

韓國製造業의 代替彈力性和 勞動需要彈力性： Translog 費用函數에 의한 推定*

南 盛 日**

<目 次>

- I. 序 論
- II. 推定模型
- III. 推定結果
- IV. 要約 및 結論

I. 序 論

지난 1987년 이래 韓國經濟는 賃金의 고속상승을 계속하고 있다.¹⁾ 이와 같은 임금상승은 부분적으로는 경기호황에 따른 勞動需要의 증가의 결과로 볼 수도 있으나 勞動組合의 조직 및 교섭력 강화, 그리고 기타의 욕구분출로 인한 노동공급자측의 임금인상 요구에 기인하는 바도 크다고 생각된다. 賃金上昇이 노동수요의 우측이동보다는 勞動供給의 상향이동(좌측이동)으로 인한 결과라면 임금상승에 따른 勞動需要의 감소가 논의되고 예측되는 것은 당연한 것이다. 문제는 과연 얼마 만큼 需要의 減少가 있을 것인가 하는 점이다.

한편 政府는 최근 비관적인 景氣展望에 따른 景氣浮揚策의 일환으로 통화량 공급증대를 통한 利子率의 하락을 유도하기로 하였다. 정부의 정책목표는 이자율의 하락을 통하여 投資의 증대를 유도하고 따라서 生産增加와 그에 따른 雇傭增加를 기

* 本 論文은 1989년도 韓國經濟學會 定期學術大會에 발표한 論文을 보완한 것이다. 유익한 論評을 해주신 이승훈, 최경표 두 교수께 감사드리며 참고문헌을 보내주신 신의순 교수께도 감사드린다. 또한 本 研究의 資料蒐集 및 整理를 도와준 유성엽, 한학수 두 조교에게 감사드린다. 본 연구는 產學協同財團 1989년도 學術研究 財政支援으로 이루어졌다.

** 西江大學校 經濟學科

1) 製造業의 경우 賃金上昇率은 1987년 11.6%에서 1988년 19.6%로, 다시 1989년 1/4분기에는 20.8%로 증가하고 있다(『勞動動向分析』, 1989, 3호).

대하는 전형적인 케인지안(Keynsian)적인 것이라 하겠다. 정부의 의도대로 中間目標인 利率이 하락한다고 가정하고 그것이 기대한 바의 효과를 거둘 수 있을지는 미지수이다. 특히 이자율의 하락이 과연 雇傭의 증대를 가져올지 아니면 고용의 감소를 가져올지는 이론적으로도 확실하지 않다.

현실경제에 대한 위와 같은 논의에 있어 꼭 필요한 것은 韓國의 生産構造 및 生産要素의 需要構造의 특성에 대한 실증적 이해이다.

특히 의문되는 사항은,

첫째, 要素價格의 변화에 따른 要素需要의 변화는 어느 방향으로 얼마 만큼 이루어지는가? 즉 요소수요의 價格彈力性의 크기는 얼마인가?

둘째, 한 生産要素의 價格變化에 따른 다른 생산요소의 수요는 어떻게 영향받는가? 즉 요소간 대체탄력성 및 교차가격탄력성의 크기는 얼마인가?

셋째, 생산요소간의 代替關係는 노동의 성격에 따라 어떻게 다른가? (예컨대 생산직노동 대 사무직노동 혹은 남성노동 대 여성노동)

넷째, 요소간 대체관계 및 수요구조는 産業에 따라 어떻게 차이가 나는가?

다섯째, 가격상승에 따른 수요변화의 효과 중 代替效果에 따른 비중은 얼마이며 스케일效果(scale effect)에 따른 비중은 얼마나 되는가 등이다.

本 論文의 목적은 韓國의 生産函數 및 要素需要 構造의 성격을 실증적으로 분석함으로써 위의 질문들에 대해 부분적으로나마 해답을 구하려는 데에 있다. 이 방면에 관한 기존의 연구자료 혹은 연구논문들은 부분적이거나, 특수한 형태의 생산함수를 가정하고 있다. 예컨대 産業研究院(1987)의 연구자료는 勞動需要의 價格彈力性에 대하여 産業聯關分析에 의거한 스케일효과를 추정함으로써 생산요소간의 代替效果를 고려하지 않는다. 한편 Bognanno and Rhee(1989)는 에너지를 제외하고는 다른 요소들의 경우 거의 완전 비탄력적이거나 부호가 양인 要素需要彈力性을 얻고 있다. 그리고 대체탄력성에 관한 거의 모든 연구들[임양택(1986); 장현준(1986); 박준경 외(1986)]은 CES생산함수를 추정하고, 두 생산요소 노동과 자본간에 상당히 낮은 대체관계를 얻는다. 한편 translog 함수를 이용한 연구들[신의순(1983); 표학길(1984); 최정표(1987)]은 모두 生産函數에 1차동차성의 制約을 부과하고 있다.

본 연구에서는 전통적으로 사용되는 생산함수보다 더욱 일반적인 생산함수의 하나인 Translog 函數와 雙對(dual)의 관계에 있는 Translog 費用函數를 토대로 생산요소의 비중식을 추정하며 생산요소 간의 Allen 偏代替彈力性 및 동일생산량(constant output) 長期要素需要彈力性을 추정한다. 생산요소는 생산직노동, 사무직노동, 자본의 세 요소로 가정하고 요소비용 비중의 조정에 調整費用(adjustment cost)이 든

다는 가설을 도입한다. 분석대상은 한국 제조업전체 및 섬유·의복류, 석유화학류, 기계·전자류 등의 세 부문으로 하고 분석기간은 1969년부터 1988년까지로 하며 『企業經營分析』의 시계열 자료를 이용한다. 추정결과로 生産職勞動과 자본 간에는 강한 대체관계가 성립하며 事務職勞動과 자본간의 대체관계는 생산직 노동과 자본간의 대체관계보다 약하다는 것을 제시한다. 동일생산량 요소수요탄력성은 세 요소 모두 절대값으로 0보다 현저히 크며 크기는 資本, 生産職勞動, 事務職勞動의 순서로 감소한다는 것을 밝힌다.

Ⅱ절에서는 Allen의 偏代替彈力性을 비용함수에 기초하여 정의하고 translog 費用函數를 소개하여 비중식(share equation)의 추정방정식 체계를 도출한다. 그리고 조정비용이 있을 때의 추정방정식의 변화를 논의한다. Ⅲ절에서는 추정의 결과를 제시하고 해석하며 기존의 국내외 연구와 비교한다. Ⅳ절에서는 연구의 결과를 요약하고 현실경제에 대한 시사점을 논의하며 본 연구의 미진한 점을 밝힌다.

Ⅱ. 推定模型

1. 偏代替彈力性

企業의 要素需要의 결정이 비용극소화를 통하여 이루어진다고 가정하면, 費用極小化 問題는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$\min C = \sum_{i=1}^n P_i X_i \text{ subject to } Y = f(X_1, X_2, \dots, X_n) \quad (1)$$

여기에서 P_i 는 i 번째 생산요소의 가격이고 X_i 는 i 번째 요소의 양이며 생산물 Y 는 n 개의 생산요소의 함수이다. 비용극소화의 균형조건과 생산함수에 근거하여 Allen (1938)은 偏代替彈力性(partial elasticities of substitution)을 다음과 같이 정의한다.

$$\sigma_{ij} = \frac{\sum_{k=1}^n X_k f_k}{X_i X_j} - \frac{F_{ij}}{|F|} \quad (2)$$

여기에서 $f_k = \partial Y / \partial X_k$, $|F|$ 는 생산함수 f 의 테두른 Hessian 行列式(borderd Hessian determinant)이며 F_{ij} 는 Hessian 행렬의 f_{ij} 항의 餘因數(cofactor)이다. $F_{ij}/|F|$ 는 다시 말하여 Hessian 행렬, F 의 역행렬의 ij 번째 항목이다.

한편 식(1)의 비용극소화와 그에 따르는 要素需要函數를 결합하면 다음과 같은 最小費用函數를 얻는다.

$$C^* = g(P_1, P_2, \dots, P_n, Y) \quad (3)$$

C^* 는 각 요소가격에 대응한 最小費用을 나타내는 함수이며 생산함수의 형태에 관계

없이 요소가격에 대하여 一次同次(homogeneous of degree one in prices)이다. 그리고 Shepard 定理²⁾에 의하여 C^* 를 요소가격 P_i 로 편미분하면 X_i 에 대한 要素需要函數를 얻을 수 있다.

$$\partial C^* / \partial P_i = \partial g / \partial P_i = X_i \quad (4)$$

Allen의 偏代替彈力性(σ_{ij})은 비용함수와 Shepard 정리를 이용하면 다음과 같이 다시 정의될 수 있다.

$$\sigma_{ij} = \frac{\sum_{k=1}^n P_k X_k}{X_i X_j} g_{ij} \quad (5)$$

여기에서 $g_{ij} = \partial g / (\partial P_i \partial P_j)$ 이다. 그리고 식(5)의 형태로써 $\sigma_{ij} = \sigma_{ji}$ 임은 자명하다. 이 도출에 대한 증명은 同次函數의 경우 Uzawa(1962)에 의하여 이루어졌고, 非同次函數에로의 확대가 Binswanger(1974)에 의해 이루어 졌다. 그리고 식(5)로부터 요소수요의 탄력성을 구할 수 있다. 식(4)를 이용하여 식(5)를 다시 쓰면,

$$\sigma_{ij} = \frac{\sum P_k X_k}{X_i X_j} \frac{\partial X_i}{\partial P_j} \quad (6)$$

식(6)의 우변에 (P_j / X_i) 를 곱하고 나누어 정리하면,

$$\sigma_{ij} = S_j^{-1} \eta_{ij}$$

여기에서 $S_j = (P_j X_j) / (\sum P_k X_k)$ 는 총요소비용 중에서 j 번째 요소가 차지하는 비중이며 $\eta_{ij} = (\partial X_i / \partial P_j) (P_j / X_i)$ 는 i 번째 생산요소의 j 번째 요소가격에 대한 수요탄력성이다. 따라서

$$\eta_{ij} = S_j \sigma_{ij} \quad (7)$$

Allen의 偏代替彈力性を 推定하는 데는 식(2) 혹은 식(5)의 정의가 이용될 수 있다. 식(2)의 정리를 이용하기 위해서는 生産函數 f 에 대한 추정이 필요하며, 식(5)의 정의를 이용하기 위해서는 費用함수 g 에 대한 추정이 필요하다. 전통적으로 편 대체탄력성의 추정에는 Cobb-Douglas, 혹은 CES 生産函數 등의 생산함수를 이용한 연구가 많았다.³⁾ 그러나 근래에 들어서는 다음 몇 가지 이유로 말미암아 費用函數를 이용한 推定이 더 선호되고 있다.

