

産業集中의 統計的分析에 관한 比較研究*

—P.E. Hart - S.J. Prais와 N.R. Collins - L.E. Preston
의 統計的分析을 중심으로—

金 正 年

<目 次>	
<p>I. 序論—産業集中의 經濟學的 側面</p> <p>1. 産業集中의 一般理論</p> <p>2. V.R. Fuchs의 經濟力集中局面의 實證的研究</p> <p> 1) 假說設定</p> <p> 2) 計測結果</p> <p>II. P.E. Hart-S.J. Prais의 産業集中의 統計的假說檢定</p> <p>1. Hart-Prais의 企業集中의 測定方法</p> <p>2. log-normal hypothesis의 實證的檢定</p> <p>3. 計測結果(1885—1950)</p> <p>4. 結 語</p>	<p>III. S. Hymer-P. Pashigian의 産業集中의 假說檢定</p> <p>1. Simon-Bonini 假說과 Hart-Prais 假說檢定</p> <p>2. 計測結果</p> <p>3. 結 語</p> <p>IV. N.R. Collins-L.E. Preston의 産業集中分析</p> <p>1. 産業集中과 規模變化의 實證分析</p> <p>2. 集中度와 price-cost margin의 關聯性(先行者研究)</p> <p>3. 集中度와 price-cost margin의 關聯度의 統計的分析</p> <p>結 論</p>

I. 序 論——産業集中의 經濟學的 側面

1. 産業集中의 一般理論

産業의 高度化에 따르는 生産 및 資本의 集中傾向은 大規模의 企業群을 形成하며 이로 인하여 一國의 産業 또는 市場은 少數의 大規模企業群에 의하여 所有 支配되기 마련이다. 이러한 現象은 一般的으로 價格機構를 중심으로한 市場機構——市場機構를 통한 價格, 利潤, 產出量——또는 競爭機能 및 競爭作用(competitive interaction)에 대하여 하나의 커다란 위협으로 나타날 것이다.⁽¹⁾

이 例로서 管理價格制를 들수있고 또한 競爭的位置에 놓여있는 企業間的 갈등形成은 集

* 이 論文은 1969年度 省谷學術文化財團의 研究補助費에 의하여 作成되었음.

(1) N.R. Collins and L.E. Preston, "Concentration and Price-Cost Margins in Food Manufacturing Industries." *Journal of Industrial Economics*, vol. XIV. No 3. July, 1966. P.226.

中規模에 의하여 이루어지고 있다. ⁽²⁾ 한편 集中은 生産規模와 經營規模를 의미하므로 「規模經濟」(economy of scale)에 의한 資源의 合理的 또는 能率의 利用이 可能하며 産業效率의 向上을 가져올 것이다. 따라서 獨占의 大企業群의 巨大한 經濟力과 安定된 地位는 技術進步에 有利한 條件을 形成하게 될 것이다. 그러나 集中에 의하여 얻을수있는 有利한 條件이란 것은 「有效競爭」을 前提로 하지 않는한 公共의 利益에 부합된다고는 말할수없다. ⁽³⁾

이 經濟力集中의 정도는 「所有 또는 支配의 主體로서의 經濟單位數와 이들 各單位間의 所有 또는 支配對象인 經濟的 資源, 經濟活動의 總量의 分配 즉 各經濟單位의 相對的規模」의 두 가지 要因에 의하여 決定된다. 經濟單位란것은 所有 및 支配形態의 單位이므로 이를 産業組織의 基本的 構成單位인 企業에 관련 시켜서 集中의 정도를 본다면 企業數, 企業의 所有인 經濟的資源 또는 支配하는 經濟活動量, 企業間의 結合關係등의 세 가지 要因에 의하여 規定된다고 할수있는 것이다. 즉 集中의 정도는 ① 企業數가 少數일수록 ② 相對的規模의 隔差가 클수록 ③ 上位企業群중심의 企業結合關係가 擴大할수록 높아진다. ⁽⁴⁾

그런데 經濟力의 集中은 그 對象이 되는 經濟的資源 또는 經濟活動에 의하여 몇가지의 形態로 나눌수 있다. 즉 競爭과의 關係에 重點을 둘경우에는 「一般集中」과 「市場集中」으로 나눌수 있다. 후자는 特定の 市場을 對象범위로한 競爭關係에 놓여있는 企業間의 集中이며 전자는 競爭關係에 限定되지않고 産業全體 또는 製造業全體 産業活動의 全域에 걸친 集中이다. 이 經濟力의 集中過程은 企業의 不均等成長過程이므로 企業成長에는 주로 세가지의 局面이 포함 되어있다. 첫째는 生産規模(工場規模)의 擴大이며 둘째는 經營規模(企業規模)의 擴大, 셋째는 資本의 支配의 擴大이다. 이들 세가지의 局面은 반드시 一定한 時間的順序에 따라 일어나는 것이 아니며 때로는 그 順序의 前後가 바뀌거나 또는 2個이상의 局面이 平行的으로 展開될 경우도 있다. ⁽⁵⁾

한편 市場機構는 傳統的인 價格理論에 있어서 하나의 戰略的인 役割을 담당하고 있다. 즉 價格 및 費用, 產出量의 水準과 利潤에 관한 假說的인 企業行動은 企業을 運營하는 市場內部的 機構를 묘사하는 것을 포함한 어느 一定한 條件下의 推論에 立却하여서 만이 說明 또는 豫測가능할 것이다. 이 理論的인 器具는 購買者行動, 販賣者의 動機와 企業의 內

(2) N.R. Collins and L.E. Preston, *Concentration and Price-Cost Margins in Manufacturing Industries*, 1968, pp. 1-4. J.S. Bain, *Industrial Organization*. 1959, pp. 27-28. 丁炳然 敎수, 「産業集中에 관한 基礎的研究」, 서울大學校 商科大學 韓國經濟研究所 「經濟論集」, 1970. 3. pp. 1~2.

(3) 日本公正取引委員會編 「日本の 産業集中」, 1964, pp. 5-6.

(4) 日本公正取引委員會編 「前掲書」, P. 6.

(5) 日本公正取引委員會編 「前掲書」, pp. 6~7.

部組織, 生産技術에 관한 一定한 基本的인 嚴密한 假定을 유도 한다. (6) 그러므로 機構와 成果(performance)는 多元的側面의 概念을 갖고 있다고 볼 수 있다. 이 基本的인 市場機構의 形態는 購買者 및 販賣者의 數와 相對的인 分配規模, 參入條件, 生産隔差의 정도, 地理的인 市場機構, 長短期의 生産費條件등을 의미한다. 따라서 成果의 側面은 生産效果, 產出量의 水準 및 成長率, 價格·費用의 關聯性, 利潤率, 技術變化의 速度 및 特性, 資源保存등을 의미한다. 그러므로 理論的인 主張과 經驗的인 檢證은 이들 變數의 複合에서 變化의 可能한 關聯性을 說明할 수 있는 證據로서 될수있다. (7)

여기서 論議되는 市場의 販賣側面에서의 集中問題 즉 諸般의 活動——販賣, 雇傭能力——에서의 最大企業의 百分比率은 事實상 重要한 構造變數(structural variables)의 하나이다. 이 變數의 豫測上의 重要性에 관한 檢證 그것이 現在상태에서 市場의 關聯性의 知識을 正當化 할수있는 것이다. 첫째 集中資料가 豫測上 또는 說明上의 重要性을 가졌다는 假定 즉 實質費用과 勞力을 正當化 하는데 필요한 假定이다. 이것은 단순히 市場의 關聯性에 대한 知識을 얻는데 요청되는 假定이므로 經驗的인 實驗을 요구한다. 둘째 이 集中資料는 一般的으로 利用可能한 產業構造의 指標이다. 셋째 理論的인 論議에 있어서도 集中度는 oligopoly의 程度, 最大의 oligopoly(少數販賣獨占)의 程度와 이들의 容易性 그리고 엄밀한 市場成果등이 獨占解消(monopoly solution)에 필요한 oligopoly의 程度의 代理的 役割을 담당한다. (8)

T. Scitovsky 교수는 集中度의 測定은 oligopoly에 대한 程度의 直接的인 測定에 注意하여 한 parameter 指數로서 競爭者數와 分布規模를 표시하여야 한다고 指摘하였다. 따라서 이 oligopolist 들의 行動이 限界生産費이상의 價格水準에서 販賣하고 또한 限界價値이하의 價格水準에서 購買할 경우에 있어서의 그 相對價格은 相對的稀少性(relative scarcities)의 指數와 相對的需要指數만으로서는 不確實하게 된다. 그러므로 이경우에의 政策은 市場價格에 의하여 관리되는 生産者側에서는 事實상 社會的으로 원치 않은 決定을 斷行하게 될 것이다.

이와같이 販賣者集中과 市場成果의 特殊한 指標間에는 상당한 거리를 가지고 있다. 그러나 一般的으로 理論 및 經驗的인 作業은 이들의 關聯性을 明確히 규정하여야 한다. 이 販賣者集中의 指數가 有益한 指標라는 것과 같이 可變費用에 대한 價格比率로서 直接的인

(6) N.R. Collins and L.E. Preston, *Concentration and Price-Cost Margins in Manufacturing Industries*, 1968, P. 3.

(7) N.R. Collins and L.E. Preston. *op. cit.*, 1968, P. 4.

(8) N.R. Collins and L.E. Preston. *op. cit.*, 1968, P. 6.

로 産業間의 隔差(inter industry differences)에 關聯 되는 細部的인 假說을 實驗하기 위하여 選定되어야 할 것이다. 이들의 分析論理는 다음과 같다.

(1) 理論的으로 企業의 生産費構造와 市場需要가 一定하다면 競爭狀態(多數販賣者, 自由參入)에 비하여 獨占狀態(單一販賣者)의 條件下에서 價格은 더욱 높은 水準을 유지하며 또한 price-cost margin은 가장 높아진다. 만일 總費用은 正常利潤을 포함한 것으로 定義한다면 單一企業의 獨占에서 生産費와 需要條件에 의하여 決定되는 競爭企業에 대한 最小單位價値를 유지하기 위한 revenue-cost ratio와 上限에 도달하기 위한 revenue-cost ratio를 가질 수 있을 것이다. 그리고 直接 또는 現存費用이 포함되어 있다면 最小比率는 資本의 正常利潤을 가져오는데 필요한 gross margin이라고 할수있다.

(2) revenue-cost ratio를 利用하는데 있어서는 獨占 혹은 競爭의 理論的인 兩極端에 대하여 엄밀한 産業成果(industry performance)의 指標로서의 이용가능한 資料에서 計測하여야 한다. 즉 여기서 두 가지의 重要한 條件을 고려하지 않으면 안된다.

㉑ 資本費用은 現存費用으로서 고려하여야하며 또한 平均可變費用은 定數로서 假定하지 않으면 안된다. 이 平均可變費用은 各産業에서 限界費用과 같아야 한다. 따라서 利用 가능한 大規模의 cross-section 데이터는 産業全體의 現存資本이 아니고 現存費用을 포함 한다. revenue-cost ratio는 純額表示보다도 總額表示의 profit margin에 영향을 주며 平均可變費用에 대한 價格比率에 가까운 데이터에서 計算된다. 그리고 同一한 gross margin은 産業間의 費用構造가 다르므로 各各 다른 price-marginal cost와 profit-capital의 關聯性에 관계될 것이다. 만일 資本收益率(rates of return on capital)이 各 産業間에 동일하다면 現存費用에 대한 利潤比率는 資本集約的인 産業에서 더욱 높을 것이다. 사실은 資本需要(capital requirements)의 差異性이 短期間의 産業構造와 price-cost margin間的 關聯性에 대한 認定과는 별다른 관계가 없다는것을 強調할수 있을것이다. 높은 資本需要가 短期的으로 높은 利潤 margin을 가져오는 原因은 되지않는다. 그러므로 多數産業의 現存 price-cost margin의 差異는 長期的으로 使用되는 資本에 대한 正常利潤과 같다는 認識을 가져야한다. 이들의 分析에서는 産業間의 資本需要의 差異性을 고려하고있다.⁽⁹⁾

㉒ 最終市場需要의 彈力性은 어떠한 경우에서도 同等하지 않으면 안된다. 즉 企業의 需要彈力性과 集中指數間的 關聯性은 同等해야 한다. 獨占狀態의 價格에 대한 限界費用의 比率는 곧 需要彈力性函數(function of the elasticity of demand)로서 표시할 수있다. 이것은 水平에 가까운 平均可變(限界)費用函數(horizontal average variable marginal-cost function)

(9) N.R. Collins and L.E. Preston, *op. cit.*, 1968, P.9.

에 대하여 市場需要의 彈力性を 더욱 크게 하며 價格과 平均可變費用間의 百分比 margin을 더욱 적게 한다는 것을 의미한다(따라서 總可變費用에 대한 總收益比率를 적게 한다). 이와같이 最終需要의 彈力性の 差異에 의하여 相異한 price-cost ratio를 갖고있는 두 個의 獨占産業을 볼 수 있다. 이 複雜性を 피하기 위하여 적절한 범위내에서 産業需要函數는 平等한 彈力性を 가진다고 假定한다. 만일 이것이 사실이라면 一定한 費用構造에서 높은 收益·費用比率를 가진 産業은 가장 낮은 比率를 갖고있는 産業 보다도 더욱 細密한 獨占成果의 效果를 기대 할수있을 것이다. A. P. Lerner 교수는 獨占度의 指數를 數式化하는데 이 개념을 이용하였다.

$$\frac{\text{價格} - \text{限界費用}}{\text{價格}}$$

그러나 Lerner 교수는 관찰한 市場條件과 「獨占」 市場成果間의 關係에 대한 經驗的인 檢定에 있어서는 이 指數를 사용하지 않았다. 또한 그는 價格에 의한 獨占의 impact의 指標를 要約하는데에서 이를 確證하였다.⁽¹⁰⁾

主要産業競爭에 두고있는 이 分析은 需要條件이 個個의 産業間에 本質的인 差異가 없다는 假定의 基本的인 것을 證明하려고 한데 있다.

(3) 一定한 假定아래서의 産業成果는 競爭의 正常利潤의 極端에서 獨占利潤의 규모에 따라서 分類된다. 그러므로 産業構造는 少數企業獨占에서 多數者競爭(large numbers competition)으로 동일한 규모에 따라서 分類된 것이다. 그러한 분류에 관한 한가지의 근거는 全産業活動에서 數個의 最大企業單位の 分配를 표시하는 集中指數이다. 이 集中資料의 重大한 結합은 外國競爭力과 그 重要性에 영향을 미치는데 있다고 할 수 있다.

(4) 이러한 主張의 最終的인 要因은 集中, 生産費와 收益性이 計測되는 범위내의 産業 혹은 市場分類에 관계된다. 經濟現象의 범주 특히 市場競爭을 취급하는 데이터는 단순한 작업은 아니다. 그러므로 統計的인 레포트는 相互完全하고 獨特한 범주에서 이루어진 分類體制를 요구할 것이다.

(5) 이들 研究의 實驗에서 얻은 假定을 要約하면 다음과 같다. 收益과 生産費의 關係에서 본 産業間의 隔差는 資本需要의 隔差와 地域對 國內市場의 相對的인 重要性을 고려할 경우의 集中指數에 영향을 미치는 것과 같이 積極的으로 oligopoly도와 관련된다. 이와 같이 모든 産業活動에서 少數大企業의 分配는 理論的인 獨占狀態와 관련되는 市場의

(10) A.P. Lerner, "The Concept of Monopoly and Measurement of Monopoly Power," *Review of Economic Studies*, vol. 1. Nos. 1-3 (1933-34), pp. 157-175., N.R. Collins and L.E. Preston, *op. cit.*, 1968 P. 18.

收益費用의 結果에 대한 엄밀한 豫言者라고 할수있다. ⁽¹¹⁾

2. V.R. Fuchs의 經濟力集中局面의 實證的研究

1) 假說設定

이와같은 經濟力集中의 局面에 대하여 V.R. Fuchs교수는 製造工業의 產出量은 세 가지의 다른 形式에서 生産된다고 指摘하고 있다.

A型; Single-Unit Industry——다른 企業을 運營하지 않는 會社가 所有하고 있는 工場.

B型; Multi-Unit Single-Industry——동일한 產業에 종사하고있는 2個이상의 工場을 運營하는 會社가 所有하고있는 工場, 즉 이것은 「水平的 統合」(horizontal integration) 또는 chain形態의 運營을 反映하다.

C型; Multi-Unit Multi-Industry——2個 이상의 產業에 關與하면서 2個 이상의 工場을 運營하는 會社가 所有하고 있는 工場, 즉 이것은 「垂直的·混合的統合」(vertical or conglomerate integration) 또는 「多角的形態」(diversified type)의 運營을 의미한다. ⁽¹²⁾

이러한 分類에 의하여 製造業에서 다음과 같은 두 가지의 側面을 檢討 하였다. 첫째는 다른 組織形態間의 규모와 運用特性間에 어떠한 體系的인 隔差가 存在한다는 것을 알 수 있다. 즉 典型的인 製造業에 있어서의 多角的인 會社에 의하여 所有되는 工場은 B型の 工場에 비하여 一般의으로 規模의 擴大와 보다 높은 從業員 1人當의 附加價值및 給料 1人當의 附加價值를 나타낸다. 따라서 B型和 A型的 關係도 同一한 것이다. ⁽¹³⁾ 그러므로 經營의 多角化 또는 混合化는 企業規模의 經濟성과 經濟의 安定성을 더욱 促進 시킬뿐 아니라 統合 企業의 經濟力을 강화함으로써 非統合企業과의 規模의 隔差를 더욱 擴大시켜 결국 競爭에 대하여 커다란 영향력을 가질 것이다. 이 多角的企業이 지니고 있는 市場支配力을 「混合的市場力」(conglomerate market power)이라고 규정한다. ⁽¹⁴⁾ 둘째, 諸般產業間의 收益率에 대한 隔差는 어떤 產業의 產出量이 위에서 본 3가지 形態의 工場에 의하여 說明되는 가의 정도에 따라서 豫測 할수있다는 假說을 검토한다. 다른 與件이 同一하다는 假定아래서 B와 C型的 multi-unit 工場에서 生産되는 總產出量의 比重이 single-unit 工場에서 生産 되는 것보다 크면 클수록 收益率은 더욱 增加할 것이다. ⁽¹⁵⁾

(11) N.R. Collins and L.E. Preston, *op. cit.*, 1968, pp. 12-13.

(12) V.R. Fuchs, "Integration, Concentration, and Profits in Manufacturing Industries," *Quarterly Journal of Economics*, LXXV. May 1961, P. 278.

(13) V.R. Fuchs, *op. cit.*, P.278.

(14) 丁炳然 敎수, 「前揭論文」, P.3.

(15) V.R. Fuchs, *op. cit.*, pp. 278-279.

이것은 multi-unit의 규모가 single-unit의 그것에 비하여 크므로 從業員當 附加價値나 給料當 附加價値도 크다고 볼수있다. 따라서 從業員·給料當附加價値가 높다는것은 効率이 더욱 크다는 사실을 의미하므로 이 사실은 multi-unit와 multi-industry operations의 特徵을 나타낸다고 할수있다. 그 理由는 單一工場 또는 單一産業의 限界를 넘어서 成長하려는 企業은 더욱 効率性을 지닌 企業이라고 볼 수 있기 때문이다.⁽¹⁶⁾

이와같은 結果는 한편 multi-unit와 multi-industry 企業들에 의하여 더욱 集約的인 資本利用이 可能하다는 一般的인 假定과 一致된다. 그와같은 企業들은 그들의 규모나 또는 多角化의 理由로서 그들의 競爭者인 single-unit 企業들 보다 더 有利한 條件에서 資本을 유지 할수 있을 것이다. 만일 資本費用面에서 multi-unit 企業을 덜 희생 시킨다면 더욱 資本使用的인것으로 될것이다. 이 見解는 특히 資本 획득의 문제를 고려 한다면 非公式的이나 마 오히려 multi-unit나 multi-industry 企業으로 轉換하는 것이 有利하다고 볼수있다. 그리고 統合된 會社에 속해있는 工場들의 높은 附加價値와 給料間의 利得은 더욱 높은 利潤率을 반영할줄 모른다. 이 餘分의 利潤은 規模 經濟性의 結果로서 나타날지 모르며 또는 이 利潤은 大企業들의 契約力(bargaining power)에 基因되는 것일지도 모를것이다.⁽¹⁷⁾

여기서 V.R. Fuchs 교수는 multi-unit 企業(B와 C型)에 의하여 說明되는 어떤 産業의 附加價値의 百分率은 參入障壁度(difficulty of entry)를 測定하는데 있어서 有益한 方法이라고 指摘하고 있다. 만일 이 附加價値의 百分率로서 參入障壁度を 代表할수있다면 이 百分率은 「所有權의 集中」(concentration of ownership)과 「産業의 利潤率」(industry rates of profit)등을 豫測하는데 重要한 역할을 담당할수 있어야 할 것이다. 즉 參入하기 쉬운 産業에서는 낮은 集中比率과 낮은 利潤이 있는 反面에 參入하기 어려운 産業에서는 높은 集中率과 높은 利潤이 있어야 할것이다.⁽¹⁸⁾

2) 計測結果

위의 假說을 檢定하기 위하여 Fuchs 교수는 38個産業에 대하여 6個의 變數를 利用하여 分析하였다.

[Notations]

(16) "According to this view, there are no inherent advantages in being a multi-unit or multi-industry firm, but those firms that have superior management will tend to expand into these categories." V.R. Fuchs, *op. cit.*, P. 283.

(17) V.R. Fuchs, *op. cit.*, pp. 282-283.

(18) V.R. Fuchs. *op. cit.*, P.285.

X₁.....rate of return on corporate assets(法人資産의 收益率; 1953~54年平均). 이 比率의 分子와 分母는 다음과 같다.

* 分子=(税金+支給利子)- 他法人體로부터 受授한 配當金の 95%
=corporate net income

* 分母=total corporate assets(帳簿價格)- 法人體에의 投資.

X₂.....concentration of ownership(所有權의 集中; 1945年). 이 測定値는 38個産業을 포함한 four-digit 産業의 附加價値에 의한 集中率의 平均値이다.

X₃.....multi-unit 企業에 의하여 說明되는 附加價値率(B와 C型이 結合된 產出量; 1954年)

X₄.....各型的 企業에 대하여 附加價値의 가장 큰 百分率을 說明해 주는 平均企業體當附加價値; 1954年.

X₅.....分散係數(coeffcient of scatter). 附加價値의 75%를 說明하는데 필요한 最小限의 州數이다. 1954年.

X₆.....成長率; 1947~54年. 1947年度를 基準 100으로한 1954年度의 物的產出量의 指數이다.

위의 假說에 의하여 相關係數는 다음과 같다.⁽¹⁹⁾ 그러나 이와같은 所有權의 構造와 multi-unit 企業間의 밀접한 對應關係는 美國의 産業集中이 競爭의인 構造를 감소 시킬 수 있을 정도로 비대해진 單一工場에서 볼 수 있는 規模經濟에 基因한것은 아닐것이다. 이것은 一般的으로 單一企業에로의 統合에 基因한다는 사실을 반영하고 있다. 또한 産業의 參入障壁을 나타낸다고 볼수있는 다른 變數는 工場規模(size of plant)이다. 다른 與件이 동일하다면 一般的으로 小規模의 産業에의 進入에 비하여 工場규모가 큰 産業에의 參入이 더욱 어려울 것이다. Fuchs 교수는 各産業의 平均企業當 平均附加價値를 이용하여 集中度를 豫測하는데 하나의 分離된 獨立變數로서 도입하여 最小自乘法에 의하여 linear equation을 適用시켰다. 이 變數도 集中度와 有意的인 關聯性을 가지고 있으나 multi-unit 企業의 比率이 더욱 중요하다는 結果가 나타났다.

$$X_2=0.246+0.475X_3+0.00131X_4$$

標準誤差; (0.119), (0.00044)

beta 係數; [+0.522], [+0.380]

N=38.

(19) *op. cit.*, 285-286.

r₂₃ 0.802

r₂₃ 0.904(紡績, 펄프, 製藥, 合板 및 시멘트 除外).

$$R_{2.34}=0.86$$

사실상 어느 産業의 所有權의 集中과 그 産業의 收益率間에는 중요한 관계가 있으리라는 것은 기대할 수 있으나 實際的인 研究에 의하면 거의 무시할 정도인 $r_{12}=0.284$ 로 나타났다. (20) 産業의 地理의 分布에 대한 한가지 單純한 測定手段으로서는 産業의 附加價値의 75%를 說明하는데 필요한 州의 數이며 이의 測定量을 分散係數(coefficient of scatter)라고 規定하고있다. 즉 어느 주어진 水準의 集中에 대하여 地域의 市場에서 所有權의 集中과 分散係數間에는 正의 相關關係를 나타낸다. 分散을 고려한 收益率과 集中間의 相關係數는 $r_{12.5}=0.420$ 이며 重相關係數 $R_{1.125}=0.493$ 으로 測定되었다. 한편 收益率을 豫測하는데는 集中率대신에 參入障壁에 대한 測定値를 利用할 수 있다. 收益率과 multi-unit企業들에 의하여 說明되는 附加價値比率間의 相關關係가 실제로 收益率과 集中間의 相關關係보다도 더욱 높게 나타나며 또한 前者는 地理的 分散이 分離變數로서 도입되면 더욱 높다는 사실을 알수있다. 즉 이들의 相關係數는 $r_{13}=0.406$, $r_{13.5}=0.465$, $R_{1.35}=0.529$ 와 같다. (21)

成長을 고려한 回歸方程式은 重相關係數 $R=0.613$ 이며 收益率과 multi-unit 比率, 分散係數 및 成長率間에는 5% 水準의 有意성을 갖고있다. 특히 이들의 3個의 變數중에서도 multiunit의 比率가 가장 有意의이며 1%水準의 有意성을 갖고있다. 이

$$X_1 = -2.175 + 0.0442X_3 + 0.188X_5 + 0.0242X_6$$

(0.0159) (0.085) (0.0104)

[+0.382] [+0.300] [+0.318]

의 關係를 方程式에서 計測한 收益率과 실제 관찰한 收益率間의 散布圖를 보면 紡織, 衣裳, 皮革産業에서 관찰된 收益率이 더욱 높게 나타난다. 이러한 偏差는 一般的으로 收益率에 대한 景氣循環의 影響을 받기 때문이라고 볼수있을 것이다. (22)

사실상 이와같은 문제에 관련된 景氣變動은 現實的으로 중요한 역할을 한다. 즉 V.R. Fuchs의 研究結果에 의하면 1954年은 온화한 景氣後退期이므로 景氣變動에 민감한 耐久財産業은 비교적 좋은 收益率을 나타냈다. 한편 景氣變動에 민감한 産業에서는 景氣變動의 全期間에 걸쳐서 관찰된 收益率은 더욱 높게 나타났다. 이러한 結果는 景氣變動時期의 不安定性에 대한 一種의 補償의 性格을 띠운 危險手當의 理由에서 나타난 것이라고 豫想할

(20) V.R. Fuchs, *op. cit.*, 287.
 (21) V.R. Fuchs, *op. cit.*, P.288.
 (22) V.R. Fuchs, *op. cit.*, pp. 288-289.

