

# 生産性 向上과 生産量の 成長

－ 韓國과 台灣의 製造業部門 分析－

崔 廷 杓\*

## 〈目 次〉

- I. 序 論
- II. 分析模型
- III. 測定結果
- IV. 要約 및 結論
- 參考文獻

## I. 序 論

本研究는 급속한 經濟成長을 이룩한 韓國과 臺灣에서의 製造業部門 生産量 成長이 각 生産要素의 質的 向上과 量的 增加로부터 각각 어느정도 공헌을 받고있는지 밝히는 것을 그 주된 目的으로 하고 있다. 生産要素의 質的 向上이란 生産要素의 生産性 向上(productivity growth)을 의미하며 이 變化는 生産函數 자체를 이동시킨다(shift in production function). 生産要素의 量的 增加는 要素使用量の 증가를 의미하며 이 變化는 生産函數上에서의 生産點 이동을 가져온다(movement along the production function). 生産量 成長(output growth)은 이 두 變化의 합계로서 표시될 수 있으며, 이러한 관계를 數式으로 표현한 것이 成長會計方程式(equation of growth accounting)이다. 즉 成長會計方程式은 生産量 成長率(the rate of output growth)이 總要素生産性 成長率(the rate of growth of total factor productivity)과 總要素使用量 增加率(the rate of growth

\* 建國大學校 經濟學科.

of total input)을 합한 값이라는 공식이다.”本研究에서는 이 成長會計方程式原理를 이용하여 個別 生産要素의 生産性向上과 使用量增加가 각각 얼마만큼 生産量의 成長에 영향을 미치고 있는지를 분석하고 있다.”

個別 生産要素들의 生産性 向上率을 加重合計한 것이 總要素生産性成長率이고, 이것은 生産函數 전체가 이동한 量을 나타낸다. 個別生産要素들의 使用量 增加率을 加重合計한 것이 總要素使用量增加率이고 이것은 주어진 본래의 生産函數 上에서 生産點이 이동한 量을 나타낸다. 그러므로 本研究에서는 個別要素의 質의 向上 및 量的 增加가 各 要素別로 生産量 成長에 얼마나 기여하였는지를 측정하면서, 동시에 生産量의 成長과 더불어 나타나는 生産函數 자체의 이동과, 주어진 生産函數 上에서의 生産點 이동이 각각 얼마인지도 측정하고 있다.

本研究는 또한 Berndt and Fuss(1986)와 Hulten(1986) 등에 의해 지적된대로, 成長會計方程式의 문제점들을 수정하여 이 公式을 더욱 정교하게 실제 자료에 적용시키는 것을 그 부수적 目的으로 하고 있다. 전통적인 成長會計方程式은 生産이 항상 規模에 대한 報酬不變(constant returns to scale) 下의 競爭的인 長期均衡(competitive long run equilibrium)에서 이루어질때만 실제 자료에 적용될 수 있다. 만약 실제 生産이 固定要素(fixed input)의 존재로 인해 일시적인 短期均衡(short run equilibrium)에서 이루어지고 있다면, 이 生産點으로 부터 얻어진 자료는 바로 成長會計方程式에 사용될 수 없다. 各 要素의 生産性 成長率이 加重合計되고 各 要素의 使用量 增加率이 加重合計되어야 生産量 成長率이 구해지는데, 短期均衡生産點에서는 固定要素가 適正量으로 사용되고 있지 않기 때문에 各 生産要素의 加重值를 실제 자료로부터 직접 계산해낼

1) 生産函數가  $Y(T)=F(K(T), L(T), T)$ 로 주어지면(여기서  $Y$ 는 生産量,  $K$ 는 資本,  $L$ 은 勞動,  $T$ 는 技術水準이다), 이 生産函數의 양변을  $T$ 에 대하여 전미분(total differentiation)하면  $\dot{Y}/Y=W_K \cdot (\dot{K}/K)+W_L(\dot{L}/L)+F_T/Y$ 라는 式을 얻을 수 있다.(여기서  $\dot{Y}=dY/dT$ ,  $\dot{K}=dK/dT$ ,  $\dot{L}=dL/dT$ ,  $F_T=\partial Y/\partial T$ ,  $W_K=(K/Y) \cdot \partial F/\partial K$ ,  $W_L=(L/Y) \cdot \partial F/\partial L$ 이다).  $W_K$ 와  $W_L$ 은 각각  $K$ 의 사용량 증가율과  $L$ 의 사용량 증가율에 대한 加重值(weight)이며, 따라서  $[W_K \cdot (\dot{K}/K)+W_L \cdot (\dot{L}/L)]$ 은 總要素使用量의 增加率이다. 그리고  $F_T/Y$ 는 總要素生産性의 增加率이다. 그러므로 생산량성장률  $\dot{Y}/Y$ 는 總要素增加率과 總要素生産性 成長率의 합치이다.

2) 成長會計方程式은 Solow(1957), Jorgenson and Griliches(1967), Denison(1969), Kendrick(1973) 등에 의해 總要素生産性成長率 측정을 위한 公式으로 일반화 되었다. 成長會計方程式은 生産量成長率=總要素增加率+總要素生産性成長率이라는 公式이므로 실제 자료로부터 生産量成長率과 總要素增加率을 직접 측정하고 이 두값의 차이를 계산하여 總要素生産性成長率을 측정하였다. 이 測定에서는 “Törnqvist” 指數方法이 사용되고 있다.

수가 없으며, 따라서 전통적인 成長會計方程式은 그대로 사용될 수가 없다.<sup>3)</sup> 그러므로 지금까지의 대부분 研究에서는 관찰된 生産點이 실제로는 短期均衡生産點인데도 長期均衡生産點이라고 가정하고 成長會計方程式을 사용하였다. 그러나 이러한 잘못된 가정은 그 분석결과를 부정확하게 만들기 마련이다. 本研究에서는 短期均衡生産의 가능성을 인정하고, 실제로는 短期均衡生産點인 것을 長期均衡生産點인 것으로 간주하였을 때 야기되는 문제점들을 모두 수정한 후, 成長會計方程式 原理를 이용하여 각 生産要素의 質的 向上 및 量的 增加가 生産量 成長에 어떻게 영향을 미치고있는지를 측정하고 있다.

短期均衡生産의 가능성은 生産要素의 價格이나 生産量이 예측 불가능하게 변할때 매우 높다. 生産要素價格과 生産量이 변할때는 要素의 適正使用量(optimal levels of inputs)도 변한다. 그런데 固定要素는 즉시 適正量으로의 조정이 불가능하기 때문에 실제 사용량과 적정량과는 차이가 나게 마련이며, 이때의 生産點은 短期均衡生産點일 수 밖에 없다. 즉, 生産要素價格이나 生産量이 예측 불가능하게 변할때는 國定要素가 전혀 조정되지 못한채로 생산이 이루어질 수 밖에 없으며 이때의 生産點은 당연히 短期均衡 生産點일 수 밖에 없다. 韓國과 臺灣은 石油 全量을 외국으로부터 輸入하고 있으며, 또한 많은 原資材와 部品을 해외로부터 輸入하고 있다. 그러므로 이러한 生産要素들의 가격이 經濟外的인 國際情勢의 변화에 의해 급작스럽게 변한 예가 많았다. 뿐만아니라 韓國과 台灣은 輸出에 의해 급속히 성장했으며, 수출되고 있는 많은 생산물의 生産量 역시 해외 수요여건의 변화에 따라 불규칙하게 변한 예가 많았다. 그러므로 韓國과 台灣의 製造業生産은 短期均衡生産點에서 이루어질 가능성이 매우높다. 따라서 韓國과 台灣의 製造業에서는 短期均衡生産 가능성을 고려한 모형에서 生産要素의 質的 向上 및 量的增加가 生産量 成長에 어느정도 기여하고 있는지를 측정하는 것이 더욱 타당할 것이다.

本研究에서는 生産要素를 資本(capital), 勞動(labor), 에너지(energy), 原料(materials) 등 4가지로 구분하여, 資本을 固定要素로 간주하고, 나머지 3要素를 可變要素로 취급하였다. 그리고 短期均衡生産 可能性을 고려하기위하여 短期可變費用函數(short

3)  $\dot{Y}/Y = W_K \cdot (\dot{K}/K) + W_L \cdot (\dot{L}/L) + F_T/Y$ 라는 成長會計方程式에서  $W_K$ 와  $W_L$ 은  $\partial F / \partial K = P_K / P$  와  $\partial F / \partial L = P_L / P$  (여기서  $P$ 는 生産物價格이고  $P_K$ 와  $P_L$ 은 각각  $K$ 와  $L$ 의 서비스가격이다) 이 성립한다는 가정하에서 실제자료로부터 직접 측정될 수 있다. 즉  $W_K = (K \cdot P_K) / (Y \cdot P)$ 이고  $W_L = (L \cdot P_L) / (Y \cdot P)$ 이다. 그러나 이러한 等式들은 長期均衡生産點에서만 성립하는 等式들이다. 만약  $K$ 가 고정요소이고 실제생산점이 단기균형생산점이라면  $\partial F / \partial K \neq P_K / P$ 이며, 따라서 이러한 公式에 의해  $W_K$ 와  $W_L$ 은 측정될 수가 없다. 자세한 내용을 위해서는 Berndt and Fuss(1986)과 Hulten(1986) 참조.

run variable cost function)를 이용하였다.<sup>4)</sup> 이 함수로부터 각 要素의 加重值(weights)를 이론과 일치하도록 정확하게 계산하였다. 그리고 이 費用函數로부터 각 要素의 生産性 向上을 측정하였다. 本 研究은 이렇게 측정된 값들을 成長會計方程式에 대입시키므로써 정확한 분석을 해내도록 시도하였다.