첫째, 生産函數를 이용한 推定方程式에는 독립변수로서 생산요소량이 들어간다. 그러나 요소수요자의 입장에서 생산요소량은 獨立變數라기보다는 요소가격에 의해 변화되는 從屬變數로 간주되어야 한다. 費用函數에 의한 추정방정식은 독립변수로서 요소가격을 사용하므로 경제이론과 더 일관성이 있다.

2) Diewert (1971).

3) CES 生産函數를 추정한 연구로는 McKinnon(1963), Brown and de Cani(1963), Dougherty(1972), Chiswick(1978) 등을 들 수 있다.

둘째, 만일 生産函數에 의한 방식으로 多要素間(multi-factor)의 代替彈力性 推定値를 얻으려면 식(2)에서 보는 것처럼 生産함수의 계수추정량의 행렬의 역행렬이 계산되어야 한다. 그러나 추정계수 행렬의 역행렬을 구하자면 어쩔수 없이 추정오차가 확대되는 단점이 있다.⁴⁾ 반면에 費用函數에 의한 偏代替彈力性 推定은 식(5)에서 보는 것처럼 역행렬을 구할 필요가 없다.

셋째, 費用函數를 이용하면 生産구조에 一次同次性(homogeneity of degree one in input)을 가정할 필요가 없으므로 더 일반화된 生産構造에도 적용할 수 있다.

넷째, 生産函數의 추정에는 生産요소 간에 흔히 존재하는 多重共線性(multicollinearity)이 문제가 되는 수가 많으나 費用函數의 추정에는 요소가격들의 다중공선성이 상대적으로 적으므로 계수추정치에 대한 신뢰성을 높일 수가 있다.

다섯째, 生産함수를 이용한 추정의 경우 대부분 資本量(capital)이 독립변수로 들어 가게 되는 바 자본량 변수에 대한 자료로서 추정치를 사용하는 것이 일반적이고 따라서 測定誤差(measurement error)로 인한 추정계수의 偏倚性(bias)이 문제가 된다. 비용함수는 자본량을 독립변수로 포함하지 않으므로 이 문제를 발생시키지 않는다.

2. Translog 費用函數에 의한 推定方程式

본 연구에서는 앞에서 언급한 몇 가지 이점을 감안하여 Translog 費用函數를 推定方程式의 도출에 이용하고자 한다.

多要素生産函數(multifactor production function)를 가정하면서 Allen의 편대체탄력성에 대한 事前的 制約을 두지 않는 일반화된 비용함수들로는 Generalized Leontief [Diewart(1971)], Translog[Christensen, Jorgenson and Lau(1973)], Generalized Box-Cox[Berndt and Khaled(1979)] 費用函數 등 여러 가지가 있으며 이들은 모두 임의의 비용함수에 대한 2階 近似化(second order approximation)란 점에서 공통적이다. Translog 비용함수의 장점은 中立 혹은 非中立의 技術進步의 영향을 함수에 포함시키는 것이 용이하고 추정방정식이 로그線型으로 간편하다는 점이다.

Translog 비용함수는 이차미분 가능한 비용함수의 로그 2階 近似化로 표현될 수 있다. 즉 비용함수를 다음과 같이 표현한다.

$$\ln C^* = f(\ln P_1, \ln P_2, \dots, \ln P_n, \ln Y, \ln T) \quad (8)$$

여기에서 T 는 技術進步를 나타낸다. $\ln(\cdot) = 0$ 에서 평가된 1계 및 2계 도함수들을 다음과 같이 정의한다.

$$\ln C^*|_0 = \alpha_0; \quad \frac{\partial \ln f}{\partial \ln P_i} = \alpha_i; \quad \frac{\partial \ln f}{\partial \ln Y} = \alpha_y; \quad \frac{\partial \ln f}{\partial \ln T} = \alpha_t; \quad (9)$$

4) Hamermesh (1986).

$$\frac{\partial^2 \ln f}{\partial \ln P_i \partial \ln P_j} = r_{ij}; \frac{\partial^2 \ln f}{\partial \ln P_i \partial \ln Y} = r_{iy}; \frac{\partial^2 \ln f}{\partial \ln P_i \partial \ln T} = r_{it};$$

$$\frac{\partial^2 \ln f}{\partial \ln Y \partial \ln T} = r_{yt}; \frac{\partial^2 \ln f}{\partial \ln T \partial \ln T} = r_{tt}; \frac{\partial^2 \ln f}{\partial \ln Y \partial \ln Y} = r_{yy}$$

그러면 잔항(remainder)을 무시한 Talyor series 근사화는 아래와 같다.⁵⁾

$$\ln C^* = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln P_i + \alpha_y \ln Y + \alpha_t \ln T + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j r_{ij} \ln P_i \ln P_j$$

$$+ \frac{1}{2} r_{yy} (\ln Y)^2 + \frac{1}{2} r_{tt} (\ln T)^2 + \sum_i r_{iy} \ln P_i \ln Y + \sum_i r_{it} \ln P_i \ln T$$

$$+ r_{yt} \ln Y \ln T \quad (10)$$

모든 비용함수는 요소가격에 대하여 일차동차이므로 이것이 의미하는 바는

$$\sum_i \alpha_i = 1, \sum_i r_{ij} = \sum_j r_{ij} = 0, \sum_i r_{iy} = 0, \sum_i r_{it} = 0 \quad (11)$$

이다. 費用函數의 요소가격에 대한 一次同次性은 生産函數의 요소에 대한 一次同次性을 의미하지는 않는다. 심지어 식(10)의 비용함수는 생산함수의 同調性(homotheticity)조차도 가정하지 않는 일반화한 형태이다.

즉 식(10)을 $\ln Y$ 로 미분하면

$$\frac{\partial \ln C^*}{\partial \ln Y} = \alpha_y + \alpha_{yy} \ln Y + \sum_i r_{iy} \ln P_i + r_{yt} \ln T \quad (12)$$

여기에서 만일 모든 i 에 대하여 $r_{iy}=0$ 이면 생산함수가 동조성을 가지는 것을 의미하며, 추가로 $\alpha_{yy}=0$ 이면 생산함수는 차수 $1/(\alpha_y + r_{yt} \ln T)$ 인 同次函數(homogeneous function)이고, 추가로 $\alpha_y + r_{yt} \ln T = 1$ 이면, 일차동차의 생산함수가 됨을 의미한다.⁶⁾

따라서 추정결과 r_{iy} 가 0인지 아닌지를 검증해 봄으로써 생산함수의 동조성 여부를 규명할 수 있다.

또한 r_{it} 의 부호를 조사함으로써 技術進步가 Hicks-중립적인지 아닌지를 규명해 볼 수 있다. 즉

$$\frac{\partial \ln C^*}{\partial \ln T} = \alpha_t + \sum_i r_{it} \ln P_i + r_{yt} \ln Y + r_{tt} \ln T \quad (13)$$

에서 모든 i 에 대하여 $r_{it}=0$ 이면 기술진보가 Hicks-中立的임을 의미하며 만일 $r_{it} > 0 (< 0)$ 이면 기술진보는 i 번째 要素集約的(i 번째 要素節約的)임을 의미한다.

5) 만일 $\alpha_y=1$ 이고 이차항의 계수들이 모두 0이라면(i.e., $r_{ij}=r_{yy}=r_{tt}=r_{iy}=r_{it}=r_{yt}=0$), 식(10)은 Cobb-Douglas 費用函數가 된다. Cobb-Douglas 費用函數는 $C^*=ZY \prod P_i^{\alpha_i}$ ($\sum \alpha_i=1$)이기 때문이다.

6) Berndt and Khaled (1979).

비용함수식 (10)은 직접 추정될 수도 있으나 통상 Shephard 정리를 이용한 要素費用比重式(share equation)으로 전환되어 추정된다.

$$S_i^* = \frac{\partial \ln C^*}{\partial \ln P_i} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln P_j + \gamma_{iy} \ln Y + \gamma_{it} \ln T \quad (14)$$

식(14)는 생산비중 i 번째 요소의 비중을 종속변수로 하며 로그를 취한 생산량 및 기술진보 수준을 설명변수로 하는 추정치의 원형이며 각 계수의 추정치로부터 要素間偏代替彈力性 및 각종 要素需要彈力性을 얻을 수 있다.

