

韓國의 아시아新興工業國 및 日本과의 對美輸出競爭 : 換率效果를 中心으로

左 承 喜

本稿는 AIDS(Almost Ideal Demand System) 需要模型을 이용하여 韓國 등 아시아 新興工業國과 日本을 포함하는 아시아 5國으로부터의 美國의 輸入需要를 분석함으로써 이들간의 對美輸出競爭關係를 분석하고 있는데, 특히 換率變動이 이들 5國의 對美輸出에 미치는 효과를 중점적으로 분석하고 있다.

분석결과에 의하면, 아시아신흥공업 4國은 日本과는 경쟁적인 반면 서로간에는, 홍콩과 싱가포르간의 경쟁적인 관계를 제외하면, 보완적인 관계를 유지하고 있다. 그리고 이들 아시아 5國은 모두가 선구선진국그룹에 대해서는 경쟁적인 반면 美國의 國內財와는 보완적인 관계를 보이는 것으로 관찰되었다.

한편 이러한 결과에 따라 換率效果를 분석해 보면, 韓國의 경우 엔貨의 對美달러換率이 1% 인상되면 對美輸出物量을 일정 수준에 유지하고자 할 경우는 원貨의 對美달러換率도 약 1% 정도는 인상되어야 하지만, 對美輸出占有率을 일정 수준에 유지하려면 원貨의 對美달러換率은 최악의 경우 약 3%까지도 인상되어야 하는 것으로 나타났다. 이와 같이 韓國은 對美輸出市場占有率이나 輸出物量의 유지를 위해서, 원貨의 對美달러換率이 여타 NICS通貨換率의 움직임보다도 오히려 엔貨의 對美달러換率의 움직임을 보다 잘 반영할 수 있도록 함으로써 엔貨의 對美달러換率引上에 따른 輸出沮喪效果를 상쇄시켜 나가야 할 것이라는 시사를 얻게 되었다.

I. 머리말

최근 우리나라의 수출은 또다시 무엇보다도

중요한 초미의 經濟政策이슈로 등장하고 있다. 우리나라가 1960년대 수출주도성장전략을 채택한 이래 輸出增進은 우리 경제의 성장의 원동력으로서 무엇보다도 중요한 經濟政策의 관심사항이 되어 왔다. 그러나 1986년부터 經常收支黑字가 시현된 이후 1987~88년에 걸쳐 눈덩이처럼 불어나던 흑자의 누증은 우리나라

筆者 : 本院 研究委員

* 本稿를 집필하는 과정에서 많은 사람들의 도움을 받았다. 우선 本稿의 실증분석작업에 있어서는 本院

輸出的 自生的 成長力을 확인해 주는 것으로 여겨졌으며, 이에 따라 지난 4반세기동안 계속되어 온 輸出增進 및 輸入規制政策의 대폭적인 완화를 포함하는 對外均衡政策을 적극적으로 추진하기 시작하였다. 이러한 종합적인 정책의 타당성여부를 떠나, 이러한 정책과 그간의 國內外經濟與件의 급격한 변화는 1989년 중의 經常收支黑字를 88년의 140餘億달러에서 그 절반에도 못 미치는 50餘億달러 수준으로 조정하는 데 크게 기여하였으며, 특히 수출의 경우는 연중 名目增加率의 급격한 하락은 물론 負의 實質成長을 경험하였다. 그러나 이러한 조정추세는 90년에 들어와서는 과도조정양상을 보이면서 經常收支가 赤字로 반전되고 있음은 물론 수출의 경우도 實質輸出이 겨우 작년 수준에 머무르는 등 여전히 침체를 벗어나지 못하고 있다. 이와 같이 계속되는 수출의 沈滯現象은 최근의 우리나라 경제발전사에 있어 그리 흔한 경험이 아니다.

우리는 여기서 수출주도성장전략의 장단점이나 지금까지의 공과를 논할 지면상의 여유를 갖지 못하고 있지만 한가지 분명한 것은 아직도 國內市場이 협소한 우리나라의 경우 지속적인 성장과 고용을 지탱하기 위해서는 수출의 지속적 성장이 필요하다는 점이다. 최

金融經濟室의 劉載均 연구원과 本院 電算室의 沈英植 주임연구원의 도움이 컸다. 특히 劉載均 研究員은 實證分析을 효율적으로 수행했을 뿐만 아니라 表의 정리 등 원고정리에 많은 도움을 주었다. 그리고 林明姬 연구조원은 원고의 타이핑과 계속되는 교정작업을 효율적으로 도와주었다. 한편, 本院의 俞正鎬 박사와 李弘求 박사의 논평은 草稿의 여러가지 모자란 점을 개선보완하는 데 크게 도움이 되었다. 마지막으로 第IV章의 분석은 OECD trade tape에서 추출된 자료를 이용하였는데 同 資料를 제공해준 俞正鎬 박사께 다시 한번 감사를 드린다.

근 우리나라 輸出實績이 저조한 이유는 무엇보다도 우리나라의 전체적인 產業競爭力이 아직도 국제적 수준에 못 미치고 있는 등 自生的 成長基盤이 취약할 뿐만 아니라 여기에다 최근 實質換率의 절상에 따라 價格競爭力마저 크게 떨어지게 된 데에 있는 것으로 이해되고 있다. 한편, 우리나라 實質換率의 절상요인은 크게 두가지로 나누어 볼 수 있겠는데, 첫째는 賃金의 급속한 상승이며, 둘째는 원화의 對外通貨에 대한 급속한 名目平價切上이라 하겠다. 그런데 최근에는 勞使紛糾의 진정기미가 확산됨에 따라 수출부진의 타개를 위해서는 원貨가 대폭적으로 평가절하되어야 한다는 주장도 제기되고 있다. 이러한 단기적 처방의 유용성에 대해서는 논자에 따라 그 평가가 다르겠지만, 어쨌든 최근 換率效果에 대한 논의는 또다시 많은 관심의 대상이 되고 있다.

本稿의 목적은 이렇게 어려워지는 輸出環境下에서 우리나라 수출의 최대시장이며 경쟁국간의 경쟁이 격심한 美國市場에서 換率效果를 중심으로 한 우리나라와 日本, 臺灣, 홍콩, 싱가포르 등 주요 경쟁국들과의 수출경쟁양태를 분석함으로써 금후의 輸出 및 換率政策의 운용방향에 대해 시사하는 바를 찾아 보고자 하는 데 있다. 美國市場이 우리의 대표적 수출시장일 뿐만 아니라 지난 10여년간 黑字基調가 견실한 것으로 평가되던 對美貿易收支가 최근 급격히 감소하고 있고 나아가서는 1990년중 赤字를 시현할지도 모른다는 우려가 제기되고 있는 시점에서 우리나라와 이들 나라들의 대미수출경쟁양태를 분석해 본다는 것은 나름대로 큰 의의가 있다고 판단된다. 나아가 이 연구는 최근 많은 우려의 대상이 되고 있

는 엔화약세의 우리나라 對美輸出實績에 미치는 효과를 밝혀 줌으로써 그 대응방안의 모색에도 기여하게 될 것으로 기대된다.

한편 本 研究는 拙稿(左承喜, 1987a)를, 실증분석방법을 크게 개선하고 분석대상국을 늘림으로써 확대 개선한다는 목적을 가지기도 한다. 同 研究가 韓國, 日本, 臺灣을 분석대상으로 하고 있는 반면, 本 研究는 싱가포르, 홍콩을 추가하고 있으며, 前者의 연구에서는 시도하지 못했던 여러가지 제약의 부과나 검증을 시도함으로써 실증분석의 깊이를 더하였다.

本稿의 분석모형은 위의 拙稿에서 이용하였던 AIDS 需要函數模型으로서 다음 章에서는 同 模型에 대해 간략하게 설명하고 추정모형을 제시하고자 한다. 여기서는 모형 자체의 유도과정에 대한 설명보다는 同 模型의 파라메타를 이용한 통상적인 價格 및 所得彈力性을 유도함으로써 同 模型을 통상적인 수요함수개념과 연결시키는 데 주로 지면을 할애하려 한다. 이러한 작업은 추정결과를 좀더 친숙한 수요함수개념으로 재해석하기 위한 이론적 바탕을 마련해 줄 것으로 보인다. 第三章에서는 추정결과와 이를 통한 주요 발견사항을 논의하고, 第四章에서는 同 推定結果가 시사하는 아시아 5국간의 對美輸出競爭關係를 美國의 이들로부터의 輸入構造와 비교분석함으로써 그 의의를 재음미해 보고자 한다. 그리고 第五章에서는 본 연구의 주요결과를 간

략히 요약하고 그 정책시사점에 대해 논의함으로써 결론에 대신하고자 한다.

II. 分析模型

1. AIDS의 理論的 模型과 需要函數 파라메타의 誘導

Deaton and Muellbauer(1980a)의 AIDS(Almost Ideal Demand System) 모형은 支出占有率 모형으로서 기존의 수요함수모형들에 비해 보다 일반화되고 추정이 용이하다는 장점을 가지고 있다.

AIDS 支出占有率 모형은, 費用函數의 가격에 대한 1次導函數는 관련재화의 수요량이 된다는 Shephard's Lemma를 이용할 경우, 어느 한 財貨의 支出占有率은 費用函數의 재화가격에 대한 로그 1次導函數(logarithmic first derivative)로 정의할 수 있다는 사실로부터 유도할 수 있다. 이렇게 하여 일반화된 비용함수로부터 유도되는 i 재화의 支出占有率 函數는 다음과 같이 쓸 수 있는데 Deaton and Muellbauer는 同 函數를 支出占有率로 표시한 AIDS 수요함수라고 부르고 있다¹⁾.

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

여기서 w_i 는 i 財에 대한 支出占有率, p_j 는 j 財의 가격($j=1..i, ..j$), x 는 총지출이며 α , γ 그리고 β 는 파라메타이다. w_i 는 q_i 를 i 財의 수요량이라 한다면 $(p_i q_i/x)$ 로 정의된다. 여기서 P 는 다음의 式(2)에서 정의되는 바와 같은 價格指數이다.

1) 논의를 간략하게 하기 위해 실제유도과정은 생략하기로 한다. 자세한 유도과정에 대해서는 Deaton and Muellbauer(1980a와 1980b의 第3章 4節)를 참조하기 바라며, 威貞鎬·崔雲奎(1988)도 도움이 될 수 있을 것이다.

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

Deaton and Muellbauer는 이 모형이 需要函數體系로서 의의를 갖기 위해서는 다음과 같은 제약이 충족되어야 함을 보여주고 있다.

첫째, 合算(adding-up) 제약은 다음과 같다.

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

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

둘째로 同次性 制約은 다음과 같다.

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

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

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

이상 式(3), (4) 그리고 (5)의 제약이 충족

되면 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」조건을 만족시키게 되어 式(1)로 표현되는 AIDS모형은 消費者選擇理論과 합치하는 수요함수체계를 나타내게 된다.

式(1)의 파라메타들의 의미는 다음과 같이 해석된다. 우선 β_i 는 自己價格 및 相對價格들이 고정되었을 경우의 所得效果를 반영하는데, 實質支出(x/P) 1%의 변화는 $\beta_i/100$ 의 支出占有率變動을 초래한다. 한편, $\beta_i > 0$ 이면 奢侈財, $\beta_i < 0$ 이면 必須財를 의미하게 되는데, 이 점에 대해서는 수요함수파라메타의 유도과정에서 다시 논의하기로 하겠다. 價格變動의 파라메타인 γ_{ij} 는 實質支出(x/P)을 고정했을 경우의 價格效果를 반영하는데, 自己價格 1%의 변동은 $\gamma_{ii}/100$ 의 支出占有率變動을, 相對價格 1%의 변동은 $\gamma_{ij}/100$ 의 支出占有率變動을 초래하게 된다.

AIDS모형의 경우 한가지 특이한 점은 同次性和 對稱性制約들(式(4)와 (5))은 추정과정에서 직접검증이 가능하지만 合算制約인 式(3)은 항상 자동적으로 충족되기 때문에, 실제검증이 불가능하다는 점이다. 이는 데이터가 항상 $\sum_i w_i = 1$ 을 충족시키며, 또한 모든 占有率式의 설명변수들이 동일하다는 사실 때문인데 이 경우 각 파라메타추정치들이 式(3)의 제약을 항상 충족시킨다는 사실을 증명하기는 그리 어렵지 않다²⁾.

式(1)과 (2)로 구성되는 AIDS모형은 支出占有率 모형이기 때문에, 이 모형의 파라메타를 통상적인 수요함수파라메타로 전환함으로써 同 모형에 대한 이해를 보다 높일 수 있을 것이다. 이하에서는 AIDS모형의 수요함수파

2) 간단한 경우의 예를 들면 이 점은 다음과 같이 증명될 수 있다.
 (a) $w_1 = \alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \epsilon_1$
 (b) $w_2 = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \epsilon_2$
 여기서 X_1 과 X_2 는 설명변수, ϵ_1, ϵ_2 는 통상의 $i.i.d.$ 가정을 만족시키는 교란항이다. $\tilde{w}_1, \tilde{w}_2, \tilde{X}_1, \tilde{X}_2$ 를 각각 해당변수의 평균에서의 차이를 나타내는 $n \times 1$ (n 은 표본수)벡터라고 하고
 $\alpha = [\alpha_1, \alpha_2], \beta = [\beta_1, \beta_2], \tilde{X} = [\tilde{X}_1, \tilde{X}_2]$
 라고 하면 추정치는 다음과 같이 정의된다.
 $\hat{\alpha} = (\tilde{X}' \tilde{X})^{-1} \tilde{X}' \tilde{w}_1$ 그리고 $\hat{\beta} = (\tilde{X}' \tilde{X})^{-1} \tilde{X}' \tilde{w}_2$.
 여기서 “ $\hat{}$ ”는 추정치를 나타낸다.
 따라서 $\hat{\alpha} + \hat{\beta} = (\tilde{X}' \tilde{X})^{-1} \tilde{X}' (\tilde{w}_1 + \tilde{w}_2)$
 그런데 $w_1 + w_2 = 1$ 은 $\tilde{w}_1 + \tilde{w}_2 = 0$ 을 의미하기 때문에 $\hat{\alpha} + \hat{\beta} = 0$ 이 되게 된다. 따라서 $\hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_1 = 0, \hat{\alpha}_2 + \hat{\beta}_2 = 0$ 이 성립되게 되며 이 결과와 $w_1 + w_2 = 1$ 의 항등식을 이용하면 $\hat{\alpha}_0 + \hat{\beta}_0 = 0$ 은 쉽게 증명된다.

라메타들을 유도해 보기로 하겠다³⁾.

우선 需要의 價格彈力性의 정의식인 「슬러츠키」 방정식(Slutsky Equation)에서부터 출발하기로 하자.

$$\frac{\partial \log q_i}{\partial \log p_j} \Big|_{\substack{du \neq 0 \\ dx = 0}} = \frac{\partial \log q_i}{\partial \log p_j} \Big|_{\substack{du = 0 \\ dx = 0}} - \frac{\partial \log q_i}{\partial \log x} \Big|_{dp_j = 0} \cdot \frac{\partial \log x}{\partial \log p_j} \dots\dots\dots(6)$$

여기서 각 변수는 앞에서와 마찬가지로 q_i 는 i 財의 需要量, p_j 는 j 財의 價格, x 는 名目總支出을 나타내며, $du=0$ 는 效用不變, $dx=0$ 는 名目支出不變을 나타내며 $du \neq 0$ 와 $dx \neq 0$ 는 각각 그 반대의 경우를 나타낸다.

式(6)은 통상적인 수요탄력성개념을 그 정의에 따라 2개의 구성부문으로 분리하고 있는데 좌변의 效用(혹은 所得)補償이 안된 粗價格彈力性(income uncompensated or gross price elasticity)은 우변의, 效用不變(혹은 實質所得不變) 價格彈力性(income compensated price elasticity)에서 所得彈力性을 차감한 값과 같음을 보여주고 있다. 한편 동일한 논리에 의하여 支出占有率의 價格彈力性도 마찬가지로 정의될 수 있다.

$$\frac{\partial \log w_i}{\partial \log p_j} \Big|_{\substack{du \neq 0 \\ dx = 0}} = \frac{\partial \log w_i}{\partial \log p_j} \Big|_{\substack{du = 0 \\ dx = 0}} - \frac{\partial \log w_i}{\partial \log x} \Big|_{dp_j = 0} \cdot \frac{\partial \log x}{\partial \log p_j} \dots\dots\dots(7)$$

다음은 需要彈力性($\frac{\partial \log q_i}{\partial \log p_j}$)과 支出占有率彈力性($\frac{\partial \log w_i}{\partial \log p_j}$)간의 관계를 유도해 보기로 하자.

$\log w_i = \log q_i + \log p_i - \log x$ 의 정의식을 이용하면 다음의 관계식이 유도된다.

$$\frac{\partial \log w_i}{\partial \log p_j} \Big|_{\substack{du \neq 0 \\ dx = 0}} = \frac{\partial \log q_i}{\partial \log p_j} \Big|_{\substack{du \neq 0 \\ dx = 0}} + \frac{\partial \log p_i}{\partial \log p_j} - \frac{\partial \log x}{\partial \log p_j} \Big|_{dx = 0} = \frac{\partial \log q_i}{\partial \log p_j} \Big|_{\substack{du \neq 0 \\ dx = 0}} + \delta_{ij} \dots\dots\dots(8)$$

여기서 δ_{ij} 는 $i=j$ 이면 $\delta_{ij}=1$, $i \neq j$ 이면 $\delta_{ij}=0$ 으로 정의되는 Kronecker Delta이며, 또한 여기서는 名目支出이 불변이기 때문에 $\frac{\partial \log x}{\partial \log p_j} \Big|_{dx = 0} = 0$ 이 된다.

한편 이러한 탄력성과 式(1)과 (2)의 파라메타들과의 관계는 다음과 같은 간단한 정의식에 의해 나타낼 수 있다.

$$\frac{\partial \log w_i}{\partial \log p_j} = \frac{1}{w_i} \left(\frac{\partial w_i}{\partial \log p_j} \right) \dots\dots\dots(9)$$

다음으로 式(6)과 (7)의 우변의 차감항인 所得彈力性을 유도하기 위해, 우선 費用의 가격에 대한 로그 1次導函數는 해당재화의 支出占有率이 된다는 정리를 이용하면, 效用極大化消費者의 경우는 총지출이 비용과 같게 되기 때문에 總支出의 價格彈力性은 支出占有率이 된다.

$$\frac{\partial \log x}{\partial \log p_j} = \frac{\partial x}{\partial p_j} \frac{p_j}{x} = q_j \cdot \frac{p_j}{x} = \frac{p_j q_j}{x} = w_i \dots\dots\dots(10)$$

여기서 두번째의 등식은 費用 혹은 支出函數의 가격에 대한 1次導函數는 관련재화의 수요량이라는 Shephard's Lemma에 의해 성립되게 된다.

그리고 式(8)의 논리를 이용하면

3) 이러한 유도작업은 저자의 拙稿(左承喜, 1987b)에서 이미 시도하였으나 일부 활자의 오식 및 분석상의 오류가 없지 않았다.

$$\begin{aligned} \frac{\partial \log w_i}{\partial \log x} \Big|_{dp=0} &= \frac{\partial \log q_i}{\partial \log x} \Big|_{dp=0} + \frac{\partial \log p_i}{\partial \log x} \Big|_{dp=0} \\ &\quad - \frac{\partial \log x}{\partial \log x} \Big|_{dp=0} \\ &= \frac{\partial \log q_i}{\partial \log x} \Big|_{dp=0} - 1 \dots \dots \dots (11) \\ &= \frac{1}{w_i} \left(\frac{\partial w_i}{\partial \log x} \right) \dots \dots \dots (12) \end{aligned}$$

여기서는 가격이 불변이라고 가정하고 있기 때문에 $\frac{\partial \log p_i}{\partial \log x} \Big|_{dp=0} = 0$ 이다.