第2節에서는 短期均衡生産 가능성을 전제로해서 生産量 成長率이 生産要素의 使用量 增加率과 生産性 向上率의 합계로 표시될 수 있다는 것을 理論的으로 보이면서, 이 模型이 可變費用函數와 어떻게 연결되어 구체적으로 그 값들이 측정될 수 있는지를 자세히 보이고 있다. 그리고 이 과정에서 生産技術變化의 특성이 短期 Hicks 中立的 技術變化(short run Hicks neutral technical change)와 長期 Hicks 中立的 技術變化(long run Hicks neutral technical change)로 분리되어 실증적 검정이 이루어 질 수 있다는 것을 보인다. 第3節에서는 本分析에 사용된 資料에 관한 간단한 설명과, 이 자료를 통해 이루어진 模型의 測定結果가 정리되어있다. 그리고 第4節에서는 本研究의 결과를 간단히 요약하고 몇가지 結論을 도출해 내고 있다.

## II. 分析模型

生産要素와 生産量 사이에 전통적인 新古典學派의 特性이 만족되는 生産函數(production function)가 다음과 같이 주어졌다.

$$Y(T)=F(X_I(T), X_k(T), T) \dots\dots\dots (1)$$

여기서 Y는 生産量,  $X_I$ 는 可變生産要素,  $X_k$ 는 固定生産要素, T는 時間과 技術水準을 각각 나타낸다. 生産량을 고정시켜둔 채 式(1)의 양변을 T에 대해 전미분(total differentiation)하면 技術水準의 변화에 의해 주어진 生産량의 等量曲線(isoquant)이 어떻게 이동될 것인가를 나타내는 아래와 같은 式이 얻어진다.

$$0=F_I \cdot \dot{X}_I + F_k \cdot \dot{X}_k + F_T \dots\dots\dots (2)$$

여기서 F의 下添字는 F가 상용변수에 의해 편미분되었다는 것을 나타내며, 變數위의 點은 그 변수가 T에 의해 미분되었다는 것을 나타낸다.

式(2)로부터 總要素生産性의 成長率(total factor productivity growth rate)이 다음과 같이 도출될 수 있다.

4) 短期均衡生産에서는 短期可變費用函數가 사용되어야 한다는 理論에 대해서는 Brown and Christensen(1981)과 Caves-Christensen-Swanson(1981) 참조.

$$E_{YT} = \frac{F_T}{Y} = - \left[ \frac{F_l}{Y} \cdot \dot{X}_l + \frac{F_k}{Y} \cdot \dot{X}_k \right] \\ = - \left[ \frac{P^* \cdot F_l \cdot X_l}{P^* \cdot Y} \cdot \frac{\dot{X}_l}{X_l} + \frac{P^* \cdot F_k \cdot X_k}{P^* \cdot Y} \cdot \frac{\dot{X}_k}{X_k} \right] \dots\dots\dots (3)$$

여기서  $E_{YT}$ 는 總要素生産性成長率이며,  $P^*$ 는 生産物の 예상가격(expected output price)이다. 그런데 可變要素(variable input)는 항상 適正量으로 사용되기 때문에 그 要素의 豫想限界生産物價値(expected value of marginal product)가 그 要素서비스의 市場價格과 일치한다. 즉  $P^* \cdot F_l = P_l$ 가 되도록  $X_l$ 의 사용량이 정해진다.<sup>5)</sup> 여기서  $P_l$ 는  $X_l$  서비스의 市場價格이다. 그런데 固定要素인  $X_k$ 에 대해서는 이러한 성질이 반드시 만족된다고 볼 수 없다. 왜냐하면  $X_k$ 는 그 固定性 때문에 항상 適正量이 사용된다고 볼 수 없기 때문이다. 固定要素  $X_k$ 의 豫想限界生産物價値(expected value of marginal product)는 그 要素서비스의 潛在價格(shadow rental price)이 되며, 이것은 그 要素서비스의 市場價格(market rental price)과 일치하지 않는다. 즉  $X_k$ 의 실제 사용량에서는  $P^* \cdot F_k = P_k^* \neq P_k$ 이다.<sup>6)</sup> 여기서  $P_k^*$ 는  $X_k$ 서비스의 潛在價格이고,  $P_k$ 는  $X_k$ 서비스의 市場價格이다. 그러므로 式(3)은 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$E_{YT} = - \left[ \frac{P_l \cdot X_l}{P^* \cdot Y} \cdot \frac{\dot{X}_l}{X_l} + \frac{P^* \cdot \dot{X}_k}{P^* \cdot Y} \cdot \frac{\dot{X}_k}{X_k} \right] \dots\dots\dots (4)$$

式(4)에서  $\dot{X}_l / X_l$ 와  $\dot{X}_k / X_k$ 는 각각  $X_l$ 와  $X_k$ 의 生産性成長率이다. 그러므로 이 값들을 加重合計한 값이  $E_{YT}$ 이며, 이것이 總要素生産性的 成長率이다.<sup>7)</sup>

各 生産要素는 그 生産性이 向上될 뿐만 아니라 사용량도 증가된다. 總要素使用量增加率(the rate of growth of aggregate input)을  $E_{XT}$ 라고 했을때  $E_{XT}$ 는 다음과 같이 정의될 수 있다.

$$E_{XT} = \frac{P_l \cdot X_l}{P^* \cdot Y} \cdot \frac{\dot{Q}_l}{Q_l} + \frac{P_k^* \cdot X_k}{P^* \cdot Y} \cdot \frac{\dot{Q}_k}{Q_k} \dots\dots\dots (5)$$

5) 완전경쟁의 장기균형에서는 生産물의 예상가격( $P^*$ )이 바로 실제가격이 된다. Berndt and Fuss(1986) 참조.  
 6)  $X_k$ 는 고정요소이기 때문에 限界生産物の 市場價値가 그 要素의 市場價格과 일치하도록 사용량이 반드시 조정되는 것이 아니다.  
 7)  $Y(T)$ 의 생산에 소요된 실제비용은  $X_l \cdot P_l + X_k \cdot P_k$ 이고, 潛在費用은  $X_l \cdot P_l + X_k \cdot P_k^*$ 이다. 그리고 예상수입은  $P^* \cdot Y$ 이고, 실제수입은  $P \cdot Y$ 이다. ( $P$ 는 실제생산물가격) 그런데 단기균형생산점에서는  $P^* \cdot Y = X_l \cdot P_l + X_k \cdot P_k^*$ 이지만  $P \cdot Y \neq X_l \cdot P_l + X_k \cdot P_k \neq X_l \cdot P_l + X_k \cdot P_k^*$ 이다. 그러므로 단기균형생산점에서는 成長會計方程式이  $P^* \cdot Y = X_l \cdot P_l + X_k \cdot P_k^*$ 에서만 성립하는 것이다. 즉 各 要素의 가중치는 이 식으로부터 구해져야 한다. 만약 경쟁적인 장기균형에서 생산이 이루어진다면,  $P \cdot Y = X_l \cdot P_l + X_k \cdot P_k = X_l \cdot P_l + X_k \cdot P_k^* = P^* \cdot Y$ 이고 成長會計方程式이 일반적으로 성립한다. 즉 各 要素의 加權치는 실제로 관찰된 자료로부터 쉽게 계산될 수 있다. 이러한 단기균형과 장기균형의 차이에 관해서는 Berndt and Fuss (1986)를 참조.