식(14)의 추정치로부터 얻을 수 있는 편대체탄력성 및 요소수요탄력성의 관계식은 다음과 같다.⁷⁾

$$\sigma_{ij} = \gamma_{ij} / (S_i^* S_j^*) + 1, \quad i \neq j \quad (15)$$

$$\sigma_{ii} = \gamma_{ii} / (S_i^* S_i^*) + 1 - (1/S_i^*) \quad (16)$$

$$\eta_{ij} = \gamma_{ij} / S_i^* + S_j^*, \quad i \neq j \quad (17)$$

$$\eta_{ii} = \gamma_{ii} / S_i^* + S_i^* - 1 \quad (18)$$

따라서, γ_{ij} 계수들이 추정되고 要素比重(S_i^*)을 알고 있다면 代替彈力性과 要素彈力性은 식(15)~(18)의 식들에 의해 구해지며, σ_{ij} 과 η_{ij} 들은 γ_{ij} 계수의 선형함수이므로 γ_{ij} 의 통계적 성질을 이용하여 각 탄력성들의 통계적 성질까지 알 수 있다.

3. 調整費用(adjustment cost)에 따른 推定式의 變形

식(14)의 도출에 이르는 경제이론은 모든 생산요소가 가변적임을 가정하고 있으며 따라서 식(14)의 S_i^* 는 어느 시점에서이건 i 번째 생산요소의 適正한(optimal) 要素費用의 比重을 가리킨다. 그러나 현실에 있어서는 자본이건 노동이건 생산요소의 변화에는 調整費用(adjustment cost)이 따르게 된다. 예컨대 당장 시설의 확대가 요청되더라도 시설재의 확대에는 몇 년의 시간이 걸리므로 일정 시점에서 볼 때 적절한 資本費用의 비중과 실제 나타나는 자본비용의 비중 간에는 차이가 있을 수 있다. 또한 勞動力의 신규채용에 있어서도 채용비 및 교육훈련비 등이 지출되며 해고시에 있어서도 퇴직금의 지급 등이 있다. 이같은 노동의 準固定的(quasi-fixed) 성격을 감안할 때, 採用 혹은 解雇가 일정 시점에서 반드시 균형수준으로 이루어지지 않으며⁸⁾ 따라서 실제 勞動費用의 비중도 적절한 노동비용의 비중과 일치하지 않게 된다.

이같은 조정비용에 따르는 요소비용의 조정과정을 반영하기 위하여 본 연구에서는 가장 보편적인 조정구조인 스톡調整模型(stock-adjustment model)을 사용한다. 즉

7) (15)~(18)의 관계식들에 대한 증명은 Binswanger(1974)에서 찾을 수 있으므로 생략한다.

8) Oi (1962).

$$S_{it} - S_{it-1} = \phi_i(S_{it}^* - S_{it-1}) + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

로 표시한다. 여기에서 S_{it} 는 t 기에 있어서 i 번째 生産要素의 실제 比重을 나타내며 ϕ_i 는 i 번째 生産요소 비중의 調整速度를 나타내는 계수이며 ε_{it} 는 조정과정과는 관계 없는 임의의 比重變化이다.⁹⁾

따라서 식(19)는 인접기간 간에 요소비중의 실제 변화는 적정한 변화의 ϕ_i 배 만큼과 그 이외에 따로 설명할 수 없는 부분(ε_{it})이 합쳐져서 나타남을 의미한다. 식(19)를 다시 쓰면

$$S_{it} = \phi_i S_{it}^* + (1 - \phi_i) S_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

식(20)에서 볼 수 있는 것처럼 ϕ_i 가 1에 근사할수록 S_{it} 는 S_{it}^* 에 접근한다. 이제 식(14)를 식(20)에 대입하면

$$S_{it} = \phi_i \alpha_i + \sum_j \phi_i \gamma_{ij} \ln P_j + \phi_i \gamma_{iy} \ln Y_t + \phi_i \gamma_{it} \ln T + (1 - \phi_i) S_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

식(21)이 본 연구의 추정방정식을 이룬다. 生産요소로는 生産職勞動($i=1$), 事務職勞動($i=2$), 資本($i=3$)의 3요소를 가정한다. 따라서 식(21)은 S_1 , S_2 , S_3 의 세식으로 이루어지는 방정식 체계를 이룬다. 그러나 식(11)의 제약을 이용하면 S_1 , S_2 , S_3 중 두개의 식만 추정함으로써 관계된 모든 계수가 추정되므로 여기에서는 S_1 과 S_3 의 식을 추정하기로 한다. S_2 를 제외시킨 이유는 첫째, S_1 과 S_3 의 추정을 통하여 生産職勞動과 資本 간의 代替關係를 직접적으로 조사하고 싶기 때문이며, 둘째 S_1 과 S_2 를 추정할 경우 생산직 임금과 사무직 임금 간의 共線性으로 인하여 신뢰할 만한 추정을 얻기가 어렵기 때문이다.

또한, S_1 과 S_3 를 추정함에 있어 식(11)의 제약중 $\gamma_{11} + \gamma_{12} + \gamma_{13} = 0$ 을 이용하여 P_1 과 P_3 를 P_2 로 正規化(normalize)한다. 따라서 추정되는 방정식 체계는 다음과 같다.

$$S_{1t} = \phi_1 \alpha_1 + \phi_1 \gamma_{11} \ln (P_1/P_2)_t + \phi_1 \gamma_{13} \ln (P_3/P_2)_t \quad (22)$$

$$+ \phi_1 \gamma_{1y} \ln Y_t + \phi_1 \gamma_{1t} \ln T + (1 - \phi_1) S_{1t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$S_{3t} = \phi_3 \alpha_3 + \phi_3 \gamma_{31} \ln (P_1/P_2)_t + \phi_3 \gamma_{33} \ln (P_3/P_2)_t$$

$$+ \phi_3 \gamma_{3y} \ln Y_t + \phi_3 \gamma_{3t} \ln T + (1 - \phi_3) S_{3t-1} + \varepsilon_{3t}$$

(22)의 오차항의 구조는 다음과 같이 가정한다.

$$E(\varepsilon_i \varepsilon_i') = \Sigma, \quad \varepsilon_i' = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{3t})$$

9) 조정구조의 또 다른 형태로 要素費用 비중의 調整 대신 要素量의 조정(예컨대 자본, 노동 등의 조정)을 생각할 수 있겠으나 다음의 이유들로 비용비중의 조정을 채택한다. 첫째, 生産要素量의 직접적 조정과정을 채택하였을 때 추정방정식 체계는 非線型 제약(non-linear constraint)을 갖게 되고 둘째, 生産요소량의 직접적 조정과는 관계 없는 임의의 비중변화를 포함할 수 없기 때문이다.

따라서 식(22)는 SUR(seemingly unrelated regression)방식으로 추정된다.

ϕ 의 추정치는 要素比重的 調整過程이 있는지를 검증가능케 하여 주며 추정된 ϕ 와 다른 설명변수의 추정계수값을 이용하여 γ 계수값을 측정할수 있다.¹⁰⁾ 그리하여 추정된 γ_{ij} 의 값을 이용하여 諸彈力性을 계산하며 γ_{ij} 의 추정치는 生産函數가 同調性이 있는지의 검증에 사용된다. 그리고 γ_{ii} 의 추정치는 技術進步가 Hicks-中立的인지 아닌지를 검증하는 데 사용된다.

Ⅲ. 推定結果

1. 資 料

본 연구의 추정에 사용되는 자료는 1969~1988년까지의 韓國製造業의 연도별 시계열자료이다. 要素比重 및 要素價格 등 주요 변수들의 자료는 모두 한국은행 간행 『企業經營分析』에서 추출되었다. 따라서 지금까지 많은 연구들에서는 자료의 출처가 여럿이었다는 것을 생각할 때, 각 변수의 資料出處에 관한 한 일관성이 유지되었다는 것은 본 實證分析의 강점이라고 할 수 있겠다. 그러나 標本의 크기가 20에 불과한 것은 단점으로 지적될 수 있겠다.

要素比重變數(S_1, S_2, S_3)에 대한 자료는 부가가치 구성비용 중에서 법인세 차감 전 순이익과 조세공과 항목을 뺀 총부가가치 생산비용중 해당 요소의 비중을 산출하는 방식으로 구하였다.¹¹⁾

그리고 勞動의 價格(P_1, P_2)으로는 1인당 인건비를 사용하였다. 여기서 1인당 인건비는 정기적인 급여 뿐만 아니라 상여금, 복리후생비, 기타 여러 형태로 지급되는 현물급여 등을 모두 포함한다. 企業의 입장에서 볼 때, 노동수요에 영향을 미치는 것에는 단순히 賃金 뿐만 아니라 여러 형태로 나타나는 諸勞務費用도 포함되므로 勞動需要에 대한 가격으로서 1인당 인건비가 사용됨은 적절한 것이라 생각된다.

『企業經營分析』에는 생산직 노동비와 사무직 노동비의 구분은 되어 있으나 생산직 노동자나 사무직 노동자 숫자의 비율이 나와있지 않으므로 P_1, P_2 및 S_1, S_2 를 구하기 위해서 경제기획원 간행 『鑛工業統計調查報告書』에 나타난 생산직 對 사무직 노동의 비율을 이용하였다.¹²⁾

10) 다만 S_{it-1} 을 제외한 다른 변수들의 추정은 두 계수 곱($\phi_i \gamma_{ij}$)의 추정이므로 γ_{ij} 추정치의 통계적 특성은 유한표본(finite sample)에서는 논의가 불가능하고 asymptotic 측면에서만 가능하다.

11) 변수에 대한 자세한 정의는 부록을 참고할 것.

12) P_1, P_2 및 S_1, S_2 의 분리에 관한 자세한 도출과정은 부록을 참조할 것. 『鑛工業統計調查報告書』는 1987년까지만 이용가능하였으므로 1988년의 생산직 노동자의 비율은 『每月 勞動統計報告書』를 이용하였다.

