

技術的 效率性的 決定要因과 動態的 變化

劉 承 旻

본 논문은 劉承旻·李仁燦(1990)이 추정한 우리나라 製造業의 技術的 效率性を 토대로 技術的 效率性的 産業間 隔差를 설명하는 경험적 증거를 구하고 효율성 추정치의 動態的 安定性を 분석하였다. 분석결과 産業의 生産規模가 클수록, 生産特化度가 높을수록, 資本-勞動比率의 異質性이 낮을수록 높은 技術的 效率性を 나타내었다. 이러한 결과는 美國·日本의 경우에 대한 연구결과와 공통되는 것으로서 技術的 效率性和 産業組織特性間的 관계가 경제규모나 발전단계의 차이에도 불구하고 假說의 一般性을 지지한다는 점에서 중요한 의미를 지닌다. 企業集中率 또한 기술적 효율성에 대하여 線型보다는 二次型的 관계를 가지고 있으나 우리나라의 경우 기술적 효율성이 극대화되는 集中率은 매우 높은 것으로 나타났다. 또한 본 논문은 效率性 尺度間的 선택문제에 대한 경험적 기준을 제시하였는데 附加價值額基準보다는 生産額基準으로 추정된 技術的 效率性이 諸假說들과 잘 부합되는 결과를 나타내었다. 효율성의 動態的 安定性에 관한 試論的 分析에 의하면 시간변화에 따른 효율성 추정치의 안정성은 효율성 척도간에 다소의 차이는 있으나 기대한 만큼 높지 않았다. 따라서 기술적 효율성의 動態的 不安定要因에 관한 설명은 연구과제로 남는다.

I. 序 論

技術的 效率性(technical efficiency)은 配分效率性(allocative efficiency)과 함께 시장

의 성과를 측정하는 중요한 개념이나 종래의 經驗的 産業組織論에서는 기술적 효율성에 관한 연구가 상대적으로 소홀하게 취급되어 왔다. 과거의 경험적 연구가 기업 혹은 공장 단위에서의 생산과 직결되는 기술적 효율성을 등한시한 이유는, 첫째 모든 생산자가 주어진 요소가격체계하에서 생산요소를 最適結合하여 비용제약하에서 생산량을 극대화하거나 혹은 일정한 생산량의 실현에 소요되는 비용을 극소화한다는 이론적 가정을 무비판적으로 받아들였으며, 둘째 配分效率性的 경우와는 달리

筆者：本院 研究委員

* 본 논문은 拙稿, 「韓國製造業의 技術的 效率性：産業別 技術的 效率性的 推定」(『韓國開發研究』, 第12卷 第2號, 1990년 여름, pp. 51~79)의 후속연구에 해당한다. 필자는 本稿에 대하여 유익한 비평을 주신 本院의 金址鴻, 李弘求 박사께 감사드린다. 통계이용에 적극 협조해 주신

技術的 效率性의 경우 이를 개념화하고 측정하는 방법에 대한 이론적 연구가 미진하여 경험적 접근 또한 체계적으로 이루어질 수 없었기 때문이라고 볼 수 있다.

本 論文은 拙稿, 劉承旻·李仁燦(1990)에서 시도된 우리나라 製造業의 產業別 技術的 效率性에 관한 연구에서 출발하여 추정된 기술적 효율성의 산업간 격차를 설명할 수 있는 경험적 증거를 구하고 기술적 효율성의 추정치가 어느 정도의 動態的 安定性(dynamic stability)을 갖는가를 규명하고자 한다¹⁾. 따라서 본 논문은 궁극적으로는 우리나라 산업들의 기술적 효율성을 결정하는 중요한 요인들을 제시하고 그 결정요인들을 통설화된 이론적 가설에 비추어 볼 때 우리나라의 산업조직이 어떠한 특수성과 일반성을 갖는지를 밝히고자 한다. 또한 기술적 효율성의 動態的 變化에 관한 본 논문의 분석은 외국의 기존문헌이 靜態的 觀點에서만 기술적 효율성을 추정하고 그 결정요인을 분석했기 때문에 과연 靜態分析에서 얻은 경험적 증거가 動學的으로 어느 정도의 타당성을 지닐 것인가에 대한 유용한 시사점을 제공할 수 있을 것이다.

經濟企劃院 調査統計局의 여러분들과 통계작업을 도와주신 李在亨 주임연구원, 孫玄德 연구원께도 깊이 감사드린다.

- 1) 본 논문에서 사용하고 있는 技術的 效率性의 概念, 推定方法, 사용된 統計資料 및 推定結果의 分析에 대해서는 劉承旻·李仁燦(1990)을 참조할 것. 본 논문에서 사용된 技術的 效率性의 推定値는 그 추정과정에 있어서 劉承旻·李仁燦(1990)과 약간의 차이가 있는데 이에 대해서는 II章을 참조할 것.
- 2) Farrell(1957)의 기술적 효율성과 Leibenstein(1966)의 X-效率性間的 관계에 대해서는 劉承旻·李仁燦(1990), p.53, 註5를 참조할 것.
- 3) {EFF, ATI, λ, S}의 정의에 대해서는 劉承旻·李仁燦(1990), II章을 참조할 것.

본 논문에서 논의의 중심이 되는 技術的 效率性이란 이론적으로는 Farrell(1957)의 정의를 따르면서 경험적으로는 Leibenstein(1966)의 X-效率性和 거의 동등하게 취급되는 개념이다²⁾. 技術的 效率性은 여러가지 방법으로 추정될 수 있으나 劉承旻·李仁燦(1990)은 Caves and Barton(1990) 등에서의와 같이 각 산업에 대하여 確率的 境界生産函數(stochastic frontier production function)를 修正最小自乘法(corrected ordinary least squares method)으로 추정하고 있으며 超越로그(translog) 生産函數를 산출량과 투입량간의 구체적 생산관계로 가정하고 있다. 본 논문에서도 이와 동일한 방법으로 1978년 鑛工業統計의 細細分類産業에 대하여 각각 추정된 기술적 효율성의 네가지 척도인 {EFF, ATI, λ, S}를 사용하고자 한다³⁾.

II章에서는 技術的 效率性의 산업간 격차를 설명하는 요인을 분석하기 위하여 먼저 既存 文獻에서 발견되는 諸假說을 한국적 맥락에서 재음미하고 가설을 반영하는 說明變數를 소개한 뒤에 기술적 효율성의 결정요인에 관한 回歸分析結果를 논의하고자 한다. 회귀분석의 종속변수인 기술적 효율성의 산업별 추정치는 確率的 生産境界를 추정하는 계량기법의 특성과 超越로그生産函數의 추정에 동원된 산출량과 투입량의 측정방법에 의하여 결정되므로 이러한 점들이 산업간 격차에 대한 본 논문의 회귀분석과 갖는 관계 또한 논의되어야 할 것이다. 또한 본 연구가 기술적 효율성에 관한 국제연구프로젝트의 일환인만큼 美國, 日本 등과의 비교에서 얻을 수 있는 시사점이 관심 사항이 될 것이다.

III章에서는 劉承旻·李仁燦(1990) 및 II章

에서의 논의가 1978년에 대해서만 이루어진 것과 달리 1978~88년간의 鑛工業統計를 이용하여 산업별·연도별로 일관된 방법으로 기술적 효율성을 추정하고 추정결과가 기술적 효율성의 動態的 安定性에 대하여 갖는 의미를 논의한다. 動態的 安定性에 관한 추정결과는 靜態的 觀點에서 행한 분석결과가 시간변화에 따라 어느 정도의 일관성을 가질 것인가에 대한 예측을 가능하게 하며 결국은 산업별로 기술적 효율성을 劉承旻·李仁燦(1990)에서와 같이 추정하는 것이 타당한 것인가에 대한 논의를 가능하게 한다. IV章에서는 기술적 효율성에 관한 필자의 연구를 종합적으로 살펴보고 그 주된 결론을 제시한다. 또한 微視經濟政策의 측면에서 이러한 연구가 갖는 시사점이 무엇인지 도출하고 향후 연구과제를 점검하고자 한다.

II. 技術的 效率性的 決定要因

산업별로 技術的 效率性的의 평균적인 수준이 劉承旻·李仁燦(1990)에서와 같이 추정되었을 때 제기되는 당연한 의문은 기술적 효율성의

産業間 隔差를 어떻게 설명할 것인가로 압축된다. 이러한 의문에 대해서는 기본적으로 상당한 이론적 논의가 이루어지고 이를 바탕으로 어느 정도 定說化된 가설이 제기되어야만 함에도 불구하고 配分效率性에 관한 경우와는 달리 기존의 産業組織理論은 기술적 효율성에 관한 엄밀한 이론적 분석을 제공하지 못하고 있다⁴⁾. 이 경우 가능한 경험적 분석은 결국 技術的 效率性에 관한 기존문헌의 논의를 취합하되 상당한 정도로 자유로운 실험을 수행하기 위하여 다양한 설명변수의 集合을 채택할 수밖에 없을 것이다. 이 경우 설명변수의 선택에 내재된 恣意性의 문제가 대두될 것이나 理論的 定說의 不在에도 불구하고 X-非效率性에 관한 기존연구나 技術的 效率性的의 概念에 관한 이론적 연구 등에서 부분적으로 검증의 가치가 있는 假說이 발견되기 때문에 본 논문에서는 이러한 가설들을 몇가지 특징적인 형태로 대별하여 소개하기로 한다.

技術的 效率性에 관한 확고한 理論的 分析이 존재하지 않는다는 사실은 우리나라의 경우에 대한 경험적 연구에 있어서 보다 심각한 문제를 제기한다. 즉 기존문헌에서 그나마 발견되는 假說이란 그것이 단순한 추측이든 혹은 다소의 이론적 배경을 갖는 주장이든간에 技術的 效率性的의 産業間 隔差를 설명함에 있어서 주로 선진국들의 市場構造와 企業行態에 근거한 통찰일 것이므로 우리나라의 産業, 企業, 工場에 대해서도 과연 유사한 주장을 펼칠 수 있는지가 미지수로 남기 때문이다. 따라서 假說과 관련된 설명변수를 제시함에 있어서 우리나라의 産業組織에 특수한 측면이 관련될 경우 이는 반드시 고려되어야만 할 것이다⁵⁾.

4) 配分效率性的의 산업간 격차는 예컨대 과접이론에서 시장구조와 기업의 행태에 관한 이론적 분석을 통하여 산업간 配分效率性이 상이하게 나타남을 보여주고 있다. 전통적인 獨寡占理論이나 게임理論에 근거한 寡占理論 등이 모두 결국은 配分效率性에 관한 분석이다.

5) 技術的 效率性에 관한 定說의 不在와 우리나라의 경우 아직도 확인되지 않은 산업조직의 특수성 등으로 인하여 본 논문에서의 연구결과는 불완전한 증거를 제시할 수밖에 없다. IV章에서의 논의를 참조할 것.

1. 假說의 提起와 說明變數의 測定

가. 競爭條件

전통적으로 市場의 競爭條件은 공급자인 기업들의 생산활동에서 발생하는 技術的 效率性에 영향을 미치는 중요한 요인으로 인식되어 왔다⁶⁾. 競爭條件은 競爭壓力的 強度를 결정하고 企業 혹은 工場 內部的 弛緩程度, 情報獲得과 試行錯誤의 費用 및 不完全競爭에 따른 資源利用方法의 차이 등을 통하여 기업 혹은 공장의 기술적 효율성 수준을 결정한다는 것이다.

市場의 競爭條件과 기술적 효율성의 連繫性에 관한 이같은 주장은 우리나라의 경우에도 상당히 중요하다고 판단된다. 특히 1978년의 우리나라 제조업은 국내 및 해외의 競爭壓力

으로부터 상당히 보호되어 있었기 때문에 국내기업 혹은 공장들이 技術的 效率性을 提高하려는 유인을 상실하여 不完全競爭의 정도가 높은 산업일수록 投入物使用의 最小化(產出量의 極大化)에 실패할 가능성이 있으며 이는 기술적 효율성을 저하시킨다는 주장이 가능하다. 우리나라의 경우 해외로부터의 競爭壓力은 1970년대의 保護主義的 産業·貿易政策에 의하여 거의 배제되었다고 볼 수 있다. 또한 認·許可制度 등을 통한 정부의 각종 規制機能은 進入의 威脅이 가져다주는 경쟁압력으로부터 국내의 기존사업자(incumbents)를 보호한 것이다⁷⁾. 이와 반대로 해외 및 국내의 潛在的 競爭相對(potential rivals)가 항상 존재하고 進入障壁이 낮아서 新規進入이 비교적 자유로운 경우에는 효율적이고 비협조적(noncooperating)인 進入者가 언제든지 나타날 수 있기 때문에 경쟁압력의 효과는 증가할 것이며 비효율적인 기존사업자는 더 이상 존속하기 어려울 것이다.

