爭에 있어서 각 國 換率의 役割을 규명하는 데에 그 목적이 있다.

AIDS 需要函數體系를 원용하고 巨視資料를 이용하여 이들 3國輸出的 美國 市場占有率函數體系를 추정 분석한 결과 한국과 일본, 대만과 일본간에는 각각 강한 代替關係가 존재하는 반면 한국과 대만간에는 높은 代替關係가 발견되지 않았다. 한편 그룹으로서의 韓·日·臺灣의 對美輸出은 여타국 對美輸出과는 높은 대체성을 보이는 반면 미국의 輸入競爭財와는 거의 대체성이 없는 것으로 나타났으며, 미국 總支出의 同3國으로부터의 輸入占有率에 대한 所得效果가 강하게 나타났다. 研究結果에 의하면 지금까지의 恩高에 따라 대만이 한국에 비해 더 높은 市場占有率의 增加를 시현한 것으로 나타났다. 한편 한국의 경우 일본과 대만의 경우와는 반대로 自國換率變動보다도 國內物價變動이 對美輸出에 더 큰 효과를 미쳤던 것으로 나타났다. 또한 한국의 경우 元貨 換率效果가 恩貨 換率의 交叉效果에 의해 압도되고 있어 元貨 및 恩貨의 對달러 換率이 동일한 퍼센트로 切下(切上)될 경우 3國의 對美輸出市場에서의 한국의 占有率은 오히려 減少(增加)되는 것으로 나타났다. 한편 미국의 元貨 切上壓力은 한국과 일본의 代替關係로 인해, 그리고 韓·日·臺灣에 대한 換率切上壓力은 이들과 여타국간의 代替關係로 인해 미국의 總輸入抑制에 도움이 되지 않을 것이며 오히려 미국의 總支出抑制가 보다 效果的인 輸入縮小 方案인 것으로 나타났다.

整壓力을 통해 자국의 輸出을 증대하고자 하

I. 論議의 背景

최근 미국의 保護貿易主義는 輸入規制政策을 통한 국내산업보호라는 전통적인 형태에서 貿易相對國에 대한 市場開放 및 巨視經濟政策調

筆者: 本院 研究委員

* 筆者에게 本研究의 必要性을 示唆해 준 Duke 大學의 Anne O. Krueger教授, 草稿에 대해 유익한 論評을 해 준 本院의 楊秀吉·姜文秀·朴元巖 博士 그리고 研究構想段階에서 상호 의견교환에 시간을 할애해 준 本院의 朴泰鎬 博士께 감사를 드리며, 아울러 實證分析과 電算作業을 도와준 鄭光燮 研究員과 원고정리를 도와준 朴鉉淑 研究助員에게 감사할 느린다.

는 공격적인 형태로 발전해 왔다. 특히 1985년 을 기점으로 해서 미국은 對美黑字國에 대해 內需擴大 및 換率의 調整을 통한 對美黑字縮小를 요구하기에 이르렀다. 이러한 정책의 일환으로 시작된 일본 엔貨 및 서독 마르크貨의 對 달러換率 切上誘導努力은 1985년 中반부터 현재에 이르기까지 상당한 정도로 성공하였다. 그러나 對先進國 通貨에 대한 달러貨의 弱勢誘導에도 불구하고 미국의 무역적자는 아직도 별로 개선될 기미를 보이지 않고 있다.

이에 따라 미국은 1986년부터 新興開發途上國, 특히 對美貿易收支黑字를 시현하고 있는 한국, 대만 등에 대해서도 이들 通貨의 對달러 平價切上을 요구하기 시작하였다. 이러한 요구의 배경에는 선진국 통화의 평가절상에 따른 선진국의 對美輸出 價格競爭力 低下가 오히려 대만, 한국 등 對달러換率을 상대적으로 안정적으로 유지하고 있는 나라의 對美輸出 증대를 도모해 줌으로써 미국의 貿易收支赤字 해소를 어렵게 하고 있다는 인식이 깔려 있다 하겠다.

한편 우리나라의 원貨는 1985년 中반 이후 엔貨 및 마르크貨의 對달러切上에 힘입어 實質換率의 切下를 시현해 왔으나 1987년에 접어들면서 對달러 名目切上이 가속화됨에 따라 實質換率의 切下趨勢가 반전될 움직임을 보이고 있다. 현재 換率運用에 있어서 주된 관심중의 하나는 원貨切上에 따라 우리의 對美輸出 價格競爭力이 일본, 대만 등 경쟁국에 비해 상대적으로 떨어지게 될지도 모른다는 우려라 하겠다.

따라서 이러한 우려는 우리나라 換率運用에 제약요인으로 작용한다고 볼 수 있을 것이다.

여기서 주목할 만한 것은 이상과 같은 미국의 원貨切上壓力이나 우리나라 換率運用上的 우려의 근거가 모두 미국의 輸入에 있어서 한국, 대만 및 선진국, 특히 일본의 對美輸出 상호간의 대체성의 有無 및 그 크기에 의존한다는 점이다. 따라서 本稿는 한국, 일본, 대만의 對美輸出 市場占有率 競爭樣態와 同競爭에 있어서 各國 換率의 役割을 규명하는 데에 그 목적이 있다.

第Ⅱ章에서는 實證分析의 기초가 되는 미국의 上記 3國으로부터의 輸入需要函數模型을 간략히 유도하고, 第Ⅲ章에서는 實證分析模型의 유도 및 분석결과를 논의하고자 한다. 輸入需要函數의 推定에 따르는 일반적인 計量經濟의 문제를 극복하기 위해 단순화된 推定模型을 사용하였으며 실증분석도 자료의 제약상 巨視資料를 이용하였다. 第Ⅳ章에서는 본 연구가 갖는 示唆點을 정리하고자 한다.

Ⅱ. AIDS(Almost Ideal Demand System) 輸入占有率 模型

輸入需要에 대한 실증분석은 주로 輸入需要函數의 推定이나 代替彈力性 分析 및 市場占有率(market share)分析 등을 통해 이루어져 왔다. 50~60년대의 수입수요함수에 대한 실증분석은 일반적으로 기대보다 낮은 輸入需要彈力性을 보여줌으로써 50~60년대를 풍미했던 '彈力性悲觀論'의 根據를 제공하게 되었으며, 이에 따라 價格彈力性 推定值의 偏倚 여부에 대한 논란을 야기하였다¹⁾. 일반적인 需要函數

1) 輸入需要函數分析에 대한 文獻 및 논쟁점 등에 대한 정리는 Leamer and Stern(1970, 第2章), Magee(1973) 및 Winters(1984a) 등을 참조하기 바라며 個別研究들로서는 Burgess(1974), Grossman(1981), Murray and Ginman(1974), Theil and Clements(1978) 및 Winters(1984b) 등을 참조하기 바란다.

體系의 推定에 따르는 同時性偏倚, 多重共線性, 價格變動의 時差效果 및 自由度 不足 등의 문제는 물론 단순화된 輸入需要模型의 基本假定이 되는 ‘小規模 開放經濟’ 假定的 問題 등이 주로 제기되었다²⁾. 이러한 문제들을 회피할 수 있는 研究戰略이 모색되면서 代替彈力性 및 市場占有率 分析이 널리 濫用되기 시작하였다. 그러나 주지하는 바와 같이 이러한 방향으로의 定型化된 分析모형은 대개가 消費者 選好函數의 同調性(homotheticity)을 가정함으로써 사전적으로 소득효과를 배제하는 강한 制限을 도입하고 있다³⁾.

本稿의 목적인 3國間의 市場占有率 競爭을 分析하기 위해서는 단순한 輸入需要函數模型보다는 市場占有率 分析模型이 적합하나 이미 지적한 바와 같이 현존하는 모형이 갖는 制限을 피하기 위해 최근 새로이 輸入需要 分析에 濫用되고 있는 Deaton and Muellbauer (이하에서는 D-M이라 칭함.) (1980a)의 AIDS模型을 이용하고자 한다. 同 AIDS 模型은 기존의 需要函數 分析模型에 비해 더 一般化되고 동시에 추정이 용이하다는 장점을 지니고 있다. 특히 이 模型은 기존의 一般需要 分析模型인 Stone의 線型支出模型(linear expenditure system)이나 「로테르담」(Rotterdam) 模型이 所得에 대한 限界支出占有率의 不變을 가정함으로써

써 결과적으로 線型「엔겔」曲線을 암시하는 데 반해 좀더 一般化된 定型을 시도함으로써 支出占有率이 支出變化에 의해 영향을 받을 수 있도록 定型化되었다. 이는 특히 수입수요 分析에 있어서 전형적인 代替彈力性 分析이나 Armington (1969)에 의해 一般化된 輸入占有率 分析模型이 갖는 所得變化에 대한 輸入占有率 不變이라는 制限을 극복할 수 있다는 점에서 중요한 의의를 갖는다 하겠다.

1. AIDS 模型

이하에서 간략하게 AIDS 需要模型을 설명하고자 한다⁴⁾. D-M은 ‘費用函數의 價格에 대한 1次導函數는 需要量’이라는 費用函數의 基本性質에서 출발하여 一般化된 費用函數로부터 支出占有率函數를 다음과 같이 유도하였다.

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log(x/P) \dots\dots(1)$$

여기서 w_i 는 i 財에 대한 支出占有率, p_j 는 j 財의 價格 ($j=1\dots i, \dots j$), x 는 總支出이며 α_i , γ_{ij} 그리고 β_i 는 파라메타이다. P 는 다음의 式(2)에서 정의되는 바와 같은 價格指數이다.