式(5)에서  $\dot{Q}_1/Q_1$ 와  $\dot{Q}_k/Q_k$ 는 각각  $X_1$ 과  $X_k$ 의 실제사용량의 증가율을 나타낸다. 그러므로 이 값들을加重合計한  $E_{XT}$ 는總要素使用量增加率이 된다.<sup>8)</sup>

成長會計方程式에 의하면 生産量の 成長率  $\dot{Y}/Y$ 는 다음과 같이 표시될 수 있다.<sup>9)</sup>

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = E_{XT} + E_{YT}$$

$$= \left[ \frac{P_1 \cdot X_1}{P^* \cdot Y} \cdot \frac{\dot{Q}_1}{Q_1} + \frac{P_k \cdot X_k}{P^* \cdot Y} \cdot \frac{\dot{Q}_k}{Q_k} \right] + \left[ -\frac{P_1 \cdot X_1}{P^* \cdot Y} \cdot \frac{\dot{X}_1}{X_1} - \frac{P_k \cdot X_k}{P^* \cdot Y} \cdot \frac{\dot{X}_k}{X_k} \right] \quad (6)$$

式(6)에서 주시해야 할 점은  $P$ 와  $P_k$ 대신에 각각  $P^*$ 와  $P_k^*$ 가 사용되었다는 점이다. 생산이 항상 競爭的인 長期均衡에서 이루어진다면  $P=P^*$ 이고  $P_k=P_k^*$ 이다. 그러므로 이 때는 市場에서 관찰되는  $P$ 와  $P_k$ 가 바로 사용되어도 아무런 문제가 없다. 그러나 단기 균형생산점에서는  $P \neq P^*$ 이고  $P_k \neq P_k^*$ 이기 때문에, 分析模型으로부터  $P_k^*$ 와  $P^*$ 값을 측정하여 式(6)에 대입시켜야 生産要素의 質的 向上과 量的 增加가 生産量 成長率에 미치는 效果를 정확하게 측정할 수 있다.<sup>10)</sup>

式(6)은 短期可變費用函數(short run variable cost function)를 통해 측정될 수 있다. 固定要素가 존재하여 항상 단기균형 상태에서 생산이 이루어지고 있다면 總費用函數는 存在할 수 없으며 可變費用函數만이 성립될 수 있다.<sup>11)</sup> 즉 주어진 固定要素下에서 可變要素들을 適正量으로 사요하여 일정生産量を 생산할 때는 다음과 같은 可變費用函數가 존재한다.

$$CV = CV(Y, P_1, \tilde{X}_k, T) \quad (7)$$

여기서  $CV$ 는 可變費用 즉  $CV = \sum P_i X_i (i=L, E, M)$  이고  $\tilde{X}_k$ 는 技術變化가 체화된 固定要素(technology embodied fixed input)이다. 즉  $X_k$ 의 生産性이 매기마다  $\lambda$ 率로 향상되고 있을때  $\tilde{X}_k = X_k e^{\lambda T}$ 로 표시된다.

式(7)로부터  $X_k$ 서비스의 잠재가격(shadow rental price of  $X_k$ )이  $P_k^* = -\partial CV / \partial X_k =$

8) 관찰된 生産點에서  $X_1=Q_1$  이고  $X_k=Q_k$ 이지만  $\dot{X}_1 \neq \dot{Q}_1$ 이고  $\dot{X}_k \neq \dot{Q}_k$ 이다. 왜냐하면  $\dot{X}_1$ 와  $\dot{X}_k$ 는 생산량을 고정시켜 놓고 그 생산량을 생산하는데 기술진보가 야기시키는  $X_1$ 와  $X_k$ 의 절약분을 나타내는 값이고,  $Q_1$ 와  $Q_k$ 는 그러한 제약없이  $X_1$ 와  $X_k$ 가 증가한 實測값이다. 그리고 食(5)의 도출원리에 대해서는 註1 참조. 註1에서  $E_{XT}$ 에 해당하는 부분은  $W_K \cdot (\dot{K}/K) + W_L \cdot (\dot{L}/L)$ 이다.

9) Jorgenson and Griliches(1967) 참조. 그리고 註1 참조.

10) 本分析에서는 각요소s의 가중치를 계산하기 위하여  $(P^* \cdot Y)$ 의 값이 필요하기 때문에  $P^*$ 를 별도로 측정해 낼 필요가 없고, 일단  $P_k^*$ 가 측정되면  $P^* \cdot Y = X_1 \cdot P_1 + X_k \cdot P_k^*$ 식으로부터  $(X_1 \cdot P_1 + X_k \cdot P_k^*)$  값을 계산하여  $(P^* \cdot Y)$  값으로 사용한다.

11) 可變費用函數와 總費用函數의 차이와 可變費用函數의 실제 적용 例에 대해서는 Brown and Christensen(1981)과 Caves-Christensen-Swanson(1981) 참조.

$-CV_k$  公式에 의해 구해질 수 있다.<sup>12)</sup> 그러므로 잠재고정비용(shadow fixed cost)은  $P_k^* \cdot X_k = -CV_k \cdot X_k$ 이고, 이값을 CV와 합할때 아래와 같은 잠재총비용  $CT^*$ 가 구해진다.

$$CT^* = CV + P_k^* \cdot X_k = CV - CV_k \cdot X_k \dots\dots\dots (8)$$

規模에 대한 報酬不變(constant returns to scale) 生産下에서는  $P^* \cdot Y = P_1 \cdot X_1 + P_k^* \cdot X_k = CV + P_k^* \cdot X_k = CT^*$ 이다. 그리고 可變費用函數에 Shephard Lemma를 적용시키면 可變要素의 需要가  $X_1 = \partial CV / \partial P_1 = CV_{1T}$ 로 구해진다. 그러므로  $\dot{X}_1 = dX_1 / dT = CV_{1T}$ 이다. 따라서 式(6)에서  $(P^* \cdot Y)$  대신에  $(CV - CV_k \cdot X_k)$ 를,  $X_1$ 대신에  $CV_{1T}$ 를,  $\dot{X}_1$  대신에  $CV_{1T}$ 를,  $P_k^*$ 대신에  $-CV_k$ 를  $\dot{X}_k / X_k$  대신에  $-\lambda$ 를 각각 대입하면, 生産量 成長率은 可變費用函數에 의해 다음과 같이 代替될 수 있다.

$$\begin{aligned} \frac{\dot{Y}}{Y} = & \left[ \frac{P_1 \cdot CV_1}{CV - CV_k \cdot X_k} \frac{\dot{Q}_1}{Q_1} + \frac{-CV_k \cdot X_k}{CV - CV_k \cdot X_k} \frac{\dot{Q}_k}{Q_k} \right] \\ & + \left[ -\frac{P_1 \cdot CV_1}{CV - CV_k \cdot X_k} \frac{CV_{1T}}{CV_1} - \frac{-CV_k \cdot X_k}{CV - CV_k \cdot X_k} (-\lambda) \right] \dots\dots\dots (9) \end{aligned}$$

可變費用函數 CV가 실제 함수형태로 측정되었을때 式(9)의 각 값들은 측정될 수 있다.

生産要素를 資本(K), 勞動(L), 에너지(E), 原料(M)로 구분하고, 資本을 고정요소로, 노동·에너지·원료를 가변요소로 취급하면 다음과 같은 Translog 可變費用函數를 설정할 수 있다.<sup>13)</sup>

$$\begin{aligned} \ln CV = & a_0 + a_Y \ell_n Y + a_K \ell_n \tilde{X}_K + \sum_i a_{i1} \ell_n P_i + a_T \cdot T \\ & + \frac{1}{2} b_{YY} (\ell_n Y)^2 + b_{YK} \ell_n Y \ell_n \tilde{X}_K + \sum_i b_{Yi} \ell_n Y \ell_n P_i + b_{YT} \ell_n Y \cdot T \\ & + \frac{1}{2} b_{KK} (\ell_n \tilde{X}_K)^2 + \sum_i b_{Ki} \ell_n \tilde{X}_K \ell_n P_i + b_{KT} \ell_n \tilde{X}_K \cdot T \\ & + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j b_{ij} \ell_n P_i \ell_n P_j + \sum_i b_{iT} \ell_n P_i \cdot T \\ & + \frac{1}{2} b_{TT} T^2 \quad i, j = L \cdot E \cdot M \dots\dots\dots (10) \end{aligned}$$

여기서  $P_i$ 는 생산요소 i의 가격이고,  $\tilde{X}_K / X_K = e^{\lambda T}$ 이며,  $X_K$ 는 주어진 資本의 量이다. 그러므로  $CV = P_L \cdot X_L + P_E \cdot X_E + P_M \cdot X_M$ 이다. 여기서  $X_i$ 는 생산요소 i의 量이다.

12)  $-P_k^* = \partial CV / \partial X_k$ 는 可變費用函數의 性質중 하나이다. Bendt, Fus and Waverman(1979), Brown and Christensen(1981), Bendt and Fuss(1986) 참조.  
13) Translog 可變費用函數의 例에 대해서는 Brown and Christensen(1981), Caves, Christensen and Swanson(1981) 참조.

式(10)을  $\ell_n P_i$ 로 편미분하고 Shephard Lemma 를 적용시키면 각 可變要素의 可變生産費率方程式(variable cost share equation)이 얻어진다.

$$S_i = a_i + b_{Yi} \ell_n Y + b_{Ki} \ell_n \tilde{X}_K + \sum_j b_{Uj} \ell_n P_j + b_{iT} \cdot T \quad (i = L, E, M) \dots\dots\dots (11)$$

여기서  $S_i = (P_i \cdot X_i) / CV$ 이다. 그리고  $\tilde{X}_K$ 는 실측이 불가능하기 때문에 式(10)과 式(11)의  $\ell_n \tilde{X}_K$  대신에  $(\ell_n X_K + \lambda T)$ 를 대입시키면, 式(10)과 式(11)은  $\ell_n \tilde{X}_K$  대신에  $\ell_n X_K$ 를,  $a_T$  대신에  $\alpha_T (\alpha_T = a_T + \lambda a_K)$ 를,  $b_{iT} (i = Y, K, L, E, M)$  대신에  $\beta_{iT} (\beta_{iT} = b_{iT} + \lambda b_{Ki})$ 를,  $b_{TT}$  대신에는  $\beta_{TT} (\beta_{TT} = b_{TT} + \lambda^2 b_{KK} + 2\lambda b_{KT})$ 를 대입시켜 측정 가능한 형태로 고쳐질 수 있다. 그리고 측정과정에서는  $\tilde{X}_K$ 가 이미  $T$ 를 포함하고 있기 때문에  $b_{KT} = 0$ 라고 두었다. 그러므로 실제로 측정되는 係數(coefficients)들은  $\alpha_T, a_K, \beta_{iT}, b_{Ki}, \beta_{TT}$ 이고, 이 값들로부터  $\lambda, a_T, b_{iT}, b_{TT}$ 를 계산해낼 수 있다.