다음으로 式(1)과 (2)로부터, 彈力性的의 유도에 필요한 1次導函數 값을 유도하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \frac{\partial w_i}{\partial \log p_j} \Big|_{\frac{du}{dx}=0} &= \gamma_{ij} + \beta_i \cdot \frac{\partial \log(x/P)}{\partial \log p_j} \Big|_{dx=0} \\ &= \gamma_{ij} - \beta_i \cdot \frac{\partial \log P}{\partial \log p_j} = \gamma_{ij} - \beta_i (\alpha_j \\ &\quad + \sum_k \gamma_{kj} \log p_k) = \gamma_{ij} - \beta_i \cdot w_i + \beta_i \cdot \beta_j \cdot \\ &\quad \log(x/P) \dots \dots \dots (13) \end{aligned}$$

$$\frac{\partial w_i}{\partial \log x} \Big|_{dp=0} = \beta_i \dots \dots \dots (14)$$

式(10), (13)과 (14)를 다음 「슬러츠키」방정식,
 $\frac{\partial w_i}{\partial \log p_j} \Big|_{\frac{du}{dx}=0} = \frac{\partial w_i}{\partial \log p_j} \Big|_{\frac{du}{dx}=0} - \frac{\partial w_i}{\partial \log x} \Big|_{dp_j=0} \cdot \frac{\partial \log x}{\partial \log p_j}$ 에 대입해서 풀면, 式(13)에 대칭되는 效用(所得)不變 支出占有率의 價格效果를 다음과 같이 유도할 수 있다.

$$\frac{\partial w_i}{\partial \log p_j} \Big|_{\frac{du}{dx}=0} = \gamma_{ij} + \beta_i \cdot \beta_j \cdot \log(x/P) \dots \dots (15)$$

式(13)과 (15)를 탄력성형태로 표시하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \frac{\partial \log w_i}{\partial \log p_j} \Big|_{\frac{du}{dx}=0} &= \frac{1}{w_i} (\gamma_{ij} - \beta_i \cdot w_i \\ &\quad + \beta_i \cdot \beta_j \cdot \log(x/P)) \dots \dots (16) \end{aligned}$$

$$\frac{\partial \log w_i}{\partial \log p_j} \Big|_{\frac{du}{dx}=0} = \frac{1}{w_i} (\gamma_{ij} + \beta_i \cdot \beta_j \cdot \log(x/P)) \dots (17)$$

그리고 式(14)의 彈力性形態는 다음과 같이 쉽게 유도된다.

$$\frac{\partial \log w_i}{\partial \log x} \Big|_{dp=0} = \frac{\beta_i}{w_i} \dots \dots \dots (18)$$

다음으로 式(11)과 (12)를 이용하고 여기에 式(14)를 대입하면 i 財의 所得彈力性은 다음과 같이 유도된다.

$$\frac{\partial \log q_i}{\partial \log x} \Big|_{dp=0} = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} \dots \dots \dots (19)$$

다음으로, 式(13)을 式(9)에 대입하고 그 결과를 다시 式(8)에 대입하여 $\frac{\partial \log q_i}{\partial \log p_j} \Big|_{\frac{du}{dx}=0}$ 에 대해 풀면, 式(6)에서 정의된 i 財의 j 價格에 대한 價格彈力性을 다음과 같이 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} \frac{\partial \log q_i}{\partial \log p_j} \Big|_{\frac{du}{dx}=0} &= \frac{1}{w_i} (\gamma_{ij} - \beta_i \cdot w_i + \beta_i \cdot \beta_j \cdot \log(x/P) \\ &\quad - w_i \cdot \delta_{ij}) \dots \dots \dots (20) \end{aligned}$$

그리고, 式(10), (19), (20)을 式(6)에 대입하면 式(20)에 대칭되는 效用不變價格彈力性을 다음과 같이 유도할 수 있다.

$$\begin{aligned} \frac{\partial \log q_i}{\partial \log p_j} \Big|_{\frac{du}{dx}=0} &= \frac{1}{w_i} (\gamma_{ij} + \beta_i \cdot \beta_j \cdot \log(x/P) \\ &\quad - w_j \cdot \delta_{ij} + w_i \cdot w_j) \dots \dots (21) \end{aligned}$$

이상 유도된 式(19), (20), (21)은 각각 통상의 所得彈力性, (粗)價格彈力性 그리고 效用(實質所得)不變價格彈力性으로서, 支出占有率 모형체계를 통상의 需要函數體系로 재해석한 결과인데 이를 이용하면 다음과 같은 논의가 가능할 것이다.

우선 式(19)에 의하면 i 財의 所得彈力性은, $\beta_i > 0$ 이면 1보다 크게 되어 奢侈財, $\beta_i < 0$ 이면 1보다 작게 되어 必須財가 됨을 쉽게 알 수 있다. 그리고 式(21)에 의하면 「슬러츠키」行列(S_{ij})은, 式(21)의 양변에 $w_i \cdot (x/p_i \cdot p_j)$ 를 곱하여 式(22)와 같이 얻어지는데 여기서 $S_{ij} = S_{ji}$ 가 성립된다.

$$S_{ij} = \frac{\partial q_i}{\partial p_j} \Big|_{au=0} = \frac{x}{p_i p_j} (\gamma_{ij} + \beta_i \cdot \beta_j \cdot \log(x/P) - w_j \cdot \delta_{ij} + w_i \cdot w_j) \dots \dots \dots (22)$$

여기서 S_{ij} 와 效用不變價格彈力性, 式(21)은 같은 부호를 가지며 i 와 j 財는 S_{ij} (혹은 $\frac{\partial \log q_i}{\partial \log p_j} \Big|_{au=0}$) $> 0 (< 0)$ 이면 대체재(보완재)라 할 수 있다. 그리고 여기서 만일 $\beta_i \cdot \beta_j \approx 0$ 이고 w_i 와 w_j 는 대개의 경우 1보다 아주 작은 숫자로서 $w_i \cdot w_j \approx 0$ 이라고 볼 수 있다면, S_{ij} 나 效用不變價格彈力性, [式(21)이나 式(17)]의 부호는 대체로 γ_{ij} 의 부호와 같아지게 된다. 따라서 이 경우에는 i 와 j 財가 대체로 $\gamma_{ij} > 0$ 이면 대체재, $\gamma_{ij} < 0$ 이면 보완재라고 할 수 있을 것이다.

한편 通常의 需要函數가 충족시켜야 할 同

4) 式(20)의 j 에 대한 합은 다음과 같다.

a) $\sum_j \frac{\partial \log q_i}{\partial \log p_j} \Big|_{ax=0} = \frac{1}{w_i} (-\beta_i - w_i) = -(1 + \frac{\beta_i}{w_i})$.

여기서는 $\sum_j \gamma_{ij} = 0$, $\sum_j w_j = 1$, $\sum_j \beta_j = 0$ 그리고 $\delta_{ii} = 1$, $\delta_{ij} = 0$ 이라는 조건들을 이용하였다. 여기서 式(a)와 본문의 式(19)는 부호만 반대이고 그 절대치는 같기 때문에 이 두식의 합은 0이 되어 同次性制約이 충족된다. 즉, 모든 價格과 名目所得에 대한 需要彈力性의 합은 0이 되게 된다. 또한 이를 통해 AIDS모형의 同次性制約인 $\sum_j \gamma_{ij} = 0$ 와 合算制約인 $\sum_j \beta_j = 0$ 가 여기서의 需要函數의 일반계약인 同次性制約을 충족시키는 데 중요한 역할을 하고 있음도 쉽게 알 수 있다.

次性制約, 즉 모든 價格과 名目所得이 동일한 비율로 증가할 경우 實質需要量은 불변이라는 조건도 성립되는데 이는 式(20)을 j 에 대해서 합하고 여기에 式(19)를 더함으로써 쉽게 증명할 수 있다⁴⁾.

2. AIDS의 實證分析模型과 需要函數파라메타

式(1)과 (2)의 AIDS모형의 推定형은 (2) 式을 式(1)에 대입하여 支出占有率을 價格에 대한 非線型函數로 표현함으로써 얻어지게 된다. 그러나 Deaton and Muellbauer(1980a)는 이러한 非線型函數의 推定에 따르는 제반 문제점을 피하기 위한 방안으로서, 價格들간에 相關關係가 높을 경우 價格指數 P 를 既知의 價格指數 P^* 에 비례적으로 정의할 수 있고 이 관계는 $P = \phi P^*$ 로 표현할 수 있다고 본다. 여기서 ϕ 는 상수이다. 그리고 이들은 P^* 로서 Stone型의 價格指數를 제안하고 있는데 P^* 는 다음과 같이 정의된다.

$$\log P^* = \sum_k w_k \log p_k \dots \dots \dots (23)$$

式(23)을 $P = \phi P^*$ 관계에 대입하고 다시 式(1)에 대입하면 AIDS의 推定 모형을 다음과 같이 얻을 수 있다.

$$w_i = (a_i - \beta_i \cdot \log \phi) + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \cdot \log (x/P^*) \dots \dots \dots (24)$$

式(24)에서의 P^* 는 이미 알려진 支出占有率과 價格들에 의해 계산될 수 있는 價格指數이기 때문에 이 모형은 價格과 소득에 대해 線型函數가 되게 되어 推定이 훨씬 용이해진다.

本 研究에서도 式(24)의 형태를 실증분석모형으로 이용하고자 한다. 따라서 여기서는 전 절에서 유도된 가장 일반적인 경우의 需要函數과파라메타를 式(23)과 (24)의 경우에 맞게 교정함으로써 다음장의 실증분석결과보고에 이용하고자 한다. 式(1)과 (2)로 표현되는 모형과 여기서의 式(23)과 (24)로 표현되는 모형과의 가장 큰 차이는 支出占有率의 로그價格에 대한 一次導函數 값의 차이라 하겠는데, 式(13)과 (15)는 여기서 각각 式(13')과 (15')로 표현된다.

$$\begin{aligned} \frac{\partial w_i}{\partial \log p_j} \Big|_{\frac{du}{dx}=0} &= \gamma_{ij} + \beta_i \cdot \frac{\partial \log(x/P^*)}{\partial \log p_j} \Big|_{dx=0} \\ &= \gamma_{ij} - \beta_i \cdot \frac{\partial \log P^*}{\partial \log p_j} \\ &= \gamma_{ij} - \beta_i \cdot w_i \dots\dots\dots (13') \end{aligned}$$

式(13')과 (10) 그리고 (14)를 이용하면

$$\frac{\partial w_i}{\partial \log p_j} \Big|_{\frac{du}{dx}=0} = \gamma_{ij} \dots\dots\dots (15')$$

를 얻게 된다.

또한 式(13')과 (15')의 탄력성 형태는 각각 式(16')과 (17')으로 변형된다.

$$\frac{\partial \log w_i}{\partial \log p_j} \Big|_{\frac{du}{dx}=0} = \frac{1}{w_i} (\gamma_{ij} - \beta_i \cdot w_i) \dots\dots\dots (16')$$

$$\frac{\partial \log w_i}{\partial \log p_j} \Big|_{\frac{du}{dx}=0} = \frac{1}{w_i} (\gamma_{ij}) \dots\dots\dots (17')$$

5) 여기서의 式(20')과 앞의 式(19)를 이용하면 앞의 註 4)에서와 같이 쉽게 同次性制約이 충족됨을 보일 수 있다. 즉, 式(20')을 j 에 대해서 합하면 그 결과는 式(19)와 부호는 다르지만 절대치는 같게 되기 때문에 同次性制約이 충족됨을 알 수 있다.

한편 式(20)과 (21)은 다음과 같이 式(20')과 (21')로 변형되는데, 式(20')은 式(13')을 式(9)에 대입하고 그 결과를 式(8)에 대입해서 풀면 얻어지며, 式(21')은 式(10), (19), (20')를 式(6)에 대입해서 얻어진다.

$$\frac{\partial \log q_i}{\partial \log p_j} \Big|_{\frac{du}{dx}=0} = \frac{1}{w_i} (\gamma_{ij} - \beta_i \cdot w_j - w_i \cdot \delta_{ij}) \dots\dots\dots (20')$$

$$\frac{\partial \log q_i}{\partial \log p_j} \Big|_{\frac{du}{dx}=0} = \frac{1}{w_i} (\gamma_{ij} - w_i \cdot \delta_{ij} + w_i \cdot w_j) \dots\dots\dots (21')$$

그러나 여기서 所得彈力性은 아무런 영향을 받지 않기 때문에 앞에서와 마찬가지로 式(18)이나 式(19)가 그대로 적용된다⁵⁾.

3. AIDS 實證分析模型의 輸入需要分析에의 應用

AIDS모형의 輸入需要分析에의 이용은 최근들어 Winters(1984a와 b)와 左承喜(1987a) 등에 의해 시도되었는데, 本稿에서는 式(24)로 표현되는 AIDS 實證分析模型을 몇가지의 사전적 가정하에서 美國의 輸入需要函數分析에 이용하였다.

우선은 韓國 등 아시아신흥공업국과 日本의 경쟁관계에 초점을 맞추기 위하여 이들 5個國을 일단의 그룹으로 상정하고 同 그룹내에서의 輸出占有率을 설명하도록 하였는데, 이러한 모형이 성립되기 위해서는 美國 소비자들의 效用函數에는 이들 5個國으로부터의 수입과 여타국으로부터의 輸入, 그리고 美國의 國內競爭財간에 分離性(weak separability)이 존재하며, 따라서 美國소비자들의 예산운용형태에는 多段階豫算運用(multistage budget-

ing) 체계가 적용될 수 있다는 가정이 필요하게 된다. 이러한 가정하에서는 미국소비자들은 일단 이들 5개국으로부터의 총수입량을, 다른 여타국으로부터의 수입이나 국내 수입경쟁재산업으로부터의 購買와 경쟁적으로 결정한다. 다음, 그 다음 단계에서 이 5國 모두에 할당되는 총수입량을 다시 5개국 각각에 대해 할당한다고 간주된다. 나아가 同 模型에 대해서는 추가로 이들 5個國으로부터의 수입품은 상호간의 소비과정에 있어서 그 성격이 다른 여타국으로부터의 수입품에 비해 상대적으로 유사하다는 가정과, 미국소비자들은 국별 수입을 같은 종류의 재화로 하더라도 그 수입국이 다르다고 해서 서로 다른 재화로 간주한다는 가정이 필요하게 된다. 이러한 가정들의 타당성여부는 그 성격상 실증적 문제이기 때문에 여기서 길게 논의할 필요를 느끼지 않지만, 이러한 가정들의 배경이나 시사점에 대한 부분적인 논의에 대해서는 左承喜(1987a)의 第2章 2節을 참고할 수 있을 것이다.

이상과 같은 가정하에서 本稿에서 추정된 韓國, 日本, 臺灣, 香港, 싱가포르의 對美輸出競爭模型은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 w_i = & \alpha_i + \gamma_{ik} \cdot \log(WPI_k/E_k) + \gamma_{ij} \cdot \\
 & \log(WPI_j/E_j) + \gamma_{iT} \cdot \log(WPI_T/E_T) \\
 & + \gamma_{iH} \cdot \log(WPI_H/E_H) + \gamma_{iS} \cdot \\
 & \log(WPI_S/E_S) + \beta_i \cdot \log(M/P^*) \\
 & + \epsilon_i \dots\dots\dots (25)
 \end{aligned}$$

6) 本稿에서는 物價變數로 수출단가지수 대신에 도매물가지수를 이용하고 있는데, 이는 前者가 換率 및 物價效果를 이미 다 반영하고 있기 때문에 換率效果를 분리하는 데 어려움이 따르기 때문이다. 이 경우 換率 및 物價의 변동에 따른 輸出價格의 變動效果는 換率 및 物價의 輸入占有率(w_i)에 대한 시차효과 속에 복합적으로 內在되게 될 것이다.

여기서 $i = 韓國(K), 日本(J), 臺灣(T), 香港(H), 싱가포르(S)$ 등 5개국이며 하첨자는 해당국 변수나 파라메타를 나타낸다. WPI_i 는 i 국의 도매물가지수⁶⁾, E_i 는 i 국의 對美달러名目換率을, 그리고 w_i 는 미국의 上記 5국으로부터의 명목총수입중에서 i 국으로부터의 수입비중, M 은 美國의 上記 5국으로부터의 명목총수입이며, P^* 는 $\log P^* = \sum_i \bar{w}_i \log(WPI_i/E_i)$ (i 는 K, J, T, H, S 이며 \bar{w}_i 는 w_i 의 표본평균임)에 의해 주어지는 物價指數이다. 그리고 ϵ_i 는 교란항이다.

同 模型에서 WPI 는 각국의 對美輸出價格指數의 대응변수로 이용되고 있으며 WPI 와 換率의 효과가 같다는 사전적 제약이 부과되고 있다. 이러한 제약은 換率과 價格을 분리해서 이들 각각의 시차효과를 감안할 경우 발생하게 되는 自由度制約 때문에 불가피했다. 實證分析方法으로는 SUR(seemingly unrelated regression)방법을 이용하였는데 이는 주로 방정식간의 대칭성제약을 가하기 위해서이다. 다시 말해 AIDS 모형과 같이 설명변수의 종류가 방정식간에 동일한 경우 단일방정식 OLS 추정결과나 SUR 추정결과가 동일하기 때문에 모형을 하나의 체계로 회귀분석하는 데 따른 效率性(efficiency)의 이득은 없기 때문이다. 그러나 이 경우에 있어 한가지 주의해야 할 점은 AIDS모형은 合算制約이 정확하게 자동적으로 충족되기 때문에 교란항인 ϵ_i 도 $\sum_i \epsilon_i = 0$ 을 충족시키게 되며, 따라서 전체체계로서의 교란항의 공분산행렬이 「풀랭크」(full rank)가 되지 못하여(이 경우에는 4가 됨) SUR 추정이 불가능하게 된다는 점이다. 따라서 本稿에서는 사전에 合算制約을 적용하여 싱가포르의 占有率式($i=S$)을 제거

하고 나머지 4개국에 대해서만 SUR 방법으로 추정하였다. 이 경우 싱가포르 占有率식이 추정결과에 合算制約을 적용하여 쉽게 유도할 수 있다.

다음으로는 그룹으로서의 이들 5개국과 여타국 그리고 美國의 輸入競爭財產業과의 경쟁 관계를 분석해 보기 위해서 다음과 같은 식을 추정하였다.

$$w_A = \alpha_A + \gamma_{A \cdot A} \cdot \log P^* + \gamma_{A \cdot O} \cdot \log P^0 + \gamma_{A \cdot US} \cdot \log P^{US} + \beta_A \cdot \log GNPR_{US} + \varepsilon_A \dots \dots \dots (26)$$

여기서 w_A 는 美國의 韓國, 日本, 臺灣, 香港, 싱가포르로부터의 총명목수입, M 의 美國의 총명목 GNP에 대한 비율로 정의된다. 또 여기서 하첨자 A 는 아시아 5국(韓國, 日本, 臺灣, 香港, 싱가포르)을 의미하며, O 는 여타국(獨逸, 英國, 캐나다, 프랑스, 네덜란드, 이탈리아) 그리고 $\log P^0$ 는 이들 여타국의 $\log(WPI/E)$ 를 그룹내에서의 각각의 對美輸出比重에 의해 가중평균한 物價指數, P^{US} 는 미국의 WPI , 그리고 $GNPR_{US}$ 는 美國의 實質 GNP를 나타내며 $\log P^*$ 는 式(25)에서 사용된 物價指數와 동일한 것으로 式(25)의 하단에서 정의된 바와 같이 아시아 5國에 대한 가중평균물가지수이다⁷⁾.