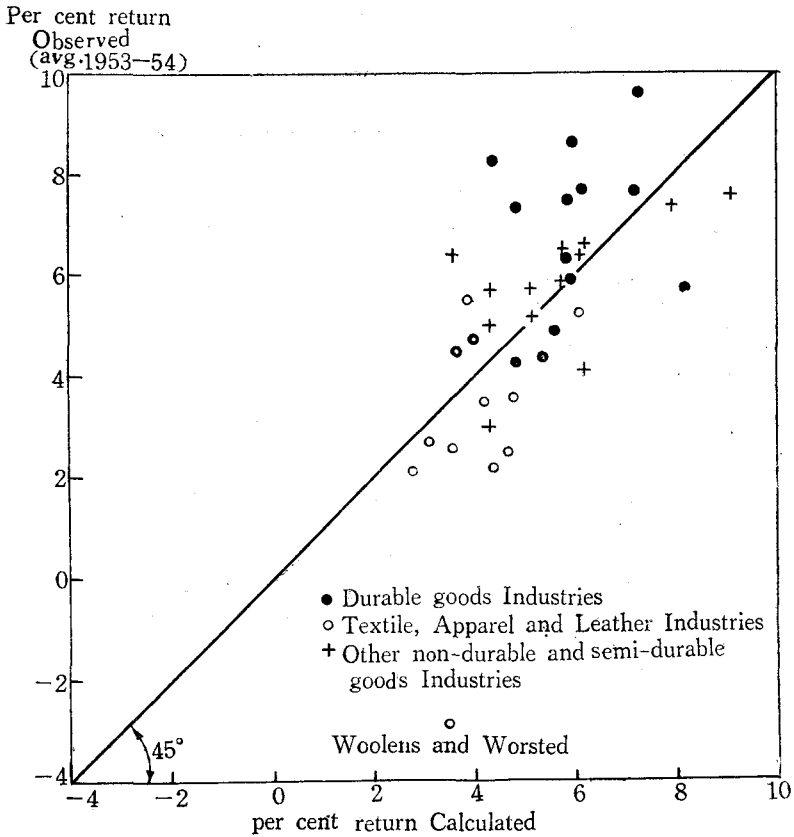


Figure I-I.

Source; V.R. Fuchs, "Integration, Concentration and Profits in Manufacturing Industries," *Quarterly Journal of Economics*, LXXV. May, 1961, P. 289.

수있다. (23) V.R. Fuchs 교수는 製造業內的 相異한 類型의 會社가 所有하는 工場間에는 企業體當 附加價値, 從業員當 附加價値, 給料當 附加價値와 從業員當 給料에 어떠한 規則的인 隔差가 존재한다고 지적하고있다. 따라서 multi-industry會社의 所有工場은 위에서 본 各 測定値는 동일한 産業에 종사하는 2個이상의 工場을 運營하는 會社所有의 工場에 비하여 더욱 큰 平均値를 갖고 있다고 指摘하였다. 이 사실은 single-unit工場 보다도 더욱 큰 값을 갖고 있다는 것을 의미한다. 이에 대한 說明은 相對的인 勞務費와 다른 類型의 企業에 대한 資本 또는 効率등의 差異에 의하여 選擇된 生産係數가 다르다는 사실에서 알 수 있을 것이다. 効率上의 差異는 規模經濟와 더욱 強力한 契約力 또는 有能한 企業의 擴張

(23) V.R. Fuchs, *op. cit.*, pp. 289-290.

의傾向을 반영하고 있을지도 모른다. 또한 어느 産業의 產出量이 multi-unit operation에 의하여 說明 되어지는 정도는 그 産業에서의 所有權의 集中을 豫測하는데 適合한 기초가 될 지도 모른다.

이러한 豫測에 있어서 代表的인 類型的인 工場규모를 고려할 수 있다면 正確性은 더욱 기대할 수 있을 것이다. 會社資産에 대한 收益率은 集中率과 매우 밀접한 關係는 없으나 그들의 相關關係는 그 産業의 地理的分散의 정도를 고려한다면 더욱 높아진다.⁽²⁴⁾ 또한 multi-unit 工場들에 의하여 說明되는 어느 産業의 附加價値는 收益率의 豫測에 있어서 所有權의 集中보다도 適合하다는 根據을 갖고 있다. 만일 다른 與件이 동일하다면 multi-unit의 百分比率이 높을수록 收益率은 높다. 즉 이變數는 産業에의 參入障壁度를 나타내며 收益率은 參入條件과 밀접한 關聯性을 가지고 있는 理由에서이다. 그러므로 Fuchs 교수의 이 multi-unit의 百分比率과 地理的分散 및 成長率을 利用한 回歸方程式에서 收益率을 豫測하는 것은 妥當性을 갖고있다고 할수있을 것이다. 그러나 耐久財産業에서 관찰된 收益率은 計測한 收益率보다 높았으며 紡織, 衣裳 및 皮革産業에서는 더욱 낮게 나타났다. 이와같은 差異를 가져온 主要한 原因은 收益率에 대한 景氣變動의 영향이나 또는 測定方法에 있어서의 統計的 偏奇性이란 커다란 問題點을 내포하고 있는것 같다.⁽²⁵⁾

II. P.E. Hart-S.J. Prais의 産業集中의 統計的假說檢定

P.E. Hart와 S.J. Prais교수는 獨占狀態의 變化에 대한 중요한 役割을 담당하는 하나의 測定可能한 指標로서 企業活動의 集中(concentration of business activity)을 統計學的인 側面에서 研究하였다. 이 研究의 目的은 時間에 의한 企業集中의 變化過程을 測定하고 이를 基本構成要因으로 分解하여 그 變化의 相對的重要性을 評價하려는데 두고 있다. 一般적으로 企業의 集中은 特殊産業이든 혹은 經濟全體이든 가장 큰 企業이 점하는 比重으로서의 集中比(concentration ratio)에 의하여 測定되고 있다. Hart와 Prais교수의 接近方法은 Berle와 Means(1952)에 의거하여 200個의 non-financial corporation이 全體의 non-financial corporation의 所得과 資産중에서 점하는 比率을 測定하였다.⁽²⁶⁾

Hart-Prais 교수의 主要研究內容을 보면 다음과 같다. 첫째 企業集中에 관한 測定問題이

(24) 이에 관하여는 Collins-Preston의 폭넓은 計測結果가 있다. N.R. Collins and L.E. Preston, *Concentration and Price-Cost Margins in Manufacturing Industries*, 1968, pp.51-96.

(25) V. R. Fuchs, *op. cit.*, pp. 295-291.

(26) P.E. Hart and S.J. Prais, "The Analysis of Business Concentration; A, Statistical Approach," *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 1956, P. 150.

다. 여기서는 度數分布의 分散에 의한 方法이 어느 의미에서는 獨占度를 分析할 경우에 利用되는 集中比 보다도 유리하다는 사실을 指摘하고있다. 둘째 企業集中의 變化를 測定함에 있어서 발생하는 統計資料에 대한 豫備의 檢定과 이의 評價問題이다. 따라서 log-normal hypothesis의 Lorenz Curves에 의하여 관찰된 몇가지의 特性을 解析함에 있어서 어떠한 도움을 주는가의 문제와 log-normality가 뜻하는 내용을 검토한다.⁽²⁷⁾ 産業의 集中變化는 部分的으로 새로운 企業의 出現, 낡은 企業群의 破産 및 消滅과 企業間의 合併등에 基因된다. 다른 한편으로는 利潤蓄積과 새로운 資本의 增資에 의한 現存企業들의 擴張에 基因된다는 것을 강조하고있다. 셋째는 위에서 논의된 主要要因에 대한 相對的인 量的重要性을 조사한다. 이것은 最終段階에 이르기까지 生存한 企業의 成長은 企業集中의 變化를 分析하는데 있어서 기초가 되는 parameter를 simple probability scheme에 의하여 說明할수있다. 이 計劃의 도움으로 規模分布에서본 企業의 變動은 企業集中의 時間에 따른 變化와 매우 밀접한 關聯性을 가지고 있다고 指摘하였다.⁽²⁸⁾

1. Hart-Prais의 企業集中의 測定方法

과거에 利用한 企業集中의 測定方法은 주로 2가지로 나눌수있다. 즉 어느 産業에서 一定한 數의 最大企業에 의하여 統制를 받는 總企業의 活動이 佔하는 比重에서 決定되는 測定方法과 다른 하나는 一定한 比率의 企業이 차지하는 比重에 의하여 決定되는 測定方法이다. 前者의 方法은 絶對集中比(absolute concentration ratio)이며 後者は 一定한 比率이내에 포함되는 가장 큰 企業에 기초를 두는 百分率集中比(percentage concentration ratio)이다. 이 두 가지의 測定方法은 그 研究對象인 産業의 總產出量에 관한 치밀한 知識을 필요로 한다. 따라서 百分率集中比의 方法은 一定한 比率이내의 範圍에 포함되는 最大企業數를 計算하는데 그 産業內의 總企業數에 관한 知識을 요구한다. 이와동일하게 어느 産業에 대한 獨占化傾向의 판단에 필요한 그 産業의 企業數의 變化에 대한 세밀한 知識이 있어야 한다.

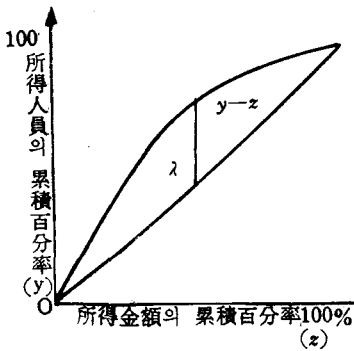
이 百分率集中比의 一般化는 Lorenz 曲線에 의하여 주어진다.⁽²⁹⁾ 즉 이 圖示는 어느 주어진 比率 만큼의 企業에 의하여 統制되는 總企業活動의 比率을 나타낸다. 가령 $x\%$ 이내의 範圍에 포함되는 最大企業이 總產出量의 $x\%$ 를 統制 할수있을경도로 Lorenz 曲線이 直線이라면 모든 企業은 규모가 同一하다고 말할수 있으며 그 産業은 완전히 分散되어있다

(27) W.G. Srepherd, "Trends of Concentration in American Manufacturing Industries, 1947-1958", *The Review of Economics and Statistics*, vol. XLVI. No.2, May 1964, P. 204.

(28) P.E. Hart and S.J. Prais, *op. cit.* 1956. pp. 150-151.

(29) 이것은 Lorenz 曲線을 의미한다. 均等線과 Lorenz曲線과의 거리는 $y-z$ 이며 이의 面積 λ 는 다

고 할수 있을 것이다. 그러므로 企業의 크기가 同一하지 않고 $x\%$ 이내의 範圍에 포함되는 가장 큰 企業은 總活動의 $x\%$ 이상을 統制할수있다는 것을 의미한다. 이와같이 企業의 규모分布상태를 파악하기 위한 集中의 尺度로서는 Gini 係數(對角線과 實線間的 面積)를 利用하는것이 타당할것이다. (30) 한편 百分率集中比 또는 Gini 係數와 비교하면 絶對集中比가 갖는 長點이 獨占行爲의 可能性(the likelihood of monopolistic practices)을 測定하는데 매우 適合한 情報를 제공해줄 것이다. 研究對象의 產業이 限定되어 있고 또한 단순한 少數企業으로서 構成되어있다면 그 產業의 性質은 最大企業과 3大企業의 支配下에 놓



음과 같다.

$$\lambda = \int_0^1 (y-z) dx = \int_0^1 y dx - \frac{1}{2} \dots \dots \dots (1)$$

Lorenz 曲線은 Pareto 法則과는 反對로 低額層에서 累積 ($\frac{N_x}{N_0}$ 는 所得 x 이상의 人員의 累積百分率, $\frac{S_x}{S_0}$ 는 所得 x 이상의 所得額의 百分率)이므로

$$\frac{x_0}{N_0} = 1-y, \quad \frac{S_x}{S_0} = 1-z$$

와 같다. 따라서 $(1-y) = (1-z)^{\frac{\alpha}{\alpha-1}}$ 는 Gini 法則에 따른다. 즉, Gini는 所得分布에 대하여 S 를 높은 所得層에서 累積한 $n\lambda$ 의 所得額이라고 하면

$$n = \frac{1}{c} S^\delta$$

$$\log n = \delta \log S - \log C, \quad (\text{단, } C, \delta \text{는 常數}) \dots \dots \dots (2)$$

의 法則에 따른다고 보았다. N 을 所得者의 總數, S 를 總所得額이라고 할 때.

$$\log N = \delta \log S - \log C \dots \dots \dots (3)$$

(2), (3)式의 差는 다음과 같다.

$$\log \frac{n}{N} = \delta \log \frac{S}{S}$$

$$\frac{n}{N} = \left(\frac{S}{S}\right)^\delta \dots \dots \dots (4)$$

그러므로 Pareto 係數 α 에 관하여서는

$$\frac{n}{N} = \left(\frac{S}{S}\right)^{\frac{\alpha}{\alpha-1}} \dots \dots \dots (5)$$

式이 成立하므로 Gini의 集中指數(δ)는 아래와 같다.

$$\delta = \frac{\alpha}{\alpha-1} \dots \dots \dots (6)$$

여기서 (5)式을 (1)式에 代入하면 아래式이 成立한다.

$$\begin{aligned} \lambda &= \int_0^1 \left\{ 1 - (1-z)^{\frac{\alpha}{\alpha-1}} - z \right\} dx \\ &= \frac{1}{2} - \frac{\alpha-1}{2\alpha-1} = \frac{1}{2(2\alpha-1)} \dots \dots \dots (7) \end{aligned}$$

이와같이 所得分布가 Gini 法則에 따를때 集中指數 δ 와 λ 의 關係는

$$\lambda = \frac{\delta-1}{2(\delta+1)} \dots \dots \dots (8)$$

와 같다.

(30) P.E. Hart J.S. Prais, *op. cit.*, 1956, p. 152.

여있는 比率을 分析함으로서 가장 明確하게 記述할 수 있을 것이다. 사실상 Hart-Prais 교수의 研究는 經濟全般과 폭넓은 部門에 걸쳐서 규모分布의 時間에 따르는 分析이기 때문에 그 問題의 취급 內容이 대단히 廣範하다고 보아야할 것 같다. 따라서 大企業과 그 나머지의 企業을 관련시켜 볼 경우에는 大部分의 資源에 대한 支配여부를 究明해 보는 것이 매우 중요한 일이다. 왜냐하면 이러한 것이 사실이라면 獨占行爲의 機會(opportunities for monopolistic practices)는 各個別產業間에 더욱 累進되고 있다는 사실을 確證할 수 있기 때문이다. 만일 產業間의 競爭이 치열할 경우에 經濟全般에 걸쳐서 일어나는 集中에 관한 分析은 결코 그 내용적으로 獨占에 대한 研究에 해당될지도 모를 것이다. 그러므로 經濟全般에서 발생되는 集中의 變化에 대한 研究는 百分率集中比 보다도 Gini 係數가 더욱 有益할 것이다. (31)

集中度의 變化分析에 있어서 Gini 係數가 有益하다는 點에 관하여 Hart-Prais의 見解를 보면 다음과 같다. 지금 두 企業體의 규모상의 隔差가 다른 企業의 價格 또는 生産政策에 대하여 행사할지도 모르는 支配力의 尺度를 제공한다고 假定한다. 물론 實際의 支配력에 영향을 주는 다른 많은 要因이 있으나 여기서는 무시한다. 이때 產業全般에 대한 支配力の 測定手段은 企業間에 존재하는 규모의 差異에 대한 平均差(mean difference)를 利用할 수 있다. 즉 x_i 를 i 번째의 企業규모로서 표시하면 平均差는 아래와 같이 주어진다. (2)式은

$$\Delta = \sum_i \sum_j |x_i - x_j| / N^2 \dots \dots \dots (1)$$

(단, N ; 企業數)

$$g = \frac{1}{2} \Delta / \bar{x} \dots \dots \dots (2)$$

(\bar{x} ; 企業의 平均規模)

이미 數式에 의하여 Gini 係數와 Lorenz 曲線과의 直接的인 關係를 갖고있다는 것을 의미한다. 이 (2)式은 x_i 의 分布가 어떠한것이라도 適用可能하다. 그러므로 Gini 係數는 企業集團에 있어서 平均支配力(average dominance)의 測定量으로서도 解析할 수 있을 것이다. 이와같은 理由에서 Δ 와 g 係數는 企業의 規模에 대한 단순한 散布度의 測定手段에 지나지 않으나 企業集中에 관한 測定手段으로서는 傳統的인 散布度의 測定手段이 될수있을 것이다. (32)

(31) P.E. Hart and S.J. Prais, *op. cit.*, 1956, P. 152.

(32) P.E. Hart and S.J. Prais, *op. cit.* 1956, pp. 152—153. N.R. Collins and L.E. Preston, "The Size Structure of The Largest Industries Firms, 1909—1958," *American Economic Review*, vol. LI, Dec. 1961, pp. 995~996.

Hart-Prais 교수는 企業規模의 對數分散值로서 計測하는 「相對的 分散」(relative dispersion)의 方法을 利用한다. 여기서 얻어진 分散은 測定單位와는 關係없으나 算術的 分散과 비교한다면 企業規模測定の 始發點을 어디에 두는가에 따라서 커다란 影響을 받는다는 缺點이 있다. 즉 만일 k 가 測定單位間的 變換率(rate of conversion)이라면 分散의 크기에 變化를 주지 않고서도 x_i 를 kx_i 로 바꿀수 있다. 그러나 만일 x_i 가 $x_i - k$ 에 의하여 代置되면 그 分散値는 變化한다. 그러므로 Hart-Prais의 相對的分散値는 반드시 確實한 項目의 散布度를 測定할경우에만 適用할수 있다. (33) 만일 企業集中에 대한 測定量이 時間에 따라서 變化한다면 다른 因子들의 變化를 고려할 필요가 있다. 즉 logarithmic variance, Gini 係數 또는 集中比率에서 나타나는 것과 같이 企業集中이 增加할수도 있으나 이들 係數의 增加는 주로 그 產業에 속해있는 企業數의 增加를 수반한다고 볼수 있을 것이다. (34) 그러므로 이

(33) 企業集中의 測定에 利用되고 있는 對數表示의 分散値의 長點은 다음과 같다.

(1) 企業의 規模分布는 近似的으로 log-normal의 性質을 가지고 있으므로 이 方法을 使用하면 分布全體를 近似的으로 記述할 수 있다.

(2) log-normality의 假定아래서는 古典的인 統計의 有意性檢定을 통하여 企業集中度의 變化를 測定하는데 用 適用 할수 있다.

(3) 規模分布에 관한 모든 情報를 土臺로 한다는 理由에서 규모分布의 어떠한 部分의 變化도 이 測定値에 대하여 適切한 影響을 미친다고 볼 수 있다.

(4) 이 測定値는 自乘의 合計로서 표시 되기때문에 各成分으로 分類할 수 있다. 즉 다음과 같다. 그러므로

$$\sigma^2 = w_1\sigma_1^2 + w_2\sigma_2^2 + w_1w_2(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)^2$$

企業集中의 變化를 가져오는 모든 可能한 因子를 究明하는데 있어서 필요한 기초가 될것이다. P.E. Hart and J.S. Prais, *op. cit.*, 1956, P. 153. P. 165.

(34) 集中度에 影響을 미치는 要因으로서는 需要擴大뿐만 아니라 資金調達能力에 의한 金融的인 要因, 技術革新에 수반되는 最適生産量의 變動, 그리고 商業的인 要因에 의한 商品差別化의 進行度, 集中에 관한 法令등이 單一 혹은 複合된 形態로 影響을 미칠것이다. 특히 高度成長에 의한 需要의 急速한 擴大는 事實상 各種의 參入障壁을 緩和시키면서 市場構造에 대하여 重要한 影響을 미치는 要因이된다. 그러므로 商品需要의 急速한 增加가 있을 경우에 企業이 이에 대하여 어떻게 適應할 것인가. 이의 結果로서는 市場機構가 어떻게 形成되어 變化할 것인가의 문제이다. 需要의 急速한 增加 및 擴大에 대하여 供給側이 對應하는 方法으로서는 우선 企業數의 增加, 企業當 事業所數의 增加, 平均業所規模의 增加등을 고려할 수 있다. 이때 모든 企業의 生産增加率は 企業數의 增加率, 企業體當 事業所數의 增加率, 平均 事業所規模의 增加率로 分解된다.

日本의 경우를 보면 利用可能한 資料에서 生産增加率을 平均企業規模增加率과 企業數增加率로 分解하였다. 1956~1962年과 1959~1962年의 二期間에 關하여 企業數增加率 및 平均企業規模增加率과 5社集中度變化值 및 Gini 係數의 變化值間的 相關係數를 算出하였다. 이를 보면 企業數 Gini 係數變化值 및 5社集中度와 企業數 및 平均企業規模의 相關係數(日本)

	AC ⁵ 56~62	AC ⁵ 59~62	D ⁵ 56~62	D ⁵ 59~62
1956~1962年企業數增加率	-0.5640**		-0.3128*	
1956~1962年平均企業規模增加率	0.0387		0.1198	
1959~1962年企業數增加率		-0.4854**		-0.0996
1959~1962年平均企業規模增加率		0.1997		-0.1154

것은 競爭度에 영향을 미치는 서로 相反되는 힘이 존재 할지도 모를 것이다. 이와같은 경우에는 單一測定量에 의하여 狀況의 變化를 集約한다는 사실은 매우 어려운 일이다. 이러한 難點이 Lorenz 曲線의 利用效果를 더욱 低下 시킬것이다.⁽³⁵⁾ 이의 중요한 理由로서는 企業數의 增加는 散布度가 어떠한 영향을 받는가에 의하여 Lorenz 曲線의 上昇 또는 低下가 決定되기 때문이다. 그러므로 이 문제는 單一指標에 의존 시킬수 없으며 결국 企業數와 그들의 散布度의 變化에 의하여 決定된다고 判斷하는 것이 타당할 것이다. 따라서 企業規模가 그들의 平均規模의 주위에 넓게 散布되어 있으면 大企業은 相對적으로 크게 될뿐 아니라 그 產業의 總資產 또는 總所得중에서 큰 몫을 支配하게 된다. 이와같은 상태에서는 企業集中은 높다고 할 수 있으며 企業規模의 標準偏差는 크며 規模分布는 넓게 散布되므로 集中되지 않을 것이다. 한편 이와반대로 企業의 規模分布가 平均規模의 주위에 集中한다면 企業集中度는 低下될 것이다.⁽³⁶⁾

2. log-normal hypothesis의 實證的檢定

一般的으로 企業規模는 雇傭者數에 의하여 測定되는 것이 妥當하나 이것은 少數의 企業體單位에서만 發表하고 있는 관계로 利用하기 어렵다. 이러한 理由에서 企業集中의 變化를 研究하는데서는 market valuation에 의하여 企業單位の 규모를 測定比較하는것이 便利할 것이다. 이 market valuation은 株式의 販賣價格과 株式數의 積으로서 計測되며 또한 이 market valuation은 資本化된 未來의 利得力을 표시하는 企業單位の 價格에 대한 市場推定價로서 파악할 수 있다. 이에 관한 Hart-Prais의 實證的인 研究가 있다. 즉 1885, 1896, 1907, 1924, 1939, 1950의 6個年에 걸쳐 酒造, 鐵, 石炭, 鋼鐵部門에서 London Stock Exchange에 上場된 企業單位에 대한 混合度數分布(combined frequency distribution)을 作成하여 이를 Lorenz 曲線으로 옮겼다. 이의 Lorenz 曲線상의 集中率을 보면 1885年을 除外한 나머지의 5個年에 해당하는 曲線은 對角線에 대하여 對稱性을 나타낸다. 그러나

* 5%水準에서 有意.

** 1%水準에서 有意.

資料 ; 日本經濟企劃廳編「經濟分析」, 「產業集中에 관한 統計的 研究」. 第15號. 1965, 6月 및 9月. P. 48.

增加率과 集中度變化值間에는 有意的인 相關이 보이나 平均企業規模增加率과 集中度變化值間에는 有意的인 相關은 나타나지 않는다. 이 相關分析에서 밝혀진것은 需要擴大가 企業數增加에 의하여 對處되어 集中度가 低下하는 傾向이 나타났다는 觀點에서 競爭의 激化를 認定하고 있다.

日本經濟企劃廳 經濟研究所編, 「經濟分析」. 1965. 第15號, P. 38, P. 48.

(35) J.M. Blair, "Statistical Measures of Concentration in Business; Problems of Compiling and Interpretation," 1950, Paper delivered to *Amer. Stat. Assoc.* Convention (Mimeographed).

(36) P.E. Hart and S.J. Prais, *op. cit.*, 1956, pp. 153-154.

Table II-1. Size Distribution of Quoted Business Units in the United Kingdom by Market Valuation 1885-1950

Class	Upper Limit £'000	1885	1896	1907	1924	1939 Official	1939 Combined	1950
A	3	1	—	—	2	8	19	—
B	7	1	3	1	6	7	20	—
C	15	3	4	9	10	4	48	3
D	31	3	4	9	17	21	67	37
E	62	7	21	51	64	34	158	68
F	125	13	37	105	114	69	239	204
G	250	12	59	119	122	100	336	322
H	500	8	49	110	125	135	276	465
K	1,000	7	31	78	102	157	220	423
L	2,000	5	24	42	66	97	149	249
M	4,000	—	13	31	38	94	84	184
N	8,000	—	3	9	35	50	43	76
O	16,000	—	2	5	16	37	30	40
P	32,000	—	—	1	5	16	15	22
Q	64,000	—	—	1	3	4	4	5
R	128,000	—	—	—	1	3	3	2
S	256,000	—	—	—	—	—	—	3
T	512,000	—	—	—	—	1	1	—
	Total	60	250	571	726	837	1,712	2,103

Source; P.E. Hart and S.J. Prais, *op. cit.*, 1956. P. 154

이러한 對稱性에 關하여서는 많은 문제점을 내포하고 있다. 즉 이들의 集中變化는 經濟全般에서 일어난 變化를 충분히 反映할 수 있는가의 문제이다. 또한 各各 다른 資料에 의하여 비교된 經濟部門이 실제로 全期間에 걸쳐서 비교가능하다고 確證할수 있는가의 觀點에서는 一般의인 結論을 내릴 수 없을 것이다.⁽³⁷⁾

따라서 위의 그림 1에서 비교되는 企業數는 實質國民所得이 增加하는 것보다도 더욱 急速하게 增加하였고 이들의 企業의 market valuation 에서도 同一하게 나타난다. 그러므로 위의 그림 1에서는 實際로 增加하고있는 經濟部門을 反映하는것과 같이 보이니 具體的인 研究를 하지 않고서는 一般의인 結論을 내릴 수 없다. Hart-Prais의 研究에 의하면 Lorenz 曲線의 對稱性은 과거의 研究에서 그다지 重要視 되지 않았으나 최근에 와서는 매우 重要하게 되었다고 지적하고있다. 이의 具體的인 研究는 J.M. Blair에 의하여 海產物 通조립業과 製藥業에 대한 Lorenz 曲線들이 거의 對稱的이라는 사실을 立證하였다⁽³⁸⁾

(37) P.E. Hart and S.J. Prais, *op. cit.*, pp. 155-156.

(38) P.E. Hart and S.J. Prais, *op. cit.*, P. 156.