우리나라의 경우에 있어서도 競爭條件과 技術的 效率性의 連繫性에 관한 이상과 같은 주장이 사전적으로 문제시될 수 있는 것은 아니며, 오히려 상당한 설득력을 가진 것으로 판단된다. 특히 Lee(1986)가 주장한 바와 같이 1970년대의 우리나라와 같은 開發途上國의 경제에 있어서는 국내의 기존사업자가 정부로 하여금 해외 및 국내로부터의 競爭壓力에서 지속적으로 보호받을 수 있는 조치를 취하도록 노력할 것이며 이러한 既得權追求活動(rent-seeking activities)은 상당한 로비비용을 수반할 것이므로 技術的 非效率性의 요인이 된다고 볼 수도 있다.

그러나 競爭壓力으로부터의 保護가 갖는 부

6) Harberger(1954), Farrell(1957), Leibenstein(1966,1973), Siegfried and Wheeler(1981) 및 Caves and Barton(1990)의 서베이 등을 참조할 것.

7) 이러한 傳統的 産業組織論의 주장은 기업 혹은 공장 內部組織의 弛緩(slack)으로부터 技術的 非效率性이 발생한다는 Carnegie-Mellon 학파의 주장과 일맥상통한다고 볼 수 있다. 후자의 경우 기업을 제약으로 결합된 生産要素들의 集合體로 파악하고 競爭壓力이 약한 경우에는 기업에 참여한 각 生産要素가 어떤 형태로든지 기업에 귀속된 잉여를 많이 가지려고 하는 誘引이 발생하기 때문에 이러한 事後的 機會主義(ex post opportunism)가 技術的 非效率性의 원인이 라고 주장한다. 효율적인 경쟁상태의 존재와 같이 企業外部로부터 경쟁압력이 작용할 경우에는 기업을 계속 존속시키기 위해서 이러한 機會主義가 제약받을 수밖에 없기 때문에 技術的 效率性의 저하가 방지된다는 것이다. 그러나 이러한 주장은 이론적으로 증명되기는 어려운 직관적인 성격을 갖는데 효율적인 기업은 왜 존재하며 어떤 기업들은 비효율적이면서 어떻게 존속할 수 있는가라는 이론적인 질문에 대한 해답을 제공하지는 못한다.

정적인 측면만을 지나치게 강조하는 것은 균형된 견해가 아니다. 특히 1970년대의 우리나라와 같이 제조업이 고도의 성장을 실현한 경제상황에 있어서 '保護의 温室效果'(hothouse effect of protection)만을 강조하는 것은 객관성을 결여하고 있다고 판단된다⁸⁾. 1970년대의 保護主義的 産業·貿易政策이 결국 고도 성장을 이룩하기 위한 輸出主導型 成長戰略을 보다 효과적으로 수행하기 위한 것임을 감안한다면 競爭條件이 技術的 效率性에 대하여 갖는 최종적인 효과는 불분명해진다. 輸出依存型의 산업구조를 갖고 있는 경제에 있어서는 輸出市場에서의 경쟁압력이 輸出産業의 생

산활동을 더욱 효율적으로 만들 것이며 國內市場과 기존사업자들을 보호하는 것이 輸出伸張을 위한 것이라면 그러한 保護障壁이 기술적 효율성을 반드시 저하시킨다고 보기는 어렵다. 이 경우 보호의 온실효과는 市場成果의 여러 측면 중에서 配分效率性에 대한 否定的效果를 가질 수는 있으나 技術的 效率性에 대한 영향은 불확실하다고 판단된다. 물론 이 경우에도 輸出市場에서의 경쟁압력을 輸出企業의 生産效率提高로 대응했을 경우와 補助金이나 金融支援 등을 통한 費用節減으로 대응했을 경우를 구분한다면 후자의 경우에는 여전히 保護主義的 政策이 구조적인 競爭力低下 및 技術的 非效率性을 초래한다고 볼 수 있다.

이상의 논의를 중심으로 경쟁조건에 대한 다음과 같은 설명변수를 사용하고자 한다.

- 8) Lee(1986)에 의하면 높은 보호장벽은 保護의 温室效果 때문에 기업의 경영자들이 '나도 살고 남도 살게 하는'(live-and-let-live) 경쟁제한적 태도를 취하게 하고 근로자들은 열심히 일하지 않게 하는 효과를 가질 수 있다고 한다.
- 9) 본 논문에 사용된 CR3와 HI는 1978년 광공업센서스의 기업통계에서 단순히 계산되는 수치와 상이함에 유의한다. 多生産物企業(multiproduct firm)의 처리과정에서 발생하는 오차 때문에 集中度의 이론적 개념에 보다 근접하는 추정치를 계산하기 위하여 광공업센서스의 품목통계를 사용하고 있다.
- 10) MS와 XS의 추정에 있어서는 CCCN으로 분류된 輸出·輸入額을 KSIC細分類로 전환시켜야만 했으며 産業分類의 對照表(concordance table)가 1984년 이후의 新KSIC체계를 사용하고 있기 때문에 이를 또다시 舊KSIC체계로 전환시켜야 했다. 이러한 産業分類의 變換이 재차 이루어지는 과정에서 輸出入統計의 測定誤差가 가중되는 것은 심각한 문제점으로 지적된다. 실제의 回歸分析에서는 추정오차가 심각하다고 판단되는 산업이 제외되었으나 統計의 質에 관한 문제점은 여전히 남는다.
- 11) EPR1과 EPR2에 대한 자료 또한 KSIC細分類보다 덜 세분된 産業分類體系를 갖고 있기 때문에 金光錫·洪性德(1982)의 산업분류(163개)와 KSIC細分類를 검토하여 대조표를 작성한 후 이를 바탕으로 KSIC산업에 대한 전환을 시도했다. 따라서 이 경우에도 測定誤差가 문제시 될 것이다.

CR3=출하액 기준 상위 3社 집중률, 1978.

(자료: 광공업센서스, 1978, 품목 및 기업통계테이프)⁹⁾

HI=출하액 기준 「허핀달」지수, 1978.
(자료: CR3와 동일)

NN=사업체수, 1978. (자료: CR3와 동일)

MS=수입액/(수입액+산업출하액), 1978.
(자료: KDI무역통계테이프 및 광공업센서스)

XS=수출액/산업출하액, 1978. (자료: MS와 동일)¹⁰⁾

EPR1=Balassa式 실효보호율, 1978.
(자료: 金光錫·洪性德, 1982)¹¹⁾

$EPR2$ =Corden式 실효보호율, 1978.

(자료 : $EPR1$ 과 동일)

나. 異質性, 變化 및 革新

競爭條件의 경우와는 달리 商品異質性 (product heterogeneity)이나 產業內部的 변화 내지 혁신 등을 기술적 효율성과 연계시키는 가설은 산업내 공장들의 生産性 分散度를 중시하는 것이다. 生産性(노동단위당 총출하액 혹은 부가가치)은 확률적 경계생산함수를 추정할 때 종속변수로 사용되었으므로 생산성의 분산에 주목하는 것은 결국 超越로그生産函數 誤差項의 分散을 技術的 效率性和 관련시키는 것이며 $\{EFF, ATI, \lambda, S\}$ 등의 효율성 척도와 직접적인 連繫性을 갖게 될 것이다. 그러나 주의하여야 할 점은 확률적 경계생산함수의 모형을 제시할 때 確率誤差項 ϵ 은 $(v-u)$ 라는 合成誤差(composed error)인데 一方的 非對稱分布를 갖는 u 項만이 기술적 비효율성을 나타내므로 이질성, 변화 및 혁신을 나타내는 설명변수들이 (v, u) 중 어

느것에 영향을 미치는가에 따라서 중요한 차이를 나타낸다는 점이다. 이 경우 물론 기술적 효율성에 대한 최종효과는 u 項에 미치는 영향이 주된 것이다¹²⁾.

商品異質性的의 경우 商品差別化(product differentiation)의 정도가 높은 산업일수록 생산방법과 수요조건 등의 차이에 따라 생산성과 기업이윤율의 分散이 커질 것이다. 그러나 이러한 分散의 증가가 반드시 기술적 비효율성(u 項)에 직접적인 영향을 미친다고 보기는 어려우며 단지 v 項의 分散에 대한 正의 영향만을 지적할 수 있다. 이를 위하여 다음의 설명변수를 도입한다.

ADS =광고비용/산업출하액, 1978.

(자료 : $CR3$ 와 동일)¹³⁾

商品異質性 이외에도 產業間 異質性的의 차이는 여러 측면에서 검토될 수 있다. 특히 생산요소와 관련된 異質性을 측정하기 위하여 본 논문에서는 다음과 같이 資本-勞動의 비율과 연료비의 비중이 나타내는 異質性을 포함하기로 한다.

$SDKL$ =사업체별 (자본스톡/연평균노동 투입시간)의 산업내 標準偏差, 1978. (자료 : 광공업센서스, 사업체통계데이프)¹⁴⁾

$FUELS$ =연료비/산업출하액, 1978.

(자료 : $CR3$ 와 동일)

앞서 지적하였듯이 技術的 效率性的의 추정방법은 產出量-投入量의 공간에서 공장들이 실제로 어떠한 형태의 경험적 분포를 갖는가에 의존하기 때문에 공장들에 대하여 非對稱的인 變化를 야기할 수 있는 요인들은 원칙적으로

12) 설명변수가 v 項에 미치는 영향 또한 效率性 尺度에 따라서 추정치에 영향을 미칠 것이다. 즉 $\{\lambda, S\}$ 와 같이 σ_v 의 크기에 영향을 받는 효율성 척도의 경우가 이에 해당한다.

13) 經驗的 產業組織論에서는 ADS 가 商品差別化의 대표적인 변수로서 통용되고 있으나 ADS 가 상품차별화의 구조적인 원인들을 직접 반영하고 있지는 않으며 ADS 의 값이 낮은 非消費財 중에서도 상품특성상 상당한 수준의 상품차별화가 발견되기도 한다. 또한 대규모의 多工場企業들은 본사에 해당하는 사업체가 기업전체의 광고비용을 일괄적으로 지출할 것이며 이 경우 기업이 복수의 산업에 걸쳐 생산활동을 영위할 경우에는 광공업통계에 집계된 광고비용의 정확성이 결여되어 測定誤差의 문제성이 야기된다.

14) 사업체의 資本스톡과 年平均勞動投入時間은 劉承旻·李仁燦(1990), III章에서 정의된 K 와 L 에 해당한다.

모두 그 經驗的 分布의 형태에 영향을 미침으로써 기술적 효율성의 추정치를 상이하게 결정할 것이다. *ADS*, *SDKL*, *FUELS*와 이어져 소개될 *RDS*, *KVINT* 등이 모두 이러한 부류에 속하는 설명변수이다. 그 중 *SDKL*은 산업내 공장들간에 資本-勞動의 結合比率이 어느 정도 상이한가를 나타내는 변수인데 이는 資本市場과 勞動市場의 不完全性, 資本의 「빈티지」效果(*capital vintage effect*), 商品의 異質性 등과 관련될 뿐만 아니라 결국 요소결합방식의 선택과 관련하여 要素價格非效率性을 나타낼 것이기 때문에 기술적 효율성의 추정치에 대해서는 負의 效果를 가질 것으로 기대된다. 요소가격효율성과 기술적 효율성이 반드시 같은 방향으로 움직인다고 말할 수 있는 이론적·경험적 근거는 없으나 본 논문에서 사용된 기술적 효율성의 추정치는 요소가격효율성을 포함하기 때문에 이와 같은 주장이 가능하다.