〈表 1〉 式(22)의 SUR 推定(制約使用 以前)

變 數	S_1	S_3
constant	-0.0103(0.1271)	0.6517(0.2126)*
$\ln(P_1/P_2)$	-0.0429(0.0577)	0.0842(0.0756)
$\ln(P_3/P_2)$	0.0936(0.0343)**	-0.1125(0.0462)*
$\ln Y$	0.1061(0.0569)*	-0.1537(0.0751)*
$\ln T$	0.0084(0.0414)	0.0157(0.0534)
$S_1(-1)$	0.3951(0.1184)**	—
$S_3(-1)$	—	0.3716(0.1319)**
R^2	0.759	0.702
SSR	0.0056	0.0095

註: 1) 괄호안은 標準誤差(standard error)임.

2) *, **은 각각 단측 검정시 유의수준 0.05, 0.01에서 유의함을 나타냄.

資本의 價格(P_3)은 使用者 資本費用(user cost of capital) 개념으로 『企業經營分析』에 나온 平均利子率+減價償却率을 사용하였다.¹³⁾ 생산요소가격 P_1 , P_2 , P_3 는 모두 경상가격으로 측정된 것이다. 실제 추정식에 쓰이는 가격은 상대가격(P_1/P_2 , P_3/P_2)이므로 經常價格, 不變價格의 기준여부는 무의미하다 하겠다. 생산량(Y)의 단위로는 연도별 제조업 생산지수를 사용하였고 기술진보(T)의 측정단위로는 시간 더미를 사용하였다. 附錄의 〈附表 1〉은 주요변수들의 技術統計의 특성을 보여주고 있다.

2. 推定結果 및 解釋

比重方程式(share equation)의 일반적 형태를 보고자 식(22)의 방정식체계는 먼저 방정식 간의 제약($\gamma_{13}=\gamma_{31}$)을 부가하지 않은 채 추정되었다. 〈表 1〉은 제약이 들어가지 않은 추정의 결과를 보여준다.

生産職勞動의 비중방정식 추정결과는 $\ln Y$ 의 추정계수가 유의수준 0.05에서 유의하게 陽임을 보여주고 있으며 반면 資本의 비중방정식 추정결과는 $\ln Y$ 의 추정계수가 유의한 수준으로 0보다 작음을 보여주고 있다. 따라서 두 계수가 모두 0이라는 가설은 유의수준 0.01의 χ^2 검증에서 기각되었다. 이는 식(12)에서 논의된 生産函數의 同調性(homotheticity)문제에 있어서 한국 제조업의 생산함수는 동조성을 갖지 않는다는 결론을 얻게 하여 준다. 동조성을 갖지 않으므로 따라서 동차함수가 될 수 없음도 알게 된다. 이 결과의 시사점 중의 중요한 한 가지는 Euler의 定理에 근거한

13) 자본의 가격을 얻을 수 있는 다른 방법은 $P_1L_1+P_2L_2+P_3K=C$ 의 항등식을 이용하는 방법이 있을 수 있다. 즉 이 식으로부터 도출되는 $P_3=(S_3C)/K$ 의 식에서 P_3 를 구할 수 있다. 그러나 여기에서는 자본(K)의 측정(measurement)문제와 오차에 따르는 bias 때문에 채택하지 않는다.

〈表 2〉式(22)의 SUR 推定(制約使用)

變 數	S_1	S_3
constant	-0.0248(0.0883)	0.6326(0.1602)**
$\ln(P_1/P_2)$	-0.0501(0.0273)*	0.0907(0.0334)**
$\ln(P_3/P_2)$	0.0907(0.0334)**	-0.1050(0.0442)*
$\ln Y$	0.1069(0.0513)*	-0.1490(0.0589)*
$\ln T$	0.0063(0.0357)	0.0172(0.0455)
$S_1(-1)$	0.4102(0.1157)**	—
$S_3(-1)$	—	0.4102(0.1157)**
R^2	0.759	0.701
SSR	0.0056	0.0095

註: 1) 〈表 1〉과 동일.

분배의 한계생산성 이론은 한국에 있어서 그 타당성이 없을지도 모른다는 것이다. 왜냐하면 Euler의 정리는 생산함수가 동차함수인 경우에 성립되는 것이기 때문이다.

$\ln T$ 로 나타나는 技術進步의 계수추정치는 (13)식에서 논의된 Hicks-중립적임을 보여주고 있다. 즉 韓國製造業 전체로 보아서 그 동안의 기술진보는 노동이나 자본 중 어느 하나에 치중하지 않았음을 보여준다.

종속변수의 1차 lag의 계수추정치는 생산적노동 및 자본의 비중식에서 모두 陽이며 유의하게 나타났다. 즉 適正比重과 實際比重 간의 調整係數의 크기는 生産職勞動에서 0.6, 그리고 자본에서 0.63으로 나타나 식(20)의 관계에서 볼 때, 생산적노동의 경우 현재년의 실제 노동비 비중은 적정 노동비 비중과 전년도 노동비 비중을 6:4로 결합한 선에서 이루어짐을 알 수 있다. 여기에서 資本의 調整係數가 생산적노동의 적용계수보다 약간 높은 것은 자본을 설비로 간주하는 이론적 입장에서 볼 때 의외의 결과이겠지만 실증분석에서 사용하는 자본비의 내용 중 일부가 金融費用이라는 점을 생각하면 충분히 설명이 가능하다고 하겠다.

그리고 두 要素에 있어서의 調整係數의 차이는 실제로 있어서 미미하다. 즉, 두 적용계수가 같다는 假說($H_0: \phi_1 = \phi_3$)의 검증결과 χ^2 統計量은 불과 0.376으로 유의수준 0.05에서 기각할 수 없다. 한편 앞 절의 이론에서 주어진 方程式間 制約($r_{13} = r_{31}$)의 검증결과 역시 χ^2 統計量은 0.0269로 유의수준 0.05에서 기각할 수 없음이 판명되었다. 이는 Translog 費用函數의 제약이 한국제조업의 자료에 타당하게 적용될 수 있음을 반증하는 것이라 보겠다. 따라서 본 연구에서는 $\phi_1 = \phi_3$ 의 制約과 $r_{13} = r_{31}$ 의 制約을 동시에 사용하여 (22)식을 다시 추정하였다.¹⁴⁾

14) $\phi_1 = \phi_3$ 의 制約을 넣는 다른 이점은 이 제약이 들어 각 경우 $r_{13} = r_{31}$ 制約을 넣기 쉽기 때문이다. 즉 식(22)에 $\phi_{1713} = \phi_{3731}$ 의 제약을 가함으로써 방정식간 제약이 주어진다.

〈表 2〉는 앞의 제약이 가해진 比重式(share equation)의 추정결과이다. 〈表 2〉를 〈表 1〉과 비교하면 모형 설명력의 큰 손실이 없이 개개 추정계수의 신뢰도는 높아졌음을 알 수 있다. 價格變數들의 계수 추정치는 모두 유의수준 0.05에서 유의하며 $\ln Y$ 와 종속변수의 1차 lag의 계수들도 모두 유의하다. 그리고 (22)의 추정식은 종속변수의 lag를 설명변수에 포함하고 있으므로 Godfrey(1978)에 따른 1次 時系列相關(1st order serial correlation) 검증을 실시한 결과 유의수준 0.05에서 시계열상관은 없는 것으로 판명되었다.

生産職勞動에 있어서 상대적 노동가격의 10% 상승은 生産職 勞動費用의 비중을 단기에 약 0.5% 포인트 감소시키며, 자본의 경우 相對的 資本價格의 10% 상승은 자본비 비중을 단기에 약 1% 포인트 감소시키는 것으로 나타났다.¹⁵⁾ 그리고 생산적 노동의 相對價格 10% 상승은 자본비용의 비중을 단기에 0.9% 포인트 상승시키는 것으로 나타났다(반대의 경우도 마찬가지다). 이는 生産職 勞動價格의 상승이 대체 현상을 일으켜 자본수요의 증가로 이어지는 생산적노동과 자본 간의 강력한 대체관계를 보여주는 증거이다.

$\ln Y$ 의 계수추정치는 生産增加가 있을 경우 생산적 勞動費의 비중은 단기에 증가하는 반면 資本費의 비중은 감소함을 나타내고 있다. 자본비 비중의 감소는 생산적 노동비 비중의 증가에 따른 상대적 현상으로 해석할 수 있으며 이 결과의 의미는 생산량의 증가가 있을 경우 단기적으로 자본의 증가보다는 생산적 노동의 증가를 통해 생산요소가 보충된다는 사실을 증명하는 데 있다 하겠다.

技術變化는 〈表 1〉과 마찬가지로 Hicks-中立的인 것으로 나타났으며 적정요소비중에 대한 적응계수의 추정치는 약 0.59로 나타났다. 따라서 한국제조업에 있어서 적정비용비중에 대한 실제의 적응속도는 약 60% 정도로 추정된다.

〈表 2〉의 추정치들은 γ_{ij} 의 추정에 사용되며 γ_{ij} 의 추정치들은 다시 (15)~(18)의 관계식들에 의하여 Allen 偏代替彈力性 및 要素需要彈力性의 추정에 사용된다. 〈表 3〉은 이렇게 계산된 1988년도의 요소간 Allen 편대체탄력성 추정결과이다.¹⁶⁾

〈表 3〉은 生産職勞動과 資本 간의 대체탄력성이 1.85로 두 요소 간에는 장기적으로 매우 강한 代替關係가 있음을 보여준다. 즉 Allen(1938)의 정의에 따르면 생산적노동의 자본에 대한 상대가격의 1% 증가시 동일한 등량곡선 상에서 자본/생산적노동의 비율은 1.85%가 증가하는 것으로 나타난다. 한편 事務職勞動과 資本 간의

15) 여기에서 「短期」라는 표현을 쓴 이유는 추정계수가 γ_{ii} 가 아닌 ϕ_{ii} 이기 때문이다. 장기의 경우 계수는 $1/\phi$ 만큼 커지게 된다.