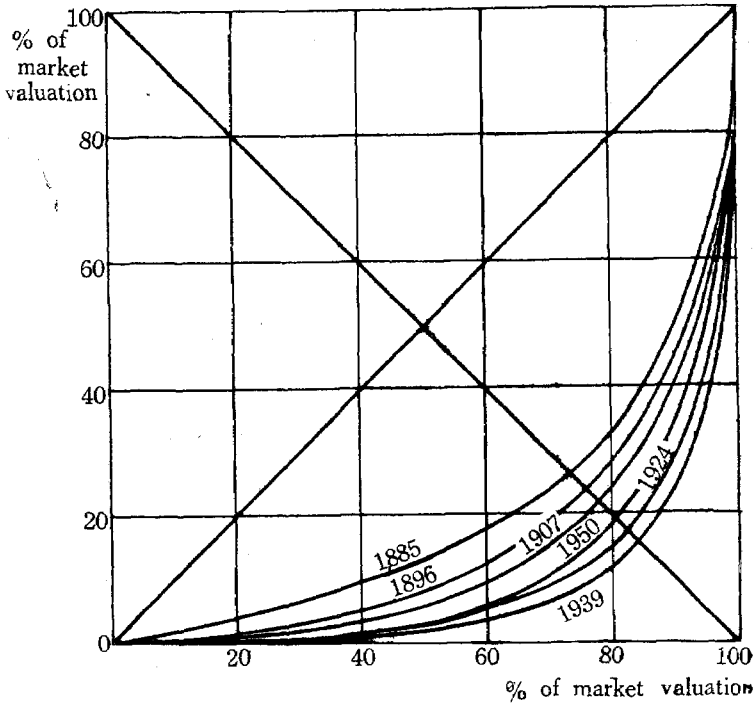


Fig II-1. Lorenz Curves for Quoted Business Units in the U.K. 1885-1959 by Market Valuation

Source; P.E. Hart and S.J. Prais, *op. cit.*, 1956, P. 155.

그림 II-2. 에 의하면 企業規模는 會社의 貸借對照表에 나타난 純資產 [總資產-(負債+準備金)]으로서 測定한 것이다. 이것은 母會社의 聯合貸借對照表(consolidated balance sheet)를 利用한 것이다. 이 圖表에서는 3個의 特殊産業에 관한 100個 이상의 會社들로 구성되어 있으며 이들의 集中係數間에는 상당한 隔差를 갖고있다. (39)

J.M. Blair, "Statistical Measures of Concentration in Business; Problems of Compiling and Interpretation", 1950, Paper Dlelivered to Amer. Stat. Assoc. Convention(mimeographed).

(39) 그림 2의 曲線의 내용은 아래와 같다.

(a) National Institutes Inquiry(by Mr. A. Luboff and Mr. A.A. Sorrell)에서 조사한 3,200 會社에 關聯되는 曲線이다.

(b) 비교적 集中化 되지않은 産業인 衣類와 신발製造業과 관련된다.

(c) 가장 뚜렷하게 集中化된 分布를 가진 製藥과 페인트를 포함한 化學製造業과 關係된다.

(d) motorcycle, motorcar 및 航空機를 포함한 運搬機具産業과 關係를 갖고 있다.

P.E. Hart and S.J. Prais, *op. cit.* P. 157.

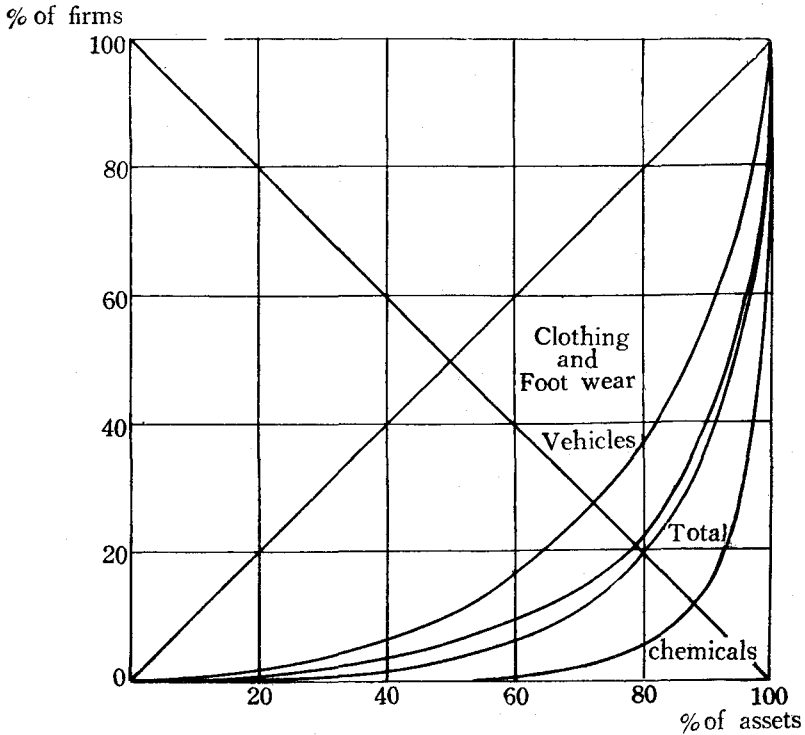


Fig. II-2. Lorenz Curves for Selected Industries in the U.K. 1950-4 by Net Assets
Source; P.E. Hart and S.J. Prais, *op. cit.*, 1956, P.157

위의 Lorenz 曲線은 完全對稱型이 아니나 좀더 자세한 調査를 필요로 할 정도로 充分한 對稱的인 根據를 갖고있을것이라는것을 強調하고있다. 會社의 規模에 관하여 위의 圖 II-2는 純資産에 의하여 測定한 첫번째 曲線과 圖 II-1의 market valuation 에 의하여 測定한 1950 年の 曲線이다. 그 規模에서 커다란 隔差를 가진 會社를 測定할 경우에 規模를 어떻게 測定할것인가의 問題는 그다지 중요하지 않다는 것이 一般的인 見解이다.⁽⁴⁰⁾ 한편 이와는 달리 J. Aitchison 과 J.A.C. Brown 교수의 최근의 研究에 의하면 위에서 논의한 對稱的인 Lorenz 曲線을 나타내는 유일한 度數分布는 log-normal 分布 뿐인것으로 알려져있다.⁽⁴¹⁾ 1931년에 Gibrat 는 企業集中을 조사하기 위하여 log-normal 分布⁽⁴²⁾를 使用한바, 企業規模의

(40) P.E. Hart and S.J. Prais, *op. cit.*, P. 157.

(41) A. Aitchison and J.A.C. Brown, "On Criteria for Descriptions of Income Distributions," *Metro-Economica*, 6, 1954, pp. 88-107.

(42) log-normal distribution 은 統計學的으로 不規則的인 要因들의 倍數方式에 따른 어떠한 集團의

對象에 영향을 미치는 행위에서 유래된 것이다. 大企業은 주어진 絕對量만큼 그의 규모를 增大시킬수 있는 機會는 小規模企業에 비하여 더 많이 갖고 있으나 주어진 比率만큼 增大시킬수 있는 機會는 모든 規模의 企業에 대하여 同一하다는 假定으로 발견된다. 이것이 R. Gibrat의 "the law of proportionate growth"이며 또한 log-normal 假說의 가장 중요한 結果이다.

一般的으로 經濟量의 分布는 對數轉換에 의하여 正規型으로 假說할 경우가 많다. 즉 R. Gibrat는

$$y = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2}$$

$$x = a \log(x - x_0) + b$$

y; 所得者數, x; 所得階層, x_0 ; 修正項.

Gibrat係數는 $100/a$ 이며 이것은 $(x - x_0)$ 의 對數의 標準偏差(σ)이므로

$$a = \frac{1}{\sqrt{2\sigma}}$$

와 같다. b는 對數의 變動係數의 逆數에 對應(μ 는 平均)하므로 다음과 같다.

$$b = \frac{\mu}{\sqrt{2\sigma}}$$

正의 變量 X의 對數가 正規分布를 가진다는 것은 $Y = \log X$ 가 正規型이 되므로 X의 平均과 分散을 各各 m, S^2 이라하고 Y의 平均과 分散을 各各 μ, σ^2 이라하면

$$m = e^{\mu + \frac{1}{2}\sigma^2}$$

$$S^2 = e^{2\mu + \sigma^2}(e^{\sigma^2} - 1)$$

이므로 V는 X의 變動係數로서 표시하면 다음과 같다.

$$V^2 = S^2/m^2 = e^{\sigma^2} - 1$$

$$\log(V^2 + 1) = \sigma^2$$

그러므로 R. Gibrat 方程式의 a는 對數의 標準偏差(σ)의 逆數에 對應하며 b는 對數值를 취하지 않은 처음의 變量의 變動係數(算術平均 ÷ 標準偏差)와 一定한 關係가 있다는 것을 의미한다. 이와같이 統計量의 分布가 對數型으로 되는 原因은 中央極限定理에 의하여 說明된다. 그것은 無數의 獨立인 原因에 基因하며 一般의 正規型에서는 이들의 要因이 算術級數의 作用을 하는데 비하여 對數正規型에서는 幾何級數의 作用을 하는데 차이가 있다. Gibrat는 J.G. Kapteyn 學說에 의하여 l'effet proportional(比例效果의 法則)이라 하였다.

최근에 N.L. Johnson과 H.A. Simon의 研究에 의하면 이 法則은 어느 經濟量(正의 確率變數)의 초기상태를 X_0 라하면 그것이 時間의 經過 t_0, t_1, \dots, t_n 까지 不作爲의 獨立한 比例的變化 m_1, m_2, \dots, m_n 을 받아 成長한다고 假定하면

$$t_1 \text{에서는 } X_1 = X_0(1 + m_1)$$

$$t_2 \text{에서는 } X_2 = X_1(1 + m_2)$$

$$\dots \dots \dots$$

$$t_n \text{에서는 } X_n = X_0(1 + m_1)(1 + m_2) \dots (1 + m_n)$$

이므로 이의 自然對數를 취하면

$$\log X_n = \log X_0 + \log(1 + m_1) + \dots + \log(1 + m_n)$$

와 같다. 그러므로 Gibrat 分布는 이 $\log X_n$ 이 正規型이 된다는 것을 의미한다. 한편 이에 관하여 M. Kalecki는 標準偏差가 外生的인 random shocks(위의 記號로서는 m_i)을 받고서 連續的으로 增大한다는 Gibrat의 假定을 一部 修正하였다. 이 標準偏差의 增大는 不均等化를 의미하나 現實의으로는 分散이 반드시 連續的으로 增大하지 않은 것은 母集團에서 出生과 死亡現象에 의하여 다시 再分配의 效果에 基因된다고 할 수 있다.

P.E. Hart and S.J. Prais, *op. cit.*, P. 161.

J.G. Kapteyn, *Skew Frequency Curves in Biology and Statistics, Astronomical Laboratory, Noordhaff, Groningen, 1903, P. 105.*

N.L. Johnson, "Systems of Frequency Curves Generated by Methods of Translation," *Biometrika*, vol. 36. 1954, P. 149.

H.A. Simon, "On a Class of Skew Distribution Functions," *Biometrika*, vol. 52. 1955, pp. 425-446.

M. Kalecki, "On the Gibrat Distribution" *Econometrica*, vol. 13. 1945. pp. 161-162.

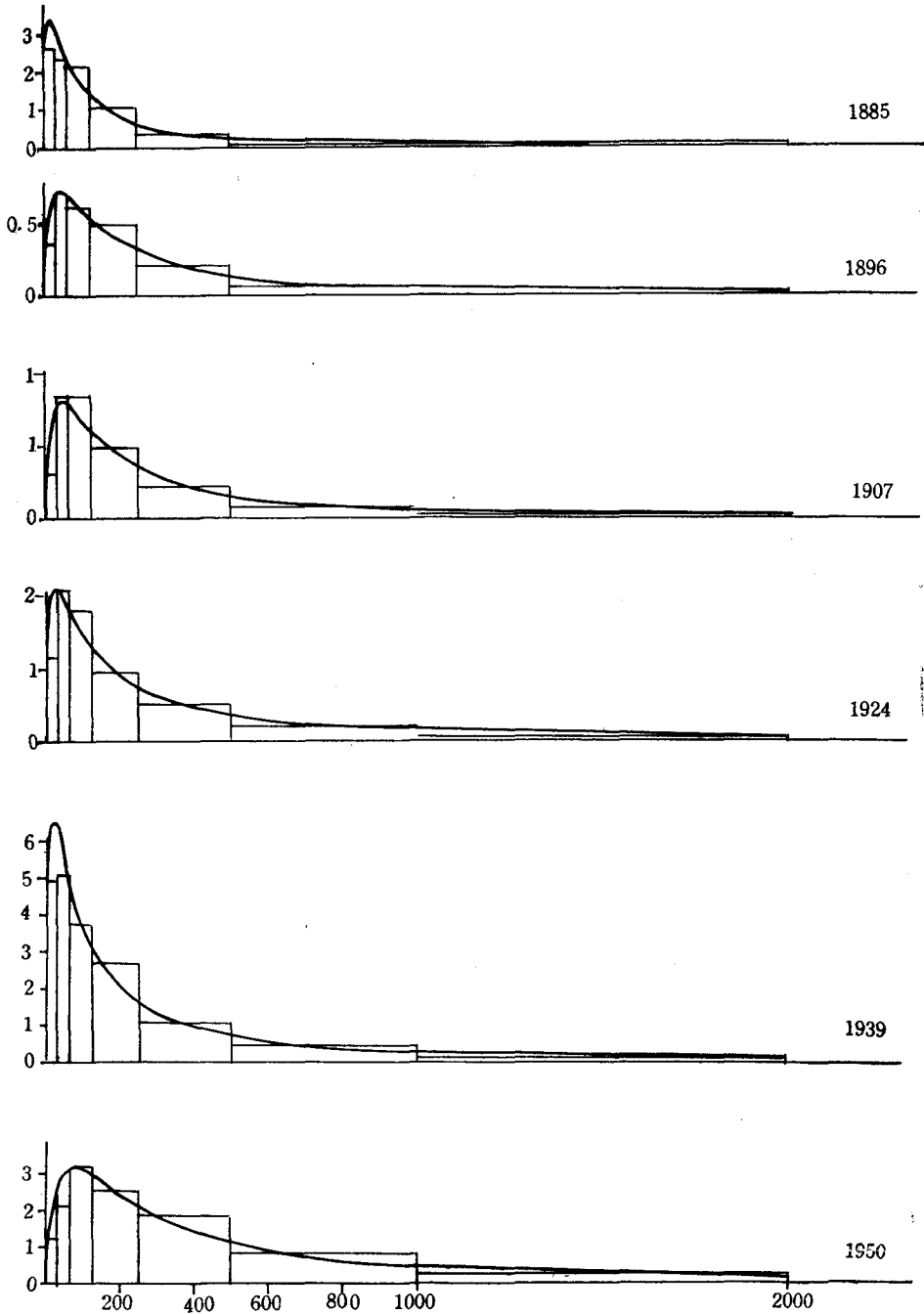


Fig. II-3. Frequency Distribution of Business Units in the U.K. 1885—1950 With Fitted Log-normal Curves, P.E. Hart and S.J. Prais, *op. cit.*, 1956. P. 158.

Table II-2. Tests of Normality of the Transformed Distributions of Fig. II-3.

	1885	1896	1907	1924	1939	1950
g_1	-0.41 ± 0.31	-0.01 ± 0.15	0.36 ± 0.10	0.30 ± 0.09	0.17 ± 0.08	0.39 ± 0.07
g_2	0.06 ± 0.61	0.30 ± 0.31	0.35 ± 0.20	0.22 ± 0.18	0.57 ± 0.16	0.59 ± 0.14

logarithm 에 대한 分散은 集中에 관한 하나의 指數를 제공하는 것이라고 主張하였다. 위의 圖 II-3은 이를 실제로 證明한 것이다. 단일 simple log-normal 假說이 만족할 정도의 近似值로서 받아들일 수 있다면 다음의 몇 가지의 性質이 企業集中을 分析하는데 중요한 역할을 담당할 것이다.

① Lorenz 曲線의 對稱性이 존재한다.

② log-normal 分布에 대한 Gini 係數는 log-normal 分布의 分散에 의하여 決定된다. 이것은 Aitchison 과 Brown 의 研究結果이다. (43)

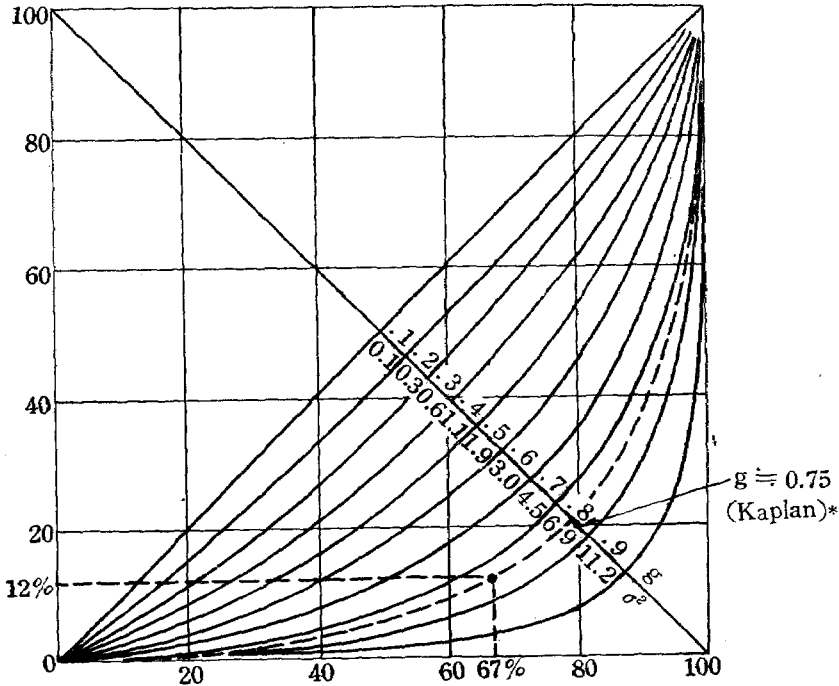


Fig. II-4. Theoretical Lorenz Curves Corresponding to Log-normal Distribution
Source; P.E. Hart and S.J. Prais, *op. cit.*, 1956, P. 160.

* Kaplan의 測定値는 筆者記載.

(43) J. Aitchison and J.A.C. Brown, *op. cit.* pp. 88-107.

③ 一般的으로 絶對的集中率에 의하여 주어지는 點과 같이 Lorenz 曲線上의 한 點이 주어진다던 分散과 Gini 係數의 計測이 가능하다. 이것은 一國 또는 規模가 다른 두 나라의 産業集中을 비교할경우에 매우 有益하다. 이 目的을 위하여서는 圖 II-4 를 利用하는 것이 타당할 것이다. 즉 이 圖 II-4 의 A.D.H. Kaplan 敎수의 研究에 의하면 1947 年의 美國의 33個의 鎔鑛爐産業중의 12%인 最大 4 個企業에서 產出量의 67%를 占하고 있다. 만일 나머지 的 分布가 log-normal 이라고 假定한다면 거의 0.75 의 Gini 係數에 해당한다. (45)

④ 한편 企業集中을 測定하기 위하여 提示된 몇가지의 方法에서 關聯性을 log-normal 의 假說에 의하여 조사가능할런지 모른다. 즉 어떤 log-normal 分布와 그것의 first moment 分布가 同一한 分散을 갖는다는 사실은 實사 總企業數를 모르더라도 全産業 또는 全經濟에서 的 集中度의 推定을 가능하게 할런지 모른다. (46)

한편 두 産業間 또는 2 國間의 企業이 동일한 規模分布와 集中을 가졌다 하더라도 經濟的인 觀點에서는 그들의 條件이 매우 다를 것이다. 이러한 現象을 한 産業에서 본다면 現在의 最大企業이 과거의 1世紀前에도 最大規模의 企業의 位置에 놓여 있었을지도 모르며 이것이 모든 規模範圍에 걸쳐서 事實일지도 모른다. 그러나 다른 産業 또는 다른 國家間에서는 競爭狀態와 技術革新의 速度가 다르므로 어떤 企業이 長期間에 걸쳐 그 規模分布의 同一한 位置를 유지 못할 정도의 變動을 經驗했을지도 모른다. 그러므로 前者를 rigid structure(硬直的構造)를 가진 産業이라고 規定하고 後者를 mobile structure(可動的構造)를 가진 産業이라고 볼 수 있다. 여기서 높은 集中度와 rigid structure 를 가진 産業은 獨占的인 要素를 내포할 可能性을 충분히 가진 産業이라 볼 수 있다. 이러한 사실은 大企業은 大企業의 位置를 小企業은 小企業으로 영원히 存續할수있을는지, 또한 破産의 可能性과 다른 企業에 의한 合併吸收의 可能性이 企業規模가 擴大됨으로서 減少되는지, 그리고 새로운 企業은 항상 小企業에서 출발하여 상당한 時間이 경과된 이후에 成長할 수 있는가에 대한 중요한 質問이다. (47) Hart 와 Prais 는 企業의 成長過程을 한 規模階層에서 다른 階層으로 移動하는 것으로서 分析하였다. 그러나 이 分析에는 2가지의 엄격한 假定을 前提로하고 있다. 첫째는 規模階層의 최종계층의 選擇문제이다. 일반적으로 企業은 주어진 比率만큼 規模를 變化시킬수 있는 機會를 同等하게 갖고있다는 假定에서 출발한다. 만일 規模의 범위가 一定한 幾何的規模區間(geometric size interval)으로 나누어질경우의 度數는 편리하게

(45) A.D.H. Kaplan, *Big Enterprise in a Competitive System*, Washington; Brookings Institution 1954, P. 93. 따라서 위의 圖 II-4 Kaplan 敎수의 研究結果는 筆者가 點線으로 記載한 것임.

(46) P.E. Hart and Prais, *op. cit.*, 1956, pp. 159-161.

(47) P.E. Hart and S.J. Prais, *op. cit.*, 1956, pp. 161-162.

分布된다고 기대할수있기 때문이다. 이와같이 選定한 區間의 上限은 下限의 2倍이다. 만일 어느企業이 3規模 위어로 移動하였다면 그 企業은 그의 規模를 거의 8倍 擴大시킬 것이다. 둘째는 研究期間 동안에 일어날 價格水準의 變化가 規模測定에 있어서 어떠한 영향을 미칠것인가의 문제이다. 企業規模의 디플레이트에 필요한 價格指數를 구하는것은 어려운 일이므로 物價變化는 모든 企業에 대하여 同一한 比率로서 영향을 미친다고 假定한다. 이 2가지의 假定下에서 London Stock Exchange에 上場된 企業單位는 1885, 1896, 1907, 1939, 1950年間に 그 規模가 어떻게 變化 했는가를 分析 하였다. (48) 특히 上場된 部門內에 合併(amalgamation)이 일어났을 경우에는 合併전에 가장 큰 market valuation을 가진 會社가 合併된 다른 會社를 획득했다고 간주한다. 따라서 가장 큰 會社는 다른 會社들이 破産한 것으로 간주 되는동안에 成長한 셈이다.

다음은 任意의 다른 2個의 資料를 중심으로하여 企業集中에 관한 主要原因을 다음과

Table II-3. Changes in the Sizes of Business Units, 1885-96

Classes	A	B	C	D	E	F	G	H	K	L	M	N	O	P	Q	R	S	T	Total	Births	Total 1896
A	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
B	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	2	3
C	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	3	4
D	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	4	4
E	—	—	—	—	2	1	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	5	16	21
F	—	—	—	—	—	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2	35	37
G	—	—	—	—	1	2	4	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	8	51	59
H	—	—	—	—	1	1	1	5	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	9	40	49
K	—	—	—	—	—	1	2	—	3	1	—	—	—	—	—	—	—	—	7	24	31
L	—	—	—	—	—	1	2	1	2	1	—	—	—	—	—	—	—	—	7	17	24
M	—	—	—	—	—	—	—	—	2	—	2	—	—	—	—	—	—	—	4	9	13
N	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	1	2	3
O	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2	2
P	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Q	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
R	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
S	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
T	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Total	—	—	—	1	5	8	11	8	7	5	—	—	—	—	—	—	—	—	45	205	250
Deaths	1	1	3	2	2	5	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	15	—	—
Total 1885	1	1	3	3	7	13	12	8	7	5	—	—	—	—	—	—	—	—	60	—	—

Source; P.E.Hart and S.J. Prais, *op. cit.*, 1956. P. 162.

(48) P.E. Hart and S.J. Prais, *op. cit.*, 1956. pp. 162-166.

Table II-4. Changes in the Sizes of Business Units, 1896-1907

Classes	A	B	C	D	E	F	G	H	K	L	M	N	O	P	Q	R	S	T	Total	Births	Total 1907	
A	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	
B	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	1
C	—	—	—	—	1	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2	7	9
D	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	8	9
E	—	—	—	1	4	1	5	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	12	39	51
F	—	—	—	—	3	13	12	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	29	76	105
G	—	—	—	—	1	5	15	8	2	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	32	87	119
H	—	—	—	—	1	4	13	17	6	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	42	68	110
K	—	—	—	—	—	—	6	14	10	4	1	—	—	—	—	—	—	—	—	35	43	78
L	—	—	—	—	1	—	—	—	6	13	3	—	—	—	—	—	—	—	—	23	19	42
M	—	—	—	—	—	—	1	2	5	3	5	1	—	—	—	—	—	—	—	17	14	31
N	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2	1	—	—	—	—	—	—	—	3	6	9
O	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	1	1	—	—	—	—	—	—	3	2	5
P	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	1
Q	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	1	—	1
R	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
S	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
T	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Total	—	—	—	1	12	24	52	43	29	22	12	3	2	—	—	—	—	—	—	200	371	571
Deaths	—	3	4	3	9	13	7	6	2	2	1	—	—	—	—	—	—	—	—	50	—	—
Total 1896	—	3	4	4	21	37	59	49	31	24	13	3	2	—	—	—	—	—	—	250	—	—

Table II-5. Changes in the Sizes of Business Units, 1907-24

Classes	A	B	C	D	E	F	G	H	K	L	M	N	O	P	Q	R	S	T	Total	Births	Total 1924	
A	—	—	1	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2	—	2
B	—	—	1	—	1	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	3	3	6
C	—	1	—	1	3	3	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	8	2	10
D	—	—	—	—	3	5	3	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	11	6	17
E	—	—	—	2	14	16	2	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	35	29	64
F	—	—	—	—	9	33	34	2	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	79	35	114
G	—	—	—	—	2	13	30	23	4	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	73	49	122
H	—	—	—	—	3	3	14	36	14	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	71	54	125
K	—	—	—	—	1	2	9	20	26	5	2	—	—	—	—	—	—	—	—	65	37	102
L	—	—	—	—	—	1	3	5	13	13	5	—	—	—	—	—	—	—	—	40	26	66
M	—	—	—	—	—	—	1	3	4	11	8	—	—	—	—	—	—	—	—	27	10	38
N	—	—	—	—	—	—	—	1	3	5	6	3	—	—	—	—	—	—	—	18	17	35
O	—	—	—	—	—	—	—	2	—	1	6	4	2	—	—	—	—	—	—	15	1	16
P	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2	3	—	—	—	—	5	—	5
Q	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	1	—	—	—	1	—	—	—	—	3	—	3
R	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	1	—	1
S	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
T	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Total	—	1	2	4	36	77	96	94	65	37	28	9	5	1	1	—	—	—	—	456	270	726
Deaths	—	—	7	5	15	28	23	16	13	5	1	—	—	—	—	—	—	—	—	113	—	—
Total 1907	—	1	9	9	51	105	119	110	78	42	29	9	5	1	1	—	—	—	—	569	—	—

Source; P.E. Hart and S.J. Praiss. *op. cit.*, 1956. P. 163.

