

韓國 製造業의 技術的 效率性： 産業別 技術的 效率性的 推定

劉 承 旻
李 仁 燦

本 論文은 기존의 經驗的 産業組織論에서 소홀히 취급한 技術的 效率性의 문제를 분석하기 위하여 鑛工業센서스의 細細分類製造業別 事業體를 대상으로 韓國 製造業의 技術的 效率性에 관한 가장 微視的 次元의 經驗的 研究結果를 제공한다. 技術的 效率性의 産業間, 國家間 隔差를 설명하기 위해서는 우선 적절한 效率性指標의 선택이 매우 중요할 것이다. 이를 위하여 本 研究에서는 確率的 生産境界를 修正最小自乘法으로 추정한 후 各 産業別로 技術的 效率性의 네가지 상이한 尺度에 대한 추정을 시도한다. 推定 結果 效率性 尺度間의 相關關係는 附加價値額보다 生産額을 중속변수로 한 경우가 다소 높은 것으로 나타났으나 前者의 경우가 보다 많은 産業에 대하여 效率性의 推定을 가능하게 하기 때문에 産業間 比較를 위하여 더 적절하다고 판단된다. 상당수의 産業에 있어서는 만족할 만한 效率性 推定値를 구하는 것이 불가능했지만 後續研究의 관점에서 볼 때 技術的 效率性의 推定이 가능한 産業이 다수를 차지한 사실은 고무적 이라고 판단된다. 또한 從業員規模가 영세한 事業體들이 상대적으로 非效率的임을 알 수 있었다.

I. 研究의 概觀：技術的 效率性的 概念과 經驗的 考察

市場構造와의 연계하에서 자원배분의 왜곡으로부터 발생하는 配分非效率性(allocative

inefficiency)에 대한 고찰은 지난 수십년동안 經驗的 産業組織論의 중심적인 연구대상이 되어 왔다. “市場構造—企業行態—市場成果”라는 전통적인 틀은 J. S. Bain 이래 경험적 산업조직론의 중요한 분석방법으로 통용되면서 많은 연구가 이에 의존하는 경향을 보였다. 최근 게임理論을 빌린 獨寡占理論의 발전은 이러한 경험적 분석방법의 혁신을 요청하고 있는 한편* 일부에서는 市場成果에 대한 종래의 연구가 成果의 일개 단면에 불과한 配分效

筆者：劉承旻—本院 研究委員

李仁燦—本院 研究員

* 本稿의 草稿를 읽고 유익한 비평을 주신 本院의 朴浚卿, 金址鴻 박사께 감사드립니다. 또한 연구진

率성에 지나치게 의존해 왔다는 비판이 강하게 제기되고 있다.

産業 차원에서의 配分非效率性이 市場의 구조적 특성과 産業內 企業들의 행태와 관련된 市場成果의 중요한 측면임을 부인할 수는 없으나 企業 혹은 工場 단위의 생산과 관련된 技術的 效率性 또한 市場成果를 나타내는 중요한 지표일 것이다. 과거의 경험적 연구가 企業 혹은 工場에서의 生産과 관련된 效率性을 등한시한 중요한 이유는 모든 生産者가 주어진 要素價格體系下에서 生産要素를 最適結合하며 費用制約下에서 生産量을 極大化하거나 혹은 일정한 生産量の 실현에 소요되는 費用을 最小化한다는 假定을 비판없이 받아들였기 때문이다¹⁾.

本 論文은 生産函數關係에서 발견되는 技術的 非效率性에 관한 체계적인 연구의 일환으로서, 현실적으로 관찰되는 企業 혹은 工場 차원의 生産函數關係는 단순히 經濟理論이 가정하는 生産函數가 아닐 수 있음을 전제로 하여 실제로 관측되는 統計値로부터 이론적인 生産函數를 복원하는 計量技法을 소개하고 韓國의 製造業에 관한 事業體別 統計를 이용하여 細細分類産業別로 평균적인 技術的 非效率性을 推定하고자 한다. 이러한 研究過程은 자

연히 문제시되는 效率性的의 정확한 개념, 이를 推定하는 計量技法의 正確性 및 假定の 限界, 變數의 測定方法 등의 과제를 해결해야 할 것이기 때문에 이들을 중심으로 논의를 전개한 뒤 技術的 效率性的의 推定結果를 제시하고자 한다.

本 論文에서의 논의를 위해서는 우선 生産函數關係에 내재된 技術的 效率性的의 정체가 무엇인지에 대한 개념의 규명이 필요하기 때문에 既存文獻에서 혼용되고 있는 效率性을 配分效率性, 生産效率性, 價格效率性, 技術的 效率性, X-效率性, 規模의 效率性 등으로 구분하여 諸概念間의 관계를 체계적으로 설명한 뒤에 여기에서 推定하고자 하는 技術的 效率性을 정의하기로 한다.

生産函數는 일정량의 生産要素를 사용하여 ‘최대의 가능한’ 產出量을 만들어내는 函數關係로서 정의된다. 그러나 投入量과 產出量에 관한 실제의 統計値를 이용하여 平均概念에 의존하는 回歸分析으로 生産函數를 추정할 경우 正과 負의 殘差(residuals)를 동시에 갖는 것은 당연한 결과인데, 문제는 正의 殘差에 해당하는 工場 혹은 企業의 경우 生産函數의 理論的 定義에 위배된다는 것이다.

統計學的으로는 이와 같은 의문이 愚問에 불과하지만 企業 혹은 工場單位の 效率性 測定과 같은 經濟學的 質問에 대한 답을 구하기 위해서는 正의 殘差를 갖는 관측치들이 시사하는 바를 중시하여야 할 것이다. 境界生産函數(frontier production function)란 經濟理論이 정의하는 生産函數의 經驗的 概念에 해당하는 것이다. 즉 回歸分析이 추정한 生産函數는 平均生産函數(average production function)이며 平均生産函數 위에 理論的 生産函

개과정에서 유익한 조언과 정보를 제공해 주신 미국 Harvard大의 Caves 교수, 鳥居昭夫 교수, 영국 NIESR의 Mayes 박사와 통계작업을 도와주신 李在亨 주임연구원께도 감사드립니다. 통계이용에 적극 협조해 주신 경제기획원 조사통계국 여러분께도 깊은 사의를 표한다.

1) 費用制約下에서의 生産量 極大化와 一定生産量の 실현에 요구되는 費用의 最小化는 利潤을 極大化하는 企業에 있어서는 동일한 문제이다. 이는 二重性(duality)에 관한 理論이 밝힌 바와 같다. Nadiri(1982)를 참조할 것.

數에 해당하는 境界生産函數가 존재한다고 볼 수 있다²⁾. 技術的 非效率性(technical inefficiency)이란 經驗的으로 境界生産函數와 平均生産函數間의 乖離에 해당하는 개념인데 이에 관한 理論的 論議는 Farrell(1957) 이후 발전되어 왔다. 技術的 非效率性은 效率性의 상이한 諸概念과 밀접하게 관련되어 있으므로 諸概念의 차이점에 관한 이해가 중요하다.

企業 혹은 工場 단위의 生産에 있어서 Farrell(1957)은 技術的 非效率性和 價格非效率性(price inefficiency)의 두가지 개념을 구분하고 있다³⁾. 價格非效率性은 生産要素의 相對價格이 주어졌을 때 要素結合의 선택과 관련된 概念으로서 각 生産要素의 限界生産

力을 該當要素의 價格으로 나눈 값이 要素間에 동일하면 價格效率性이 존재하며 그렇지 않을 경우 價格非效率性이 존재한다. 반면에 技術的 非效率性은 주어진 投入量으로써 최대의 產出量을 생산하지 못할 경우에 발생하기 때문에 生産函數의 理論的 定義는 단순히 가정으로써 그 가능성을 배제하는 것이다(附錄 I 에는 技術的 非效率性和 價格非效率性에 대한 자세한 논의를 수록하였다).

本 論文에서 推定하고자 하는 境界生産函數는 産業내에서 가장 效率的인 生産方法을 지칭한다. 平均生産函數가 境界生産函數와 동일시되기 위해서는 平均生産函數를 벗어나는 모든 觀測值들이 단순한 確率誤差(random error)임을 가정해야 하기 때문에 적절하지 못한 것이다. 따라서 한 産業의 境界生産函數는 技術的 效率性和 價格效率性을 모두 성취하는 企業 혹은 工場에 있어서 발견되는 生産方法이며, 境界生産函數가 나타내는 效率性을 달성하지 못하는 企業 혹은 工場은 技術的으로 非效率的이거나 價格非效率的일 수밖에 없다(따라서 附錄 I 의 A, B, C 중 A만이 境界生産函數上에 위치할 것이며 B와 C는 境界生産函數를 下廻하는 점으로 표시될 것이다).

境界生産函數를 下廻하는 觀측치들이 價格非效率的인지 혹은 技術的으로 非效率的인지에 대한 事前的인 情報가 없을 경우 주어진 統計만으로 두가지 非效率性을 분리하는 것은 매우 어려운 작업이다⁴⁾. 이에 관한 논의는 II章에서 계속할 것이나 여기에서 중요한 점은 價格非效率性和 技術的 非效率性의 결합인 總體的 非效率性은 Leibenstein(1966)의 X-非效率性(X-inefficiency)에 해당한다는 것이다⁵⁾. 즉 境界生産函數를 下廻하는 企業 혹은

- 2) 理論的인 生産函數에 해당하는 概念이 境界生産函數라는 점에는 대부분 동의하면서도 실제 統計值를 사용하여 '境界'(frontier)를 推定함에 있어서는 方法論的 차이가 존재한다. 이에 관해서는 Forsund et al. (1980)과 Schmidt(1985-86) 등의 「서베이」논문을 참조할 것.
- 3) 價格非效率性의 '價格'이란 生産要素의 價格(input price)을 지칭한다.
- 4) 技術的 效率性에 대한 초기의 연구(예컨대 Carlsson(1972))는 이러한 分離作業이 불가능하다고 주장했으나 確率的 境界生産函數에 관한 Aigner et al. (1977)과 Meeusen and van den Broeck(1977) 등의 연구를 응용한 Schmidt and Lovell(1979, 1980)은 生産函數와 費用函數間의 二重性(duality)을 고려하여 費用最小化가 이루어져 技術的 非效率性만이 문제시되는 경우와 費用最小化가 이루어지지 않아서 두가지의 非效率性이 모두 문제시되는 경우를 구분하여 각각의 推定된 確率的 境界費用函數로부터 두가지의 非效率性을 분리·측정할 수 있음을 보이고 있다.
- 5) Schwartzman(1973)의 주장에 대한 답변에서 Leibenstein(1973)은 X-效率性을 Farrell(1957)의 技術的 效率性和 동일시하고 있다. 이와 같은 초기의 혼란은 Carlsson(1972), Forsund et al. (1980), Siegfried and Wheeler(1981), Schmidt(1985-86) 등을 거치면서 X-非效率性을 價格非效率性和 技術的 非效率性의 兩者를 모두 포함하는 개념으로 인식함으로써 해소되고 있다.

은 工場은 모두 X -非效率的이다⁶⁾.

生産非效率性(production inefficiency)이란 費用非效率性(cost inefficiency)과 동일시되는 개념으로서 最小生産費用의 기준을 長期平均費用曲線으로 볼 때 그 最低點에서 生産이

- 6) Siegfried and Wheeler(1981)는 Schmidt and Lovell(1979)을 인용하면서 “어떤 企業이 確率的 生産境界 이하의 점에서 생산한다면 技術的으로 非效率的이며 最小費用擴張經路를 벗어나서 생산한다면 價格非效率的이다”라고 말함으로써 技術的으로 效率的이기만 하면 境界生産函數關係를 충족시킨다는 오해를 일으킨다. Schmidt and Lovell은 上記 引用文의 前提條件으로서 該當企業이 確率的 生産境界를 制約條件으로 하여 總生産費用을 最小化한다고 가정하고 있음에 유의한다.
- 7) 본문에서의 논의와 姜明憲(1988, p. 5)에서의 논의간의 차이점에 유의한다.
- 8) 附錄 I에서와 같이 1次同次的 生産函數가 아니라 規模의 經濟와 不經濟가 존재하는 U字型 長期平均費用曲線의 경우에는 附錄 I의 圖의 A가 X -效率性을 이루지만 規模의 效率性은 이루지 못하는 상태일 수 있다. 즉 規模에 대한 收穫이 可變的일 경우에는 A에서 生産이 이루어지더라도 生産의 規模가 最適規模(optimal scale)에 비하여 크거나 작기 때문에 生産單位當 最小費用이 실현되지 않는 것이다.
- 9) 生産非效率性 혹은 費用非效率性은 工場단위의 개념이지만 獨寡占力이란 企業單位의 개념이며 여기서 야기되는 配分非效率性은 商品市場 單位의 개념이다. 따라서 자연히 Leibenstein(1966) 등에서와 같이 獨寡占的 市場構造가 生産非效率性에 미치는 영향이 흥미있는 연구대상이 되기 마련인데 이는 本 論文 이후에 계속될 연구의 주제가 될 것이다. 다만 本 論文에서는 生産非效率性을 논의함에 있어서 企業과 工場을 엄격히 구분하지 않았다. 本 論文의 經驗的 研究에서는 事業體(工場)를 分析對象으로 하고 있다.
- 10) Schmidt and Lovell(1979, 1980), Forsund et al.(1980), Schmidt(1985-86) 등은 本 論文에서 價格非效率性이라고 정의한 개념을 配分非效率性이라고 일컫고 있다.
- 11) Forsund and Hjalmarsson(1974)은 效率性이 적용되는 차원을 巨視的 次元(macro level), 産業次元(industry level) 및 微視的 次元(micro

이루어지지 않는 경우에 非效率性이 존재한다고 볼 수 있다. Siegfried and Wheeler(1981)에 의하면 生産非效率性 혹은 費用非效率性은 X -非效率性, 過小規模(suboptimal capacity)의 非效率性 및 過大規模(excess capacity)의 非效率性이라는 세가지 요소로 구성된다. 즉 價格非效率性和 技術的 非效率性을 포함하는 X -非效率性 이외에도 生産의 規模와 관련된 規模의 非效率性(scale inefficiency)이 존재한다는 것이다⁷⁾. 이는 生産과 관련된 效率性의 諸概念간의 關係를 더욱 분명하게 만들어 주는 적절한 지적이다⁸⁾.