可變費用函數(10)은 理論的으로 對稱性(symmetry), 同次性(homogeneity)을 만족시켜야 하고, 동시에 規模에 대한 報酬不變(constant returns to scale)을 가정하였으므로 이를 위한 조건들이 만족되어야 한다. 對稱性 條件은 함수설정 당시 이미 부과되었고, 同次性 條件은 係數(coefficients)들 사이에 다음 제약들이 만족될때 성립한다.

$$\begin{aligned} \sum_i a_i &= 1, \sum_i b_{Yi} = 0, \sum_i b_{Ki} = 0, \sum_i b_{Uj} = \sum_j b_{Uj} = 0 \\ \sum_i \beta_{iT} &= 0, \sum_i S_i = 1, \quad (i = L, E, M) \end{aligned}$$

規模에 대한 報酬不變은 係數들 사이에 다음 제약들이 만족되어야 성립한다.

$$\begin{aligned} a_Y + a_K &= 1, \quad b_{Yi} + b_{Ki} = 0 \quad (i = L, E, M) \\ \beta_{YT} + \beta_{KT} &= 0, \quad b_{YY} + b_{YK} = 0, \quad b_{YK} + b_{KK} = 0 \end{aligned}$$

可變費用函數(10)에서 측정되어야할 係數의 總數는 28個이지만, 이상과 같은 13개의 制約條件들이 부과되면, 獨立的으로 측정되어야할 係數의 數는 15個이다.

각 可變要素의 生産費率은  $S_i = (P_i \cdot X_i) / CV$  ( $i = L, E, M$ )이기 때문에 각 요소의 生産性 成長率은  $\dot{X}_i / X_i = \dot{S}_i / S_i + \dot{CV} / CV$ 로 표시될 수 있다. 이때  $Y, P_i, X_K$ 는 그 量이 고정되어 있다. 그러므로 式(10)과 (11)로부터 可變要素의 生産性 成長率은 다음과 같은 式으로 도출된다.

$$\frac{\dot{X}_i}{X_i} = \frac{b_{iT}}{S_i} + a_T + b_{Yi} \ell_n Y + \sum_j b_{Uj} \ell_n P_j + b_{iT} T, \quad (i = L, E, M) \dots\dots\dots (12a)$$

그리고  $X_K$ 의 生産性 成長率은  $\lambda$ 이기 때문에 주어진 生産量에 대해 다음式을 얻을 수 있다.



$$\frac{\dot{X}_K}{X_K} = -\lambda \dots\dots\dots (12b)$$

式(12a 와 b)로 부터는 技術進步의 特性을 短期와 長期로 나누어 분석해 볼 수 있다. 短期에서는  $X_K$ 의 量이 固定되어 있으므로 技術進步가 可變要素들만의 生産性에 어떤 영향을 주는지를 먼저 살펴볼 필요가 있다. 즉  $X_K$ 의 使用量 成長率에 상관없이 항상  $\dot{X}_L / X_L = \dot{X}_E / X_E = \dot{X}_M / X_M$ 이라는 技術進步가 일어나면, 이것을 短期 Hicks 中立的 技術進步(short run Hicks neutral technical change)라고 규정할 수 있다. 단기 Hicks 中립적 기술진보 가설은  $b_{iK}=0$  ( $i=L, E, M$ )라는 제약조건이 만족되는지의 여부를 통해 검증될 수 있다. 반면에  $X_K$ 를 포함한 全 生産要素의 生産性 成長率이 모두 똑 같다면 이것을 長期 Hicks 中立的 技術進步(long run Hicks neutral technical change)라고 규정할 수 있다. 즉  $\dot{X}_K / X_K = \dot{X}_i / X_i$  ( $i=L, E, M$ )  $= -\lambda$ 이면 技術進步는 完全한 Hicks 中立的 技術進步이다. 이 假說은  $b_{iK}=0$  ( $i=L, E, M$ ),  $b_{KK}=0$ ,  $a_K=-\lambda$  라는 제약조건이 만족되는지의 여부를 통해 검증될 수 있다.

### III. 測定結果

本分析을 위해서는 먼저 可變費用函數인 式(10)이 측정되어야 한다. 式(10)은 對稱性, 同次性, 規模에 대한 報酬不變의 條件들이 모두 만족되도록 測定되었다. 측정에 있어서는 측정값에 대한 有意性을 높이기 위하여 式(10)과 式(11)을 連립방정식체계(simultaneous equations system)로 묶어 測定하였다.<sup>14)</sup> 그리고 測定기법으로는 TSP의 FIML 방식을 이용하였다.

사용된 자료는 韓國에 대해서는 1963년부터 1984년까지의 總製造業資料(aggregate manufacturing)이고, 台灣에 대해서는 1961년부터 1981년까지의 總製造業資料이다.<sup>15)</sup> 그리고 資料는 기본적으로 Norsworthy and Malmquist(1983)가 제시한 개념과 方法들에 근거를 두고 정리되었다.

Translog 可變費用函數인 式(10)과 生産費用方程式인 式(11)의 測定결과는 <表 1>에 정리되어 있다. 測定된 각 計數값들은 理論적으로 요구되는 費用函數의 條件들을

14) 式(10)과 (11)을 連립방정식 체계화시키는 과정에서  $\sum S_i=1$ 이 항상 성립되기 때문에 式(11)의 3가지 방정식중  $S_M$ 은 제외시켰다.

15) 韓國의 자료는 필자가 光公業통계조사보고서, 경제통계연보 등의 자료원으로 부터 직접 정리 하였고, 台灣의 자료는 台灣中央研究院 經濟研究所의 梁啓源 博士로 부터 제공받았다. 韓國의 資本資料는 表鶴吉-宋致榮(1984)의 資本資料이다.

〈表 1〉 Translog 可變費用函數의 測定結果(괄호안의 숫자는 標準誤差)