16) (15)~(18)의 식을 이용하는 데 있어 S_i^* 는 다음과 같이 계산되었다. 식(20)에서 오차항을 무시하면 $S_{it}^* = [S_{it} - (1-\phi)S_{it-1}]/\phi$ 가 된다.

〈表 3〉要素間 代替彈力性 推定値(1988年)

	生産職勞動	事務職勞動	資 本
生産職勞動	-1.711(0.2381)	-0.0519(0.4014)	1.850(0.3109)
事務職勞動	—	-3.708 (1.187)	1.396(0.3922)
資 本	—	—	-2.486(0.437)

註: 1) 괄호안은 asymptotic standard error임.

대체탄력성은 1.396으로 역시 대체관계에 있으나 생산직노동과 자본 간에 존재하는 代替度보다는 정도가 약함을 알 수 있다. 이는 人的資本理論의 예측과 어느 정도 부합되는 결과로서 해석할 수 있는데 만일 사무직노동이 생산직노동보다 더 많은 기업전문 人的資本(firm specific human capital)을 가지고 있다면 그만큼 대체가능성이 낮아지기 때문이다. 그러나 한편 위의 결과는 생산함수 그 자체의 기술적 성격에 기인할 수도 있다. 즉 事務職勞動은 속성상 생산직노동보다 자본에로의 대체가 용이하지 않을 수도 있다. 예컨대 사무직노동의 많은 부분은 管理者勞動으로서 기계로의 대체가 용이하지 않다. 여하간 위의 결과는 高等人力이 자본과 대체관계가 더 약하다는 Rosen(1968)의 假說을 입증하는 것이다. 그리고 〈表 3〉은 사무직과 생산직노동 간에는 代替彈力性이 -0.0519로 대체관계 혹은 보완관계가 없음을 보이고 있다.¹⁷⁾

〈表 3〉의 결과를 다른 연구와 비교하여 보면 資本과 勞動 간의 강한 대체관계라는 결론이 새로운 것임을 알 수 있다. 임양택(1986)의 산업간 적정기술 선택에 관한 논문에서는 1962~79년까지의 자료를 토대로 CES 生産函數를 추정한 결과 製造業에서의 자본과 노동 간의 代替彈力性은 1보다 작다고 발표되었다. 장현준(1986)의 고용과 생산기술의 관련에 대한 논문은 1970~85년까지의 시계열 자료를 토대로 역시 CES 생산함수를 추정하였는데, 제조업 전체의 資本-勞動 代替彈力性은 0.625로 발표되었다. 박준경·이호창(1986)의 논문은 1963~79년의 시계열 자료를 토대로 추정한 결과 CES 生産函數 추정의 경우 방법에 따라 0.16~0.91까지의 대체탄력성을 얻었으며 VES 生産函數 추정의 결과로는 1979년 기준으로 0.24~0.28의 대체탄력성을 얻었다.

한편 신의순(1983)의 논문은 Translog 費用函數를 횡단면자료에 의거하여 자본, 노동, 에너지 간의 代替彈力性을 추정한 결과 자본-노동 간의 대체관계를 확인하였으나 대체탄력성은 0.14~0.18로 낮았다. 표학길(1984)의 논문은 二變數 Translog 생산함수를 시계열자료에 의거 추정한 결과 資本-勞動間 대체탄력

17) 〈表 3〉에 나타나 있는 自己代替彈力性(σ_{ii})은 그 자체로는 별다른 경제적 의미를 담고 있지 않다.

〈表 4〉要素間 需要彈力性(η_{ij})推定値(1988年)

$j \backslash i$	生産職勞動	事務職勞動	資 本
生産職勞動	-0.7530(0.1048)	-0.0077(0.0596)	0.7604(0.1277)
事務職勞動	-0.0228(0.1766)	-0.5515(0.1766)	0.5740(0.1622)
資 本	0.8141(0.1367)	0.2077(0.0583)	-1.022 (0.1797)

註: 1) $\eta_{ij} = \frac{dX_i}{dP_j} \frac{P_j}{X_i}$

2) 괄호안은 asymptotic standard error임.

성은 0.55이었다. 반면 최정표(1987)의 논문은 韓國과 臺灣의 생산구조 비교에 있어 양국 모두 資本-勞動 간에 보완관계가 존재한다는 이전의 연구들과 반대 되는 결과를 보이고 있다.

대체탄력성 추정치는 함수관계를 어떻게 설정하느냐에 따라서, 또 변수의 測定物(measure)로 무엇을 사용하느냐에 따라서, 혹은 어떤 자료를 이용하느냐에 따라서 다르게 나올 수 있으므로 연구 간의 비교에는 이러한 차이들이 감안되어야 할 것이다. 지금까지 발표된 연구논문들의 결과를 종합하면 勞動을 세분류하지 않은 상태에서 資本과 勞動 간의 代替彈力性은 0보다는 크지만 1보다는 상당히 작다는 것이다. 반면 본 연구의 결과는 생산직노동과 자본간, 그리고 사무직노동과 자본 간에 모두 대체탄력성은 1보다 훨씬 크다는 것이다.

Translog 費用函數에 근거한 편대체탄력성 추정의 결과를 美國 製造業의 경우에 살펴보면 Kesselman *et al.*(1977)의 경우 블루칼러와 자본 간에 1.28, 화이트칼러와 자본 간에 -0.48을 얻었고, Denny and Fuss(1977)의 경우 블루칼러와 자본 간에 1.5, 화이트칼러와 資本 간에 -0.91을 얻었다. 그리고 Clark and Freeman(1977)은 블루칼러와 資本 간에 2.10의 높은 추정치를 얻었으며, 화이트칼러와 資本 간에는 -1.98의 推定値를 얻었다. Freeman and Medoff(1982)는 勞動組合部門에서 블루칼러와 자본 간에 0.94, 화이트칼러와 자본 간에 0.53의 偏代替彈力性 추정치를 얻었다. 따라서 미국의 경우 역시 生産職勞動과 資本 간의 代替彈力性은 높게 나타나고 있음을 알 수 있다. 그러나 韓國의 경우와 다른 점은 사무직노동과 자본이 대체관계가 아닌 補完關係로 나타나는 경향이 있다는 점이다. 이 차이가 근본적으로 두 나라간 생산함수의 성격의 차이를 반영하는 것인지 아니면 자료의 차이에서 오는 결과인지는 분명하지 않으므로 논리적 설명의 추구는 피한다. 다만 여기에서 알 수 있는 것은 다른 조건이 동일하다면 한국의 사무직 노동자의 수요는 미국의 사무직 노동자의 수요보다 더 탄력적일 것이라는 점이다.

〈表 4〉는 1988년 기준 韓國製造業의 同一生産量(constant output) 長期要素需要彈

力性 추정치를 보이고 있다. 생산직노동의 自己價格彈力性은 -0.75 , 사무직노동의 경우는 -0.55 , 그리고 자본의 경우는 -1.02 로 모두 통계적으로 유의하다. 세 가지 생산요소 중 자본의 수요탄력성이 가장 높는데 이는 그간의 경제성장과정에서 필요했던 資本의 需要가 가격에 가장 민감하게 반응하였음을 반영하는 것이라 하겠다. 賃金이 10% 상승할 때 생산직노동의 수요는 장기적으로 7.5% 감소하는데 반해, 사무직노동의 수요는 5.5% 감소하는 것으로 나타나 事務職勞動 수요가 덜 탄력적인데 이는 앞에서 논의한 바와 같이 자본과의 대체관계가 생산직노동에 비해서 약한 데서 기인한다고 판단된다. 이는 자본가격에 따른 노동의 交叉需要彈力性 추정치에서 다시 나타나는데 생산직노동의 자본가격에 대한 교차수요탄력성은 0.76인 반면 사무직노동의 경우는 0.57로 나타났다. 따라서 資本價格이 인하될 경우 노동수요의 감소가 사무직보다 생산직에서 더 크게 일어나게 됨을 알 수 있다. 한편 생산직임금이 상승할 경우 資本需要의 증가에 미치는 영향은 탄력성이 0.81로 사무직 賃金上昇의 效果(0.21)에 비해서 매우 크게 나타났다. 마지막으로 사무직노동과 생산직노동 간에는 賃金變化에 따르는 需要의 변화가 거의 없는 것으로 나타나서 최근의 생산직 임금의 급격한 상승이 그 자체로써 사무직노동을 구축하는 결과는 가져오지 않을 것으로 판단된다.

한국제조업의 要素需要彈力性을 추정한 최근의 연구로는 Bognanno and Rhee(1989)의 1972~86년의 분기별 시계열자료를 이용한 연구가 있다. 同 研究는 生産要素로 남자생산직, 여자생산직, 사무직, 자본 그리고 에너지 등 다섯 요소를 가정하여 需要方程式 體系를 추정하였으나 自己價格彈力性이 0에 가깝거나 반대의 부호를 나타내는 만족스럽지 못한 결과를 얻었다. 이같은 결과의 큰 이유 중의 하나는 저자들이 인정한대로 노동가격 변수들의 매우 심한 共線性(collinearity)으로 계수추정치들의 섬세성(precision)이 떨어졌기 때문이라고 판단된다. 본 연구와 어느 정도 비교가능한 것으로는 男子生産職과 女子生産職을 합쳐서 생산직노동자로 분류하여 추정한 결과인데 장기에서 생산직노동의 자기탄력성은 -0.16 , 사무직노동의 경우는 -0.03 으로 본 연구의 결과에 비해 탄력성이 매우 낮게 나타난다. 다만 사무직노동의 탄력성이 생산직노동보다 더 낮게 나타난 것은 두 연구의 공통된 결과라 하겠다.