式(26)으로 표현되는 모형과 앞의 式(25)의 모형과는 다음과 같은 중요한 관계를 갖는다. 式(25)의 경우는 어느 一國의 價格 및 換率效果가 주어진 5개국으로부터의 총수입(M)하에서 측정되는 반면, 式(26)은 한단계 上位에서, 一國 價格 및 換率變動에 의해 야기되는 5개국으로부터의 輸入價格($\log P^*$) 변동에 따른 이들 5개국으로부터의 총수입의 변동을 통해 나타나게 되는 價格 및 換率效果의 추가적인 경로를 보여주게 된다. 後者の 경로에 의한 추가적인 효과는 式(26)의 w_A 의 변동과 式(25)의 소득항($\log(M/P^*)$)의 변동을 통해 나타나게 된다. 이러한 관계를 좀더 명시적으로 표현하기 위해, 式(16')에 해당되는 탄력 성공식을 이러한 추가적인 경로를 감안할 수 있도록 수정확대하면 다음의 式(27)로 변형된다.

$$\begin{aligned} \left. \frac{\partial \log w_i}{\partial \log(WPI_j/E_j)} \right|_{dM=0}^{du=0} &= \left. \frac{\partial \log w_i}{\partial \log(WPI_j/E_j)} \right|_{dM=0}^{du=0} \\ &+ \left. \frac{\partial \log w_i}{\partial \log M} \right|_{d(WPI_j/E_j)=0} \cdot \\ &\left. \frac{\partial \log M}{\partial \log w_A} \right|_{dGNP_{US}=0} \cdot \left. \frac{\partial \log w_A}{\partial \log P^*} \right|_{dGNP_{US}=0} \cdot \\ &\frac{\partial \log P^*}{\partial \log(WPI_j/E_j)} = \frac{1}{w_i} (\gamma_{ij} - \beta_i \cdot w_j) \\ &+ \frac{\beta_i}{w_i} \cdot \left[\frac{1}{w_A} (\gamma_{AA} - \beta_A \cdot w_A) \right] \cdot w_j \dots \dots (27) \end{aligned}$$

式(27)의 유도과정에서는 $(\partial \log M / \partial \log w_A) |_{dGNP_{US}=0} = 1$ 이라는 관계(GNP_{US} 는 미국의 명목GNP임)를 이용했다. 한편 여기서는 式(25)와 (26)을 이용하기 때문에 總支出變數로서 x 는 M 으로 교체하였으며, 物價變數는 p_j 대신에 式(25)의 (WPI_j/E_j) 를 사용하였다. 式(27)과 式(16')을 비교하면, 式(27)의 첫

7) 여타국 물가(P^0)의 구성에 있어 아시아 5국 이외의 모든 對美輸出物價를 고려하지 않고 구미선진 6개국 물가만을 고려함으로써 생략변수의 문제가 발생하게 되지만, 여타 모든 나라들의 물가를 고려하는 데는 특히 멕시코, 브라질 등 換率 및 物價가 급변해 온 나라들의 경우 자료상의 문제가 따를 뿐만 아니라, 여기서 생략된 나라들의 비중은 미미하기 때문에 큰 문제는 없을 것으로 판단된다.

항은 式(16')과 같음을 쉽게 알 수 있으며, 따라서 그 둘째항이 추가적인 효과라고 할 수 있는데 同 효과가 바로 그룹간의 대체효과를 나타낸다. 式(25)나 (26)의 경우처럼, 效用函數의 弱分離性(weak separability) 가정하에 서로 다른 그룹내의 재화들간의 대체관계는 所得效果를 통해서만 나타나게 되는데, 이 점은 바로 式(27)을 통해 이해할 수 있다⁸⁾. 예를 들어 j 財가 만일 式(25)의 5國그룹과는 다른 他그룹내의 국가로부터의 수입재화라면, 정의에 의해 式(27)의 첫째항은 사라지게 되고 둘째항만 남게 되는데, 이는 바로 他그룹내가격 (j)에 대한 i 財의 需要彈力性을 나타내게 된다. 이 경우, 所得彈力性(β_i/w_i)은 바로 他그룹내 가격의 변화에 따른, 上位 生産運用단계에 있어서의 그룹간 支出割當의 變動效果를 그룹내 해당재화의 수요변동으로 연결시키는 파급경로의 역할을 한다고 할 수 있다. 만일 j 財가 같은 그룹내의 재화라 하더라도, 이 경우에는 式(27)의 첫째항은 살아나게 되지만, 둘째항에 대한 해석은 여전히 그대로 적용된다.

한편 이와 동일한 論理에 따라, 앞의 式(18), (20') 그리고 (19)에 해당되는 彈力性公式를 이러한 추가적인 경로를 감안하도록 확대하면 다음의 式(28), (29), (30)으로 각각 변형된다.

$$\frac{\partial \log w_i}{\partial \log GNP_{US}} = \frac{\beta_i}{w_i} \left(1 + \frac{\beta_A}{w_A}\right) \dots\dots\dots (28)$$

$$\frac{\partial \log q_i}{\partial \log (WPI_j/E_j)} = \frac{1}{w_i} (\gamma_{ij} - \beta_i \cdot w_j - w_i \cdot \delta_{ij}) + \left(1 + \frac{\beta_i}{w_i}\right) \cdot \left[\frac{1}{w_A} (\gamma_{A\lambda} - \beta_A \cdot w_A)\right] \cdot w_j \dots\dots (29)$$

$$\frac{\partial \log q_i}{\partial \log GNP_{US}} = \left(1 + \frac{\beta_i}{w_i}\right) \left(1 + \frac{\beta_A}{w_A}\right) \dots\dots (30)$$

그리고 他그룹의 가격(예 ; P^0)에 대한 粗價格彈力性은 다음과 같이 유도된다.

$$\frac{\partial \log w_i}{\partial \log P^0} = \frac{\beta_i}{w_i} \left[\frac{1}{w_A} (\gamma_{A\cdot 0} - \beta_A \cdot w_0)\right] \dots\dots (31)$$

$$\frac{\partial \log q_i}{\partial \log P^0} = \left(1 + \frac{\beta_i}{w_i}\right) \left[\frac{1}{w_A} (\gamma_{A\cdot 0} - \beta_A \cdot w_0)\right] \dots\dots\dots (32)$$

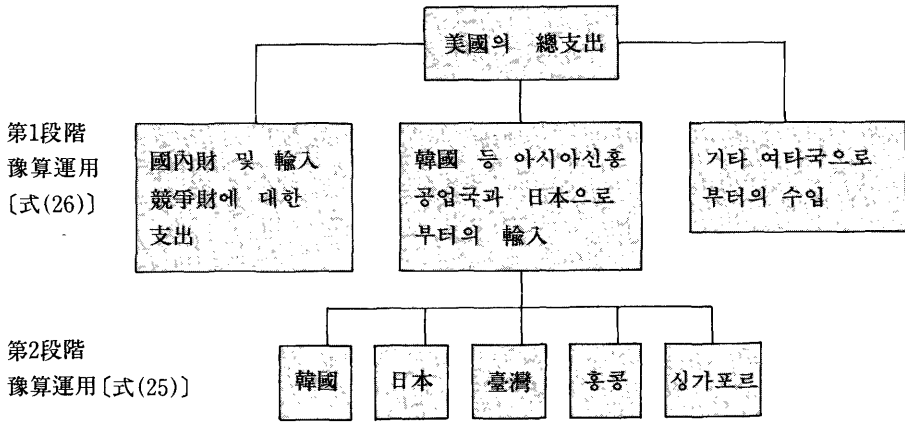
여기서 w_0 는 여타국 對美輸出의 美國 名目 GNP에 대한 占有率이다. 한편 美國의 WPI 변동에 따른 彈力性도 같은 방법으로 유도할 수 있는데, 이 경우에는 式(31)과 (32)의 $\gamma_{A\cdot 0}$ 와 w_0 를 각각 $\gamma_{A\cdot US}$ 와 $(1 - w_A - w_0)$ 로 대체함으로써 美國 WPI에 대한 i 국의 占有率과 輸出物量의 彈力性值를 각각 얻게 된다⁹⁾.

이상과 같이 式(25)와 (26)에 의해 상정되고 있는 2단계 豫算運用體系는 [圖 1]을 통해 보다 일목요연하게 이해할 수 있을 것이다. [圖 1]은 통상의 效用木(utility tree)概念을 이용한 것으로, 本稿의 내용에 맞게 변형된 미국소비자들의 다단계예산운영체계를 설명하고 있다. 이에 의하면, 미국 소비자들의 第1段階 豫산운영은 총지출을, 해외로부터의 수입을 제외한 모든 國內財 및 輸入競爭財에 대한 지출과, 수입 중에서 韓國, 日本, 臺灣, 香港, 싱가포르 등 아시아 5國으로부터의 수입에 대한 지출과 그리고 여타 수입국으로부터

8) 이에 대한 좀더 자세한 논의에 대해서는 左承晷(1987b)를 참조. 效用函數의 分離性假定的 일 반적인 시사점에 대해서는 Deaton and Muellbauer(1980b)나 Philips(1974)를 참조.

9) 이상과 같은 탄력성 유도과정에서는 $w_i(i=K, J, T, H, S)$, w_A , w_0 등의 예측되지 않은 파라메타들은 標本期間中の 평균치를 이용하는 것이 일 반적인데, 다음 후의 탄력성계산에 있어서도 이러한 관례를 따랐다.

(圖 1) 美國消費者들의 多段階 豫算運用體系에 대한 假想圖



터의 수입에 대한 지출 등 3개의 큰 그룹에 대한 지출로 할당하는 과정이며, 第2段階 예산운용은 여기서 결정된 각 그룹에 대한 총지출을 下位 細部그룹에 대한 지출로 할당하는 과정인데 本稿에서는 특히 아시아 5國으로부터의 총수입을, 각 구성국인 韓國, 日本, 臺灣, 홍콩, 싱가포르에 할당하는 第2段階 과정을 주로 분석하고 있다. 여기서 式(26)은 第1段階 예산운용행태를 설명하며, 式(25)는 第2段階 예산운용행태를 설명한다. 그리고 式(27)에서 (32)까지는 第1段階와 第2段階 예산운용행태를 연결시키는 파급경로를 설명한다.

III. 實證分析結果에 대한 論議

1. 豫備的 論議

式(25)로 표현되는 모형의 회귀분석에 있어서는, 앞에서 일부 논의한 바와 같은 모형의

공분산행렬의 값이 썩어 된다는 사실 때문에, SUR와 같은 체계로서의 회귀분석이 용이하지 않다는 일반적인 문제점 이외에도, 本稿와 같은 換率效果分析과 관련된 특유의 계량경제학적 문제점들이 발생하여, 實證分析을 어렵게 하고 있다.

우선 換率이나 所得變化에 따른 수출의 변동은 장기간의 시차효과를 가지는 것으로 알려져 있기 때문에 式(25)는 이러한 시차효과를 감안할 수 있도록 많은 시차변수들을 이용하지 않으면 안되는데, 이에 따른 自由度의 부족문제를 해결하기 위해 시차변수들의 계수에 적절한 사전제약이 불가피하다. 그러나 이 경우 통상적으로 PDL(Polynomially Distributed Lag)方法이 주로 사용될 수 있는데, 불행하게도 PDL과 SUR를 같이 이용할 수 있는 프로그램이 不在하기 때문에, 式(25)를 체계로서 추정하여, 대칭성제약을 가하거나 검증하기가 극히 어렵다. 따라서 本稿에서는, SUR 프로그램내에서, PDL제약의 시사점에 따라 데이터자체를 변환하고, 이 변환된 데이터를 이용해서 추정되는 계수들을 第1次로 얻

고, 그 다음 우리가 얻고자 하는 γ_{ij} 와 β_i 를, 모든 시차계수를 포함하여, 역시 PDL 방법의 시차점에 따라 각각 이들 第1次 추정계수들의 線型函數로서 유도하였다. 결국 PDL은 SUR 프로그램內에서 직접 개별계수들에 대해 제약을 가하는 방법을 통해 추정하였다. 한편, 이 경우 동차성이나 대칭성 제약은 이렇게 하여 유도되는 γ_{ij} 와 β_i 의 모든 시차변수들의 합에 대해 가했거나 검증되었다.

本稿은 이러한 과정을 RATS(Regression Analysis of Time Series) 프로그램을 이용하여 수행하였는데, 이와 같이 계수들에 대해 복잡한 유도과정을 거치게 됨에 따라 통상의 t 통계치와 같은 계수의 유의성검증통계치를 얻는 데 어려움이 발생하였다. 따라서 γ_{ij} , β_i 들의 有意性에 대한 검증통계치를 얻기 위해서 獨立的으로 각각의 γ_{ij} 들에 대한 유의성 검증을 수행할 수밖에 없었는데 RATS는 이 경우 t 통계치가 아닌 χ^2 통계치를 제공하고 있다.

本稿와 같이 AIDS모형을 巨視模型으로 이용할 경우 AIDS모형은 일반적으로 많은 시차변수들을 갖는 需要函數體系가 될 것이기 때문에, 이 경우에는 복잡한 추정과정이 불가피하게 될 것으로 보이며, 여기서 시도한 방법도 하나의 추정기법으로서 좋은 참고가 될 수 있을 것이다.

다음으로 實證分析과 관련하여 제기되는 문제 중의 하나는, 需要函數에 대한 일반제약(즉, 合算, 同次性 및 對稱性制約)이 없이, PDL제약만을 가한 式(25)의 추정결과, 需要函數體系라고 하기에는 거리가 먼 결과를 보일 뿐만 아니라 個別係數의 유의성도 낮기 때문에, 추가로 일반제약을 부과하였는데, 이

<表 1> 個別制約들의 有意性 檢證

	χ^2 값	有意性
PDL	108.7243	0.0000
PDL과 同次性	144.2473	0.0000
PDL과 對稱性	142.1088	0.0000
PDL과 一般制約 (同次性, 對稱性)	156.7347	0.0000

경우는 당연히 需要函數體系로서의 조건들이 충족될 뿐만 아니라 추정계수들의 有意性이 높아지지만, 일반제약의 유의성은 낮아 同制約들이 자료에 의해 받아들여지지 않는 것으로 나타나고 있다는 점이다(表.1 참조). 그러나 이러함에도 불구하고, 本 研究에서는 이러한 일반제약하에서 얻어지는 결과를 수용하고 있는데, 이는 다음과 같은 몇가지 計量經濟學的方法論上的의 고려에 따른 것이다.

우선 式(25) 자체가 기본적으로 자료를 조직하기 위한 하나의 선형적 이론들이라는 점에서 이 자체가 原資料에 대한 대단히 강한 제약일 뿐만 아니라, 여기서의 분석이 시차구조에 대해 어떤 형태이든 제약을 가하지 않고는 추정이 불가능한 상황이기 때문에, PDL 제약이 없는 式(25)의 추정결과 有意性을 검증할 방법이 용이하지 않다. 따라서 여기서의 결과에 의하면 PDL 제약의 有意性도 그렇게 높지 않은 상황에서, 일반제약의 유의성이 낮다는 점에 큰 의의를 부여하기가 어렵다 하겠다.

다음으로는 式(25)가 유용한 이론적 분석틀이기 위해서는 일반제약이 충족되어야만 한다는 점에서, 式(25)의 AIDS모형은 그 자체가 일반적 제약을 포괄하는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 따라서 이 경우, 우리의 주된 관

심은 일반제약하의 추정결과이지 同 제약을 충족하지 않는 단순한 형태의 式(25)의 추정 결과에 있는 것이 아니다.

이러한 시각에서, 이하에서는 需要函數의 일반제약을 부과한 결과를 중심으로 하여 논의하기로 하겠으며, 제약이 없는 결과는 <附表 1>에 수록하였다.

한편 實證分析과 관련된 또 하나의 문제는 PDL 시차구조의 선택문제라고 하겠다. 우선 PDL 차수의 선택에 있어서는 換率變動의 貿易收支效果에 대한 實證分析에서 관찰되는 J-커브현상을 감안하여 2차식의 PDL 구조를 택했으며 각 변수의 時差數를 정함에 있어서

10) 그러나 <表 7>의 경우에 있어서 輸出物量의 자기가격에 대한 탄력성과 所得彈力性의 경우는 예외라 하겠다. 즉 자기가격에 대한 輸出物量彈力性의 경우는 式(20')에서 알 수 있듯이, $-w_i \cdot \delta_{ij}$ 項이 모든 時差彈力性에 공통으로 나타나기 때문에, 時差彈力性의 시간에 대한 합의 절대치는 전체탄력성에 비해 “時差彈力性의 數(즉, 時間의 數) -1”만큼이 더 크게 된다. 이를 보이기 위해 式(20')을 시간에 대해 합하면,

$$(a) \sum_{t=1}^T \frac{\partial \log q_i}{\partial \log p_j} \Big|_{dx=0} = \frac{1}{w_i} \left(\sum_{t=1}^T [\gamma_{ij}]_t - w_i \cdot \sum_{t=1}^T [\beta_i]_t - w_i \cdot \sum_{t=1}^T \delta_{ij} \right) = \frac{1}{w_i} \left([\gamma_i^T] - w_j \cdot [\beta_i^T] - w_i \cdot \delta_{ij} \right) - (T-1) \delta_{ij}$$

를 얻게 된다. 여기서 $[\gamma_{ij}^T]$ 와 $[\beta_i^T]$ 는 각각의 總效果이며, $\sum_{t=1}^T [\gamma_{ij}]_t = [\gamma_{ij}^T]$, $\sum_{t=1}^T [\beta_i]_t = [\beta_i^T]$ 가 성립된다. 따라서 式(a)에 의하면 $i \neq j$ 면 $\delta_{ij} = 0$ 이기 때문에 交叉彈力性의 경우 個別時差彈力性의 합은 전체탄력성과 같아지지만, $i = j$ 면, $\delta_{ij} = 1$ 이 되기 때문에 自己價格彈力性의 경우는 이 두 값이 $(T-1)$ 만큼의 절대치의 차이를 보이게 된다. 다음으로 所得彈力性의 경우는 式(19)를 시간에 대해 합하면,

$$(b) \sum_{t=1}^T \frac{\partial \log q_i}{\partial \log x} \Big|_{dp=0} = \sum_{t=1}^T 1 + \sum_{t=1}^T \frac{[\beta_i]_t}{w_i} = T + \frac{[\beta_i^T]}{w_i} = 1 + \frac{[\beta_i^T]}{w_i} + (T-1)$$

를 얻게 된다. 따라서 所得彈力性의 경우도 個別時差彈力性의 합이 전체탄력성보다 $(T-1)$ 만큼이 더 크게 된다.

는 여러가지 시차수의 조합에 대한 결과 중에서, 需要量은 자기가격에 대해서 陰函數이어야 한다는 성질(negativity condition)에 맞으면서, 기타 추정통계치가 가장 양호한 결과를 낳는 時差數의 조합을 택하였다. 이러한 결과, 式(25)의 경우는 韓國, 日本, 臺灣價格의 시차수는 12분기, 홍콩, 싱가포르의 시차수는 8분기, 所得變數는 6분기의 시차를 갖는 것으로 나타났으며, 式(26)의 경우는 $\log P^*$ 는 12분기, $\log P^0$, $\log P^{US}$ 및 所得變數는 모두 6분기의 시차를 갖는 것으로 나타났다.

그리고 실제추정에 있어서는 式(25)와 (26) 모두의 경우에 있어 對美輸出占有率의 계절적 변동을 감안하기 위해서 계절더미(D_1, D_2, D_3)와 1985년 國際換率體系의 변동 이후 對美貿易構造變動與否를 검토하기 위해 1985년 이후를 1로 하는 더미변수(D_{85-89})를 추가로 사용하였다.