이상의 諸概念이 生産과 관련된 效率性인 반면 經驗的 産業組織論이 獨寡占的 市場構造와 연관시켜 온 配分非效率性(allocative inefficiency)은 商品市場에 해당하는 개념이라고 할 수 있다⁹⁾. 즉 市場支配力을 가진 獨寡占企業의 利潤을 極大化하는 價格은 競爭的 企業의 경우보다 높으며 이는 社會的 生産費用을 적절히 반영하지 못하므로 商品間의 交換關係(trade-off)에 대한 그릇된 信號(signal)를 제공하고 消費者厚生이 감소하는 만큼의 配分非效率性이 야기된다. 이는 Harberger(1954)가 측정한 資源配分歪曲의 費用인데 Carlsson(1972)이 지적한 바와 같이 獨寡占企業의 平均費用이 競爭企業의 平均費用보다 높을 경우에는 費用非效率性이 配分非效率性보다 훨씬 클 가능성이 있다.

配分非效率性은 앞서 설명한 價格非效率性和 유사한 개념으로 취급되어 混用되기도 한다¹⁰⁾. 이러한 혼동은 Forsund and Hjalmarsson(1974)이 분류하는 效率性의 세가지 상이한 차원을 무시함에서 비롯된 것이라고 판단된다¹¹⁾. 利潤을 極大化하는 企業은 반드시 最

適의 要素結合方法을 선택할 것이므로 價格效率的이지만 그 企業이 獨占企業일 경우 소비자 입장에서 볼 때 配分非效率性이 존재한다. 따라서 價格效率性은 商品市場에서의 配分效率性(output allocative efficiency)과는 背馳될 수 있으며 다만 企業內의 要素配分效率性(input allocative efficiency)과 동일한 개념이라는 뜻에서만 用語의 混用이 가능할 뿐이다.

II章에서는 이와 같은 논의를 바탕으로 技術的 效率性을 推定함에 있어서 어떠한 假定에 근거한 計量模型과 推定方法들이 적절한지에 대하여 검토한 후 각 방법의 장단점을 파악함으로써 確率的 境界生産函數를 修正最小自乘法으로 추정함이 타당하다는 결론을 유도하였다. 또한 제시된 計量模型과 推定方法을 토대로 하여 실제로 技術的 效率性 내지 非效率性을 측정하는 척도를 소개하고 각각의 의미에 대하여 검토한 후 回歸分析을 위하여 사용된 超越로그生産函數의 구체적 유형을 제시하였다.

III章에서는 從屬變數와 諸說明變數의 定義와 測定方法을 설명하고 回歸分析에 사용된

level)으로 분류하고 있다. 配分非效率性은 巨視的 次元, 生産非效率性은 産業 혹은 微視的 次元에 각각 해당된다.

- 12) 境界生産函數를 응용한 主要研究로서는 Aigner et al. (1977), Meeusen and van den Broeck (1977), Lee and Tyler(1978), Kopp and Smith (1980), Pitt and Lee(1981), Huang and Bagi (1984), Green and Mayes(1988), Caves and Barton(1990), 植草益·鳥居昭夫(1985) 등을 들 수 있다. 보다 완벽한 「서베이」를 위해서는 Schmidt(1985-86, pp. 315~320)를 참조할 것.
- 13) 여기에서 말하는 企業의 特性이라 함은 所有形態(公企業 對 民間企業 혹은 國內企業 對 多國籍企業), 歷史, 規模 등을 포함한다.

統計를 편집한 방법을 소개하며 推定結果를 여러 각도에서 분석하여 示唆點을 도출한 후 IV章에서 本 論文의 論議를 요약하고 向後研究課題를 제시하였다. 특히 本 論文이 韓國製造業의 技術的 非效率性에 관한 研究시리즈의 시작인 점을 감안하여 金후의 展開方向에 대하여 간략히 논의하였다.

本 論文은 Caves and Barton(1990)이 美國製造業의 技術的 效率性에 관하여 다년간 수행해 온 연구를 효시로 英國(Green and Mayes, 1988), 日本(植草益·鳥居昭夫, 1985), 濠洲(Harris, 1987)에서 제각기 진행되고 있는 研究들과 함께 技術的 非效率性에 관한 國際研究프로젝트의 일환이기도 하다.

II. 技術的 效率性의 推定方法

境界生産函數의 概念은 많은 연구자들에 의하여 각종 統計에 응용되어 왔다¹²⁾. 이러한 연구들의 주된 동기는 技術的 非效率性을 推定하고 推定結果를 企業의 특성과 연계시켜 분석하는 것이었다¹³⁾. 일부에서는 동일한 統計資料를 사용하여 상이한 計量模型의 推定結果를 비교한다든지 일정한 計量模型에 대한 상이한 推定方法을 비교하는 등 方法論에 대한 연구가 이루어지기도 하였다. Caves and Barton(1990) 등에서와 같이 技術的 效率性의 産業間 比較를 궁극적인 목표로 설정하고 이에 필요한 産業別 技術的 效率性을 추정하는 것은 새로운 시도로서 本 論文의 研究動機이기도 하다.

境界生産函數를 이용하는 技術的 效率性의 연구는 計量模型과 推定方法에 따라서 분류되는데 計量模型의 경우에는 生産函數의 形態와 生産境界(production frontier)에 대한 統計學的 假定(즉 境界가 確率的인지 決定的인지에 대한 假定)에 따라 상이한 模型이 설정된다. 일단 설정된 計量模型에 대해서도 상이한 推定方法이 가능하다.

1. 確率的 境界生産函數

生産函數의 구체적 형태에 관한 논의는 뒤로 미루고 產出量(y)과 投入量(x) 사이에 존재하는 이론적인 關係를 $y=f(x)$ 로 나타낸

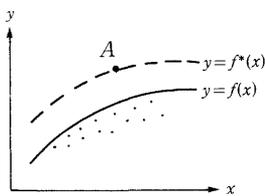
다. 실제로 관측되는 統計值(x,y)는 상당부분 이러한 關係式을 충족시키지 못할 것이기 때문에 決定的 境界生産函數(deterministic frontier production function)는 다음과 같은 計量模型을 제시하고 있다¹⁴⁾.

$$y=f(x) \cdot \exp(-u), \quad u>0 \dots\dots\dots(1)$$

式(1)의 計量模型이 決定的(deterministic)이라 함은 生産境界인 $f(x)$ 가 事前的으로 아무런 任意性(randomness)을 갖지 않음을 말한다. 따라서 事後的으로 관측되는 產出量(y)은 “ $u>0$ ”의 가정에 따라 生産境界 $f(x)$ 를 언제나 下廻한다는 것이 式(1)의 요체이다¹⁵⁾.

決定的 境界生産函數는 I章에서 지적된 平均生産函數의 결점을 보완하고 理論的 生産函數를 복원할 수 있는 計量模型이긴 하지만 經驗的 研究를 위해서는 부적절하다고 판단된다. 産業內的 모든 企業 혹은 工場에게 공통된 生産境界를 式(1)에서와 같이 가정하는 것은 個別企業 혹은 工場의 非效率性이 때로는 제어할 수 없는 요인들에 의하여 야기되는 현실적 가능성을 무시하는 것이다. 즉 外生的인 要因이나 測定誤差(measurement error)의 효과를 순수한 非效率性과 함께 묶어서 一方偏重分布(one-sided distribution)를 갖는 誤差項(error term) u 로서 나타내는 것이 문제시된다¹⁶⁾. 이러한 문제점은 모든 計量模型의 설정에서 발견되는 白色誤差(white noise 혹은 statistical noise)가 變數의 測定誤差와 模型의 불완전한 具體化(specification)에 의하여 필연적으로 야기된다는 점을 고려하면 더욱 심각해진다. 즉 非效率性을 순수한 白色誤差와 구분해야 할 것이며 白色誤差가 一方偏重分布를 갖는다고 가정함은 부적절한 것이다.

- 14) Forsund et al.(1980)에 의하면 境界生産函數를 推定하기 위한 計量模型은 첫째, 生産境界(production frontier)를 生産要素의 母數的 函數(parametric function)로 취급하거나 혹은 非母數的 函數(non-parametric function)로 취급하거나에 따라서, 둘째 관측된 產出量(y)과 生産境界($f(x)$)간에 특정한 統計的 關係式을 설정하거나에 따라서, 셋째 生産境界 자체가 決定的이나 確率的이나에 따라서 분류됨을 보여주고 있다. 이러한 분류에 의하면 Farrell(1957)의 生産境界는 決定的·非母數的인 것이며 Aigner and Chu(1968)의 生産境界는 決定的·母數的인 것인데 本 論文에서는 이 두가지 計量模型은 언급하지 않고 있다.
- 15) 실제로 u 의 確率分布에 대하여 어떠한 假定을 부여하느냐에 따라서 推定結果에 영향을 미칠 것인데 이에 관한 논의는 確率的 境界生産函數의 計量模型인 式(2)에서 자세히 언급하고 있다.
- 16) 예컨대 그림의 A가 從屬變數의 測定誤差 때문에 특별히 높은 y 값을 가진다면 $f(x)$ 가 올바른 生産境界임에도 불구하고 추정된 境界生産函數는 $f^*(x)$ 로 나타날 것이다.



確率的 境界生産函數(stochastic frontier production function : 以下 *SFPF*)는 이러한 문제점을 해결하기 위하여 두가지의 상이한 誤差項을 가정하고 다음과 같은 計量模型을 제시하고 있다¹⁷⁾.

$$y = f(x) \cdot \exp(v-u)$$

$$= f(x) \cdot \exp(\varepsilon), \varepsilon = v-u; u > 0 \dots(2)$$

式(2)에서 u 는 式(1)에서와 같이 正의 方向으로 一方偏重分布를 갖는 誤差項으로서 非效率性を 나타내며, v 는 0을 중심으로 對稱의 分布(symmetric distribution)를 갖는 誤差項으로서 각 企業 혹은 工場의 生産境界가 變數의 測定誤差, 白色誤差, 제어불가능한 外生的 要因 등에 의하여 확률적으로 움직이는 것을 허용하기 위하여 도입된 것이다. 式(2)의 計量模型이 確率的 境界生産函數라고 함은 生産境界에 해당하는 $f(x) \cdot \exp(v)$ 가 v 의 確率分布에 따라 企業 혹은 工場간에 상이한 위치를 가질 수 있기 때문이다. 이 경우 個別企業 혹은 工場에 있어서는 “ $u > 0$ ”의 조건에 따라 產出量(y)은 確率的 生産境界를 下廻하게 될 것이다¹⁸⁾.

式(2)의 計量模型에 있어서도 몇가지 결점이 발견된다. 첫째, 式(1)에서와 마찬가지로 v 와 u 에 관하여 事前的으로 어떠한 確率分布를 가정해야 하는가에 대한 回答이 불분명하므로 그 선택이 恣意的일 수밖에 없다. 둘째, 生産境界의 決定的 核(deterministic kernel)에 해당하는 $f(x)$ 를 추정된 후에도 產出量(y)과 $f(x)$ 의 차이를 v 와 u 로 분리하여 측정함이 불가능하다. 이는 결국 式(2)의 경우 技術的 非效率性的 産業別 平均만이 측정가능하며 個別企業 혹은 工場의 技術的 非效率성을 일일이 측정함이 불가능한 것을 의미한다¹⁹⁾. 마지막으로 중요한 결점은 I章에서 언급한 技術的 非效率性和 價格非效率性的 구분이 어렵다는 점이다. 이는 Schmidt and Lovell(1979, 1980)이 지적한 바와 같이 計量模型 자체의 문제라기보다는 生産要素價格에 대한 統計의 미비로 要素需要境界(input demand frontier)를 추정할 수 없을 경우에 式(2)만으로 技術的 效率성을 추정하기 때문에 발생하는 현실적인 문제이다. 이 경우 推定된 非效率性이 技術的 非效率性和 동일시되기 위해서는 모든 企業 혹은 工場이 價格效率的인 要素結合方法을 택하고 있다는 비현실적인 假定이 필요하다.