勞動需要의 自己價格彈力性에 관한 외국의 연구는 그 크기에 관하여 비슷한 결과들을 보이고 있다. Translog 費用函數에 근거한 추정에서 Berndt and Khaled(1979), Magnus(1979), Morrison and Berndt(1981) 등은 절대값으로 0.17에서 0.46의 자기가격탄력성 추정치를 얻었다. 한편 Pindyck(1979)은 10개의 OECD 국가들을 대상으로 한 시계열 자료의 추정 결과, 각국 추정치의 평균으로 0.43을 얻었다. 따라서

〈表 5〉要素間 對替彈力性 및 需要彈力性 推定値(期間別 平均)

	1970~74	1975~79	1980~84	1985~88
σ_{12}	-0.3948	-0.0584	-0.3484	-0.1521
σ_{13}	1.8752	1.8579	1.8389	1.8449
σ_{23}	1.3318	1.3926	1.3809	1.3779
η_{11}	-0.8998	-0.7589	-0.8314	-0.7939
η_{12}	-0.0554	-0.0077	-0.0430	-0.0218
η_{13}	0.9552	0.7665	0.8745	0.8157
η_{21}	-0.1330	-0.0229	-0.1263	-0.0614
η_{22}	-0.5446	-0.5519	-0.5309	-0.5476
η_{23}	0.6778	0.5748	0.6572	0.6090
η_{31}	0.6488	0.8112	0.7152	0.7609
η_{32}	0.1916	0.2097	0.1868	0.2003
η_{33}	-0.8406	-1.0209	-0.9021	-0.9612

Hamermesh(1986)는 20세기 후반, 既開發國家들의 장기 동일생산량 勞動需要彈力性은 절대값으로 0.15에서 0.50 사이의 범위에 든다고 정리한다. 여기에 비교하면 본 연구 결과인 0.55에서 0.75까지의 결과는 既開發國보다는 약간 큰 것이라 판단된다.

〈表 5〉는 각 생산요소 간의 代替彈力性 및 需要彈力性 추정치의 기간별 변화를 보여주고 있다. 여기에서 탄력성들이 기간별로 변화하는 주요 이유는 각 요소의 생산비에서 차지하는 비중이 기간에 따라 변화하기 때문이다. 예컨대 事務職과 生産職 勞動 간의 대체탄력성이 70년대 후반과 80년대 후반에 절대값에서 감소하는 이유는 經濟的 好況期인 양 기간에 사무직 및 생산직 노동비의 비중이 증가하였기 때문이다. 같은 이유로 생산직노동의 자기가격탄력성은 두 기간에 감소하는 대신 資本의 自己價格彈力性은 증가하는 경향을 보인다.

지금까지는 製造業 全體에 걸친 集計生産函數를 가정하고 추정한 결과를 검토하였다. 그러나 제조업 각 분야별로 生産技術의 構造가 다르므로 따라서 요소수요관계가 다를 수 있으므로 제조업 내에서 고용규모가 가장 큰 세 분야[섬유·의복(32), 석유화학(35), 기계·전자(38)]를 골라 각각 추정한 결과가 〈表 6〉에 요약되어 있다.¹⁸⁾

세 분야의 탄력성 구조는 서로 상이하며 특히 섬유·의복부문은 다른 두 부문에 비하여 아주 다름을 알 수 있다. 즉 요소간 彈力性에 있어서 石油化學 및 機械·電子부문은 생산직노동-자본 간의 가장 높고 다음으로 사무직노동-자본 간의 높은 순서이지만 纖維·衣服부문의 경우 사무직-자본 간의 가장 높고 다음으로 생

18) 세 분야에 대한 식(22)의 추정결과는 부록의 〈附表 2〉~〈附表 4〉에 수록되어 있다.

산직노동-자본 간의 대체탄력성이 높게 나타난다. 또한 섬유·의복부문은 세 요소 간에 모두 대체관계를 이루는 것도 특색이며 대체탄력성의 크기도 크게 차이가 나지 않는다(0.90 대 0.81 대 0.69). 이와 같은 대체관계를 반영하여 纖維·衣服부문의 경우 自己價格彈力性은 사무직노동이 -0.66으로 가장 크며 다음에 자본, 생산직노동의 순서로 이어진다. 반면에 機械·電子부문의 경우 자기가격탄력성은 자본이 가장 크고(-0.87), 다음에 生産職勞動(-0.70), 그리고 事務職勞動이 -0.18로 가장 낮다.

섬유·의복부문의 생산직노동 가격탄력성이 -0.36으로 비교적 낮은 이유는 한국 섬유·의복제조업 부문의 두 가지 현실적 특성을 반영한다 하겠다. 첫째로 生産構造上 생산직노동과 자본과의 代替度가 타부문에 비하여 상대적으로 약한 점을 들 수 있다. 즉 섬유·의복류 생산에 있어서 비교적 低價의 勞動을 이용하느라 그동안 노동의 대체를 이루는 設備投資의 진척 속도가 낮았던지 아니면 생산품의 속성상 자본에로의 대체가 적합하지 않았던지 아니면 두 가지 다 작용한 결과로 보아야 할 것이다. 둘째로 이 부문은 인건비의 비중이 높은 노동집약적 산업이라는 점이다. 1988년 현재 부가가치중 인건비가 차지하는 비중이 중화학공업의 경우 44%인데 반해 섬유·의복부문은 약 56%를 차지한다. 따라서 노동집약적인 특성 때문에 인건비 상승에도 노동수요의 감소가 쉽지 않게 된다.

섬유·의복부문의 생산직노동의 수요탄력성이 석유화학, 기계·전자 등의 부문에 비하여 더 낮다는 본 연구의 결과는 임금상승으로 인한 고용감소 효과가 노동집약적인 부문에서 상대적으로 클 것이라는 일반적인 예측과 상충하는 것처럼 보일지 모른다. 그러나 이는 상충하는 결과가 아니라고 생각된다. 왜냐하면 본 연구가 밝히는 需要彈力性은 同一生産量 수요탄력성이며 따라서 生産物需要의 변화로 일어나는 스케일효과(scale effect)를 포함하지 않기 때문이다. 반면 일반적 예측은¹⁹⁾ 대부분 산업연관분석에 의거하여 대체관계에 대한 고려 없이 生産費上昇→製品價格上昇→製品需要減少에 따르는 스케일효과에 근거하기 때문이다. 따라서 賃金上昇에 따르는 雇傭에의 종합적 영향을 예측하기 위해서는 동일생산량 수요탄력성과 스케일효과를 동시에 고려하여야 한다. 이 점에서 본 연구의 결과는 많은 시사점을 갖는다. 예컨대 賃金上昇에 따른 고용감소에 있어서 기계·전자부문 등 자본에로의 代替에 의한 雇傭減少가 많을 것임을 예측할 수 있고 섬유·의류부문에서는 製品需要減少에 따른 고용감소가 상대적으로 많을 것임을 예측할 수 있다. Allen(1938)의 총수요탄력성의 정의와 産業研究院(1987)의 스케일효과에 근거한 요소수요 탄력성 추정치를

19) 예컨대 産業研究院(1987).

〈表 6〉 製造業 細分類別 代替彈力性 및 需要彈力性(1988年)

	纖維・衣服(32)	石油・化學(35)	機械・電子(38)
σ_{12}	0.6928	-0.0090	-0.0756
σ_{13}	0.8149	1.2200	1.7201
σ_{23}	0.9078	0.6864	0.5334
η_{11}	-0.3677	-0.5654	-0.7028
η_{12}	0.0994	-0.0018	-0.0087
η_{13}	0.2681	0.5671	0.7114
η_{21}	0.3653	-0.0029	-0.0356
η_{22}	-0.6641	-0.3162	-0.1851
η_{23}	0.2986	0.3191	0.2206
η_{31}	0.4297	0.4000	0.8099
η_{32}	0.1303	0.1421	0.0615
η_{33}	-0.5602	-0.5423	-0.8716

이용할 때 자동차산업의 생산직노동 총수요탄력성은 절대값으로 0.97(0.70+0.27)이며 섬유·의복산업의 生産職 總需要彈力性은 0.99(0.36+0.63)로 거의 비슷하게 된다.²⁰⁾ 그러나 그 내용은 전술한 바와 같이 아주 다르다. 즉 自動車産業의 생산직노동 총수요탄력성 크기의 72%는 대체효과에 기인하는 반면 纖維・衣服産業의 경우 총수요탄력성 크기의 36%만이 대체효과에 기인하기 때문이다.

〈表 6〉이 가져다 주는 통계적인 시사점의 한 가지는 세 부문 모두 代替彈力性이나 需要彈力性의 크기가 제조업 전체의 추정에서 얻어진 것들보다 절대값에서 작다는 것이다. 예컨대 생산직노동자-자본 간의 대체탄력성의 경우 제조업 전체에서는 1.85인데 비하여 세 부문에서는 0.81에서 1.7로 나타나 있고 생산직노동의 자기가격탄력성의 경우 제조업 전체에서 -0.75인데 반하여 세 부문에서는 -0.36에서 -0.70으로 나타났다. 이같은 차이를 가져올 수 있는 한 이유는 集計에 의한 偏倚(aggregation bias)가 있을 가능성이다. 식(22)에서 종속변수에 대하여 같은 부호의 계수들을 갖는 두 설명변수들끼리 서로 陽의 상관관계에 있다면 제조업 전체로 평균 집계된 추정식에서 계수 중 일부는 過大推定(over estimation)될 가능성이 있다.²¹⁾ 따라서 만일 집계에 의한 편의가 전술한 바와 같이 존재한다면 〈表 3〉과 〈表 4〉의 탄력성 추정치 중 일부가 실제보다 과대추정되었을지도 모른다. 그러나 요소간 代替彈力性, 혹은 需要彈力性의 크기의 순서와 같은 질적인 결론들은 계속 유지된다. 왜냐하면 細分類로 나누어 추정한 결과인 〈表 6〉과 비교할 때 제조업 전체에서 얻

20) Allen의 정의는 CRS 生産函數를 가정하였으나 본 연구의 결과는 CRS 특성을 기각하였으므로 위의 수치들은 부분적인 사실성 밖에 갖지 못함을 밝힌다.