燃料費比重(*FUELS*)은 1973년 석유파동이 要素價格體系의 대폭적인 변화를 가져왔기 때문에 이에 적응해 가는 과정이 에너지集約型 産業과 여타산업간에 상이한 효과를 가져왔을 것이라는 주장에 근거한다. 요소가격체계의 변화에 따라 에너지集約型 産業에서 에너지節約型 設備나 工程에 대한 투자가 이루어질 때 이러한 再設備過程은 어느 정도의 時差를 두고 그 효과를 나타낼 것이므로 1978년의 경우도 그 진행과정이라고 볼 수 있으며 이는 경험적 분포의 分散을 확산시킬 수 있다. 그러나 *SDKL*의 경우와는 달리 *FUELS*의 효과는 誤差項 전체에 관한 것이므로 분포에 대하여 非對稱的 效果를 미치는지는 불분명하다.

技術進歩가 활발한 산업에서 발견되는 變

化·革新은 앞서 언급한 공장들의 분포에 대하여 보다 직접적인 시사점을 가진다. 기술진보는 이를 선도하는 기업 혹은 공장의 生産性을 증대시키며 이러한 ‘善意’(good will)의 결과 공장들의 분포는 더욱 확산될 것이다. 하지만 이 경우에도 商品差別化 혹은 燃料費比重과 마찬가지로 경험적 분포가 반드시 非對稱的 影響을 받을 것인지는 확실하지 않다.

그러나 商品과 工程의 革新을 가져오는 技術進歩가 기업간 혹은 공장간에 확산되어 가는 과정을 살펴볼 때 논의는 더욱 분명해진다. 즉 기술진보가 일단 성취되고 나면 이는 해당산업의 生産境界를 상향이동시키며 진보된 기술을 받아들이지 못한 기업 혹은 공장의 生産性은 상대적으로 많은 차이를 나타낼 것이다. 진보된 기술이 단시간내에 산업전체에 확산되기 어려운 이유는 상당수의 生産單位에 있어서 진보된 기술을 받아들이기 위한 設備投資의 期待採算性이 낮을 수 있기 때문이며 또한 内部組織, 資金動員能力, 競争條件 등의 요인도 이러한 生産性 向上을 위한 技術導入에 영향을 미칠 것이기 때문이다. 따라서 기술진보에 따른 변화·혁신이 생산성에 중요한 영향을 미치는 산업일수록 특정시점을 기준으로 볼 때 生産境界를 중심으로 非對稱的인 分布를 나타낼 것이며 이는 결국 技術的 非效率性을 의미한다.

이상의 논의를 바탕으로 기술진보에 따른 변화와 혁신을 측정하기 위해서는, 첫째 技術進歩를 선도하는 기능이 산업내에서 어느 정도 활발한가와, 둘째 기술의 擴散過程과 관련하여 새로운 기술을 생산과 연관시키기 위하여 어느 정도의 設備投資가 이루어지고 있는가를 자본의 「빈티지」效果를 측정하는 변수를

통하여 살펴보아야 할 것인데 본 논문에서는 다음의 두가지 설명변수를 사용하고자 한다.

$RDS = \text{연구개발비} / \text{산업출하액}, 1978.$

(자료 : CR3와 동일)¹⁵⁾

$KVINT = (\text{기계} \cdot \text{장비}, \text{공구} \cdot \text{기구} \cdot \text{제품}, \text{차량} \cdot \text{선박} \cdot \text{운반비의 연간 신규 취득액의 1975} \sim \text{78년간의 합계}) / (\text{동일한 유형고정자산의 1978년 말 총액}).$ (자료 : CR3와 동일 ; 광공업 통계 조사 보고서, 1975~78)¹⁶⁾

異質性, 變化 및 革新에 대한 이상의 설명 변수들은 競爭條件의 경우와는 달리 우리나라의 제조업이라고 해서 반드시 어떠한 특수성을 가진다고 주장할 수는 없을 것이다. 각 변수들에 부여된 假說의 의미는 어떤 경제이론 간에 상당한 一般性을 지닐 것으로 기대된다.

다만 ADS와 RDS의 경우에는 商品差別化나 研究開發이 1978년의 우리나라 산업들에게 중요한 요인이 아닌 점을 고려할 때 위에서 제기한 가설의 현실적 타당성이 의문시된다.

또한 ADS, RDS, KVINT 등의 변수들은 사용된 통계의 정확성이 의심되며 測定誤差가 심각할 것으로 판단되어 回歸分析結果에 대한 기대가 크지 않다.

다. 多邊化, 生産規模 등의 組織的 特性

Caves and Barton(1990)은 기업 혹은 공장이라는 生産單位가 어떠한 형태로 조직되어 있는가에 따라서 生産性的 분포가 영향을 받을 수 있으며 해당산업의 技術的 效率性도 이에 따라 상이한 수준을 나타낸다고 주장한다. 생산단위의 조직에 관한 諸假說은 이론적 논의에 바탕을 둔 것은 아니지만 競爭條件의 경우와 마찬가지로 정책에 대한 보다 직접적인 시사점을 갖는다는 점에서 중요하다고 본다.

生産單位의 組織的 特性이 技術적 효율성에 대하여 갖는 의미를 經濟理論이 뒷받침하지 못하는 이유는 “가장 효율적인 조직만이 결국 시장에서 살아남을 것”이라는 「다윈」流의 推定(Darwinian presumption)을 무비판적으로 받아들이기 때문이라고 본다. 그러나 이러한 이상적 상태는 長期均衡에 있어서만 타당성을 가질 뿐이며 효율적인 조직을 갖추는 데에도 공장·설비 등 埋沒費用(sunk cost)과 유사한 형태의 비용이 존재하는 한 특정산업내에 상이한 조직형태를 가진 기업 혹은 공장들이 공존할 것이고 이는 技術的 效率性에 영향을 미칠 것이다.

산업내에 현실적으로 나타나는 상이한 組織 形態란 여러가지 차원에서 관측된다. 즉, 多

15) 鑛工業統計에서 可用한 研究開發費는 註13에서 ADS에 관하여 지적한 바와 동일한 測定誤差의 문제점을 가짐에 유의한다.

16) 資本의 「빈티지」효과를 측정하기 위하여 Caves and Barton(1990)은 각 산업별로 설비 및 공장의 「年齡分布」(age distribution)에 관한 정확한 통계자료를 이용하여 5년이하 혹은 20년이상 오래된 설비(공장)의 비중을 설명변수로 사용하고 있다. 우리나라의 경우 산업별로 資本스톡의 연령구조에 관한 정확한 통계를 구하기가 어려웠기 때문에 「빈티지」효과를 측정하는 대리변수(proxy variable)로서 KVINT를 사용하는데 KVINT는 다음과 같은 關係式에 근거한다. K_t 를 t 期末의 資本스톡, I_t 를 t 期中의 新規固定資産取得額, D_t 를 t 期中의 減價償却額이라고 할 때, $K_T = K_0 + \sum_{t=1}^T I_t - \sum_{t=1}^T D_t, t=1, 2, \dots, T$. 그러나 可用한 통계는 KVINT에서 보듯이 1975~78년간 I_t 에 관한 것일 뿐 D_t 와 K_0 의 연령구조에 대해서는 정보획득이 불가능했다. 따라서 KVINT가 假說에서 지적한 資本의 「빈티지」효과를 충분히 반영한다고 보기 어려우며 이는 결국 回歸分析結果에 대한 의문으로 남는다.

工場企業(multiplant firm)의 여부, 多生産物企業(multiproduct firm)의 여부, 기업 혹은 공장의 組合活動 여부, 기업 혹은 공장의 生産規模의 차이 등이 조직적 특성에 해당한다고 볼 수 있다¹⁷⁾. 상이한 조직형태를 技術的 效率性에 관한 假說로 표현하는 것은 조직형태를 측정하는 설명변수의 차이에 따라 생산성이 높은 공장들과 생산성이 낮은 공장들간의 상대적 비중과 이들의 분포가 갖는 相對的 非對稱性이 産業間 隔差를 나타내기 때문에 技術的 效率性의 차이가 야기된다고 주장하는 셈이다. 아래에 제시된 설명변수 중 *KCOV*, *KSPEC*의 경우에는 多生産物企業의 多邊化(diversification) 혹은 特化(specialization)의 정도를 산업별로 측정하는데 다변화정도가

높을수록 생산에 대한 통제가 비효율적이므로 기술적 효율성이 낮을 가능성을 나타낸다. 多工場企業의 비중을 나타내는 *KMULT*는 또한 다공장기업과 單一工場企業間的 조직특성의 차이가 갖는 효과를 측정하기 위한 것이다. 생산규모와 관련해서는 *COSIZE*, *PSIZE*, *RSIZE*를 제시하고 있다¹⁸⁾.

$$KCOV = (\text{해당산업이 주산업인 기업의 해당산업출하액}) / (\text{모든 기업의 해당산업출하액}), 1978.$$

(자료 : CR3와 동일)

$$KSPEC = (\text{해당산업이 주산업인 기업의 해당산업출하액}) / (\text{해당산업이 주산업인 기업의 총출하액}), 1978. (\text{자료 : CR3와 동일})$$

$$KMULT = (\text{모든 다공장기업의 해당산업출하액}) / (\text{모든 기업의 해당산업출하액}), 1978. (\text{자료 : CR3와 동일, 사업체통계데이터 추가})$$

$$COSIZE = \text{산업출하액} \times CR3, 1978. (\text{자료 : CR3와 동일})$$

$$PSIZE = \text{사업체출하액의 중앙값(median)}, 1978. (\text{자료 : SDKL과 동일})$$

$$RSIZE = PSIZE / \text{산업출하액}, 1978. (\text{자료 : CR3와 동일})$$

이제까지 제시된 세가지 부류의 설명변수 이외에도 본 논문의 회귀분석결과를 植草益·鳥居昭夫(1987)의 결과와 비교하기 위하여 다음의 두가지 설명변수를 추가하였다.

$$MEANK = \text{사업체별 자본스톡의 산업평균}, 1978. (\text{자료 : SDKL과 동일})¹⁹⁾$$

17) 生産規模의 차이를 조직적 특성에 포함시키는 것은 절대적 혹은 상대적 생산규모가 産業間 隔差를 나타내어 결국 産業間 市場構造의 차이를 나타내기 때문이다.

18) 본 논문에서 사용된 *KCOV*와 *KSPEC*은 李奎億외(1984)가 정의한 包括度와 特化度에 각각 해당하는데 Caves and Barton(1990)이 사용한 *COVE*, *SPECE*와는 다소 상이한 측정방법에 의존한다. *COVE*, *SPECE*의 경우에는 기업과 사업체를 동시에 고려한 多邊化指數임에 비하여 *KCOV*와 *KSPEC*은 기업만을 고려하고 있다. 따라서 모든 사업체들이 單一商品工場(single-product plants)이라면 “ $KCOV = 1 - COVE$,” “ $KSPEC = 1 - SPECE$ ” 임을 쉽게 증명할 수 있다. 李奎億외에 의하면 KSIC분류에 의한 산업들의 産業出荷額(해당산업이 주산업인 기업들의 출하액 합계 : A)과 品目出荷額(해당산업으로 분류된 품목들의 출하액 합계 : B)이 차이를 보이는 것은 多生産物工場이 존재하기 때문인데 1981년의 경우 제조업부문 전체산업의 68.5% (출하액 기준 77.2%)가 0.3 이하의 $|A - B| / B$ 수치를 기록하기 때문에 $\{KCOV, KSPEC\}$ 과 $\{COVE, SPECE\}$ 간의 차이가 심각하지는 않을 것이다.

19) 사업체의 자본스톡은 劉承燮·李仁燦(1990), III장에서 정의된 *K*와 동일하다.