2. 修正最小自乘法에 의한 *SFPF*의 推定

式(2)의 計量模型은 “最尤法”(maximum likelihood method)이나 “修正最小自乘法”(corrected ordinary least squares method : 以下 *COLS*)으로써 추정할 수 있다. 最尤法의 경우 式(2)의 v 와 u 에 대한 確率分布를

17) 式(2)의 계량모형은 Aigner et al.(1977)과 Meeusen and van den Broeck (1977)에 의하여 제시된 것으로서 “合成誤差模型”(composed error model)이라고 불리기도 한다.

18) *SFPF*를 가정한 式(2)의 計量模型은 자연히 變數의 測定誤차를 보다 용이하게 해소하는 장점을 지닌다. 또한 v 와 u 의 確率分布에 관한 假定이 주어질 경우 修正最小自乘法이라는 간편한 推定方法의 사용이 가능해진다.

19) Jondrow et al. (1982)은 이러한 결점을 보완하기 위하여 $\varepsilon = (v-u)$ 가 주어졌을 경우 u 의 條件附 確率分布(conditional distribution of u given ε)를 이용하여 $(v-u)$ 를 v 와 u 로 분리할 수 있음을 보인다.

가정하면 이에 따라 尤度函數(likelihood function)가 정의되고 最尤推定量(maximum likelihood estimator)이 계산될 것이다²⁰⁾. 따라서 最尤推定量은 v 와 u 에 대하여 어떠한 確率分布를 가정하느냐에 의하여 좌우될 것인데 誤差項의 確率分布에 관한 事前的인 選別基準이 없기 때문에 문제시된다.

COLS는 Richmond(1974)에 의하여 고안된 것으로서 Caves and Barton(1990) 등의 經驗的研究에 사용되고 있다²¹⁾. 式(2)의 u 는 正의 方向으로 一方偏重分布를 가지므로 " $\mu \equiv E(u) > 0$ "일 것이다. 式(2)의 양변에 로그를 취하면 아래와 같다.

$$\ln y = \ln[f(x)] + v - u \\ = -\mu + \ln[f(x)] + (v - u + \mu) \dots (3)$$

u 와 v 의 관측치들이 각각 독립적이며 동일하게 분포되고(independently and identically distributed) x 가 u 와 v 에 대하여 독립적이라

고 가정할 때 式(3)은 正規分布條件을 제외한 最小自乘法의 모든 조건을 만족시킨다²²⁾. $\ln[f(x)]$ 가 母數(parameters)에 관한 한 線型이며 $\ln[f(x)]$ 의 常數項을 α 라고 할 때 最小自乘法에 의한 式(3)의 推定은 α 를 제외한 $\ln[f(x)]$ 의 모든 母數에 대한 最良線型不偏推定量(best linear unbiased estimator)을 제공할 것이며 常數項에 대해서만 $-\mu$ 에 해당하는 偏倚(bias)가 존재한다. 이는 最小自乘法이 常數項에 대해서는 $(\alpha, -\mu)$ 에 대한 不偏推定量을 제공하기 때문이다.

COLS에 의한 SFPP의 推定은 결국 v 와 u 의 分布에 대한 假定을 이용하여 μ 의 一致推定量(consistent estimator)을 제시함으로써 $\ln[f(x)]$ 의 모든 母數에 대한 一致推定量을 구하는 방법을 말한다. Olson et al. (1980)은 COLS推定量이 最尤推定量 못지 않게 바람직한 통계적 특성을 가진 것임을 보여주는 Monte Carlo 실험을 하고 있는데 本論文에서는 계산의 편의상 COLS를 선택하기로 한다.

COLS에 의한 SFPP의 推定을 위하여 다음과 같은 假定을 추가한다²³⁾.

$$v \sim N(0, \sigma_v^2) \\ u \sim | N(0, \sigma_u^2) | \\ E(vu) = E(xv) = E(xu) = 0 \dots \dots (4)^{24)}$$

COLS에 따라 μ 의 一致推定量은 式(4)에 주어진 情報를 사용하여 $\varepsilon = (v - u)$ 의 中心積率(central moment)에 관한 식을 풀어서 구할 수 있다²⁵⁾. Weinstein(1964)은 式(4)에서 주어진 가정하에서 $\varepsilon = (v - u)$ 의 確率密度函數를 구하고 이로부터 式(5)를 도출하고 있다.

- 20) 이렇게 계산된 最尤推定量의 漸近的 特性(asymptotic properties)에 대해서는 Aigner et al.(1977)과 Olson et al. (1980)을 참조할 것.
- 21) 修正最小自乘法(COLS)이란 용어는 Forsund et al. (1980)이 최초로 사용하고 있다.
- 22) " $E(u) = \mu$ "이므로 " $E(v - u + \mu) = 0$ "이다.
- 23) 最尤法이나 COLS는 모두 v 와 u 의 分布에 대한 가정을 요구한다. 특히 u 에 관한 가정은 다양하기 마련인데 Aigner et al. (1977) 등은 指數分布(exponential distribution)와 半正規分布(half-normal distribution)를 가정하고 있다. Stevenson(1980)은 이를 일반화하여 切斷正規分布(truncated normal distribution)와 감마分布(gamma distribution)를 가정하고 있다.
- 24) $N(0, \sigma_v^2)$ 은 平均 0, 分散 σ_v^2 의 正規分布를 말하며 $| N(0, \sigma_u^2) |$ 은 $N(0, \sigma_u^2)$ 의 正規分布를 0에서 切斷(truncate)한 半正規分布를 말한다.
- 25) 確率變數 X 의 r 次 中心積率(r -th central moment)은 $E[(X - E(X))^r]$ 으로 정의된다(r 은 陽의 整數).

$$\mu = E(\varepsilon) = E(-u) = -\sigma_u \sqrt{\frac{2}{\pi}} \dots\dots\dots (5)$$

附錄II에서는 標本中心積率을 이용하여 σ_u^2 과 σ_v^2 에 대한 一致推定量 ($\hat{\sigma}_u^2$, $\hat{\sigma}_v^2$)를 구할 수 있으며 μ 에 대한 一致推定量으로서 $\hat{\sigma}_u \sqrt{\frac{2}{\pi}}$ 를 사용할 수 있음을 보여준다.

이상과 같은 과정으로 COLS에 의하여 SFPF를 推定할 경우 標本에 따라서는 COLS推定量이 존재하지 않을 수 있다는 문제가 발생한다. 이러한 문제는 統計의 特性에 따라 두가지 형태를 취하고 있는데 첫번째 類型('I型실패')은 3次 標本中心積率 m_3 가 陽의 부호를 갖는 경우로서 附錄II 式(1)에 따라 " $\hat{\sigma}_u < 0$ "의 결과를 야기하므로 COLS推定量은 존재할 수 없다²⁶⁾. I型실패가 발생할 確率(즉 " $\hat{m}_3 > 0$ "일 確率)은 결국 母集團에서 3次 中心積率 $m_3(\varepsilon)$ 이 갖는 값이 0에 가까울 수록 클 것이다. $m_3(\varepsilon)$ 이 0에 근접하려면 附錄II에서 보듯이 σ_u 의 값이 작아야 하는데 이는 最小自乘法이 추정할 平均生産函數와 確率的 生産境界間의 乖離($\sigma_u \sqrt{\frac{2}{\pi}}$ 에 해당)가 작음을 의미하므로 技術的 非效率性이 심각하지 않은 標本(産業)에서 일어날 것이다. I型실패가 있을 경우에는 " $\hat{\sigma}_u = 0$ "이라고 간주한다²⁷⁾.

26) 附錄II에서 3次 中心積率 $m_3(\varepsilon)$ 에 대한 式으로부터 母集團의 $m_3(\varepsilon)$ 은 항상 陰의 부호를 가짐에 유의한다.
 27) σ_u 가 0에 접근하면 I型실패의 確率은 0.5에 접근할 것이다. I型실패의 경우 " $\hat{\sigma}_u = 0$ "라고 간주하는 것은 非效率性이 존재하지 않는다고 말하는 것이므로 문제시된다.
 28) II型실패는 이어서 소개되는 非效率性的 尺度 중 $\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v}$ 를 규정할 수 없게 한다.

두번째 유형('II型실패')은 附錄II 式(2)에서 " $\hat{m}_2 < (\frac{\pi-2}{\pi})\hat{\sigma}_u^2$ "일 경우에 " $\hat{\sigma}_v < 0$ "의 결과를 야기하여 COLS推定量이 존재할 수 없기 때문에 발생하는 문제이다. 이는 m_2 에 비하여 $\hat{\sigma}_u^2$ 이 상대적으로 큰 값을 가질 경우에 발생하는 것으로서 I型실패와는 대칭되는 유형의 문제이다. 결국 母集團에서 2次 中心積率 $m_2(\varepsilon)$ 에 비하여 σ_u^2 이 상대적으로 클수록 II型실패가 일어날 確率은 높아지는데 이는 技術的 非效率性($\sigma_u \sqrt{\frac{2}{\pi}}$ 에 해당)이 심각한 企業 혹은 工場이 標本內에 많다는 것을 의미한다. II型실패가 있을 경우에는 " $\hat{\sigma}_v = 0$ "이라고 간주한다²⁸⁾.

3. 技術的 效率性的 尺度

COLS에 의한 SFPF의 推定은 결국 最小自乘法으로 계산한 平均生産函數의 常數項을 回歸分析殘差의 標本中心積率에서 도출된 $\hat{\sigma}_u \sqrt{\frac{2}{\pi}}$ 만큼 상향조정하는 것이므로 常數項의 이동거리 $\hat{\sigma}_u \sqrt{\frac{2}{\pi}}$ 는 개념적으로 標本(産業)內의 企業 혹은 工場이 평균적으로 얼마나 非效率的인지를 나타내는 尺度라고 할 수 있다. 그러나 이 값은 $\hat{\sigma}_v$ 를 고려하지 않으며 또한 産業間 產出量의 隔差에 따라서 같은 수치도 상이한 非效率性的 정도를 나타낼 것이기 때문에 Caves and Barton(1990) 등은 SFPF의 推定結果를 이용하여 産業間 效率性的 比較가 가능하도록 다음과 같은 네가지의 상이한 效率性(혹은 非效率性)의 尺度를 제시하고 있다.

Lee and Tyler(1978)는 平均的인 技術的 效率性의 尺度로서 다음의 *EFF* (efficiency) 를 제시하고 있다²⁹⁾.

$$EFF = 2 \cdot \exp(\sigma_u^2/2) \cdot \{1 - \Phi(\sigma_u)\} \dots (6)$$

*EFF*는 式(2)의 計量模型에서 y 의 실제觀 측치인 $f(x) \cdot \exp(v-u)$ 와 確率的 生産境界인 $f(x) \cdot \exp(v)$ 의 關係에 착안하여 前者를 後者로 나눈 比率($\exp(-u)$)의 期待值인 $E[\exp(-u)]$ 를 계산한 값이다. 따라서 y 의 실제觀 측치가 確率的 生産境界에 가까운 標本(産業) 일수록, 즉 σ_u 가 작을수록 平均的인 技術的 效率性이 높을 것이며 *EFF*는 1에 가까운 값 을 가지게 될 것이다. 실제 推定에 있어서는 式(6)에서 σ_u 의 推定量인 $\hat{\sigma}_u$ 를 사용할 것인데 前述한 I型실패가 발생할 경우에는 “ $\hat{\sigma}_u=0$ ” 이므로 *EFF*는 1의 값을 갖게 된다. *EFF*는 σ_u 에만 의존하며 產出量 y 의 平均이나 σ_v 와 는 무관하다.

두번째의 척도인 *ATI* (average technical inefficiency)는 *COLS*에 의한 常數項의 상항 이동거리인 $\sigma_u \sqrt{\frac{2}{\pi}}$ 가 平均的인 技術的 非效率性과 비례한다는 점에 착안하여 다음과 같이

技術的 非效率性을 측정하고 있다.

$$ATI = (\sigma_u \sqrt{\frac{2}{\pi}}) / (\bar{y} + \sigma_u \sqrt{\frac{2}{\pi}}) \dots (7)$$

式(7)에서 \bar{y} 는 y 의 평균인데 $(\bar{y} + \sigma_u \sqrt{\frac{2}{\pi}})$ 는 產出量에 관한 한 確率的 生産境界의 平均을 의미하므로 式(7)은 결국 平均的인 技術的 非效率性($\sigma_u \sqrt{\frac{2}{\pi}}$)이 그 중 얼마만큼의 比重을 차지하는지를 나타내는 指數이다³⁰⁾. \bar{y} 가 클수록, σ_u 가 작을수록 非效率性의 尺度인 *ATI*는 작은 값을 가질 것이다. 실제 推定에 있어서 $\hat{\sigma}_u$ 을 사용할 경우 I型실패가 발생하면 *ATI*는 0의 값을 갖는다. 式(6)과 (7)의 비교에서 알 수 있듯이 *EFF*와 *ATI*는 상호 負의 關係를 가질 것으로 기대된다.