한편 여기서의 분석기간은 1972년 1/4분기부터 1989년 4/4분기까지로서 분기자료를 이용하였으며, 변수의 정의 및 자료출처에 대해서는 <表 2>를 참조하기 바란다.

마지막으로, AIDS모형의 추정치는 <表 3>과 <表 4>에, 그리고 이를 기초로 한 탄력성 유도결과들은 <表 5>에서 <表 8>까지에 요약하였는데, 특히 그룹간경쟁을 감안한 경우의 탄력성을 요약하고 있는 <表 6>과 <表 8>의 경우는 γ_{ij} 와 β_i 의 時差效果로부터 유도된 탄력성의 시간에 대한 합과 이들의 總效果로부터 유도된 탄력성값이 서로 다르게 나타나고 있다. <表 5>의 경우는 式(16')과 式(18)을, <表 7>의 경우는 式(20')과 式(19)를 시간에 대해 합함으로써 쉽게 個別時差彈力性의 합이 全體彈力性和 같음을 보일 수 있으나¹⁰⁾, 역으

〈表 2〉 變數의 定義 및 資料出處

變 數	定 義	出 處
(WPI_i/E_i)	i 국(韓國(K), 日本(J), 臺灣(T), 香港(H), 싱가포르(S))의 都賣物價(WPI_i)를 i 국의 對美달러 名目換率(E_i)로 나눈 i 국의 달러표시 都賣物價指數	IFS(IMF)
w_i	美國의 아시아 5국(韓國, 日本, 臺灣, 香港, 싱가포르)으로부터의 總名目輸入에 있어서의 各국의 占有率	美國의 輸入資料: Survey of Current Business(U.S. Department of Commerce)
M/P^*	美國의 아시아 5국(韓國, 日本, 臺灣, 香港, 싱가포르)으로부터의 總名目輸入(M)을 이들 5국의 加重平均物價指數 [$\log P^* = \sum \bar{w}_i \log(WPI_i/E_i)$, 여기서 \bar{w}_i 는 w_i 의 標本平均]로 나눈 實質輸入	M 과 w_i : Survey of Current Business(U.S. Department of Commerce) WPI와 E: IFS(IMF)
w_A	M/GNP_{US} , 여기서 M 은 美國의 아시아 5국으로부터의 總名目輸入, GNP_{US} 는 美國의 名目 GNP	Survey of Current Business (U.S. Department of Commerce)
P^*	上記 M/P^* 定義 중 P^* 定義 참조	IFS(IMF)
P^0	$\log P^0 = \sum \bar{w}_j \log(WPI_j/E_j)$, 여기서 j =獨逸, 英國, 캐나다, 프랑스, 네델란드, 이탈리아, (WPI_j/E_j)는 j 국의 美달러표시 도매물가지수, WPI는 都賣物價, E 는 對美달러名目換率, \bar{w}_j 는 이들 6국으로부터의 美國輸入 중 各々の 占有率의 기간평균 (1975~89)	WPI와 E: IFS(IMF) w_j : Direction of Trade Statistics (IMF)
P^{US}	美國의 都賣物價指數(WPI)	IFS(IMF)
$GNPR_{US}$	美國의 實質GNP	Survey of Current Business (U.S. Department of Commerce)
$GNPN_{US}$	美國의 名目GNP	Survey of Current Business (U.S. Department of Commerce)
w_0	美國의 獨逸, 英國, 캐나다, 프랑스, 네델란드, 이탈리아로부터의 總名目輸入의 對美國名目GNP ($GNPN_{US}$) 占有率(實際彈性值 유도시에는 1975~89년간의 標本平均을 이용)	Direction of Trade Statistics (IMF), Survey of Current Business (U.S. Department of Commerce)
D_1	제1분기면 1이고, 다른 분기면 0인 더미변수	
D_2	제2분기면 1이고, 다른 분기면 0인 더미변수	
D_3	제3분기면 1이고, 다른 분기면 0인 더미변수	
D_{85-89}	1985~89년중은 1, 그 이전은 0인 더미변수	

로 <表 6>이나 <表 8>의 경우는, 예를 들면 式(27)에서 式(32)까지를 각각 시간에 대해 습함으로써 이상의 관계가 성립되지 않음을 쉽게 보일 수 있다. 後者의 경우 時差彈力性의 시간에 대한 합이 전체탄력성과 상이하게 나타나는 가장 큰 이유는, 그룹간 경쟁을 감안한 탄력성유도식인 式(27)에서 式(32)까지의 경우 그룹내 競爭關係를 나타내는 式(25)의 추정계수(β_i)와 그룹간 경쟁관계를 감안하는 式(26)의 추정계수($\gamma_{A,A}$ 나 $\gamma_{A,O}$, 그리고 β_A 등)가 서로 곱(乘)하기 형태로 나타나기 때문이라 하겠다¹¹⁾.

-
- 11) 式(27)에서 式(32)까지의 그룹간경쟁을 감안한 탄력성공식의 경우는, $\gamma_{A,A}$, $\gamma_{A,O}$, 그리고 β_A 등 그룹간경쟁모형의 추정치가 그룹내 경쟁모형의 추정치인 β_i 와 항상 곱(乘)의 형태로 나타나기 때문에, 同式은 β_i , $\gamma_{A,A}$, $\gamma_{A,O}$, 혹은 β_A 등의 추정치에 대해 非線型式의 형태를 취하게 되고, 따라서 個別時差彈力性의 시간에 대한 습과 전체탄력성과는 서로 상이하게 될 뿐만 아니라, 이들간의 특정의 일반적 관계를 유도하기도 용이하지 않다.
- 12) 좀더 정확하게 負의 자기가격효과조건이 충족되는가의 여부를 검증하기 위해 效用不變價格彈力性을 유도하였으며, <附表 2-1>에는 占有率의 效用不變價格彈力性을, 그리고 <附表 2-2>에는 輸出物量의 效用不變價格彈力性을 요약하였다. 모든 경우에 있어 자기가격은 負의 效果를 나타내고 있음을 알 수 있다.
- 13) 式(26)은 단일방정식으로 추정되었기 때문에, 대칭성제약이 부과되지 않았다. 式(26)을 需要函數體系로 추정하지 않은 이유는 우선 단일방정식의 예측만으로도 本 研究에서 필요한 계수들을 다 얻을 수 있기 때문인데 이 경우에 있어서도 체계로서의 추정에 비해 추정의 效率性(efficiency)이 떨어지지는 않는다. 즉 個別式의 설명변수들이 다 같을 경우에는 단일방정식 추정이나 체계로서의 추정이나 그 效率性은 같기 때문이다.

2. AIDS 模型의 推定結果

式(25)와 式(26)의 추정결과는 각각 <表 3>과 <表 4>에 요약하였는데 우선 <表 3>을 보면, PDL, 同次性, 對稱性制約下에서의 式(25)의 추정 결과가 대체로 양호함을 알 수 있으며 마찬가지로 <表 4>의 式(26)의 추정결과도 대체로 양호하다 하겠다.

우선 式(25)의 결과를 보면, 臺灣의 점유율식에서의 臺灣의 가격과, 홍콩의 점유율식에서의 臺灣의 價格(혹은 臺灣의 점유율식에서의 홍콩의 가격)의 유의성이 다소 낮은 것을 제외하면, 전체적으로 추정계수들의 유의성이 높고, 모든 점유율식에서 負의 자기가격효과(negativity 조건)가 성립되고 있다. 특히 負의 자기가격효과가 추정과정에서 제약되지 않았음에도 대부분(臺灣의 경우를 제외하면) 유의하게 負의 부호를 보이고 있는 것은, 여기서 추정된 결과가 수요함수로서의 가장 중요한 조건을 충족시키고 있음을 의미한다¹²⁾. 그리고 여기에는, 同次性, 對稱性制約이 부과됨으로써, 여기서 추정된 방정식체계는 수요함수로서의 일반제약을 다 충족시킴으로써 수요함수이론과 완전히 일치하는 수요함수체계를 형성하게 된다.

한편 式(26)의 추정결과를 보면, 여타국의 가격(P^O)과 美國의 가격(P^{US})의 유의성이 다소 낮기는 하지만, 전체적으로 좋은 결과를 보이고 있다. 이 결과도 자기가격효과가 負의 부호를 보임으로써 최소한의 수요함수로서의 조건을 충족시키고 있으며, 여기에는 同次性制約 ($\gamma_{A,A} + \gamma_{A,O} + \gamma_{A,US} = 0$)이 부과됨으로써 단일방정식으로서의 수요함수조건을 다 충족하게 된다¹³⁾.

〈表 3〉 PDL, 同次性, 對稱性 制約下的 式(25)의 推定結果

	韓國의 占有率 (w_k)	日本의 占有率 (w_j)	臺灣의 占有率 (w_T)	홍콩의 占有率 (w_H)	싱가포르의 占有率 (w_S)
常數	0.27835	-0.01605	0.33191	0.34371	0.06208
t 값 (有意性)	12.03144 (0.00000)	-0.22298 (0.82477)	9.20517 (0.00000)	10.99832 (0.00000)	- (-)
(WPI_K/E_K)	-0.09621	0.21069	-0.02917	-0.02502	-0.06028
χ^2 값 (有意性)	79.9874 (0.0000)	137.7959 (0.0000)	3.8853 (0.0487)	4.0607 (0.0439)	- (-)
(WPI_J/E_J)	0.21069	-0.59184	0.16576	0.12690	0.08849
χ^2 값 (有意性)	137.7959 (0.0000)	135.5894 (0.0000)	31.1405 (0.0000)	26.4566 (0.0000)	- (-)
(WPI_T/E_T)	-0.02917	0.16576	-0.02557	-0.03377	-0.07725
χ^2 값 (有意性)	3.8853 (0.0487)	31.1405 (0.0000)	0.6392 (0.4240)	1.9011 (0.1680)	- (-)
(WPI_H/E_H)	-0.02502	0.12690	-0.03377	-0.12922	0.06110
χ^2 값 (有意性)	4.0607 (0.0439)	26.4566 (0.0000)	1.9011 (0.1680)	18.6629 (0.0000)	- (-)
(WPI_S/E_S)	-0.06028	0.08849	-0.07725	0.06110	-0.01205
χ^2 값 (有意性)	44.3938 (0.0000)	31.4583 (0.0000)	30.0518 (0.0000)	17.2564 (0.0000)	- (-)
(M/P^*)	-0.03473	0.12898	-0.03620	-0.05843	0.00038
χ^2 값 (有意性)	47.5200 (0.0000)	67.9949 (0.0000)	22.6476 (0.0000)	73.4454 (0.0000)	- (-)
D_1	-0.00048	0.01369	-0.00072	-0.01255	0.00006
t 값 (有意性)	-0.54965 (0.58587)	5.21549 (0.00001)	-0.52549 (0.60238)	-10.9819 (0.00000)	- (-)
D_2	0.00403	0.00814	0.00234	-0.01418	-0.00033
t 값 (有意性)	4.65765 (0.00004)	3.10810 (0.00361)	1.70411 (0.09675)	-12.4317 (0.00000)	- (-)
D_3	0.00987	-0.02225	0.01058	0.00226	-0.00045
t 값 (有意性)	11.36929 (0.00000)	-8.47720 (0.00000)	7.66207 (0.00000)	1.97375 (0.05591)	- (-)
D_{85-85}	0.00019	0.00212	0.00021	0.00289	-0.00542
t 값 (有意性)	0.12830 (0.89861)	0.49774 (0.62161)	0.09014 (0.92866)	1.49069 (0.14452)	- (-)
\bar{R}^2	0.91477	0.89110	0.89480	0.89134	-
$D-W$	1.32975	1.73973	1.43055	1.60901	-
SEE	0.00425	0.00994	0.00556	0.00489	-

註 : 1) 추정기간 : 1972.1/4~1989.4/4.

2) 첨자 : K =韓國, J =日本, T =臺灣, H =홍콩, S =싱가포르.

3) 推定值의 時差構造에 대해서는 論文末尾의 <表 3-1> 참조

이 결과를 통해 관찰되는 몇가지 흥미있는 점을 요약하면 다음과 같다.

첫째로, 아시아 5국은 美國의 이들 5개국으로부터의 輸入需要에 있어서 다소 복잡한 競爭關係를 보이고 있다. 우선, NICS 4국과 일본간에는 相互競爭의關係가 강하게 나타나고 있으나, NICS 4국간의 競爭關係는 다소

복잡한 양상을 보이고 있다. 韓國과 臺灣은 日本에 대해서는 경쟁적이지만, 각각 자기 이외의 NICS들, 즉 臺灣, 홍콩, 싱가포르와 韓國, 홍콩, 싱가포르와는 相互補完的인 關係를 유지하는 것으로 나타나고 있다. 그러나 홍콩과 싱가포르는 日本에 대해서 경쟁적인 점은 같으나, 韓國, 臺灣과는 相互補完的 關

〈表 4〉 式(26)의 推定結果

常數	-0.10545
t 값 (有意性)	-10.6519 (0.00000)
P^*	-0.00631
t 값 (有意性)	-2.19106 (0.03379)
P^0	0.00414
t 값 (有意性)	1.74093 (0.08868)
P^{US}	0.00218
t 값 (有意性)	1.88132 (0.06656)
$GNPR_{US}$	0.01349
t 값 (有意性)	11.18845 (0.00000)
D_1	-0.00001
t 값 (有意性)	-0.11565 (0.90845)
D_2	0.00006
t 값 (有意性)	0.60452 (0.54860)
D_3	0.00027
t 값 (有意性)	2.59164 (0.01291)
D_{85-89}	0.00044
t 값 (有意性)	2.27079 (0.02811)
\bar{R}^2	0.97358
$D-W$	1.59170
SEE	0.00028

註 : 1) 추정기간 : 1972.1/4~1989.4.4.

2) 推定値의 時差構造에 대해서는 論文末尾의 〈表 4-1〉 참조.

14) 엄격히 말하면, 式(22)의 하단에서 논의한 바와 같이 AIDS모형의 가격 계수인 γ_{ij} 의 추정치의 부호만을 가지고는 競爭·補完關係를 설명할 수는 없다. 純對替나 補完關係(net substitute나 complement)를 결정하기 위해서는 S_{ij} [式(22)]나 效用不變價格彈力性[式(21')]의 부호를, 그리고 粗對替나 補完關係(gross substitute나 complement)를 결정하기 위해서는 式(20')의 부호를 검토하지 않으면 안된다. 그런데 〈附表 2〉의 效用不變彈力性과 後述하는 粗價格彈力性 모두가 그 부호가 占有率의 경우든 輸出物量의 경우든 γ_{ij} 의 추정치들의 부호유형과 동일하기 때문에 여기서는 γ_{ij} 추정치만을 가지고 競爭·補完關係를 논하더라도 문제가 없다 하겠다.

15) 式(20')과 (21')에 의거 유도된 美國의 價格(WPI)에 대한 粗와 純交叉 彈力性은 각각 -2.0683과 1.3921로 나오고 있어, 美國의 아시아로부터의 輸入과 美國의 國內財 및 輸入競爭

계를 유지하면서도, 자기자신들간에서는 경쟁적인 관계를 유지하고 있는 것으로 나타나고 있다¹⁴⁾. 이러한 競爭·補完關係는 다음의 [圖 2]와 같이 요약될 수 있다.

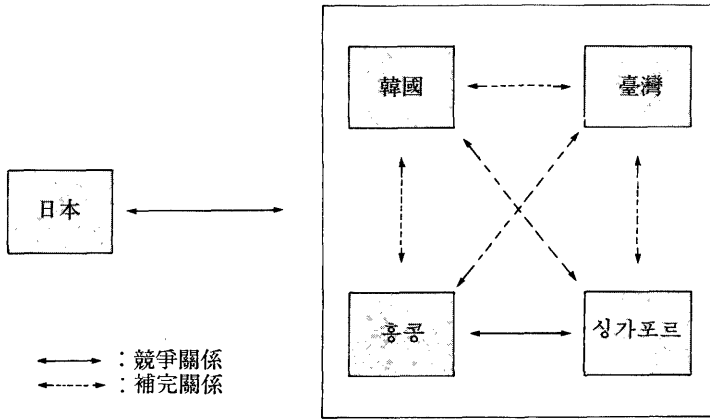
이와 같은 아시아 5국간의 競爭·補完關係는 後述하는 占有率彈力性이나 輸出物量彈力性의 경우에도 일관되게 관찰되고 있는데 아마도 이러한 관계는 일반의 상식과는 다소 상이한 측면도 없지 않을 것으로 판단되기 때문에 다음 章에서 좀더 부연설명하기로 하겠다.

한편 式(26)의 결과(表 4)에 의하면 아시아 5국그룹의 對美輸出은 미국소비자의 總消費支出에 있어서, 여타국그룹(캐나다와 유럽선진국)의 對美輸出과 相互競爭의 關係를 보이고 있다. 한편 美國의 國內財 및 輸入競爭財와의 경우는 그 계수가 陽의 부호를 보여 이 결과만에 의하면 이와도 경쟁적인 것처럼 보이지만, 이 결과로부터 유도되는 輸出物量에 대한 交叉彈力性은 負의 부호를 보이고 있어¹⁵⁾ 실제로는 보완적 관계를 유지하고 있는 것으로 나타나고 있다.

둘째로, 아시아 5국의 그룹내 경쟁관계만을 볼 때(式 25) 韓國·臺灣·홍콩의 수출은 일종의 필수재인 반면, 日本, 싱가포르의 수출은 사치재의 성격을 갖는다고 할 수 있으나, 하나의 그룹으로서 이들의 輸出은 미국 總支出에 있어서, 사치재의 성격을 갖는 것으로 나타나고 있다.

마지막으로, 다소 지엽적이긴 하지만 이들 5국의 對美輸出은 분기별로 높은 계절적 변동을 보이는 것으로 나타나고 있다. 그리고 1985년 이후의 輸出構造의 변화를 감안하기 위해 사용한 85년 이후를 1로 하는 더미변수는 그 유의성이 낮은 것으로 나타나고 있다.

[圖 2] 美國의 아시아 5國으로부터의 輸入의 競爭·補完關係



3. 對美輸出占有率 競爭에 있어서의 換率效果

式(25)와 式(26)의 결과를 이용하면 對美輸出占有率 彈力性を 유도할 수 있는데, 式(25)의 결과를 式(16')과 (18)을 이용하여 彈力性 形態로 변형한 결과는 <表 5>에 요약되었으며, 여기에다 제1단계 豫算運用에서의 경쟁관계(式 26의 결과)를 감안할 수 있도록, 式(27)과 (28) 그리고 (31)을 이용하여 유도한 彈力性은 <表 6>에 요약되었다. 즉 <表 5>는 아시아 5국그룹내의 경쟁만을 감안한 占有率 彈力性을, <表 6>은 여기에다 그룹간 경쟁을 추가로 감안한 占有率彈力性을 요약하고 있다. 이 결과는 앞에서 논의한 AIDS모형의 단순추정결과와 대체로 대동소이한 시사를 주고 있기는 하지만, 추가적으로 다음과 같은

財間에는 粗補完關係와 同時에 純代替關係가 있다고 할 수 있는데 여기서는 주로 粗彈力性을 기준으로 하여 논의하고 있다. 한편 여타국과의 경우는 $\log P^0$ 의 추정계수부호와 유도된 탄력성 부호가 항상 일치하고 있다. 참고로 式(26)의 推定値를 바탕으로 한 아시아 5국그룹의 대미수출물량의 가격탄력성은 <附表 3>에 수록하였다.

몇가지 새로운 시사점을 끌어낼 수 있을 것이다.