Table II-6. Changes in the Sizes of Business Units, 1924-39

Classes	A	B	C	D	E	F	G	H	K	L	M	N	O	P	Q	R	S	T	Total	Births	Total 1939
A	—	—	—	1	3	1	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	7	1	8
B	—	—	—	1	4	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	6	1	7
C	—	—	—	—	1	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	3	1	4
D	—	—	—	—	6	4	5	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	16	5	21
E	—	1	3	1	8	7	3	3	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	26	8	34
F	—	—	—	2	13	21	9	11	2	1	—	—	—	—	—	—	—	—	59	10	69
G	—	—	—	1	4	24	19	12	5	3	—	—	—	—	—	—	—	—	68	32	100
H	1	—	—	—	2	3	21	21	13	3	—	1	—	—	—	—	—	—	65	70	135
K	—	—	—	—	—	5	9	25	31	11	6	1	1	—	—	—	—	—	89	68	157
L	—	—	—	—	1	2	4	10	15	14	4	1	—	—	—	—	—	—	51	46	97
M	—	—	—	—	2	4	1	9	9	13	8	9	2	—	—	—	—	—	57	37	94
N	—	—	—	—	—	—	—	1	—	1	6	8	9	2	—	—	—	—	27	23	50
O	—	—	—	—	—	—	—	1	—	2	3	4	9	4	—	—	—	—	23	14	37
P	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2	1	2	5	2	—	—	—	—	12	4	16
Q	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	1	2	—	—	4	—	4
R	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	1	—	—	2	1	3
S	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
T	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	1	—	1
Total	1	1	3	6	44	74	75	92	78	56	31	32	15	4	3	1	—	—	516	321	837
Deaths	1	5	7	11	20	39	44	32	22	10	7	3	1	1	—	—	—	—	203	—	—
Total 1924	2	6	10	17	64	113	119	124	100	66	38	35	16	5	3	1	—	—	719	—	—

Table II-7. Changes in the Sizes of Business Units, 1939-50

Classes	A	B	C	D	E	F	G	H	K	L	M	N	O	P	Q	R	S	T	Total	Births	Total 1950
A	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
B	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
C	—	—	—	—	—	1	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2	1	3
D	6	3	9	—	3	9	—	—	—	3	—	—	—	—	—	—	—	—	33	4	37
E	3	—	6	9	18	8	3	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	47	21	68
F	3	3	10	21	42	46	25	1	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	152	52	204
G	—	3	9	12	33	62	64	3	7	3	1	—	—	—	—	—	—	—	197	125	322
H	—	—	—	9	31	61	124	69	8	3	—	—	—	—	—	—	—	—	305	160	465
K	3	3	—	3	—	15	61	114	73	8	—	—	—	—	—	—	—	—	280	143	423
L	—	—	—	—	—	1	12	39	86	49	1	—	1	—	—	—	—	—	189	60	249
M	—	—	—	—	—	1	6	10	26	68	44	3	1	—	—	—	—	—	159	25	184
N	—	—	—	—	—	—	—	—	6	7	35	19	2	—	—	—	—	—	69	7	76
O	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	20	17	—	—	—	—	—	38	2	40
P	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	8	13	—	—	—	—	21	1	22
Q	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2	3	—	—	—	5	—	5
R	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	1	—	—	2	—	2
S	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2	—	1	3	—	3
T	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Total	15	12	34	54	127	204	296	236	207	141	82	42	29	15	4	3	—	1	1502	601	2103
Deaths	4	8	14	13	31	35	40	40	13	8	2	1	1	—	—	—	—	—	210	—	—
Total 1939	19	20	48	67	158	239	336	276	220	149	84	43	30	15	4	3	—	1	1712	—	—

Source; P.E. Hart and S.J. prais, *op. cit.*, 1956, P. 164.

같이指摘하였다. ① 새로운 企業의 進入, ② 舊企業의 退去(물론 다른 企業과의 合併도 이에 포함한다). ③ 企業의 規模分布의 變化등을 들고있다. Hart-Prais교수가指摘한 集中의 主要原因은 集中度를 總合의으로 파악하는데 충분한 指標과 그 集中을 規定한다고 생각되는 모든 要因에 관한 統計資料에 의하여 커다란 制約을 받을 것이다. 즉 集中度를 規定한다고 볼수있는 諸般의 要因은 需要量과 관계를 가진 規模, 成長率, 參入障壁과 關係 있는 勞動裝備率, 企業數, 平均企業의 規模등을 들수 있을 것이고. 또한 規模分布의 基準으로서의 生産量(出荷量), 生産額(出荷額), 附加價值額등이 있다.⁽⁴⁹⁾

Hart-Prais의 分析에서는 集中指標로서 分散을 使用하느냐의 문제를 提起하고있다. 만일 2個集團의 算術平均 x_1, x_2 와 分散 σ_1^2, σ_2^2 를 結合시키면 2個의 結合集團의 分散은

$$\sigma^2 = \omega_1\sigma_1^2 + \omega_2\sigma_2^2 + \omega_1\omega_2(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)^2$$

로 주어진다(단 ω_1 과 ω_2 는 2個集團의 目標의 比率임). 이 方程式의 특별한 경우로서 다음과 같은 3가지의 문제를 생각할 수 있다.

(a) 만일 2個集團이 동일한 算術平均과 分散을 갖는다면 그 結合集團도 이와 동일한 分散을 가질 것이다.

(b) 만일 2個集團의 算術平均이 동일하고 分散이 다를 경우에는 結合集團의 分散은 各集團의 分散의 加重算術平均値이다.

(c) 만일 2個集團의 分散이 동일하고 算術平均이 다를 경우에는 結合集團의 分散은 이들 各集團의 分散値 보다 항상 크게 나타날 것이다.⁽⁵⁰⁾

3. 計測結果(1885—1950)

다음의 表 II-8은 表 II-3~8의 數値를 利用하여 英國의 上場會社數, 算術平均 및 分散의 變化의 結果를 集約한 것이다.

(a) 그 期間에 退去한 企業單位의 규모는 그 期間의 初期에 生存한 企業單位의 크기 보다 적다. 즉 그 크기는 거의 $\frac{1}{2}$ (表 II-8의 第1列과 第2列의 平均値는 前者가 後者의 $\frac{1}{2}$)이다. 따라서 平均規模의 周邊의 分散도 前者가 後者에 비하여 一般的으로 더 적다. 衰退의 確率은 會社의 규모가 擴大함에 따라서 더욱 低下한다. 이것은 表 II-7에서 보면 最大規模階層 N~T의 總 96會社 중에서 衰退會社는 단 두 會社뿐이며 層小規模階層의 A~C

(49) 한편 企業集中의 原因을 競爭激化의 側面 즉, 參入障壁의 崩壞 혹은 轉化側面에서도 파악할 수 있을 것이다. 첫째 急激한 需要增加에 의하여 新規企業의 활동을 용이하게 한다. 둘째 技術導入에 의한 革進過程의 展進, 셋째 量產效果에 의한 生産費의 有利性이 市場販路面의 有利性을 증가할 수 있다. 넷째 巨大企業集團의 다른 分野에의 進出이 激化한다. 日本 經濟企劃廳經濟 研究所編, 『經濟分析』, 1965. 15號. 6月 및 9月號. P. 30,

(50) P.E. Hart and S.J. Prais, *op. cit.*, P. 165.

에서는 總 87 會社중에서 衰退는 26 會社 즉 全體의 30%를 占한다.

Table II-8. Summary of Changes in the Numbers, Means and Variances of Quoted Companies in the United Kingdom, 1885-1950.

	1885-1896			1896-1907			1907-1924			1924-1939			Units: Log: 1939-1950		
	N	\bar{x}	σ^2	N	\bar{x}	σ^2	N	\bar{x}	σ^2	N	\bar{x}	σ^2	N	\bar{x}	σ^2
1. Total at first year	60	-0.37	4.17	250	0.56	3.85	569	0.57	3.79	719	0.89	5.61	1712	0.35	6.01
2. Deaths in period	15	-2.53	2.92	50	-1.02	4.22	113	-0.35	3.18	203	-0.06	4.73	210	-0.70	4.75
3. Survivors at first year	45	0.36	2.50	200	0.96	2.97	456	0.80	3.68	516	1.26	5.45	1502	0.71	5.95
4. Survivors at second year	45	0.98	4.64	200	1.13	3.85	456	0.96	6.16	516	1.56	7.66	1502	1.68	4.66
5. Births in period	205	0.47	3.63	371	0.28	3.55	270	0.77	4.54	321	2.12	4.62	601	1.11	2.34
6. Total at second year	250	0.56	3.85	571	0.58	3.82	726	0.89	5.56	837	1.77	6.57	2103	1.52	4.07

Source; P. E. Hart and S.J. Prais, *op. cit.*, 1959, P.166.

(b) 주어진 期間內에 新設된 企業은 生存하고 있는 企業들 보다 그 규모가 더욱 적고 分散도 작다. 그러나 새로 新設된 會社들의 分散은 감소되고 Lorenz 曲線에서는 企業集中의 減少現象으로 나타난다. 이 문제는 때때로 論議되는 小會社들을 母集團에 더하면 一般的으로 集中現象이 크게 나타난다는 先驗的인 主張과는 극히 대조적이다. 그러므로 Hart-Prais는 새로 新設되는 會社들 사이에 集中度가 낮을수록 一般的인 集中水準을 弱화시킨다고 結論짓고 있다.

(c) 한편 위의 表 II-8에 나타나는 特徵은 多數의 企業이 新設·退去됨에도 불구하고 주어진 全期間에 걸쳐 生存하는 企業規模에 가장 커다란 影響을 미친다는 것이다. 또한 그들의 分散은 全期間에 걸쳐 增加하였다.

(d) 表 II-8을 중심으로 아래의 圖 II-5의 Lorenz 曲線에서 短期間의 移動量과 表 II-8의 分散間의 變化量(移動量)을 비교하면 거의 一致한다는 사실을 究明할 수 있다. 이와 反面에 全體의 규모分布에 대하여 計算한 分散은 圖 II-1의 Lorenz 曲線과 비교하면 相當한 不一致性이 나타난다. 이의 主要한 理由는 短期間에 발생한 중요한 變化는 규모分布의 分散에 反映되는 반면에 높은 積率이 安定性을 가지고 있기 때문이다. 그러나 長期間에는 分散도 크게 變化할 것이다.

이와같이 全體的인 觀點에서 본 表 II-8은 生存한 企業群에서 集中이 增加하는 傾向을 갖고 이 傾向은 生存한 企業으로서 구성된 母集團의 지속적인 變化——이 變化는 新規企業과 衰退企業에 관한 統計量에 反映됨——에 의하여 相殺되어 왔다는 사실을 알려준다고

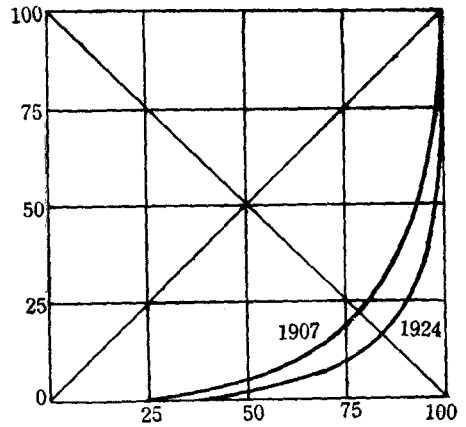
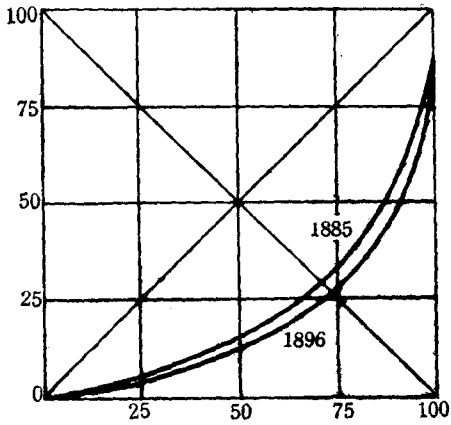
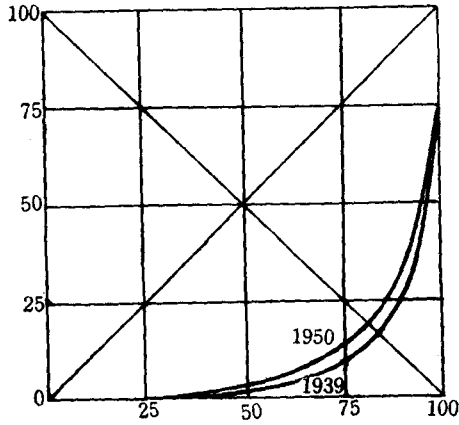
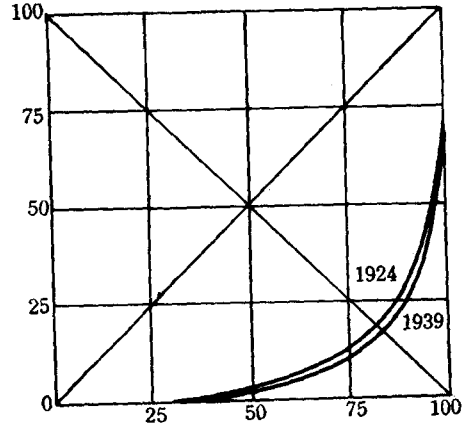
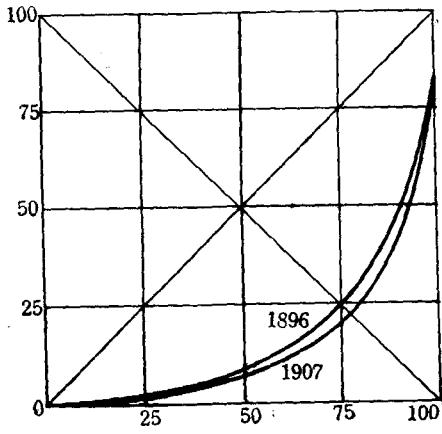


Fig. II-5. Changes in Concentration of Surviving Companise,
Source; P.E. Hart and S.J. Prais *op. cit.*, 1956, P. 167

볼 수 있다. (51)

다음은 2個會社의 合併(amalgamation)이 이루어지면 全體會社에 대한 規模分布는 다음과 같은 要因에 의하여 영향을 받게 될 것이다. 첫째는 會社總數의 감소에 따른 영향과 둘째는 規模分布에서의 힘의 均衡에 영향을 미치는 한개의 大規模 會社가 2個의 合併전的小規模會社를 代置함으로써 생기는 영향이다. (52) 한편 集中水準에 현저한 영향을 미치리라고 생각되는 것은 大規模會社의 극적인 合併이다. 이러한 合併의 영향을 파악하기 위하여 Hart-Prais는 表 II-9와 表 II-10을 作成하였다. 즉 表 II-9와 表 II-8을 비교하

Table II-9. Statistics of Firms Involved in Amalgamation

	1896-07		1907-24		1924-39		Units: log ₂ 193950	
	Before	After	Before	After	Before	After	Before	After
Number	11	5	40	13	58	25	109	50
Mean	1.18	2.20	1.15	3.54	1.59	3.24	1.93	4.00
Variance	5.47	6.56	5.18	3.01	6.30	5.06	6.93	4.52

Table II-10. Effects of Amalgamation on the Variance of Firm Sizes

	1896-07	1907-24	1924-39	Units: log ₂ 1939-50
Total at beginning	3.85	3.79	5.61	6.01
Total after amalgamation	3.85	3.86	5.69	6.13

Sources; P.E. Hart and S.J. Prais, *op. cit.*, 1956, P.169.

면 合併에 관련된 企業의 平均規模는 合併이 일어나기전에 合併이 일어나지 않은 會社들의 平均規模보다 크다는 사실을 알수있다. 또한 合併率이 全期間을 통하여 좀처럼 變化하지 않는다는 것도 알수있다. 즉 合併率은 항상 15年間に 포함되어있던 上場企業의 거의 7% 이었다. 表 II-9의 最終欄은 合併에 관련된 企業들에 대한 散布度가 대체로 감소하고 있는 사실을 보여준다. 方程式

$$\sigma^2 = \omega_1 \sigma_1^2 + \omega_2 \sigma_2^2 + \omega_1 \omega_2 (\bar{x}_1 - \bar{x}_2)^2$$

을 利用하면 모든 企業에 대한 全體分布로부터 合併에 관련된 企業의 規模分布를 뺀후, 合併이 일어난 다음에 合併에 관련된 企業의 規模分布를 다시 원래의 分布에 附加하는 것이 가능하다. 이 方法에 의하여 얻어진 合併후의 規模分布에 대한 推定分散은 表 II-10과 같

(51) P.E. Hart and S.J. Prais, *op. cit.*, pp. 167-168.

(52) 이와같은 合併의 大部分은 上場會社에 의한 非上場會社의 획득 또는 非上場會社間의 合併——各非上場會社가 上場될 만큼 成長하기 전에 이루어지는 合併——에 基因된다. 따라서 合併은 吸收한 會社나 또는 吸收된 會社가 모두 上場될때에 限하여서만이 여기서 다루는 統計量에 반영 될 것이다.

다. 즉 規模分布에 대한 分散과 企業集中의 水準은 合併이 일어난 結果에서 분명히 增加하는 傾向이 나타나는 것을 알수있다. 그러나 分散의 變化量은 表 II-8에서 주어진 企業의 成長으로 因한 集中의 變化量과 비교할 경우에 너무 작다. 이와같이 時限에 따른 企業集中의 變化에 관한 研究에 있어서의 보다 細心한 注意는 企業間에 일어나는 結合의 可能性 (possibility of combination)보다도 오히려 企業의 內部的成長에 集中되어야 할것이다.

다음은 企業의 成長이 時間의 經過에 따라서 企業集中에 어떻게 영향을 미치는가의 分布結果를 圖 II-6에서 보면 다음과 같다. 첫째 모든 企業은 規模의 增加 또는 減少에 있어서 동일한 機會를 갖는다. 둘째 모든 企業은 고려한 一定한 時間에는 동일한 規模階層에 남아있다. 셋째 度數는 對稱的으로 점점 가늘어지면서 양편으로 分布한다. 즉 規模가 주어진 比率만큼 變化할 確率은 變化量의 크기에 反比例하여 變化하는 特徵을 가지고 있다. 圖 II-7에서 보면 各 曲線으로 표시된 平均成長率은 期間마다 變化를 보이고 있으나 이것은 部分的으로는 物價變動에 의한 것으로 별다른 뜻을 갖지 않을 것이다. 이 보다도 오히려 각기의 經濟的特性을 달리하는 各期間에 비해서 各 曲線들은 類似한 分布曲線型을 나타내고 있다는 점에 注意할 필요가 있을 것 같다. 또한 1924~39年の 보다 큰 變化에 注目되나 이것은 大恐慌에 基因하는 것이며 各期間에 대한 曲線이 對稱的이고 正規分布型을 갖는다는 것이 더욱 중요한 일이다. 이와같이 Hart-Prais의 研究에서 보면 規模가 네 倍로 成長한 企業數는 $\frac{1}{4}$ 로 委縮된 企業數와 같고 16 倍로 成長한 企業數는 $\frac{1}{16}$ 로 위축된 企業數와 같다는 結論을 얻었다. 그리고 이러한 比例的成長은 오차를 가진 正規曲線상에 分布되고 있다. (53)

이와같이 比例成長法則이 아무런 制約없이 주장된다면 규모의 散布는 계속 增大할 것이며 產業集中은 時間의 經過와 더불어 擴大될 것이다. 이에 관한 說明은 相關理論에 의하여 可能하다. 즉 產業集中은 回歸係數가 相關係數에 비하여 작으면 감소하고 回歸係數가 그보다 크면 $\rho \leq 1$ 이므로 分散은 항상 커진다. (54)

(53) P.E. Hart and S.J. Prais, *op. cit.* pp. 170—171.

(54) x_t, x_{t+1} ; 期間 t 또는 $t+1$ 의 企業規模의 對數值. ε ; random variable(平均=0, 分散= σ_ε^2)

$$x_{t+1} = x_t + \varepsilon \dots \dots (1)$$

만일 모든 企業成長이 (1)式에 의하여 調整된다면 두 比較時點에서의 企業規模의 散布는 다음式으로 표시할 수 있다.

$$V(x_{t+1}) = V(x_t) + \sigma_\varepsilon^2 \dots \dots (2)$$

따라서 (1)式을 線型關係에서 變換시키면

$$x_{t+1} - \bar{x}_{t+1} = \beta(x_t - \bar{x}_t) + \varepsilon \dots \dots (3)$$

와 같다. \bar{x}_t 또는 \bar{x}_{t+1} 은 x_t 와 x_{t+1} 이며 β 는 回歸係數이다. 그리고 두 比較時點의 分散間의 關係는 다음과 같다.

$$V(x_{t+1}) = \beta^2 V(x_t) + \sigma_\varepsilon^2 \dots \dots (4)$$

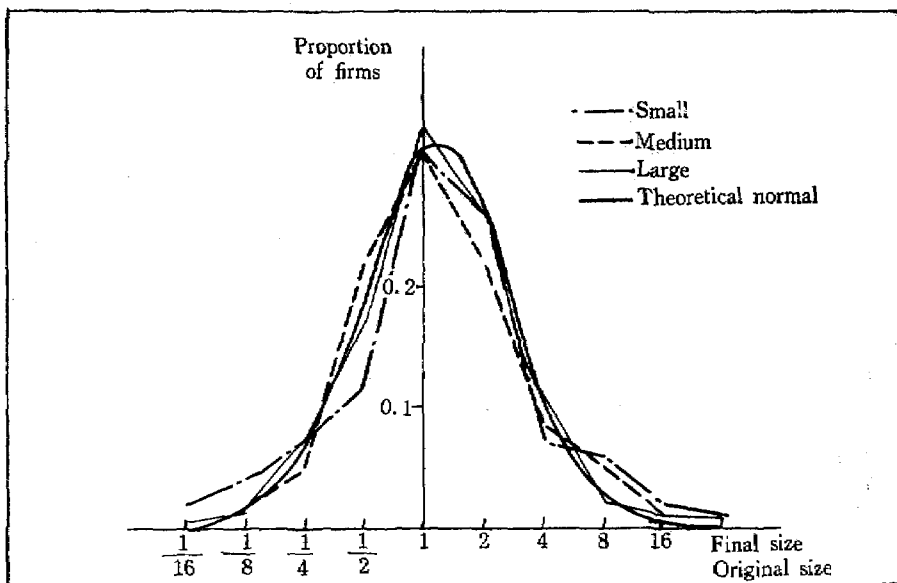


Fig. II-6. Growth of Small, Medium and Large Firms During a 16-Year Period (average of 1907-24 and 1924-39).
Source; P.E. Hart and S.J. Prais, *op. cit.*, P. 170.

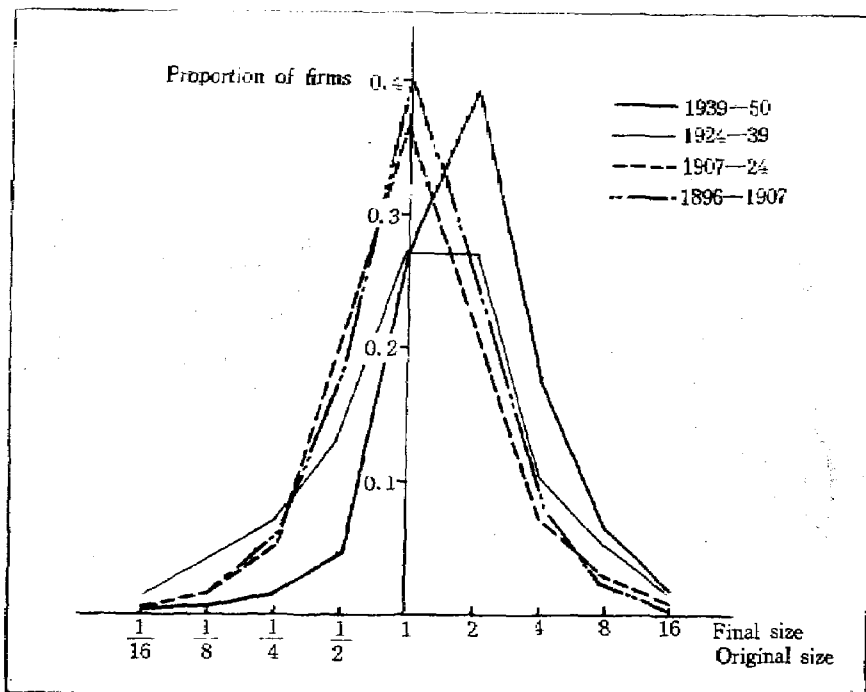


Fig. II-7. Probabilities of the Growth of Firms, 1896-1950.
Source; P.E. Hart and S.J. Prais, *op. cit.*, P. 171.

競爭狀態를 評價하려면 企業이 規模分布에 있어서 相對的으로 접하는 比率을 變化시키는 率을 測定할 수 있어야 할 것이다. 이의 方法에는 二時點間의 相對的位置의 順位相關係數(rank correlation coefficient)이고 다른 하나는 乘積係數(product moment coefficient)가 있다. 一般的으로 후자의 長點은 規模에 있어서 큰 變化에 보다 큰 比重을 두며 移動性的의 測定에 대해서는 概念的인 短點을 갖고 있다. 즉 企業順位에서 相互變化되는 數는 企業數와 그들이 어느정도 密集되어 있는가에 關係되기 때문이다. 따라서 規模의 變化率을 주어진 것으로 하면 원래 企業이 규모에 있어서 분산된 地域 또는 期間에 密集되어 있는 것보다 적은 相互變化를 나타낸다. 이러한 理由에서 원래의 企業規模分布와는 無關한 移動性測定을 使用하는 것이 유리할 것이다.

그리고 企業成長이 產業集中에 미치는 영향을 파악하기 위하여서는 成長曲線의 散布度와 回歸係數의 크기를 알아야 한다.

Table II-11. Variance and Regression Parameters of the Concentration Process

	1885-96	1896-1907	1907-24	1924-39	1939-50
Calculated values:					
1. s^2	2.40	1.42	1.82	3.08	1.31
2. b	0.95	0.91	1.09	0.92	0.75
3. $s(b)$	± 0.15	± 0.05	± 0.03	± 0.03	± 0.02
4. r	0.83	0.89	0.92	0.83	0.85
Standardized values:					
5. s^2	2.18	1.29	1.04	2.01	1.24
6. b	0.95	0.91	1.05	0.95	0.77

Source; P.E. Hart and S.J. Prais, *op. cit.*, P.173.

위의 表 II-11에서 보던 첫째줄은 散布, 둘째줄은 回歸係數, 셋째줄은 回歸係數의 標準誤差, 넷째줄은 相關係數이다.

圖 II-8 에는 1950年의 企業의 平均規模가 1939年의 各 階層에 나타나있다.⁽⁵⁵⁾

여기서 보던 큰 規模의 企業群이 그 規模에 있어 동일한 比率로서 增大하였고 그規模企

따라서 相關係數 ρ 는

$$\rho^2 = 1 - \sigma_e^2 / V(x_{t+1}) \dots (5)$$

이며 여기서

$$\frac{V(x_{t+1})}{V(x_t)} = \frac{\beta^2}{\rho^2} \dots (6)$$

P.E. Hart and S.J. Prais, *op. cit.*, 1956, P. 172.