EFF 및 *ATI*와는 달리 나머지 두가지의 尺度는 技術的 (非)效率性을 나타냄에 있어서 u 뿐만 아니라 v 에 관한 정보를 동시에 사용하고 있다. 세번째의 척도인 λ 는 u 와 v 의 標準偏差인 σ_u 와 σ_v 의 相對的 比率로서 技術的 非效率性을 측정하고 있다.

$$\lambda = \sigma_u / \sigma_v \dots (8)$$

u 에 대해서는 半正規分布를, v 에 대해서는 正規分布를 가정했기 때문에 λ 는 결국 $\varepsilon = (v-u)$ 가 어느 정도 非對稱的인 分布를 갖느냐를 말해준다. σ_u 는 순수한 技術的 非效率性과 관련되어 있지만 σ_v 는 技術的 非效率性과 무관하므로 σ_u 를 σ_v 로 나눈 이유는 아무리 σ_u 가 크더라도 確率的 生産境界의 變動(variation) 자체가 클 경우에는 技術的 非效率性이 상대적으로 작다고 보아야 할 것이기 때문이다. 즉 λ 는 生産境界의 決定的 核에 해당하

29) 式(6)에서 $\Phi(\cdot)$ 는 標準正規分布(standard normal distribution)의 分布函數(distribution function)이다. 式(6)에 주어진 *EFF*의 式은 $E[\exp(-u)]$ 를 구함에 있어서 正規分布를 가정한 u 의 確率密度函數를 이용한다. Lee and Tyler(1978)를 참조할 것. 이론적으로 *EFF*는 0과 1 사이의 값을 갖는다.

30) *EFF*와 마찬가지로 *ATI* 또한 σ_v 와는 무관하다. 실제 推定에 있어서는 \bar{y} 대신 \bar{y} 의 절대값인 $|\bar{y}|$ 를 사용한다. 이는 Ⅲ章에서 y 에 해당하는 $\ln(GO/L)$ 이나 $\ln(VA/L)$ 이 陰의 값을 가질 경우에는 *ATI*의 값을 왜곡할 수 있기 때문에 이러한 오류를 시정하기 위하여 절대값을 사용하고 있다.

는 $f(x)$ 와 실제관측치 y 사이의 괴리가 技術的 非效率性(u)에 의한 것인지 아니면 단순한 白色誤差(v)에 의한 것인지를 상대적으로 표시한 指數라고 해석된다.

λ 와 밀접히 관련된 技術的 效率性的 尺度로서는 다음과 같이 最小自乘法이 추정된 回歸分析殘差의 分布가 갖는 歪度(skewness) S 가 제시된다³¹⁾

$$S = m_3(\varepsilon) / \{m_2(\varepsilon)\}^{3/2} \dots\dots\dots (9)$$

式(2)의 計量模型에서 v 와 u 의 차이점은 前者는 對稱的 分布를 갖는 데 비하여 後者는 一方偏重分布를 갖는다는 것이었다. 誤差項의 合인 $\varepsilon = (v-u)$ 를 두고 볼 때 技術的 非效率性(u)이 白色誤差(v)에 비하여 상대적으로 크면 클수록 ε 의 분포에서 발견되는 陰의 歪度는 더욱 큰 絕對值를 갖게 될 것이다. 따라서 式(9)에서 주어진 S 의 값은 技術的 效率性的 尺度로서 사용할 수 있다³²⁾. λ 와 S 가 갖는 관계는 附錄II의 (1)과 (2)의 두 式에서 구체적으로 결정된다. 植草益·鳥居昭夫(1985)는 간단한 계산결과, $[-0.9968, 0]$ 의 구간에서 λ 와 S 가 負의 關係를 가짐을 보여주고 있다.

式(8)에 주어진 λ 의 定義에서 알 수 있듯이 λ 는 I型실패와 II型실패 모두와 관련된

다. 推定後 I型실패가 발생할 경우에는 “ $\hat{\sigma}_u=0$ ”로 처리되어 “ $\lambda=0$ ”이지만 II型실패가 발생할 경우에는 λ 가 규정되지 않는다. 그러나 S 의 경우에는 어떠한 標本이든 標本中心積率 $\hat{m}_2(>0)$ 와 \hat{m}_3 가 계산되므로 I型실패 내지 II型실패와 무관하게 항상 어떤 수치를 가질 것이다. 다만 I型실패에 해당하는 “ $\hat{m}_3>0$ ”의 경우(“ $\lambda=0$ ”의 경우) S 가 陽의 부호를 갖게 되므로 해석상의 문제가 남는데, 첫째 “ $\hat{m}_3>0$ ”의 모든 數值를 동등하게 취급하여 S 의 값이 技術的 效率性과는 무관하다는 해석과, 둘째 S 의 값이 技術的 效率性과 비례한다는 해석이 가능하다.

이상의 논의를 종합해 볼 때 EFF 는 이론적인 근거에서 적합한 尺度인 반면 ATI 는 $COLS$ 에 의한 常數項의 調整이 非效率性을 의미한다는 뜻에서 經驗的인 측면을 중시한 尺度라고 할 수 있다. 또한 λ 와 S 는 u 에 관한 情報뿐만 아니라 v 에 관한 情報도 중시하는 尺度이다. 따라서 事前的으로 어떠한 尺度를 선택하기보다는 네가지 尺度 모두에 대한 測定을 시도하기로 한다. 단, EFF 와 S 는 技術的 效率性的 尺度인 반면 ATI 와 λ 는 技術的 非效率性的 尺度임에 유의한다.

4. 回歸分析式的 設定

$COLS$ 로써 $SFPF$ 를 추정하기 위해서는 計量模型 (2)의 $f(x)$ 에 관한 구체적 함수형태를 결정하여야 할 것이다. 生産函數의 어떠한 형태가 바람직한 것인가에 관한 논의는 生産理論의 중심적인 主題인 동시에 生産函數에 관한 實證分析을 위해서도 매우 중요한 과정이다. 生産函數의 구체적인 형태를 선택할 때

31) 歪度란 確率分布의 非對稱 程度를 나타내는 척도로서 單峰分布(unimodal distribution)에서 긴 왼쪽꼬리를 가지면 陰의 歪度, 그 반대의 경우 陽의 歪度를 가진다. 式(9)에 주어진 歪度の 定義와 測定式에 대해서는 Hogg and Tanis(1983, pp. 69~70)의 설명을 참조할 것.

32) 歪度 S 에 관한 한 Caves and Barton(1990)은 式(9)의 右邊에 -1을 곱한 값을 S 라 정의하고는 S 가 技術的 效率性的 指數라고 말하는 誤謬를 범하고 있다.

에는 生産技術의 理論的 特性과의 符合性, 推定할 母數의 '節約'(parsimony in parameters)可能性과 解析의 簡便性, 計算의 容易性 및 時間·觀測值의 變化에 대한 函數의 安定性 등이 選擇의 基準이 되어야 할 것이다.

Nadiri(1982)는 生産函數의 형태를 ① 1次 同次 生産函數, ② 可變代替彈力性(VES) 生産函數, ③ 相似擴大的(homothetic) 生産函數, ④ 非相似擴大的(non-homothetic) 生産函數의 네가지로 분류하고 각각에 속하는 生産函數의 구체적 형태를 소개하고 있다. 論議의 展開를 간략히 하기 위하여 資本(K)과 勞動(L)의 두가지 生産要素를 사용하여 產出量(Q)을 생산하는 函數關係를 가정할 때 超越로그生産函數(translog production function)는 다음과 같이 정의된다.

$$\ln(Q/L) = a_0 + a_1 \ln(K/L) + a_2 \ln L + a_3 (\ln(K/L))^2 + a_4 (\ln L)^2 + a_5 (\ln(K/L)) (\ln L) + v - u \dots \dots \dots (10)$$

式(10)에 주어진 超越로그生産函數는 “ $a_4 = a_5 = 0$ ”일 경우 CES 生産函數가 되며 “ $a_3 = a_4 = a_5 = 0$ ”일 경우 Cobb-Douglas 生産函數가

되기 때문에 生産函數의 가장 일반적인 형태이다³³⁾. 따라서 事後的으로 a_3, a_4, a_5 의 推定値가 갖는 統計的 有意性에 따라서 어느 형태의 生産函數가 가장 적절한가를 살펴보는 것도 가능할 것이다. 그러나 本 論文에서는 각 細細分類産業別로 별도의 回歸分析을 행하고 있기 때문에 이러한 選擇方法이 큰 의미를 갖지 못한다.

따라서 超越로그生産函數를 선택하는 先驗的인 근거를 찾는다면 母數의 節約可能性이 배제되기 때문에 推定値의 精確性이 결여되고 自由度의 制約으로 표본크기가 작은 産業이 누락된다는 단점에도 불구하고 Cobb-Douglas 生産函數나 CES 生産函數가 표방하는 生産技術을 가정할 경우 假定上의 誤謬로 인하여 效率性의 推定誤差가 발생할 수 있기 때문이다. 이와 같은 이유 이외에도 Caves and Barton(1990)은 超越로그生産函數를 선호하게 되는 經驗的 根據를 제시하고 있는데 상당히 적절한 論議라고 판단된다³⁴⁾.

III. 變數의 測定과 推定結果의 分析

1. 變數의 測定과 測定式

本 論文의 推定에 사용된 統計資料는 經濟企劃院 調査統計局이 보유하고 있는 1978년 鑛工業센서스의 原資料(raw data)이다. 總 389개 細細分類産業을 대상으로 각 産業別로 産業內 事業體들이 回歸分析의 觀測單位(unit of observation)인데 總 29,864개의 事業體가

33) 超越로그生産函數는 Christensen, Jorgenson and Lau(1973)에 의하여 고안된 것이다. Denny and Fuss(1977)는 超越로그生産函數가 $\ln Q = F(\ln K, \ln L)$ 의 형태를 갖는 모든 生産函數를 式(10)의 형태로 접근시킬 수 있음을 보여준다.
 34) 超越로그生産函數를 선택함에 있어서 Caves and Barton(1990)이 제시하는 經驗的인 근거는 첫째 生産規模의 增加에 따라 資本과 勞動間의 適正比率이 增加한다는 점, 둘째 Cobb-Douglas가 가정하는 生産要素그룹간의 分離性(separability)이 입증되지 않는다는 점, 셋째 生産規模의 增加에 따라 規模의 經濟의 정도가 변한다는 점, 넷째 Cobb-Douglas나 CES의 경우 단순히 決定係數(R^2)의 차이 때문에 技術의 非效率性이 낮은 값을 가질 수 있다는 점 등이다.

原資料에 포함되어 있다³⁵⁾.

式(10)의 超越로그生産函數를 실제로 推定함에 있어서는 從屬變數의 測定과 說明變數의 測定·選擇이 要求된다. 먼저 標本(産業)內各 事業體의 產出量을 측정하는 變數로서 總生産額(GO)과 附加價値額(VA)을 사용하였다³⁶⁾.

$$\text{總生産額}(GO) = \text{出荷額}(S) + \text{完製品年末在庫額}(INV1b) - \text{完製品年初在庫額}(INV1a)$$

$$\text{附加價値}(VA) = \text{生産額} - \text{直接生産費}(MC)$$

投入量을 측정하는 變數 中 勞動要素投入은 年平均從業員數(N)와 年平均勞動投入時間(L)을 사용하는데 이는 生産職從業員의 年平均

均勞動投入時間(LP)과 非生産職從業員의 年平均勞動投入時間(LNP)의 合으로서 LP와 LNP는 각각 다음과 같이 정의된다.

$$LP = \text{生産職從業員 1인당 年間勞動投入時間}(LPHR) \times \text{生産職從業員數}(NP)$$

$$LNP = \text{非生産職從業員 1인당 年間勞動投入時間}(LNPHR) \times \text{非生産職從業員數}(NNP)^{37)}$$

資本要素投入은 資本스톡(K)을, 生産要素로서의 原料投入은 原材料費(M)를 다음과 같이 測定하였다.

$$\begin{aligned} \text{資本스톡}(K) &= \text{年平均有形固定資産}(0.5 ASSETa + 0.5 ASSETb) + \\ &\text{年平均在庫額}(0.5 INVa + 0.5 INVb) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{原材料費}(M) &= \text{直接生産費}(MC) - \text{原材料在庫增減額}(INV2b - INV2a) - \text{半製品·製工品增減額}(WPb - WPa) \end{aligned}$$

產出量과 投入量에 관한 變數 이외에도 다음의 變數들이 추가적인 說明變數로 사용되었다.

$$X1 = \text{總從業員數 中 非生産職從業員의 비율}(NNP/N)$$

$$X2 = \text{直接生産費 中 煙料費의 비율}(MCFE/MC)$$

$$X3 = \text{資本스톡 中 平均在庫額의 비율}(1/2(INVa + INVb)/K)$$

$$X4 = \text{總出荷額 中 主産業品目出荷額의 비율}(SP/S)^{38)}$$

35) 技術的 效率性을 測定하기 위한 實證分析에서 觀測單位는 事業體(工場) 또는 企業이 모두 이용될 수 있으나 SFPF의 推定은 觀測單位가 事業體일 때 더 큰 의미를 가지기 때문에 事業體를 分析基準으로 하였다.

36) 여기에서 주어진 각 變數의 定義는 調査統計局의 鑛工業統計의 原資料에서 직접 사용이 가능한 項目들로 주어졌다. 영어 표기 끝에 a, b를 더한 것은 각각 年初, 年末의 값을 의미한다.