$SUBCON$ = 사업체별 (위탁생산비/원재료비)의 산업평균, 1978. (자료: $SDKL$ 과 동일)²⁰⁾

2. 推定結果의 分析

회귀분석에 앞서 Caves and Barton(1990)이 지적한 바와 같이 종속변수로 사용될 技術的 效率性的 推定值가 갖는 의미를 분명히 이해함으로써 본 논문의 實證分析結果에 대한 오해를 방지할 필요가 있다. 첫째, 超越로그 生産函數에 근거한 技術적 효율성의 추정치는 過少規模(suboptimal capacity)의 공장들이 비용을 최소화하는 한 規模의 非效率性(scale inefficiency)을 반영하지 않을 것이다²¹⁾. 둘째, 技術적 효율성과 요소가격효율성

(input price efficiency)간의 이론적인 구별이 技術적 효율성의 추정치에 반영되어 있지 않으며 따라서 종속변수는 生産要素結合의 非效率性을 내포하고 있다. 셋째, 추정방법의 특성으로 볼 때 技術적 효율성의 추정치는 산출량의 경험적 분포(empirical distribution)가 갖는 歪度(skewness)와 非對稱性(asymmetry)에 의존하며 그 위치와는 무관하기 때문에 모든 공장이 비슷한 수준의 효율성을 나타낼 때 산업간의 效率性 隔差를 정확히 검출할 수 없다는 취약성을 가진다²²⁾. 이상과 같은 종속변수의 한계를 감안하여 회귀분석의 결과를 해석하여야 할 것이다.

回歸分析에 있어서는 우선 다양한 技術的 效率性的 推定值 중에서 무엇을 회귀분석의 종속변수로 선택할 것인가를 결정하여야 한다. 劉承旻·李仁燦(1990)에 의하면 總生産額(GO/N)에 근거한 $\{EFF, ATI, \lambda, S\}$ 의 추정치들은 상호 높은 상관관계를 나타내지만 附加價値額(VA/L)의 경우 ATI 는 나머지 효율성 척도와 낮은 상관관계를 가진다²³⁾. 그러나 특정한 효율성 척도를 두고 볼 때는 總生産額과 附加價値額 중 어느 것을 사용하느냐에 따라서 産業의 效率性 順位가 상당한 차이를 나타내기 때문에 본 논문의 회귀분석결과 또한 큰 영향을 받을 것이다. 따라서 본 논문에서는 먼저 總生産額에 근거한 EFF 의 추정치를 종속변수로 사용하여 추정결과를 분석한 후 상이한 척도의 선택이나 총생산액과 부가가치액 사이의 선택이 결과에 어떠한 영향을 미치는지를 논의한다.

또 다른 절차상의 문제점은 I型 및 II型 失敗産業을 회귀분석에 포함시켜야 하는가를 결정하는 일이다²⁴⁾. I型 失敗産業은 " $\hat{\sigma}_u = 0$ "

20) 원재료비는 劉承旻·李仁燦(1990), III章에서 정의된 M 과 동일하다.

21) 過少規模의 非效率性은 劉承旻·李仁燦(1990)이 지적하고 있는 바와 같이 技術的 效率性과는 구분되는 개념이다. 超越로그 生産函數는 생산규모가 변화함에 따라 결국 生産性이 변화하는 것을 허용하는 함수형태이기 때문에 技術적 효율성은 규모의 비효율성을 반영하지 않는다. 그럼에도 불구하고 規模의 效果는 劉承旻·李仁燦(1990), <表 8>에 나타나 있으며 본 논문의 실증분석에서도 중요한 문제로 취급된다.

22) $\{EFF, ATI, \lambda, S\}$ 중 ATI 만은 예외적이다. ATI 의 경우 生産境界와 平均生産函數의 괴리를 生産境界의 위치로 나눈 값이므로 경험적 분포의 위치에 반비례할 것이다. 劉承旻·李仁燦(1990), II章을 참조할 것.

23) 劉承旻·李仁燦(1990)은 總生産額을 측정함에 있어서 (GO/L)을 사용하지만 Yoo(1990a)에서는 (GO/N)을 사용하고 있다. 양자간의 차이점은 거의 없으나 본 논문에서는 후자의 경우를 다루고 있음을 밝혀둔다.

24) I型 및 II型 失敗産業에 대해서는 劉承旻·李仁燦(1990), II章 및 III章을 참조할 것. 劉承旻·李仁燦(1990)에서는 (GO/L)의 경우 총 215개

이기 때문에 효율적인 산업이고 II型失敗産業은 $\hat{\sigma}_u$ 가 $\hat{\sigma}_v$ 에 비하여 너무 크기 때문에 비효율적인 산업이라고 한다면 이러한 失敗産業들을 모두 제외한 회귀분석은 標本情報를 모두 활용하지 못한다는 점에서 문제시될 것이다²⁵⁾. 그러나 현대계로서는 이러한 주장을 뒷받침할 만한 증거가 없기 때문에 中途切斷(censoring)된 I型失敗産業을 제외하기로 하고 III章에서 I型失敗産業과 기술적 효율성의 관계에 대한 논의를 계속하기로 한다.

설명변수의 부분집합을 대상으로 다양한 회귀분석을 시도한 결과 다음과 같은 推定式의 「로버스트」性(robustness) 및 統計的 有意性이 상대적으로 높은 것으로 판명되었다.

$$\begin{aligned}
 EFF(GO) = & 0.635 + 0.485 HI - 0.607 HF \\
 & (10.857) \quad (2.707) \quad (2.079) \\
 & - 0.012 SDKL + 0.399 FUELS \\
 & (1.777) \quad (1.250) \\
 & - 0.051 KCOV - 0.144 KSPEC \\
 & (1.160) \quad (2.182) \\
 & - 0.119 KMULT + 3.445 RSIZE \\
 & (1.483) \quad (3.709) \\
 & - 0.620 SUBCON \\
 & (1.848)
 \end{aligned}$$

의 표본산업 중 I型이 108개, II型이 22개, 推定産業이 85개였으나 Yoo(1990a)에서는 (GO/N)의 경우 총 242개 산업 중 I型이 85개, II型이 29개, 推定産業이 128개였다.

25) I型失敗産業을 회귀분석에 포함시킨다면, "EFF=1"인 산업들을 그대로 두고 최소자승법을 사용할 경우 偏倚推定量(biased estimator)을 얻게 될 것이므로 中途切斷回歸分析模型(censored regression model)을 설정하여 母數를 추정하여야만 할 것이다.

26) Caves and Barton(1990)의 경우 중요한 설명변수인 NOBS(사업체수의 평방근)와 DIV(多邊化指數=COVE+SPECE)는 본문의 HI 및 KCOV, KSPEC에 각각 해당하는 변수들이다.

$R^2=0.223$; 자유도=147; $F=4.696$; 괄호안은 t 값.

이러한 추정결과는 다음과 같은 점에서 주목할 만하다. 첫째, Caves and Barton(1990)이 미국에 대하여 유사한 推定式을 갖고 연구한 결과와 비교해 볼 때 技術的 效率性과의 連繫性이 가장 높은 것으로 판명되는 설명변수들이 양국간에 상당히 유사하다. HI, SDKL, KCOV, KSPEC, RSIZE 등의 설명변수는 미국의 경우에도 이와 동일하거나 유사한 설명변수들이 높은 수준의 統計的 有意性을 갖는 것으로 나타난다²⁶⁾. 그 중에서도 KCOV를 제외하면 모두 假說을 뒷받침하는 증거를 제공하고 있다. 그러나 양국간에 母數의 추정치가 갖는 統計的 有意性을 비교해 볼 때 우리나라의 경우가 훨씬 낮은 t 값을 가지므로 諸假說에 대한 경험적 증거가 그만큼 불충분하다고 할 수 있다. R^2 또한 0.4~0.5를 나타낸 미국의 경우와 비교할 때 훨씬 낮은 값을 나타내고 있다.

미국의 경우와 비교해 볼 때 발견되는 차이점은 미국의 경우에는 자본의 「빈티지」효과(VINTM), 연구개발비의 비중(RDS), 時間給 勤勞者의 비중(PART) 등이 중요한 설명변수로 나타나는데 우리나라의 경우 KVINT, RDS 등의 설명력은 매우 약한 대신 FUELS, KMULT, SUBCON 등이 미약하나마 상대적으로 중요한 변수로 나타난다. SUBCON의 기술적 효율성에 대한 효과의 경우 植草益·鳥居昭夫(1987)가 일본에 있어서는 正의 效果를 발견했으나 우리나라의 경우에는 오히려 負의 效果를 갖는 점이 발견되었다.

둘째, KCOV는 KSPEC과는 달리 技術的

效率性에 대하여 負의 效果를 갖는 것으로 나타나는데 이러한 효과는 양자를 동시에 설명 변수로 포함시킬 경우 더욱 분명해진다. *KCOV*와 *KSPEC*는 넓은 의미에서는 모두 기업의 生産活動이 얼마나 多邊化 혹은 特化된 것인가를 나타내는 변수이므로 이러한 기대 밖의 결과가 의문시될 것이다²⁷⁾. 그러나 이 문제는 *KCOV*와 *KSPEC*의 測定式에서 양자간의 차이점을 살펴봄으로써 어느 정도 해소된다. 어떤 산업이 높은 *KSPEC*값을 가진다면 이는 해당산업이 주산업인 기업들이 해당산업내에서의 生産活動에 주력함을 의미하기 때문에 *KSPEC*은 진정한 의미의 特化度라고 할 수 있으며 多邊化程度는 이에 반비례할 것이다. 반면에 높은 *KCOV*값은 해당산업으로 분류된 품목들이 대부분 이를 생산하는 기업들의 主產品임을 의미할 뿐이므로 *KCOV*는 生産活動의 特化度를 간접적으로 측정한다고 볼 수 있다. 따라서 *KSPEC*이 갖는 負의 높은 有意性은 여전히 조직형태와 관련된 假說을 강하게 뒷받침하는 증거로서 인정된다.

셋째, 劉承旻·李仁燦(1990), <表 8>에서 확인한 바 있는 生産規模의 技術的 效率性에 대한 正의 效果는 본 논문의 회귀분석결과에 있어서도 *RSIZE*가 상당한 有意性을 갖는 正의 效果를 나타냄으로써 재차 확인된다고 볼

수 있다. 물론 前者의 경우는 각 산업내에서 소규모의 사업체(종업원 20人以下)를 제외하고 기술적 효율성을 추정한 결과 효율성이 상승하는 경향을 보인 것이며, 後者の 경우에는 사업체의 상대적 규모가 기술적 효율성에 대하여 正의 效果를 가진다는 것을 산업간 비교에서 나타낸 것이므로 양자간에 엄밀한 해석은 다르지만 결국 規模와 技術的 效率性은 正의 關係를 갖는다는 증거를 제공한다.

넷째, *MS*, *XS*, *EPR1*, *EPR2* 등 海外競爭의 도입과 이에 대응한 保護 등의 설명변수들은 거의 설명력이 없는 것으로 나타나는데 이는 미국의 경우와 대조적인 결과라고 할 수 있다. 이들 변수들에는 상당한 測定誤差가 개재되었을 것으로 의심되지만 앞서 지적되었듯이 1978년의 우리나라 상황에서 海外競爭 및 國內産業의 保護가 선진국에서와 동일한 기능을 수행한다고 주장할 수는 없을 것이다. 예컨대 수입의 경우에는 原資材와 中間生産財의 수입이 절대적인 비중을 차지하며 이 경우 수입의 증가는 競爭壓力提高를 통하여 市場成果를 향상시키는 기능을 한다고 볼 수 없으며 단순히 輸出伸張을 위한 수입이 확대되는 것으로 보는 것이 더욱 적절한 설명이라고 판단된다. 劉承旻(1988)은 연립방정식체계의 추정을 통하여 輸入이 利潤率에 별다른 영향을 미치지 않음을 보이고 있는데 이를 *MS*에 대한 본 논문의 결과와 함께 고려하면 市場成果에 대한 輸入의 영향은 결코 중요하지 않음을 알 수 있다.

다섯째, Caves and Barton(1990) 및 植草益·鳥居昭夫(1987) 등은 *CR3* 혹은 *HI*와 같은 集中率指數가 기술적 효율성과 갖는 관계가 線型(linear form)이기보다는 二次型

27) *KCOV*와 *KSPEC*의 Pearson 相關係數는 0.3102 (유의수준 0.0001)이기 때문에 추정식의 분자가 동일하므로 의심될 수 있는 多重共線性(multicollinearity)의 문제는 심각하지 않다고 판단된다. *KCOV*가 갖는 負의 效果는 Caves and Barton(1990)과의 직접적인 비교가 불가능하다. 미국의 경우 (*KCOV*+*KSPEC*)에 해당하는 *DIV*에 대해서만 正의 效果를 언급하기 때문이다.