여기서 γ_{ii} 는 i 財의 自己價格에 대한 支出占有率彈力性, γ_{ij} 는 j 財 價格에 대한 i 財 占有率의 交叉彈力性, β_i 는 所得彈力性이다.

w_i 는 q_i 를 i 財의 需要量이라 한다면 ($p_i q_i/x$)로 정의된다. 여기서 價格指數 P 는 다음과 같이 정의된다.

$$\log P = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k \gamma_{kj} \log p_k \log p_j \dots\dots\dots(2)$$

D-M은 이 모형이 需要函數體系로서 의의를

2) ‘小規模開放經濟’ 假定은 輸入의 供給函數가 무한대의 供給彈力性을 갖는다는 假定과 동일하다.
 3) 일반적으로 同調性下에서의 代替彈力性 및 支出占有率은 주지하는 바와 같이 相對價格變化에 의해서만 영향을 받고 所得變動에 의해서는 영향을 받지 않게 된다. 輸入需要의 分析과 관련된 代替彈力性 및 輸入占有率 分析模型 및 그 問題點에 대해서는 Armington (1969) 및 Leamer and Stern(1970, 第3章 및 第7章)을 참조하기 바란다.
 4) AIDS 模型의 誘導過程과 그 특징에 대한 좀더 자세한 論議는 D-M(1980a)과 D-M(1980b)의 第3章 4節)을 참조하기 바란다.

찾기 위해서는 다음과 같은 消費者需要函數에 대한 일반제약이 충족되어야 함을 보여주고 있다.

첫째, 合算(adding-up)制約은 다음과 같다.

$$\sum_i \alpha_i = 1 \quad \sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad \sum_i \beta_i = 0 \dots\dots\dots(3)$$

이 制約은 $\sum_i w_i = 1$ 을 유지하기 위해 필요한 것이다.

둘째로, 同次性制約은 다음과 같다.

$$\sum_j \gamma_{ij} = 0 \dots\dots\dots(4)$$

셋째로, 「슬러츠키」對稱性(Slutsky symmetry)制約은 다음과 같다.

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \dots\dots\dots(5)$$

이상 式 (3), (4) 그리고 (5)의 制約이 충족되면 個別支出의 합은 총지출과 같아지고, 수요함수는 가격과 지출(名目所得)에 대해 1次同次函數가 되며 동시에 「슬러츠키」條件을 만족시키게 되어 式 (1)로 표현되는 AIDS模型은 消費者選擇理論과 합치하는 수요함수체계를 반영하게 된다.

이 모형에 대해 좀더 부연한다면, 實質支出 (x/P) 의 1% 변화는 $\beta_i/100$ 만큼의 支出占有率變動을 초래하는데 $\beta_i > 0$ 이면 奢侈財, $\beta_i < 0$ 이면 必需財를 의미한다. 한편 相對價格效果는 γ_{ij} 를 통해 작용하는 데 주어진 實質支出下에서 1%의 自己價格(p_i)이나 他財價格(p_j)의 변동은 각각 $\gamma_{ii}/100$ 및 $\gamma_{ij}/100$ 만큼의 支出占有率變動을 초래하게 된다. D-M에 의하면 γ_{ij} 는 개략적으로 實質所得不變(compensated) 交叉

彈力性和 같은 부호를 갖는다⁵⁾. 따라서 i 財와 j 財는 $\gamma_{ij} = 0$ 이면 獨立財, $\gamma_{ij} > 0$ 이면 代替財, $\gamma_{ij} < 0$ 이면 補完財의 關係를 각각 갖는다고 할 수 있다.

한편 式 (2)에 의해 발생하는 추정상에 따르는 非線型性을 극복하기 위해 D-M은 Stone型의 價格指數를 제안하였다.

$$\log P^* = \sum w_k \log p_k \dots\dots\dots(6)$$

여기서 w_k 는 k 財의 支出占有率이다. 한편 個別價格 상호간의 상관관계가 높을 경우 $\log P^*$ 와 $\log P^*$ 는 일정한 線型關係를 유지할 것이며 이 관계를 $P = \phi P^*$ 로 표현하면 式 (1)의 推定模型은 다음과 같이 단순화될 수 있다.

$$w_i = (\alpha_i - \beta_i \log \phi) + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log(x/P^*) \dots\dots\dots(1')$$

다음 項에서는 이 모형을 이용하여 미국의 輸入對象國別 輸入占有率模型을 유도하기로 하겠다.

2. 美國의 國別 輸入占有率 模型

AIDS模型의 輸入配分(import allocation) 分析에의 적용은 Winters(1984)에 의해 시도되었다. 그는 기존의 輸入需要函數分析이나 「아밍턴」(Armington)模型의 市場占有率分析의 基礎를 이루고 있는 효용함수에 있어서의 輸入財와 國內 輸入競爭財간의 分離性(separability)을 검증하기 위해 同 模型을 이용하였다. 그러나 本節에서는 기존 輸入配分模型의 공통가정인 효용함수의 분리성을 좀더 적극적으로 적용하여 AIDS 模型을 주어진 資料制約下에서 本稿의 목적에 부합되도록 변형하기로 하

5) 이의 조건으로서 $\beta_i \cdot \beta_j$ 가 작은 값을 가져야 함. 이에 대해서는 D-M(1980b, p. 84)을 참조.

했다⁶⁾.

우선 分離性的 假定은 결과적으로 多段階 效用極大化 혹은 多段階豫算運用(multi-stage budgeting)體系와 밀접한 관련을 갖는다. 예를 들면 輸入財와 國內(輸入競爭)財간의 分離性은 소비자가 2단계에 걸친 效用極大化 過程을 밟아서 예산을 2단계로 나누어 집행함을 암시한다. 이 경우 제 1 단계에서는 전체 예산을 輸入財와 國內財에 배분하고 제 2 단계에서는 輸入에 할당한 支出計劃 중에서 品目別 혹은 國家別 支出配分을 결정한다고 본다⁷⁾.

다음으로 輸入支出의 國家別 配分의 경우는 같은 품목이면서도 공급자가 다름에 따라 차별화가 된다는 가정이 필요하다. 本稿에서는 同假定을 도입함으로써 한국, 일본, 대만 및 여타국의 對美輸出品이 같은 品目이라 하더라도 서로 차별화가 이루어진다고 상정하기로 하였다⁸⁾. 한편, 제 1 단계 豫算運用計劃의 結果로 결정되는 1개「그룹」으로서의 總輸入에 대한 지

출이 어떻게(輸入品目別로 또는 國家別로) 배분되느냐 하는 제 2 단계의 豫算運用計劃은 편의에 따라 追加段階를 상정할 수도 있다. 미국의 總輸入中 한국, 일본, 대만 등 3國으로부터의 輸入만을 1개의 小「그룹」으로 상정할 경우 제 2 단계에 있어서는 미국의 輸入에 대한 支出이 上記 3國으로부터의 總輸入량과 여타국으로부터의 總輸入량에 배분되며 제 3 단계에서 上記 3國으로부터의 個別輸入량이 배분 결정된다고 상정할 수 있다.

이와 같은 輸入財와 國內財간의 分離性 및 輸入財 중에서의 國別 輸入間의 分離性을 상정할 경우 式 (1')의 AIDS 模型은 다음과 같이 고쳐 쓸 수 있다.

$$w_i = (\alpha_i - \beta_i \log \phi) + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log (M/P^*) \dots\dots\dots(7)$$

여기서 i 는 個別 輸入對象國을 나타내며 P_j 는 j 國으로부터의 輸入財價格을 나타낸다. M 은 分離性的 假定이 적용되는 수준에 따라 그 의미가 다른데, 國別 輸入을 전체 支出計劃의 일환으로 單一段階로 결정할 경우는 總支出을 나타내고, 2 단계 절차를 따라 輸入財와 國內財에 대한 總支出을 먼저 결정하고 제 2 단계에서 輸入支出의 國別 配分을 결정할 경우는 總輸入을 나타내며, 한편 3 단계 절차를 따라 小「그룹」인 한국, 일본, 대만으로부터의 總輸入 支出을 제 2 단계에서 결정하고 제 3 단계에서 이들 3國別로 輸入支出을 배분할 경우는 이들 3國으로부터의 總輸入 支出을 나타내게 된다. 한편 w_i 도 M 의 정의에 따라 일관성 있게 정의되어야 한다. M 과 w_i 의 관계를 豫算運用體系에 대한 가정에 따라 정리하면 다음과 같다.

模型 1(單一段階 豫算運用):

6) Winters(1984)의 검증결과에 의하면 輸入財와 國內財의 分離性이 지지되지 않았다. 그러나 分離性的 假定은 경우에 따라 자료의 제약이나 분석의 편의하에서 광범위하게 적용되고 있다. 기존 輸入配分模型의 거의 대개가 同假定을 도입하고 있다. 本稿의 경우는 韓國, 日本, 臺灣의 對美 主宗輸出品의 美國市場 浸透率(import penetration ratio)이 극히 높다는 점에서, 그리고 예비적 실증분석에 의하면 미국의 국내가격이 상위 3國으로부터의 輸入占有率에 거의 영향을 미치지 않고 있다는 점에서 이들 3國으로부터의 輸入은 非競爭輸入의 性格을 갖는다고 보고 同分離性을 가정하고 있다. 이를 지지하는 결과는 다음의 式 (15)의 推定 結果를 참조하기 바란다.

7) 좀더 정확하게 표현하면 分離性的 假定은 제 2 단계 예산운용, 여기서는 주어진 總輸入량의 國別 혹은 品目別 「그룹」內 輸入配分이 궁극적으로 전체 效用極大化와 일치되게 되는 必要充分條件일 뿐이며 제 1 단계에서의 「그룹」間 豫算配分이 전체 效用極大化에 일치하기 위해서는 좀더 강한 制約이 필요하다. 이에 대해서는 D-M(1980b, 第 5章) 및 Winters(1984) 참조.

8) 國別 輸入間의 分離性은 Armington(1969)에 의해 輸入占有率 分析에 導入되었다. 輸入者의 입장에서 볼 때에는 輸入財의 生産 및 供給者가 누구냐에 따라 같은 品目이지만 不完全代替財로 취급될 수 있다고 본다.

M =美國의 總支出

w_i =美國의 總支出 중에서 i 國으로부터의
輸入이 차지하는 比重

模型 2(2段階 豫算運用):

M =美國의 總輸入支出

w_i =美國의 總輸入 중에서 i 國으로부터의
輸入이 차지하는 比重

模型 3(3段階 豫算運用):

M =美國의 韓·日·臺灣 3國으로부터의
總輸入

w_i =韓·日·臺灣 3國으로부터의 總輸入
中 i 國(예: 한국, 일본 혹은 대만)으
로부터의 輸入이 차지하는 比重

한편 P^* 도 각 모형에 따라 個別價格에 대한
포괄 범위가 달라지게 된다. 예를 들면 ‘模型
3’인 경우는 P^* 는 한국, 일본, 대만으로부터의
輸入價格의 加重平均에 의해 결정되며, ‘模型
2’의 경우는 모든 輸入國 價格의 加重平均에
의해 결정된다. 따라서 ‘模型 2와 3’의 경우는
미국(輸入國)의 국내가격이 說明變數에 포함되
지 않는다. 그러나 總支出을 輸入財와 國內財
에 배분하는 模型 1의 경우는 미국의 국내가
격이 說明變數에 포함되지 않으면 안된다.