係 數	韓 國			台 灣		
	偏 倚 된 技術變化	短期 Hicks 中 立的 技術 變 化	長期 Hicks 中 立的 技術 變 化	偏 倚 된 技術變化	短期 Hicks 中 立的 技術 變 化	長期 Hicks 中 立的 技術 變 化
AO	17.3894 (0.0654)	17.1858 (0.0103)	17.1678 (0.0069)	20.5503 (0.1598)	20.5347 (0.1121)	20.5456 (0.0082)
AY	1.3005 (0.1205)	1.3833 (0.0682)	1.2768 (0.0106)	1.0925 (0.0987)	1.0885 (0.0120)	1.0866 (0.0077)
AK	-0.3005 (0.1205)	-0.3833 (0.0682)	-0.2768 (0.0106)	-0.0925 (0.0987)	-0.0885 (0.0120)	-0.0886 (0.0077)
AL	0.3004 (0.0463)	0.1343 (0.0201)	0.1363 (0.0030)	0.1592 (0.1646)	0.1295 (0.1534)	0.1406 (0.0056)
AE	0.1238 (0.0404)	0.0740 (0.0158)	0.0621 (0.0019)	0.0300 (0.0692)	0.0402 (0.0770)	0.0454 (0.0017)
AM	0.5758 (0.0745)	0.7918 (0.0166)	0.8016 (0.0032)	0.8108 (0.2270)	0.8304 (0.2303)	0.8140 (0.0070)
AT	-0.0236 (0.0085)	-0.0100 (0.0056)	0.0002 (0.0003)	0.0015 (0.0117)	0.0023 (0.0242)	-0.0000 (0.0005)
BYY	-0.2067 (0.1430)	-0.2638 (0.1016)	-0.1537 (0.0992)	0.0202 (0.0829)	0.0112 (0.0676)	0.0035 (0.0202)
BYK	0.2067 (0.1430)	0.2638 (0.1016)	0.1537 (0.0992)	-0.0202 (0.0829)	-0.0112 (0.0676)	-0.0035 (0.0202)
BYL	-0.0231 (0.0580)	0.0004 (0.0426)	-0.0501 (0.0155)	-0.0674 (0.0396)	-0.0669 (0.0286)	-0.0632 (0.0112)
BYE	-0.0433 (0.0353)	-0.0321 (0.0275)	-0.0435 (0.0215)	-0.0337 (0.0189)	-0.0319 (0.0259)	-0.0292 (0.0108)
BYM	0.0664 (0.0524)	0.0317 (0.0438)	0.0936 (0.0132)	0.1011 (0.0551)	0.0988 (0.0508)	0.0925 (0.0173)
BKK	-0.2067 (0.1430)	-0.2638 (0.1016)	-0.1537 (0.0992)	0.0202 (0.0829)	0.0112 (0.0676)	0.0035 (0.0202)
BKL	0.0231 (0.0580)	-0.0004 (0.0426)	0.0501 (0.0155)	0.0674 (0.0396)	0.0669 (0.0286)	0.0632 (0.0112)
BKE	0.0433 (0.0353)	0.0321 (0.0275)	0.0435 (0.0215)	0.0337 (0.0189)	0.0319 (0.0259)	0.0292 (0.0108)
BKM	-0.0664 (0.0524)	-0.0317 (0.0438)	-0.0936 (0.0132)	-0.1011 (0.0551)	-0.0988 (0.0508)	-0.0925 (0.0173)
BLL	0.0900 (0.0157)	0.0205 (0.0197)	0.0281 (0.0059)	0.0180 (0.1029)	-0.0084 (0.1066)	-0.0043 (0.0109)
BLE	-0.0089 (0.0156)	-0.0270 (0.0086)	-0.0294 (0.0056)	0.0013 (0.0461)	0.0072 (0.0499)	0.0087 (0.0091)
BLM	-0.0812 (0.0274)	0.0065 (0.0140)	0.0013 (0.0032)	-0.0193 (0.1434)	0.0012 (0.1560)	-0.0043 (0.0141)
BLT	-0.0084 (0.0029)	0	0	-0.0024 (0.0218)	0	0
BEE	0.0554 (0.0166)	0.0465 (0.0078)	0.0435 (0.0061)	0.0288 (0.0212)	0.0330 (0.0307)	0.0337 (0.0103)
BEM	-0.0466 (0.0206)	-0.0195 (0.0106)	-0.0140 (0.0029)	-0.0301 (0.0528)	-0.0402 (0.0781)	-0.0424 (0.0086)
BET	-0.0031 (0.0035)	0	0	0.0003 (0.0096)	0	0
BMM	0.1278 (0.0416)	0.0130 (0.0133)	0.0127 (0.0026)	0.0494 (0.1865)	0.0390 (0.2337)	0.0467 (0.0198)
BMT	0.0115 (0.0059)	0	0	0.0021 (0.0314)	0	0
BTB	0.0012 (0.0003)	0.0002 (0.0001)	0	0.0000 (0.0010)	-0.0001 (0.0007)	0
$\lambda$	-0.0023 (0.0399)	-0.0213 (0.0125)	-0.0002 (0.0003)	0.0207 (0.2122)	0.0111 (0.1301)	0.0000 (0.0005)
Log of Likelihood Function	290.362	279.320	272.480	261.224	260.023	259.173

모두 만족시키고 있다.<sup>16)</sup> 그리고 각국에 대하여 技術變化에 아무런 제약을 두지 않은 경우, 短期 Hicks 中立의 技術變化 제약을 둔 경우, 그리고 長期 Hicks 中立의 技術變化 제약을 둔 경우 등 3가지로 나누어 측정하였다.

먼저 <表 1>의 측정결과를 이용하여 Hicks 中立의 技術變化 假說을 檢定해 보았다. 檢定結果는 <表 2>에 정리되어 있다. 韓國의 製造業에 있어서는 短・長期 Hicks 中立의 技術變化 假說이 모두 棄却되었다(rejected). 반면에 台灣의 製造業에 있어서는 短・長期 Hicks 中立의 技術變化 假說이 모두 採擇되었다(accepted)<sup>17)</sup>. 이러한 檢定結果로 볼 때 台灣에서는 각 生産要素의 生産性 成長率이 비교적 고른 반면, 韓國에 있어서는 그렇지 못하다는 결론을 얻어낼 수 있다. 그러므로 다음에는 兩國에 있어서 각 個別生産要素의 生産性 成長率이 어떠한지를 측정해볼 필요가 있다.

<表 2> Hicks 中立의 技術變化 假說의 檢定

假 說	國 家	檢定統計值 $-2 \times (R-U)$	檢定結果
短期 Hicks 中立의 技術變化	韓 國	22.084	棄 却
	台 灣	2.402	採 擇
長期 Hicks 中立의 技術變化	韓 國	35.764	棄 却
	台 灣	4.102	採 擇

註 : R는 制約條件이 부과된 후의 Log of Likelihood Function이고 U는 制約條件이 부과되지 않은 상태하의 Log of Likelihood Function이다. 그러므로 檢定統計値는 制約數만큼의 自由度(degree of freedom)를 갖는  $\chi^2$ 分布를 갖는다. 檢定の 有意水準은  $\alpha=1\%$ 이다.

<表 3>에는 측정한 個別生産要素生産性の 年平均 成長率과 總要素生産性の 年平均 成長率이 정리되어 있다. 個別 生産要素의 生産性 成長率들은 式(12a 와 b)에 의거해 측정되었고, 總要素生産性 成長率은 式(4)의  $E_{YT}$ 값이다. 따라서 總要素生産性 成長率은 式(6)과 式(9)의 우변중 두번째 괄호안의 값을 측정한 것이다. 먼저 韓國과 台灣의 個別 生産要素 生産性 成長率을 비교해보면, 台灣에서는 要素間의 生産性 成長率의 차

16) 費用函數는 要素價格에 대하여 非減少(non-decreasing) 函數이고 오목(concave) 函數이어야 한다.

17) 筆者는 生産이 競爭的인 長期均衡에서 이루어지고 있다는 假定下에 總費用函數를 측정하여 Hicks 中立의 技術變化 假說을 檢定하기도 하였다. 그 結果도 本 論文의 結果와 일치하고 있다. 崔廷杓(1987) 참조.

더욱 정교화된 成長會計方程式 原理를 이용하여 韓國과 台灣의 製造業部門 生産에서 個別生産要素의 質的 向上 및 量的 增加가 각각 生産量 成長에 어느정도 공헌하고 있는지를 분석하였다. 이를 위해 兩國의 製造業 자료로부터 可變費用函數를 측정하고, 이 측정된 可變費用函數로부터 필요한 제반 분석을 하였다.

측정된 可變費用函數는 可變費用函數가 되기 위한 理論的 조건들을 잘 만족시켜 주고 있었다. 그리고 이 函數의 측정결과를 이용하여 검정된 Hicks中立의 技術變化 假說(Hicks neutral technical change hypothesis)은 兩國에 있어서 정반대의 결과를 보여주었다. 韓國에서는 可變要素들만을 대상으로 한 短期Hicks中立의 技術變化 假說과 모든 生産要素들을 대상으로한 長期Hicks中立의 技術變化 假說이 모두 棄却되었으나, 台灣에서는 이 두 假說이 모두 採擇되었다. 그러므로 台灣에서는 모든 生産要素들이 고른 生産性 向上을 유지한 반면 韓國에서는 그렇지 못했다는 것을 짐작할 수 있다.

個別生産要素와 總要素의 生産性 成長率에 있어서도 兩國家 사이에 상당한 차이가 있었던 것으로 나타났다. 韓國에서는 資本의 生産性이 감소한 반면 台灣에서는 資本生産性이 向上되었다. 또한 韓國에서는 에너지의 生産性이 빠른 속도로 향상 되었지만 台灣에서는 에너지 生産性이 오히려 감소하였다. 兩國 모두에서 勞動의 生産性은 向上되고 原料의 生産性은 감소하였다. 韓國에서는 勞動과 에너지가 높은 生産性 成長率을 보인 반면 台灣에서는 資本이 비교적 높은 生産性 成長率을 보였다. 이러한 차이는 製造業部門의 生産構造가 兩國에 있어서 상당히 다르다는 것을 말해 주는 것이다. 總要素生産性 成長率은 兩國 모두에서 거의 0의 값을 가지고 있다. 즉 兩國 모두에서 다소 빠른 生産性 成長率을 보인 個別 生産要素가 존재하긴 했지만 總要素生産性 成長率은 오히려 미미한 값에 불과했다. 그러므로 總要素의 질적 向上이 生産量 成長에 공헌한 정도는 거의 없었다고 볼 수 있다. 즉 兩國 모두에서 매우 높은 實質生産量成長이 있었으나 生産函數의 이동에 의한 生産量 成長은 거의 全無하였다고 볼 수 있다. 그리고 이러한 生産性에 대한 분석결과는 兩國 모두에서 석유파동의 前과 後에 있어서 별 차이가 없었다.

生産要素의 量的 增加는 兩國 모두에서 매우 높았다. 특히 原料 사용의 증가율은 兩國 모두에서 오히려 生産量 成長率보다 앞지르고 있었다. 그외 要素중에서는 韓國에서는 資本의 增加率이 높은 편이었고, 台灣에서는 에너지의 증가율이 높은 편이었다. 그리고 석유파동의 前과 後에 있어서는 生産量の 增加率이 현격히 감소한 것과 마찬가지로 生産要素의 증가율도 현격히 감소하고 있다. 다만 台灣의 資本 增加率만이 석유파동 후에 오히려 더 높게 나타났다. 석유파동후 에너지 增加率은 韓國에서는 急減少하였으나 台灣에서는 그렇지 못했다. 台灣에서는 석유파동 後 에너지 사용의 증가율을 비교적 높게 유지하면서 資本을 더욱 빠른 속도로 증가시켰다. 그러므로 석유파동의

성에 있어서도 이러한 차이가 나는 것도 兩國의 産業構造와 産業組織이 서로 다른 데서도 그 要因을 찾을 수가 있을 것이다.