첫째로는, 아시아 5국의 競爭 및 補完關係는 앞에서 논의한 결과와 동일하지만, 추정결과를 彈力性 形態로 변형함으로써 換率效果(價格效果)를 좀더 구체적으로 논의할 수 있게 되었다. 이 결과에 의하면 日本과 경쟁관계에 있는 아시아 NICS 4국의 경우 그룹내 占有率의 日本 엔貨에 대한 彈力性値가 워낙 커서, 自國通貨와 日本 엔貨가 동일한 率로 美달러貨에 대해 平價切下될 경우, 오히려 이들의 市場占有率은 감소되고 있다. 특히 韓國의 경우 원貨와 엔貨가 달러에 대해 각각 1%씩 平價切下될 경우, 韓國의 對美輸出市場占有率은 1.4%(5국그룹내 경쟁만 고려)~1.7%(그룹간 경쟁감안) 정도가 감소되는 것으로 나타나고 있다. 이 결과에 의하면 韓國이 對美輸出市場占有率을 현 수준에 유지하고자 한다면, 엔貨가 美달러貨에 대해 1% 平價切下될 경우 원貨는 美달러貨에 대해 적어도 2.5%(그룹내 경쟁만 고려)~2.9%(그룹간 경쟁감안)의 平價切下를 시현하지 않으면 안된다. 물론, 이러한 결과는 역으로 아시아

〈表 5〉 式(25)의 結果에 의한 占有率(w_i)의 彈力性

	韓國의 占有率 (w_K)	日本의 占有率 (w_J)	臺灣의 占有率 (w_T)	홍콩의 占有率 (w_H)	싱가포르의 占有率 (w_S)
(WPI_K/E_K)					
總效果	-0.91163	0.31429	-0.17509	-0.22345	-1.55891
1年	-1.13515	0.74881	-1.41343	-0.84451	-2.00100
2年	-0.07277	-0.09108	0.37680	0.16556	-0.11226
3年	0.26146	-0.30726	0.77429	0.40834	0.49035
12分期	0.03483	-0.03619	0.08726	0.04716	0.06399
(WPI_J/E_J)					
總效果	2.28709	-1.07043	1.29475	1.91638	2.28067
1年	0.71982	-0.28163	0.38063	0.86083	-0.64766
2年	0.91793	-0.42727	0.47410	0.63911	1.33560
3年	0.59579	-0.33054	0.40227	0.38296	1.44602
12分期	0.05355	-0.03098	0.03775	0.03348	0.14671
(WPI_T/E_T)					
總效果	-0.23721	0.23381	-0.13939	-0.29586	-1.99799
1年	-0.38335	0.05066	0.34615	-0.75285	0.54295
2年	0.01390	0.10239	-0.19502	0.09693	-1.18012
3年	0.11744	0.07413	-0.26243	0.32188	-1.23570
12分期	0.01480	0.00663	-0.02809	0.03818	-0.12511
(WPI_H/E_H)					
總效果	-0.21693	0.18435	-0.21071	-1.45485	1.57832
1年	-0.21483	0.09210	-0.33901	0.05857	0.21456
2年	-0.00583	0.08419	0.10554	-1.34411	1.21654
8分期	0.00372	0.00806	0.02276	-0.16931	0.14722
(WPI_S/E_S)					
總效果	-0.57973	0.13282	-0.52097	0.74208	-0.31190
1年	-0.07054	-0.11055	0.08135	0.80477	-0.10055
2年	-0.45381	0.21394	-0.53403	-0.03791	-0.19031
8分期	-0.05538	0.02943	-0.06829	-0.02478	-0.02104
(M/P^*)					
總效果	-0.34159	0.20516	-0.24860	-0.68431	0.00982
1年	-0.21295	0.18332	-0.29218	-0.58341	-0.03184
2年	-0.12864	0.02185	0.04359	-0.10090	0.04167

註 : 첨자) K=韓國, J=日本, T=臺灣, H=홍콩, S=싱가포르.

NICS 통화와 엔貨가 동일한 率로 美달러에 대해 절상될 경우에는 이들 4국은 오히려 市場占有率의 증가를 시현할 수 있음을 시사하고 있다.

한편 캐나다와 유럽선진국 그룹의 가격효과와 美國의 國內價格效果는 다소 복잡한 양상을 보이고 있는데, 여기서의 각국 占有率이 각국의 대미수출의 전체 미국소비 중의 比重

〈表 6〉 式(25)와 (26)의 結果에 의한 占有率(w_i)의 彈力性

	韓國의 占有率(w_K)	日本의 占有率(w_J)	臺灣의 占有率(w_T)	홍콩의 占有率(w_H)	싱가포르의 占有率(w_S)
<i>(WPI_K/E_K)</i>					
總效果	-0.87045	0.28955	-0.14512	-0.14096	-1.56010
1年	-1.12640	0.74129	-1.40143	-0.82055	-1.99969
2年	-0.06625	-0.09219	0.37459	0.17067	-0.11437
3年	0.26146	-0.30726	0.77429	0.40834	0.49035
12分期	0.03483	-0.03619	0.08726	0.04716	0.06399
<i>(WPI_J/E_J)</i>					
總效果	2.54171	-1.22335	1.48005	2.42644	2.27335
1年	0.77390	-0.32818	0.45484	1.00898	-0.63957
2年	0.95823	-0.43412	0.46045	0.67072	1.32254
3年	0.59579	-0.33054	0.40227	0.38296	1.44602
12分期	0.05355	-0.03098	0.03775	0.03348	0.14671
<i>(WPI_T/E_T)</i>					
總效果	-0.17824	0.19839	-0.09647	-0.17772	-1.99968
1年	-0.37082	0.03988	0.36334	-0.71853	0.54482
2年	0.02323	0.10081	-0.19818	0.10425	-1.18315
3年	0.11744	0.07413	-0.26243	0.32188	-1.23570
12分期	0.01480	0.00663	-0.02809	0.03818	-0.12511
<i>(WPI_H/E_H)</i>					
總效果	-0.18235	0.16358	-0.18554	-1.38557	1.57733
1年	-0.20749	0.08578	-0.32893	0.07870	0.21566
2年	-0.00035	0.08326	0.10369	-1.33982	1.21477
8分期	0.00372	0.00806	0.02276	-0.16931	0.14722
<i>(WPI_S/E_S)</i>					
總效果	-0.56406	0.12341	-0.50957	0.77348	-0.31235
1年	-0.06721	-0.11342	0.08591	0.81389	-0.10005
2年	-0.45133	0.21352	-0.53487	-0.03596	-0.19111
8分期	-0.05538	0.02943	-0.06829	-0.02478	-0.02104
<i>P^o</i>					
總效果	-0.25621	0.15388	-0.18646	-0.51326	0.00737
1年	-0.11624	0.10006	-0.15949	-0.31845	-0.01738
2年	-0.02627	0.00446	0.00890	-0.02060	0.00851
<i>P^{US}</i>					
總效果	0.70702	-0.42464	0.51454	1.41636	-0.02033
1年	0.68635	-0.59083	0.94172	1.88035	0.10264
2年	-0.14835	0.02520	0.05027	-0.11636	0.04805
<i>GNPR_{US}</i>					
總效果	-1.19751	0.71924	-0.87150	-2.39897	0.03443
1年	-0.79617	0.68536	-1.09239	-2.18121	-0.11906
2年	-0.09866	0.01676	0.03343	-0.07738	0.03196

註: 첨자) K=韓國, J=日本, T=臺灣, H=홍콩, S=싱가포르.

이 아니고, 5국그룹의 總對美輸出 중의 비중이기 때문에, 이들 價格效果의 의미가 그렇게 명확하지 못하다 하겠다. 다시 말해, 이 결과에 의하면 여타국의 가격이 증가함에 따라 韓國輸出的 아시아 5국 수출 중의 占有率은 감소하고 있는데 이러한 결과에 명확한 이론적의의를 부여하기가 어렵다 하겠다. 이론적으로 명확하게 競爭·補完關係를 설명해 줄 수 있는, 이들 5국의 對美輸出物량의 여타국 가격이나 미국가격에 대한 交叉彈力性에 대해서는 다음 節에서 논의하기로 하겠다.

둘째로, 所得彈力性의 경우를 보면, 美國의 所得(혹은 美國의 輸入支出)이 증가할 경우, 日本의 占有率은 증가하고 싱가포르의 占有率도 미세하나마 증가하는 반면, 韓國, 臺灣, 홍콩의 占有率은 큰 폭으로 감소하고 있다. 이러한 결과는 물론, 아시아 5국간 경쟁에 있어서 日本 및 싱가포르의 對美輸出은 일종의 사치재의 성격을 갖는 반면, 韓國, 臺灣, 홍콩의 對美輸出은 필수재의 성격을 갖는다는 앞에서의 결과와 일치되고 있다.

마지막으로 아시아 5국 그룹내에서의 競爭關係를 나타내는 결과와 그룹간 대체관계를 감안한 결과를 비교해 보면, 아시아 신흥공업국들간의 보완관계가 前者에 비해 後者の 경우 대체로 약화되고 있는 반면, 이들과 日本과의 競爭關係는 역으로 보다 강화되고 있다. 한편 所得效果의 경우는 後者の 경우 前者의 결과를 같은 방향으로 더 강화시켜 주고 있다. 그러나 한가지 분명한 것은 양 결과가 서로 일관성을 가지고 있어 아시아 5국만의 분석결과가 보다 일반적인 그룹간의 대체관계를 감안한 결과에서 크게 偏倚되지는 않고 있다는 점이다.

4. 對美輸出物量에 대한 換率效果

<表 7>과 <表 8>은 추정결과를 對美輸出物량의 彈力性으로 변환한 결과를 요약하고 있는데 <表 7>은 아시아 5국그룹내에서의 경쟁관계만을 반영하고, <表 8>은 여기에다 그룹간의 경쟁을 감안한 결과를 보여주고 있다. 한편, <表 7>의 彈性值를 유도하는 데는 式(20')과 (19)가, 그리고 <表 8>의 경우는 式(29), (30) 그리고 (32)가 이용되었다.

이 두 표의 결과를 비교해 볼 때 彈性值들이 서로 동일한 부호유형을 보이고 있어 定性的(qualitative) 차원에서는 대체로 동일한 시사를 주고 있지만, 定量的 차원에서는 다소 다른 시사를 주고 있다. 이하에서는 이 결과들이 시사하는 바를 앞의 占有率에 대한 效果와 비교하면서 논의해 보기로 하겠다.

우선 아시아 5국간의 對美輸出에 있어서의 競爭, 補完關係는 앞에서의 결과들과 마찬가지로, 신흥공업 4국은 서로간에(홍콩과 싱가포르의 相互競爭關係를 제외하면) 補完性이 강한 반면 日本에 대해서는 모두가 競爭的關係를 유지하고 있다. 한편, <表 8>의 결과를 통해 아시아 5국 각각의 수출과 여타국 수출 및 미국 國內財 및 輸入競爭財들과의 競爭·補完關係를 좀더 명확하게 논의할 수 있게 되었는데, 아시아 5국 모두가 여타국 그룹과는 競爭的, 美國의 國內財 및 輸入競爭財와는 보완적인 관계를 보이고 있다.

둘째로는 日本 엔貨에 대한 각 競爭國 輸出物량의 彈性值가 앞의 占有率效果와 비교할 때 많이 낮아지고 있으며, 이러한 현상은 모형이 보다 일반화될수록, 즉 아시아 5국 수출과 여타 競爭財들과의 그룹간 경쟁을 감안할

〈表 7〉 式(25)의 結果에 의한 輸出物量(q_i)의 彈力性

	韓國의 輸出物量	日本의 輸出物量	臺灣의 輸出物量	홍콩의 輸出物量	싱가포르의 輸出物量
(WPI_K/E_K)					
總效果	-1.91163	0.31429	-0.17509	-0.22345	-1.55891
1年	-2.13515	0.74881	-1.41343	-0.84451	-2.00100
2年	-1.07277	-0.09108	0.37680	0.16556	-0.11226
3年	-0.73854	-0.30726	0.77429	0.40834	0.49035
12分期	-0.96517	-0.03619	0.08726	0.04716	0.06399
(WPI_J/E_J)					
總效果	2.28709	-2.07043	1.29475	1.91638	2.28067
1年	0.71982	-1.28163	0.38063	0.86083	-0.64766
2年	0.91793	-1.42727	0.47410	0.63911	1.33560
3年	0.59579	-1.33054	0.40227	0.38296	1.44602
12分期	0.05355	-1.03098	0.03775	0.03348	0.14671
(WPI_T/E_T)					
總效果	-0.23721	0.23381	-1.13939	-0.29586	-1.99799
1年	-0.38335	0.05066	-0.65385	-0.75285	0.54295
2年	0.01390	0.10239	-1.19502	0.09693	-1.18012
3年	0.11744	0.07413	-1.26243	0.32188	-1.23570
12分期	0.01480	0.00663	-1.02809	0.03818	-0.12511
(WPI_H/E_H)					
總效果	-0.21693	0.18435	-0.21071	-2.45485	1.57832
1年	-0.21483	0.09210	-0.33901	-0.94143	0.21456
2年	-0.00583	0.08419	0.10554	-2.34411	1.21654
8分期	0.00372	0.00806	0.02276	-1.16931	0.14722
(WPI_S/E_S)					
總效果	-0.57973	0.13282	-0.52097	0.74208	-1.31190
1年	-0.07054	-0.11055	0.08135	0.80477	-1.10055
2年	-0.45381	0.21394	-0.53403	-0.03791	-1.19031
8分期	-0.05538	0.02943	-0.06829	-0.02478	-1.02104
(M/P^*)					
總效果	0.65841	1.20516	0.75140	0.31569	1.00982
1年	0.78705	1.18332	0.70782	0.41659	0.96816
2年	0.87136	1.02185	1.04359	0.89910	1.04167

註 : 첨자) K =韓國, J =日本, T =臺灣, H =홍콩, S =싱가포르.

경우, 더 심화되고 있다. 이에 의하면 韓國이 對美輸出物량을 現 수준에 유지하고자 할 경우, 엔貨가 對美달러에 대해 1%가 平價切下

되면 元貨의 對美달러換率은 1.2%(그룹내 경쟁만 고려)~0.9%(그룹간 경쟁감안)의 平價切下를 도모해야 하는 것으로 나타나고 있다.

〈表 8〉 式(25)와 (26)의 結果에 의한 輸出物量(q_i)의 彈力性

	韓國의 輸出物量	日本의 輸出物量	臺灣의 輸出物量	홍콩의 輸出物量	싱가포르의 輸出物量
<i>(WPI_K/E_K)</i>					
總效果	-1.99100	0.16901	-0.26566	-0.26150	-1.68064
1年	-2.16747	0.70022	-1.44250	-0.86162	-2.04076
2年	-1.11691	-0.14285	0.32393	0.12001	-0.16504
3年	-0.76528	-0.33400	0.74755	0.38161	0.46361
12分期	-0.96724	-0.03826	0.08518	0.04509	0.06192
<i>(WPI_J/E_J)</i>					
總效果	1.79633	-2.96872	0.73468	1.68107	1.52797
1年	0.51995	-1.58213	0.20088	0.75503	-0.89352
2年	0.64496	-1.74739	0.14717	0.35744	1.00927
3年	0.43046	-1.49588	0.23694	0.21763	1.28069
12分期	0.04073	-1.04379	0.02493	0.02066	0.13389
<i>(WPI_T/E_T)</i>					
總效果	-0.35087	0.02575	-1.26911	-0.35035	-2.17232
1年	-0.42964	-0.01894	-0.69548	-0.77735	0.48600
2年	-0.04932	0.02825	-1.27074	0.03170	-1.25571
3年	0.07914	0.03584	-1.30073	0.28359	-1.27399
12分期	0.01183	0.00366	-1.03106	0.03521	-0.12808
<i>(WPI_H/E_H)</i>					
總效果	-0.28359	0.06233	-0.28678	-2.48681	1.47608
1年	-0.24198	0.05128	-0.36342	-0.95580	0.18116
2年	-0.04290	0.04071	0.06114	-2.38237	1.17222
8分期	-0.01873	-0.01439	0.00030	-1.19177	0.12476
<i>(WPI_S/E_S)</i>					
總效果	-0.60993	0.07753	-0.55545	0.72760	-1.35823
1年	-0.08284	-0.12905	0.07028	0.79826	-1.11568
2年	-0.47061	0.19424	-0.55415	-0.05524	-1.21040
8分期	-0.06556	0.01926	-0.07847	-0.03496	-1.03122
<i>P^o</i>					
總效果	0.49414	0.90448	0.56393	0.23693	0.75788
1年	0.43006	0.64659	0.38676	0.22763	0.52902
2年	0.17783	0.20855	0.21298	0.18349	0.21259
<i>P^{us}</i>					
總效果	-1.36275	-2.49441	-1.55523	-0.65341	-2.09010
1年	-1.71929	-2.58493	-1.54621	-0.91002	-2.11491
2年	1.00490	1.17845	1.20352	1.03689	1.20130
<i>GNPR_{US}</i>					
總效果	2.30816	4.22492	2.63417	1.10671	3.54010
1年	2.94253	4.42406	2.64631	1.55749	3.61964
2年	0.66831	0.78373	0.80041	0.68959	0.79893

註: 첨자) K=韓國, J=日本, T=臺灣, H=홍콩, S=싱가포르.

이 결과를 앞의 占有率效果와 연관해서 해석해 본다면 만일 원貨가 엔貨와 대체로 같은 정도로 美달러貨에 대해 平價切下된다면 韓國의 對美輸出物量은 대체로 現 수준을 유지할 수 있겠지만, 韓國의 輸出占有率은 오히려 크게(최대 1.7%까지) 감소하게 된다고 볼 수 있다.

輸出市場의 개척이란 단순한 輸出物量의 증대뿐만 아니라 적어도 輸出市場에서의 우리상품의 상대적 지위, 즉 市場占有率을 증대시키는 것도 중요한 의의가 있다고 판단되기 때문에, 對美輸出市場에서의 韓國과 日本間의 間接的競爭關係가 강하다는 사실은 앞으로 輸出市場管理를 위한 제반정책의 수립에 있어 큰 제약이 될 것으로 판단되며, 특히 換率政策의 운용에 있어서도 이 점이 충분히 감안되어야 할 것이다. 이러한 결과의 換率政策運用에 있어서의 시사점에 대해서는 결론에서 상술하기로 하겠다.

셋째로, 換率變動이 수출에 미치는 효과는 긴 시차를 갖는 것으로 나타나고 있는데, 韓國, 日本, 臺灣의 경우는 12분기, 홍콩, 싱가포르의 경우는 8분기의 時差效果를 보이고 있다. 각국의 自國價格 및 換率效果의 시차구조를 보면 모든 나라의 경우 전시차기간에 걸쳐 陽(陰)의 換率(價格)效果가 나타나고 있어 소위 換率變動의 J-커브효과와 같은 時差構造는 관찰되지 않고 있다. 그런데 한가지 흥미있는 國別時差構造의 차이는, 換率效果가 韓國의 경우는 첫째에 가장 강하게 나타나는 반면, 日本, 홍콩, 싱가포르는 둘째해에, 臺灣은 셋째해에 강하게 나타나고 있어, 韓國의 경우는 그 효과가 초기에 집중되고 있는 반면, 다른 나라의 경우는 1~2년 이후에 더 강한 효과가

나타나는 것으로 관찰되고 있다.

넷째로, 所得效果를 보면, 아시아 5국만을 그룹으로 해서 볼 때 日本과 싱가포르의 對美輸出은 사치재, 韓國, 臺灣, 홍콩의 수출은 필수재로 나타나고 있어 앞의 占有率 결과와 일치하고 있으나, 그룹간 경쟁을 감안할 경우, 즉 보다 일반화된 세계속에서의 對美輸出競爭에 있어서의 所得效果는 이들 아시아 5국 수출이 모두 사치재로서 美國 實質GNP에 대한 所得彈力性이 전부 1을 크게 상회하고 있다. 예로서 美國의 實質GNP가 1% 성장할 경우, 韓國의 輸出物量은 2.3%, 日本의 輸出物量은 4.2% 증가하는 것으로 나타나고 있다. 한편, 이 결과는 아시아 5국이 서로간에 정도의 차이는 있지만 모두가 美國의 성장에 따른 輸入需要增大로 美國 GNP(혹은 總支出)에 있어서의 占有率의 증가를 향유하였으며 이 중 특히 日本이 가장 많은 占有率向上을 경험하였음을 시사하고 있다.