(quadratic form)이라고 주장하고 이를 입증하고 있다. 즉 技術的 效率性과 集中率이 갖는 負의 關係는 어느 정도 企業間 相互依存性 (mutual dependence)을 인식하게 되는 집중률 수준을 지나면서부터 나타나기 때문에 집중률이 적당한 수준에서 技術적 효율성은 극대치를 갖는다는 것이다. 우리나라의 경우에도 線型보다는 二次型的 關係가 더욱 높은 有意性을 나타내며 $HI=0.3995$ 에서 $EFF(GO)$ 의 값이 극대치를 갖는다. 미국의 경우에는 $CR4=0.4053$ 에서 $EFF(VA)$ 가 극대치를 가지며, 일본의 경우에는 $HI=0.2352$ 에서 $EFF(VA)$ 가 극대치를 갖는다²⁸⁾.

마지막으로 설명변수를 측정함에 있어서의 정확성을 언급하지 않을 수 없다. 위에서 제시된 추정결과에서 중요한 설명변수로 나타난 것들은 모두 KSIC細細分類에 의거한 통계가 직접적으로 可用하다는 사실에 주목할 때 統計的 質과 回歸分析結果가 갖는 關係는 밀접한 것으로 판단된다. 統計的 有意性이 매우 약했던 $MS, XS, EPR1, EPR2$ 의 경우 산업분류의 변환과정에서 상당한 측정오차가 발생할 수밖에 없을 것이며 ADS, RDS 등은 광공업 통계 자체가 측정오차를 내포할 가능성이 있고 $KVINT$ 는 「빈티지」효과를 정확히 측정할

수 없음이 이미 지적된 바 있다. 따라서 統計的 質이 의문시되는 설명변수에 대해서는 假說을 뒷받침하는 經驗的 證據를 찾지 못했으나 이러한 결과가 측정오차에 기인하는지, 아니면 가설 자체가 우리나라의 경우에 성립하지 않는지를 단정적으로 결론짓기는 어렵다.

〈表 1〉에서는 이미 언급한 바와 같이 상이한 종속변수의 선택이 回歸分析結果에 어떠한 영향을 미치는가를 나타내고 있다. 이를 위하여 동일한 설명변수들에 대하여 종속변수를 달리하면서 회귀분석을 시도하였는데 〈表 1〉의 결과는 다음과 같이 두가지로 해석이 가능하다. 첫째, 네가지의 효율성 척도인 $\{EFF, ATI, \lambda, S\}$ 간의 선택이 어떠한 변화를 초래하는지를 살펴보기 위하여 먼저 總生産額의 경우에 대하여 $EFF(GO), ATI(GO), \lambda(GO), S(GO)$ 를 비교해 볼 때 거의 모든 설명변수가 같은 방향의 효과를 나타냄을 알 수 있다. 統計的 有意性은 $EFF(GO), ATI(GO)$ 의 경우 $\lambda(GO), S(GO)$ 보다 높은 수준을 나타내기 때문에 $EFF(GO)$ 를 분석의 기준점으로 삼았던 것이 사후적으로 타당성을 갖게 된다. 그러나 附加價値額의 경우에는 $EFF(VA), \lambda(VA), S(VA)$ 등이 효과의 방향도 일관성이 없을 뿐 아니라 統計的 有意性도 매우 낮게 나타나 회귀분석결과가 대부분 가설을 뒷받침하지 못한다.

둘째, 總生産額과 附加價値額間의 선택이 $\{EFF, ATI, \lambda, S\}$ 중 하나의 효율성 척도에 대하여 미치는 영향을 살펴보기 위하여 먼저 $EFF(GO)$ 와 $EFF(VA)$ 의 회귀분석결과를 비교해 볼 때 각 설명변수가 갖는 統計的 有意性은 $EFF(GO)$ 가 훨씬 높다는 것을 알 수 있다. 총생산액에 근거한 효율성 추정치를 중

28) 미국의 경우에는 Caves and Barton(1990)의 〈表 6.1〉을, 일본의 경우에는 Torii(1990), p.86의 결과를 이용하여 구한 값이다. 우리나라의 경우에도 비록 線型보다는 二次型的 關係가 더욱 높은 有意性을 나타내지만 $EFF(GO)$ 를 극대화하는 HI 의 값(0.3995)은 적당한 수준의 集中率이 아니라 回歸分析에 포함된 157개 산업 중 96%의 百分位數(percentile)를 나타내기 때문에 매우 높은 집중률이며 따라서 技術的 效率性과 集中率은 평균적으로는 오히려 正의 關係를 갖는다고 보아야 할 것이다.

〈表 1〉 效率性 尺度의 選擇과 回歸分析結果

說明變數	技術的 效率性				技術的 非效率性			
	<i>EFF(GO)</i>	<i>EFF(VA)</i>	<i>S(GO)</i>	<i>S(VA)</i>	<i>ATI(GO)</i>	<i>ATI(VA)</i>	$\lambda(GO)$	$\lambda(VA)$
<i>HI</i>	0.485 (2.707)	-0.163 (0.899)	2.348 (1.875)	0.647 (0.712)	-0.101 (2.347)	-0.506 (1.794)	1.994 (0.770)	-2.609 (0.250)
<i>HI</i> ²	-0.607 (2.079)	0.328 (1.088)	-2.164 (1.061)	-0.514 (0.339)	0.113 (1.619)	0.946 (2.014)	-3.078 (0.762)	-7.320 (0.434)
<i>SDKL</i>	-0.012 (1.777)	-0.008 (0.926)	0.032 (0.666)	-0.017 (0.415)	0.002 (1.381)	0.003 (0.204)	-0.062 (0.625)	-0.440 (0.853)
<i>FUELS</i>	0.399 (1.250)	0.068 (0.183)	1.704 (0.763)	0.543 (0.291)	-0.090 (1.176)	-0.887 (1.534)	-4.227 (0.928)	-9.271 (0.452)
<i>KCOV</i>	-0.051 (1.160)	0.028 (0.536)	-0.053 (0.174)	-0.047 (0.178)	0.010 (0.993)	0.002 (0.023)	-0.339 (0.560)	2.073 (0.682)
<i>KSPEC</i>	0.144 (2.182)	0.062 (0.814)	0.371 (0.808)	0.419 (1.092)	-0.031 (2.001)	-0.071 (0.597)	-0.728 (0.759)	-4.077 (0.890)
<i>KMULT</i>	-0.119 (1.483)	-0.142 (1.646)	-1.353 (2.405)	-0.174 (0.403)	0.040 (2.070)	-0.068 (0.508)	0.070 (0.056)	7.290 (1.426)
<i>RSIZE</i>	3.445 (3.709)	0.347 (0.324)	11.704 (1.804)	-2.017 (0.374)	-0.629 (2.836)	0.533 (0.319)	5.301 (0.418)	-13.635 (0.207)
<i>SUBCON</i>	-0.620 (1.848)	0.072 (0.176)	-3.802 (1.624)	-0.297 (0.144)	0.146 (1.824)	-0.585 (0.912)	2.937 (0.617)	3.670 (0.149)
常數	0.635 (10.857)	0.589 (7.903)	0.409 (2.740)	-0.906 (2.416)	0.063 (4.539)	0.822 (7.078)	2.576 (3.039)	5.330 (1.241)
<i>R</i> ²	0.223	0.048	0.126	0.015	0.187	0.042	0.040	0.037
<i>d.f.</i>	147	149	147	149	147	149	118	124

속변수로 사용할 때 부가가치액에 근거한 추정치보다 설명변수의 統計的 有意性이 높은 경향은 *ATI*, λ , *S*의 경우에도 마찬가지인데 이는 Caves and Barton(1990)의 결과와 매우 다른 점이며 劉承旻·李仁燦(1990) III章에서 *EFF(GO)*와 *EFF(VA)*간의 상관관계가 매우 낮다는 사실과 일치하는 결과이다.

따라서 우리는 최소한 사후적으로나마 종속변수의 선택에 관한 경험적 기준을 발견할 수 있다. 즉 附加價値額보다는 總生産額을 산출량변수로 사용하여 측정한 기술적 효율성의 추정치가 假說과 가장 잘 부합되며 그 중에서도 *EFF*가 가장 분명한 결과를 나타내었다.

*EFF*가 確率的 生産境界에 대한 실제산출량의 비중을 평균적으로 나타내는 指標이기 때문에 이론적인 技術的 效率性에 가장 근사한 개념이며 따라서 *EFF*에 대한 결과는 다행스러운 것이다.

III. 技術的 效率性的 動態的 變化：1978~1988

技術的 效率性에 관한 대부분의 實證分析은 어느 특정한 시점의 통계만을 사용하기 때문에 기존문헌에서는 技術的 效率性이 시간변화

에 따라 어떠한 動態的 變化패턴을 보이는지에 대한 증거를 발견할 수 없었다. 더구나 기존의 연구는 각각 상이한 시점 및 상이한 국가에 관한 것이기 때문에 기술적 효율성의 尺度가 갖는 타당성과 「로버스트」성을 충분히 검증한 것은 아니다²⁹⁾. 따라서 기술적 효율성을 추정함에 있어서 사용된 計量模型, 推定方法과 誤差項의 分布에 대한 가정 등이 적절할 것인가에 대한 의문도 여전히 남는다고 볼 수 있다.

여기에서는 우리나라 製造業의 技術的 效率性 推定値가 1978~88년의 기간에 걸쳐 어떠한 변화패턴을 나타내는지를 살펴봄으로써 劉承旻·李仁燦(1990)에서 제시된 연구결과를 보완하고자 한다. 動態的 變化에 관한 기본적인 연구과제는 다음의 두가지로 압축된다. 첫째, 시간변화에 따라 기술적 효율성의 추정치는 산업내에서 혹은 산업간의 비교에서 어느 정도의 安定性(stability)을 나타내는가? 둘째, 動態的 變化패턴은 어떠한 요인들로 설명될 수 있는가? 본 논문에서는 이 중 첫번째 의문을 중심으로 經驗的 證據를 구한 뒤에 劉承旻·李仁燦(1990) 및 II章에서의 논의와 관련하여 이를 분석하고자 한다.

1. 效率性推定の 一貫性を 위한 考慮事項

상이한 시점에 대하여 技術的 效率性を 비

교하기 위해서는 우선 비교가능한 추정치를 구하여야 하기 때문에 產出量과 投入量에 관한 연도별 통계가 동일하여야 한다. 따라서 통계의 가용여부에 따라서 技術的 效率性的 推定에 사용되는 생산함수의 구체적 형태가 결정된다. 본 논문에서 사용된 통계자료는 1978~88년간의 鑛工業(産業)센서스 및 鑛工業統計調查報告書이다. 우선 무엇보다도 동기간중의 모든 연도를 빠짐없이 포함시키는 것이 推定値의 動態的 安定性에 관한 증거의 不偏性(unbiasedness)을 제고할 것이기 때문에 중요하다 판단된다.

生産函數의 구체적 형태를 결정함에 있어서는 劉承旻·李仁燦(1990), III章에서 주어진 超越로그生産函數의 세가지 형태를 기준으로 하되 최대한의 自由度를 확보할 수 있도록 한다. 1978~88년간의 鑛工業統計를 점검한 결과 總勞動時間(L)에 대한 통계가 미비된 경우가 발견되어 從業員數(N)를 勞動投入量의 측정치로 사용한다. 이에 따라 다음과 같은 超越로그生産函數를 사용하기로 한다³⁰⁾.

$$\begin{aligned} \ln(GO/N) = & a_0 + a_1 \ln(K/N) \\ & + a_2 \ln(N) + a_3 \ln(M/N) \\ & + a_4 (\ln(K/N))^2 + a_5 (\ln(N))^2 \\ & + a_6 (\ln(M/N))^2 \\ & + a_7 (\ln(K/N)) (\ln(N)) \\ & + a_8 (\ln(K/N)) (\ln(M/N)) \\ & + a_9 (\ln(N)) (\ln(M/N)) \\ & + a_{10} X_1 + a_{11} X_2 + a_{12} X_3 + v - u \end{aligned}$$

技術的 效率性的 推定値가 측정오차에 매우 민감하기 때문에 劉承旻·李仁燦(1990)에서와 마찬가지로 여기에서는 統計上의 誤謬를 야기할 가능성이 매우 높은 事業體를 제외하는 것

29) Torii(1990)의 Monte Carlo實驗은 이러한 점에서 흥미있는 연구이다. 미국, 영국, 일본, 캐나다 등 국가별 연구의 비교에 대해서는 近刊 Caves(1991)를 참조할 것.