주지하는 바와 같이 이상에서의 論議는 消費
者效用函數가 상호간에 獨立的 關係(independ
ence)를 유지하는, 비슷한 성격의 小規模 財貨
「그룹」의 函數로 표시될 수 있는 경우를 상정
함으로써 얻어지는 결과이다. 따라서 위의 ‘模
型 3’인 경우는 韓·日·臺灣의 對美輸出品이
여타국의 수출품에 대해 그 성격상 독립적이라

할 수 있으나 하는 것이 실제적인 의문점으로
남을 수 있을 것이다.

다음 章에서는 이러한 韓·日·臺灣의 「그
룹」化에 대한 문제를 포함하여 실제적인 문제
를 일단 논의하고 실증분석을 하고자 한다.

Ⅲ. 推定模型 및 分析結果

1. 豫備的 論議 및 推定模型의 選擇

實證分析은 앞章의 ‘模型 3’을 이용하였는데
이는 다음과 같은 몇 가지 고려에서 불가피한
單純化라고 할 수 있겠다.

첫째, 本稿에서 이용한 價格變數가 각국의
都賣物價指數이기 때문에 가격변수 상호간의
正의 相關係數가 극히 높을 뿐만 아니라 價格
變化에 대한 時差效果마저 고려해야 하기 때문
에 가격변수 상호간의 높은 상관관계가 時差價
格變數에까지 연결됨으로써 ‘模型 1’이나 ‘模
型 2’를 사용할 경우 심각한 多重共線性的 問
題를 야기하였다⁹⁾.

둘째, 한국·일본·대만의 對美輸出構造와
한국·대만의 對日 輸入構造를 볼 때 3國의 對
美輸出品의 特性(characteristics)이 유사할 것
이라는 추측을 가능케 한다. 우선 한국과 대만
의 資本財 및 中間財, 部品 등의 對日輸入依存
度가 극히 높고 또한 일본이 이들 2國의 第 1
의 輸入先이라는 점에서 한국·대만의 對美輸
出品의 要素內容(factor content)은 상대적으로
일본의 對美輸出品과 유사한 특성을 가질 것으
로 사료된다¹⁰⁾. 이는 만일 미국 消費者의 選好
函數가 分離性을 갖는다고 가정한다면 한국·
일본·대만이 하나의 小「그룹」으로 분리될 수

9) R^2 는 극히 높았으나 모든 價格變數의 t 값은 전부가
유의하지 않았다. 여기서 고려한 여타국에는 서독,
영국, 프랑스, 캐나다, 브라질, 싱가포르, 홍콩 그리
고 미국이 포함된다.

10) 한국·대만의 輸入構造가 일반적으로 비슷한 유형을

있다는 주장을 가능케 하는 것으로 받아들일 수 있을 것이다¹¹⁾.

한편 본 연구에서는 價格變數로 각국의 都賣物價指數를 사용하였는데 이에 대한 豫備의 論議가 필요할 것으로 보인다. 우선 각국의 對美 輸出價格 資料가 없고 전체 輸出에 대한 輸出單價指數가 가용하기는 하지만 이를 이용할 경우 輸出價格의 時差效果 測定을 어렵게 할 뿐만 아니라 換率效果를 적절하게 분리해 낼 수가 없다는 단점이 생긴다. 실제 수출단가지수는 수출이 실행되었을 때의 달러表示輸出額을 數量指數로 나누어 얻어지는데, 이는 과거 輸出契約時의 輸出價格 및 換率을 반영하기 때문에 현재의 輸出契約價格 및 換率과는 다르다. 나아가 換率變動이 수출가격에 시차효과를 미친다고 한다면 輸出單價指數에 체현된 換率은

輸出契約 당시보다도 더 과거시점의 換率과 연결을 갖게 된다고 볼 수 있겠다.

물론 都賣物價指數를 이용할 경우도 도매물가의 변동이 輸出價格變動으로 연결되는 데 시차가 따를 것이기 때문에 가격변화의 시차효과를 실제 이상으로 늘리는 위험이 있기는 하지만 都賣物價指數를 달러表示로 전환할 경우 현재의 환율을 그대로 이용하게 되기 때문에 환율변동의 시차효과를 어느 정도 정확하게 반영할 수 있게 된다. 그러나 도매물가를 이용할 경우 都賣物價와 對美輸出價와의 관계가 실제 경제구조에 따라 국별로 다른 형태를 보일 수도 있기 때문에 다음 節에서 논의될 價格變數의 推定係數를 해석함에 있어 이 점을 감안하지 않으면 안될 것이다.

‘模型 3’을 式 (7)을 이용하여 좀더 구체적인 推定模型으로 풀어쓰면 다음과 같다.

$$w_K = \alpha_K + \gamma_{KK} \log p_K + \gamma_{KJ} \log p_J + \gamma_{KT} \log p_T + \beta_K \log M_{KJT} + \varepsilon_K \quad \dots (8)$$

$$w_J = \alpha_J + \gamma_{JK} \log p_K + \gamma_{JJ} \log p_J + \gamma_{JT} \log p_T + \beta_J \log M_{KJT} + \varepsilon_J \quad \dots (9)$$

$$w_T = \alpha_T + \gamma_{TK} \log p_K + \gamma_{TJ} \log p_J + \gamma_{TT} \log p_T + \beta_T \log M_{KJT} + \varepsilon_T \quad \dots (10)$$

여기서 첨자 K, J 및 T 는 각각 한국, 일본, 대만을 나타내며 p 는 달러表示 都賣物價指數이다. 따라서 w_K 는 미국의 韓·日·臺灣 3國으로부터의 總名目달러輸入에 대한 한국의 名目對美輸出額의 比重을 나타내며 w_J, w_T 는 각각 일본과 대만의 比重이다. M_{KJT} 는 미국의 韓·日·臺灣으로부터의 總實質 달러輸入인데 換價指數로는 p_K, p_J, p_T 를 각각 w_K, w_J 및 w_T 를 가중치로 하여 기하평균한 物價指數를 이

보이고 있을 뿐 아니라(附表 2 참조), 이들 兩國의 總輸入中 第1輸入先인 일본의 비중은 兩國 모두 1970년 41%, 1986년 34%에 달하고 있으며 한편 이들 兩國의 對日輸入構造를 보더라도 주로 資本財 및 中間財部門의 輸入이 압도적으로 높고 또한 서로간에 상당히 비슷한 유형을 보이고 있다(附表 3 참조). 이는 다시 말해 加工貿易 形態를 취하고 있는 한국·대만 兩國의 輸出品의 要素內容(factor content)이 일본의 輸出品과 유사할 것이라는 추측을 가능케 하며 따라서 供給側面에 있어서의 3國 輸出品間의 유사성이 높을 것이라는 결론을 가능케 한다. 한편 한국, 일본, 대만의 주요 품목별 對美輸出構造에 대해서는 <附表 1>을 참조하기 바란다.

11) 물론 供給側面에서의 유사성이 반드시 需要側面에서의 유사성을 암시하지는 않지만 앞에서 이미 同一財라 하더라도 國別 輸出品의 特性에 따라 消費者選好가 다르다는 가정을 도입하였음을 상기하기 바란다. 이와 관련하여 또 한 가지 흥미있는 문제는 Hicks流의 複合財定理(composite commodity theorem)가 적용되지는 않겠는가 하는 문제이다. 만일 분석기간에 걸쳐 한·일·대만의 對美輸出品의 相對價格이 여타국의 輸出品價格에 비해 안정적이었다면 이는 일단 상위단계 豫算運用에 있어서 상기 3國이 하나의 소「그룹」으로 취급될 수 있는 근거가 마련될 수도 있을 것이다. 그러나 여기서 사용된 價格變數가 都賣物價指數로서 이變數는 巨視經濟政策에 의해 크게 영향을 받을 것이기 때문에 이를 이용한 相對價格概念 및 그變動推移에 微視經濟的 의의를 크게 부여하기가 힘들다 하겠다.

을했다. 推定結果는 <表 1>에 요약되어 있다.

한편 換率과 都賣物價의 效果가 다르다고 본다면 換率效果를 분리하기 위해서 價格變數를 國內通貨表示 都賣物價指數와 換率指數로 분리하여 推定할 필요가 있다. 이 경우 다음과 같은 關係式을 이용할 수 있다.

$$p_K = WPI_K / E_K, \quad p_J = WPI_J / E_J, \\ p_T = WPI_T / E_T \dots\dots\dots(11)$$

여기서 WPI는 國內通貨表示 都賣物價指數, E는 美貨 1달러에 대한 각 通貨의 名目換率이다. 이 경우의 推定模型은 다음과 같다.

$$w_K = \alpha_K + \gamma_{KK} \log WPI_K + \gamma_{KJ} \log WPI_J \\ + \gamma_{KT} \log WPI_T + \delta_{KK} \log E_K + \delta_{KJ} \log E_J \\ + \delta_{KT} \log E_T + \beta_K \log M_{KJT} + \varepsilon_K \dots\dots(12)$$

$$w_J = \alpha_J + \gamma_{JK} \log WPI_K + \gamma_{JJ} \log WPI_J \\ + \gamma_{JT} \log WPI_T + \delta_{JK} \log E_K + \delta_{JJ} \log E_J \\ + \delta_{JT} \log E_T + \beta_J \log M_{KJT} + \varepsilon_J \dots\dots(13)$$

$$w_T = \alpha_T + \gamma_{TK} \log WPI_K + \gamma_{TJ} \log WPI_J \\ + \gamma_{TT} \log WPI_T + \delta_{TK} \log E_K + \delta_{TJ} \log E_J \\ + \delta_{TT} \log E_T + \beta_T \log M_{KJT} + \varepsilon_T \dots\dots(14)$$

여기서 同一國의 WPI의 係數인 γ 와 換率(E)의 係數인 δ 는 각 式에서 서로 反對符號를 가질 것으로 기대되며, 「슬러츠키」 對稱制約과 同次性制約은 γ 係數와 δ 係數에 대해 각각 따로 적용되어야 할 것이다. 이 경우의 推定結果는 <表 2>에 요약되어 있다.