한편 여기서의 物量效果와 앞에서의 占有率效果間에 있어서, 그룹간 경쟁을 감안한 <表 6>과 <表 8>의 所得效果가 서로 차이를 보이는 것은 占有率效果의 경우는 美國의 GNP에 대한 占有率이 아니고 아시아 5국의 對美輸出에 대한 占有率效果이기 때문에, 여기서(表 8)와 같이 그룹간 경쟁하(式 26)에서 5국이 전부 사치재성격을 갖는다 하더라도 韓國, 臺灣, 홍콩이 日本, 싱가포르에 비해 그 所得效果가 상대적으로 낮기 때문에 그룹내 占有率로 볼 때(表 6) 前者는 필수재, 後者는 사치재로 나타나게 될 것이라는 사실 때문이다. 따라서 이 두 결과간의 차이는 일관성결여의 문제가 아니고 예산운용단계의 상이에 따른 측정상의 문제에 불과하다 하겠다.

끝으로 아시아 5국만의 그룹내 競爭關係(表 7)와 그룹간 競爭關係를 감안한 결과(表 8)를 비교해 볼 때, 美國 소비자들의 2단계 豫算運用體系 가정하에서 아시아 5국을 한 그룹으로 설정하더라도 그 결과는 보다 일반적인 경우에 비해 크게 偏倚되지 않는다는 것을 알 수 있다. 특히 아시아 5국들간의 競爭·補完關係가 두 경우 모두 동일하게 나오고 있어, 2단계 豫算運用體系假定과 그룹분류상의 자의성에 의해 결과가 크게 偏倚된 증거는 관찰되지 않고 있다.

IV. 아시아 5國의 對美輸出 競爭關係의 再吟味

지금까지의 결과분석에 의하면 아시아 5국간의 競爭關係는 日本과 아시아 NICS간에는 競爭的 關係, 아시아 NICS 중에서는 홍콩과 싱가포르가 서로 경쟁적인 것을 제외하면 서로간에 補完的 關係를 보이고 있다. 拙稿(左承喜, 1987)에서도 韓國·日本·臺灣간의 경쟁관계는 韓國과 臺灣간에는 補完關係가 있고, 이들 두 나라는 모두 日本에 대해서는 경쟁적인 것으로 나오고 있어 여기서의 결과와 일치하고 있다. 그러나 Yoo(1990)는 韓國·臺灣·홍콩의 對美輸出構造分析에서 換率效果를 통해서 볼 때 오히려 韓國과 臺灣은 서로

경쟁적이고 이들 두 나라는 日本과 홍콩에 대해서 보완적이라는 결과를 보고하고 있다. 여기서의 분석모형과 Yoo의 분석모형과는 서로 크게 다를 뿐만 아니라¹⁶⁾ 後者の 경우 前者와 달리 연간자료를 이용하고 분석기간도 1965년부터라는 차이점에도 불구하고, Yoo의 결과가 이 분야에서 흔치 않은 체계적 연구의 결과이기 때문에, 그리고 아시아 NICS간에는 경쟁적 관계가 있을 것이라는 것이 아마도 일반상식이 아닌가 사료되기 때문에 이 점에 대해 좀더 상술하기로 하겠다.

우선 본격적인 논의에 앞서, 한가지 개념적으로 명확히 해야 할 것은 여기서의 競爭·補完關係는, 이들 나라들의 輸出財供給에서의 경쟁관계가 아니고, 미국소비자들의 效用函數 혹은 미국수입업자들의 輸入需要에 있어서의 競爭關係를 의미한다는 점이다. 따라서 이 문제에 대한 해답을 구하기 위해서는 미국소비자의 소비패턴이나 수입업자들의 수입패턴에 대한 분석이 필요할 것이며, 이들 아시아 5국간의 產業構造나 輸出品生産構造 등 공급측면의 분석만으로는 충분하지 못할 것이다.

美國의 수입패턴을 설명해 줄 수 있는 자료로는 이들 아시아 5국의 對美輸出構造에 관한 자료를 이용할 수 있을 것이다. 一國의 對美輸出構造란 역으로 美國의 이 나라로부터의 輸入構造이며, 나아가 이 나라의 供給構造하고는 다른 개념으로서 美國의 輸入需要패턴에 의해 크게 영향을 받게 된다. 어떤 財貨가 國內財나 輸入競爭財의 위치에서 輸出財의 위치로 전환하는 과정은 생산성의 향상 등 공급측면에서의 輸出競爭力向上은 물론 수입수요측면에서의 해당재화에 대한 需要(增大)도 중요한 역할을 하게 되며, 나아가 일국의 주어진

16) Yoo의 모형은 수요이론측면에서 볼 때 생략된 변수가 있을 뿐만 아니라 生産能力變數(capacity variable)가 추가되고 있어, 需要와 供給 兩面의 요인을 다 감안하고 있기 때문에 여기서의 純粹需要函數體系와 직접적으로 비교하는 데는 어려움이 없지 않다.

生産能力下에서, 國別輸出의 割當(供給)은 결정적으로 수입국의 수입수요패턴에 의해 영향을 받게 될 것이다. 예로서, 韓國의 자동차수출이 주로 미국시장으로 향하는 것은 바로 美國의 한국자동차에 대한 수요가 다른 나라들에 비해 크기 때문이지 공급측면에서의 영향 때문이라고 하기는 어렵다 하겠으며, 주어진 자동차생산을 內需와 輸出間에 배분하는 문제도 國內需要와 輸出需要와의 상대적 크기에 의해 결정된다고 할 수 있을 것이다. 韓國의 전자제품의 對美輸出比重이 높은 것은 그만큼 美國에서의 수요가 다른 시장에 비해 상대적으로 크기 때문이라 할 것이다. 여기서의 요점은, 일정재화의 總輸出은 그 生産 및 供給能力은 물론 內需와 輸出需要의 비중에 의해 결정되며, 특히 이들 재화의 國別輸出配分に 있어서는 生産能力의 영향이 전혀 없지는 않겠지만, 수요측면의 요인이 보다 우세한 영향을 미칠 것이라는 점이다.

그러면 현실적으로 이러한 미국의 國別輸入構造資料를 가지고 어떻게 競爭·補完關係를 판단할 수 있는가? 美國의 輸入需要(소비자의 消費需要)에 있어서, 어떤 두 나라로부터의 輸入構造가 어떤 기간에 걸쳐 아주 유사한 유형을 보인다고 한다면 이는 표본기간중 이 두 나라로부터 동일한 部類의 품목에 대해서 동시에 수입을 증가시키거나 감소시켜 왔음을 의미하는 것으로, 극단적인 경우 만일 이 두

나라로부터의 수입사이에 固定比率를 유지해 왔다면, 양국으로부터의 輸入構造간의 相關關係는 1이 될 것이다. 만일 어떤 이유에서든, 美國의 어떤 두 나라로부터의 수입이 표본기간에 있어 서로간에 거의 固定比率를 유지했다고 할 수 있을 정도로 그 輸入構造가 높은 유사성을 보인다면, 이러한 자료를 이용한 需要函數分析은 이 두 나라로부터의 수입이 서로 보완적이라는 결과를 보여주게 될 것이다¹⁷⁾. 따라서 이러한 논리에 따르면, 美國의 아시아 5국으로부터의 輸入構造간의 相關關係가 높을수록 이들로부터의 수입은 보완적인 관계를, 그리고 同 상관계수가 낮을수록 경쟁적인 관계를 보인다고 할 수 있을 것이다¹⁸⁾.

<表 9>는 1974~1989년간 美國의 아시아 5국으로부터의 제조업부문의 29個 品目別 輸入構造의 국가간 상관계수를 보여주고 있으며, <表 10>은 이러한 상관계수를 70년대와 80년대로 나누어 보여주고 있다. 이 결과는 위의 논리에 따르면 대체로 본 연구에서 얻어지는 競爭·補完關係와 배치되지는 않는다고 하

<表 9> 1974~87년간 美國의 아시아 5國으로부터의 品目別輸入構造의 相關關係¹⁾

	日本	韓國	臺灣	홍콩	싱가포르	NICS ²⁾
日本	-	.33	.35	.14	.51	.33
韓國	.33	-	.93	.84	.62	-
臺灣	.35	.93	-	.79	.72	-
홍콩	.14	.84	.79	-	.47	-
싱가포르	.51	.62	.72	.47	-	-
NICS	.33	-	-	-	-	-

註: 1) 相關係數는 3단위(digit) KSIC 산업분류 중 製造業部門(311-390) 29個 품목의 各國別 輸入에서의 占有率의 국가간 相關係數임.

2) 韓國, 臺灣, 홍콩, 싱가포르를 포함.

3) 資料出處: OECD trade tape.

17) 주지하는 바와 같이 需要理論에서도 固定比率로 소비되는 재화간에는 보완적 관계가 있는 것으로 해석한다.

18) 拙稿(左承喜, 1987a)에서도 여기서의 주장과 유사한 시각에서 美國市場에서의 韓國과 臺灣간의 보완적 관계를 설명하고 있다.

〈表 10〉 70년대 및 80년대의 美國의 아시아 5國으로부터의 品目別 輸入構造의 相關關係

		日 本	韓 國	臺 灣	홍 콩	싱가포르	NICS
日本	1974~79		.19	.27	.10	.41	.24
	1980~87		.35	.36	.15	.52	.36
韓國	1974~79			.94	.86	.58	-
	1980~87			.92	.83	.62	-
臺灣	1974~79				.80	.75	-
	1980~87				.78	.71	-
홍콩	1974~79					.45	-
	1980~87					.48	-

註：〈表 9〉의 註 참조.

겠다.

다소 자의적이긴 하지만, 相關係數가 0.5를 중심으로 그보다 훨씬 더 이상이면 補完的, 그보다 훨씬 작으면 競爭的 關係라고 한다면, 〈表 9〉가 시사하는 競爭·補完關係는 싱가포르와 日本간의 相關關係가 0.51로서 다소 애매한 것을 제외하면 모든 경우에 있어 회귀분석결과와 일치하고 있다. 한편 이 결과는 〈表 10〉에 의해서도 확인되고 있는데, 1970년대의 경우는 완전히 회귀분석결과와 일치하고 있으며, 이러한 관계는 80년대에 들어와서도(다시, 日本과 싱가포르의 관계(0.52)가 다소 애매해진 것을 제외하면) 그대로 유지되고 있다. 日本과 아시아 NICS 4국간의 경쟁관계는 개별적으로 확인될 뿐만 아니라 NICS 전

체로서도 競爭關係가 확인되고 있기도 하다.

그러나 통상적으로 輸出構造가 공급측면에서의 競爭關係를 반영한다고 보는 시각에서 볼 때에는 정반대의 논의가 가능하지 않나 사료된다. 즉, 이런 시각에 의하면 어느 두 나라가 그 輸出構造가 서로 유사하여 높은 상관관계를 보인다면, 그만큼 같은 輸出市場에서 서로 경쟁하게 될 확률이 높기 때문에 이들 두 나라의 수출은 “競爭的”이라고 본다¹⁹⁾. 그러나 이러한 논리는 우선 앞에서 논의한 바와 같이 輸出構造가 공급측면을 반영한다는 시각 자체에도 문제가 있을 뿐만 아니라, 여기서의 “競爭”이라는 표현은 “販賣競爭”을 의미하는 것으로, 需要理論에서와 같은 代替財(競爭財)와 補完財의 개념과는 상이하고 또한 이론적으로도 명확하게 그 개념이 정립되어 있지 않다 하겠다. 그러나 어쨌든 이 문제에 대한 보다 명확한 해답을 구하기 위해서는 앞으로 보다 많은 연구가 있어야 할 것으로 판단된다.

19) 사실상 本稿의 지정논평자 중의 한사람인 兪正鎬 박사는 〈表 9〉와 〈表 10〉의 결과 중 상관계수가 높(낮)은 것은 이들간의 對美輸出供給能力 혹은 供給패턴이 그만큼 유사(상이)하다는 것을 의미하기 때문에 이는 본문의 해석과는 반대로 서로 競爭(補完)的인 관계를 시사할 가능성이 높다고 지적하였다.

V. 結 論

본 연구의 의의는 두가지 측면에서 평가될 수 있을 것으로 보인다. 우선은 아시아 NICS와 日本의, 美國의 이들로부터의 수입에 있어서 서로간의 競爭關係를 분석함으로써 世界經濟에 있어서의 그 중요성이 점차 커지고 있는 이들 아시아 5국의 對美輸出市場에서의 경쟁양태를 규명할 수 있게 되었다는 점이다. 이에 있어서의 가장 중요한 발견은 앞의 [圖 2]에서 요약한 바와 같이, 아시아 NICS 4국은 日本과는 경쟁적이면서 서로간에는(홍콩, 싱가포르가 서로 경쟁적인 관계를 유지하는 것을 제외하면) 補完的인 관계를 유지하고 있다는 점이다. 한편, 이들 아시아 5국은 모두가 캐나다와 유럽선진국 그룹에 대해서는 競爭的인 관계를 보이는 반면, 美國의 國內財와는 보완적인 관계를 보이고 있는데, 이 점 또한 흥미로운 발견이라 하겠다. 그리고 美國의 總消費支出에 있어서, 이들 아시아 5국으로부터의 수입은 一個의 그룹으로서는 물론 각각으로서도 사치재와 같이 높은 所得彈力性を 보이고 있으나, 이들 5국으로부터의 美國의 수입에 있어서는 韓國, 臺灣과 홍콩은 필수재와 같이 낮은 所得彈力性を 보이고 있는 반면 日本과 싱가포르는 사치재와 같이 높은 所得彈力性を 보이고 있다는 점도 흥미롭다 하겠다.

다음으로는 이러한 競爭關係의 규명에 따라 換率變動이 수출에 미치는 효과를 보다 명확하게 이해할 수 있게 되었다는 점이다. 이 연

구에서는 換率과 輸出價格間的 연계관계, 즉 換率變動에 따른 輸出價格의 變動效果와, 輸出價格의 변동에 따른 美國의 輸入需要의 반응에 대해서는 직접적으로 분석하지 않고 이 과정을 換率變動과 美國 輸入需要變動間的 시차효과에 의해 포착하는 연구전략을 택하였다. 이러한 전략하에서는 換率變動에서 輸出價格變動을 거쳐 美國의 輸入需要變動으로 이어지는 과정 중 중간과정에 대한 명확한 정보를 얻지 못하는 약점은 있으나, 換率變動의 美國의 輸入需要에 미치는 최종효과를 추적하는 데는 문제가 없다 하겠다. 특히 換率變動이 輸出價格에 미치는 효과에 대한 이론적 분석들이 잘 정착되지 못하고 있을 뿐만 아니라 換率의 輸入需要에 미치는 효과를 직접적으로 분석하기 위해서는 換率效果를 이미 다 반영하고 있는 輸出價格(單價) 대신에 직접 換率과 都賣物價를 설명변수로 이용하는 것이 보다 효율적이기 때문에 여기서 택한 전략은 나름대로의 유용성을 갖는다고 할 수 있을 것이다.

우선 自國換率變動의 수출에 미치는 효과는 總效果에 있어서 陽의 기대효과를 보이고 있을 뿐만 아니라 전시차기간에 걸쳐서도 陽의 효과를 보이고 있는데 이러한 시차구조는 소위 J-커브현상과는 다소 괴리가 있는 것으로 판단된다.

다음으로 換率의 交叉效果의 경우는 엔화환율변동의 交叉效果가 대단히 강하게 나타나고 있어 아시아 NICS는 70년대나 80년대 상반기중의 「엔」低期間동안 일본에 의한 對美輸出占有率은 물론 輸出物量의 잠식을 감수할 수밖에 없었던 것으로 판단된다. 이 결과에 의하면 韓國의 경우, 앞으로 對美輸出市場占有

率이나 輸出物量의 유지를 위해서는 원화의 對美달러換率이 臺灣, 홍콩, 싱가포르 등 여타 NICS 通貨의 對美달러換率의 움직임보다도 엔화의 對美달러換率의 움직임을 잘 반영할 수 있도록 함으로써, 韓國輸出에 대한 일본 엔화의 높은 交叉效果를 상쇄시켜 나가야 한다는 시사를 얻게 된다.

이러한 換率效果에 대한 새로운 발견은 앞으로 우리나라 換率政策의 운용에 있어 중요한 시사를 준다고 하겠다. 앞으로는 換率政策이 과거와 같이 단선적으로 수출촉진을 위한 수단으로 이용될 수도 없을 뿐만 아니라, 그렇게 이용되어서도 안되겠지만, 적어도 實質換率의 안정을 도모함으로써 輸出競爭力의 유지에 기여하는 것이 換率政策의 목표 중의 하나라는 점에서, 이러한 우리나라의 對美輸出與件上的 애로를 타개해 줄 수 있도록 換率制度의 개선을 도모해 나가는 것이 필요할 것으로 보인다.

현재의 市場平均換率制度는 여러가지 측면에서 과거의 바스켓환율제도에 비해 크게 개선되었으며, 自由變動換率制度로 이행해 가는 중간단계적인 제도로서 원칙적으로는 外換市場의 수급상황에 의해 환율이 결정되게 되어 있으나, 換率의 일일 變動幅이 전일의 市場平均換率의 상하 0.4% 범위내로 제한됨으로써, 外換市場에서 外換需給狀況이 환율변동에 반영될 수 있는 여지가 크게 한정되고 있다. 마찬가지로 이 제도하에서는 원화의 對美달러換率의 변동에 따른 우리나라의

貿易收支나 國際收支變動效果를 반영할 수 있는 여지도 크게 제한을 받고 있다. 예를 들어 본 연구결과에 의하면 韓國이 對美輸出物량을 일정수준에 유지하기 위해서는 적어도 원화의 對美달러換率이 엔화의 對달러切下幅만큼은 절하되어야 하는 것으로 관찰되고 있다. 이러한 換率變動에 대한 期待效果가 外換市場에 적절히 반영된다면, 어느 시장일에 있어 엔화가 美달러에 대해 1% 평가절하될 경우, 우리 원화도 적어도 1% 정도는 美달러화에 대해 평가절하될 것으로 기대할 수 있을 것이다. 그러나 현재의 제도하에서는 원화환율이 단지 일일에 上下 0.4%밖에는 변동될 수 없기 때문에, 현실적으로 外換市場이 이러한 엔화의 對美달러換率 變動效果를 적절히 반영할 수 있는 여지가 제한되고 있다 하겠다.

이런 측면에서 볼 때 앞으로 우리나라의 換率制度는 물론 장기적으로는 환율의 일일변동 폭규제를 폐지함으로써 궁극적으로 自由變動換率制度로 이행해 나가야 할 것으로 생각되지만, 단기에 있어서도 그 일일변동폭을 다소간 신축적으로 조정할 수 있는 제도적 장치를 마련해 나가야 할 것으로 사료된다.

끝으로 앞으로의 연구과제와 관련해서는, 第IV章에서 이미 길게 논의한 바와 같이, 本稿에서 관찰된 아시아 5國의 對美輸出에 있어서의 競爭補充關係는 或者들에게는 의외의 결과일 수도 있다고 판단되기 때문에, 앞으로 이 문제에 대해 보다 많은 정보를 제공해 줄 수 있는 연구가 많이 이루어지기를 기대해 본다.