30) 각 변수의 정의 및 측정방법은 劉承旻·李仁燦(1990), III章에 상세히 기술되어 있다.

〈表 2〉 I・II型失敗産業과 推定産業의 年度別 分布

	標本産業數	I 型失敗	II 型失敗	推定産業	“공동된 産業數” ¹⁾
1978	252	95(37.7)	34(13.5)	123(48.8)	285
1979	248	87(35.1)	53(21.4)	108(43.5)	285
1980	232	84(36.2)	42(18.1)	106(45.7)	285
1981	266	111(41.7)	51(19.2)	104(39.1)	285
1982	263	90(34.2)	58(22.1)	115(43.7)	285
1983	321	122(38.0)	49(15.3)	150(46.7)	391
1984	341	121(35.5)	67(19.6)	153(44.9)	391
1985	341	114(33.4)	76(22.3)	151(44.3)	391
1986	348	122(35.1)	62(17.8)	164(47.1)	391
1987	362	176(48.6)	64(17.7)	122(33.7)	391
1988	373	172(46.1)	65(17.4)	136(36.5)	391

註: 1) “공동된 産業數”란 본문에서의 설명과 같이 1978~82년 및 1983~88년의 각 기간에 대하여 최소한 1회 이상 標本産業에 포함된 産業의 數임.

이 바람직하다. 이를 위하여 다음과 같은 통계자료의 편집기준을 정하고 해당하는 사업체를 모두 標本에서 제외시켰다.

- (1) $N < 5$ (2) $NP = 0$ (3) $S = 0$
- (4) $K = 0$ (5) $GO = 0$ (6) $MC = 0$
- (7) $LPPAY = 0$
- (8) $(GO/N) > MEAN(GO/N) + 4.5 \cdot SD(GO/N)$ ³¹⁾
- (9) $(K/N) > MEAN(K/N) + 4.5 \cdot SD(K/N)$
- (10) $(M/N) > MEAN(M/N) + 4.5 \cdot SD(M/N)$

이러한 編輯基準을 적용한 후 각 산업에 있어서 생산함수의 추정에 필요한 최소한의 自由度를 확보하기 위하여 15개 미만의 事業體

를 갖는 모든 산업을 標本에서 제외하였는데 그 결과 〈附表 1〉에서와 같이 최종적으로 技術的 效率性的 추정에 사용될 事業體 및 産業의 標本을 각 연도에 대하여 구할 수 있다. 표본에 포함된 산업 및 사업체의 수는 꾸준한 증가추세를 보이고 있으나 1980년의 경우 마이너스의 경제성장은 표본의 크기를 급격히 감소시키고 있음을 알 수 있다.

〈附表 1〉에서 보듯이 1983년부터 산업수가 크게 증가한 것은 이때부터 새로운 KSIC分類體系가 적용되었기 때문이다. 산업분류체계의 이같은 변화는 1978~82년의 기간과 1983~88년의 기간을 두고 볼 때 산업의 1:1 대응을 어렵게 한다는 점에서 효율성 추정치의 動態的 分析에 심각한 문제점을 제기한다. 이 문제를 해결하기 위해서는 新産業分類를 舊分類로 전환시키든지 아니면 舊分類를 新分類로 전환시키는 수밖에 없을 것인데 구분류 산업이 복수의 신분류산업으로 재편된 경우가

31) $MEAN(\cdot)$ 과 $SD(\cdot)$ 는 각각 해당변수의 標本平均과 標本標準偏差를 나타낸다.

〈表 3〉 {EFF, ATI, λ, S}間 Spearman 相關係數의 安定性¹⁾

	Spearman 相關係數					
	(EFF, ATI)	(EFF, λ)	(EFF, S)	(ATI, λ)	(ATI, S)	(λ, S)
1978	-0.995	-0.789	0.871	0.767	-0.858	-1.00
1979	-0.886	-0.705	0.798	0.587	-0.679	-1.00
1980	-0.942	-0.767	0.872	0.692	-0.788	-1.00
1981	-0.953	-0.807	0.882	0.737	-0.835	-1.00
1982	-0.951	-0.768	0.879	0.752	-0.846	-1.00
1983	-0.944	-0.773	0.861	0.719	-0.815	-1.00
1984	-0.941	-0.757	0.829	0.670	-0.752	-1.00
1985	-0.959	-0.759	0.829	0.681	-0.769	-1.00
1986	-0.949	-0.738	0.861	0.640	-0.811	-1.00
1987	-0.970	-0.732	0.858	0.649	-0.822	-1.00
1988	-0.980	-0.792	0.900	0.718	-0.869	-1.00

註: 1) 相關係數는 I型失敗産業(λ가 포함된 경우 I·II型失敗産業)을 제외하고 계산되었기 때문에 각 계수마다 사용된 산업수는 다소의 차이가 있음.

대부분이므로 본 연구에서는 經濟企劃院(1984)에 의거하여 前者의 방법을 채택하고자 한다³²⁾.

2. 技術的 效率性的 動態的 安定性

위에서 제시된 超越로그生産函數에 대해 修正最小自乘法을 사용하여 生産境界를 추정할 결과 나타난 I型失敗, II型失敗 및 推定産業의 分布는 〈表 2〉에서와 같다. 특히 I型失敗産業과 推定産業이 표본산업 전체에서 차지하는 비중을 연도별로 비교해 볼 때 시간변화에 따라 일정한 추세를 나타내지는 않으며 1987, 1988년의 경우에는 I型失敗의 비중이 상당히

높은 것으로 나타난다. 〈表 2〉에서 “공통된 産業數”란 최소한 1미 이상 표본산업에 포함된 産業의 數가 1978~82년 기간중에는 285개, 1983~88년 기간중에는 391개임을 나타내는데 이러한 산업들은 각 연도별로 技術的 效率性的의 추정치를 상호비교하기 위하여 추정치를 취합(pooling)할 때 필요한 것이다.

〈表 3〉에서는 劉承燾·李仁燦(1990), III章에서 언급한 效率性 尺度間의 Spearman 相關係數가 나타내는 상관관계가 시간변화에 따라 안정적인지를 보이고 있다. 〈表 3〉에서 쉽게 알 수 있듯이 이러한 尺度間의 상관관계는 매 연도마다 거의 유사하게 나타나기 때문에 技術的 效率性的을 추정하기 위하여 제시한 生産함수가 동일한 한 效率性 尺度間의 선택은 중요하지 않다는 결론을 動態的 觀點에서도 확인할 수 있다.

效率性 推定值의 動態的 安定性을 살펴보기

32) 舊分類를 新分類로 변환시키는 방법은 하나의 舊分類産業을 복수의 新分類産業으로 구분함을 의미하므로 각 事業體에 관한 정확한 時系列資料가 없으면 불가능하다.

위해서는 우선 각 연도별로 標本産業의 집합이 상이하기 때문에 일관된 비교가 가능하도록 편집기준을 정하여 年度別・産業別 推定値를 정리할 필요가 있다. 특히 1983년 이후에는 新分類에 의거한 산업별 추정치를 갖기 때문에 이를 다음과 같은 과정을 거쳐 ‘聚合된 統計’(pooled data)를 舊分類基準으로 작성한다.

- (1) 1978~82년 기간에 대해서는 <表 2>의 285개 산업의 연도별 추정치를 취합하여 285×5의 행렬을 작성한다.
- (2) 1983~88년 기간에 대해서는 <表 2>의 391개 산업의 연도별 추정치를 취합하여 391×6의 행렬을 작성한다.
- (3) 經濟企劃院(1984)에 의거, 285개 구분류산업에 대하여 신분류산업을 대응시키는 표를 작성한다.
- (4) 285개의 구분류산업 중, (i) 1978~82

년 기간중 최소한 1회 이상의 缺測值(missing observation)가 있거나 (ii) 1982~83년 사이의 사업체수 변화가 상기 절차 (3)에 따른 산업분류변환의 적합성에서 문제시됨을 보이는 산업을 제외시킨다.

- (5) 상기 절차 (4)를 적용한 후 남는 구분류산업들에 대해서만 1983~88년 기간중의 효율성 추정치를 구분류에 따라 정리하되 복수의 신분류산업이 해당될 경우 事業體數를 가중치로 사용한 추정치의 加重平均을 사용한다³³⁾.
- (6) 1983~88년에 대해서 상기 절차들을 적용한 후에 여전히 1회 이상의 缺測值가 있는 산업을 제외한다.

이상의 기준들을 적용할 때 1978~88년의 전기간에 대하여 201개 산업의 效率性 推定値를 구할 수 있었으며 201×11의 행렬은 動態的 安定性의 분석을 위해 사용되는 추정치의 통계이다³⁴⁾. <附表 2>에서는 각 연도별로 *EFF*의 경우에 대한 기본통계치를 수록하고 있다. 본 연구에서는 일단 *EFF*에 국한하여 動態的 安定性을 점검하기로 한다.

效率性 推定値의 動態的 安定性을 분석하기 위하여 먼저 각 산업에 있어서 1978~88년 기간중 ‘I 型失敗年度’(type I failure years)를 나머지와 구분한 후 I 型失敗가 아닌 연도에 대해서만 *EFF*의 평균을 구한다³⁵⁾. 201개 산업에 대하여 이렇게 구한 *EFF* 平均의 벡터를 *MEAN*, I 型失敗年度의 벡터를 *NFYR*이라고 정의하고 技術的 效率性 推定値의 동태적 안정성을 <表 4> 및 <表 5>를 통하여 분석하고자 한다. 먼저 <表 4>에서는 1978~88년 기간중의 각 연도에 대하여 특정산업의 효율

33) 事業體數를 가중치로 사용하는 이유는 技術的 效率性의 추정치가 해당산업내의 모든 사업체에 대한 평균적인 기술적 효율성을 나타내며 이 경우 각 사업체의 규모(總生産額, 附加價値額, 雇傭 등)는 고려하지 않기 때문이다. 加重平均을 구할 때 *EFF* 및 *ATI*의 경우에는 I 型失敗(λ 의 경우 I・II 型失敗)는 고려하지 않고 추정산업 및 II 型失敗産業(λ 의 경우 추정산업)의 추정치만을 사용한다. 그러나 복수의 新分類産業이 모두 I 型失敗이거나 新・舊分類의 1:1 대응이 가능한 경우에는 新分類産業의 효율성 추정치를 그대로 사용한다.

34) Yoo(1990b), 附錄 I 에서는 이러한 201×11의 추정치 행렬을 수록하고 있다.

35) 각 산업에 대하여 1978~88년간의 *EFF* 평균을 구함에 있어서 I 型失敗産業을 제외하는 이유는 I 型失敗가 높은 수준의 技術的 效率性을 나타낸다는 이론적 주장에 대한 경험적 증거가 아직도 부족하기 때문이다. <表 5>에서는 *MEAN*과 *NFYR*의 상관관계를 보임으로써 이러한 증거를 발견하려고 한다.

성순위(*EFF*기준)가 그 다음해와 비교하여 얼마만큼 안정적인가를 Spearman 相關係數를 통하여 나타내고 있다. 또한 <表 5>에서는 위에서 정의된 *MEAN* 벡터와 각 연도별 *EFF* 벡터 및 *NFYR* 간의 상관관계를 나타내는데 前者의 경우 1978~88년 기간중 特定産業의 평균적인 효율성 순위(*MEAN*)가 각 연도별로 얼마만큼 안정적으로 유지되는가를 나타내며 後者의 경우에는 I型失敗를 높은 技術的 效率性和 연계시키는 것이 어느 정도나 타당한가를 나타낸다.