〈表 3〉 個別生産要素 生産性の 年平均 成長率과 總要素 生産性の 年平均 成長率(%)

期 間	生産要素	資 本	勞 動	에너지	原 料	總要素
	國 家					
1961~1973	韓 國	-0.23	6.18	6.04	-1.32	0.01
	台 灣	2.07	1.17	-1.03	-0.58	-0.03
1974~1984	韓 國	-0.23	6.59	5.24	-1.44	-0.07
	台 灣	2.07	1.56	-0.73	-0.41	0.01

註：사용된 資料의 期間差異로 인해 韓國에 대한 前期間은 1963~1973이고, 台灣에 대한 後期間은 1974~1981이다.

兩國 모두에서 原料의 生産性は 감소하고 있다. 4個의 生産要素중 原料가 차지하는 生産費의 比重은 가장 높다. 그러므로 原料의 生産性 감소가 生産量 成長에 미치는 效果는 오히려 매우 높을 것이다. 따라서 原料 生産性の 改善은 生産量 成長의 매우 중요한 關건이 될것이다. 즉 原料의 生産性 向上은 量的 成長에 못지않게 중요한 일이다.

總要素生産性 成長率은 兩國 모두에서 매우 낮다. 즉 總要素生産性 成長率은 兩國 모두에서 거의 0이다. 이것은 生産要素의 質的向上이 총괄적으로 볼때는 生産量の 成長에 별로 공헌한 바가 없다는 것을 의미한다. 다시말해서 生産量の 成長이 生産函數의 移動에 의해 이루어진 정도는 매우 미미한 것에 불과하고, 심지어는 生産函數가 오히려 下向 이동해서 생산량 成長에 불리하게 작용하기도 했다고 판단할 수 있다. 그러므로 빠른 經濟成長을 이룩하고 있는 韓國과 台灣이 앞으로 더욱 중요하게 다루어야 할 문제는 生産要素의 生産性 向上이라고 볼 수 있다.

〈表 3〉은 분석기간을 1973年 기준으로 그 以前 期間과 그 以後 期間으로 나누어 生産性 成長率을 정리해 보여 주고 있다. 이것은 生産要素의 生産性에 커다란 영향을 미쳤다고 간주되는 1973年의 제1차 석유파동을 중심으로 그 以前과 그 以後에 있어서 要素의 生産性成長이 어느정도 차이가 있었는 지를 살펴보기위한 目的으로 행해진 것이다. 전체적으로 볼때 兩期間에 있어서 그 차이가 매우 컸다고는 볼 수 없다. 단지 특기할만한 것은 兩國에서 勞動 生産性は 前期間보다 後期間에 있어서 그 成長率이 약간 높아졌다는 것과 에너지와 原料에 있어서는 韓國의 경우 生産性 成長率이 약간 둔화되었고 台灣의 경우 오히려 生産性 成長率이 더 개선되었다는 것이다. 그리고 總要素生

〈表 3〉과 〈表 4〉에 정리된 각 生産要素의 生産性 成長率과 使用量 增加率에 式(6)에 정의된대로 加重値를 부여하면, 이 값들이 生産量 成長率에 기여한 정도가 측정되며, 이렇게 계산된 값들이 〈表 5〉에 정리되어있다. 式(6)에 정의된 가중치는 式(9)에 표시된 바와 같이 可變費用函數가 측정되면 쉽게 계산되어질 수 있다.

각 生産要素의 質的 및 量的 成長이 生産量의 成長에 기여한 정도를 〈表 5〉에 정리된 측정값들을 중심으로 살펴보면, 兩國 모두에서 兩期間 모두에 걸쳐서 原料 使用量의 증가가 절대적으로 높은 공헌도를 차지하고 있다. 이것은 原料 사용량의 성장율이 매우 높으면서 總生産費중 原料費가 차지하는 비중, 즉 原料의 가중치가 절대적으로 높기 때문이다. 그러므로 4가지로 구분된 生産要素 중 原料의 量은 生産에 있어서 절대적인 비중을 차지하고 있다. 韓國에 있어서는 석유파동 이후 原料 增加率의 공헌도가 60%에서 70%정도까지 증가한 반면, 台灣에서는 오히려 85%정도에서 78% 정도까지 감소하고 있다. 輸入原料에 크게 의존하는 韓國 입장에서는 이러한 變化가 바람직한 결과라고 볼 수 없다.

〈表 5〉 生産要素의 生産性向上과 使用量 增加가 生産量 增大에 미친 效果(괄호안의 숫자는 %比率)

期 間	國 家	年平均	資 本	勞 動	에너지	原 料	資 本	勞 動	에너지	原 料	生産性 向上效 果와使 用量增 加效果 의合計 b
		生産量	生産性	生産性	生産性	生産性	使用量	使用量	使用量	使用量	
		成長率	向 上	向 上	向 上	向 上	增 加	增 加	增 加	增 加	
		a	效 果	效 果	效 果	效 果	效 果	效 果	效 果	效 果	
1961~	韓 國	19.75	-0.07 (-0.35)	0.61 (3.09)	0.23 (1.17)	-0.77 (-3.90)	6.31 (31.97)	1.02 (5.17)	0.59 (2.99)	11.82 (59.88)	19.74 (100)
	台 灣	15.76	0.25 (1.58)	0.17 (1.07)	-0.04 (-0.25)	-0.40 (-2.53)	0.73 (4.61)	1.20 (7.59)	0.48 (3.03)	13.43 (84.89)	15.82 (100)
1974~	韓 國	12.86	-0.05 (-0.39)	0.65 (5.07)	0.23 (1.79)	-0.90	2.90 (-7.02)	0.60 (22.62)	0.29 (2.26)	9.10 (70.98)	12.82 (100)
	台 灣	7.53	0.16 (2.13)	0.20 (2.66)	-0.03 (-0.40)	-0.31 (-4.12)	0.78 (10.37)	0.42 (5.59)	0.44 (5.85)	5.86 (77.93)	7.52 (100)

註: 사용된 資料의 期間差異로 인해 韓國에 대한 前期間은 1963~1973이고, 台灣에 대한 後期間은 1974~1981이다.

a, b: 年平均 生産量 成長率은 本研究에 사용된 生産量 資料로 부터 직접 계산된 값이고, 生産性向上效果와 使用量增加效果의 合計는 本研究에서 사용된 模型으로부터 측정된 各 生産要素의 生産性向上과 使用量增加가 生産量成長에 미친 效果들을 合計해서 구한 값이다.

〈表 3〉과 〈表 4〉에 정리된 각 生産要素의 生産性 成長率과 使用量 增加率에 式(6)에 정의된대로 加重値를 부여하면, 이 값들이 生産量 成長率에 기여한 정도가 측정되며, 이렇게 계산된 값들이 〈表 5〉에 정리되어있다. 式(6)에 정의된 가중치는 式(9)에 표시된 바와 같이 可變費用函數가 측정되면 쉽게 계산되어질 수 있다.

각 生産要素의 質的 및 量的 成長이 生産量の 成長에 기여한 정도를 〈表 5〉에 정리된 측정값들을 중심으로 살펴보면, 兩國 모두에서 兩期間 모두에 걸쳐서 原料 使用量の 증가가 절대적으로 높은 공헌도를 차지하고 있다. 이것은 原料 사용량의 성장율이 매우 높으면서 總生産費중 原料費가 차지하는 비중, 즉 原料의 가중치가 절대적으로 높기 때문이다. 그러므로 4가지로 구분된 生産要素 중 原料의 量은 生産에 있어서 절대적인 비중을 차지하고 있다. 韓國에 있어서는 석유과동 이후 原料 增加率의 공헌도가 60%에서 70%정도까지 증가한 반면, 台灣에서는 오히려 85%정도에서 78% 정도까지 감소하고 있다. 輸入原料에 크게 의존하는 韓國 입장에서는 이러한 變化가 바람직한 결과라고 볼 수 없다.