한편 模型 1에 따라 미국의 總支出中 한국, 일본, 대만 3國으로부터의 輸入占有率을 설명하기 위해 다음과 같은 式을 推定하였다.

$$w_{KJT} = \alpha_{KJT} + \gamma_{KJT, KJT} \cdot \log p_{KJT} + \gamma_{KJT, 0} \cdot \log p_0 + \gamma_{us} \cdot \log p_{us} + \beta_{KJT} \cdot GNP_{us} + \varepsilon_{KJT}$$

.....(15)

여기서 變數 KJT는 한국·일본·대만 3國 「그룹」을 나타내고 0는 여타국을, US는 미국을 나타낸다. 따라서 w_{KJT} 는 美國의 總實質GNP에 대한 同 3國의 對美輸出의 占有率이며, p_{KJT} 는 3國으로부터의 미국의 총수입 중 각 3國의 占有率을 가중치로 하여 p_K, p_J, p_T 를 加重平均한 物價指數이며, p_0 는 동일한 방법을 이용하여 산출한 서독, 프랑스, 캐나다, 브라질, 싱가포르, 홍콩의 加重平均 物價指數이다. p_{us} 는 미국의 WPI이며 GNP_{us} 는 미국의 實質 GNP로서 미국의 총지출에 해당한다.

일반적으로 模型 1의 경우는 模型 2나 3의 경우와는 달리 所得變數인 GNP가 각국으로부터의 輸入은 물론 輸入國의 國內財까지를 포함하기 때문에 需要函數體系로서의 模型을 예측하기가 용의하지 않은 단점이 있다. 따라서 여기서는 輸入國의 「그룹」化를 통한 단순화가 불가피하였다. 다행한 것은 單一方程式인 式(15)의 推定을 통해서도 한국·일본·대만의 對美輸出과 미국의 輸入競爭財간의 代替關係를 밝힐 수 있다는 점이다. 式(15)의 推定結果는 <表 3>에 요약되어 있다.

2. 實證分析結果

式(8), (9), (10) 및 (12), (13), (14)는 각각 하나의 「그룹」으로서 한국·대만·일본 3國으로부터의 미국의 輸入需要體系를 나타내기 때문에 각각 하나의 체계로서 추정되는 것이 推定の 效率性(efficiency)을 높일겠지만 AIDS模型이 갖는 특이한 문제 때문에 체계로서의 추정이 불가능하였다. 예를 들면 하나의 「그룹」으로서의 式(8), (9), (10)은 정확한 合

算(exact adding-up)이 충족되기 때문에 $\sum_i \varepsilon_i = 0$ ($i=K, J, T$)이 성립되어 誤差項의 共分散行列의 「랭크」(rank)가 3보다 작은 2가 되기 때문에 역행렬 계산이 불가하게 된다¹²⁾. 따라서 3개의 式을 설명변수의 「세트」는 동일하지만 각각 OLS를 이용하여 추정하였다. 마찬가지로 式 (12), (13), (14)에 대해서도 동일한 방법을 적용하였다. 또한 需要函數體系로서의 제약을 가하지 않고 완전히 개방된 형태로 추정하였다. 한편 1985~86년간의 構造變動 여부를 보기 위해 1985~86년간을 1로 하는 「더미」變動(D-856)와 季節變動을 감안하기 위한 季節「더미」를 추가하였다. 한편 價格 및 所得의 時差效果를 감안하기 위해 「알몬」(Almon) 「래그」를 이용하였는데, 기존 需入需要分析 문헌에서 일반적으로 확인된 바와 같이 價格의 時差가 所得에 비해 더 길다는 점을 감안하기 위해 價格의 時差를 所得에 비해 길게 하였다. 또한 'J' 커브 現象과 관련된 時差類型을 허용하기 위해 2次式的 時差配分函數(second degree polynomial distributed lag)를 채택하였다¹³⁾.

〈表 1〉에 제시된 式 (8), (9), (10)의 결과를 보면 대체로 양호한 편이다. 단지 D-W 통계치가 다소 낮기는 하지만 대부분 非決定領域에 포함되고 있다. 우선 自己價格에 대한 係數推

定値를 보면 3國 모두 유의하게 負의 符號를 나타내고 있어 需要函數로서의 基本的 特性을 나타내고 있다. 다음으로 合算制約은 AIDS模型의 特性 때문에 자동적으로 충족되고 있다. 「슬러츠키」對稱制約과 同次性制約은 符號를 포함해서 크게 乖離를 보이지 않고 있어 개략적으로 충족되고 있다 하겠다¹⁴⁾.

이 결과 중 중요한 示唆點을 열거하면 다음과 같다. 첫째, 韓國의 占有率式에서 臺灣의 價格과 臺灣의 占有率式에서 韓國價格이 負의 符號를 갖고 있어 한국과 대만의 對美輸出이 상호 보완적인 성격을 갖는 것으로 나타나고 있다. 그러나 여기서 사용한 價格代用變數가 WPI이기 때문에 WPI와 이들 국가의 對美輸出價格과의 이론적 및 실증적 관계가 밝혀지지 않고 있고, 다음에 제시되는 換率과 WPI를 분리한 경우의 결과와도 상호 배치되고 있어 여기서의 결과를 그대로 받아들이기에는 어려움이 있지만 이 결과는 양국간에 높은 對美輸出競爭關係가 존재할 것이라는 일반의 인식과는 큰 차이를 보이고 있다¹⁵⁾.

둘째로, 일본의 對美輸出은 한국과 대만의 對美輸出에 대해 모두 代替의 關係에 있다 하겠다. 한국과 대만의 占有率式에서 일본의 價格係數와 일본의 占有率式에서 한국과 대만의 價格係數는 正으로 有意하다.

셋째, 價格效果의 時差길이(lag length)를 보면 日本價格의 경우는 4년 가까이에 걸친 時差效果를 보이고 있는 반면 臺灣價格은 1년여, 韓國價格은 3분기 정도의 時差效果가 있는 것으로 나타났다. 이는 일본의 對美輸出이 換率變動에 따라 장기간의 시차반응을 보여왔음을 의미하는 것이다¹⁶⁾.

네째, 所得變數(여기서는 M_{KJT})에 대한 반

12) D-M(1980a) 및 Winters(1984)는 이를 해결할 수 있는 推定方法을 새로이 개발 이용하였으나 국내에는 可用하지 않았다.

13) 'J' 커브 現象에 대한 논의는 Magee(1973, 1975)를 참조하기 바란다.

14) 價格變數에 「알몬래그」를 이용했기 때문에 직접적으로 이러한 제약들을 검증할 수가 없었다. 「알몬래그」型和 線型制約을 동시에 부과할 수 있는 추정방법이 可用치 않았다.

15) 이에 대한 추가적인 論議는 다음 節을 참조하기 바란다.

16) 日本價格의 時差類型을 보면 價格上昇 후나 換率切上 후 처음 1年間은 對美輸出이 오히려 개선되고 있으며 1年 후부터 減少效果를 나타내고 있어 소위 'J' 커브 現象과도 일맥상통한다고 볼 수 있겠다. 價格變數의

응을 보면 한국, 대만의 對美輸出市場占有率は 미국의 3國으로부터의 輸入이 증가할 때 오히려 감소하는 반면에 일본의 증가율은 증가하는 것으로 나타나고 있다.

다섯째, 1985~86년중의 構造變動 여부에 대해서는 「더미」變數의 t 값이 낮아 결론을 내리기가 어렵다.

한편 WPI 와 換率의 效果를 分離한 式 (12), (13), (14)의 推定結果가 <表 2>에 제시되어 있는데 R^2 가 높아지고 推定誤差가 크게 낮아지는 등 <表 1>의 결과보다 크게 개선되고 있기는 하나 많은 설명변수들간의 多重共線性 때문에 個別係數 推定値의 t 값은 악화되고 있다. 合算制約은 물론 정확하게 충족되고 있고 부호를 포함한 「슬러츠키」對稱性制約 및 同次性制約도 위의 결과에 비해 다소 악화되기는 했지만 그렇게 큰 乖離는 보이지 않고 있다¹⁷⁾. $D-W$ 統計値는 전부 非決定領域에 포함되고 있다. 그러나 결과를 해석하는 데 있어 個別係數의 t 값이 낮다는 사실을 감안하지 않으면 안 될 것이다. 결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, WPI 係數들은 유의성이 낮아지기는 했지만 <表 1>의 결과와 동일한 符號類型을 보이고 있다.

둘째, 換率變數의 係數들은 WPI 係數들과 그 크기가 많이 다르게 나타날 뿐 아니라 符號類型도 다르게 나타나고 있다. 換率係數의 符號類型만 본다면 3國은 對美輸出에서 상호 대체적인 관계에 있다고 할 수 있을 것이다. WPI 와 換率의 效果를 비교할 때 그 효과의 크기가

서로 다를 뿐 아니라 國家間에 다른 유형을 나타내고 있다. 일본과 대만의 경우는 換率의 效果가 WPI 의 효과에 비해 월등히 높은 데 반해 한국의 경우는 그 반대의 결과를 보이고 있다. 이는 그동안 일본과 대만의 경우는 對美輸出占有率을 유지하는 데 안정적인 물가를 바탕으로 한 換率運用이 상대적으로 큰 역할을 한 반면 한국의 경우는 역으로 國內物價의 變動에 따른 輸出價格 變動이 換率變動에 비해 더 큰 역할을 했음을 시사한다고 할 수 있다.