<表 4>에 따르면 1978~88년의 전기간에 걸쳐 *EFF*의 추정치는 상당히 불안정적임을 알 수 있다. 특히 {1978, 1979} 및 {1980, 1981}의 相關係數는 거의 0에 가까운 값을 나타낸다. 이러한 충격적인 결과는 어느 시점에서

살펴본 技術的 效率性的 産業간 순위가 시간 변화에 따라 크게 뒤바뀜을 의미한다. 이에 대한 해석은 결국 두가지로 압축될 것인데 첫째, 진정한 의미의 기술적 효율성도 그 産業간 순위가 動態적으로 불안정한 부분이 있을 것이며, 둘째 본 연구가 채택한 計量模型, 推定方法, 誤差項의 분포에 대한 가정, 效率性的 척도 등의 방법론이 진정한 기술적 효율성의 수준을 올바르게 측정하지 못하기 때문이기에 따른 偏倚推定值가 결국 動態的 不安定性으로 나타나는 부분이 있을 것이다. 어쨌든 <表 4>에 주어진 증거는 기존문헌의 靜態的 分析結果에 대하여 상당한 의문을 제기한다고 판단된다. 이는 또한 II章에서 시도된 기술적 효율성의 결정요인에 관한 분석결과가 시점의 선택에 대한 「로버스트」성을 갖지 못함을 시

<表 4> 技術的 效率性的 動態的 安定性 : 相關係數의 分析¹⁾

Spearman 相關係數 : <i>EFF</i> 의 경우									
78~79	79~80	80~81	81~82	82~83	83~84	84~85	85~86	86~87	87~88
0.066	0.292	0.050	0.296	0.235	0.333	0.298	0.343	0.347	0.281
0.542	0.005	0.652	0.004	0.019	0.001	0.001	0.002	0.001	0.010
89	92	85	94	99	103	114	115	95	84

註 : 1) 첫번째 行은 해당연도간의 Spearman 相關係數를, 둘째 行은 相關係數에 대한 假說檢定の 有意水準을, 마지막 行은 사용된 産業의 數를 나타냄.

<表 5> *MEAN* 벡터의 動態的 安定性¹⁾

<i>MEAN</i> 과 年度別 <i>EFF</i> 의 Spearman 相關係數											
<i>EFF</i> 78	<i>EFF</i> 79	<i>EFF</i> 80	<i>EFF</i> 81	<i>EFF</i> 82	<i>EFF</i> 83	<i>EFF</i> 84	<i>EFF</i> 85	<i>EFF</i> 86	<i>EFF</i> 87	<i>EFF</i> 88	<i>NFYR</i>
0.4838	0.4837	0.4692	0.5441	0.5159	0.5777	0.5692	0.6519	0.6366	0.6634	0.6058	0.4235
0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001
123	131	134	121	138	138	143	153	141	124	122	201

註 : 1) 각 行은 <表 4>에서의 동일함. *MEAN*, *NFYR*은 본문에서 정의된 201×1 벡터임.

사한다.

〈表 5〉의 실험결과는 각 산업에 대하여 *MEAN*이 나타내는 산업간 순위가 각 연도의 산업간 순위와 갖는 상관관계가 어느 정도 안정적임을 나타내고 있다. 즉 1978~88년을 통틀어 본 技術的 效率性的 산업간 순위는 어느 정도 안정적으로 유지되었음을 알 수 있다. 특히 중요한 사실은 이미 수차 언급한 바와 같이 I型失敗와 기술적 효율성의 관계에 대한 긍정적인 증거를 *MEAN*과 *NFYR*의 상관관계에서 확인할 수 있다는 점이다.

위의 〈表 4〉, 〈表 5〉의 결과는 산업간 效率性 順位가 동태적으로 어떻게 변화하는가를 나타내기 때문에 技術的 效率性的 산업내 변화추이를 보기 위하여 다음과 같이 간단한 ‘得點函數’(score function)를 정의하기로 한다. S_{it} 를 산업 i 의 t 期の 歪度(S)값이라고 할 때 D_{it} 는 다음과 같다.

$$D_{it} = \begin{cases} 1, & S_{it} > S_{it-1} \text{ 일 경우, } i=1, 2, \dots, \\ & 201; \quad t=2, 3, \dots, 11. \\ -1, & \text{기타} \end{cases}$$

$$D_i = \frac{1}{10} \sum_{t=2}^{11} D_{it}$$

〈表 6〉에서는 이와 같이 계산된 D_i 의 구간

〈表 6〉 D_i 의 區間別 分布

D_i 값	產 業 數
-0.45~-0.25	14
-0.25~-0.05	42
-0.05~ 0.05	81
0.05~ 0.25	52
0.25~ 0.45	12
計	201

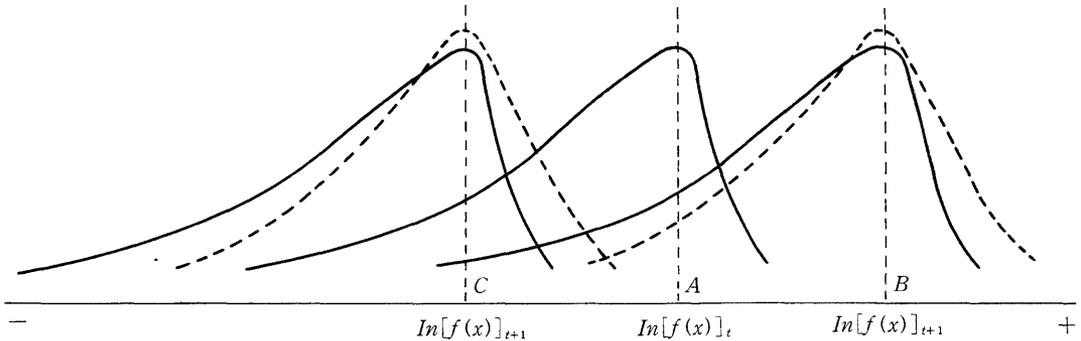
별 분포를 나타내고 있는데 불안정성에 대한 〈表 4〉의 증거를 뒷받침하듯이 대부분의 산업들에 있어서 효율성 추정치의 上下變化가 심한 것으로 나타나며 그나마 어느 정도의 單調增加 혹은 單調減少를 나타내는 산업은 극히 일부분임을 알 수 있다.

3. 效率性 尺度의 本質과 安定性的 關係

이상에서 살펴본 技術的 效率性的 不安定성을 설명하는 길은 첫째, 產出量-投入量의 공간에서 시간변화에 따라 공장들의 분포변화에 영향을 미치는 요인들은 모두 效率性 推定值의 不安定성을 설명하는 데 도움이 될 것이다. 이 경우 이러한 요인들에 관한 產業別 時系列資料를 사용하여야만 한다. 둘째, 效率性 尺度의 의미를 상세히 살펴봄으로써 動態的 不安定성이 발생할 소지가 효율성 척도 자체에도 있음을 알 수 있다. 여기에서는 後者의 경우에 대하여 논의를 집중한다.

확률적 경계생산함수를 修正最小自乘法으로 추정하여 얻은 $\hat{\sigma}_u$ 와 $\hat{\sigma}_v$ 의 추정치가 技術的 效率性的 수준을 결정하기 때문에 動態的 脈絡에 있어서도 t 期和 $(t+1)$ 期の 기술적 효율성 수준은 결국 각 시점에서 공장들의 생산성 분포가 얼마만큼 非對稱的이며 이에 따라 추정된 $\hat{\sigma}_u$ 와 $\hat{\sigma}_v$ 의 값이 얼마인가에 달려 있다. 즉, 確率的 生産境界($\ln[f(x)]+v$)의 決定的 核(deterministic kernel)에 해당하는 $\ln[f(x)]$ 가 시간변화에 따라 증가 혹은 감소하는 것은 經驗的 分布의 非對稱性이 그대로 유지되는 한 효율성 추정치에 영향을 미치지 않는다.

[圖 1] 回歸分析殘差的 經驗的 分布와 技術的 效率性的 推定值



[圖 1]에서는 t 期和 $(t+1)$ 기에 있어서 回歸分析殘差(regression residuals)의 經驗적 分布를 나타내고 있다. 분석의 편의상 u 와 v 에 대한 劉承兌·李仁燦(1990)의 가정을 참작하여 生産境界를 중심으로 마이너스의 歪度를 갖는 單峰分布(unimodal distribution)를 상정한다³⁶⁾. A의 분포를 t 期, B 혹은 C의 분포를 $(t+1)$ 기에 각각 해당한다고 할 때 $(t+1)$ 期の 분포가 실선인 경우와 같이 그 형태를 그대로 유지하는 한 t 期の 효율성 추정치(EFF_t)와 $(t+1)$ 期の 추정치(EFF_{t+1})는 동일한 값을 갖게 된다. 그러나 $(t+1)$ 期の 분

포가 點線의 경우와 같이 나타날 경우 歪度의 차이에 따라 EFF_{t+1} 이 EFF_t 보다 큰 값을 갖는다. 이는 生産境界의 증감에 관계없이 성립할 것이며 $(t+1)$ 期の 生産境界가 下向移動할 경우에도 技術적 효율성이 증가하는 바람직하지 못한 결론에 도달하게 된다. 따라서 분포의 歪度나 非對稱性에만 의존하는 효율성의 추정치는 技術進步, 要素市場의 변화 등 실로 다양한 요인에 의한 生産境界의 움직임을 무시하기 때문에 어떤 의미에서는 靜態的 分析에만 적합한 개념이라고 볼 수 있다.

이상과 같은 效率性 尺度의 특성은 $\{EFF, ATI, \lambda, S\}$ 중 ATI 를 제외한 나머지에 대해서는 그대로 적용될 것이다. 그러나 ATI 의 경우에는 平均產出量을 고려하고 있기 때문에 生産境界가 시간이 지남에 따라 上向移動하면 技術적 효율성도 증가하는 것으로 나타난다³⁷⁾. 그러나 ATI 의 이러한 특성이 技術적 효율성의 動態的 安定性을 어느 정도 회복시키지는 미지수이다. <表 7>과 <表 8>은 ATI 에 대하여 <表 4>, <表 5>를 다시 계산한 결과인데 動態的 安定性은 여전히 약한 것

36) [圖 1]에서 수평축이 산출량을 표시하도록 함으로써 자연히 t 期和 $(t+1)$ 期の 분포가 그 위치를 달리할 것이다. 만약 回歸分析의 殘差(e_t)를 기준으로 한다면 이러한 生産境界의 移動을 표시할 수 없다.

37) 확률적 境界生産함수 " $\ln(y) = \ln[f(x)] + v - u$ "를 표본에 대하여 평균을 구하면 " $\overline{\ln(y)} = \overline{\ln[f(x)]} - \sigma_u \sqrt{\frac{2}{n}}$ "이다. 따라서 ATI 의 추정치 \widehat{ATI} 는 다음과 같다.

$$\widehat{ATI} = \frac{\sigma_u \sqrt{\frac{2}{n}}}{\overline{\ln[f(x)]}}$$

〈表 7〉 技術的 效率性的 動態的 安定性: ATI의 경우¹⁾

Spearman 相關係數									
78~79	79~80	80~81	81~82	82~83	83~84	84~85	85~86	86~87	87~88
0.079	0.337	0.156	0.346	0.262	0.410	0.397	0.390	0.401	0.338
0.462	0.001	0.153	0.0006	0.009	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0016
89	92	85	94	99	103	114	115	95	84

註: 1) 각 行은 〈表 4〉에서와 동일함.

〈表 8〉 MEAN벡터의 動態的 安定性: ATI의 경우

ATI78	ATI79	ATI80	ATI81	ATI82	ATI83	ATI84	ATI85	ATI86	ATI87	ATI88	NFYR
0.3984	0.6197	0.5661	0.6169	0.5656	0.5434	0.6883	0.6678	0.6354	0.6689	0.6101	0.4454
0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001
123	131	134	121	138	138	143	153	146	124	122	200

註: 1) 각 行은 〈表 4〉에서와 동일함.

으로 나타나지만 生産境界의 動態的 變化를 감안하기 때문에 상관계수가 〈表 4〉와 〈表 5〉의 경우보다 일관성있게 높게 나타난 사실에 주목한다. 〈表 7〉 및 〈表 8〉이 生産境界의 動態的 變化를 고려했음에도 불구하고 技術的 效率性的의 推定値는 여전히 상당한 不安定性을 나타내기 때문에 그만큼의 불안정성에 대한 설명은 연구과제로 남는다.