(55) 이들 平均은 두 가지 方法에서 計算되었다. 첫째, 규모의 log 平均이 취해지고 이들 점은 ○표로 표시되었다. 둘째, 1950년에 企業이 사장된 것을 零의 규모로 假定할 경우의 算術平均이 계산된 것을 ×표로 표시되어 있다.

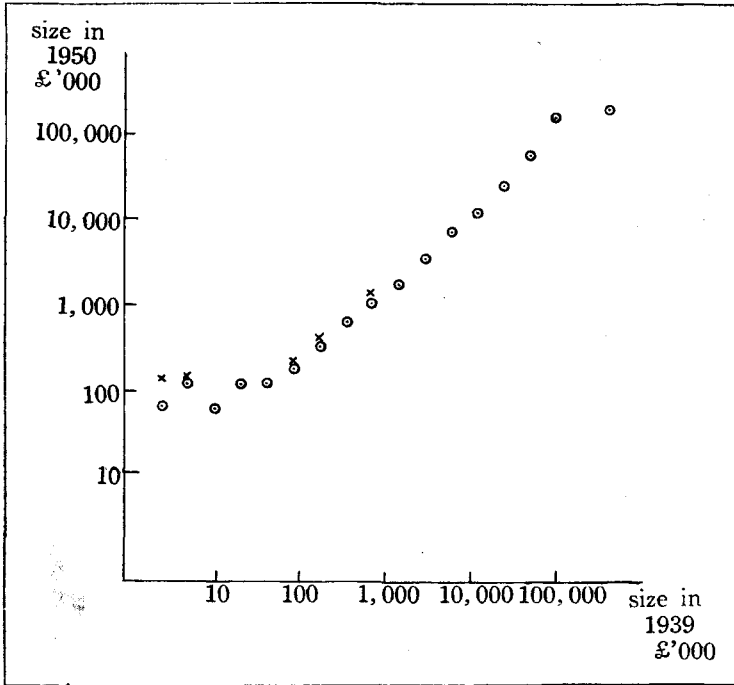


Fig. II-8. Regression of Firm Sizes, 1939—50 (logarithm scales)
Source; P.E. Hart and S.J. Prais, *op. cit.*, P. 174.

業群에서는 平均보다 높은 增加를 보인 curvilinearity 를 나타낸다. 즉 보다 小規模企業群이 平均에 回歸되는 傾向을 가지고있다. 1939~50 期間에 비하여 小規模企業群에서 보다 有益한 經驗은 例外的인 것이었고 平均에로의 回歸되는 정도가 없는것이 Hart-Prais의 研究에서의 結論이라고 보기 쉽다. 그러한 경우에 企業의 成長을 決定하는 것은 위의 (1)式에 의하여 産業集中을 增大시켜 왔기 때문이라고 볼 수 있다. 이러한 增大現象을 完 化시킬수 있는 것은 繼續的인 새로운 企業의 登場과 이에 필요한 諸般의 興件이 더욱 중 要할 것이다. 만일 어떠한 理由이든 새로운 企業이 登場하지 않게되면 集中은 圖 II-5. 에서 보는 比率로서 增大될 것이다.⁽⁵⁶⁾

4. 結 語

(56) P.E. Hart and S.J. Prais, *op. cit.*, pp. 174—175.

Hart-Prais의 研究結果에 의하면 첫째, 과거 50年間の 英國에서 中心企業 또는 大規模企業의 成長을 동일하게 규제하는 法律에 의하여 生存한 企業에서 본 產業集中은 增大하는 傾向을 가지고 있었다. 둘째, 새로운 產業과 企業數의 上昇은 이와같은 一般的인 集中傾向의 增大를 상쇄 시킬수 있었다. 셋째, 과거 50 年間に 걸쳐 經濟的與件에서 본 產業集中의 變化는 그다지 현저하게 나타나지 않았다. 따라서 이들의 研究는 實際의 集中水準 보다 그 集中을 決定하는 要因分析에 두고 있는 點이 더욱 貴重한 資料가 될 것이다.

III. S. Hymer-P. Pashigian의 產業集中의 假說檢定

1. Simon-Bonini 假說과 Hart-Prais 假說檢定

S. Hymer와 P. Pashigian의 研究는 美國의 H.A. Simon과 C.P. Bonini 그리고 이미 본 P.E. Hart와 S.J. Prais에 의한 企業集中에 관한 重要假說을 檢定하려는데 그 目的을 두고있다. Hymer-Pashigian은 1946~1955年間の 美國의 1,000個의 大企業體의 成長率에 관한 資料에 의하여 위의 두 가지의 假說을 檢定하였다.⁽⁵⁷⁾ 그러나 여기에서는 Simon-Bonini의 假說과 Hart-Paris 假說을 하나로서 취급 할수 없기 때문에 大體로 다음과 같이 要約할수있다.

(1) 大多數의 產業에서는 企業의 規模分布는 J字型, 즉 少數의 大企業과 多數의 小企業으로서 구성 되어있다.

(2) J字型의 統計의 分布는 law of proportionate effect 「比例効果의 法則」(log-normal distributian의 註 참조)가 適用되는 過程에서 形成된다. 이 law of proportionate effect는 어느 企業이 x% 成長할 確率이 그 企業의 규모와는 關係없다는 것이다. 이것은 美國과 英國經濟에서는 企業의 관측된 規模分布에 이 法則의 作用이 있다는 것으로 一致한 다. Simon-Bonini의 1954~56年間の 最大 500 企業體의 成長率에 관한 研究結果에서 보던 大企業과 小企業間的 成長率에 대한 隔差는 나타나지 않았다.

(3) 比例効果의 法則은 單位費用曲線(unit cost curve)이 U字型이라는 一般的인 假定보다는 어떠한 最小規模 이상에서 水平的直線이라는 假定이 더욱 符合性을 갖고 있다 한다.⁽⁵⁸⁾

(57) H.A. Simon and C.P. Bonini, "The Size Distribution of Business Firms," *American Economic Review*, XLVIII, Sep. 1958. pp. 607-617.

P.E. Hart and S.J. Prais, "The Analysis of Business Concentration," *Journal of the Royal Statistical Society*, Part II, 1956, pp. 150-191.

(58) S. Hymer and P. Pashigian, "Firm Size and Rate of Growth," *Journal of Political Econmy*, Dec. 1962. P.556.

Hymer-Pashigian은 Simon-Bonini 와 Hart-Prais 假說에 대한 檢定の 注力을 (2), (3)에 두고 있다. Hymer-Pashigian에 의한 比例効果의 法則에 대한 檢定結果로 平均成長率은 企業의 規模와는 아무런 關係가 없다는 것을 알았다. 그러나 이와같은 比例効果의 法則은 成長率에 관한 全體分布가 大企業과 小企業에 대하여 同一하다는 것을 의미한다고 볼수 있다. 또한 이와 近似한 算術平均値를 발견하였으나 成長率에 대한 分散이 다르다는 것을 알았다. 물론 大企業에 비하여 小企業의 分散은 더욱 增加 하려는 規則的인 傾向이 강하게 나타나는 것은 사실일것이다. 이와같은 成長率의 分布型이 Simon-Bonini와 Hart-Prais 모델에 대하여 모순되며 費用曲線이 水平的이라는 Simon-Bonini 假說에 의문점을 提起한다. 즉 比例効果의 法則은 成長率에 관한 確率分布는 企業의 規模와는 關係없다는 假說을 서로 다른 規模階層에 속하는 企業成長率의 分布에 대한 算術平均値와 標準偏差를 비교함으로써 檢定하였다.⁽⁵⁹⁾ 이 檢定結果에서 平均成長率은 企業의 規模와는 關係없다는 사실과 成長率分布에 대한 標準偏差는 企業規模에 反比例한다는 結論을 얻고 있다. 물론 Hymer-Pashigian의 檢定方法에서의 몇 가지 문제점은 three-digit分類를 two-digit分類로 代置시킬경우에 일어날수있는 缺點이 있다.⁽⁶⁰⁾ 이와같은 aggregation 과 disaggregation의 問題는

(59) 이에 利用된 標本은 1946年 12月 現在의 1,000個의 製造業의 大企業에서 抽出하였고 企業規模는 그 企業의 1946年度의 資產額으로서 測定하였다. 또한 成長率은 1946~1955年間의 이들 企業의 資產의 變化率로서 測定한것이다.

S. Hymer and P. Pashigian, *op. cit.*, pp. 556~557.

(60) 이와같은 three-digit 과 two-digit 의 問題는 統計的處理에서 취급하기 어렵다. 첫째 three-digit 分類産業에서의 企業規模와 成長率間에는 陽的인 關係를 갖고있다. 즉 小規模企業을 所有하는 three-digit 産業이 大規模企業을 所有하는 two-digit 産業들에 비하여 그 成長率이 빠르다고하면 이들 three-digit 産業을 two digit 産業으로 統合한다는 것에 상당한 오차를 수반하게 될것이다. 따라서 two-digit 産業으로 묶은데서의 企業規模와 成長率間에는 별다른 關係가 없다. 그러나 이와는 달리 two-digit 産業에서의 企業規模와 成長率의 標準偏差間에는 反比例의 關係가 나타난다.

둘째, three-digit 産業의 企業規模와 企業成長率間에는 아무런 關係가없고 또한 이 three-digit 産業의 成長率間에 아무런 隔差도 없을 경우이다. 그러나 企業成長率間의 變化가 大規模企業이 所有하는 産業에 비하여 小規模企業이 所有하는 産業에서 더욱 크다면 two-digit 産業群으로 묶는것은 역시 two-digit 産業에서 관찰한 成長率과 같을 것이다.

셋째, three-digit 産業의 企業規模와 成長率間에 陽的關係를 가질 可能性도 있으며 또한 다른 three-digit 産業에서는 反比例의 關係를 가질수 있다. 이와같은 문제는 集計概念에서 커다란 差異를 가져온다.

넷째, three-digit 産業의 企業規模와 成長率間에 아무런 關係도 없고 小規模企業을 所有한 three-digit 産業에서의 成長率의 算術平均値와 大規模企業을 所有하는 three-digit 産業에서의 成長率의 算術平均値間에는 아무런 差異가 있을 수 없다. 사실상 three-digit 産業分類의 統計的作業에는 항상 많은 문제點이 따른다. 그러므로 Hymer-Pashigian 은 three-digit 産業의 同質性(homogeneity)에 대하여 2群의 集團으로 分類한 다음 各各 個別的으로 檢定하였다. 즉 會員企業(member firms)들의 生産物구조의 同質性을 認定할 경우에는 純粹産業(pure industry)으로 分類하고 그렇지 않을 경우에는 混合産業(mixed industry)로 分類하였다. S. Hymer and P. Pashigian, *op. cit.*, pp. 558-560.

統計的處理에서 취급하기 어렵다.

Hymer-Pashigian는 Simon-Bonini 假說, 즉 相異한 規模階層에서 같은 크기의 平均成長率을 가지나 그 規模가 점점 擴大됨에 따라서 작은 標準偏差를 가진다는 類型과 一定한 費用水準을 가진다는 사실과는 모순된다고 指摘하고 있다. 따라서 一定한 費用水準을 갖기는 하나 그 單位費用은 규모와 같이 減少하거나 또는 大規模企業이 小規模企業에 비하여 더욱 獨占的인 요소를 가진다는 것을 증명하였다. 이러한 사실은 成長의 類型이 企業으로 하여금 J字型的의 規模分布를 갖게하는 理由에 대한 正確한 證據는 될수 없을 것이다. 그러나 一般的으로 產業은 少數의 大規模企業과 大多數의 小規模企業으로 구성 되어있다는 사실에서 본다면 단순히 時間과 機會에 의존할뿐 아니라 規模經濟(economies of scale)에 의하여 說明하는것이 妥當性을 지니고 있을지 모른다.

2. 計測結果

이상에서 three-digit 產業에 대한 企業規模와 企業成長率間에 아래와같은 回歸方程式을 利用하였다.

$$G_F = a + bS_F + cR_F + dG_I \dots\dots\dots (1)$$

[Notations];

G_F ; 企業의 成長率

S_F ; 企業의 1946年度 資產額(assets)

R_F ; 產業에서의 最大企業規模에 대한 當該企業規模의 比率

G_I ; 產業의 成長率

위의 方程式에서 獨立變數로서 도입한 產業成長率(G_I)은 three-digit 產業의 成長率의 差異를 說明하고 앞의 脚註의 첫째에서 논의한 誤差(three-digit 產業을 two-digit 產業으로 묶는데서 일어나는 誤差)를 除去하기 위한 것이다. 그 產業에서의 最大企業規模에 대한 當該企業規模의 比率(R_F)은 小企業에 의하여 特徵지워 지는 產業에 속하는 비교적 큰 企業을 大企業에 의하여 特徵지워지는 產業에 속하는 큰 企業과의 비교를 용이하게 하기 위하여 도입되었다. 그러므로 이 R_F 變數는

$$R_F = \frac{\text{產業間的 差異}}{\text{企業의 絕對的規模}}$$

와 같이 標準化된 것이다. 그리고 脚註의 셋째 假說에서 논의한것 처럼 企業規模와 企業成長率間에 比例的인 關係를 갖는 產業과 反比例的關係를 갖는 產業들을 分類하기 위하여 各產業의 企業成長率들의 單純平均值와 各產業에 대한 成長率의 加重平均值를 비교하여

分類하였다. 이 경우의 式은 다음과 같다.

A_i ; i 번째 企業의 1946 年度의 資産額

\bar{A}_i ; i 번째 企業의 1955 年度의 資産額

이라하면 i 번째 企業의 成長率은

$$(\bar{A}_i/A_i - 1) \times 100$$

으로 定義되고 어느 産業의 平均成長率은 다음과 같은 式으로 주어진다.

$$\frac{\sum_i^N \left(\frac{\bar{A}_i}{A_i} - 1 \right) 100}{N} \dots \dots \dots (2)$$

한편 그 産業의 加重平均成長率(weighted average growth rate)은 다음과같이 定義된다.

$$\left(\frac{\sum \bar{A}_i}{\sum A_i} - 1 \right) 100 \dots \dots \dots (3)$$

여기서 加重平均值가 (3)式에서 計測한것 보다 더 크다면 이것은 大企業이 小企業보다 더욱 빨리 成長해 왔음을 나타내며 이의 逆도 成立한다. (61)

Table III-1. Determinants of Firm Growth Rate: Correlation Analysis

	Simple* and Partial Correlation Coefficients: Independent Variables			Multiple Correlation Coefficient
	Absolute Size	Relative Size	Industry Growth Rate	
Two digit industries	.049 .028	N.i.‡ N.i.	.247§ .244§	.249§
Three-digit industries:				
Industries where small firms grew faster than large firms:				
Pure industries	-.012 -.047	-.201§ -.127	.473§ .457§	.494§
Mixed Industries	-.061 -.055	-.184§ -.116	.274§ .242§	.301§
Industries where small firms grew slower than large firms:				
Pure industries	.230§ .090	.181§ .207§	.310§ .314§	.399§
Mixed industries	.136 .043	.210§ .164	.335§ .317§	.380§
Pure industries combined	.072 .007	-.092 -.032	.399§ .380§	.400§
Mixed industries combined	.019 .015	-.026 -.018	.266§ .264§	.207§
All three-digit industries combined	.047 .013	-.065 -.026	.350§ .339§	.351§

* Top row. + Bottom row. ‡ "N.i." denotes variable not included.

§ Significant at .05 probability level. || Significant at .01 probability level.

Source: S. Hymer and P. Pashigian, *op. cit.*, P. 562.

(61) S. Hymer and P. Pashigian, *op. cit.*, pp. 560-561.

Table III-2. Determinants of Firm Growth Rate: Regression Analysis

	Regression Coefficient* and Standard Error ⁺				Average* and Standard Deviation		
	Intercept	Absolute Size	Relative Size	Industry Growth Rate	Absolute Size	Relative Size	Industry Growth Rate
Two-digit industry	14.59	.00001815 .00002054	N.i.‡	.8002§ .1008	59,388 165,500	N.i.	106.1 33.7
Three-digit industry: Industries where small firms grew faster than large firms:							
Pure industries	25.17	-.00002193 .00003341	-57.39 32.18	1.1943§ .1672	121,183 292,932	.257 .303	94.4 55.6
Mixed industries	35.55	-.00000517 .00007458	-42.35 24.08	.9267§ .2463	47,621 100,550	.283 .319	97.3 28.2
Industries where small firms grew slower than large firms:							
Pure industries	3.77	.00004837 .00003989	56.70§ 20.02	.4951§ .1115	57,408 166,822	.396 .327	89.6 57.9
Mixed industries	3.08	.00004679 .00007708	56.73 24.33	.6940§ .1482	39,110 87,278	.277 .276	125.1 43.1
Pure industries combined	23.24	.00000366 .00002547	-11.72 19.06	.8466§ .1061	90,383 242,537	.324 .322	92.1 56.8
Mixed industries combined	34.84	.00001674 .00005447	-6.57 17.20	.6986§ .1235	43,681 94,732	.280 .300	110.1 38.5
All industries combined	26.34	.00000766 .00001521	-9.35 8.85	.7924§ .0545	65,567 181,325	.301 .311	101.7 48.8

* Top row.

+ Bottom row.

‡ "N.i." denotes variable not included.

§ Significant .05 probability level.

|| Significant at .01 probability level.

Source; S. Hymer and P. Pashigian, *op. cit.*, p.563.

위의 (1)식에 의한 Hymer-Pashigian의 計測結果는 表 III-1 相關分析과 表 III-2의 回歸分析과 같다. 이 結果에 의하면 獨立變數인 産業成長率은 two-digit 産業에 비하여 three-digit 産業에서 分析上의 說明力을 갖고있다. 그러므로 이 사실은 three-digit 産業의 成長率을 調整하는데 중요하다. (62)

또한 大企業과 小企業의 成長率에서 有意的인 差異는 나타나지 않고 R_F 의 回歸係數는 統計的으로 有意的이다. 그러나 R_F 變數는 混合된 産業에서는 統計的으로 有意的이 아닌

(62) "The industry growth rate appears to be of little use to an investor who might want to select firms by first determining the industry growth rate. Deciding that the electronics industry will grow more rapidly than another industry still leaves plenty of room for errors in selecting firms within the electronics industry." S. Hymer and P. Pashigian, *op. cit.*, P. 561. Footnote 14.

結果를 초래한다.

따라서 Hymer-Pashigian 은 두번째의 假說(脚註 참조) 즉 小企業이 所有하는 產業에서 企業成長率間의 變化性이 大企業이 所有하는 產業에서의 企業成長率間의 變化性 보다 크면 產業의 標準偏差와 그 產業에서의 企業의 平均規模間에 負의 關係가 存在한다는 假說을 檢定하였다. 즉, Hymer-Pashigian 은 產業集中度가 높을 수록 市場占有協定(market sharing agreement)의 可能性이 더욱 커지고 따라서 企業成長率이 均等化될 可能性도 더욱 커진다는 假說을 檢定하였다. 만일 이 假說이 妥當性을 가진다면 產業集中比(industry concentration ratio)와 企業成長率의 標準偏差間에 負의 關係가 存在하리라는것을 기대 할 수 있다는 理由에서 다음과 같은 方程式을 사용하였다. 이의 檢定結果를 表 III-4 및 表 III-5에 의하여 要約하면 다음과 같다.

$$D = a + bS + cG_I + dC \dots \dots \dots (4)$$

- D; 企業成長率의 標準偏差
- S; 企業의 平均規模
- G_I; 產業成長率
- C; 集中比率

첫째 three-digit 產業의 標準偏差와 企業의 平均規模間에는 負의 關係는 없다. 또한 企業成長率間의 變化性은 大企業을 所有하는 three-digit 產業에 비하여 小企業을 所有하는 three-digit 產業에서 더욱 크게 나타난다. 둘째 企業成長率의 標準偏差와 產業成長率間에는 正의 關係가 存在하는 傾向을 갖고 있다. 또한 two-digit 產業에서는 小企業의 成長率間에 큰 變化性은 나타나지 않으며 three-digit 產業들의 成長率과 企業의 平均規模間에도 깊은 關係는 나타나지 않는다. three-digit 產業에서 標準偏差가 더욱 적은 사실은 이들

Table III-4. Determinants of Standard Deviation of Firm Growth Rates
A. Correlation Coefficients

	Simple* and Partial [†] Correlation Coefficients			Multiple Correlation Coefficients
	Industry Growth Rate	Concentration Ratio	Average Size of Firm	
Two-digit industries667‡	N.i.§	N.i.	.667‡
Three-digit industries:				
Pure industries441‡	-.035	.171	.491‡
	.456‡	-.238	.114	
Pure and mixed industries combined.....	.400‡	-.040	.107	.425‡
	.403‡	-.147	.111	

B. Simple Correlation Matrices, Three-Digit Industry

Variable	Industry Growth Rate	Concentration Ratio	Average Size of Firm
Industry growth rate:			
Pure industries	1	.331	.324
Mixed industries	1	.073	-.053
Pure and mixed industries combined	1	.147	.158
Concentration ratio:			
Pure industries		1	409‡
Mixed industries		1	425‡
Pure and mixed industries combined.....		1	472‡
Average size of firm:			
Pure industries.....			1
Mixed industries			1
Pure and mixed industries combined.....			1

* Top row.

+ Bottom row.

‡ Significant at .01 probability level.

§ "N.i." denotes variable not included.

|| Significant at .05 probability level.

Source: United States Federal Trade Commission, *Report on Interlocking Directorates, op. cit.*, Appendix A, pp.481-97, and *Concentration in American Industry*, Report of the Subcommittee on Antitrust and Monopoly of the Committee on the Judiciary, U.S. Senate, 85th Cong., 1st sess., pursuant to Sen. Res. 57, pp.41-62.

S. Hymer and P. Pashigian, *op. cit.*, p.564.

Table III-5. Determinants of Standard Deviation of Firm Growth Rates: Regression Analysis

	Regression Coefficients* and Standard Error ⁺				Average and Standard Deviation		
	Intercept	Industry Growth Rate	Concentration Ratio	Average Size of Firm	Industry Growth Rate	Concentration Ratio	Average Size of Firm (thousands)
Two-digit industries	37.04	.598§ .021	N.i.‡	N.i.	106.07 33.72	N.i.	N.i.
Three-digit industries:							
Pure industries	60.60	.431§ .139	-46.42 31.10	.00006573 .00009385	89.39 51.78	.484 .239	64,707 79,093
Pure and mixed	59.67	.339§ .092	-30.66 24.59	.00007963 .00008499	100.85 52.80	.426 .221	53,446 64,188

* Top row.

+ Bottom row.

‡ "N.i." denotes variable not included.

§ Significant at .01 probability level.

Source: S. Hymer and P. Pashigian, *op. cit.* p.565.

産業들에 有効한 市場占有協定이 있다는데서 오는 結果라고 말할 수 없을 것이다. 表 III-4 (A)에서 보던 純粹産業의 相關係數(0.441)는 純粹・混合産業의 그것(0.400)에 비하여 0.04

정도 높으며 이들은 two-digit 産業의 相關係數(0.667)에 비하여 훨씬 낮게 나타난다.⁽⁶³⁾

이와같이 Hymer-Pashigian의 研究에서는 企業規模와 平均成長率(146~1955)間에는 어떤 特別한 關聯性이 없다는 사실과 企業規模와 企業成長率의 標準偏差間에는 逆比例의 關係가 나타난다. 이 研究結果와 다른 結果를 비교검토하면 더욱 明確할 것이다.

첫째 A. Simon-C.P. Bonini의 研究에서는 企業規模와 成長率平均間 그리고 企業規模와 企業成長率의 標準偏差間에 아무런 關聯性이 나타나지 않았다. 이 研究에 使用된 標本은 1954~1956年間の 規模에 따라 分類된 500個의 製造工業의 大企業을 포함한 것이다.⁽⁶⁴⁾

둘째 P.E. Hart-S.J. Prais의 研究에서도 企業規模와 平均成長率間, 企業規模와 企業成長率標準偏差間에도 아무런 關聯性이 없었다. 여기서 利用된 標本은 London Stock Exchange에 上場된 企業을 포함한 1885~1950年間の 成長率을 조사하였다.⁽⁶⁵⁾

셋째, J.R. Meyer-E. Kuh의 研究에서는 企業規模와 平均成長率間, 企業規模와 企業成長率의 變化率間에 各各의 負의 關係가 존재한다는 사실을 究明하였다.⁽⁶⁶⁾

넷째, M.A. Adelman의 研究에서는 產業集中度는 “at the pace of a glacial drift”(氷河移動)의 速度로 變化한다는 것을 指摘하고 있다. 이것은 一般的으로 大企業階層에서는 變化가 없고 集中比가 安定하기 때문에 大企業과의 成長率에 均一化가 있다는 것을 의미한다.⁽⁶⁷⁾

다섯째, S. Alexander와 J. McConnell의 獨自的인 研究에서는 平均收益率과 企業規模間에는 아무런 關係가 없으나 收益率의 變化性과 企業規模間에는 反比例의 關係가 있다는 것을 발견하였다.⁽⁶⁸⁾

이상의 研究에서는 企業의 平均成長率은 企業規模와는 아무런 關係가 없다는 것과 企業成長率의 標準偏差는 企業規模와 反比例한다는 結論을 얻었다. 여기서 Hymer-Pashigian은

(63) S. Hymer and P. Pashigian, *op. cit.*, pp. 563—565.

(64) H.A.Simon and C.P.Bonini, “The Size Distribution of Business Firms,” *American Economic Review*, XLV III, Sep. 1958, pp. 607—17.

(65) P.E. Hart and S.J. Prais, “The Analysis of Business Concentration,” *Journal of the Royal Statistical Society*, Part 2, 1956, pp. 150—179.

(66) J.R. Meyer and E. Kuh, *The Investment Decision*, 1957, pp. 163—165.

(67) M.A. Adelman, “The Measurement of Industrial Concentration,” *Review of Economics and Statistics*, XXX III, Nov., 1951, P. 295.

(68) S. Alexander, “The Effect of Size of Manufacturing Corporation on the Distribution of Rate of Return,” *Review of Economics and Statistics*, XXXI, Aug., 1949, pp. 229—235.

J. McConnell, “1942 Corporate Profits by Size of Firm,” *Survey of Current Business*, January 1946, pp. 10—16.

이러한 결론에 대한 뚜렷한證據로서 費用의 低下와 高度로 集中된 企業규모의 J型分布는 規模에 대한 經濟機會의 結果가 아니라 規模에 대한 經濟가 存在하기 때문이라고 믿고 있다. 즉 어느 產業에서 規模에 대한 內部不經濟(internal diseconomies of scale)이 있다고 假定한다면 그 企業規模를 擴大하는 것은 比較적 높은 單位費用(unit costs)을 요구할 것이며 따라서 利潤率을 減少시킬 것이다. 이때 單位費用이 一定하다고 假定하면 大企業이 小企業에 비하여 平均成長率이 더 빠르거나 늦을 理由는 없어진다. 만일 費用曲線이 減退한다면 大企業이 小企業에 비하여 더욱 빨리 成長할지 모른다는 假說을 主張할 수 있으나 Hymer-Pashigian은 이와같은 假說은 반드시 妥當하지 않다고 指摘하고 있다. 따라서 Hymer-Pashigian의 檢定에서도 成長率이 企業規模와 獨立의이라고 假定할 경우에 費用曲線이 低下될 것인지 혹은 一定할 것인지를 判斷할 수 없으므로 이의 差異를 파악하기 위하여 標準偏差를 利用하였다.