세째로, 換率의 效果를 보면 우선 엔貨의 對美달러換率이 1% 切上되었을 때 한국은 0.14%포인트, 대만은 0.39%포인트 占有率의 增加를 시현하고, 한편 臺灣달러의 對美달러換率이 1% 切上되었을 경우는 한국이 0.08%포인트, 일본이 0.25%포인트 占有率의 增加를 시현하고 있다. 따라서 지금까지의 엔高에 따른 占有率 增加는 오히려 내만에 더 유리했으며 금후 臺灣달러의 切上에 따른 占有率 變動도 오히려 일본에 더 유리하게 작용할 것으로 보인다. 반면에 각국의 自國 換率變動에 따른 效果를 보면 自國通貨의 對美달러換率을 1% 平價切下를 했을 경우 自國占有率의 ‘%포인트’ 增加는 일본이 제일 높고, 다음으로 대만, 한국의 순이다. 한편 日本換率의 變化에 따른 한국, 대만의 占有率에 미치는 交叉效果(cross effect)가 한국, 대만의 自己換率의 效果를 능가하고 있는데 이에 따르면 엔貨가 1% 切下되었을 때 한국과 대만이 이의 效果를 상쇄하기 위해서는 1% 이상의 自國通貨換率을 切下해야 됨을 의미한다. 반면에 한국과 일본이 동일한 %의 對美換率을 切上했을 경우(臺灣換率을 固定)에는 한국이 오히려 占有率의 增加를 시현하게 된다.

時差構造에 대해서는 <表 1-1>을 참조하기 바람이며 이 문제에 대한 추가적인 論議는 <表 2> 결과의 換率效果에 대한 論議 및 註 18을 참조하기 바란다.

17) WPI 나 換率을 分離한 경우 「슬러츠키」대칭제약은 WPI 와 換率 각각에 대해 분리해서 적용되어야 한다.

네째, 日本換率效果의 時差길이 앞에서 본 바와 같이 4년 가까이 걸치고 있으면서 다소 약하기는 하지만 'J'커브 現象과 관련된 時差類型을 보이고 있다. 日本換率이 切上되었을 경우 일본의 對美輸出 市場占有率은 同分期에 유의하게 증가하고 있으며 1년 후에야 유의하게 감소하고 있다. 반면에 한국의 占有率에의 交叉效果는 처음 2년간은 미미하다가 2년 후부터 증가하고 있으며 대만의 占有率은 同分期에 오히려 감소했다가 1년 후부터 유의하게 增加勢로 반전되고 있다. 동일한 유형이 일본의 WPI효과에서 나타나고 있다¹⁸⁾. 반면 한국, 대만의 換率效果에 있어서는 이러한 時差構造가 발견되지 않고 있다.

다섯째, 所得效果는 앞에서의 동일하게 나타나고 있다. 미국의 3國으로부터의 총수입이 증가할 때 한국·대만의 占有率은 떨어지는 반면 일본의 占有率은 증가하고 있다.

여섯째, 1985~86년 중 構造變動 여부를 보면 대만의 경우 1985~86년 중 한국, 일본에 비해 추가적인 占有率을 확보한 것으로 나타나고 있다.

마지막으로 式 (15)의 推定結果를 보면,

첫째, 韓·日·臺灣 3國은 공동으로 여타 對美輸出國과 代替關係에 있는 것으로 나타났다. 韓·日·臺灣 輸出의 미국 總支出占有率은 여

타국 價格(換率)이 평균적으로 1% 增加할(切上될) 경우 0.0593%포인트 증가하며 逆으로 韓·日·臺灣 價格(換率)이 전부 평균적으로 1% 증가할(切上될) 경우는 0.0595%포인트 감소하고 있다.

둘째, 미국 WPI係數는 負의 符號를 보일 뿐만 아니라 t값도 낮아 韓·日·臺灣 3國의 一個 그룹으로서의 對美輸出과 미국의 國內財와의 代替關係는 거의 없는 것으로 나타났다. 이는 미국의 韓·日·臺灣 3國으로부터의 輸入은 非競爭輸入의 性格이 강하다는 점을 示唆하는 것이다. 이 결과에 의하면 이들 3國에 대한 미국의 換率切上壓力이 성공한다 하더라도 미국 全體輸入에는 별 영향없이 단순히 여타국의 對美輸出만을 늘릴 것이라는 주장을 가능케 한다¹⁹⁾.

세째, 미국의 총지출이 증가할 경우 韓·日·臺灣의 占有率은 0.0826%포인트 증가하고 있다. 이는 所得效果(0.0826)가 相對價格效果(0.0595)를 크게 압도하고 있음을 시사하는 것이며 이들 3國 換率切上이 야기할 여타국으로의 占有率 代替效果를 감안한다면 換率調整보다도 미국의 支出減少가 더 효과적인 總輸入抑制策일 것이라는 示唆를 주고 있다.

네째, 1985~86년 중 韓·日·臺灣 3國의 미국 總支出占有率은 큰 구조적 변화가 없었다.

3. 韓國과 臺灣의 競爭關係 :

今後的 研究課題

이상의 논의를 통해 한 가지 분명하지 않은 점은 한국과 대만의 對美輸出이 상호 대체적이나 아니면 보완적이냐 하는 문제이다. WPI와 換率을 결합한 경우의 결과(表 1)와 WPI

18) WPI 및 換率變數의 時差構造는 <表 2-1>을 참조. 여기서의 논의는 「알몬레그」 자체에 經濟的 意味를 부여하고 있음에 주의하기 바란다. 이러한 해석에 대한 비판에 대해서는 Schmidt and Waud(1973) 참조. 그러나 여기서 「알몬레그」를 사용한 이유는 주로 換率과 輸入關係에서 발견되는 J-커브 現象과 관련된 時差類型을 허용하기 위한 것이기 때문에 經濟的 意味를 부여한다고 해서 그들의 비판대상이 되지는 않는다.

19) 여기서는 需要函數體系를 예측한 것이 아니기 때문에 同次性制約을 제외한 需要函數의 여타 一般制約을 검토할 수가 없었다. 그러나 同次性制約은 충족되고 있음에 유의하기 바란다.

와 換率을 분리한 경우(表 2)의 WPI 效果만을 본다면 상호보완적인 성격을 나타내는 것으로 보이나 후자의 경우 換率效果는 오히려 代替關係를 시사하고 있다. 따라서 本研究에서 얻어진 결과만으로는 한국과 대만의 對美輸出市場占有率 競爭의 基本性格을 어느 한쪽만으로 규명하기에는 미흡하다고 사료되기 때문에 이 문제는 금후의 연구과제로 남겨두기로 하겠다.

필자의 생각으로는 한국과 대만의 對美輸出에 대한 보다 微視的 分析이 이 문제에 대한 해답의 실마리를 제공해 줄 것으로 보인다. 특히 巨視的인 品目別 輸出市場占有率을 비교할 때 兩國이 비슷한 분야에서 서로 경쟁하고 있는 것으로 나타나는 하지만²⁰⁾ 좀더 微視的으로 볼 경우 兩國의 産業構造의 차이로 인해 서로 다른 輸出市場 部位(segment)를 차지하고 있는 경우가 적지 않을 것으로 추측된다. 이 경우에는 오히려 상호 독립적이거나 경우에 따라서는 보완적인 성격을 갖는 경우도 충분히 가능하다고 하겠다.

여기서는 이 문제에 대한 직접적인 해답을 구하기보다는 오히려 주어진 對美輸出構造의 유사성에도 불구하고 推定結果가 상호보완적인 관계로 나타날 수도 있는 가능성에 대해서 논의함으로써 금후 연구 방향에 대한 시사점을 찾아보고자 한다.

우선 本稿에서 사용된 미국의 輸入需要에 있어서의 補完 혹은 代替關係라는 用語는 臺灣(韓國)의 WPI 및 換率의 변동에 따른 韓國(臺

灣)의 對美輸出 占有率의 변동방향을 중심으로 해서 정의되는데, 韓國(臺灣)의 占有率이 臺灣(韓國)의 WPI와는 반대 방향, 臺灣(韓國)의 換率과는 같은 방향으로 움직일 경우 한국의 對美輸出과 대만의 對美輸出은 상호보완적이라고 정의된다. 따라서 한국과 대만이 공히 같은 그룹의 품목을 미국으로 수출하고 있으며 동시에 미국의 수입에 있어서의 占有率이 높다 하더라도 표본기간에 걸쳐 한국과 대만의 占有率이 같이 증가 혹은 감소해 왔을 경우에는 상호보완적인 관계로 나타날 가능성이 높다 하겠다. 특히 한국과 대만의 物價(WPI)와 換率이 표본기간에 걸쳐 높은 正의 相關關係를 보일 경우에는 이 가능성이 더 높게 나타날 것이다.

한국, 대만 輸出의 美國輸入에 있어서의 占有率을 보면(附表 1 참조) 미국 全體製造業輸入에 있어서는 물론 韓·日·臺灣 3國으로부터의 輸入에 있어서의 한국, 대만의 占有率은 계속 증가해 왔다²¹⁾. 한편 個別品目を 볼 경우에도 兩國의 占有率이 서로간에 일본의 占有率에 대해서보다 상대적으로 높은 공통추세를 보이고 있는 것으로 나타났다. 또 한편 한국과 대만의 WPI는 표본기간 중 높은 正의 相關關係를 나타내고 있는 반면 換率의 경우 원貨는 표본기간 중 切下, 臺灣달러는 切上趨勢를 보이고 있어 서로 반대 방향의 추세를 보이고 있다. 이러한 사실은 한국, 대만의 對美輸出占有率이 所得效果를 감안하고서도 WPI에 대해서는 補完的, 換率에 대해서는 代替的關係를 보일 수 있을 것이라는 추측을 가능케 한다. 이는 또한 <表 2>의 결과와도 일관성이 있다 하겠다.

따라서 兩國의 對美輸出의 品目別構造가 유사하고 美國輸入에 있어 占有率이 높다 하더

20) 이에 대해서는 <附表 1> 및 吳鎭龍(1985)을 참조하기 바란다. 同 研究은 단순히 巨視的으로 본 兩國의 對美輸出商品構造가 유사하다는 사실로부터 兩國間에 높은 競爭이 존재한다고 상정하고 있다.

21) 반면 美國의 3國으로부터의 輸入에 있어서의 日本占有率은 꾸준히 減少趨勢를 보여 왔다.