IV. 結論 및 向後課題

본 논문은 拙稿, 劉承燾·李仁燦(1990)에서 시도된 우리나라 製造業의 産業別 技術的 效率性的에 관한 연구를 토대로, 추정된 技術的 效

率性的의 産業間 隔差를 설명할 수 있는 經驗的 證據를 구하고 技術적 효율성의 추정치가 어느 정도의 動態的 安定性을 갖는가를 분석하고 있다. 먼저 技術적 효율성의 決定要因에 관한 回歸分析의 결과는 美國과 日本에 대한 유사한 연구와 비교해 볼 때 공통점과 차이점을 동시에 가지고 있다.

國際比較에서 발견되는 공통점은 技術的 效率性和 産業組織的 特性이 갖는 관계가 經濟規模나 發展段階의 차이에도 불구하고 「로버스트」性을 갖고 일반원칙을 支持하는 증거가 된다는 점에서 매우 중요한 발견이 아닐 수 없다. 이러한 공통점의 대표적인 사항으로는 生産規模, 生産의 特化度 등이 技術적 효율성에 대하여 갖는 뚜렷한 正의 효과, 資本-勞動比率의 차이와 같이 산업내 사업체들의 異質

성이 기술적 효율성에 대하여 갖는 負의 효과, 그리고 企業集中率이 線型보다는 二次型의 관계를 통하여 기술적 효율성과 뚜렷한 관계를 가짐으로써 기술적 효율성은 獨寡占도가 중간정도의 산업에서 가장 높게 나타난 점 등이라고 할 수 있다. 이러한 經驗的 證據는 각각의 설명변수에 대하여 여러 차원에서 제시된 假說을 뒷받침하고 있다.

그러나 우리나라의 경우 回歸分析結果는 상당한 차이점 또한 보여주고 있다. 첫째, 외국의 경우와는 달리 附加價值額보다는 總生産額을 기준으로 추정한 技術的 效率性이 諸假說이 주장하는 바에 보다 근접한 결과를 나타낸 점, 둘째 자본의 「빈티지」效果, 研究開發比重, 委託修理比重, 海外競爭의 도입 등의 경우 그 설명력이 매우 약한 결과를 나타낸 점 등이 중요한 차이점으로 지적된다. 그러나 차이점을 나타내는 설명변수의 경우는 변수의 측정과정에서 대부분 상당한 정도의 測定誤差가 발생할 수 있는 여지가 있었기 때문에 이

러한 결과가 우리나라 產業組織의 특수성에 대한 명백한 증거라고 받아들이기는 곤란하다.

技術的 效率性의 決定要因分析을 위한 回歸分析은 諸假說의 대부분이 외국의 既存文獻에 의존하기 때문에 우리나라의 產業組織에 고유한 假說을 발굴하고 검증하려는 노력이 부족하다는 비판을 면하기 어렵다. 이러한 비판은 물론 대단히 중요하며 特殊性을 부각시키려는 노력은 매우 유익할 것이나 우리나라의 特殊性이 과장될 필요는 없다고 판단된다. 본 논문에서 보았듯이 競爭條件, 異質性, 變化 및 革新, 多邊化·生産規模 등의 組織的 特性에 관한 假說들은 모두 우리나라에 대해서도 다소 내용을 달리하면서 적용될 수 있으며 假說의 시사점 또한 매우 중요한 것이다.

그럼에도 불구하고 본 논문에서 결여되었지만 고려되어야 할 特殊性이 있다면 그것은 무엇인가? 선진국의 경우와는 달리 高速成長過程에서 技術水準·經營形態 등에서 상당한 격차를 나타내는 事業體들이 동일한 산업에 속해 있다는 사실, 財閥(대규모기업집단)이 여러 산업에서 중요한 비중을 점유한다는 점, 기타 制度環境要因이 선진국과 상이하다는 점 등이 추가적으로 고려될 수 있을 것이다. 물론 이들 중 상당부분은 이미 본 논문의 分析結果와 중복될 것이나 제도환경의 차이는 우리나라의 경우 중요한 特殊性으로 부각될 수 있다³⁸⁾.

회귀분석의 결과는 劉承旻·李仁燦(1990)에서 유보되었던 효율성 척도간의 선택이라는 문제에 대한 事後的인 기준을 제공하고 있다. 즉, 附加價值額보다는 總生産額에 근거한 기술적 효율성이 보다 諸假說에 부합되며 λ, S

38) Lee(1986)는 制度環境의 차이와 관련하여 銀行의 長·短期貸出과 外國借款이 각 산업에 얼마만큼 배당되는가에 따라 技術的 效率性이 영향을 받을 수 있음을 보이고 있는데 이는 본 논문의 결과에 비추어 주목할 만한 사실이다. Lee에 따르면 우리나라에 있어서는 信用의 割當(credit rationing)이 중요한 市場歪曲要因인데 低利의 信用이 사업의 성공을 좌우할 만큼 중요하기 때문에 기업은 이를 확보하기 위한 競爭에 자원을 낭비하고 또한 이에 성공한 기업일수록 經營의 弛緩 등에 따른 X-非效率性이 커져서 기술적 非效率性을 초래함을 보이고 있다. 본 연구에서는 『企業經營分析』의 貸出 및 借款에 관한 통계를 KSIC 細細分類로 변환한 후 $EFF(GO)$ 및 $EFF(VA)$ 와의 回歸分析을 시도했으나 종속변수의 차이와 산업분류의 변환에서 발생한 測定誤差로 인하여 Lee의 假說을 뒷받침할 만한 증거를 찾지 못했다.

와 같이 간접적으로 기술적 효율성을 측정하는 것보다는 *EFF*, *ATI*와 같이 技術的(非)效率性으로서 보다 직접적인 의미를 갖는 效率性 尺度가 諸假說의 주장에 더욱 근접한 결과를 나타내는 것은 바람직한 결과이다.

본 논문에서는 또한 기술적 효율성의 추정치가 동태적으로 어느 정도 安定的인지에 대한 분석을 시도하였는데 분석결과에 따르면 기술적 효율성은 시간변화에 따라 상당한 不安定性을 나타내었다. 그러나 이 경우에도 {*EFF*, λ , *S*}와 같이 產出量-投入量의 공간에서 사업체들이 갖는 經驗的 分布의 歪度 혹은 非對稱性에만 의존하는 效率性 尺度보다는 時間變化에 따른 生産境界의 移動까지 고려하는 *ATI*의 경우 動態的 安定性이 다소 회복되는 결과를 보임으로써 기술적 효율성의 동태적인 분석을 위해서는 *ATI*와 같은 척도가 바람직하다는 결론을 유도하고 있다.

그러나 生産境界의 動態的 變化를 고려하는 경우에도 여전히 상당한 수준의 不安定性이 발견되기 때문에 技術的 效率性的 動態的 變化패턴을 설명하는 것은 未決課題로 남는다.

이 경우 安定性을 檢定하는 방법을 개선하여야 할 것이며 이와 동시에 관측된 사업체들의 經驗的 分布가 동태적으로 그 형태를 달리하는 현상을 설명할 수 있는 요인에 관한 이론적·경험적 연구가 필요하다. 물론 II章의 回歸分析에서 제시된 설명변수가 이러한 요인과 깊은 관련이 있을 것으로 판단된다.

마지막으로 언급되어야 할 점은 우리나라 製造業 중 본 논문의 標本에서 제외된 産業들이다. 이들은 주로 事業體數가 적고 企業集中率이 상당히 높은 산업들인데 제외된 124개의 산업들(전체 제조업의 31.9%)이 전체 제조업에서 出荷額基準으로 20.8%, 附加價值額基準으로 19.5%, 雇傭基準으로 5.9%를 차지한 점으로 미루어 본 논문의 결론이 우리나라 製造業에 대하여 상당한 타당성을 유지할 것으로 기대된다. 그러나 標本에서 제외된 산업들은 대부분 企業集中率이 높고 資本集約的인 産業이라는 특징을 갖는만큼 이 산업들에 관한 별도의 분석 또한 중요한 研究課題가 될 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

經濟企劃院, 『韓國標準産業分類』, 1984.
 金光錫·洪性德, 『名目 및 實效保護率 構造의 長期的 變化』, 研究調查報告 第82-02卷, 韓國開發研究院, 1982.
 劉承旻, 「貿易과 産業組織의 連繫性에 관한 考察」, 『韓國開發研究』, 第10卷 3號, 1988, pp. 65~94.
 劉承旻·李仁燦, 「韓國製造業의 技術的 效率性: 産業別 技術的 效率性的 推定」, 『韓

國開發研究』, 第12卷 2號, 1990, pp. 51~79.
 李奎億·李在亨·金周勳, 『市場과 市場構造』, 研究調查報告 第82-06卷, 韓國開發研究院, 1984.
 植草益·鳥居昭夫, 「日本の製造業における技術非效率水準の決定要因」, 經濟政策學會 關東部會報告要旨, 1987.
 Caves, Richard E. and David Barton, *Effi-*

- ciency in U.S. Manufacturing Industries*, The MIT Press, 1990.
- Farrell, M.J., "The Measurement of Productive Efficiency," *Journal of the Royal Statistical Society*, 120, Part 3, 1957, pp. 253~282.
- Harberger, Arnold C., "Monopoly and Resource Allocation," *American Economic Review*, 44, 1954, pp.77~89.
- Leibenstein, Harvey, "Allocative Efficiency vs. X-Efficiency," *American Economic Review*, 56, 1966, pp.385~415.
- , "Competition and X-efficiency : Reply," *Journal of Political Economy*, 81, 1973, pp.763~777.
- Lee, Jaymin, "Market Performance in an Open Developing Economy : Technical and Allocative Efficiencies of Korean Industries," *Journal of Industrial Economics*, 35, 1986, pp. 81~96.
- Siegfried, John J. and Edwin H. Wheeler, "Cost Efficiency and Monopoly Power : A Survey," *Quarterly Review of Economics and Business*, 21, 1981, pp.25~46.
- Torii, Akio, "Technical Efficiency in Japanese Industries," A Paper Presented at the International Conference on Technical Efficiency, Harvard University, September 6-8, 1990.
- Yoo, Seong Min, "Technical Efficiency in Korea's Manufacturing Industries," A Paper Presented at the International Conference on Technical Efficiency, Harvard University, Sep. 6-8, 1990a.
- , "Changes Over Time in the Technical Efficiency of Korea's Manufacturing Industries, 1978~87 : Exploratory Analyses," A Paper Presented at the International Conference on Technical Efficiency, Harvard University, September 6-8, 1990b.

〈附表 1〉 標本統計의 編輯¹⁾

	原資料	編輯基準의 적용후	“事業體數<15” 적용후
1978	29,864(389)	24,417(367)	23,657(252)
1979	31,804(389)	27,379(375)	26,460(248)
1980	30,823(389)	19,268(369)	18,304(232)
1981	33,431(392)	27,915(382)	27,087(266)
1982	36,799(393)	29,933(379)	29,071(263)
1983	39,243(507)	31,544(484)	30,376(321)
1984	41,549(506)	33,759(488)	32,714(341)
1985	44,039(506)	35,280(488)	34,230(341)
1986	50,063(512)	39,554(489)	38,516(348)
1987	54,389(512)	42,960(491)	42,012(362)
1988	59,928(512)	47,395(498)	46,446(373)

註: 1) 첫번째 숫자는 事業體數를, ()안의 숫자는 産業數를 나타냄. “事業體數”는 편집기준 적용후 각 산업에 남은 事業體數임.

〈附表 2〉 年度別 EFF의 基本統計值

	産業數 ¹⁾	平均	標準偏差	最小값	中央값	最大값
1978	123	0.731	0.114	0.463	0.743	0.959
1979	131	0.701	0.109	0.373	0.703	0.947
1980	134	0.702	0.123	0.377	0.719	0.958
1981	121	0.716	0.139	0.377	0.742	0.961
1982	138	0.727	0.117	0.434	0.735	0.963
1983	138	0.722	0.122	0.370	0.741	0.963
1984	143	0.700	0.114	0.429	0.709	0.962
1985	153	0.703	0.118	0.411	0.697	0.943
1986	146	0.699	0.126	0.385	0.713	0.939
1987	124	0.723	0.123	0.460	0.729	0.903
1988	122	0.716	0.122	0.365	0.733	0.937

註: 1) “産業數”에는 I型失敗産業이 제외되었음.