〈表 5〉 生産要素의 生産性向上과 使用量 增加가 生産量 增大에 미친 效果(괄호안의 숫자는 %比率)

期 間	國 家	年平均	資 本	勞 動	에너지	原 料	資 本	勞 動	에너지	原 料	生産性 向上效 果와使 用量增 加效果 의合計 b
		生産量	生産性	生産性	生産性	生産性	使用量	使用量	使用量	使用量	
		成長率	向 上	向 上	向 上	向 上	增 加	增 加	增 加	增 加	
		a	效 果	效 果	效 果	效 果	效 果	效 果	效 果	效 果	
1961~	韓 國	19.75	-0.07 (-0.35)	0.61 (3.09)	0.23 (1.17)	-0.77 (-3.90)	6.31 (31.97)	1.02 (5.17)	0.59 (2.99)	11.82 (59.88)	19.74 (100)
1973	台 灣	15.76	0.25 (1.58)	0.17 (1.07)	-0.04 (-0.25)	-0.40 (-2.53)	0.73 (4.61)	1.20 (7.59)	0.48 (3.03)	13.43 (84.89)	15.82 (100)
1974~	韓 國	12.86	-0.05 (-0.39)	0.65 (5.07)	0.23 (1.79)	-0.90	2.90 (-7.02)	0.60 (22.62)	0.29 (2.26)	9.10 (70.98)	12.82 (100)
1984	台 灣	7.53	0.16 (2.13)	0.20 (2.66)	-0.03 (-0.40)	-0.31 (-4.12)	0.78 (10.37)	0.42 (5.59)	0.44 (5.85)	5.86 (77.93)	7.52 (100)

註: 사용된 資料의 期間差異로 인해 韓國에 대한 前期間은 1963~1973이고, 台灣에 대한 後期間은 1974~1981이다.

a, b: 年平均 生産量 成長率은 本研究에 사용된 生産量 資料로 부터 직접 계산된 값이고, 生産性向上效果와 使用量增加效果의 合計는 本研究에서 사용된 模型으로부터 측정된 各 生産要素의 生産性向上과 使用量增加가 生産量成長에 미친 效果들을 合計해서 구한 값이다.

성에 있어서도 이러한 차이가 나는 것도 兩國의 産業構造와 産業組織이 서로 다른 데서도 그 要因을 찾을 수가 있을 것이다.

〈表 3〉 個別生産要素 生産性の 年平均 成長率과 總要素 生産性の 年平均 成長率(%)

期 間	生産要素	資 本	勞 動	에너지	原 料	總要素
	國 家					
1961~1973	韓 國	-0.23	6.18	6.04	-1.32	0.01
	台 灣	2.07	1.17	-1.03	-0.58	-0.03
1974~1984	韓 國	-0.23	6.59	5.24	-1.44	-0.07
	台 灣	2.07	1.56	-0.73	-0.41	0.01

註：사용된 資料의 期間差異로 인해 韓國에 대한 前期間은 1963~1973이고, 台灣에 대한 後期間은 1974~1981이다.

兩國 모두에서 原料의 生産性은 감소하고 있다. 4個의 生産要素중 原料가 차지하는 生産費의 比重은 가장 높다. 그러므로 原料의 生産性 감소가 生産量 成長에 미치는 效果는 오히려 매우 높을 것이다. 따라서 原料 生産性の 改善은 生産量 成長의 매우 중요한 關鍵이 될것이다. 즉 原料의 生産性 向上은 量的 成長에 못지않게 중요한 일이다.

總要素生産性 成長率은 兩國 모두에서 매우 낮다. 즉 總要素生産性 成長率은 兩國 모두에서 거의 0이다. 이것은 生産要素의 質的 向上이 총괄적으로 볼때는 生産量の 成長에 별로 공헌한 바가 없다는 것을 의미한다. 다시말해서 生産量の 成長이 生産函數의 移動에 의해 이루어진 정도는 매우 미미한 것에 불과하고, 심지어는 生産函數가 오히려 下向 이동해서 生産량 成長에 불리하게 작용하기도 했다고 판단할 수 있다. 그러므로 빠른 經濟成長을 이룩하고 있는 韓國과 台灣이 앞으로 더욱 중요하게 다루어야 할 문제는 生産要素의 生産性 向上이라고 볼 수 있다.

〈表 3〉은 분석기간을 1973年 기준으로 그 以前 期間과 그 以後 期間으로 나누어 生産性 成長率을 정리해 보여 주고 있다. 이것은 生産要素의 生産性에 커다란 영향을 미쳤다고 간주되는 1973年の 제1차 석유파동을 중심으로 그 以前과 그 以後에 있어서 要素의 生産性 成長이 어느정도 차이가 있었는 지를 살펴보기위한 目的으로 행해진 것이다. 전체적으로 볼때 兩期間에 있어서 그 차이가 매우 컸다고는 볼 수 없다. 단지 특기할만한 것은 兩國에서 勞動 生産性은 前期間보다 後期間에 있어서 그 成長率이 약간 높아졌다는 것과 에너지와 原料에 있어서는 韓國의 경우 生産性 成長率이 약간 둔화되었고 台灣의 경우 오히려 生産性 成長率이 더 개선되었다는 것이다. 그리고 總要素生



더욱 정교화된 成長會計方程式 原理를 이용하여 韓國과 台湾의 製造業部門 生産에서 個別生産要素의 質的 向上 및 量的 增加가 각각 生産量 成長에 어느정도 공헌하고 있는지를 분석하였다. 이를 위해 兩國의 製造業 자료로부터 可變費用函數를 추정하고, 이 추정된 可變費用函數로부터 필요한 제반 분석을 하였다.

추정된 可變費用函數는 可變費用函數가 되기 위한 理論的 조건들을 잘 만족시켜 주고 있었다. 그리고 이 函數의 추정결과를 이용하여 검증된 Hicks中立的 技術變化 假說(Hicks neutral technical change hypothesis)은 兩國에 있어서 정반대의 결과를 보여주었다. 韓國에서는 可變要素들만을 대상으로 한 短期Hicks中立的 技術變化 假說과 모든 生産要素들을 대상으로한 長期Hicks中立的 技術變化 假說이 모두 棄却되었으나, 台湾에서는 이 두 假說이 모두 採擇되었다. 그러므로 台湾에서는 모든 生産要素들이 고른 生産性 向上을 유지한 반면 韓國에서는 그렇지 못했다는 것을 짐작할 수 있다.

個別生産要素와 總要素의 生産性 成長率에 있어서도 兩國家 사이에 상당한 차이가 있었던 것으로 나타났다. 韓國에서는 資本의 生産性이 감소한 반면 台湾에서는 資本生産性이 向上되었다. 또한 韓國에서는 에너지의 生産性이 빠른 속도로 향상 되었지만 台湾에서는 에너지 生産性이 오히려 감소하였다. 兩國 모두에서 勞動의 生産性은 向上되고 原料의 生産性은 감소하였다. 韓國에서는 勞動과 에너지가 높은 生産性 成長率을 보인 반면 台湾에서는 資本이 비교적 높은 生産性 成長率을 보였다. 이러한 차이는 製造業部門의 生産構造가 兩國에 있어서 상당히 다르다는 것을 말해 주는 것이다. 總要素生産性 成長率은 兩國 모두에서 거의 0의 값을 가지고 있다. 즉 兩國 모두에서 다소 빠른 生産性 成長率을 보인 個別 生産要素가 존재하긴 했지만 總要素生産性 成長率은 오히려 미미한 값에 불과했다. 그러므로 總要素의 질적 向上이 生産量 成長에 공헌한 정도는 거의 없었다고 볼 수 있다. 즉 兩國 모두에서 매우 높은 實質生産量成長이 있었으나 生産函數의 이동에 의한 生産量 成長은 거의 全無하였다고 볼 수 있다. 그리고 이러한 生産性에 대한 분석결과는 兩國 모두에서 석유파동의 前과 後에 있어서 별 차이가 없었다.

生産要素의 量的 增加는 兩國 모두에서 매우 높았다. 특히 原料 사용의 증가율은 兩國 모두에서 오히려 生産量 成長率보다 앞지르고 있었다. 그와 要素중에서는 韓國에서는 資本의 增加率이 높은 편이었고, 台湾에서는 에너지의 증가율이 높은 편이었다. 그리고 석유파동의 前과 後에 있어서는 生産量の 增加率이 현격히 감소한 것과 마찬가지로 生産要素의 증가율도 현격히 감소하고 있다. 다만 台湾의 資本 增加率만이 석유파동 후에 오히려 더 높게 나타났다. 석유파동후 에너지 增加率은 韓國에서는 急減少하였으나 台湾에서는 그렇지 못했다. 台湾에서는 석유파동 後 에너지 사용의 증가율을 비교적 높게 유지하면서 資本을 더욱 빠른 속도로 증가시켰다. 그러므로 석유파동의

모두 만족시키고 있다.<sup>16)</sup> 그리고 각국에 대하여 技術變化에 아무런 제약을 두지 않은 경우, 短期 Hicks 中立의 技術變化 제약을 둔 경우, 그리고 長期 Hicks 中立의 技術變化 제약을 둔 경우 등 3가지로 나누어 측정하였다.

먼저 〈表 1〉의 측정결과를 이용하여 Hicks 中立의 技術變化 假說을 檢定해 보았다. 檢定結果는 〈表 2〉에 정리되어 있다. 韓國의 製造業에 있어서는 短·長期 Hicks 中立의 技術變化 假說이 모두 棄却되었다(rejected). 반면에 台灣의 製造業에 있어서는 短·長期 Hicks 中立의 技術變化 假說이 모두 採擇되었다(accepted)<sup>17)</sup>. 이러한 檢定結果로 볼 때 台灣에서는 각 生産要素의 生産性 成長率이 비교적 고른 반면, 韓國에 있어서는 그렇지 못하다는 결론을 얻어낼 수 있다. 그러므로 다음에는 兩國에 있어서 각 個別生産要素의 生産性 成長率이 어떠한지를 측정해볼 필요가 있다.