라도 兩國의 輸出이 相對價格變數에 대해 需要理論上的 補完的인 관계를 혹은 獨立的인 관계를 보일 수가 있기 때문에 단순히 平面的인 輸出構造 分析만으로는 여기서 제기된 문제에 대한 해답을 얻기에 충분하지 않을 것이다. 같은 品目이라 하더라도 品質의 差異 등으로 인해 상호간에 별로 큰 代替關係를 보이지 않을 수도 있기 때문에 더욱 그렇다 하겠다.

V. 結 論

本稿는 韓·日·臺灣間의 對美輸出 市場占有率 競爭樣態 및 同 競爭에 있어서 各국 換率의 役割을 규명함으로써 金후 한국의 換率運用方向에 대한 시사점을 유도하는 데 그 목적이 있다.

이하에서는 주로 <表 2>의 결과를 중심으로 <表 1>의 결과와 상호 모순되지 않는 경우에 대하여 本 研究가 시사하는 점을 정리하여 보고자 한다.

우선 한국과 대만의 對美輸出 競爭樣態는 상호간의 대체적 관계뿐만 아니라 동시에 보완적인 관계도 강하게 포출됨으로써 상호간에 높은 對美輸出競爭關係가 존재할 것이라는 일반의 인식이 크게 지지되지 않고 있다.

반면 일본과 한국·대만 2國과의 관계는 모든 경우에 강하게 대체적인 것으로 나타나고 있고 이들 3國과 여타 對美輸出國과의 代替關係도 유의하게 나타나고 있다. 특히 흥미있는 것은 일본 엔貨의 對美달러切上에 따라 대만이 한국에 비해 2배 이상의 對美輸出 市場占有率

增加를 시현하고 있어 엔高의 이득을 그만큼 많이 본 것으로 나타나고 있다. 또한 한국의 경우 원貨換率의 效果가 엔貨換率의 交叉效果(cross effect)에 의해 압도되고 있어 같은 「퍼센트」의 원貨 및 엔貨의 對美달러切下(切上)時 한국은 오히려 占有率의 減少(增加)를 보게 되는 것으로 나타나고 있다²²⁾.

따라서 이 결과에 의하면 兩國의 換率이 切上되는 時期가 오히려 한국에 유리한 결과를 초래하는 것으로 해석될 수 있을 것이다. 나아가 이 결과에 의하면 과거 엔貨 低評價時에 한국은 원貨의 對美달러 固定으로 발생된 원貨의 高評價效果는 물론 엔貨 低評價에 따른 負의 交叉效果로 인해 추가적인 애로에 직면했던 것으로 볼 수 있다. 한편 *WPI*와 換率을 통한 일본과 한국·대만 2國과의 경쟁의 심도를 비교할 때 物價를 통한 경쟁은 한국과 일본간이 더 심한 반면 換率을 통한 경쟁은 대만과 일본간이 훨씬 강한 것으로 나타나고 있다. 이는 앞에서도 지적한 바와 같이 일본이나 대만에 비해 한국의 換率變動이 物價變動에 비해 상대적으로 덜 중요하였다는 관찰과도 일치하는 점이다.

金후 한국의 換率運用과 관련되는 시사점으로서는 換率運用에 있어 대만 NT달러 換率의 변동추세보다도 일본 엔貨換率의 변동추세에 더 많은 관심을 두지 않으면 안된다는 점이다. 또한 결과에 의하면 엔貨와 원貨의 對美달러換率이 동일한 率로 변화할 경우, 엔高時의 원高보다도 엔低時의 원低가 한국의 對美輸出에 더 불리하게 작용할 우려가 있기 때문에 엔高時에는 원貨의 切上을 엔切上率以下 水準에 유지하도록 노력하되, 엔低時에는 원貨換率을 엔切下幅 이상으로 크게 切下하는 것이

22) 동일한 논리가 臺灣에 대해서도 적용된다.

한국의 對美輸出 市場占有率을 유지시키는 데 도움이 될 것이다. 이런 점에서 볼 때 현재의 엔高 상황이 계속되는 한 한국의 換率運用은 꾸준히 상대적으로 유리한 환경하에 놓이게 될 것으로 보인다.

한편 미국의 對交易國 換率切上壓力과 관련된 시사점으로서는 式(15)의 豫測結果에 의하면 우선 韓·日·臺灣의 對美輸出은 여타국에 대해서는 代替關係가 높으나 미국의 國內輸入 競爭財와는 代替關係가 거의 없는 것으로 나타나 이들 3國 換率의 對달러切上은 단순히 이들 3國의 對美輸出 市場占有率을 여타 對美輸出國에 移轉시키는 결과를 초래할 것이기 때문에 달러의 對全交易國 通貨에 대한 切下가 이루어지지 않는 한 미국의 輸入抑制에 크게 기여하지 않을 것이다.

미국의 총지출에 대한 韓·日·臺灣 輸出의 所得效果가 크게 나타나고 있어 이들 3國과 여

타국간의 대체효과를 감안할 때 換率切上보다도 미국의 總支出 減縮이 보다 효과적인 미국의 總輸入減少方案임을 시사하고 있다. 한편 切上壓力이 불가피한 경우에 있어서도 한국과 일본간이 대체관계가 높다는 사실과 지금까지 엔高에 따른 대만의 占有率 증가가 한국의 경우에 비해 더 높았다는 사실이 감안되어야 할 것이다. 또한 과거의 換率을 통한 競爭程度가 상대적으로 일본과 대만간에 더 강했던 것으로 보이기 때문에 이 점 또한 고려되지 않으면 안될 것이다.

끝으로 本 研究는 巨視資料에 基礎하기 때문에 그 나름대로의 制約要因을 안고 있다는 점을 재삼 강조하지 않으면 안되겠다. 이런 점에서 本 研究를 통해 나타난 한국과 대만간의 對美輸出에 있어서의 경쟁관계가 그렇게 높지 않다고 하는 결과도 좀더 微視的인 分析을 통해 재규명될 수 있으리라 사료된다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

- 吳鎮龍, 『臺灣 經濟의 現況과 評價』, 大韓商工會議所, 1985.
- Armington, Paul S., "A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production", *International Monetary Fund Staff Papers*, VXi, 1969, pp.159~176.
- Burgess, David F., "Production Theory and the derived Demand for Imports", *Journal of International Economics*, 4., 1974, pp.103~117.
- Deaton, Angus and John Muellbauer, "An Almost Ideal Demand System", *The American Economic Review*, Vol. 70, No. 3, 1980a, pp.312~326.
- _____, *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press, 1980b.
- Grossman, G.M., "Import Competition from Developed and Developing Countries", *The Review of Economics and Statistics*, August 1981, pp.271~821.
- Leamer, Edward E. and Robert M. Stern, *Quantitative International Economics*, Chicago: Adline Publishing Company, 1970.
- Magee, Stephen P., "Currency Contracts, Pass-through, and Devaluation", *Brookings*

- Papers on Economic Activity*, 1, 1973, pp. 303~325.
- _____, "Prices, Incomes, and Foreign Trade: A Survey of Recent Economic Studies", P.B. Kenen(ed.), *International Trade and Finance: Frontiers for Research*, Cambridge: Cambridge University Press, 1975.
- Murray, Tracy and Peter J. Ginman, "An Empirical Examination of the Traditional Aggregate Import Demand Model", *The Review of Economics and Statistics* 58, February 1976, pp. 75~80.
- Phlips, L., *Applied Consumption Analysis*, North-Holland: American Elsevier, 1974.
- Schmidt, Peter and Roger N. Waud, "The Almon Lag Technique and the Monetary Versus Fiscal Policy Debate", *Journal of the American Statistical Association*, March 1973, Vol. 68, No. 341, pp. 11~19.
- Theil, Henri and Kenneth W. Clements, "A Differential Approach to U.S. Import Demand", *Economics Letters*, 1, 1978, pp. 249~252.
- Thursby Jerry and Marie Thursby, "How Reliable are Simple, Single Equation Specifications of Import Demand?", Ohio State University, December 1981.
- Winters, L. Alan, "Separability and the Specification of Foreign Trade Functions", *Journal of International Economics*, 17, 1984a. pp. 239~263.
- _____, "British Imports of Manufactures and the Common Market", *Oxford Economic Papers*, 36, 1984b, pp. 103~118.

〈表 1〉 韓國, 日本, 臺灣의 對美輸出占有率 競爭模型[式 (8), (9), (10)] 推定結果
(期間: 1975.1/4~1986.4/4)

式 從屬變數	常 數 項	$p_K(2, 2, \text{FAR})$	$p_J(2, 16, \text{FAR})$	$p_T(2, 4, \text{FAR})$	$M_{KJT}(2, 3, \text{FAR})$	D_1
8 w_K	0.47699	-0.10616	0.12835	-0.0659	-0.033	-0.00377
(標準偏差)	(0.04976)	(0.017)	(0.02127)	0.0098	0.0075	(0.001828)
t -값	9.586	-6.245	6.034	-6.724	-4.400	-2.602
9 w_J	0.2022	0.16395	-0.2462	0.1378	0.04967	0.0079
(標準偏差)	(0.07068)	(0.02423)	(0.03021)	(0.01394)	(0.01066)	(0.002596)
t -값	2.861	6.766	-8.150	9.885	4.659	3.043
10 w_T	0.3208	-0.05779	0.11784	-0.0718	-0.01644	-0.004178
(標準偏差)	(0.06574)	(0.02253)	(0.028095)	(0.01297)	(0.0099143)	(0.002415)
t -값	4.880	-2.565	4.194	5.537	-1.658	-1.730

式 從屬變數	D_2	D_3	D_{856}	\bar{R}^2	$D-W$	$\hat{\sigma}$
8 w_K	0.00044	0.009665	-0.0018	0.807	1.448	0.0044
(標準偏差)	(0.0018612)	(0.0018612)	(0.003967)			
t -값	0.242	5.193	-0.454			
9 w_J	0.0016	-0.019	0.00695	0.9359	1.9009	0.0062
(標準偏差)	(0.0025)	(0.002636)	(0.005635)			
t -값	0.6212	-7.028	1.235			
10 w_T	-0.002049	0.009735	-0.00515	0.8997	1.5384	0.00576
(標準偏差)	(0.002402)	(0.0024586)	(0.00524)			
t -값	-0.853	3.960	-0.983			

註: 1) 법례: $p_i(a, b, \text{Far})$ 에서 a 는 PDL degree, b 는 時差期間, Far는 Far restriction을 의미함.