다시 Hymer-Pashigian은 費用曲線이 低下할 경우를 假定하여 一群의 높은 費用單位를 갖는 小企業과 낮은 費用單位를 갖는 一群의 大企業의 成長에 관한 比較에서 規模分布에 대한 經濟學者의 一般的인 見解——높은 單位費用에 의한 小企業의 낮은 利潤의 結果로 그 產業에서 衰退된다는 見解——와 다소 다른 結論을 가져 온다. 즉 小企業은 높은 單位費用의 理由에서 大企業에 비하여 衰退할 確率이 더욱 크며 이와 동시에 規模의 擴大에 의한 費用節減을 實現시키려는 incentive를 갖고 있기 때문에 急速하게 成長할 確率이 大企業보다 크다는 것이다.⁽⁶⁹⁾ 이것은 企業規模와 成長率間에 關聯성이 적다는 사실이 곧 費用節減에 대한 確率을 排除한다고는 말할 수 없기 때문인 것 같다. 一般的으로 大企業이 低下한 費用曲線을 가지는 경우에는 企業의 平均成長率은 企業規模에 따라 달라질 필요는 없으나 企業成長率의 標準偏差는 企業規模에 따라 달라져야 한다.

이와같이 Hymer-Pashigian은 企業의 平均成長率은 企業規模에 따라 달라지지 않는다는 「平均成長率의 同一性」(equality of average growth rates)이 單位費用增加의 可能性을 排除시키기는 하지만 그 費用을 固定 또는 切下시킬것인가는 判斷할수없다는 것이다. 만일 여기서 企業規模에 관계없이 平均費用을 一定하다고 假定한다면 위에서 본 企業成長率의 標準偏差는 企業規模의 크기에 따라 各各 다르다는 主張——즉 小企業이 大企業에 비하여 극단적인 成長 혹은 衰退할 可能性이 더욱 크다는 것——은 妥當하지 않다. 다른 한편으로는 企業規模가 增加함에 따라서 標準偏差는 작아질 可能性을 가질지 모른다는

(69) S. Hymer and P. Pashigian, *op. cit.*, P. 566.

새로운 理由도 있다. (70)

그러나 위의 Hymer-Pashigian의 假定 아래서는 適用되지 않는다. 즉 企業規模에 관계없이 單位費用이 一定하다는 假定 아래서는 小企業과 大企業은 同一한 多樣化를 가질수 있다는 것이므로 어떠한 企業規模라도 cost disadvantage 없이 市場에 參加할 수 있다. 그러므로 이 假定아래서는 標準偏差는 모든 規模階級에 대하여 同一하다.

그런데 Hymer-Pashigian의 檢定에서는 標準偏差가 가장 큰 階級에서 감소한다는 結果이 있으므로 單位費用一定의 假定은 받아 드릴수 없다. 이것은 중요한 문제가 아니다. 즉 一般적으로 企業規模가 아무리 적다하더라도 單位費用이 일정하다고는 假定할수 없기 때문이다. 그러므로 여기서는 單位費用이 一定하게 되는 臨界極少規模(critical minimum size)가 존재 한다는 假定과 이 臨界極少規模를 갖는 獨立된 小企業들의 單純한 集合에 지나지 않은 어떤 大企業을 假定한다. 이와같은 두 개의 假定은 Hymer-Pashigian의 實驗結果와 一致하지 않고 위의 두개의 假定중에서 적어도 하나는 사실이 아니라는 것을 알수있다. 大企業은 小企業과 동일한 平均費用을 갖지만 大企業은 小企業에 비하여 보다 큰 多樣化를 얻을 수 있다. 小企業은 critical minimum size라는 要件조건을 만족시켜야 하므로 多樣化되지 못하고 있다. 大企業은 多樣化 될 수 있으므로 그들의 成長率은 小企業의 成長率에 비하여 보다 적은 變性性 즉 더 작은 標準偏差를 가질 것이다. 우리는 이와 같은 사실을 結論지을 수있을 뿐아니라 統計學의 基本定理에 의하여서 標準偏差가 減少하리라는 것을 正確하게 豫測 할수있다. 大企業은 小企業들로서 구성된 하나의 大標本에 지나지 않는다. 大標本들의 平均의 標準偏差는 母集團의 標準偏差의 $\frac{1}{\sqrt{n}}$ 이며 n 은 標本の 크기이다. 이 문제에서 企業의 critical minimum size는 母集團의 單位이며 이와반면에 標本の 크기 n 은 하나의 大企業을 이루는데 필요한 小企業數이다. 우리는 實際의 標準偏差가 위에서 指摘한 $\frac{1}{\sqrt{n}}$ 規則(이를 the predicted standard deviation이라고 할 것이다)에 의하여 감소하는가를 파악하기 위한 檢定을 할수있다. (71) 만일 $\frac{1}{\sqrt{n}}$ 規則에 따라 감소하지 않는다면 Hymer-Pashigian의 두개의 假定중 하나는 사실이 아니라는 것을 알수있다.

3. 結 語

이와같은 方法에 의한 檢定結果는 大企業은 獨立된 小企業들의 단순한 集合이 아니며 그들의 division들은 서로 關聯性을 갖고있다는 사실을 알수있으며 따라서 이들은 다음의 두

(70) 大企業은 보다큰 市場에서의 活動力을 갖고 있기 때문에 小企業보다 더 커질지도 모른다. 즉 大企業은 더욱 多樣化되므로 大企業은 小企業에 비하여 더욱 安定할것이며 이것이 사실이라면 標準偏差는 企業의 規模가 擴大됨에 따라 감소할 것이다.

(71) S. Hymer-P. Pashigian, *op. cit.*, P. 568.

가지의 서로 다른 方法에 의하여 관련 지워져 있다는 것을 알수있다.

(1) 大企業은 規模의 經濟를 통해서 관련 지워져 있을지 모른다. 즉 大企業은 單位企業들로 細分될수없다. 그 理由로서는 單位費用이 커질지도 모르기 때문이다. 만일 그렇다면 假定 ① ——費用曲線은 처음에는 低下하며 critical minimum size에 이르러서는 平坦하게 된다는 假定——은 排除되지 않으면 안되며 單位費用이 critical minimum size 이상의 企業들에 대해서는 계속적으로 低下한다는 假定은 받아들여 저야할 것이다.

(2) 다른 하나의 可能性은 各單位가 規模에 대한 經濟이외의 理由로서 獨立的이 아니라는 事實이다. 만일 그렇다면 어떤 投資家는 하나의 大企業대신에 小企業들로 구성된 無作爲標本을 택함으로써 동일한 average performance와 더 낮은 變化性を 얻을수 있다. 따라서 利潤은 大企業의 成長率에서 상당히 큰 變化性を 相殺하는 大企業들의 一時的 또는 永久的인 獨占的地位에서 생겨날지도 모를 것이다. 이와같은 사실은 일어날수 있는 일이며 또한 만일 이 可能性이 받아들여 진다면 規模의 經濟가 永續的이라는 Hymer-Pashigian의 結論은 妥當性を 가질지 모를 것이다.

이상의 Hymer-Pashigian의 研究結論은 企業의 規模가 增加함에 따라서 規模에 대한 經濟가 계속적으로 存在한다는 것과 또한 大企業은 一時的 또는 永久的인 獨占收益性(monopoly returns)을 確保할 수 있으나 小企業은 確保할수 없다는 것이다.⁽⁷²⁾

IV. N.R. Collins-L.E. Preston의 産業集中分析

1. 産業集中과 規模變化의 實證分析

N.R. Collins와 L.E. Preston은 50年間(1909~1958)의 最大企業의 規模構造變化를 研究하였다. 이 研究에 앞서 A.D.H. Kaplan은 大企業間의 出沒과 相對的規模의 移動이 大企業의 健全한 指導力 또는 競爭的壓力에 의하여 영향을 받을것인가를 검토하였다. 즉 이期間에서 선정된 5年間の 100個의 大企業에 관한 Kaplan의 結果를 요약하면 다음과 같다. 첫째 指導力은 不安定하며 겨우 유지된다. 둘째 40年間に 100個의 大企業에로의 출몰企業數는 205企業으로 나타나며 競爭度는 新舊를 막론하고 심각하게 나타났다. 셋째 現在 最高位置에 놓여있는 企業은 종전과 같이 곧 그 位置에서 衰退한다. 이러한 100個의 企業間의 地位의 流動性에 대한 證據는 大規模企業이 그 規模의 惠澤에 의하여 確固한 地位를 가진다는 종래의 假定에 違背된다. 넷째 이상의 記錄은 大企業의 資源의 增加, 競爭範圍

(72) S.Hymer P. Pashigian, *op. cit.*, P. 569.

와 힘의 감소와의 關係를 識別하는데 옳지 못했다는 사실을 의미한다.⁽⁷³⁾

Kaplan의 研究는 大企業間의 相對的安定性 및 轉覆(turnover) 뿐만 아니라 이들이 가지는 意義에 대하여 의문점을 提起하고있다. 따라서 Collins-Preston는 1909, 1919, 1929, 1935, 1948 및 1958年의 美國의 製造・鑛工業部門에서 總資產基準으로 100個의 大企業을 選定하여 表 VI-1을 作成하였다. 이에 의하면 1919년에는 全企業에서 100個의 企業이 占하는 比率이 25%미만이며 1958년에는 30%로 增加하였다. 이것은 A.D.H. Kaplan, E.S. Mason, J.S. Bain, M.A. Adelman의 研究와 동일한 結果를 나타내며 지난 50年間에 大企業의 相對的重

Table IV-1. Concentration, Entry, and Exit Data on 100 Largest Firms in Manufacturing, Mining, and Distribution United States, Selected Years, 1909-1958.

	1909	1919	1929	1935	1948	1958
1. Total assets (million dollars)	8,339.6	17,573.8	29,406.4	25,183.9	49,189.3	109,376.2
2. Per cent assets of all industrial corporations ^a	(17.7) ^b	(16.6)	25.5	28.0	26.7	29.8
3. Concentration ratios ^c						
a. 4 largest	32.2	23.9	21.0	23.5	21.4	22.7
b. 8 largest	39.4	32.2	31.0	34.3	31.8	33.9
c. 20 largest	55.2	49.8	51.3	53.7	52.5	54.1
4. Exits ^d						
a. Number	40	31	16	20	16	
b. Per cent all assets	17.8	19.0	7.5	7.8	6.0	
5. Entrants ^d						
a. Number		40	31	16	20	16
b. Per cent all assets		31.3	18.5	5.6	8.9	8.2

^a Figures in parentheses are estimated from Internal Revenue Service data on total population of corporations through subtraction of corporations engaged in agriculture, transportation, public utilities, and finance. Data for 1929-1958 are based on corporations submitting balance sheets to the Internal Revenue Service. Because corporations were not permitted to file consolidated returns during 1934-1941 and did not uniformly do so prior to that period, the universe of total assets is overstated, and the share of the largest firms thus understated, to some extent in the earlier years studied here compared with 1948 and 1958.

^b Kaplan's figure was 24.6 [18, p. 126] based upon statistics for "all industrials" in *Report of Commissioner of Internal Revenue, 1910*: "total assets equal capitalization plus bonded indebtedness; the all-industrial category excludes construction."

^c Concentration ratio is the per cent of 100 largest firms held by the N largest firms.

^d Asset shares for the one year in each pair in which the firms in question were among the 100 largest.

Source; N.R. Collins and L.E. Preston, *op. cit.*, 1961, P. 989.

(73) A.D.H. Kaplan, *Big Enterprise in a Competitive System*, 1954. pp. 141~144.

N.R. Collins and L.E. Preston, "The Size Structure of the Largest Industrial Firms," *American Economic Review*, vol. LI, No5. Dec., 1961, pp. 986-987.

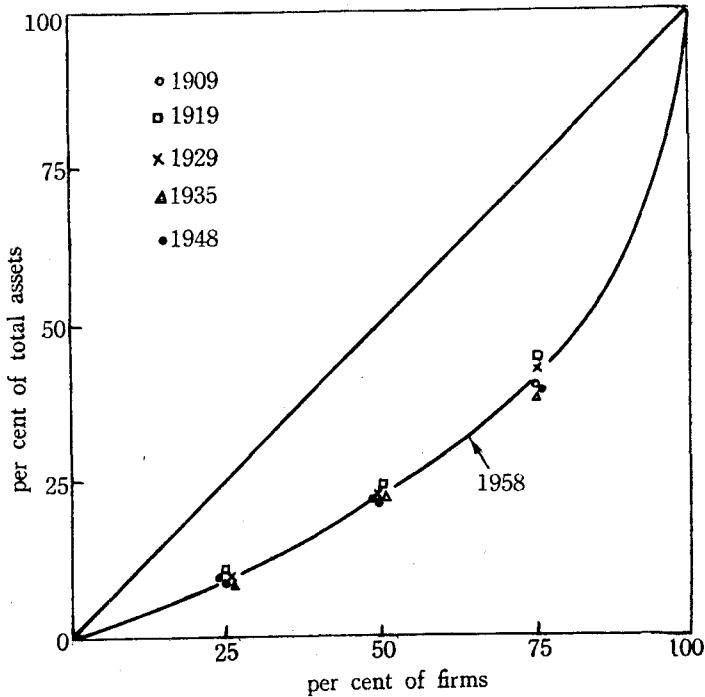


Fig. IV-1. Cumulative Distribution of Assets of the 100 Largest Industrials, 1958; Quartile Points for Selected Years, 1909-1948.

Source: N.R. Collins and L.E. Preston, *op. cit.*, 1961, P. 988.

稟性이 감소하는 것이 아니라 오히려 증가한 사실을 나타낸다. (74)

따라서 Collins-Preston은 大企業의 規模變化에 관하여 주로 네가지 觀點에서 分析한다.

④ 資產分布

과거 50年間に 100個의 大企業의 相對的分布는 安定的이었다. 즉 圖 IV-1 에서의 1958年의 Lorenz 曲線은 1909, 1919, 1929, 1935, 1948年의 規模分布의 四分位點과 거의 동일한 傾向을 가진다. 表 IV-1 에 의하면 1919年 이후에 4大企業(23.9~22.7), 8大企業(32.2~33.9) 과 20大企業(49.8~54.1)과 같이 各年度의 集中 現象은 規模分布의 形態에서 뚜렷한 安定性

(74) A.D.H. Kaplan, *Big Enterprise in a Competitive System*, 1954. pp. 112-131.
 E.S.Mason, *Economic Concentration and the Monopoly Problem*. 1957. pp. 23-32.
 J.S. Bain, *Industrial Organization*, 1959 pp. 187-209.
 M.A. Adelman, "The Measurement of Industrial Concentration," *Review of Economics and Statistics*, Nov. 1951, pp. 269-296. Reprinted in Heflebower and Stocking, ed., *A.E.A. Readings in Industrial Organization and Public Policy*, Homewood, III. 1958.
 N.R.Collins and L.E. Preston, *op. cit.*, P.987.

을 나타낸다. 1909年에서 1919年에 集中率이 低下한 原因은 1909年에 資產을 過大評價하였던 U.S. Steel의 相對的規模가 低下하였기 때문이다. 또한 1919年 이후에 4大企業의 占有率이 다소 低下하였으나 8大 및 20大企業의 占有率은 上昇하였다. (75)

⑥ 企業의 同一性의 變化

100大企業의 相對的 規模分布가 1909年이후로 극히 安定的이었던것과는 반대로 크립을 이루고있는 企業의 同一性에는 많은 變化를 가져왔다. 즉 이들 크립에로의 進入과 衰退의 變化는 많았다. 表 IV-1 에 의하면 1909年에서 1919年까지에 衰退한 40個企業이 前年度의 大企業總資產의 17.8%를 차지한 反面, 1919年에 進入한 40個企業은 當年의 31.3%를 점한 것을 보면 새로 進入한 企業이 絕對的·相對的으로 比重이 增加한 것을 의미한다. 이러한 關係는 1929~1935年(이 期間은 dollar assets의 價値低落)을 除外한 모든 期間에 適用된다. 따라서 이와같은 進入과 衰退現象은 100大企業중에서 相對的으로 小企業에서 현저하게 나타난다. (76)

⑦ 規模分布內의 移動

여기서는 (7) 階層과 規模順位의 變化過程과 (2) 進入 및 殘存企業의 成長過程을 보면

Table IV-2. Correlation Coefficients and Growth Rates of 100 Largest Firms

	1909— 1919	1919— 1929	1929— 1935	1935— 1948	1948— 1958
1. Correlation coefficients, assets of surviving firms					
a. Rank	.65	.70	.89	.83	.79
b. Product moment (logs)	.75	.79	.95	.89	.91
2. Growth rates					
a. Total assets, 100 largest firms(per cent change per year)	7.74	5.28	-2.55	5.28	8.32
b. Total assets, survivors(per cent change per year)	5.83	5.80	-2.22	5.19	8.09
c. Mean per cent rate of growth, survivors	3.92	3.78	-2.04	4.20	6.40
d. Standard deviation of per cent rates of growth, survivors	5.29	4.61	3.59	2.69	3.20
e. Coefficient of variation of per cent rates of growth, survivors	1.35	1.22	1.76	.64	.50

Source; N.R. Collins and L.E.Preston, *op. cit.*, 1961, P.992.

다음과 같다. 첫째 階層과 規模順位의 變化는 表 IV-2의 階層順位와 資產의 크기를 對數值로서 표시한 product-moment coefficient(積率係數)에 대한 Spearman의 相關係數를 計測하였다. 즉 1929~1935年의 높은 順位相關係數(0.89)를 무시한다면 順位는 期末에서 더욱 安定的이라는 傾向을 나타내고 있다. 따라서 規模面에서의 安定性의 增加와 마찬가지로 積

(75) N.R. Collins and L.E. Preston, *Ibid.*, 1961. pp. 988~989.

(76) N.R. Collins and L.E. Preston, *Ibid.*, 1961. pp. 989~990.

率係數에서도 安定性이 增加하고있다. 둘째의 進入 및 殘存企業의 成長率을 보면 1909~1919年間に 大企業의 資產은 年平均 7.74% 增加하였으나 60個의 殘存企業의 資產은 年平均 5.83%밖에 增加하지 못하였다. 이 사실은 1909~1919年間に 새로 進入한 40個企業의 成長速度가 殘存企業에 비하여 훨씬 빨랐다는 것을 의미하므로 殘存企業의 相對的인 地位에 커다란 變化가 일어났다고 할수있다. 그러나 1919年 이후에는 殘存企業도 100大企業의 平均成長率과 비슷하게 成長하였으므로 殘存企業의 地位에 대한 위협을 감소시켰다. 殘存企業의 成長率의 平均値는 마지막 두 期間에서 증가하고, 成長率의 分布에 대한 標準偏差도 增加하나, 變動係數 (表 IV-2의 c~e)가 減少하였다는 사실은 마지막 두 期間에 殘存大企業間的 增加率의 隔差가 縮少되었다는 것을 의미한다. (77)

㉑ 均衡規模分布의 計劃

企業의 進入과 衰退, 內部的移動 등의 相對的인 規模의 移動이 大企業의 規模分布形態에 궁극적으로 어떠한 영향을 미치는가를 Markov Process에 의하여 分析하였다.

分析結果

이미 앞에서 본것과 같이 1909年에서 1919年間に 발생한것 처럼 相對的인 規模變化가 계속 된다면 大企業의 規模分布의 形態가 어떻게 될것인가에 관하여 Markov Process를 適用시킨 것이 表 IV-3과 같다. (78) 여기서는 10年間的 어느 級에서 다른 級으로 移動하는 過程을 나타

Table IV-3. Cross-Classification of the 100 Largest Industrial Firms by Their Relative Sizes in 1909 and 1919^a

Size of Firm in 1919	Size of Firm in 1909					Total
	Not on List	.195-.389	.39-.779	.78-1.559	1.56 and Larger	
Not on list		14	25	1		40
.195-.389	5		6			11
.39-.779	23	2	13	13		51
.78-1.559	8	1	3	10	5	27
1.56 and larger	4			5	2	11
Total	40	17	47	29	7	140

^a A firm's size is here defined as its share of the total assets of the total 100 largest firms in the specified year. Thus, the size classes here shown refer to the percentage of total assets. For example, the class .39-.779 includes firms whose share of the total assets of the 100 largest was at least as large as .39 per cent but not as .78 per cent.

Source; N.R. Collins and L.E. Preston, *op. cit.*, 1961, P.993.

(77) N.R. Collins and L.E. Preston, *Ibid.*, 1961, pp. 991~992.

(78) Markov Process에 관한 說明은 여기서 논의하지 않는다.

S.J. Prais, "Measuring Social Mobility," *Journal of Royal Statistics Ser. A*, July 1955, p.118.

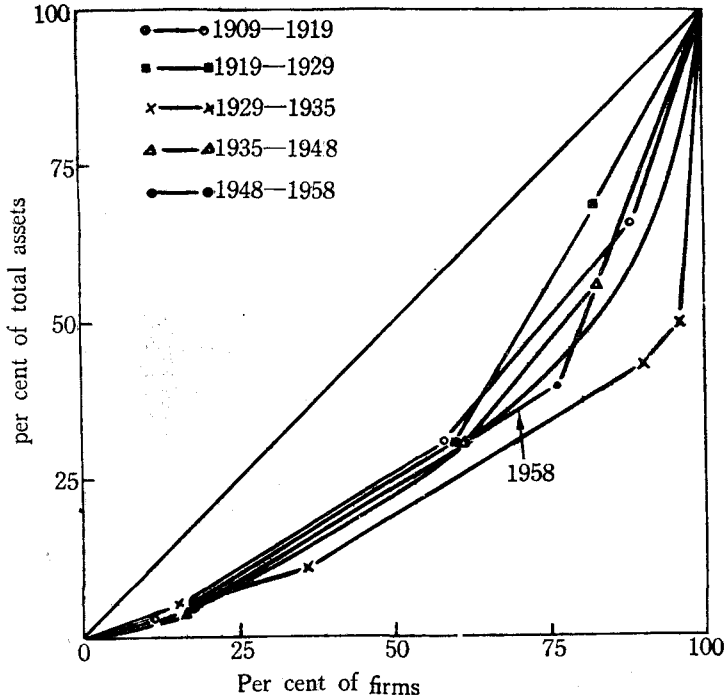


Fig. IV-2. Projected Equilibrium Distributions, 100 Largest Industrials, 5 Periods; Actual Cumulative Size Distribution for 1958 Plotted for Comparison
Source: N.R. Collins and L.E. Preston, *op. cit.*, 1961, P.995.

있다. 즉 어느 級에 속하는 企業이 移動하는 相對的頻度를 구할수 있으며 이 百分比를 利用하여 未來의 移動에 대한 推移確率을 나타낸다고 한다면 여기서 均衡規模分布를 推定할 수 있을 것이다. 圖 IV-2는 100大企業의 各期에 대한 均衡分布와 實際分布를 비교하기 위하여

(1). pp. 56-66.

I. Adelman, "A Stochastic Analysis of the Size Distribution of Firms," *Jour. Am. Stat. Assoc.*, Dec. 1958. 53, pp. 893-904.

N.R. Collins and L.E. Preston, "The Structure of Food Processing Industries, 1935-1955," *Jour. Indus. Econ.*, July 1961 9, pp. 265-279.

N.R. Collins and L.E. Preston, "The Size Structure of the Largest Industrial Firms, 1909-1958," *Am. Econ. Revi.* vol LI. No.5. Dec. 1961. pp. 992-994.

L.G. Telser, "Least-Squares Estimates of Transition Probabilities," C. Christ et. al. *Measurement in Economics*, Stanford University Press, 1963. P. 102.

L.G. Telser, "A Mathematical Note on Entry, Exit, and Oligopoly," *Econometrica*, 1965. vol. 33.

日本經濟企劃廳經濟研究所編, 「經濟分析」, 「産業集中에 관한 統計的研究」, 1965, No.15. pp. 53-61.

1958년의 實際分布를 뚜렷한 것이다. 즉 1909~1919, 1919~1929, 1935~1948의 Lorenz 曲線은 均等度가 增加하며 1948~1958년에는 實際分布와 近似하며 1929~35년에는 不均等度가 더욱 擴大하였다. 한편 殘存企業에 관한 分析結果는 1909~1919, 1948~1958년에는 極少의 隔差를 나타내며 1919~1929, 1935~1948년에는 不均等度の 減少, 1929~1935년에는 不均等度の 擴大現象이 나타난다.

Table IV-4. Impact of Amalgamations and Dismemberments upon Entry and Exit Data, 100 Largest Firms, Five Periods^a

	1909—1919		1919—1929		1929—1935		1935—1948		1948—1958	
1. Disappearances due to amalgamations										
a. Number	3		9		4		0		0	
b. Total assets(million dollars)	129.2		1,155.3		717.8					
c. Per cent all assets	1.6		6.6		2.4					
d. Per cent all exiting firms	7.5		29.0		25.0					
e. Per cent assets, all exiting firms	8.7		34.6		32.5					
2. Appearances due to dismemberment										
a. Number		11		1		0		1		0
b. Total assets(million dollars)		1,433.0		198.0				237.4		
c. Per cent all assets		8.2		.7				.5		
d. Per cent all entering firms		27.5		3.2				5.0		
e. Per cent assets, all entering firms		25.7		3.6				5.4		
3. Gross entry-exit data, adjusted by lines 1 and 2 above										
a. Exits: Number	37		22		12		20		17	
Per cent all assets	16.2		12.2		5.1		7.8		6.5	
b. Entrants: Number		29		30		16		19		17
Per cent all assets		23.5		17.8		5.6		8.4		8.4
4. Net“natural”entrants and exits ^b										
a. Number	26	26	21	21	12	12	19	19	17	17
b. Per cent all assets	11.5	22.4	11.6	14.4	5.1	4.4	7.5	8.4	6.5	8.4

^a Data tabulated under the one year in each pair in which the firms in question were among the 100 largest.

^b “Natural” entrants and exits are those which would have taken place without either the direct or indirect impact of amalgamations and dismemberments. For every firm which left the list because of an amalgamation, a new firm was drawn on to the list, and for every firm which appeared due to a dismemberment, an old firm was pushed off. Data in line 4 adjust the original figures for these secondary alterations in the list as well as the primary alterations adjusted for in line 3. The numbers of entrants and exits in each periods thus balance and show a hypothetical record of entry and exit in the absence of mergers and dismemberments among the 100 largest firms.

Source; N.R. Collins and L.E. Preston, *op. cit.*, 1961, p.998.