〈表 2〉 Hicks 中立의 技術變化 假說의 檢定

假 說	國 家	檢定統計值 $-2 \times (R-U)$	檢定結果
短期 Hicks 中立의 技術變化	韓 國	22.084	棄 却
	台 灣	2.402	採 擇
長期 Hicks 中立의 技術變化	韓 國	35.764	棄 却
	台 灣	4.102	採 擇

註 : R는 制約條件이 부과된 후의 Log of Likelihood Function이고 U는 制約條件이 부과되지 않은 상태하의 Log of Likelihood Function이다. 그러므로 檢定統計値는 制約數만큼의 自由度(degree of freedom)를 갖는  $\chi^2$ 分布를 갖는다. 檢定の 有意水準은  $\alpha=1\%$ 이다.

〈表 3〉에는 측정한 個別生産要素生産性の 年平均 成長率과 總要素生産性の 年平均 成長率이 정리되어 있다. 個別 生産要素의 生産性 成長率들은 式(12a 와 b)에 의거해 측정되었고, 總要素生産性 成長率은 式(4)의  $E_{YT}$  값이다. 따라서 總要素生産性 成長率은 式(6)과 式(9)의 우변중 두번째 괄호안의 값을 측정한 것이다. 먼저 韓國과 台灣의 個別 生産要素 生産性 成長率을 비교해보면, 台灣에서는 要素間의 生産性 成長率의 차

16) 費用函數는 要素價格에 대하여 非減少(non-decreasing) 函數이고 오목(concave) 函數이어야 한다.

17) 筆者는 生産이 競爭的인 長期均衡에서 이루어지고 있다는 假定下에 總費用函數를 측정하여 Hicks 中立의 技術變化 假說을 檢定하기도 하였다. 그 結果도 本 論文의 結果와 일치하고 있다. 崔廷杓(1987) 참조.

있는 구체적 정책방안을 찾아내는 것도 또한 앞으로 풀어야 할 과제일 것이다.  
는 것도 또한 앞으로 풀어야 할 과제일 것이다.

### 參 考 文 獻

1. 金光錫, 朴勝祿, 「우리나라 製造業의 生産性變化와 그 要因의 分析」, 産業研究院, 1988.1.
2. 金裁元, “中小企業과 大企業의 總要素生産性比較”, 「韓國開發研究」, 韓國開發研究院, 1984 봄호, pp.38-57.
3. 金迪教, “우리나라 製造業의 成長과 生産性 推移”, 漢陽大學校 經濟研究所 第1회 심포지움, 「經濟發展과 生産性」, 1982.7.
4. 金迪教, 「台灣의 産業政策」, 韓國經濟研究院, 1984.12.
5. 金迪教, 柳志星, 黃奎昊, 「韓國 台灣 日本의 製造業生産性分析」, 漢陽大學校 經濟研究所, 1984.6.
6. 崔廷杓, “韓國과 台灣의 製造業部門 生産構造 比較—要素의 生産性, 需要彈力性 및 要素間의 代替性을 中心으로—”, 「韓國經濟研究」, 韓國經濟研究院, 第1卷, 第1號, 創刊號, 1987.11. pp.73-92.
7. 表鶴吉, Elasticities of Substitution and Technical Progress in a Developing Economy : The Case of Korea, 1963-1981”, 「1983年度 定期學術大會論文集(Ⅱ)」, 韓國經濟學會, 1984.2, pp.843-876.
8. 表鶴吉, 宋致榮, “韓國의 資本스톡推計(1960-1984)”, 「1986年度 定期學術大會論文集(Ⅱ)」, 韓國經濟學會, 1987.2.
9. 경제기획원, 「광공업통계조사보고서」, 各年度.
10. 한국은행, 「경제통계연보」 各年度.
11. Berndt, Ernst R. and Fuss, Melvyn A. : “Productivity Measurement with Adjustments for Variations in Capacity Utilization, and Other Forms of Temporary Equilibrium,” *Journal of Econometrics*, Annals, 1986-2, Vol.33, No.1 / 2, 7-29.
12. Berndt, Ernst R., Fuss, Melvyn A. and Waverman, Leonard, “A Dynamic Model of Adjustment and Interrelated Factor Demands, with an Empirical Application to Energy Demand in U.S. Manufacturing”, Discussion Paper No.79-30, Nov., 1979, (Department of Economics, University of British Columbia, Vancouver).
13. Berndt, Ernst R. and Wood, David O. : “Technology, Prices, and the Derived Demand for Energy,” *Review of Economics and Statistics*, August 1975, 57, 256-68.
14. Binswanger, Hans P., “A Cost Function Approach to the Measurement of Elasticities

- of Factor Demand and Elasticities of Substitution," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.56, May 1974, pp.377-86.
15. Binswanger, Hans P., "The Measurement of Technical Change Biases with Many Factors of Production," *American Economic Review*, Vol.64, December 1974, pp.96-4-76.
16. Brown, Randall S., and Christensen, Laurits R. : "Estimating Elasticities of Substitution in a Model of Partial Static Equilibrium : An Application to U.S. Agriculture, 1947 to 1974," *Modeling and Measuring Natural Resource Substitution*, edited by Ernst R. Berndt and Barry C. Field, Cambridge : The MIT Press, 1981, 209-229.
17. Caves, Douglas W., Christensen, Laurits R. and Swanson, Joseph A. : "Productivity Growth, Scale Economies, and Capacity Utilization in U.S. Railroads, 1955-74," *American Economic Review*, December, 1981, 71, 994-1002.
18. Christensen, Laurits R. and Jorgenson, Dale W. : "U.S. Real Product and Real Factor Input, 1929-1967," *Review of Income and Wealth*, March 1970, 16, 19-50.
19. Denison, Edward F., "Some Major Issues in Productivity Analysis : An Examination of Estimates by Jorgenson and Griliches," *Survey of Current Business*, 49, 1969, Part II. 1-27, reprinted 1972, in : *Survey of Current Business* (U.S. Department of Commerce, Washington D.C.) 37-63.
20. Hulten, Charles R. : "Productivity Change, Capacity Utilization, and the Sources of Efficiency Growth," *Journal of Econometrics*, Annals 1986-2, Vol.33, No.1 / 2 31-50.
21. Jorgenson, D.W. and Griliches, Z. : "The Explanation of Productivity Change," *Review of Economic Studies*, July 1967, 34, 249-282.
22. Jorgenson, Dale W. and Nishimizu, Mieko : "U.S. and Japanese Economic Growth, 1952-1974 : An International Comparison," *Economic Journal*, December 1978, 88, 707-26.
23. Kendrick, John W., *Postwar Productivity Trends in the United States, 1948-1969*, (Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research, New York, 1973).
24. Kim, Y.C. and Kwon, J.K., "The Utilization of Capital and the Growth of Output in a Developing Economy : The Case of South Korean Manufacturing," *Journal of Development Economics*, Vol.4, September 1977, pp.265-278.
25. Kwon, J.K., "Capacity Utilization, Economies of Scale and Technical Change in

- the Growth of Total Factor Productivity : An Explanation of South Korean Manufacturing Growth," *The Korean Economic Review*, Vol.1, December 1985, pp.207-222.
26. Kwon, J.K. and Williams, M., "The Structure of Production in South Korea's Manufacturing Sector," *Journal of Development Economics*, Vo.11, October 1982, pp. 215-226.
27. Morrison, Catherine J. : "Productivity Measurement with Non-Static Expectations and Varying Capacity Utilization : An Integrated Approach," *Journal of Econometrics*, Annals 1986-2, Vol.33, No.1 / 2, 51-74.
28. Nishimizu, Mieko and Hulten, Charles R. : "The Sources of Japanese Economic Growth," *Review of Economics and Statistics*, August 1978, 60, 351-61.
29. Norsworthy, John R., Harper, Michael J. and Kunze, Kent : "The Slowdown in Productivity Growth : Analysis of Some Contributing Factors," *Brookings Papers on Economic Activity*, Fall 1979, 387-427.
30. Norsworthy, J.R. and Malmquist, David H. : "Input Measurement and Productivity Growth in Japanese and U.S. Manufacturing," *American Economic Review*, December 1983, 73, 1066-1079.
31. Ohta, Makoto : "A Note on the Duality Between Production and Cost Functions : Rates of Returns to Scale and Rate of Technical Progress," *Economic Studies Quarterly*, December 1974, 25, 63-65.
32. Slade, Margaret E. : "Total-Factor-Productivity Measurement When Equilibrium is Temporary : A Monte Carlo Assessment," *Journal of Econometrics*, Annals 1986-2, Vo.33, No.1 / 2, 75-95.
33. Solow, Robert M., "Technical Change and the Aggregate Production Function," *Review of Economics and Statistics*, 39, 1957, 312-320.
34. Varian, Hal R., *Microeconomic Analysis*, New York : W.W. Norton & Company Inc., 1978.