〈表 3-1〉 PDL, 同次性, 對稱性 制約下 式(25)의 推定結果의 PDL 時差構造

	韓國의 占有率			日本의 占有率			臺灣의 占有率			香港의 占有率			싱가포르의 占有率		
	係數	χ ² 값	有意性	係數	χ ² 값	有意性	係數	χ ² 값	有意性	係數	χ ² 값	有意性	係數	χ ² 값	有意性
(WPI _t /E _t)															
總效果	-0.09621	79.9874	0.0000	0.21069	137.7959	0.0000	-0.02917	3.8853	0.0487	-0.02502	4.0607	0.0439	-0.06028		
時差 0	-0.04363	32.2873	0.0000	0.19301	94.0192	0.0000	-0.08883	69.1291	0.0000	-0.03154	11.1207	0.0009	-0.02901		
1	-0.03338	35.7674	0.0000	0.14057	98.0261	0.0000	-0.06246	65.5657	0.0000	-0.02266	11.0819	0.0009	-0.02207		
2	-0.02427	41.8729	0.0000	0.09439	105.0983	0.0000	-0.3935	58.7868	0.0000	-0.01485	10.8905	0.0010	-0.01592		
3	-0.01632	54.5180	0.0000	0.05448	120.1754	0.0000	-0.01949	42.8057	0.0000	-0.00813	9.9435	0.0016	-0.01055		
1年	-0.11761			0.48246			-0.21012			-0.07718			-0.07755		
4	-0.00952	79.9874	0.0000	-0.02084	137.7959	0.0000	-0.00289	3.8853	0.0487	-0.00247	4.0607	0.0439	-0.00596		
5	-0.00386	19.9672	0.0000	-0.00654	8.7573	0.0031	0.01046	55.4352	0.0000	0.00210	2.8729	0.0901	-0.0216		
6	0.00065	0.2031	0.6523	-0.02765	43.4326	0.0000	0.02055	84.5882	0.0000	0.00560	7.7504	0.0054	0.00086		
7	0.00400	4.2482	0.0393	-0.04250	56.5123	0.0000	0.02738	86.9368	0.0000	0.00803	9.2052	0.0024	0.00309		
2年	-0.00873			-0.05586			0.05551			0.01326			-0.00418		
8	0.00621	7.7058	0.0055	-0.05108	62.8026	0.0000	0.03096	86.3653	0.0000	0.00938	9.7583	0.0018	0.00453		
9	0.00727	10.0586	0.0015	-0.05340	66.4551	0.0000	0.03128	85.5375	0.0000	0.00965	10.0801	0.0015	0.00520		
10	0.00717	11.7041	0.0006	-0.4945	68.8326	0.0000	0.02834	84.8086	0.0000	0.00885	10.2541	0.0014	0.00507		
11	0.00593	12.9061	0.0003	-0.03923	70.5008	0.0000	0.02215	84.2099	0.0000	0.00698	10.3674	0.0013	0.00417		
3年	0.02658			-0.19316			0.11274			0.03487			0.01897		
12	0.00354	13.8184	0.0002	-0.02275	71.7350	0.0000	0.01270	83.7216	0.0000	0.00403	10.4465	0.0012	0.00248		

〈表 3-1〉의 계속

	韓國의 占有率			日本의 占有率			臺灣의 占有率			香港의 占有率			싱가포르의 占有率		
	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性
(WPI/E _j)															
總效果	0.21069	137.7959	0.0000	-0.59184	135.5894	0.0000	0.16576	31.1405	0.0000	0.12690	26.4566	0.0000			0.08849
時差 0	0.00976	16.7563	0.0000	-0.00023	0.0017	0.9674	-0.00020	0.0023	0.9616	0.00861	3.1069	0.0780			-0.01794
1	0.01370	52.9397	0.0000	-0.01967	17.3486	0.0000	0.00532	2.8594	0.0908	0.01015	7.5183	0.0061			-0.00950
2	0.01686	104.4385	0.0000	-0.03587	65.7307	0.0000	0.00993	14.3392	0.0002	0.01131	15.4655	0.0000			-0.00224
3	0.01924	135.8188	0.0000	-0.04882	111.3272	0.0000	0.01362	26.7280	0.0000	0.01212	23.9807	0.0000			0.00384
1年	0.05957			-0.10460			0.02868			0.04219					-0.02584
4	0.02084	137.7959	0.0000	-0.05853	135.5894	0.0000	0.01639	31.1405	0.0000	0.01255	26.4566	0.0000			0.00875
5	0.02165	127.5396	0.0000	-0.06500	144.9977	0.0000	0.01825	30.9249	0.0000	0.01262	23.6345	0.0000			0.01248
6	0.02168	115.8151	0.0000	-0.06823	147.4749	0.0000	0.01918	29.5089	0.0000	0.01232	19.7953	0.0000			0.01504
7	0.02093	105.6981	0.0000	-0.06821	147.1060	0.0000	0.01920	28.0282	0.0000	0.01166	16.6147	0.0000			0.01642
2年	0.08510			-0.25997			0.07302			0.04916					0.05269
8	0.01940	97.5334	0.0000	-0.06495	145.6617	0.0000	0.01829	26.7436	0.0000	0.01063	14.2381	0.0002			0.01662
9	0.01708	91.0175	0.0000	-0.05844	143.8836	0.0000	0.01647	25.6779	0.0000	0.00924	12.4811	0.0004			0.01565
10	0.01399	85.7821	0.0000	-0.04870	142.0781	0.0000	0.01373	24.7997	0.0000	0.00748	11.1619	0.0008			0.01350
11	0.01011	81.5231	0.0000	-0.03571	140.3672	0.0000	0.01007	24.0719	0.0000	0.00535	10.1491	0.0014			0.01018
3年	0.06057			-0.20780			0.05857			0.03270					0.05595
12	0.00544	78.0106	0.0000	-0.01948	138.7931	0.0000	0.00550	23.4630	0.0000	0.00286	9.3540	0.0022			0.00568

〈表 3-1〉의 계속

	韓國의 占有率			日本의 占有率			臺灣의 占有率			香港의 占有率			싱가포르의 占有率		
	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性
(WPI_T/E_T)															
總效果	-0.02917	3.8853	0.0487	0.16576	31.1405	0.0000	-0.02557	0.6392	0.4240	-0.03377	1.9011	0.1680			-0.07725
時差 0	-0.01603	18.8491	0.0000	0.00844	0.9266	0.3357	0.02110	13.2281	0.0003	-0.02843	22.1886	0.0000			0.01491
1	-0.01206	20.0115	0.0000	0.01131	3.3237	0.0683	0.01377	10.4528	0.0012	-0.02079	25.4772	0.0000			0.00778
2	-0.00855	19.2401	0.0000	0.01359	10.4190	0.0012	0.00738	5.0696	0.0243	-0.01407	26.6112	0.0000			0.00164
3	-0.00549	12.8893	0.0003	0.01529	25.1377	0.0000	0.00195	0.4325	0.5108	-0.00825	14.6926	0.0001			-0.00350
1年	-0.04213			0.04863			0.04421			-0.07154					0.02083
4	-0.00289	3.8853	0.0487	0.01639	31.1405	0.0000	-0.00253	0.6392	0.4240	-0.00334	1.9011	0.1680			-0.00764
5	-0.00074	0.2102	0.6466	0.01692	23.8698	0.0000	-0.00606	2.9369	0.0866	0.00066	0.0490	0.8248			-0.01078
6	0.00095	0.2795	0.5970	0.01685	17.2893	0.0000	-0.00863	5.0177	0.0251	0.00376	1.1594	0.2816			-0.01293
7	0.00218	1.2943	0.2553	0.01620	13.2516	0.0003	-0.01026	6.5328	0.0106	0.00594	2.4636	0.1165			-0.01408
2年	-0.00049			0.06637			-0.02747			0.00702					-0.04543
8	0.00296	2.3401	0.1261	0.01497	10.7632	0.0010	-0.01093	7.6095	0.0058	0.00722	3.5398	0.0599			-0.01423
9	0.00328	3.2285	0.0724	0.01315	9.1383	0.0025	-0.01065	8.3902	0.0038	0.00759	4.3852	0.0363			-0.01338
10	0.00315	3.9527	0.0468	0.01074	8.0155	0.0046	-0.00941	8.9728	0.0027	0.00706	5.0510	0.0246			-0.01153
11	0.00255	4.5411	0.0331	0.00775	7.2021	0.0073	-0.00723	9.4201	0.0021	0.00561	5.5834	0.0181			-0.00868
3年	0.01194			0.04660			-0.03821			0.02748					-0.04781
12	0.00150	5.0233	0.0250	0.00417	6.5898	0.0103	-0.00409	9.7722	0.0018	0.00326	6.0164	0.0142			-0.00484

〈表 3-1〉의 계속

	韓國의 占有率			日本의 占有率			臺灣의 占有率			香港의 占有率			싱가포르의 占有率		
	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性
(WPI _H /E _H)															
總效果	-0.02502	4.0607	0.0439	0.12690	26.4566	0.0000	-0.03377	1.9011	0.1680	-0.12922	18.6629	0.0000		0.06110	
時差 0	-0.00921	2.0796	0.1493	0.01526	0.6733	0.4119	-0.02504	6.4609	0.0110	0.02629	9.5895	0.0020		-0.00730	
1	-0.00678	3.8644	0.0493	0.01694	2.9481	0.0860	-0.01616	8.5865	0.0034	0.00599	1.7434	0.1867		0.00002	
2	-0.00471	7.9052	0.0049	0.01777	22.6858	0.0000	-0.00881	7.3979	0.0065	-0.00996	8.6653	0.0032		0.00571	
3	-0.00299	2.1164	0.1457	0.01776	15.6226	0.0000	-0.00298	0.5950	0.4405	-0.02157	20.6574	0.0000		0.00977	
1年	-0.02369			0.06774			-0.05299			0.00075				0.00820	
4	-0.00161	0.2845	0.5938	0.01691	4.8648	0.0274	0.00133	0.0655	0.7980	-0.02884	22.2085	0.0000		0.01221	
5	-0.00059	0.0270	0.8695	0.01522	2.5585	0.1097	0.00411	0.4801	0.4884	-0.03176	22.1195	0.0000		0.01302	
6	0.00008	0.0006	0.9812	0.01268	1.7048	0.1917	0.00537	0.8463	0.3576	-0.03034	21.8386	0.0000		0.01221	
7	0.00041	0.0185	0.8920	0.00929	1.2851	0.2569	0.00510	1.1167	0.2906	-0.02457	21.5745	0.0000		0.00977	
2年	-0.00171			0.05410			0.01591			-0.11551				0.04721	
8	0.00038	0.0442	0.8335	0.00507	1.0423	0.3073	0.00331	1.3168	0.2512	-0.01446	21.3542	0.0000		0.00570	

〈表 3-1〉의 계속

	韓國의 占有率			日本의 占有率			臺灣의 占有率			香港의 占有率			싱가포르의 占有率		
	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性
(WPI_s/E_s)															
總效果	-0.06028	44.3938	0.0000	0.08849	31.4583	0.0000	-0.07725	30.0518	0.0000	0.06110	17.2564	0.0000		17.2564	0.0000
時差 0	0.00725	3.4711	0.0625	-0.05672	29.2553	0.0000	0.02157	10.5003	0.0012	0.02785	23.9716	0.0000		23.9716	0.0000
1	0.00001	0.0000	0.9968	-0.02561	17.3312	0.0000	0.00683	2.8898	0.0891	0.01955	27.9581	0.0000		27.9581	0.0000
2	-0.00562	14.9624	0.0001	-0.00071	0.0538	0.8166	-0.00482	4.3347	0.0373	0.01254	26.9807	0.0000		26.9807	0.0000
3	-0.00965	54.3527	0.0000	0.01800	59.8007	0.0000	-0.01339	42.2900	0.0000	0.00684	11.2180	0.0008		11.2180	0.0008
1年	-0.00801			-0.06504			0.01020			0.06679				0.06679	
4	-0.01206	56.5458	0.0000	0.03050	78.2197	0.0000	-0.01887	51.3089	0.0000	0.00245	1.1715	0.2791		1.1715	0.2791
5	-0.01287	49.4682	0.0000	0.03681	72.6748	0.0000	-0.02126	47.9947	0.0000	-0.00065	0.0682	0.7939		0.0682	0.7939
6	-0.01206	44.1382	0.0000	0.03691	68.2328	0.0000	-0.02058	44.7323	0.0000	-0.00244	1.0087	0.3152		1.0087	0.3152
7	-0.00965	40.5385	0.0000	0.03081	65.2692	0.0000	-0.01680	42.3685	0.0000	-0.00293	2.1059	0.1467		2.1059	0.1467
2年	-0.04664			0.13502			-0.07751			-0.00357				-0.00357	
8	-0.00563	38.0327	0.0000	0.01850	63.2209	0.0000	-0.00994	40.6640	0.0000	-0.00212	3.0396	0.0813		3.0396	0.0813

〈表 3-1〉의 계속

	韓國의 占有率			日本의 占有率			臺灣의 占有率			香港의 占有率			싱가포르의 占有率		
	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性
(M/P*)															
總效果	-0.03473	47.5200	0.0000	0.12898	67.9949	0.0000	-0.03620	22.6476	0.0000	-0.05843	73.4454	0.0000	0.00038		
時差 0	-0.00375	1.9018	0.1679	0.04441	31.3226	0.0000	-0.02139	24.0284	0.0000	-0.01803	9.5895	0.0020	-0.00124		
1	-0.00533	14.3980	0.0001	0.03285	62.0603	0.0000	-0.01304	36.0894	0.0000	-0.01399	1.7434	0.1867	-0.00049		
2	-0.00620	47.8058	0.0000	0.02303	65.9906	0.0000	-0.00646	21.1225	0.0000	-0.01043	8.6653	0.0032	0.00007		
3	-0.00637	30.5025	0.0000	0.01495	17.4511	0.0000	-0.00165	0.7261	0.3941	-0.00737	20.6574	0.0000	0.00044		
1年	-0.02165			0.11524			-0.04254			-0.04982			-0.00123		
4	-0.00583	18.2124	0.0000	0.00861	4.2861	0.0384	0.00141	0.3730	0.5414	-0.00480	22.2085	0.0000	0.00061		
5	-0.00459	13.0040	0.0003	0.00400	1.0866	0.2972	0.00270	1.5776	0.2091	-0.00271	22.1195	0.0000	0.00060		
6	-0.00265	10.3615	0.0013	0.00113	0.2103	0.6466	0.00223	2.5849	0.1079	-0.00111	21.8386	0.0000	0.00040		
2年	-0.01308			0.01373			0.00635			-0.00862			0.00161		

〈表 4-1〉 式(26) 推定結果の PDL 時差構造

	P^*		P^o		P^{US}		$GNPR_{US}$	
	係 數	t 値	係 數	t 値	係 數	t 値	係 數	t 値
總效果	-0.00631	-2.19106	0.00414	1.74093	0.00218	1.88132	0.01349	11.18845
時差 0	0.00053	0.41182	-0.00240	-1.27854	-0.00232	-0.58779	-0.00114	-0.29385
1	-0.00092	-1.58513	0.00252	1.68588	-0.00179	-0.59539	0.00871	3.15764
2	-0.00088	-1.84981	0.00177	2.37241	0.00005	0.03123	0.00499	3.49414
3	-0.00083	-2.11088	0.00116	2.17324	0.00127	2.34593	0.00218	3.11167
1年	-0.00210		0.00305		-0.00280		0.01475	
4	-0.00077	-2.30966	0.00067	1.02473	0.00187	3.07889	0.00028	0.38375
5	-0.00071	-2.38621	0.00032	0.47525	0.00186	2.35313	-0.00072	-0.88627
6	-0.00064	-2.32948	0.00010	0.20621	0.00124	2.05047	-0.00081	-1.37366
7	-0.00057	-2.18396	—		—		—	
2年	-0.00269		0.00109		0.00497		-0.00125	
8	-0.00049	-2.00542						
9	-0.00040	-1.82966						
10	-0.00031	-1.67188						
11	0.00021	-1.53568						
3年	-0.00142							
12	-0.00011	-1.41976						

▷ 參考文獻 ◁

- 左承喜, 「韓國・日本・臺灣의 對美輸出市場占有率競爭과 換率效果」, 『韓國開發研究』, 第9卷 第2號, 1987년 여름(1987a).
- , 「韓國・日本・臺灣의 對美輸出市場占有率競爭과 換率效果: 應答」, 『韓國開發研究』, 第9卷 第4號, 1987년 겨울(1987b).
- 咸貞鎬・崔雲奎, 「AIDS 需要函數體系에 의한 우리나라 通貨資産의 需要分析」, 金融研究所 月例討論會 논문 88-4, 金融經濟研究所.
- 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.
- Phlips, L., *Applied Consumption Analysis*, North-Holland: American Elsevier, 1974.
- 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.
- Yoo, Jung-ho, “The Trilateral Trade Relation among the Asian NIEs, the U.S., and Japan”, KDI Working Paper No.9005, April 1990.

<附表 1> PDL制約下的 式(25)의 推定結果

	韓國의 占有率 (w_K)	日本의 占有率 (w_J)	臺灣의 占有率 (w_T)	홍콩의 占有率 (w_H)	싱가포르의 占有率 (w_S)
常數	0.42732	-0.42515	0.21589	0.60854	-0.82659
t 값 (有意性)	7.35273 (0.00000)	-2.41825 (0.02063)	2.33757 (0.02493)	7.95641 (0.00000)	- (-)
(WPI_K/E_K)	0.02533	-0.08677	-0.11322	0.17365	0.00101
χ^2 값 (有意性)	0.59594 (0.44013)	0.76444 (0.38194)	4.71618 (0.02988)	16.17719 (0.00000)	- (-)
(WPI_J/E_J)	0.14748	-0.47032	0.21890	0.02972	0.07423
χ^2 값 (有意性)	24.00622 (0.00000)	26.67932 (0.00000)	20.94315 (0.00000)	0.56278 (0.45314)	- (-)
(WPI_T/E_T)	0.11488	-0.10400	-0.13473	0.16381	-0.03996
χ^2 값 (有意性)	6.95695 (0.00835)	0.62307 (0.42991)	3.78940 (0.05158)	8.16764 (0.00426)	- (-)
(WPI_H/E_H)	-0.18548	0.51359	0.05520	-0.37223	-0.03530
χ^2 값 (有意性)	13.92759 (0.00019)	11.66954 (0.00064)	0.48843 (0.48463)	32.38736 (0.00000)	- (-)
(WPI_S/E_S)	-0.14347	0.26389	0.00372	-0.07148	-0.05777
χ^2 값 (有意性)	28.32553 (0.00000)	10.47121 (0.00121)	0.00755 (0.93078)	4.05935 (0.04393)	- (-)
(M/P^*)	-0.02920	0.10834	-0.03884	-0.04394	0.00364
χ^2 값 (有意性)	28.15944 (0.00000)	42.88697 (0.00000)	18.93320 (0.00000)	38.25287 (0.00000)	- (-)
D_1	-0.00058	0.01392	-0.00064	-0.01271	0.00001
t 값 (有意性)	-0.67200 (0.50576)	5.28833 (0.00001)	-0.46249 (0.64644)	-0.09585 (0.00000)	- (-)
D_2	0.00413	0.00786	0.00223	-0.01396	-0.00026
t 값 (有意性)	4.75182 (0.00003)	2.99045 (0.00493)	1.61378 (0.11507)	-12.2031 (0.00000)	- (-)
D_3	0.01038	-0.02335	0.01016	0.00305	-0.00024
t 값 (有意性)	11.81156 (0.00000)	-8.77827 (0.00000)	7.27074 (0.00000)	2.63402 (0.01225)	- (-)
D_{85-89}	0.00192	-0.00188	-0.00022	0.00497	-0.00479
t 값 (有意性)	1.18832 (0.24228)	-0.38380 (0.70333)	-0.08399 (0.93352)	2.33208 (0.02525)	- (-)
R^2	0.92567	0.90726	0.90038	0.91800	-
$D-W$	1.46131	1.83389	1.51313	1.87384	-
SEE	0.00397	0.00917	0.00541	0.00425	-

註 : 첨자) K =韓國, J =日本, T =臺灣, H =홍콩, S =싱가포르.