37) NP의 경우 鑛工業統計의 생산직종업원수(A), 자영업주·무급종사자수(B), 사무·기타종업원수(C)의 합계가 별도로 주어진 종업원수(N)와 차이를 나타내므로 $NP = N \times (A/A+B+C)$ 로, $NNP = N - NP$ 로 測定되었다. LPHR의 경우 鑛工業統計의 생산직종업원 1인당 월간평균노동투입시간의 12개월 합계는 연간 1일 평균노동투입시간(分)이므로 60으로 나누어 시간으로 변환하고 12로 나누어 1일 평균노동투입시간(時間)을 구한 후 여기에 生産職從業員操業日數를 곱한 값이다. LNPHR은 鑛工業統計에 포함되어 있지 않으므로 LPHR을 非生産職從業員의 年間給與額(LNPPAY)과 生産職從業員의 年間給與額(LPPAY)의 比率로써 調整한 값이다. 즉 $LNPHR = LPHR \times (LNPPAY/LPPAY)$.

38) X4는 事業體 單位에서의 商品特化比率로서 多邊化指數와 逆의 關係를 갖는다.

X5=非生産職従業員 1인당 年平均賃金
(LNPPAY/NNP)

X1~X5의 變數들은 주로 生産要素의 構成이나 동일한 産業에 속한 각 事業體들의 異質성을 살펴보기 위한 變數들이다. 이들 變數들은 상호 代替關係에 있지 않으며 또한 企業의 環境變化에 따라 단기적으로 쉽게 조정될 수 있는 變數들이 아니기 때문에 각각의 母數들에 대한 推定値가 統計的으로 有意성을 갖는다면 K, L, N, M 등을 위에서와 같이 측정함에 오류가 있음을 의미하게 된다.

이상과 같이 정의된 產出量과 投入量에 관한 變數와 X1~X5의 추가적인 說明變數를 사용할 때 式(10)의 超越로그生産函數는 다음과 같이 實際推定을 위한 回歸分析式으로 표현된다.

$$\begin{aligned} \ln(GO/L) = & a_0 + a_1 \ln(K/L) + a_2 \ln(M/L) \\ & + a_3 \ln N + a_4 (\ln(K/L))^2 \\ & + a_5 (\ln(M/L))^2 + a_6 (\ln N)^2 \\ & + a_7 (\ln(K/L)) (\ln(M/L)) \\ & + a_8 (\ln(K/L)) (\ln N) \\ & + a_9 (\ln(M/L)) (\ln N) \\ & + \sum_{i=1}^5 a_{i+9} X_i + v - u \\ & \dots\dots\dots(11) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln(VA/L) = & a_0 + a_1 \ln(K/L) + a_2 \ln L \\ & + a_3 (\ln(K/L))^2 + a_4 (\ln L)^2 \\ & + a_5 (\ln(K/L)) (\ln L) \\ & + \sum_{i=1}^5 a_{i+5} X_i + v - u \dots(12) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln(VA/L) = & a_0 + a_1 \ln(K/L) + a_2 \ln L^* \\ & + a_3 (\ln(K/L))^2 + a_4 (\ln L^*)^2 \\ & + a_5 (\ln(K/L)) (\ln L^*) \\ & + \sum_{i=1}^5 a_{i+5} X_i + v - u \dots\dots(13) \end{aligned}$$

式(11)과 式(12)는 勞動要素投入으로 N과 L 중 무엇을 사용하느냐와 (M/L)을 說明變數로 포함시키느냐에 따라서 상이한 형태를 취한다. Caves and Barton(1990)은 (11)과 (12)의 형태를, 植草益·鳥居昭夫(1985)는 (13)의 형태를 취하고 있는데 本論文에서는 이들과의 비교를 위하여 모두 推定하기로 한다. 단, (13)의 L*는 앞서 정의된 年平均 勞動投入時間(L) 대신 年間 總給與額으로 정의된다³⁹⁾.

2. 統計의 編輯·加工

技術的 效率性的 推定値는 測定誤差에 매우 민감하다. 技術的 效率性的의 尺度는 誤差項의 推定値로부터 계산되기 때문에 사용되는 統計가 비정상적이거나 변수의 계산과정에서 오류가 발생하면 誤差項에 큰 영향을 미치게 된다. 예컨대 統計 자체 또는 계산상의 오류에 의하여 특정 事業體의 產出量이 실제보다 낮게 측정되었다면 이로부터 계산되는 技術的 非效率性的의 推定値는 실제보다 높게 평가될 것이다. 生産要素의 投入量이 실제보다 높은 수준으로 測定되었을 경우에도 유사한 결과가 나타나게 될 것이다.

따라서 각 變數를 정의하고 계산하는 과정에서 이러한 統計的 誤謬를 야기할 가능성이 높은 事業體의 原資料를 수정하거나 제외하는 것이 매우 중요하다. 그러나 수정되거나 제외

39) 植草益·鳥居昭夫(1985)와의 비교를 위하여 L 대신 L*를 사용하고 있다. 註 37)에 의하면 L* = (LNPPAY + LPPAY)로 정의된다.

되는 事業體가 실제로 매우 非效率적이거나 매우 效率적이려면 그러한 事業體를 제외한 效率性的 推定은 産業의 진정한 平均效率성을 왜곡하게 될 것이므로 統計를 編輯하는 基準을 설정함에 있어서 신중한 자세가 요구된다. 本 論文에서는 <附表 1>의 16개 基準을 통해서 原資料를 편집하였다. 이는 우선 24개의 基準을 先驗적으로 설정한 후 原資料에 적용해 본 결과에 따라 선택한 것이다.

技術的 效率성은 分析對象期間 동안 계속해서 操業을 실시한 事業體에 대해서 의미를 가질 것이기 때문에 主要 投入量과 產出量을 0이라고 보고한 事業體는 分析對象에서 제외하였다. 이러한 경우는 原資料 자체의 오류 또는 이들 事業體의 불성실한 報告를 의미하거나 分析對象期間 동안 새로이 新設된 事業體나 倒産한 事業體, 季節적으로만 操業을 실시하는 事業體, 규모가 지극히 영세하여 製造業體로서 지속적으로 操業을 계속할 가능성이 낮은 事業體 등을 의미하는데 <附表 1>의 (1)~(9)가 이에 해당한다.

또한 適當 生産職從業員의 勞動時間이 90時間(50週 基準) 이상인 事業體는 제외하였다. 非生産職從業員의 賃金에 있어서도 지극히 낮거나 높은 수준의 1人當 年間給與額을 나타낸 事業體를 제외하였다. <附表 1>에서 (11)의 기준을 原資料에 그대로 적용하는 경우에全體事業體의 37%에 해당하는 11,186개의 事業體가 제외된다. 이러한 事業體는 生産職從業員을 고용하고 있더라도 事務職從業員은 고용하지 않고 自營業主 및 無給從事者が '非生産職 勞動'을 投入하고 있는 경우이므로 自營業主 및 無給從事者の 賃金을 非生産職 從業員의 賃金으로 환산하여 기준(11)을 적용한 경

우에는 <附表 1>에서 보듯이 529개의 事業體가 제외된다. 단, 기준(12)의 경우에는 이와 같은 調整過程이 불필요하다고 판단되므로 原資料의 非生産職從業員에 관한 統計를 그대로 사용했다.

또한 調査對象의 事業體들이 報告한 數値들이 어느 정도 신뢰할 만한 범위내에 있지 않은 경우도 존재한다. 計量模型의 推定에 직접 사용될 변수값의 變動이 너무 크면 回歸分析의 誤差項에 큰 영향을 미치므로 이를 제외하였다. 특히 COLS에 의하면 비정상적으로 높은 값을 갖는 正의 殘差는 \hat{m}_3 을 0보다 크게 만들 가능성이 있으며 이는 그만큼 技術的 效率性的의 推定을 불가능하게 한다. 각각의 기준에 따라 제외된 事業體의 數는 <附表 1>에서와 같으며 16개 기준을 동시에 적용할 경우에 제외되는 事業體는 7,854개로서 전체의 26%에 해당한다. <附表 1>에 의하면 基準 (3)~(5)가 상대적으로 중요한 역할을 하고 있음을 알 수 있다.

이상의 統計編輯基準들을 적용할 때 總 389개의 産業 중 1개 이상의 事業體라도 남는 産業數는 365개(94%)이며 남는 事業體數는 22,010개(74%)이다. 365개의 産業과 22,010개의 事業體를 대상으로 각 産業別로 生産函數를 推定함에 있어서 自由度の 確保라는 문제를 해결하기 위하여 編輯基準의 적용후 産業別 事業體數가 20개 미만인 産業을 分析對象에서 제외시켰다. 그 결과 최종적으로 分析對象이 되는 産業의 數는 215개(55%)이며 事業體數는 20,664개(69%)이다. <附表 2>에서 보는 바와 같이 中分類産業 36을 제외하고는 모두 60% 이상의 事業體를 分析對象으로 하고 있으며 대부분의 中分類産業에 걸쳐 거의

〈表 1〉 I 型실패와 II 型실패의 産業數

回歸分析式	I 型실패	II 型실패	小計	推定産業數
式(11)	108	22	130	85
式(12)	81	15	96	119
式(13)	89	18	107	108

註：推定産業數는 分析對象인 215개 産業에서 I 型 및 II 型실패를 제외한 産業의 數임.

비슷하게 統計의 誤謬를 야기할 가능성이 높은 事業體가 제외되었음을 알 수 있다⁴⁰⁾.

3. 推定結果의 分析

II 章에서 설명한 바와 같이 *SFPF*를 *COLS*로써 推定할 경우 標本(産業)에 따라서 推定된 標本中心積率 \hat{m}_2 , \hat{m}_3 의 값이 I, II 型실패를 야기할 수 있다. 통계의 편집후 최종적으로 얻은 215개 分析對象産業을 각각 표본으로 하여 (11), (12), (13)의 回歸分析式을 추정한 결과 I 型 및 II 型실패를 나타낸 産業의 數와 그렇지 않은 産業數는 〈表 1〉과 같다.

〈表 1〉에서와 같이 어떠한 回歸分析式을 선택하더라도 非效率的 産業임을 의미하는 II 型실패의 産業數는 效率的 産業임을 의미하는

I 型실패의 産業數보다 훨씬 적음을 알 수 있는데 이는 日本의 경우에 관한 植草益·鳥居昭夫(1985) 및 英國의 경우에 관한 Green and Mayes(1988) 등과 상반된 결과이다. 前者의 경우 II 型실패의 産業數가 오히려 I 型실패보다 많게 나타나며 後者の 경우 비록 I 型실패의 産業數가 많지만 韓國의 경우에서와 같이 뚜렷한 차이를 나타낸 것은 아니다⁴¹⁾. I 型 및 II 型실패에 해당하는 産業들은 사업체의 수가 적은 산업부터 큰 산업에 이르기까지 골고루 분포하고 있으며 또한 어느 中分類産業에 편중되지 않고 거의 全製造業에 걸쳐 비교적 골고루 분포하고 있다.

Caves and Barton(1990)은 I 型 및 II 型실패가 존재하는 산업과 그렇지 않은 産業間의 차이에 대하여 주목하면서 從屬變數의 변동정도가 결국 이러한 구분과 매우 밀접한 관련이 있다고 주장하고 있다. 즉 I 型실패의 경우에는 技術的 效率性이 매우 높은 産業일 것이므로 從屬變數의 變動이 크지 않지만 I, II 型실패가 없고 技術的 效率性이 성공적으로 추정되는 産業(表 1의 推定産業에 해당)의 경우에는 從屬變數의 變動이 크게 나타날 것이며 II 型실패의 경우 從屬變數의 變動은 더욱 크게 나타난다는 것이다. 〈表 2〉는 이러한 주장이 한국의 경우에도 어느 정도 뚜렷이 적용되고 있음을 보여주고 있지만 미국의 경우에

40) 분석대상에 포함된 215개 산업과 분석대상에서 제외된 산업의 차이는 결국 事業體數일 것인데 이는 다음과 같이 市場集中率의 격차로 설명된다.

	産業數	CR3(平均)	H(平均)
分析對象産業	215	0.445	0.116
제외된 産業	174	0.777	0.374

註：CR3는 상위 3사집중률, H는 허핀달지수임.

41) 미국에 대한 Caves and Barton(1990)의 研究結果에서는 I 型실패와 II 型실패를 뚜렷이 구분하지 않고 있기 때문에 혼동을 야기하고 있다.

〈表 2〉 失敗産業과 推定産業의 比較 : 式(12)의 경우¹⁾

(VA/L)의 (最大値/最小値)	I型실패	推定産業	II型실패	計
0~15	38(46.9)	28(23.5)	0(0)	77(35.8)
15~50	36(44.4)	52(43.7)	2(13.3)	90(41.9)
50 以上	7(8.6)	39(32.8)	13(86.7)	48(22.3)
計	81	119	15	215

註 : 1) 첫번째 數値는 産業數이며 ()안의 수치는 I·II型 失敗産業, 推定産業의 個別 合計에 대한 百分率임.

대한 研究結果만큼 뚜렷하지는 않다⁴²⁾.