이와같은 Collins-Preston의 分析結果는 企業의 相對的規模變化는 各 企業의 成長率의 差異 및 合併과 解散의 結果에 의하여 일어난다고 파악하고 있다. 大企業成長에 관한 종래의 논의에서는 各 企業間의 相對的移動의 重要性을 說明하는데 있어서 産業成長의 역할에 注視하였다. 즉 S. Friedland는 1906~1928年 및 1928~1950年間 50大企業의 分析에서 大企業의 成長의 60% 이상은 그 企業이 속하고 있는 産業의 擴張에 의해서 이루어졌다고 結論지었다. 그러나 이 結論은 Friedland도 指摘하듯이 原因과 結果의 關係가 分離되어 있지 않은點과 大企業內部에서의 作業增加의 多樣化는 이들을 하나의 産業群으로 포괄하기는 어려운 點을 갖고있다. 따라서 合併 및 解散의 影響은 表 4에서 보는 것과 같이 1929~1935年 이후에 合併은 4 企業이며 解散은 1 企業뿐이다. 合併의 影響은 1919~1929年間에 9 個 企業으로서 가장 컸을 것이다. 다음에는 1909~1958年間에 合併 및 解散에 의한 退出企業數(108企業) 및 參入企業數(111企業)는 一般的으로 同一한 傾向에서 減少되나 退出企業 資産 및 參入企業 資産의 總資産에서 占하는 比率는 各各 47.8%와 73.7%이며 이의 隔差는 參入企業의 成長 및 規模를 나타낸다고 말할수있다.⁽⁷⁹⁾ 이와같은 Collins-Preston의 美國에 관한 分析結果는 Hart-Prais의 英國의 産業集中에 관한 統計的研究과 비교하더라도 거의 같은 傾向이 나타난다. 즉 英國의 企業間의 不均衡은 1885~1939年에 증가하나 1939~1950年에 감소하며 또한 參入 및 退出의 百分比는 1924~1934年에 退出이 많은 것을 除外하면 每年 계속적으로 감소하였다.

끝으로 Collins-Preston의 研究結果를 表 IV-5에 要約할수있다. 첫째 100大企業 또는 殘存 企業에서는 規模分布에 커다란 變化가 없었다. 둘째 大企業間의 相對的規模에 대한 不均衡

Table IV-5. Qualitative Summary of Findings

Period	Projected Change in Degree of Equality (equilibrium distribution compared with actual distribution in last year of each period)		Internal Size Mobility (survivors)	Entry-Exit
	100 Largest Firms	Survivors Only		
1909-1919	increase	slight increase	high	high
1919-1929	increase	increase	high	high ^a
1929-1935	decrease	decrease	high	average
1935-1948	increase	increase	low	low
1948-1958	little change	little change	low	low

^a For "natural" entry-exit only, the figure is high for share of assets involved, approximately average for number of firms.

Source; N.R. Collins and L.E. Preston, *op. cit.*, 1961, p.1001.

(79) 여기서 提示한 各數値는 表 IV-4 에 의거한 것이다.

은 減少하는 方向으로 移動하였다. 셋째 大企業間의 參入 및 退出率은 初期의 2 期間에 비교적 높았고 後期の 3 期間에서는 낮았다.⁽⁸⁰⁾

2. 集中度와 price-cost margin의 關聯性(先行者研究)

1) 假說設定

한편 Collins-Preston은 다른 論文에서도 産業間의 市場成果의 隔差를 설명하는데 構造的 變動의 중요성을 確認하려 하였다. 특히 集中度와 關聯性을 가진 構造的 變數에 의하여 price-cost margin 部門에서 産業內의 隔差를 설명한다. Collins-Preston은 그들의 最近著書 "Concentration and Price-Cost Margins in Manufacturing Industries" (1968)에 앞서 다른 條件이 變化하지 않는다면 競爭狀態에 비하여 獨占狀態에서 價格이 높고 price-cost margin 이 크다고 假定하여 이를 아래와 같은 論證에 의하여 實證적으로 檢定한 사실이 있다.

① 産業환경은 構造的 餘象을 나타낸다. 이 構造는 各産業의 獨占 및 競爭에 대한 相對的 近似性에 의하여 順位를 정할 수 있다.

② 相異한 市場에서의 相異한 商品價格은 直接的으로 비교할 수는 없다. 그러나 價格과 原價面의 關聯性은 完全히 다른 産業 및 商品間에 있어서의 市場成果(market performance)의 비교의 기초가 된다.

③ 産業間의 資本所要量은 다르며 이 隔差는 經常原價에 충분히 반영되지 않으므로 모든 price-cost margin 分析에 資本產出高比率(capital-output ratios)의 隔差를 고려하여야 한다.⁽⁸¹⁾

이상의 論證을 土臺로 하여 어느 産業이 獨占的 構造에 가까울수록 資本所要량을 고려한 데서 price-cost margin은 높으며 또한 price-cost margin은 少數企業에 의해서 극히 集中된 寡占에 비하여 그렇지 못한 寡占狀態에서 더욱 높다는 假定을 設定한다. 따라서 市場間의 需要彈力性의 差異에 의하여 price-cost margin의 差異도 발생하나 여기서는 price-cost margin의 差異는 다만 産業構造에만 依存한다고 假定한다.

price-cost margin에 대한 Collins-Preston의 概念은 平均價格比率로서 표시되는 平均價格과 平均費用間의 隔差라고 規定한다. 이에 관하여 T. Scitovsky는 獨占 또는 寡占을 販賣者와 購賣者間의 勢力關係(power-relation)에 의하여 이루어지며 이러한 勢力關係는 다시 競爭販賣者 및 購賣者의 數와 分布에 의하여 決定된다고 指摘하고 있다.⁽⁸²⁾ 그러나 集中

(80) N.R. Collins and L. E. Preston, *op. cit.*, 1961. pp. 1000~1001.

(81) N.R. Collins and L.E. Preston "Concentration and Price-Cost Margins in Food Manufacturing Industries", *Journal of Industrial Economics*, July 1966, vol. XIV. No3. P. 227.

(82) T. Scitovsky, "Economic Theory and the Measurement of Concentration," *Business Concentration*

Table IV-6. Concentration-Profits Studies, Selected Summary Data

Study	Level of industry classification	Number of firms in concentration ratio	Number of industries or industry groups	Profit measure	Period		Results (r^2)
					Concentration	Profits	
Bain	4-digit	8	42	Rate of return on net worth after taxes	1935	Avg. 1936-40	.109 ^b [.079 ^c]
Levinson	2-digit	8	19	Rate of return on equity after taxes	1954	Annual, 1947-58	.005 to .570 ^a median = .278 ^b
					1954 1954	1954 Avg. 1952-56	[.371 ^a] [.339 ^b]
Fuchs	3-digit	4	18	Profits plus depreciation and depletion as a percentage of sales	1954	1954	.280 ^b
					1954	Avg. 1952-56	[.310 ^b]
Weiss	2-digit	4	22	Rate of return on equity after taxes	1954	Avg. 1953-54	.081
Schwartzman	4-digit	4(U.S.) 4(Canada) 3(Canada)	61 32 29	Gross value of product as a percentage of direct cost	1954	Avg. 1949-58	.533
					1954	1954	(.094 ^b) (.088 ^c) (.072)
Stigler (I)	3-digit	4	75	Rate of return on corporate assets after taxes	Avg. 1947-54	Avg. 1947-54	.017
					1947 1947	1947 Avg. 1947-48	[.011] [.022]
Stigler (II)	4-digit	4	17	Rate of return on assets after taxes	1954	Avg. 1953-55	.132 ^a [.154 ^a]
					1954	Avg. 1953-57	[.209 ^c]
Sherman	2-digit	8	20	Rate of return on net worth after taxes	1954	Avg. 1953-57	[.283 ^b]
					1954	1954	[.429 ^b]

¹ Results of our secondary analysis shown in brackets.

^a Significant at 1 percent level.

^b Significant at 5 percent level.

^c Significant at 10 percent level.

Source; N.R. Collins and L.E. Preston, *Concentration and Price-Cost Margins in Manufacturing Industries*, 1968, pp. 46-47.

도와 産業의 平均 price-cost margin 사이에 가정된 關聯性은 實證的으로 2個의 다른 條件의 結果로서 正當性을 가지게될 것이다. 즉 2個의 産業을 假定하여 이 두 産業이 大小企業群으로서 構成되어 있으나 그중 하나는 大企業으로서 構成되어 있고 다른 하나는 그렇지 않다고 假定한다면 前者는 後者에 비하여 平均産業利潤率이 높을 것이다. 이 理由는 大企業이 市場의 價格決定權을 장악하거나 혹은 大企業만이 높은 利潤追求의 動機를 가지기 때문이다.

이 問題에 관하여 Collins-Preston은 先行者들의 研究結果를 엄밀히 검토한 다음 이를 다시 體系的으로 分析한다.

2) 先行者研究

(A). J.S. Bain의 研究結果

Bain 교수는 1936~40년의 資料를 利用하여 分析한 結果 產出量의 70% 이상을 점하는 8大企業에서의 利潤率은 集中度가 낮은 産業에 비하여 더욱 높다는 사실을 究明하였으나 利潤率이 集中度와 같이 계속변화한다는 點에 관하여서는 結論을 내리지 않았다.⁽⁸³⁾ Bain 교수의 資料는 從屬變數로서는 年初純價値—所得稅控除後의 年純利益率이며 獨立變數는 集中率로서 線型關係에서 接近시켜 보았다. 이때의 相關係數는 0.33이었다. 한편 Collins-Preston은 이 Bain의 43 産業에 관한 資料를 利用하여

1936~1940(%) 8大企業集中率(1935)

average-profit rate=6.22+0.05 concentration

$r=0.28$ (10%有意水準)

와 같은 結果를 얻었다.

(B) H.M. Levinson

and Price Policy, 1955, P. 109.

C. Kaysen, "Comment, "(On above-mentioned paper of Scitovsky, "Business Concentration and Price Policy,") 1955, P. 118.

한편 C. Kaysen은 이와같은 勢力關係에 영향을 미치는 것은 T. Scitovsky가 말하는 競爭의 販賣者 및 購賣者數 이외에도 需要增加, 技術變化의 特性 및 速度 등과 같은 다른 要素들이 있다는 것을 덧붙여 指摘한다.

(83) N.R. Collins and L.E. Preston, "Concentration and Price-Cost Margins in Food Manufacturing Industries," *Journal of Industrial Economics*, vol. XIV. No. 3. July 1966. P.230.

N.R. Collins and L.E. Preston, *Concentration and Price-Cost Margins in Manufacturing Industries*, 1968, pp. 18-19.

J.S. Bain, "Relation of Profit Rate to Industry Concentration American Manufacturing, 1936~1940," *Quarterly Journal of Economics* vol. LXV, No3. avg. 1951. pp. 293~324.

Idem, "Corrigendum," *Quarterly Journal of Economics*, vol. LXV. No.4. No.V. 1951, P.602.

Levinson 교수에 의하면 表 IV-6 에서 보는 것과 같이 19産業에서의 1954 年の 集中度와, 1954 年の 利潤間의 相關係數는 0.371, 1952~56年の 平均利潤에는 0.339, 또한 18産業에서는 各各 0.280, 0.310의 相關係數로서 나타난다. 이 Levinson 의 資料를 利用한 方程式의 parameter는 다음과 같다. (84)

$$\begin{array}{l} (1954) \qquad \qquad \qquad (1954) \\ \text{Index of Profits} = 80.4 + 0.30 \text{ Concentration Ratios Index} \\ r^2 = 0.28 \end{array}$$

$$\begin{array}{l} (1952\sim 1956) \qquad \qquad \qquad (1954) \\ \text{Index of Profits} = 86.93 + 0.28 \text{ Concentration Ratios Index} \\ r^2 = 0.31 \end{array}$$

한편 Levinson 의 FTC-SEC (Federal Trade Commission and Securities and Exchange Commission) 資料에 의하여 1954 年の 集中指數와 cross-section에 의거한 稅額控除의 收益

Table VI-7. Cross-Section Correlation Coefficients Between Concentration Ratios and Profits, Nineteen Manufacturing Industries, 1947-1958

Year	Profits before taxes	Profits after taxes
1947~48	-0.11	0.07
48~49	0.45 ^c	0.53 ^b
49~50	0.31	0.34
50~51	0.36	0.37
51~52	0.46 ^b	0.46 ^b
52~53	0.56 ^b	0.54 ^b
53~54	0.55 ^b	0.60 ^a
54~55	0.45 ^c	0.46 ^b
55~56	0.51 ^b	0.60 ^a
56~57	0.61 ^a	0.76 ^a
57~58	0.51 ^b	0.70 ^a

a : Significant at 1 percent level.

b : Significant at 5 percent level.

c : Significant at 10 percent level.

Source; H.M. Levinson, Postwar Movement of Price and Wage in Manufacturing Industries, Study Paper, No.21, 1960. p.3. N.R. Collins and L.E. Preston, *Concentration and Price-Cost Margins in Manufacturing Industries*, 1968, p.25.

率 및 控除前의 收益率에 대한 相關分析結果를 보면 表 IV-7 와 같다. 즉 여기서는 1951 年 이후의 利潤水準과 1954 年の 集中率間에 높은 相關을 나타내며 특히 1953~54, 1955~58 年 에는 稅額控除후의 利潤과 集中率間의 相關은 높은 信賴度로서 나타난다. 따라서 이

(84) N.R. Collins and L.E. Preston, *Concentration and Price-Cost Margin in Manufacturing Industries* 1968, pp. 23-29.

Levinson의 資料에 의하여 Collins-Preston은 1952~56年の 平均利潤率과 1954年の 集中率 間의 回歸 및 相關分析(위의 $r^2=0.31$)에서도 거의 같은 結果를 얻었다.⁽⁸⁵⁾

(C) D. Schwartzman

Schwartzman은 集中度와 關聯시켜서 current price-cost ratio에 대하여 cross-section分析의 問題를 提示하였다. 즉 이 作業은 獨占的인 産業과 競爭的인 産業間의 平均生産費對價格比率의 隔差를 2가지의 假說 아래서 測定하였다. 즉 ㉔ 平均費用에 대한 價格比率은 競爭産業에 비하여 獨占産業이 높다. ㉕ 獨占産業중에서도 平均費用에 대한 價格比率은 그 獨占도와 같이 減退한다. Schwartzman은 이와같은 假說아래서 4大企業에서 總雇傭의 50% 이상을 占하는 가의 여하에 따라서 獨占的産業과 競爭的産業을 區分한다. 이때 Schwartzman은 獨占도와 4大企業의 雇傭集中率과 同一하다고 指摘하였으며 또한 Schwartzman의 price-cost의 關聯値는 直接費用에 대한 總生産額의 比率이며 그 뒤에 原料費, 燃料費, 動力購入費, 賃金이 포함된다.

(D) G.J. Stigler

Stigler 교수는 그의 著書에서 集中水準과 收益率間의 關係에 관하여 注目할만한 研究를 하였다. 여기서는 集中産業, 非集中産業, 不明産業 등으로 分類하여 分析한다.⁽⁸⁶⁾ 다음의 表 IV-8 에 의하면 1938~40年, 1948~57년에는 大企業으로 集中된 産業의 利潤이 높게 나타난다. 그러나 1940~48에는 그와같은 傾向은 나타나지 않았다. 이점에 관하여 Stigler는 結論的으로 大企業으로 集中된 産業은 높은 利潤을 가진다는 假說을 받아 들이지 않았다. 그러나 최근에 17個産業의 資料를 利用한 分析에서는 集中度와 利潤性間에 陽的關係가 있다고 結論 내렸다.⁽⁸⁷⁾

(85) N.R. Collins and L.E. Preston, *Concentration and Price-Cost Margins in Manufacturing Industries*, 1968. P. 24. Table 2, pp. 27~28, Fig.2, Fig.3.

(86) 集中産業은 國內市場에서 出荷額의 60% 이상 集中率을 가진 4大企業을 의미한다. 非集中産業은 國內市場에서 出荷額의 50% 이하의 集中度를 占하는 4大企業 혹은 出荷額의 20% 이하의 集中度를 占하는 4大企業중의 어느것에 속하는 것이며 不明産業은 이 이외의 모든産業을 의미한다.

G.J. Stigler, *Capital and Rates of Return in Manufacturing Industries* 1963, P. 57. See Footnote 4, P. 67.

N.R. Collins and L.E. Preston, *Concentration and Price-Cost Margins in Manufacturing Industries*, 1968. P. 35, 1938-40.

(87) G.J. Stigler, *Ibid.*, 1963, pp. 66~68.

G.J. Stigler, "A Theory of Oligopoly", *Journal of Political Economy* vol. LXXII, No.1 Feb. 1964. pp. 57~58. N.R. Collins and L.E. Preston, *Concentration and Price-Cost Margins in Food and Manufacturing Industries*, *Journal of Industrial Economics* vol. XIV. No. 3, July 1966. P. 231.

Table IV-8. Average Rate of Return on Assets in Concentrated, Unconcentrated, and Ambiguous Industries, 1938—1957.

Period	Industries		
	Concentrated	Unconcentrated	Ambiguous
	14	Number 54 Rate of (percent)	31
	Average	Return	
1938—41	6.51	5.25	6.59
1942—44	6.23	7.68	7.19
1945—47	7.30	10.01	8.64
1948—50	9.11	8.02	8.90
1951—54	6.33	5.05	5.90
1955—57	7.05	5.44	6.35

Source; G.J. Stigler, *op. cit.*, 1963, p.68. Table 17.

Table IV-9. Average Rates of Return on Assets for Concentrated, Unconcentrated, and Ambiguous National Industries, and Statistical Significance Test¹

	Number of industries	Average rate of return on assets(percent)	t Ratios for differences between means		
			Concentrated-ambiguous	Concentrated-unconcentrated	Ambiguous-unconcentrated
1947 ²			.14	.73	.34
Concentrated	14	9.64			
Ambiguous	6	9.87			
Unconcentrated	55	10.42			
1947—48 average ²			.43	.61	.08
Concentrated	14	9.22			
Ambiguous	6	9.83			
Unconcentrated	55	9.72			
1954 ³			1.69	2.76 ^a	.19
Concentrated	14	6.01			
Ambiguous	7	4.19			
Unconcentrated	54	4.38			
1953—55 average ³			2.20 ^b	2.86 ^a	.37
Concentrated	14	6.60			
Ambiguous	7	4.64			
Unconcentrated	54	4.94			

1. Definitions based on 4-firm concentration ratios, as follows: concentrated, >60 percent; ambiguous, 50-59.9 percent; unconcentrated, <50 percent.

2. Data grouped by 1947 concentration ratio.

3. Data grouped by 1954 concentration ratio.

a. Significant at 1 percent level. b. Significant at 5 percent level.

Source: Computed from George J. Stigler, *Capital and Rates of Return in Manufacturing Industries* (Princeton: Princeton University Press, 1963), and Supplementary Information Supplied by Professor Stigler in Correspondence (Appendix B). N.R. Collins and L.E. Preston, *op. cit.*, 1968, p.38, Table 7.

Collins-Preston는 Stigler의 資料에 의하여 새로운 統計的分析에서도 거의 같은 結果를 얻었다. 즉 Stigler의 分類基準에 따라서 1947年과 1954年으로 分離하고 收益率은 1947年과 1954年, 1947~48年 및 1953~55年의 平均値를 選定하였다. 이에 의하면 初期에는 集中된 産業의 收益率은 不明 및 非集中産業에 비하여 낮고 後期에는 높게 나타났다. 따라서 集中된 産業과 非集中産業間의 隔差는 1%의 有意水準에 있다. 다시 98個産業을 地理的 市場側面에서 區分하여 回歸 및 相關分析한 結果는 表 IV-10 과 같다. 여기서는 75個 産業의 1954年, 1953~55年의 回歸係數에 대한 結果만이 統計적으로 받아들일 수 있으며 相關係數는 다른 分析 結果와 거의 같은 값으로 나타난다.

$$\begin{array}{ll} (1954) & (1954) \\ \text{Rate of return} = 0.043 \text{ Concentration} & \\ r^2 = 0.132 & \\ (1953\sim 55) & (1954) \\ \text{Rate of return} = 3.49 + 0.044 \text{ Concentration} & \\ r^3 = 0.154 & \end{array}$$

이와같은 Stigler의 研究는 그 뒤에 많은 問題點을 내포하고 있다는 사실을 알수있다. 즉 이미 앞에서 指摘한 것과 같이 Stigler의 利潤에 관한 資料는 總販賣高의 占有를 說明하는 大企業에 有益한 것이기 때문이다.⁽⁸⁸⁾

(E) W.G. Shepherd

W.G. Shepherd 교수는 成長과 縮少가 産業集中에 미치는 영향과 또한 初期의 비교적 높은 集中現象과 그후의 成長過程과의 關聯性에 관하여 産業群間의 비교와 回歸分析을 利用하였다. 여기서 産業集中度는 成長産業에서 더욱 低下하였으며, 縮少産業에서는 上昇하였다. 즉 成長産業으로는 急速하게 加入할 수 있으나 支配的인 企業에서는 그렇지 못할 것이다. 이 支配的인 企業은 G.J. Stigler 교수가 指摘한 寡占의 性格을 띤 産業이므로 그들의 產出量은 市場占有率의 增加에 依存하고 있으므로 長期的으로는 利潤最大化戰略을 適用할 것이다.⁽⁸⁹⁾

W.G. Shepherd의 産業集中 研究에서는 雇傭變化의 變數가 出荷額變數에 비하여 有益하다는 사실을 分析한다. 즉 426 産業에 대한 集中度의 變化率(ΔC), 雇傭變化率(ΔE), 出

(88) N.R. Collins and L.E. Preston, *Ibid.*, 1968.

(89) W.G. Shepherd, "Trends of Concentration in American Manufacturing Industries, 1947-1958", *The Review of Economics and Statistics*, vol. XLVI. No2. May 1964, pp.201-202.

G.J. Stigler, "The Theory of Oligopoly," in the *Theory of Price*, 1952, pp. 225-243.

荷額變化率(ΔVS), 純參入率; 産業內的 總企業數의 變化率(ΔNF) 등의 變數를 利用하여

第 1 群方程式;

$$\Delta C = f(\Delta E)$$

$$\Delta C = f(\Delta VS)$$

$$\Delta C = f(\Delta NF)$$

第 2 群方程式;

$$\Delta C = f(\Delta E, \Delta VS)$$

$$\Delta C = f(\Delta E, \Delta NF)$$

$$\Delta C = f(\Delta VS, \Delta NF)$$

와 같은 모델로서 計測·檢定하였다. (90)

이의 計測結果를 表 IV-10 및 11 에서 보면 다음과 같다. 첫째 集中度의 說明은 出荷額變化率(-0.0075~-0.0097)에 비하여 雇用成長率變數(-0.0376~-0.0410)의 彈力性이 더욱 크게 나타난다. 따라서 이 경우의 t-ratios 에 의하여 成長은 集中變化와 별다른 關聯이 없다

Table IV-10. Results of Simple Regressions, with Change in Concentration 1947 to 1958 as the Dependent Variable

Dependent Variable	Independent Variable	All Industries				r ²		
		Regression Coefficient	Standard Error of Regression Coefficient	t Value ^a for the Regression Coefficient	r ²	141 Industries with 1947 4-firm concentration ratios of 50% or more	81 Growing Industries	83 "Shrinking" Industries
ΔC 4-firm	ΔE	-.0376	.0066	5.68	.071	.143	.059	.011
ΔC 8-firm	ΔE	-.0410	.0061	6.77	.098	.138	.038	.021
ΔC 20-firm	ΔE	-.0394	.0056	7.10	.106	.121	.045	.007
ΔC 4-firm	ΔVS	-.0097	.0023	4.11	.038	.056	.020	.018
ΔC 8-firm	ΔVS	-.0099	.0022	4.57	.047	.039	.027	.007
ΔC 20-firm	ΔVS	-.0075	.0020	3.72	.032	.013	.004	.001
ΔC 4-firm	ΔNF	-.0457	.0055	8.31	.140	.201	.172	.062
ΔC 8-firm	ΔNF	-.0469	.0050	9.39	.172	.238	.188	.171
ΔC 20-firm	ΔNF	-.0417	.0046	8.98	.160	.189	.137	.295

a. A t value of 2.58 or higher shows that the regression coefficient is significantly different from zero, at the 1 per cent level.

Source; W.G. Shepherd, "Trends of Concentration in American Manufacturing Industries, 1947-1958,"

The Review of Economics and Statistics, VOL. XVI. May 1964, No.2 p.205.

(90) 第1群의 回歸方程式은 各各 4大企業, 8大企業, 20大企業에 關하여 計測한 것이며, 第2群의 重 回歸方程式은 4大企業에만 適用시켰다(表 IV-10 및 11참조).

Table IV-11. Results of Multiple Regressions for 1947 to 1958 Changes in Concentration

Dependent Variable	Independent Variables	Regression Coefficients	Standard Errors of the Regression Coefficients	t Values ^a for the Regression Coefficients	F ^b Ratios	R ²
△C 4-firm	△E	-.0346	.0089	3.87	16.22	.071
	△VS	-.0016	.0031	0.50		
△C 4-firm	△E	-.0126	.0076	1.66	36.06	.146
	△NF	-.0398	.0065	6.09		
△C 4-firm	△VS	-.0027	.0024	1.11	35.18	.143
	△NF	-.0430	.0060	7.17		

a. A t value of 2.58 or higher shows that the regression coefficient is significantly different from zero, at the 1 per cent level.

b. With 2 independent variables and 426 observations, the critical minimum F-ratio at the 1 per cent level of significance is 4.70.

Source; W.G. Shepherd, "Trends of Concentration in American Manufacturing Industries, 1947-1958," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. XLVI, May 1964, No. 2, p. 206.

Table IV-12. Simple Regressions Including all Industries for 1947-1958; Industry Growth

Dependent Variable	Independent Variables	Regression Coefficients	Standard Errors of the Regression Coefficients	t Values ^a for the Regression Coefficients	r ²
△E	4-firm C(1947)	-.0695	.1427	.491	.001
△E	8-firm C(1947)	-.0828	.1318	.63	.001
△E	△NF	.4782	.0352	13.32	.295
△E	CR(1947)	-1.2221	.2455	4.98	.064
△VS	4-firm C(1947)	.6434	.4083	1.58	.006
△VS	8-firm C(1947)	.5353	.3775	1.42	.005
△VS	△NF	.9899	.1101	8.99	.160
△VS	CR(1947)	-2.1909	.7380	2.97	.024

Source; W.G. Shepherd, "Trends of Concentration in American Manufacturing Industries, 1947-1958" *The Review of Economics and Statistics* Vol. XLVI, May 1964, No. 2, p. 208.

는 歸無假說이 棄却된다. 둘째, 8大企業과 20大企業의 集中率의 變化는 4大企業의 그것보다도 成長率과 밀접한 關係를 나타낸다. 셋째, 純參入變數(△NF)는 集中率變化와 밀접한 關聯을 갖고있으나 이들 2個의 變數는 一般의 成長條件에 의하여 決定된다. 물론 表 IV-12에서 보면 △NF變數와 雇用成長變數間의 決定係數는 0.295의 값을 가지나 이것만으로서 充分한 說明을 할수없다. (91)

이상의 몇 가지의 分析은 異時點과 各各 다른 產業分類, 그리고 集中率과 利潤率등의 다른 變數間의 比較이었다. 그러나 一般의 成長 two-digit 產業群의 分類에 의거한 分析結果는 three-digit 또는 four-digit 產業群의 分類에 의거한 것 보다도 더욱 밀접한 關係가 있

(91) W.G. Shepherd, *Ibid.*, 1964, pp. 205-208.