2) D_1, D_2, D_3 는 각각 1, 2, 3分期에 대한 계절「더미」 변수임.

3) D_{856} 은 1985~1986년간을 1로 하는 「더미」 변수임.

〈表 1-1〉 韓國, 日本, 臺灣의 對美輸出占有率 競爭模型[式 (8), (9), (10)]에서의 價格, 所得變數의 PDL 時差 構造

	w_K (式 8)		w_J (式 9)		w_T (式 10)	
	係 數	t -값	係 數	t -값	係 數	t -값
P_K 總 效 果	-0.1062	-6.245	0.1639	6.766	-0.0578	-2.565
時 差 0	-0.0142	-0.5218	0.0804	2.0844	-0.0662	-1.8463
1	-0.0484	-4.4105	0.0552	3.5438	-0.0068	-0.4717
2	-0.0436	-2.3972	0.0284	1.0986	0.0152	0.6335
P_J 總 效 果	0.1284	6.034	-0.2462	-8.150	0.1178	4.194
時 差 0	-0.0068	-2.0682	0.0145	3.0931	-0.0075	-1.7602
1	-0.0027	-0.9808	0.0062	1.5908	-0.0035	-0.9777
2	0.0010	0.4174	-0.0011	-0.3268	0.0001	0.0354
3	0.0042	2.1088	-0.0075	-2.6669	0.0033	1.2712
4	0.0069	3.9270	-0.0129	-5.1953	0.0060	2.6135
5	0.0091	5.5723	-0.0175	-7.4985	0.0083	3.8445
6	0.0109	6.8014	-0.0211	-9.2348	0.0102	4.7810
7	0.0123	7.5780	-0.0238	-10.3460	0.0115	5.3880
8	0.0131	8.0088	-0.0256	-10.9735	0.0124	5.7384
9	0.0135	8.2212	-0.0264	-11.2967	0.0129	5.9233
10	0.0135	8.3079	-0.0263	-11.4392	0.0129	6.0109
11	0.0129	8.3258	-0.0253	-11.4823	0.0124	6.0437
12	0.0119	8.3075	-0.0234	-11.4719	0.0115	6.0463
13	0.0105	8.2709	-0.0206	-11.4334	0.0101	6.0326
14	0.0086	8.2259	-0.0168	-11.3811	0.0083	6.0106
15	0.0062	8.1778	-0.0121	-11.3231	0.0060	5.9846
16	0.0033	8.1296	-0.0065	-11.2637	0.0032	5.9751
P_T 總 效 果	-0.0659	-6.724	0.1378	9.885	-0.0718	-5.337
時 差 0	-0.0095	-1.5450	0.0137	1.5687	-0.0042	-0.5172
1	-0.0151	-5.7000	0.0303	8.0579	-0.0152	-4.3440
2	-0.0169	-5.8502	0.0372	9.0941	-0.0203	-5.3014
3	-0.0150	-4.3426	0.0345	7.0094	-0.0194	-4.2494
4	-0.0094	-3.6452	0.0221	6.0311	-0.0127	-3.7255
M_{KJT} 總 效 果	-0.033	-4.400	0.0497	4.659	-0.1644	-1.658
時 差 0	0.0001	0.0205	0.0091	0.9287	-0.0093	-1.0141
1	-0.0100	-4.4266	0.0149	4.6590	-0.0049	-1.6586
2	-0.0134	-3.4918	0.0153	2.8174	-0.0020	-0.3861
3	-0.0100	-2.8654	0.0103	2.0791	-0.0003	-0.0663

〈表 2〉 韓國, 日本, 臺灣의 對美輸出占有率 競爭模型〔式 (12), (13), (14)〕 推定結果
 (期間: 1975. 1/4~1986. 4/4)

式 從屬變數	常數項	WPI_K (2, 2, FAR)	WPI_J (2, 16, FAR)	WPI_T (2, 2, FAR)	E_K (2, 2, FAR)	E_J (2, 16, FAR)	E_T (2, 4, FAR)
12 w_K	0.84468	-0.12475	0.14778	-0.02525	0.10728	-0.14347	-0.080485
(標準偏差)	(0.6038)	(0.0765)	(0.16265)	(0.01329)	(0.039132)	(0.097381)	(0.10770)
t -값	1.3988	-1.63	0.909	-1.900	2.741	-1.473	-0.747
13 w_J	-0.748826	0.20325	-0.23008	0.066790	-0.053760	0.53054	-0.25864
(標準偏差)	(0.833659)	(0.10526)	(0.22455)	(0.028356)	(0.054025)	(0.13444)	(0.14869)
t -값	0.898	1.924	-1.025	3.639	-0.995	3.946	-1.739
14 w_T	0.9041	-0.07849	0.082295	-0.041542	-0.053525	-0.38707	0.33913
(標準偏差)	(0.70845)	(0.08975)	(0.19083)	(0.015599)	(0.045911)	(0.11425)	(0.12636)
t -값	1.276	-0.875	0.431	-2.663	-1.166	-3.388	2.684

式 從屬變數	M_{KJT} (2, 3, FAR)	D_1	D_2	D_3	D_{856}	\bar{R}^2	$D-W$	$\hat{\sigma}$
12 w_K	-0.038894	-0.002528	0.001949	0.01082	-0.001813	0.882835	2.5808	0.003399
(標準偏差)	(0.011415)	(0.001612)	(0.001649)	(0.001563)	(0.005796)			
t -값	-3.047	-1.568	1.184	6.9241	-0.313			
13 w_J	0.048025	0.008566	0.001574	-0.02026	-0.012099	0.9632	3.1691	0.004692
(標準偏差)	(0.015759)	(0.002253)	0.002277	(0.002158)	(0.00800)			
t -값	3.047	3.802	0.691	-9.388	-1.512			
14 w_T	-0.009131	-0.006038	-0.003523	0.00944	0.0139	0.951924	2.9159	0.00398756
(標準偏差)	(0.013393)	(0.001891)	0.001935	(0.001834)	(0.0068)			
t -값	-0.682	-3.193	-1.821	5.147	2.044			

註: 1) 법례: $WPI_i(a, b, Far)$ 에서 a 는 PDL degree, b 는 時差期間, Far는 Far restriction을 의미함.

2) D_1, D_2, D_3, D_{856} 변수의 정의에 대해서는 〈表 1〉의 註 2, 3 참조.

〈表 2-1〉 韓國, 日本, 臺灣의 對美輸出占有率 競爭模型[式 (12), (13), (14)]에서의 WPI ,
換率變數의 PDL 時差 構造

	w_K (式 12)		w_J (式 13)		w_T (式 14)	
	係 數	t -값	係 數	t -값	係 數	t -값
WPI_K 總 效 果	-0.1248	-1.63	0.2033	1.924	-0.0785	-0.875
時 差 0	-0.0803	-2.4017	0.0539	1.1667	0.0264	0.6742
1	-0.0356	-0.9101	0.0837	1.5492	-0.0481	-1.0472
2	-0.0083	-0.2057	0.0657	1.1079	-0.0569	-1.1283
WPI_J 總 效 果	0.1478	0.909	-0.2301	-1.025	0.0823	0.431
時 差 0	-0.0215	-0.5841	0.0487	0.9751	-0.0272	-0.6284
1	-0.0136	-0.4336	0.0327	0.7578	-0.0192	-0.5221
2	-0.0064	-0.2462	0.0184	0.5093	-0.0120	-0.3896
3	-0.0002	-0.0071	0.0057	0.1923	-0.0056	-0.2203
4	0.0053	0.3066	-0.0053	-0.2241	0.0000	0.0024
5	0.0099	0.7322	-0.0148	-0.7899	0.0049	0.3054
6	0.0137	1.3309	-0.0225	-1.5874	0.0089	0.7335
7	0.0166	2.1994	-0.0287	-2.7477	0.0121	1.3586
8	0.0187	3.4467	-0.0332	-4.4228	0.0145	2.2665
9	0.0200	4.9670	-0.0361	-6.4851	0.0161	3.3976
10	0.0204	5.9862	-0.0373	-7.9119	0.0169	4.2078
11	0.0200	5.9199	-0.0369	-7.8954	0.0168	4.2450
12	0.0188	5.3459	-0.0348	-7.1798	0.0160	3.8922
13	0.0167	4.7723	-0.0311	-6.4451	0.0144	3.5165
14	0.0138	4.3162	-0.0258	-5.8555	0.0120	3.2115
15	0.0100	3.9677	-0.0188	-5.4030	0.0088	2.9760
16	0.0054	3.6998	-0.0102	-5.0540	0.0048	2.7937
WPI_T 總 效 果	-0.0253	-1.900	0.0668	3.639	-0.0415	-2.663
時 差 0	0.0032	0.2823	0.0160	1.0102	-0.0192	-1.4293
1	-0.0137	-2.4849	0.0281	3.6870	-0.0144	-2.2206
2	-0.0148	-2.1841	0.0227	2.4341	-0.0080	-1.0028
E_K 總 效 果	0.1073	2.741	-0.0538	-0.995	-0.0535	-1.166
時 差 0	0.0497	1.2821	-0.0086	-0.1612	-0.0411	-0.9032
1	0.0371	2.8284	-0.0240	-1.3262	-0.0131	-0.8502
2	0.0205	1.1959	-0.0211	-0.8918	0.0006	0.0302
E_J 總 效 果	-0.1435	-1.473	0.5305	3.946	-0.3871	-3.388
時 差 0	0.0089	0.8900	-0.0316	-2.2848	0.0227	1.9300
1	0.0040	0.4529	-0.0138	-1.1273	0.0098	0.9405
2	-0.0004	-0.0439	0.0021	0.1857	-0.0017	-0.1811
3	-0.0042	-0.5479	0.0159	1.5148	-0.0117	-1.3154