가. 우리나라 製造業의 平均非效率性

〈表 3〉은 世界분류산업별로 技術的 效率性을 推定한 結果를 요약하고 있는데 우리나라 製造業의 平均的인 技術的 (非)效率性的 정도

는 *ATI*와 *EFF*를 통해 쉽게 살펴볼 수 있다. 즉 *ATI*는 生産額을 基準으로 하였을 경우 약 33%의 非效率性을 나타내고 있으며 附加價値額을 基準으로 하였을 경우 약 68%의 非效率性을 나타내고 있다⁴³⁾. 또한 *EFF*는 生産額基準의 경우 약 82%, 附加價値額基準의 경우 약 68% 정도의 效率性을 나타내고 있다⁴⁴⁾.

λ 와 S 를 통해서는 *ATI* 및 *EFF*에서와 같이 직접적인 情報를 얻을 수 없으나 *EFF* 및 *ATI*의 경우와는 대조적으로 附加價値額基準의 경우 오히려 더욱 작은 非效率性的의 推定值를 나타낸다. 그러나 이는 産業數의 차이에 기인한 것에 불과하다⁴⁵⁾. 또한 式(13)의 경우에는 그 推定結果가 式(12)와 매우 유사함을 알 수 있다.

각 效率性 測定值의 分布를 〈表 3〉의 標準 偏差와 〈表 4〉의 測定值 分布上의 百分位數를 통해서 살펴보면 *EFF*와 *ATI*의 분포가 비슷한 형태를 나타내고 있다. 이는 *ATI*는 平均 非效率性을, *EFF*는 平均效率性을 각각 나타내고 있으므로 *ATI*의 평균값 이하는 *EFF*의 평균값 이상과, *ATI*의 평균값 이상은 *EFF*의 평균값 이하와 각각 상응할 것으로 기대되기 때문이다.

- 42) Caves and Barton(1990)은 *NA*産業(실패産業)과 *TI*産業(推定産業)으로 이를 분류하고 있는데 이들이 지칭하는 *NA*産業이 I型 및 II型실패를 모두 포함하는 것인지는 분명하지 않으나 문맥상 I型실패만을 포함한 것으로 간주된다. Caves and Barton은 또한 推定産業의 決定係數(R^2)가 실패산업보다 낮은 값을 갖는 것으로 나타내고 있는데 한국의 경우 推定産業의 R^2 平均은 0.298, I型실패는 0.237, II型실패는 0.198로서 미국의 경우와 상반된 결과가 주목된다.
- 43) *ATI*의 경우 附加價値額을 기준으로 하였을 때의 測定值가 生産額基準보다 큰 것은 生産額의 경우 \bar{y} 가 附加價値額基準의 \bar{y} 보다 클 것이기 때문이다.
- 44) *EFF*와 *ATI*의 推定值를 해석함에 있어 “%”라고 말하는 의미는 단순한 百分率이기보다는 *EFF* 및 *ATI*의 推定式 (6)과 (7)을 통하여 해석해야 할 것이다.
- 45) 실제로 式(11)과 (12)를 추정한 후 I型 및 II型 실패 産業을 다같이 제외한 52개 産業을 두고 λ 와 S 의 平均을 비교하면 다음과 같다.

	式(11)	式(12)
λ	1.826	2.231
S	-0.280	-0.399

〈表 3〉 技術的 (非)效率性에 대한 推定結果의 要約

效率性尺度	産業數 ¹⁾	平均 ¹⁾	標準偏差	最小值	最大值
式(11) : 生産額 基準					
<i>EFF</i>	85(215)	0.817(0.885)	0.092	0.441	0.972
<i>ATI</i>	85(215)	0.325(0.189)	0.224	0.028	0.97
λ	85(193)	2.023(0.891)	2.568	0.291	16.869
<i>S</i>	215	-0.12	0.86	-5.166	3.016
式(12) : 附加價値額 基準					
<i>EFF</i>	119(215)	0.676(0.783)	0.09	0.451	0.861
<i>ATI</i>	119(215)	0.676(0.431)	0.188	0.238	0.998
λ	119(200)	1.875(1.116)	1.404	0.50	10.604
<i>S</i>	215	-0.211	0.589	-2.866	2.48
式(13) : 附加價値額 基準					
<i>EFF</i>	108(215)	0.685(0.797)	0.104	0.417	0.957
<i>ATI</i>	108(215)	0.665(0.401)	0.197	0.218	0.997
λ	108(197)	2.038(1.117)	2.478	0.135	16.323
<i>S</i>	215	-0.196	0.601	-2.784	2.504

註 : 1) *EFF*, *ATI* 및 λ 의 경우 産業數 및 平均의 첫번째 數値는 I, II型실패를 제외한 것이며 ()안의 數値는 全標本産業에 해당하지만 λ 의 경우 II型실패는 제외함. *S*의 경우는 全標本産業을 대상으로 함.

〈表 4〉 效率性尺度의 分布 : 式(12)의 경우¹⁾

	百分位數(percentile)						
	0%	10%	25%	50%	75%	90%	100%
<i>EFF</i>	0.451	0.564	0.614	0.69	0.737	0.791	0.861
<i>ATI</i>	0.238	0.455	0.529	0.683	0.834	0.912	0.998
λ	0.5	0.735	1.127	1.426	2.226	3.182	10.604
<i>S</i>	-2.867	-0.825	-0.428	-0.154	0.144	0.312	2.48

註 : 1) *EFF*, *ATI*, λ 의 경우는 I, II型실패를 모두 제외했기 때문에 119개 産業을 대상으로 百分位數를 구한 것이며 *S*의 경우는 全標本産業을 대상으로 함.

그러나 이러한 기대는 *EFF*와 *ATI*가 높은 상관관계를 가질 경우에만 가능하다. λ 와 *S*의 比較에 있어서도 〈表 3〉과 〈表 4〉를 함께 분석함으로써 유사한 논리로 分布上의 特性을 설명할 수 있을 것이다.

그러나 보다 중요한 점은 각 效率性尺度의 推定值들이 그 평균값 및 분포를 어느 정도 달리하고 있어서 本 研究의 다음 단계인 效率性的 産業間 隔差에 대한 回歸分析에 이용할

從屬變數로서 서로 다른 統計的 意味를 가질 수 있기 때문에 어느 尺度를 從屬變數로서 이용할 것인가 또는 어느 推定式을 선택할 것인가에 대한 판단기준을 제시하여야 한다는 것이다.

나. 效率性尺度間의 關係

技術的 效率性的 상이한 尺度들은 각 産業의 平均의 非效率性的의 水準에 대해 각각 나름

〈表 5〉 效率性 尺度間의 Spearman 相關係數¹⁾

	<i>EFF</i>	<i>ATI</i>	λ	<i>S</i>	사업체수
式(11) : 生産額 基準 (85개 산업)					
<i>EFF</i>	1.00	-0.769 (0.0001)	-0.815 (0.0001)	0.815 (0.0001)	-0.24 (0.027)
<i>ATI</i>		1.00	0.614 (0.0001)	-0.614 (0.0001)	0.305 (0.005)
λ			1.00	-1.00 (0.00)	0.232 (0.033)
<i>S</i>				1.00	-0.232 (0.033)
사업체수					1.00
式(12) : 附加價値額 基準 (119개 산업)					
<i>EFF</i>	1.00	-0.371 (0.0001)	-0.831 (0.0001)	0.831 (0.0001)	-0.048 (0.606)
<i>ATI</i>		1.00	0.354 (0.0001)	-0.354 (0.0001)	0.124 (0.179)
λ			1.00	-1.00 (0.00)	0.125 (0.177)
<i>S</i>				1.00	-0.125 (0.177)
사업체수					1.00

註: 1) 相關係數 아래 ()안의 수치는 相關係數에 대한 假說檢定에 있어서의 有意水準(significance level) 임. Spearman 相關係數는 두 變數의 서열(order)에 대한 相關係數임.

대로의 情報를 포함하고 있다. 그러면 이들 推定值들이 나타내는 각 産業의 平均的 非效率性은 어느 정도의 相關關係를 갖고 있는가? 이에 대한 解答을 얻기 위해 效率性尺度間의 Spearman 相關係數(correlation coefficient)를 구한 결과 각각의 尺度들은 〈表 5〉에서와 같은 相關關係를 나타내고 있다. 우선 모든 推定式에서 λ 와 *S*의 相關係數가 -1로 나타나는 것은 II章에서 제시한 效率性尺度의 推定式으로부터 귀결되는 當然한 결과이다. 生産額基準의 경우 *EFF*와 *ATI*간의 相關係數를 비롯하여 모든 效率性尺度間의 相關係數는 그 절대치와 有意水準이 상당히 높게 나타나 産業間 平均的 (非)效率性的 序列은 어느 尺度

를 사용하더라도 크게 차이가 없음을 알 수 있다. 따라서 〈表 3〉의 각 尺度間 平均값의 差異는 큰 의미를 갖지 못하며 效率性的 産業間 隔差에 대한 橫斷回歸分析을 위한 從屬變數로서 어느 尺度를 사용하더라도 그 결과에는 큰 質的인 차이가 없을 것이라는 점을 시사해 주고 있다.

그러나 附加價値額基準의 경우에는 *ATI*와 나머지 尺度間의 相關係數가 生産額基準의 경우보다 훨씬 낮음을 알 수 있다. 〈表 5〉의 결과는 美國에 대한 Caves and Barton(1990)의 研究結果와 상반된다. 美國의 경우에는 무엇을 從屬變數로 하든지간에 (*EFF*, *ATI*) 및 (λ , *S*)는 각각 -1에 가까운 相關係數를 나타

내는데 韓國의 경우 附加價值額基準의 相關係數에는 이러한 관계가 적용되지 않는다. 따라서 <表 5>만으로 판단할 경우에는 附加價值額보다 生産額을 기준으로 하는 것이 다음 단계의 연구를 위하여 보다 좋다는 결론을 내릴 수 있다⁴⁶⁾.

<表 5>에서는 *SFPF*의 推定에 사용된 産業別 事業體數와 각 效率性尺度와의 相關關係에 대한 情報를 나타내 주고 있다. 産業別 事業體數는 비록 절대치는 매우 낮으나 *EFF*와 *S*에 대해서는 負의 相關關係를, *ATI*와 λ 에 대해서는 正의 相關關係를 나타낸다. 事業體數와 企業의 數가 매우 밀접한 關係에 있고 또한 企業의 數와 각 産業의 競爭條件이 밀접한 關係를 가질 것이므로 이 分析結果는 흥미로운 결과를 보여주고 있다. 이에 관한 분석은 다음 단계의 횡단분석에서 보다 자세히 하고자 한다.

式(11)과 式(12)를 추정한 效率性尺度 *EFF*(11)과 *EFF*(12)간의 相關係數를 <表 6>에서 살펴보면 그 절대치와 有意水準이 매우 낮음을 알 수 있다. 그러나 式(13)을 추정한 *EFF*(13)과 *EFF*(12)의 경우 두 式이 단지 說明變數의 사용에만 차이가 있기 때문에 그 相關係數는 *EFF*(11)과 *EFF*(12)간의 相關係數에 비해서는 상당히 높게 나타나고 있다. 그러나 이 결과는 다음 단계의 橫斷分析

<表 6> 相異한 推定式으로부터 추정한 效率性尺度間의 相關分析(*EFF*의 例)¹⁾

	<i>EFF</i> (11)	<i>EFF</i> (12)	<i>EFF</i> (13)
<i>EFF</i> (11)	1	0.098 (0.492)	0.298 (0.04)
<i>EFF</i> (12)		1	0.837 (0.0001)
<i>EFF</i> (13)			1

註: 1) *EFF*(11), *EFF*(12) 및 *EFF*(13)간의 相關係數는 각각 I, II型실패를 제외한 産業을 대상으로 함. 따라서 *EFF*(11)과 *EFF*(12)의 경우 52개, *EFF*(12)와 *EFF*(13)은 98개, *EFF*(11)과 *EFF*(13)은 48개의 産業을 대상으로 함. 相關係數는 Spearman方式에 따른 것이며 ()안은 假說檢定の 有意水準을 나타냄.

模型에서 이용할 推定式의 選擇에는 신뢰할 만한 情報를 제시해 주고 있지 못하다. 따라서 동일한 推定式을 사용한 相異한 尺度間의 選擇보다도 어느 推定式을 선택할 것인가라는 문제가 더욱 심각한 것이라고 볼 수 있다.

産業間 效率性的의 격차에 대한 후속연구의 관점에서 이상의 논의를 종합해 볼 때 産業間 橫斷面分析의 從屬變數(技術的 效率性)로서 무엇을 사용할 것인가가 관심의 대상이 될 것이다. 첫째, 式(11)~(13) 중 어떠한 式을 사용한 效率性 推定値가 가장 적절한가라는 의문에 대해서는 <表 1>에서와 같이 式(12)가 가장 많은 수의 推定産業을 제공하지만 <表 5>에서와 같이 式(11)이 상관계수가 높은 效率性 推定値를 제공한다는 사실이 부분적인 해답이 될 것이다. 그러나 특정 효율성 척도에 관한 한 式(11)~(13)은 <表 6>에서와 같이 거의 무관한 推定値를 제공한다는 심각한 문제를 제기한다. 둘째, *EFF*, *ATI*, λ , *S* 중 어느 척도가 가장 적절한가에 대해서는 아직

46) 式(13)의 경우에는 式(12)의 경우와 비교하여 相關係數의 符號 및 絕對值水準이 매우 유사함을 발견할 수 있어서 <表 5>에서 제외되고 있다. 또한 각 序列에 관한 Spearman相關係數 이외에 각 尺度의 값에 대한 Pearson相關係數를 구해본 결과 <表 5>와 매우 유사한 결과를 발견할 수 있었다.