〈附表 1-1〉 PDL 制約下에서의 式(25)의 推定結果의 時差構造

	韓國의 占有率			日本의 占有率			臺灣의 占有率			香港의 占有率			싱가포르의 占有率		
	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性
(WPI_k/E_k)															
總效果	0.02533	0.59594	0.44013	-0.08677	0.76444	0.38194	-0.11322	4.71618	0.02988	0.17365	16.17719	0.00000			0.00101
時差 0	-0.01971	3.76432	0.05236	0.12700	17.08112	0.00000	-0.09683	35.98887	0.00000	0.00871	0.42479	0.51456			-0.01917
1	-0.01281	2.67519	0.10192	0.08506	12.89148	0.00033	-0.07077	32.34038	0.00000	0.01176	1.30125	0.25399			-0.01324
2	-0.00681	1.34719	0.24577	0.04848	7.46831	0.00628	-0.04781	26.31743	0.00000	0.01418	3.37601	0.06615			-0.00805
3	-0.00170	0.15618	0.69270	0.01727	1.75599	0.18513	-0.02795	16.66945	0.00000	0.01599	7.95050	0.00481			-0.00360
1年	-0.04103			0.27781			-0.24337			0.05064					-0.04405
4	0.00250	0.59594	0.44013	-0.00858	0.76444	0.38194	-0.01120	4.71618	0.02988	0.01717	16.17719	0.00000			0.00010
5	0.00581	4.50408	0.03381	-0.02907	12.30296	0.00045	0.00246	0.31824	0.57267	0.01774	24.20963	0.00000			0.00306
6	0.00823	9.35908	0.00222	-0.04420	29.51628	0.00000	0.01301	9.26206	0.00234	0.01769	24.98075	0.00000			0.00528
7	0.00974	11.93714	0.00055	-0.05397	40.02011	0.00000	0.02046	20.83346	0.00000	0.01702	21.03032	0.00000			0.00675
2年	0.02629			-0.13583			0.02472			0.06963					0.01519
8	0.01036	12.73732	0.00036	-0.05838	44.17337	0.00000	0.02480	28.89376	0.00000	0.01573	16.94829	0.00000			0.00748
9	0.01008	12.80108	0.00035	-0.05743	45.35976	0.00000	0.02605	33.81661	0.00000	0.01382	13.88738	0.00019			0.00747
10	0.00891	12.62024	0.00038	-0.05111	45.38918	0.00000	0.02419	36.83900	0.00000	0.01130	11.71420	0.00062			0.00672
11	0.00684	12.37673	0.00043	-0.03944	45.00129	0.00000	0.01923	38.76964	0.00000	0.00815	10.15500	0.00144			0.00522
3年	0.03619			-0.20635			0.09427			0.04900					0.02689
12	0.00387	12.13345	0.00050	-0.02240	44.48585	0.00000	0.01117	40.05834	0.00000	0.00438	9.00635	0.00269			0.00298

〈附表 1-1〉의 계속

	韓國의 占有率			日本の 占有率			臺灣의 占有率			싱가포르의 占有率			
	係數	차값	有意性	係數	차값	有意性	係數	차값	有意性	係數	차값	有意性	
(WPI _t /E _t)													
總效果	0.14748	24.00622	0.00000	-0.47032	26.67932	0.00000	0.21890	20.94315	0.00000	0.02972	0.56278	0.45314	0.07423
時差 0	0.01551	10.32994	0.00131	-0.01131	0.60007	0.43855	0.00040	0.00276	0.95811	0.01343	4.46945	0.03451	-0.01804
1	0.01560	19.12098	0.00000	-0.02334	4.67408	0.03062	0.00750	1.74741	0.18620	0.01028	4.79015	0.02862	-0.01004
2	0.01548	29.46736	0.00000	-0.03321	14.82699	0.00012	0.01340	8.74764	0.00310	0.00748	3.97184	0.04627	-0.00314
3	0.01514	30.89301	0.00000	-0.04094	24.68750	0.00000	0.01812	17.52434	0.00000	0.00503	1.97076	0.16037	0.00265
1年	0.06173			-0.10880			0.03942			0.03622			-0.02857
4	0.01459	24.00622	0.00000	-0.04651	26.67932	0.00000	0.02165	20.94315	0.00000	0.00294	0.56278	0.45314	0.00734
5	0.01382	17.26265	0.00000	-0.04994	24.63719	0.00000	0.02399	20.60475	0.00000	0.00120	0.07508	0.78408	0.01093
6	0.01284	12.71796	0.00036	-0.05122	22.11762	0.00000	0.02515	19.32111	0.00000	-0.00019	0.00156	0.96854	0.01342
7	0.01165	9.80008	0.00175	-0.05035	20.01717	0.00000	0.02512	18.05124	0.00000	-0.00122	0.06209	0.80322	0.01481
2年	0.05289			-0.19803			0.09591			0.00273			0.04650
8	0.01024	7.87417	0.00501	-0.04733	18.38674	0.00000	0.02390	16.98774	0.00000	-0.00190	0.15651	0.69239	0.01509
9	0.00862	6.54845	0.01050	-0.04216	17.12644	0.00000	0.02149	16.12829	0.00000	-0.00223	0.25230	0.61546	0.01428
10	0.00678	5.59820	0.01798	-0.03485	16.13873	0.00000	0.01790	15.43438	0.00000	-0.00220	0.33978	0.55996	0.01236
11	0.00474	4.89259	0.02697	-0.02538	15.35063	0.00000	0.01312	14.86863	0.00012	-0.00182	0.41694	0.51847	0.00934
3年	0.03038			-0.14972			0.07642	14.40148	0.00015	-0.00815			0.05107
12	0.00248	4.35267	0.03695	-0.01376	14.71050	0.00013	0.00715			-0.00109	0.48426	0.48650	0.00522

〈附表 1-1〉의 계속

	韓國의 占有率			日本의 占有率			臺灣의 占有率			香港의 占有率			싱가포르의 占有率		
	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性
(WPI_T/E_T)															
總效果	0.11488	6.95695	0.00835	-0.10400	0.62307	0.42991	-0.13473	3.78940	0.05158	0.16381	8.16764	0.00426			-0.03996
時差 0	0.00031	0.00165	0.96756	-0.02413	1.09712	0.29490	0.00064	0.00280	0.95782	-0.00074	0.00546	0.94111			0.02392
1	0.00400	0.44246	0.50594	-0.02013	1.22395	0.26859	-0.00400	0.17494	0.67576	0.00489	0.38115	0.53699			0.01524
2	0.00707	2.05044	0.15216	-0.01649	1.21810	0.26973	-0.00787	1.00550	0.31598	0.00959	2.17451	0.14031			0.00771
3	0.00953	4.67207	0.03066	-0.01321	0.98173	0.32177	-0.01098	2.45771	0.11695	0.01336	5.30312	0.02129			0.00131
1年	0.02091			-0.07397			-0.02221			0.02709					0.04817
4	0.01136	6.95695	0.00835	-0.01029	0.62307	0.42991	-0.01333	3.78940	0.05158	0.01620	8.16764	0.00426			-0.00395
5	0.01258	8.07477	0.00449	-0.00772	0.33219	0.56438	-0.01490	4.49081	0.03408	0.01811	9.67322	0.00187			-0.00807
6	0.01317	8.32656	0.00391	-0.00550	0.15886	0.69021	-0.01572	4.69541	0.03024	0.01910	10.10966	0.00147			-0.01105
7	0.01315	8.18582	0.00422	-0.00365	0.06885	0.79302	-0.01577	4.66187	0.03084	0.01916	10.03441	0.00154			-0.01289
2年	0.05026			-0.02715			-0.05971			0.07257					-0.03596
8	0.01250	7.91561	0.00490	-0.00215	0.02553	0.87306	-0.01505	4.54146	0.03308	0.01829	9.77303	0.00177			-0.01359
9	0.01124	7.62527	0.00576	-0.00101	0.00666	0.93495	-0.01357	4.40010	0.03594	0.01649	9.46720	0.00209			-0.01315
10	0.00936	7.35377	0.00669	-0.00022	0.00044	0.98327	-0.01133	4.26299	0.03895	0.01376	9.17091	0.00246			-0.01157
11	0.00686	7.11205	0.00766	0.00021	0.00073	0.97841	-0.00832	4.13839	0.04192	0.01010	8.90186	0.00285			-0.00885
3年	0.03997			-0.00316			-0.04826	4.02797	0.04475	0.05863					-0.04717
12	0.00374	6.90066	0.00862	0.00028	0.00434	0.94749	-0.00454			0.00551	8.66354	0.00325			-0.00500

〈附表 1-1〉의 계속

	韓國의 占有率			日本の 占有率			臺灣의 占有率			香港의 占有率			싱가포르의 占有率		
	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性
(WPI_H/E_H)															
總效果	-0.18548	13.92759	0.00019	0.51359	11.66954	0.00064	0.05520	0.48843	0.48463	-0.37223	32.38736	0.00000	-0.03530		
時差 0	-0.03553	12.68788	0.00037	0.08388	7.72644	0.00544	-0.00514	0.10508	0.74582	-0.02129	2.62977	0.10488	-0.02192		
1	-0.03210	17.69826	0.00000	0.08084	12.26158	0.00046	0.00083	0.00463	0.94575	-0.03664	13.31129	0.00026	-0.01292		
2	-0.02855	17.15064	0.00000	0.07623	13.36261	0.00026	0.00544	0.24666	0.61944	-0.04757	27.49108	0.00000	-0.00556		
3	-0.02486	12.19485	0.00048	0.07005	10.57982	0.00114	0.00871	0.59244	0.44148	-0.05406	33.29415	0.00000	0.00016		
1年	0.12104			0.31099			0.00983			-0.15956			-0.04023		
4	-0.02104	7.96394	0.00477	0.06230	7.62778	0.00575	0.01063	0.80425	0.36983	-0.05612	32.70939	0.00000	0.00424		
5	-0.01710	5.34298	0.02081	0.05298	5.60759	0.01788	0.01120	0.90776	0.34071	-0.05376	30.50670	0.00000	0.00668		
6	-0.01302	3.77194	0.05212	0.04209	4.30947	0.03790	0.01042	0.95718	0.32790	-0.04696	28.34842	0.00000	0.00747		
7	-0.00881	2.79403	0.09462	0.02963	3.45486	0.06307	0.00830	0.98121	0.32190	-0.03574	26.55713	0.00000	0.00662		
2年	-0.05996			0.18700			0.04054			-0.19259			0.02501		
8	-0.00447	2.15451	0.14215	0.01560	2.86836	0.09034	0.00482	0.99293	0.31903	-0.02008	25.12038	0.00000	-0.02008		

〈附表 1-1〉의 계속

	韓國의 占有率			日本의 占有率			臺灣의 占有率			香港의 占有率			싱가포르의 占有率		
	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性
(WPI _s /E _s)															
總效果	-0.14347	28.32553	0.00000	0.26389	10.47121	0.00121	0.00372	0.00755	0.93078	-0.07148	4.05935	0.04393	-0.07148	4.05935	0.04393
時差 0	-0.00257	0.18709	0.66535	-0.02428	1.81958	0.17736	0.02881	9.28592	0.00231	0.00769	0.96415	0.32614	0.00769	0.96415	0.32614
1	-0.01099	5.68035	0.01716	0.00410	0.08651	0.76867	0.01625	4.91644	0.02660	-0.00049	0.00662	0.93516	-0.00049	0.00662	0.93516
2	-0.01724	19.05755	0.00000	0.02607	4.76123	0.02911	0.00604	0.92531	0.33609	-0.00684	1.73444	0.18785	-0.00684	1.73444	0.18785
3	-0.02131	31.98715	0.00000	0.04161	13.32883	0.00026	-0.00184	0.09475	0.75822	-0.01136	5.25249	0.02192	-0.01136	5.25249	0.02192
1年	-0.05211			0.04750			0.04926			-0.01101			-0.01101		
4	-0.02320	38.40495	0.00000	0.05073	20.06701	0.00000	-0.00738	1.54053	0.21454	-0.01405	8.13309	0.00435	-0.01405	8.13309	0.00435
5	-0.02291	40.15910	0.00000	0.05342	23.85936	0.00000	-0.01058	3.39387	0.06544	-0.01490	9.81068	0.00174	-0.01490	9.81068	0.00174
6	-0.02045	39.92520	0.00000	0.04970	25.77137	0.00000	-0.01145	4.95407	0.02603	-0.01393	10.69039	0.00108	-0.01393	10.69039	0.00108
7	-0.01581	39.03478	0.00000	0.03955	26.70159	0.00000	-0.00997	6.14772	0.01316	-0.01112	11.14193	0.00084	-0.01112	11.14193	0.00084
2年	-0.08237			0.19341			-0.03938			-0.05399			-0.05399		
8	-0.00899	38.00559	0.00000	0.02299	27.13653	0.00000	-0.00615	7.04877	0.00793	-0.00647	11.37164	0.00075	-0.00647	11.37164	0.00075

〈附表 1-1〉의 계속

	韓國의 占有率			日本의 占有率			臺灣의 占有率			싱가포르의 占有率			
	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	係數	χ^2 값	有意性	
(M/P*)													
總效果	-0.02920	28.15944	0.00000	0.10834	42.88697	0.00000	-0.03884	18.93320	0.00000	-0.04394	38.25287	0.00000	0.00364
時差 0	-0.01674	14.95908	0.00011	0.07198	30.21121	0.00000	-0.01102	2.56562	0.10921	-0.03747	2.62977	0.10488	-0.00675
1	-0.01030	30.28754	0.00000	0.04245	56.18174	0.00000	-0.00888	8.91418	0.00283	-0.02077	13.31129	0.00026	-0.00250
2	-0.00521	25.63489	0.00000	0.01935	38.55026	0.00000	-0.00694	17.95449	0.00000	-0.00785	27.49108	0.00000	0.00065
3	-0.00147	0.62449	0.42938	0.00265	0.22054	0.63863	-0.00517	3.04574	0.08095	0.00129	33.29415	0.00000	0.00271
1年	-0.03374			0.13643			-0.03201			-0.06479			-0.00589
4	0.00092	0.15012	0.69843	-0.00763	1.13542	0.28662	-0.00360	0.91583	0.33857	0.00664	32.70939	0.00000	0.00367
5	0.00196	0.76359	0.38221	-0.01150	2.87206	0.09013	-0.00221	0.38550	0.53468	0.00821	30.50670	0.00000	0.00354
6	0.00165	1.28911	0.25621	-0.00896	4.12840	0.04217	-0.00101	0.19144	0.66172	0.00600	28.34842	0.00000	0.00232
2年	0.00453			-0.02809			-0.00683			0.02085			0.00953

〈附表 2-1〉 式(25)의 結果에 의한 占有率(w_i)의 效用不變彈力性

	韓國의 占有率	日本의 占有率	臺灣의 占有率	홍콩의 占有率	싱가포르의 占有率
(WPI_K/E_K)					
總效果	-0.94636	0.33514	-0.20036	-0.29302	-1.55791
1年	-1.15680	0.76745	-1.44314	-0.90383	-2.00424
2年	-0.08585	-0.08886	0.38123	0.15530	-0.10803
3年	0.26146	-0.30726	0.77429	0.40834	0.49035
12分期	0.03483	-0.03619	0.08726	0.04716	0.06399
(WPI_J/E_J)					
總效果	2.07235	-0.94145	1.13847	1.48619	2.28684
1年	0.58595	-0.16639	0.19695	0.49406	-0.66768
2年	0.83706	-0.41354	0.50150	0.57568	1.36179
3年	0.59579	-0.33054	0.40227	0.38296	1.44602
12分期	0.05355	-0.03098	0.03775	0.03348	0.14671
(WPI_T/E_T)					
總效果	-0.28695	0.26368	-0.17559	-0.39549	-1.99656
1年	-0.41435	0.07735	0.30361	-0.83779	0.53831
2年	-0.00483	0.10557	-0.18867	0.08224	-1.17406
3年	0.11744	0.07413	-0.26243	0.32188	-1.23570
12分期	0.01480	0.00663	-0.02809	0.03818	-0.12511
(WPI_H/E_H)					
總效果	-0.24610	0.20187	-0.23194	-1.51329	1.57916
1年	-0.23301	0.10775	-0.36396	0.00876	0.21184
2年	-0.01681	0.08605	0.10926	-1.35273	1.22010
8分期	0.00372	0.00806	0.02276	-0.16931	0.14722
(WPI_S/E_S)					
總效果	-0.59294	0.14076	-0.53059	0.71560	-0.31152
1年	-0.07878	-0.10346	0.07004	0.78220	-0.10178
2年	-0.45879	0.21478	-0.53234	-0.04181	-0.18870
8分期	-0.05538	0.02943	-0.06829	-0.02478	-0.02104

註 : 첨자) K =韓國, J =日本, T =臺灣, H =홍콩, S =싱가포르.

<附表 2-2> 式(25)의 結果에 의한 輸出物量(q_i)의 效用不變彈力性

	韓國의 輸出物量	日本의 輸出物量	臺灣의 輸出物量	홍콩의 輸出物量	싱가포르의 輸出物量
(WPI_K/E_K)					
總效果	-1.84469	0.43681	-0.09869	-0.19135	-1.45625
1年	-2.05513	0.86912	-1.34147	-0.80216	-1.90257
2年	-0.98418	0.01281	0.48290	0.25697	-0.00636
3年	-0.63688	-0.20560	0.87596	0.51001	0.59202
12分期	-0.86351	0.06548	0.18892	0.14883	0.16566
(WPI_J/E_J)					
總效果	2.70100	-1.31280	1.76712	2.11484	2.91549
1年	1.21459	-0.53774	0.82560	1.12271	-0.03903
2年	1.46571	-0.78489	1.13015	1.20433	1.99044
3年	1.22444	-0.70190	1.03092	1.01161	2.07467
12分期	0.68220	-0.40233	0.66639	0.66213	0.77535
(WPI_T/E_T)					
總效果	-0.14134	0.40928	-1.02998	-0.24989	-1.85095
1年	-0.26875	0.22295	-0.55079	-0.69219	0.68391
2年	0.14077	0.25117	-1.04307	0.22784	-1.02846
3年	0.26304	0.21973	-1.11683	0.46748	-1.09010
12分期	0.16040	0.15223	-0.88249	0.18378	0.02049
(WPI_H/E_H)					
總效果	-0.16071	0.28725	-0.14655	-2.42790	1.66455
1年	-0.14763	0.19314	-0.27857	-0.90586	0.29723
2年	0.06858	0.17144	0.19465	-2.26734	1.30549
8分期	0.08911	0.09345	0.10814	-1.08392	0.23261
(WPI_S/E_S)					
總效果	-0.55425	0.17945	-0.49190	0.75430	-1.27283
1年	-0.04008	-0.06477	0.10874	0.82089	-1.06309
2年	-0.42010	0.25348	-0.49365	-0.00312	-1.15000
8分期	-0.01669	0.06813	-0.02960	0.01391	-0.98235

註 : 첨자) K =韓國, J =日本, T =臺灣, H =홍콩, S =싱가포르.

<附表 3> 式(26)의 結果에 의한 아시아 五國
對美 輸出物量의 價格彈力性

	粗 價 格 彈 力 性	効用不變價格 彈 力 性
P^*	-1.0199	-0.0191
P^0	0.0041	0.0115
P^{US}	-2.0682	1.3921