21) Theil (1971).

은 질적인 결론들은 섬유·의복류 부문을 제외한 나머지 부문에서는 그대로 일치하기 때문이다.

IV. 要約 및 結論

본 연구에서는 Translog 費用函數에 기초한 生産要素의 비중식을 추정하여 생산요소 간의 偏代替彈力性 및 同一生産量 要素需要彈力性を 추정하였다. 生産要素는 생산직노동, 사무직노동, 자본의 세 요소를 가정하였고 要素費用比重의 조정에 適應費用이 든다는 가설을 채택하였다. 분석 대상은 한국 제조업 전체 및 섬유·의복류, 석유·화학류, 기계·전자류의 세 부문으로 하였으며 분석기간은 1969년부터 1988년까지로 『企業經營分析』의 시계열 자료를 이용하였다.

推定結果는 다음과 같이 요약될 수 있다.

1) 자본과 노동, 특히 生産職勞動 간에는 강한 대체관계가 성립한다. 지금까지의 연구에서 Allen의 偏代替彈力性이 1에 훨씬 미달하는 결과와는 달리 본 연구의 결과는 편대체탄력성이 1보다 크다는 것을 보여준다.

2) 事務職勞動과 자본 간에도 역시 유의할 만한 수준의 대체관계가 존재하나 生産職勞動과 자본 간에 존재하는 대체도만큼 강하지는 못하다.

3) 사무직노동과 생산직노동 간에는 유의할 만한 수준의 代替關係나 補完關係가 존재하지 않는다.

4) 동일생산량 요소수요의 自己價格彈力性은 자본이 가장 크며 생산직노동, 사무직노동의 순서이며 모두 유의하게 나타난다.

5) 製造業部門 추정의 결과 섬유·의복부문은 석유·화학 및 기계·전자부문과 다른 생산요소 간의 대체구조를 가진 것으로 나타난다. 이 부문에서는 자본과 사무직노동 간의 대체도가 가장 높고 자본과 생산직노동 간의 대체도가 그 다음이며 자본-생산직노동 간의 대체정도는 여타부문에 비해 상당히 낮게 나타난다(0.81).

6) 따라서 生産職勞動의 자기가격 수요탄력성은 權械·電子部門에서 가장 높고(0.70), 纖維·衣服部門에서 가장 낮다(0.36). 이 결과가 시사하는 바는 임금상승에 따른 고용감소의 내용이 機械·電子部門에서는 대체효과의 비중이 큰 반면 纖維·衣服部門에서는 생산감소 효과의 비중이 클 것이라는 점이다.

7) 製造業全體 추정의 결과와 細分類別 推定の 결과를 비교할 때 제조업전체 추정으로부터 얻어지는 代替彈力性 및 需要彈力性은 集計에 의한 偏倚(aggregate bias)로 실제보다 과대추정되었을 가능성도 있다. 따라서 세분류별 추정결과를 토대로

할 때 1988년 기준 한국 제조업의 생산직노동과 자본 간의 偏代替彈力性은 0.81에서 1.72로, 사무직노동과 자본 간의 편대체탄력성은 0.53에서 0.91로 추정된다. 한편 自己價格 需要彈力性의 경우 생산직노동은 절대값으로 0.36에서 0.70으로, 사무직노동은 0.18에서 0.66으로, 그리고 자본은 0.54에서 0.87로 추정된다.

이상의 결과들을 종합하여 볼 때 현실 경제에 던져지는 몇 가지 시사점을 발견할 수 있다. 첫째, 勞動과 資本이 강한 代替關係에 있음을 상기할 때 최근의 賃金上昇에 따른 雇傭減少의 영향은 장기적으로 현재 예측하는 것보다 더 큰 폭이 될지도 모른다는 점이다. 산업연관분석에 의거한 고용감소의 예측은 생산요소 간의 대체를 고려하지 않은 단기전망이므로 代替效果를 포함할 때 雇傭減少는 훨씬 커지게 될 것이다. 물론 지속적인 성장이 가능하다면 이같은 고용감소는 成長에 따른 雇傭增加로 상당히 상쇄될 수 있을 것이나 純雇傭增加는 현저히 약화될 가능성이 높다고 하겠다. 둘째, 景氣浮揚對策의 일환으로 정부가 인위적으로 이자율을 낮출 경우 고용감소는 증폭될 가능성이 높다고 판단된다. 낮은 利子率은 기업의 생산비 부담을 덜어 생산증대를 꾀하고 따라서 고용증대도 노리는 것이 정부의 목표이지만, 본 연구의 결과로 볼 때 낮은 이자율은 기업의 使用者資本費(user cost of capital)를 낮추어 자본을 노동에 대체시키는 것을 촉진시켜 오히려 雇傭을 減少(혹은 잠재고용성장을 감소)시키는 방향으로 나간 것이라 판단된다. 이같은 대체현상은 한국의 성장산업인 석유·화학 혹은 기계·전자와 같은 重化學產業에서 더욱 현저할 것으로 판단되며 이렇게 될 때에 고용이 성장산업에서 정체되고 비성장산업에 몰리는 노동시장 구조의 왜곡화를 가져오리라 판단된다. 이는 장기적으로 산업의 성장을 통한 임금의 상승을 위해서도 바람직하지 않은 것이다.

본 연구의 主目的은 韓國製造業의 生産構造에서 나타나는 要素間 代替關係와 요소의 需要彈力性을 규명하는 것이었으며, 요소가격의 상승이 가져오는 스케일효과에 대한 분석은 본 연구에서는 없었다. 생산요소의 총수요탄력성을 추정하기 위해서는 따라서 스케일효과를 정확히 추정하는 것이 필요하다고 생각된다. 한편 본 연구는 한국제조업의 생산함수에 동조성조차 가정하지 않았으므로 추정치를 다른 연구의 결과와 적극적으로 비교할 수 없었다. 요소의 대체탄력성과 수요탄력성에 대해서는 여러가지 函數關係를 통하여, 또 시계열뿐 아니라 횡단면(cross-section) 자료를 이용하여 많은 연구가 있어야 상호비교가 가능하리라 본다. 따라서 본 연구의 결과는 더 많은 토론을 위한 논의점의 제기라 생각하며 이 부분에 앞으로 많은 실증연구가 이루어져 본 연구의 결과와 비교검토됨으로써 한국의 生産函數 및 要素의 需要構造에 관해 더욱 확실한 성격규명이 있게 되기를 바란다.

<附 錄>

본 연구의 자료들은 1969년부터 1988년까지의 제조업전체 및 세분류 산업별 연간 자료들로서 중요한 모든 자료들은 『企業經營分析』으로부터 추출했으며, 生産職 및 事務職勞動에 대한 인건비의 계산을 위한 전체 노동에 대한 생산직노동의 비율은 『鑛工業統計調查報告書』, 生産指數는 『主要經濟指標』에 수록된 자료들에 의존하였다. 실제로 추정을 위해 사용된 자료는 전체 제조업 및 각 산업별 생산직 및 사무직노동에 대한 1人當 人件費(P_1, P_2), 資本의 使用者費用(P_3), 생산직 및 사무직노동에 대한 要素比重(S_1, S_2)과 자본에 대한 요소비중(S_3)이며 이들에 대한 정의 및 도출과정은 다음과 같다.

(1) 生産職 및 事務職勞動에 대한 1人當 人件費(P_1, P_2)

생산직노동에 대한 1인당 인건비는 제품의 생산 또는 공장작업 등의 수행에 직·간접으로 종사하는 노동에 대해 지급되는 노동 1인당 연간 급여, 임금, 제수당, 퇴직금, 雜給 및 복리후생비를 말하며 事務職勞動에 대한 1인당 인건비는 판매와 일반관리부문에 종사하는 노동에 대해 지급되는 노동 1인당 연간 급여, 임금, 제수당, 퇴직금, 雜給 및 복리후생비를 말한다. 각각의 인건비는 『企業經營分析』과 『鑛工業統計調查報告書』를 이용하여 다음과 같이 계산된다.

$$P_1 = P_1 X_1 \div \{ (X_1 + X_2) \frac{X_1}{X_1 + X_2} \}$$

$$P_2 = P_2 X_2 \div \{ (X_1 + X_2) \frac{X_2}{X_1 + X_2} \}$$

$$\begin{aligned} P_1 &= \text{生産職勞動 1人當 人件費}, & P_2 &= \text{事務職勞動 1人當 人件費} \\ X_1 &= \text{生産職勞動者數}, & X_2 &= \text{事務職勞動者數} \end{aligned}$$

『企業經營分析』으로부터 생산직의 총 인건비($P_1 X_1$)와 사무직의 총 인건비($P_2 X_2$) 및 종업원 총수($X_1 + X_2$)는 추출이 가능하나 이 자료만으로는 생산직 노동과 사무직 노동 각각에 대한 인건비의 구분이 불가능하다. 따라서 『鑛工業統計調查報告書』의 전체 노동에 대한 生産職勞動의 비율($X_1 / (X_1 + X_2)$)을 이용하여 이 비율을 上記式에 대입함으로써 생산직 노동의 1인당 인건비 및 事務職勞動의 1인당 인건비를 구하였다.

(2) 資本에 대한 使用者費用(P_3)

$$\text{資本에 대한 使用者費用} = (\text{借入金 平均利率} + \text{減價償却率}) \div 100$$

차입금 평균이자율은 사채, 차관 등과 같은 利子附負債에 대한 금융비용의 비율

로서 기업차입금에 대한 평균이자율(%)이라 할 수 있다. 감가상각율이란 감가상각을 필요로 하지 않는 非償却資産(토지, 건설가계정)을 제외한 나머지 固定資産에 대하여 당기에 어느 정도 감가상각비를 계상하였는가를 나타내는 비율(%)이다.