도 적절한 기준이 발견되지 않았다.

다. 事業體의 規模가 갖는 意味

〈表 7〉은 각 産業에서 從業員이 20人 이상인 事業體만을 分析對象으로 하여 *SFPF*를 추정하여 구한 效率性尺度와 全事業體를 대상으로 추정한 尺度와의 相關係數를 나타내고 있다. 〈表 7〉의 대각선에 위치한 數値는 동일한 推定式(12)에서 규모가 상대적으로 큰 事業體만을 대상으로 한 경우와 全事業體를 대상으로 한 경우간의 동일한 效率性尺度에 대한 相關係數를 나타낸다. *EFF*와 *ATI*의 경우 각각 0.603과 0.755로서 그 절대치가 크지 않은 것을 알 수 있다. 이는 종업원 20人 미만의 事業體가 全事業體를 대상으로 한 産業의 平均的 非效率性에 큰 영향을 미치고 있음을 시사한다. 특히 중요한 점은 〈表 7〉의 각 相關係數의 부호는 기대하는 바와 일치하지만 〈表 8〉에서도 살펴볼 수 있듯이 종업원 20人 이상의 경우가 *EFF* 및 *ATI*를 통해 공히 더 效率的임을 나타내고 있으며 이는 事業體의 규모와 效率性的의 관계를 나타내는 중요한 사실이다. 規模의 效果에 대한 보다 본격적인 研究 또한 다음의 研究段階에서 보다 심도있게 취급될 것이다.

〈表 7〉 從業員이 20人 이상인 경우와의 相關係數：式(12)의 경우¹⁾

	<i>EFF</i>	<i>ATI</i>	λ	<i>S</i>
<i>EFF</i> *	0.603 (0.0001)	-0.277 (0.037)	-0.39 (0.0003)	0.39 (0.0003)
<i>ATI</i> *	-0.277 (0.037)	0.755 (0.0001)	0.243 (0.069)	-0.243 (0.069)
λ *	-0.383 (0.003)	0.159 (0.237)	0.422 (0.001)	-0.422 (0.001)
<i>S</i> *	0.383 (0.003)	-0.159 (0.238)	-0.422 (0.001)	0.422 (0.001)

註： 1) *EFF**, *ATI**, λ *, *S** 등은 從業員이 20人 이상인 事業體를 대상으로 하여 추정한 效率性尺度를 나타냄. 종업원 20人 이상인 事業體만을 대상으로 할 때 20개 이상의 事業體를 가진 産業은 143개이나 I, II型실패를 제외한 후 〈表 1〉의 推定 産業과 비교가능한 57개 産業을 대상으로 함.

IV. 結論 및 向後課題

本 論文에서는 기존의 經驗的 産業組織論에서 소홀히 취급한 技術的 效率性的의 문제에 대한 분석을 시도함에 있어서 技術的 效率性的의 理論的인 概念을 소개하고 이를 우리나라 製造業을 대상으로 經驗적으로 살펴보기 위한

〈表 8〉 從業員 20人 이상인 경우의 主要統計值¹⁾

	産業數	平均	標準偏差	最小值	最大值
<i>EFF</i>	57	0.672	0.079	0.506	0.823
<i>EFF</i> *	57	0.694	0.089	0.484	0.909
<i>ATI</i>	57	0.664	0.184	0.303	0.996
<i>ATI</i> *	57	0.602	0.196	0.161	0.990

註： 1) *EFF**, *ATI**는 〈表 7〉에서의 동일함. *EFF*, *ATI*의 경우에도 비교를 위하여 공통적인 57개 産業을 대상으로 계산되었음.

計量模型과 推定方法을 제시하였다. 生産函數를 추정하는 計量模型으로는 決定的 境界生産函數가 이론적인 장점에도 불구하고 현실의 관측치가 갖는 測定誤差 혹은 단순한 統計的 誤差에 매우 민감하게 반응할 수밖에 없는 決定的 脆弱點을 갖기 때문에 이론적인 生産函數를 표방하면서 현실적으로도 바람직한 確率的 境界生産函數에 바탕을 둔 計量模型이 제시되었다. 確率的 境界生産函數를 推定함에 있어서는 最尤法과 修正最小自乘法 등의 방법이 동원될 수 있으나 本 論文에서는 계산상의 편의 및 海外研究結果와의 比較分析 때문에 修正最小自乘法을 사용하였다.

確率的 境界生産函數를 修正最小自乘法으로 추정한 결과 나타나는 각종 推定值들은 자연히 標本(産業)別로 평균적인 技術的 非效率性을 나타낼 것인데 本 論文에서는 각 標本別로 技術的 非效率性的의 평균적인 수준을 나타내는 尺度로서 네가지의 상이한 유형을 제시하고 이들 모두에 대한 推定을 시도하였다. 실제의 回歸分析에 있어서는 선택된 計量模型이 推定을 위한 回歸分析式으로 표현되어야 하는데 이는 결국 生産函數의 구체적 형태를 어떻게 나타낼 것인가의 문제로 귀착되어 本 論文에서는 生産函數의 가장 일반적인 형태라고 할 수 있는 超越로그生産函數를 가정하였다. 그러나 從屬變數 및 說明變數의 선택에 있어서는 海外研究結果와의 비교가 가능하도록 세가지의 상이한 超越로그生産函數를 제시하여 이를 모두 推定하였다.

變數의 測定을 위해서는 1978년 鑛工業센서의 事業體 原資料를 이용하여 총 389개 細細分類製造業에 포함된 29,864개의 事業體를 대상으로 하였다. 이는 이론적인 生産函數에

가장 근접한 관측단위는 製造業部門의 個別事業體들이며 가장 세분된 産業分類인 細細分類 産業은 공통된 生産技術의 사용이라는 조건을 어느 정도 만족시킬 수 있기 때문이었다. 따라서 本 論文은 韓國 製造業의 技術的 非效率性에 관한 가장 微視的 次元의 經驗的 研究結果라는 점에서 그 의의를 찾을 수 있다.

原資料에 내재된 測定誤差와 研究의 趣旨와 상반되는 統計資料를 배제하고 보다 정교한 統計資料를 얻기 위하여 事前的인 合理性에 근거한 編輯基準을 적용하여 原資料를 가공한 후 回歸分析의 自由度를 확보하기 위하여 事業體數가 20개 미만인 産業을 제외한 결과 총 215개 産業의 20,664개 事業體에 대한 분석이 가능하게 되었다. 특히 사업체수가 20개 미만인 독과점적인 産業이 다수 제외되었기 때문에 다수 제조업에 대한 분석이 불가능했다.

推定結果는 여러 측면에서 分析·檢討되었다. 效率性 尺度間의 相關關係는 生産額을 기준으로 한 경우가 附加價値額基準의 경우보다 다소 높은 것으로 나타났다. 따라서 Caves and Barton(1990)이 美國의 경우에 대해서 附加價値額基準의 推定結果를 선호한 근거와는 상반되는 결과를 제시하고 있다. 그러나 附加價値額을 기준으로 한 경우가 실패산업수를 현저히 줄인다는 장점을 갖기 때문에 더욱 적절하다고 판단되었다. 또한 效率性 尺度間의 相關關係가 높더라도 特定尺度를 後續研究인 效率性的의 産業間 差異에 관한 橫斷面分析에서 從屬變數로 사용함에 있어서는 합리적인 選別基準을 제시하지 못했다.

效率性 尺度間의 相關關係가 높은 반면에 각 效率性 尺度의 평균값은 상당한 차이를 나타내기 때문에 特定 效率性 尺度의 평균값을 각 産

業別 平均的 技術的 效率性으로 해석하는 것은 상당한 오류를 포함할 것이라고 판단된다. 그러나 이러한 결론의 不確實性이 크게 문제시되지 않는 이유는 效率性尺度間의 相關關係가 적당히 높기만 하면 다음 段階의 橫斷分析에서 產業間 隔差를 설명함에 있어서 效率性尺度의 평균값은 문제가 되지 않기 때문이다.

동일한 回歸分析式에 근거한 상이한 效率性尺度間의 相關關係는 높지만 상이한 回歸分析式에 근거한 特定 效率性尺度間의 相關關係는 매우 낮은 것으로 나타나기 때문에 상이한 척도간의 선택보다는 상이한 推定式間의 選擇이 더욱 심각한 문제점으로 부각되었다. 특히 生産額基準과 附加價值額基準을 대비할 때 문제는 더욱 심각한데 이는 기본적으로 단위노동시간당 生産額과 附加價值額 사이의 相關關係가 낮기 때문이라고 볼 수 있으며 어느 變數를 回歸分析式的 從屬變數로 사용하느냐는 문제로 귀착된다.

상당수의 產業에 있어서는 만족할 만한 效率性 推定值를 구할 수 없었다. 특히 I型실패에 해당하는 產業이 많았는데 이러한 產業들이 모두 상당히 높은 水準의 技術的 效率性を 나타내고 있다고 해석하기에는 문제점이 따를 것이다. II型실패에 해당하는 產業의 경우에 있어서도 技術的 非效率性이 심각하다는 해석이 가능하기에 대한 경험적 증거가 부족하다. 다행히도 分析의 관점에서 볼 때 적당한 정도의 技術的 非效率性を 나타낸 推定產業이 多數를 차지한 사실은 고무적이라고 판단된다. 그리고 從業員規模가 영세한 사업체들이 상대적으로 비효율적임을 알 수 있었는데 이는 후속연구에서 더욱 세밀하게 분석되어야 할 것이다.

本 研究는 技術的 效率性에 관한 國際研究 프로젝트의 일환으로서 技術的 效率性的 產業間, 國家間 隔差를 어떻게 설명하느냐를 궁극적인 과제로 삼고 있다. 따라서 향후의 研究에 있어서는 本 論文의 研究結果를 이용하여 產業間 橫斷分析을 수행하고 가능한 國家間 比較도 시도하고자 한다. 우선 技術的 效率性的 產業間 隔差에 대한 分析을 위해서는 理論的 假說이 선행되어야 할 것이며 이러한 假說에 근거한 說明變數의 選擇과 測定이 바람직할 것이다.

技術的 效率性的 產業間 隔差를 설명하는 理論的 根據는 獨寡占的 市場構造가 競爭的 市場構造에 비하여 상대적으로 價格談合을 용이하게 하며 치열한 非價格競爭 때문에 費用最小化가 이루어지지 않는 등 결국 市場構造의 特性的 차이 때문에 效率性的 產業間 隔차가 야기된다는 가설을 포함하여 실로 다양하게 전개될 수 있다. 이러한 논의는 후속연구에서 보다 심도있게 다루어질 것이지만 市場失敗에 근거한 가설 이외에도 商品差別化의 정도, 資本의 「빈티지」效果(capital vintage effect) 등 技術的 效率性에 영향을 미치는 요인들이 모두 고려되어야 할 것이다.

향후의 研究에 있어서는 技術的 效率性的 產業間 隔差에 대한 分析 못지않게 事業體間의 隔差에 관한 研究 또한 중요하다고 판단된다. 이와 관련된 과제로서는 技術的 效率性的의 수준이 事業體의 規模, 多國籍企業 對 國內企業, 輸出企業 對 內需企業, 公企業 對 民間企業 등의 구분과 갖는 관계가 보다 심도있게 분석되어야 할 것이다. 그러나 이러한 연구는 사업체에 관한 포괄적이고 매우 상세한 통계를 요구하기 때문에 어려울 것으로 예상된다.

또한 特定時點에 국한된 研究에서 脫피하여 우리나라 製造業의 技術的 效率性이 시간이 경과함에 따라 어떠한 動態的 變化를 나타내는지를 살펴보는 것도 매우 重要할 것이다.