〈表 2-1〉 계속

	w_K (式 12)		w_J (式 13)		w_T (式 14)	
	係 數	t-값	係 數	t-값	係 數	t-값
4	-0.0074	-1.0014	0.0278	2.7079	-0.0203	-2.3329
5	-0.0102	-1.3704	0.0376	3.6765	-0.0275	-3.1582
6	-0.0123	-1.6510	0.0455	4.4116	-0.0331	-3.7840
7	-0.0139	-1.8572	0.0513	4.9504	-0.0374	-4.2422
8	-0.0150	-2.0070	0.0552	5.3408	-0.0402	-4.5740
9	-0.0155	-2.1162	0.0570	5.6246	-0.0415	-4.8149
10	-0.0155	-2.1966	0.0569	5.8331	-0.0414	-4.9917
11	-0.0149	-2.2567	0.0548	5.9885	-0.0398	-5.1233
12	-0.0138	-2.3023	0.0506	6.1061	-0.0368	-5.2228
13	-0.0122	-2.3374	0.0445	6.1964	-0.0323	-5.2992
14	-0.0099	-2.3649	0.0364	6.2668	-0.0264	-5.3586
15	-0.0072	-2.3867	0.0262	6.3225	-0.0191	-5.4055
16	-0.0039	-2.4041	0.0141	6.3669	-0.0103	-5.4430
E_T 總 效 果	-0.0804	-0.747	-0.2586	-1.739	0.3391	2.684
時 差 0	-0.0408	-1.0542	0.1438	2.6874	-0.1029	-2.2638
1	-0.0243	-1.0550	-0.0230	-0.7236	0.0472	1.7507
2	-0.0119	-0.3480	-0.1207	-2.5587	0.1326	3.3075
3	-0.0037	-0.0995	-0.1495	-2.8930	0.1532	3.4890
4	0.0092	0.0092	-0.1092	-3.0029	0.1090	3.5258
M_{KJT} 總 效 果	-0.0389	-3.407	0.0480	3.047	-0.0091	-0.682
時 差 0	-0.0079	-1.1529	0.0205	2.1840	-0.0127	-1.5873
1	-0.0117	-3.4073	0.0144	3.0474	-0.0027	-0.6818
2	-0.0116	-2.8287	0.0089	1.5743	0.0027	0.5585
3	-0.0077	-2.2656	0.0041	0.8763	0.0036	0.8999

〈表 3〉 韓·日·臺灣 3國그림의 輸出占有率競爭模型 [式 (15)]의 推定結果

(期間 : 1976. 1/4~1986. 4/4)

從屬變數	常數項	\hat{p}_{KJT} (2, 16, FAR)	\hat{p}_0 (2, 8, FAR)	\hat{p}_{us} (2, 8, FAR)	\hat{GNP}_{us} (2, 4, FAR)	D_1
w_{KJT} (標準偏差)	-1.0743 (0.17225)	-0.05945 (0.01694)	0.05925 (0.02323)	-0.004515 (0.00967)	0.082635 (0.013422)	0.000668 (0.000389)
t-값	-6.2365	-3.5094	2.5510	-0.4668	6.1567	1.7196
	D_2	D_3	D_{856}	\bar{R}^2	$D-W$	$\hat{\sigma}$
w_{KJT} 標準偏差	0.00088 (0.0003841)	0.001212 (0.00038)	-0.000994 (0.001056)	0.96639	2.0283	0.0009244
t-값	2.29226	3.1929	-0.941			

註 : 1) 법례 : $\hat{p}_i(a, b, Far)$ 에서 a 는 PDL degree, b 는 時差期間, Far 는 Far restriction을 의미.

2) D_1, D_2, D_3, D_{856} 변수의 정의에 대해서는 〈表 1〉의 註 2, 3 참조.

〈表 3-1〉 韓·日·臺灣 3國 그룹의 輸出占有率 競爭模型 [式 15]의 推定係數의 時差類型

p_{KJT} 總效果	係數 t-값		p_0 總效果	係數 t-값		p_{us} 總效果	係數 t-값		GNP_{us} 總效果	係數 t-값	
	-0.0595	-3.5094		0.05925	2.5517		-0.0045	-0.4668		0.0826	6.1572
時差 0	-0.0040	-1.8309	時差 0	0.0059	1.6262	時差 0	-0.0203	-4.5310	時差 0	0.0231	3.4509
1	-0.0042	-2.1453	1	0.0072	2.2710	1	-0.0116	-3.9385	1	0.0211	7.1329
2	-0.0044	-2.4711	2	0.0081	2.5372	2	-0.0045	-2.4711	2	0.0179	3.9254
3	-0.0045	-2.7995	3	0.0084	2.5330	3	0.0010	0.8111	3	0.0132	2.4954
4	-0.0046	-3.1193	4	0.0082	2.4397	4	0.0049	1.8476	4	0.0073	1.8967
5	-0.0045	-3.4178	5	0.0076	2.3364	5	0.0071	4.9473			
6	-0.0045	-3.6832	6	0.0064	2.2449	6	0.0078	5.2876			
7	-0.0044	-3.9063	7	0.0048	2.1682	7	0.0068	5.4087			
8	-0.0042	-4.0820	8	0.0026	2.1047	8	0.0042	5.4571			
9	-0.0039	-4.2100									
10	-0.0037	-4.2940									
11	-0.0033	-4.3400									
12	-0.0029	-4.3552									
13	-0.0024	-4.3468									
14	-0.0019	-4.3211									
15	-0.0013	-4.2832									
16	-0.0007	-4.2374									

〈附表 1〉 韓國·日本·臺灣의 美國輸入에 있어서의 主要 製造業 品目別 占有率

(단위 : %)

	1980			1986. 1~6		
	韓國	日本	臺灣	韓國	日本	臺灣
鐵 鋼	3.4 (5.8)	55.0 (94.2)	0.1 (0.2)	14.3 (27.66)	35.1 (67.89)	2.3 (4.45)
T.V. 라디오형의 녹음기와 전축	11.9 (13.54)	55.9 (63.59)	20.1 (22.87)	7.7 (8.73)	74.7 (84.69)	5.8 (6.58)
집적회로	6.8 (29.57)	11.9 (51.74)	4.3 (18.7)	11.0 (30.39)	19.1 (52.76)	6.1 (16.85)
승용차	0.1 (0.17)	57.8 (99.83)	— (—)	1.5 (2.74)	53.3 (97.26)	— (—)
衣服, 裝飾品, 毛皮製品	28.1 (47.47)	2.6 (4.39)	28.5 (48.14)	27.3 (53.11)	1.2 (2.33)	22.9 (44.55)
신발(軍用, 정형외과용 제외)	35.4 (59.8)	1.3 (2.2)	25.0 (42.23)	47.2 (66.39)	0.3 (0.42)	23.6 (33.19)
장난감, 실내게임, 크리스마스장식	39.4 (60.34)	2.5 (3.83)	23.4 (35.8)	43.6 (65.37)	1.4 (2.1)	21.7 (32.53)
會計, 計算, 資料處理機械	0.0 (—)	16.6 (99.40)	0.1 (0.6)	6.8 (10.99)	48.3 (78.03)	6.8 (10.99)
電子오븐	4.2 (5.21)	76.3 (94.67)	0.1 (0.12)	35.8 (40.18)	53.2 (59.71)	0.1 (0.11)
全 品 目	3.06 (9.83)	23.14 (74.40)	4.90 (15.77)	4.08 (11.77)	27.20 (71.03)	6.12 (17.79)

註: 1) () 속은 韓國·日本·臺灣 3國의 輸出에 대한 各국의 占有率.

2) 1972년 말의 全品目에 대한 韓·日·臺灣 3國의 占有率은 各자 1.96(7.02), 22.70(81.30), 3.26(11.67)임.

資料: Bureau of the Census, US Department of Commerce, "US General Imports".

〈附表 2〉 韓國, 臺灣의 輸入構造

(단위 : %)

	1972		1976		1980		1985	
	韓國	臺灣	韓國	臺灣	韓國	臺灣	韓國	臺灣
食品 및 食用 산 動物	14.01	8.37	7.15	8.07	8.0	6.10	4.5	6.61
飲料 및 담배	0.31	0.55	0.35	0.49	0.4	0.52	0.2	0.66
非食用原料 (燃料제외)	17.81	19.21	17.8	14.40	16.3	13.69	12.4	12.98
礦物性燃料	8.58	8.28	19.9	17.19	29.9	25.49	23.6	21.52
動植物性油脂	0.80	0.50	0.7	0.32	0.5	0.24	0.5	0.27
化學物	8.76	10.54	9.9	11.45	8.1	9.45	8.9	11.91
材料別製造製品	15.52	15.62	13.1	12.70	10.9	12.25	11.4	11.63
機械 및 運輸裝備	29.85	32.54	27.2	30.59	22.4	27.92	34.2	27.91
雜製品	3.19	4.08	3.8	4.36	2.98	4.16	4.0	6.27
기 타	0.01	0.31	0.11	0.44	0.4	0.18	0.31	0.23
總計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

資料 : EIU, Country Report, South Korea and Taiwan 1985, 1986, 1987.

〈附表 3〉 韓國, 臺灣의 對日輸入構造

(단위 : %)

	1983		1985		1986	
	韓國	臺灣	韓國	臺灣	韓國	臺灣
가죽, 皮革製品	2.7	—	2.1	—	2.1	—
化學製品	14.6	12.9	14.0	11.9	14.2	13.2
纖維 및 纖維製品	5.5	4.0	5.3	3.7	5.0	4.3
鐵鋼 및 鐵鋼製品	11.1	12.4	11.1	11.2	12.7	11.2
非鐵金屬 및 非鐵金屬製品	2.2	5.0	2.0	2.7	1.7	3.4
一般機械	21.4	17.9	24.5	19.1	24.7	17.9
電氣機械 및 電氣應用機械	71.0	20.8	18.4	23.5	17.4	22.3
輸送機械(臺灣)	—	6.6	—	8.4	—	7.1
트럭터 포함 自動車 (乘用車 제외)	3.2	—	2.7	—	2.6	—
船 舶	0.7	—	0.4	—	0.3	—
精密機械	5.7	5.4	5.6	4.4	5.9	5.3
기 타	21.6	15.0	13.6	15.1	13.4	15.3
總計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

資料 : EIU, Country Report, South Korea, Taiwan, 1985, 1986, 1987.