(3) 各要素의 要素比重(S_1, S_2, S_3)

각 요소에 대한 요소비중이라 함은 각 요소에 대한 支出額이 총비용에서 차지하는 비중을 말한다. 이는 각 요소가 창출해 낸 부가가치액이 총가가치액에서 차지하는 비중과 동일하다. 각 요소의 요소비중은 『기업경영분석』에서의 「제조원가명세서」, 「손익계산서」로부터 각각 생산직노동과 사무직노동에 대한 인건비 지출액(P_1X_1, P_2X_2)을 구하고 「부가가치구성」에서 인건비(생산직노동 및 사무직노동 모두 포함), 금융비, 임차료, 감가상각비를 구하여 다음과 같이 산출된다.

$$\begin{aligned} & \text{총비용 중 生産職勞動에 대한 人件費 要素比重}(S_1) \\ &= \frac{P_1X_1}{P_1X_1 + P_2X_2} \cdot \frac{\text{人件費}}{\text{人件費} + \text{金融費用} + \text{賃借料} + \text{減價償却費}} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \text{총비용 중 事務職勞動에 대한 人件費 要素比重}(S_2) \\ &= \frac{P_2X_2}{P_1X_1 + P_2X_2} \cdot \frac{\text{人件費}}{\text{人件費} + \text{金融費用} + \text{賃借料} + \text{減價償却費}} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \text{총비용 중 資本에 대한 要素比重}(S_3) \\ &= \frac{\text{金融費用} + \text{賃借料} + \text{減價償却費}}{\text{人件費} + \text{金融費用} + \text{賃借料} + \text{減價償却費}} \end{aligned}$$

여기서 생산직, 사무직노동에 대한 인건비 지출에 대해 자세히 설명하면 다음과 같다.

- 1) 생산직노동에 대한 총인건비 지출: P_1X_1

$$P_1X_1 = \text{基本給} + \text{諸手當} + \text{福利厚生費}$$

- 2) 사무직노동에 대한 총인건비 지출: P_2X_2

$$P_2X_2 = \text{任員給與} + \text{給料와 賃金} + \text{諸手當} + \text{退職金} + \text{福利厚生費}$$

(4) 生産指數(Y)

『主要經濟指標』에서의 전체 제조업 및 세분류 산업의 1969년부터 1988년까지의 生産指數를 사용하였고, 이 지수는 1985년을 기준년도로 잡고 기준년도의 값을 100으로 하여 산출된 지수들이다.

〈附表 1〉 主要變數의 技術 統計의 特性

	Mean	Standard Error	Minimum	Maximum
S_1	0.3922	0.0355	0.3295	0.4614
S_2	0.1421	0.0093	0.1218	0.1592
S_3	0.4657	0.0419	0.3794	0.5381
P_1	1.9438	1.8040	0.1670	6.5700
P_2	2.9122	2.1421	0.3670	6.6057
P_3	0.2555	0.0302	0.1990	0.3100
Y	60.980	46.257	8.8000	165.50

註: 1) P_1 과 P_2 의 單位는 백만원임.

〈附表 2〉 纖維・衣服類 製造業 推定結果(制約使用)

變 數	S_1	S_3
Constant	0.1876(0.0856)*	0.5372(0.1226)*
$\ln(P_1/P_2)$	0.4076(0.0173)*	-0.0236(0.0185)
$\ln(P_3/P_2)$	-0.0236(0.0185)	0.0269(0.0245)
$\ln Y$	0.0680(0.0469)	-0.0799(0.0628)
$\ln T$	-0.0664(0.0576)	0.0619(0.0761)
$S_1(-1)$	0.2648(0.1327)*	—
$S_3(-1)$	—	0.2648(0.1327)*
R^2	0.882	0.878
SSR	0.0053	0.0101

〈附表 3〉 石油・化學類 製造業 推定結果(制約使用)

變 數	S_1	S_3
Constant	0.2539(0.1527)	0.0833(0.2406)*
$\ln(P_1/P_2)$	0.0146(0.0345)	0.0140(0.0438)
$\ln(P_3/P_2)$	0.0140(0.0438)	-0.0014(0.0609)
$\ln Y$	-0.0647(0.0648)	0.0761(0.0918)
$\ln T$	0.0808(0.0407)*	-0.0787(0.0589)*
$S_1(-1)$	0.5826(0.0832)**	—
$S_3(-1)$	—	0.5826(0.0832)**
R^2	0.669	0.540
SSR	0.0134	0.0284

〈附表 4〉 機械・電子類 製造業 推定結果(制約使用)

變 數	S_1	S_3
Constant	0.0903(0.0603)	0.5076(0.0939)
$\ln(P_1/P_2)$	-0.0530(0.0317)	0.0907(0.0388)*
$\ln(P_3/P_2)$	0.0907(0.0388)*	-0.0763(0.0472)
$\ln Y$	-0.0347(0.0309)	0.0543(0.0371)
$\ln T$	0.2222(0.0519)**	-0.2525(0.0634)**
$S_1(-1)$	0.3533(0.0748)**	—
$S_3(-1)$	—	0.3533(0.0748)**
R^2	0.693	0.669
SSR	0.0141	0.0204

參 考 文 獻

1. 朴堧卿・李鎬彰, “우리나라 집계생산함수의 추정,” 『한국개발연구』, 1986 여름호, pp. 67-84.
2. 産業研究院, “노사분규에 의한 임금인상의 산업별 효과분석,” 1987. 9.
3. 申義淳, “한국 제조업의 에너지, 자본, 노동요소간 대체성에 관한 연구,” 『연세논총』, 제20집, 1983. 12.
4. 林陽澤, “적정기술의 선택 및 개발방향에 관한 연구: 우리나라 제조업 부문을 중심으로,” 『정기학술대회 논문집』, 1985년 한국경제학회 1986. 2.
5. 張鉉俊, “고용과 생산기술발전의 상관관계: 한국, 일본, 대만의 비교,” 『한국개발연구』, 1986 여름호, pp. 85-103.
6. 崔廷杓, “한국과 대만의 제조업 부문 생산구조 비교,” 『한국경제연구』, 제1권 제1호, 1987.
7. 表鶴吉, “Elasticities of Substitution and Technical Progress in a Developing Economy: The Case of Korea, 1963~1981,” 『1983년 정기학술대회 논문집』, 한국경제학회, 1984. 2.
8. Allen, R.G.D., *Mathematical Analysis for Economists*, London: Macmillan, 1938.
9. Berndt, E., and M. Khaled, “Parametric Productivity Measurement and Choice among Flexible Functional Forms,” *Journal of Political Economy*, Vol. 87, 1979.
10. 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, 1974.
11. Bognanno, M.F., and Rhee, Yinsog, “Demand for Male and Female Labor, Energy, and Capital Inputs in Korean Manufacturing,” Unpublished paper, Sejong Institute, 1989.
12. Brown, M., and J. de Cani, “A Measure of Technical Employment,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 5, 1963.
13. Chiswick, C., “The Growth of Professional Occupations in U.S. Manufacturing, 1900~1973,” in I. Sirageldin (ed.), *Research in Human Capital and Development*, Greenwich, Conn: JAI Press, 1978.
14. Christensen, L., D. Jorgenson, and L. Lau, “Transcendental Logarithmic Production Frontiers,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 55, 1973.
15. Clark, K., and R. Freeman, “How Elastic Is the Demand for Labor?” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 62, 1980.
16. Denny, M., and M. Fuss, “The Use of Approximation Analysis to Test

- for Seperability and the Existence of Consistent Aggregates," *American Economic Review*, Vol. 67, 1977.
17. Diewart, E., "An Application of the Shephard Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Function," *Journal of Political Economy*, Vol. 79, 1971.
18. Dougherty, C.R.S., "Estimates of Labor Aggregation Function," *Journal of Political Economy*, Vol. 80, 1972.
19. Freeman, R., and J. Medoff, "Substitution between Production Labor and Other Inputs in Unionized and Nonunionized Manufacturing," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 64, 1982.
20. Godfrey, L.G., "Testing against General Autoregressive and Moving Average Error Models When the Regressors Include Lagged Dependent Variables," *Econometrica*, Vol. 46, 1978.
21. Hamermesh, Daniel, "The Demand for Labor in the Long Run," in Ashenfelter and Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics* Vol. 1, Amsterdam: Elsevier Science Publishers, 1986.
22. Kesselman, J., S. Williamson, and E. Berndt, "Tax Credits for Employment Rather than Investment," *American Economic Review*, Vol. 67, 1977.
23. Magnus, J., "Substitution between Energy and Non-energy Inputs in the Netherlands, 1950~1976," *International Economic Review*, Vol. 20, 1979.
24. McKinnon, R., "Wages, Capital Costs and Employment in Manufacturing," *Econometrica*, Vol. 30, 1963.
25. Morrison, C., and E. Berndt, "Short-run Labor Productivity in a Dynamic Model", *Journal of Econometrics*, Vol. 16, 1981.
26. Oi, Walter, "Labor as a Quasi-fixed Factor", *Journal of Political Economy*, 1962.
27. Pindyck, R., "Interfuel Substitution and the Industrial Demand for Energy: An International Comparison," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 60, 1979.
28. Rosen, S. "Short-run Employment Variation on Class-I Railroads in the United States, 1947~1963," *Econometrica*, Vol. 36, 1968.
29. Theil, H. *Principle of Econometrics*, New York: John Wiley & Sons, 1971, pp.560-570.
30. Uzawa, H., "Production Functions with Constant Elasticity of Substitution," *Review of Economic Studies*, Vol. 30, 1962.