이를 위하여 本 論文과 동일한 分析方法을 1978년 이후의 10년에 걸친 鑛工業統計에 적용함으로써 技術的 效率性의 動態的 變化를 분석할 계획이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

- 姜明憲, 「X-非效率에 대한 小考」, 韓國産業組織學會, 모노그래프 No.8, 1988. 7.
- 植草益·鳥居昭夫, 「Stochastic Production Frontier에 用いた日本の製造業に ける技術非效率度の計測」, 『經濟學論集』, 51卷3號, 1985. 10.
- Aigner, D.J. and S.F. Chu, "On Estimating the Industry Production Function," *American Economic Review*, 58, Sep. 1968, pp.826~839.
- Aigner, D.J., C.A.K. Lovell, and P. Schmidt, "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models," *Journal of Econometrics*, 6, July 1977, pp.21~37.
- Carlsson, Bo, "The Measurement of Efficiency in Production: An Application to Swedish Manufacturing Industries, 1968," *Swedish Journal of Economics*, 74, Dec. 1972, pp.468~485.
- Caves, Richard E. and David R. Barton, *Efficiency in U.S. Manufacturing Industries*, The MIT Press, 1990.
- Christensen, L.R., D.W. Jorgenson, and L. J. Lau, "Transcendental Logarithmic Production Functions," *Review of Economics and Statistics*, 55, 1973, pp.28~45.
- Denny, Michael and Melvin Fuss, "The Use of Approximation Analysis to Test for Separability and the Existence of Consistent Aggregates," *American Economic Review*, 67, June 1977, pp.404~418.
- Farrell, M.J., "The Measurement of Productive Efficiency," *Journal of the Royal Statistical Society*, 120, Part 3, 1957, pp. 253~282.
- Forsund, Finn R. and Lennart Hjalmarsson, "On the Measurement of Productive Efficiency," *Swedish Journal of Economics*, 76, June 1974, pp.141~154.
- , and Eiley S. Jansen, "On Estimating Average and Best Practice Production Functions via Cost Functions," *International Economic Review*, 18, June 1977, pp.463~476.
- Forsund, Finn R., C.A.K. Lovell, and P. Schmidt, "A Survey of Frontier Production Functions and of Their Relationship to Efficiency Measurement," *Journal of*

- Econometrics*, 13, May 1980, pp.5~25.
- Green, Alison J. and David G. Mayes, *The Measurement of Technical Inefficiency of U.K. Manufacturing Industry*, unpublished mimeo., 1988.
- Harberger, Arnold C., "Monopoly and Resource Allocation," *American Economic Review*, 44, May 1954, pp.77~87.
- Harris, C.M., *Technical Inefficiency of Australian Manufacturing Industry*, Bureau of Industry Economics, Occasional Paper 4, Canberra, 1987.
- Hogg, R. V. and E. A. Tanis, *Probability and Statistical Inference*, 2nd ed., Macmillan Publishing Co., 1983.
- Huang, C. J. and F. S. Bagi, "Technical Efficiency on Individual Farms in North-west India," *Southern Economic Journal*, 51, 1984, pp.108~115.
- Jondrow, James, C.A.K. Lovell, Ivan S. Materov, and P. Schmidt, "On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function," *Journal of Econometrics*, 19, Aug. 1982, pp.233~238.
- Kopp, Raymond J. and V. Kerry Smith, "Frontier Production Function Estimates for Steam Electric Generation: A Comparative Analysis," *Southern Economic Journal*, 47, Apr. 1980, pp.1049~1059.
- Lee, Lung-Fei and William G. Tyler, "The Stochastic Frontier Production Function and Average Efficiency: An Empirical Analysis," *Journal of Econometrics*, 7, June 1978, pp.385~389.
- Leibenstein, Harvey, "Allocative Efficiency vs. 'X-Efficiency'," *American Economic Review*, 56, June 1966, pp.392~415.
- Leibenstein, Harvey, "Competition and X-Efficiency: Reply," *Journal of Political Economy*, 81, May 1973, pp.763~777.
- Meeusen, W. and J. van den Broeck, "Efficiency Estimation of Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error," *International Economic Review*, 18, June 1977, pp.435~444.
- Nadiri, M. Ishaq, "Producers Theory," K.J. Arrow and M.D. Intriligator (eds.), *Handbook of Mathematical Economics*, Vol.II, North-Holland Publishing Co., 1982.
- Olson, Jerome A., P. Schmidt, and Donald M. Waldman, "A Monte Carlo Study of Estimators of Stochastic Frontier Production Functions," *Journal of Econometrics*, 13, May 1980, pp.67~82.
- Pitt, M. M. and L. F. Lee, "The Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry," *Journal of Development Economics*, 9, 1981, pp.43~64.
- Richmond, J., "Estimating the Efficiency of Production," *International Economic Review*, 15, June 1974, pp.515~521.
- Schmidt, Peter, "Frontier Production Functions," *Econometric Reviews*, 4, 1985~86, pp.289~328.
- and C.A. Knox Lovell, "Estimating

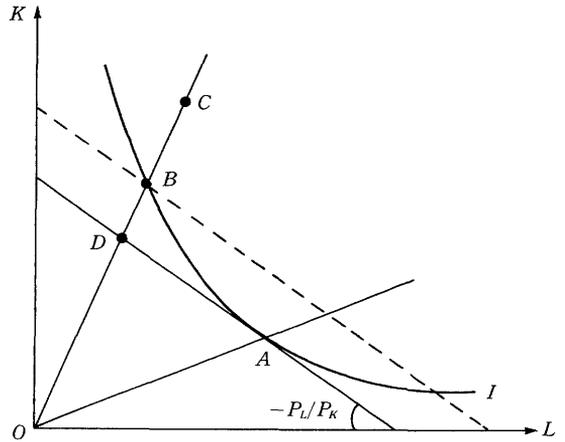
- Technical and Allocative Inefficiency Relative to Stochastic Production and Cost Frontiers," *Journal of Econometrics*, 9, Feb. 1979, pp.343~366.
- , "Estimating Stochastic Production and Cost Frontiers When Technical and Allocative Inefficiency Are Correlated," *Journal of Econometrics*, 13, May 1980, pp.83~100.
- Schwartzman, David, "Competition and Efficiency: Comment," *Journal of Political Economy*, 81, May/June 1973, pp. 756~764.
- Siegfried, John J. and Edwin H. Wheeler, "Cost Efficiency and Monopoly Power: A Survey," *Quarterly Review of Economics and Business*, 21, Spring 1981, pp.25~46.
- Stevenson, R. E., "Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation," *Journal of Econometrics*, 13, May 1980, pp.57~66.
- Uekusa, Masu and Akio Torii, "A Monte Carlo Examination of Indexes of Technical Inefficiency," unpublished mimeo., Aug. 1985.
- Weinstein, M. A., "The Sun of Values from a Normal and a Truncated Normal Distribution," *Technometrics*, 6, 1964, pp. 104~105 (with additional material, pp. 469~470).

附錄 I：技術的 非效率性和 價格非效率性

圖에서는 資本(K)과 勞動(L)의 두가지 生産要素를 사용하여 產出量을 生産하는 세 企業(혹은 工場) A, B, C 의 價格非效率性和 技術的 非效率性を 각각 나타내고 있다. 1次同次(linearly homogeneous)의 生産函數를 가정할 때 生産의 規模(scale)는 문제시되지 않으므로 특정 等量曲線(圖의 I)만으로 분석이 가능할 것이다. 要素價格이 P_K, P_L 로 주어졌을 때 A 와 B 는 技術的으로 效率的이지만 C 는 技術的으로 非效率的이며 A 는 價格效率的이나 B, C 는 價格非效率的이다.

C 의 경우 Farrell(1957)이 제시한 技術的 非效率性의 尺度는 (OB/OC) 이다. 주어진 要素結合으로써 B 와 같이 生産할 수 있음에도 불구하고 이에 실패한 非效率性이 技術的 非效率性에 해당한다고 보는 것이다. 그러나 B 에서와 같이 技術的 效率性を 성취하더라도 여전히 새로운 종류의 非效率性이 발견된다. 즉 O 와 D 를 잇는 要素結合方法은 O 와 A 를 잇는 最適要素結合方法에 비하여 價格非效率的인 것이다. A 에서 等量曲線을 따라 B 로 움직일 경우 等費用線과의 거리가 멀어짐에 착안하여 價格非效率性의 尺度로서 (OD/OB) 가 제시되었다*. 이처럼 구분된 價格非

〈技術的 非效率性和 價格非效率性〉



效率性和 技術的 非效率性의 結合은 C 의 總體的 非效率性(overall inefficiency)을 나타내는데 이는 (OD/OC) 로 정의되며 (OB/OC) 와 (OD/OB) 를 곱한 결과이다.

費用으로 해석할 경우 技術的 非效率性은 주어진 要素結合에서 가능한 最小費用(feasible minimum cost: C 의 경우에는 B 를 통과하는 等費用線에 해당함)을 上廻하는 追加費用을 지칭하는 한편 價格非效率性은 부적절한 要素結合方法에 의하여 야기되는 追加費用을 지칭한다고 볼 수 있다. C 의 總體的 非效率性인 (OD/OC) 를 비용으로 해석할 경우 D 에서의 平均費用(즉 A 에서의 平均費用)을 C 에서의 平均費用으로 나눈 값이다.

* Caves and Barton(1990)은 C 와 관련된 技術的 非效率率을 (BC/OB) 로서, 價格非效率率을 (BD/OD) 로서 규정하고 總體的 非效率率을 (CD/OD) 로서 규정하고 있는데 이는 여기에서의 논의와 대동소이하다.

附錄 II : σ_u^2 , σ_v^2 , μ 의 一致推定量

$m_r(\varepsilon)$ 을 確率變數 ε 의 第 r 次 中心積率이라고 할 때 $m_r(\varepsilon)$ 의 定義를 이용하여 다음을 구할 수 있다.

$$m_1(\varepsilon) = 0$$

$$m_2(\varepsilon) = \sigma_v^2 + \frac{\pi-2}{\pi} \sigma_u^2$$

$$m_3(\varepsilon) = \frac{2}{\pi} \cdot \left(1 - \frac{4}{\pi}\right) \cdot \sigma_u^3$$

$m_3(\varepsilon)$ 을 σ_u^2 에 대하여 풀면;

$$\sigma_u^2 = \left\{ \frac{\pi}{2} \cdot \left(\frac{\pi-2}{\pi-4} \right) \cdot m_3(\varepsilon) \right\}^{2/3} \dots\dots (1)$$

式(1)의 σ_u^2 을 $m_2(\varepsilon)$ 에 대입하여 σ_v^2 에 대하여 풀면;

$$\sigma_v^2 = m_2(\varepsilon) - \left(\frac{\pi-2}{\pi} \right) \cdot \sigma_u^2 \dots\dots\dots (2)$$

σ_u^2 과 σ_v^2 에 대한 式(1), (2)의 結果로부터

$m_2(\varepsilon)$ 와 $m_3(\varepsilon)$ 에 대한 標本中心積率(\hat{m}_2 , \hat{m}_3)을 이용하여 σ_u^2 과 σ_v^2 에 대한 一致推定量 ($\hat{\sigma}_u^2$, $\hat{\sigma}_v^2$)을 구할 수 있으며 μ 에 대한 一致推定量으로서 $\hat{\sigma}_u \sqrt{\frac{2}{\pi}}$ 을 사용한다.

本文의 式(3)을 最小自乘法으로 推定한 回歸分析의 殘差를 e_i ($i=1, 2, \dots, N$)라고 할 때 $m_2(\varepsilon)$ 과 $m_3(\varepsilon)$ 에 대한 標本中心積率은 다음과 같이 계산되어야 한다.

$$\hat{m}_2 = \frac{1}{N-k} \sum_{i=1}^n e_i^2$$

$$\hat{m}_3 = \frac{(N-k+1)}{(N-k)(N-k-1)} \sum_{i=1}^n e_i^3$$

(단, N 은 표본크기이며 k 는 常數項을 포함한 說明變數의 數를 나타냄)

<附表 1> 統計資料의 編輯基準과 排除된 事業體數¹⁾

編輯基準(editing rules)	排除된 事業體數
(1) $N < 5$	67
(2) $NP = 0$	173
(3) $LPHR = 0$	3,986
(4) $S = 0$	3,714
(5) $GO = 0$	3,660
(6) $LPPAY = 0$	173
(7) $MC = 0$	21
(8) $K = 0$	104
(9) $VA = 0$	179
(10) $LPHR > 4,500$	56
(11) $LNPPAY / NNP < 300,000$	529
(12) $LNPPAY / NNP > 10,000,000$	1
(13) $(GO/L) > MEAN(GO/L) + 4.5 \cdot STD(GO/L)$ ²⁾	168
(14) $(VA/L) > MEAN(VA/L) + 4.5 \cdot STD(VA/L)$	180
(15) $(K/L) > MEAN(K/L) + 4.5 \cdot STD(K/L)$	182
(16) $(M/L) > MEAN(M/L) + 4.5 \cdot STD(M/L)$	170
(1)~(16)을 동시에 적용할 경우	7,854

註: 1) 編輯基準에 나타난 각 變數의 定義는 본문에서 나타난 바와 같음. LNPPAY는 非生産職從業員의 年間 給與額임(註 37 참조).

2) MEAN(·)은 標本平均(sample mean)이며 STD(·)는 標本에서 계산된 標準偏差(sample standard deviation)임.

<附表 2> 分析資料의 構成: 中分類産業別 概要¹⁾

産業 分類	全體 (A)	編輯基準에 따라 제외	事業體數가 20개 미만	分析對象 (B)	B/A (%)
31	4,448(46)	1,315(6)	134(16)	2,999(24)	67.4(52.2)
32	7,990(57)	2,760(1)	163(17)	5,067(39)	63.4(68.4)
33	2,388(20)	382(1)	111(11)	1,895(8)	79.4(40.0)
34	2,001(25)	465(2)	62(6)	1,474(17)	73.7(68.0)
35	2,737(62)	492(4)	208(28)	2,037(30)	74.4(48.4)
36	2,314(28)	880(2)	122(12)	1,312(14)	56.7(50.0)
37	835(13)	134(0)	54(4)	647(9)	77.5(69.2)
38	6,123(116)	1,145(5)	426(48)	4,552(63)	74.3(54.3)
39	1,028(22)	281(3)	66(8)	681(11)	66.2(50.0)
計	29,864(389)	7,854(24)	1,346(150)	20,664(215)	69.2(55.3)

註: 1) 첫번째 數値는 事業體에 해당하며 ()안의 數値는 産業에 해당함.