다는 것은 쉽게 是認할수 있을 것이다. 또한 Hultgren 은 製造業의 收益의 循環行動(cyclical behavior of margins)에 관한 研究에서 製造工業의 販賣額(弗)當 利潤率은 上昇傾向을 나타내고 販賣量을 低下한 것을 알았다. 이러한 變動은 價格變化 보다도 單位費用의 變化에 存在한다고 볼수 있다. 그러므로 集中率과 利潤率은 經濟擴張期 보다도 集中期에 있어서 가장 깊은 關聯性을 가지고 있다.

3. 集中度와 price-cost margin 의 關聯度의 統計的 分析

이미 集中度와 利潤性의 假說設定은 前章에서 논의 하였으나 여기서는 이에 관한 統計的 分析에 의한 結果를 檢討하고자 한다. 表 IV-13은 1958年과 1956~1960年의 two-digit 分類에 의한 主要産業의 集中度와 平均利潤의 資料를 利用한 回歸分析의 結果이다. (92) 이 計測은

Table IV-13. Results of Regression Analysis: Average Concentration Ratios and Profit Rates, Two-Digit Industry Groups, 1958 and 1956-1960

Profit measure (dependent variable)	Regression coefficient for concentration variable	Constant term	r ²
I. 1958 profits			
Before taxes:			
1. Percent of sales	.11 ^a	3.54	.34
2. Percent of assets	.12 ^a	6.26	.41
3. Percent of shareholders' equity	.19 ^a	9.47	.43
After taxes:			
1. Percent of sales (excluding industry 29)	.05 ^c (.06) ^a	2.03 (1.60)	.18 (.33)
2. Percent of assets	.06 ^a	3.21	.37
3. Percent of shareholders' equity	.10 ^a	4.78	.45
II. Average 1956-60 profits			
Before taxes:			
1. Percent of sales	.12 ^a	4.11	.34
2. Percent of assets	.12 ^a	7.67	.49
3. Percent of shareholders' equity	.20 ^a	11.85	.53
After taxes:			
1. Percent of sales (excluding industry 29)	.05 ^c (.06) ^b	2.44 (1.99)	.18 (.32)
2. Percent of assets	.06 ^a	4.17	.37
3. Percent of shareholders' equity	.09 ^a	6.40	.49

a. Significant at 1 percent level.

b. Significant at 5 percent level.

c. Significant at 10 percent level.

Source; N.R. Collins and L.E. Preston, *op. cit.*, 1968. p.57. see Table 14.

(92) 이 計測에 利用한 集中度와 利潤에 관한 統計資料는 여기서 省略한다.

N.R. Collins and L.E. Preston, *Ibid.*, 1968, pp. 52~56. 참조.

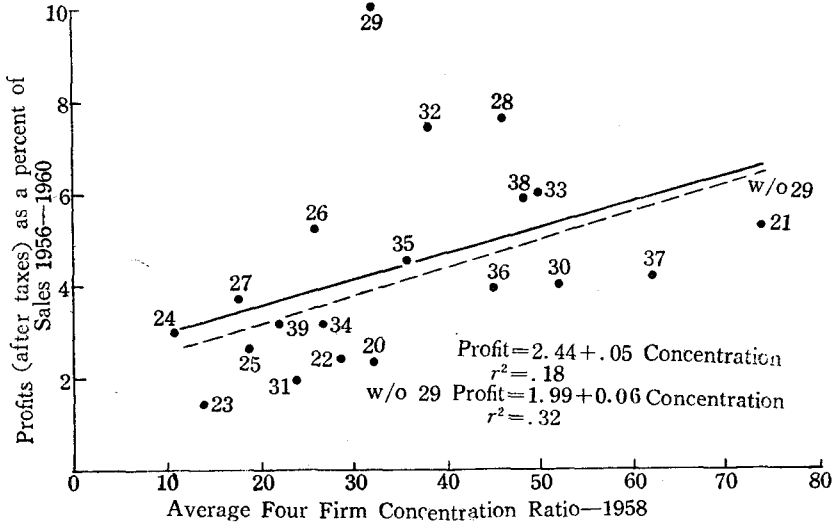


Fig IV-3. Concentration and Profits as Percentage Sales Major SIC Industry Groups
 Source; N.R.Collins and L.E. Preston, *op. cit.*, 1968. p.59 Fig 7.

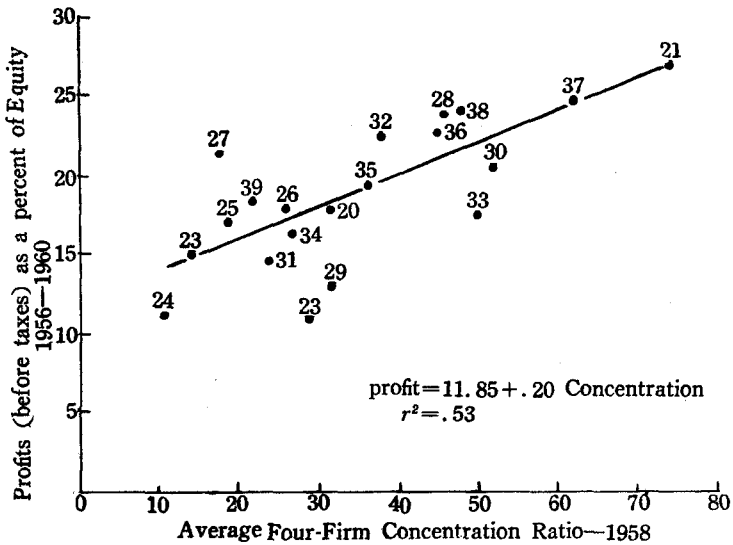


Fig IV-4. Concentration and Profits as Percentage of Equity Major SIC Industry Groups
 Source; N.R. Collins and L.E. Preston, *op. cit.*, 1968.p.58.

두가지의 期間에 各各 3種類의 利潤과 集中度를 對應시킨 것이다. 이의 特徵은 첫째 集中度의 parameter는 正의 값이며 거의 1%의 有意水準에 놓여있다. 1956~1960年의 平均의 各種 parameter는 課稅후의 利潤에 비하여 課稅전의 利潤을 獨立變數로서 도입할 경우에 거의 2倍로 增加하며 이 경우의 相關係數도 높게 나타난다. 셋째 相關係數는 集中度의 利潤間에서 가장 높다. 이것은 모든 決定係數가 밀접한 關聯性을 가지고 있다는 推論을 뒷받침 한다고 볼 수 있을 것이다. 이러한 關聯性의 類型은 圖 IV-3 및 4의 相關圖에 나타난다. 즉 圖 IV-3의 아래의 方程式(W/O 29 profit=1.99+0.06 concentration)은 石油·石炭産業을 除外한 課稅後의 財產比率와 集中度에서 얻은 結果이며 圖 IV-4에서는 課稅前의 利潤과 集中度間에 밀접한 關聯性을 가지고 있다. 이상의 計測結果에서는 加重平均表示의 集中指標 10%增加는 販賣比率으로서의 課稅前의 利潤은 1.1%의 增加와 課稅後의 利潤은

Table IV-14. Results of Regression Analysis: Average Concentration Ratios, Profit Rates, and Capital-Output Ratios, Two-Digit Industry Groups, 1958 and 1956-1960

Profit measure (dependent variable)	Regression coefficient for independent variable			
	Concentration ratio	Capital-output ratio	Constant term	R ²
I. 1958 profits				
Before taxes:				
1. Percent of sales	.08 ^a	.08 ^a	-1.44	.68
2. Percent of assets	.12 ^a	-.01	6.80	.42
3. Percent of shareholders' equity	.21 ^a	-.06	12.82	.50
After taxes:				
1. Percent of sales	.03 ^c	.08 ^a	-2.39	.78
2. Percent of assets	.05 ^b	.02 ^c	1.76	.47
3. Percent of shareholders' equity	.09 ^a	.01	4.04	.48
II. Average 1956-60 profits				
Before taxes:				
1. Percent of sales	.08 ^a	.10 ^a	-1.72	.75
2. Percent of assets	.12 ^a	.01	7.17	.49
3. Percent of shareholders' equity	.21 ^a	-.04	14.32	.57
After taxes:				
1. Percent of sales	.03 ^c	.08 ^a	-2.39	.83
2. Percent of assets	.05 ^a	.03 ^b	2.21	.57
3. Percent of shareholders' equity	.09 ^a	.02	5.25	.53

- a. Significant at 1 percent level.
- b. Significant at 5 percent level.
- c. Significant at 10 percent level.

* Values for the capital-output ratios were obtained by dividing the total gross book value of assets in each industry as of Dec. 31, 1957, by the total value of shipments for 1958. Source; N.R. Collins and L.E. Preston, *op. cit.*, 1968. p.62, Table 15.

0.5%의 증가를 가져온다. 그러나 測定한 利潤性은 各産業間의 資本產出高比率의 差異에 의하여 달라질 것이다. 이 問題에 대하여 Collins-Preston 은 다음과 같은 두가지의 假說을 說定한다. (93)

㉑ 만일 資本利潤率이 同一하다면 產出高比率과 販賣比率로서의 利潤率間의 關聯性을 기대할수있다.

㉒ 만일 높은 資本產出高比率이 參入障壁을 구성할수 있을 정도의 높은 絶對資本要求額과 關聯된다면 資本產出高比率과 收益率間에 正의 關聯性을 기대할 수 있다.

지금 이 두가지의 假說을 檢定하기 위하여 集中度의 獨立變數 이외에 各 主要한 産業群에 대한 平均資本產出高比率을 第二次의인 說明變數로서 追加시켜 分析하였다. 表 IV-14에 의하면 各 期間의 販賣比率表示의 利潤(課稅前後포함)과 資本產出高比率間에는 正의 關係를 나타낸다. 또한 表 IV-13 및 14의 4 가지의 結果를 비교하면 說明變數인 資本產出高比率을 追加할 경우에 決定係數는 높아진다. 그러나 課稅後의 財產比率表示의 利潤에 대한 資本產出高比率係數(表 IV-14의 I, II의 課稅後의 係數 0.02 및 0.03)는 5~10% 有意水準에 있으나 그 이외의 6개의 係數(表 IV-14의 -0.01, -0.06, 0.01, 0.01, -0.04, 0.02)에서는 有意水準에 놓여 있지않다. 그러므로 위의 ㉑假說에 의하여 提起된 利潤·資本의 關聯性에 대한 資本集約의 獨立의인 波及效果를 가진다는 問題는 統計的資料에 의하여 強力하게 主張할 수 없을 것이다. 따라서 이 사실은 主要産業群에서 經驗한 平均集中水準과 總利潤間에 明確한 統計的인 關聯性이 있다는 것을 의미할 것이다. (94)

한편 이러한 統計的인 結果는 各産業群內에서의 最大産業의 集中度와 利潤의 關聯性에서는 가장 強力한 作用을 가질 것이다. 그 理由는 加重平均集中指數는 最大企業들에 대하여 커다란 重要性을 주기 위하여 作成되었기 때문이다. 즉 이와같은 最大産業은 全體에서 본 그들의 規模 또는 그들의 産業群內에서의 指導力 혹은 모범적 역할을 담당한다는 사실이 곧 産業群의 利潤을 決定하는 主要한 要因이 되고있기 때문이다.

이 사실을 檢定하기 위하여 各 two-digit 産業內에서의 最大 four-digit 産業을 規定하여 이들 産業의 平均集中과 全體에서 본 平均利潤率間의 關係를 分析한다. 다음의 表 IV-15의 計測結果에 의하면 大産業의 指導的役割은 表 IV-13에 비하여 表 IV-15의 強力한結果에서 나타난다. 즉 全體産業群에 대한 利潤率은 全産業群에서의 平均集中 보다도 大規模業에서의 集中과 더욱 밀접한 關係를 가질 것이다. 이와같은 大規模産業의 潛在的 指導役割은

(93) N.R. Collins and L.E. Preston, *op. cit.*, 1968. P. 61.

(94) N.R. Collins and L.E. Preston, *op. cit.*, 1968. PP. 61-62.

Table IV-15. Results of Regression Analysis: Profit Rates and Average Concentration Ratios for Lagrest Industries

profit measure (dependent variable)	Minimum number of industries required to account for:							
	15 percent of industry value of shipments		25 percent of industry value of shipments		50 percent of industry value of shipments		100 percent of industry value of shipments	
	Regression coefficient for concentration	r ²	Regression coefficient for concentration	r ²	Regression coefficient for concentration	r ²	Regression coefficient for concentration*	r ²
1958 profits								
Before taxes:								
Percent of sales	.05	.11	.06 ^c	.16	.07 ^c	.20	.11 ^a	.34
Percent of assets	.06 ^c	.19	.07 ^b	.22	.07 ^b	.25	.12 ^a	.41
Percent of shareholders' equity	.10 ^b	.25	.11 ^b	.27	.12 ^b	.29	.19 ^a	.43
After taxes:								
Percent of sales	.02	.05	.03	.08	.03	.10	.05 ^c	.18
Percent of assets	.03 ^c	.16	.03 ^c	.19	.04 ^b	.22	.06 ^a	.37
Percent of shareholders' equity	.05 ^b	.24	.06 ^b	.27	.06 ^b	.29	.10 ^a	.45

From table 14.

- a. Significant at 1 percent level.
- b. Significant at 5 percent level.
- c. Significant at 10 percent level.

* For comparative purpose the last two columns reproduce the results shown in Table IV-13.

Source; N.R. Collins and L.E. Preston, *op. cit.*, 1968. p.64, Table 15.

表 IV-15 에서는 나타나 있지않다. 그러나 이와는 달리 大規模産業의 平均集中度와 産業群의 利潤間의 關聯性은 産業群의 平均集中度다. 利潤率間의 關聯性에 비하여 一律적으로 弱화될 傾向을 가진다. 이 結果에 대한 한가지의 근거는 大規模産業이 小規模産業에 비하여 보다 적은 集中傾向을 가지고 있기 때문이다. 다른 근거로서는 利潤成果의 散在集中壓力 資本需要등의 영향을 더욱 받기 쉬운 小規模産業에 비하여 資本市場의 收益平準化作用이 長期間에 걸쳐 大規模産業에서 더욱 效率적으로 作用한다는 點을 들수있다. 이와같은 사실로 大規模産業에서 利潤을 支配한다는 假說은 Collins-Preston의 研究에서는 明確히 棄却된다.⁽⁹⁵⁾

이상에서는 two-digit의 主要産業群의 利潤指標(margin index)와 이들 産業群의 利潤性間의 關聯度를 分析하였다. 또한 産業群의 利潤指標와 平均集中水準間의 關聯度에 관하여 統計的인 實驗을 하였다. 이 分析結果는 이미 分析한 利潤·集中의 結果와 금후의 four-digit 産業의 集中度와 利潤의 分析結果와 비교하여야 될것이다. 다음에 各各의 price-cost margin과 各利潤值間의 單純相關關係의 結果는 表 IV-16 와 같다. 즉 I, II 의 (B)란의 販賣率(0.063

(95) N.R. Collins and L. E. Preston, *Ibid.*, 1968, P. 65.

및 0.049)을 除外한 다른 決定係數는 1~5%의 有意水準에 놓여있다. 그러나 이와같은 낮은 決定係數의 結果는 石油·石炭製品産業의 높은 收益率과 낮은 price-cost margin에 의하여 커다란 영향을 받고있다는 사실이 밝혀졌다. 表 IV-16에서 보면 石油·石炭産業은 除外한 結果는 높은 決定係數로서 모두 1%의 有意水準에 놓여있다. 또한 1958年과 1956~1960

Table IV-16. Correlation of 1958 Price-Cost Margins with Other Profit Measures, Two-Digit Industry Groups

Profit measure (dependent variable)	Coefficient of determination (r^2)-price-cost margin related to each profit measure	
	All 2-digit industry groups	Excluding petroleum and coal products group
I. 1958 profits		
(A) Befor taxes:		
1. Percent of sales	.344 ^a	.625 ^a
2. Percent of assets	.702 ^a	.748 ^a
3. Percent of shareholders' equity	.687 ^a	.686 ^a
(B) After taxes:		
1. Percent of sales	.063	.589 ^a
2. Percent of assets	.345 ^a	.745 ^a
3. Percent of shareholders' equity	.430 ^a	.715 ^a
II. 1956-1960 profits		
(A) Before taxes:		
1. Percent of sales	.280 ^b	.562 ^a
2. Percent of assets	.692 ^a	.733 ^a
3. Percent of shareholders' equity	.677 ^a	.655 ^a
(B) After taxes:		
1. Percent of sales	.049	.533 ^a
2. Percent of assets	.325 ^b	.724 ^a
3. Percent of shareholders' equity	.423 ^a	.696 ^a

^a Significant at 1 percent level.

^b Significant at 5 percent level.

Source: N.R. Collins and L.E. Preston, *op. cit.*, 1968, p. 66.

年 平均間에는 거의 동일한 값을 가지는 것이 特徵이다. 그러므로 여기서 Collins-Preston은 price-cost margin指數는 本質的으로 石油·石炭産業과는 다른 産業群의 利潤性의 測定值로서 동일한 産業特性을 測定할 수 있다는 結論을 얻었다. 圖IV-5 및 表 IV-17는 1958年의 two-digit의 price-cost margin과 1958年의 4大企業의 平均集中度의 相關圖과 이의 回歸分析의 結果이다. 즉 모든 two-digit産業群에 대한 price-cost margin과 平均 集中率間의 關聯性은 5% 有意水準에 놓여있으나 price-cost margin과 資本·產出高比率間의 關聯性에는 아무런 有意性도 나타나지 않는다. 또한 石油·石炭産業을 除外한 計測結果에서도 有意的인

Table IV-17. Results of Regression Analysis: Price-Cost Margins Related to Average Concentration and Capital-Output Ratios, 1958

Number of 2-digit industry groups	Regression coefficient for independent variable(t ratios in parentheses)			
	Average concentration ratio	Capital-output ratio	Constant term	r ²
20	.16 ^b (2.14)	—	12.00	.20
	.17 ^b (2.10)	-.02 (-.28)	12.66	.21
19 (excluding SIC 29)	.16 ^b (2.29)	—	12.89	.24
	.15 ^b (2.20)	.02 (.28)	12.32	.24

^b Significant at 5 percent level.

Source; N. R. Collins and L.E. Preston, *op. cit.*, 1968, p.67. Table 18.

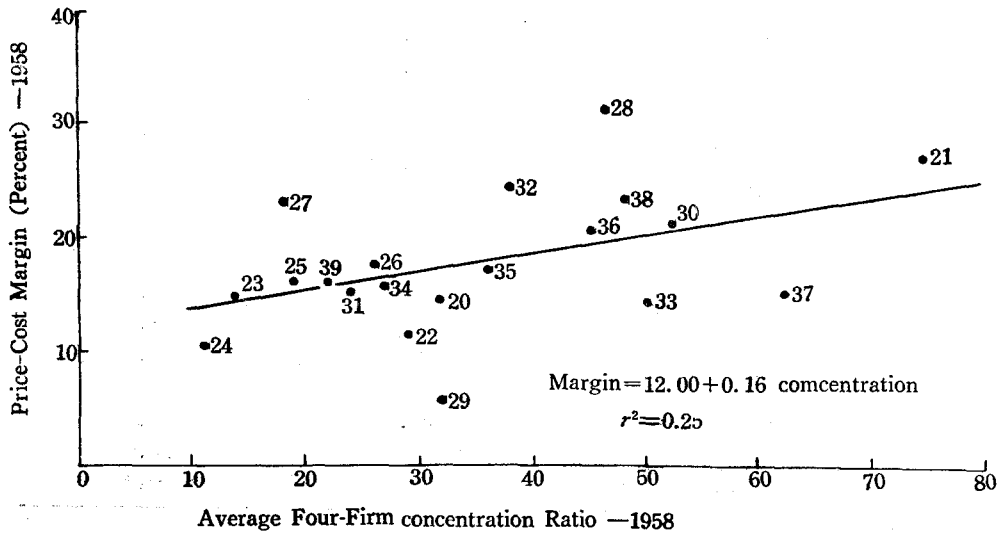


Fig. VI-5. Concentration and Price-Cost Margins, Major SIC Industry Groups.

Source; N.R. Collins and L.E. Preston, *op. cit.*, 1968, p.68.

차이는 없었다. 이와같이 price-cost margin과 平均集中率은 이미 앞에서 본 다른 利潤值와 關係있는 集中率에 비하여 훨씬 낮게 나타난다. 이러한 回歸方程式에 說明變數로서 도입한 資本·產出高比率係數의 低下는 앞에서 본 結果와는 對照的이다. (96)

(96) 이와같은 相異點에 관하여서는 몇가지의 說明이 있다. 첫째 price-cost margin 指數는 다른 收益率에 비하여 다소 信賴性이 낮은 指標이다. 둘째는 price-cost margin 指數는 價格獨占의 영향에 대한 適合한 指標이며 또한 이 分析에서 낮게 나타난 結果는 經濟現實에 대한 더욱 精確한 反映이라고 主張한다. 셋째는 이러한 相異點은 margin 計算上에서 内部産業의 出荷額과 生産費의 二重計算의 集計資料에서만 일어난다.

N.R. Collins and L.E. Preston, *op. cit.*, 1968, P.69.

이와같이 two-digit 産業群의 利潤性의 測定値와 平均集中率間의 隔差에 관한 分析에서 얻은 重要한 結論은 利潤性의 測定値는 서서히 相關된다는 것이다. 또한 price-cost margin 指數는 다른 利潤性의 測定値와 동일한 方法에서 平均集中率과 關聯된다는 사실을 알 수 있다. 이러한 結果에 대한 判斷은 産業集中과 price-cost margin의 關聯性의 分析이 集中率과 利潤性에 관한 다른 測定値間의 關聯性을 나타내는 結果를 가져온다고 볼수 있을 것이다. 만일 이러한 price-cost margin 分析의 結果가 어떠한 偏奇性을 가진다면 이 사실은 集中率과 利潤性間에 가장 弱화된 關聯性이 있다는 것을 의미할 것이다.

結 論

本稿에서 比較分析한 Hart-Prais, Hymer-Pashigian, Simon-Bonini, Collins-Preston 등의 統計的研究에 관한 結論과 問題點은 이미 各章에 部分的으로 要約해 두었다. 그러므로 여기서는 이들의 個個의 結論에 대한 一般의인 것을 綜合・整理 해 두고저 한다.

Hart-Prais의 英國의 産業集中에 관한 研究는 많은 論爭을 불러 일으켰다. 이 研究에서는 産業集中은 擴大하나 이 集中은 새로운 産業과 企業數의 增加에 의하여 尙해되는 傾向을 가진다. 또한 産業集中의 變化는 그다지 顯저하게 나타나지 않았다는點과 1938~1951年間의 英國의 産業集中現象은 減少되었다고 指摘하고있다. 따라서 企業成長率은 企業規模와는 獨立의이라는 確證⁽⁹⁷⁾을 얻었으며 이것은 최근에 Hymer-Pashigian의 研究結果에서 더욱 支持를 받았다.⁽⁹⁸⁾ 즉 企業規模는 對數正規分布型을 가진다는 一般의인 假說에 依據한 것이다. 그러나 최근에 特定産業의 企業規模分布에 대하여 log-normal curve 를 適用시킨 두개의 研究에서는 負의 結果를 가져온 사실은 注目된다.⁽⁹⁹⁾

(97) 本稿. 第2章의 計測結果 참조.

(98) 이와는 달리 P.S. Florence는 1936—1951年間에 英國의 産業集中이 增加했다는 Hart-Prais와 배치되는 結果를 얻었다.

P.S. Florence, "New Measures of the Growth of Firms," *Economic Journal*, LXVII. June 1957, pp. 244—48.

W.G. Shepherd, "A Comparison of Industrial Concentration in the United States and Britan," *The Review of Economics and Statistics*, pp. 72—73.

(99) P.E. Hart and S.J. Prais, "The Analysis of Business Concentration; A Statistical Approach," *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 1956, pp. 170—183.

P.E. Hart, "The Size and Growth of Frims," *Economica*, XXXIX, 1962, pp. 20—40.

S. Hymer and P. Pashigian, "Firm Size and Rate of Growth," *Journal of Political Economy*, Dec. 1962, pp. 556—569.

E. Mansfield, "Entry, Innovation and the Growth of Firms," *American Economic Review*, LII, Dec. 1962, pp. 1023~1051.

그러나 지금까지의 研究에서 産業成長은 集中度의 變化와 關聯性을 가진다는 사실은 log-normality의 一般의假說에 대한 위험한 暗示라고 할 수 있다. 이와같은 研究結果는 어떠한 log-normal configuration에 대한 企業規模分布의 接近이 各産業間의 相異한 企業과 같이 다른 産業間의 適切한 均衡成長率을 요구하게 될것이다. 따라서 急速한 成長 혹은 急速한 衰退이든 이 均衡狀態에서의 離脫은 log-normality로부터의 偏差에 結果될 것이다.

다음은 産業規模變化의 파악에 있어서 適合한 變數는 찾기 어렵다. 이미 고찰한 Collins-Preston의 研究에서는 總資產額 및 企業의 同一性基準의 規模分布變化는 극히 安定的인 傾向을 가진다는 정도의 結論이 었다. 또한 Collins-Preston의 Markov Process의 適用에서는 企業의 相對的規模變化는 各 企業의 成長率의 差異 및 合併과 解散의 結果에 의하여 일어난다고 파악한다. 이와같은 結果는 Hart-Prais의 統計的 分析에서도 거의 받아들일 수 있을 것 같다.⁽¹⁰⁰⁾ 한편 R.L. Nelson의 研究에 의하면 1947~54年間의 製品級別成長에 대한 計測過程에서 出荷額의 增加值를 利用한바 있으며 몇 가지의 다른 目的에서는 雇用變化率變數가 중요한 指標라는것을 밝혔다. 다만 成長指標로서의 雇用變數의 缺點은 生産性이 變化하는데 있으며 雇用成長과 物的產出量의 成長間에도 다소의 相異點이 있다는것을 알수 있다.⁽¹⁰¹⁾ 이 사실은 1947~1958年間에 成長指標로서의 出荷額의 變化率은 上昇의傾向을 나타내며 雇用變化率은 低下의傾向을 가진다는 結果를 얻었다. 이와같이 Shepherd의 研究는 雇用變化의 變數가 出荷額變數를 利用하는것 보다도 더 有益한 構造指標로서 그 妥當性을 主張한다. 또한 Shepherd의 結果는 衰退産業은 成長産業 보다도 集中率이 높게 나타났으며 初期의 産業集中은 서서히 成長하는 産業에 비하여 急速하게 成長하는 産業에서 더욱 높게 나타난다는 것이다.⁽¹⁰²⁾

Collins-Preston의 集中度와 price-cost margin의 研究에 의하면 一般的으로 two-digit 産業群의 分類에 의거한 分析結果는 three-digit 또는 four-digit 分類에 의거한 兩者間의 關聯度가 더욱 깊게 나타난다. 따라서 이 集中率과 利潤率間의 關聯性은 經濟擴張期에 비하여 集中時期에 더욱 높은 相關係數를 가지는 사실을 알수있다.

이상의 産業集中에 관한 實證的·統計的 研究結果는 특히 産業集中度를 代表할 수 있는

(100) 本稿. 第4章, (1) 産業集中과 規模變化의 實證分析結果, 第2章, (3) 計測結果 참조.

(101) R.L. Nelson, "Market Growth Company Diversification and Product Concentration, 1947~54," *Journal of the American Statistical Association*. 1960. pp. 641~642.

E.T. Penrose, *The Theory the Growth of the Firm*, 1959 and W.J. Baumal, "On the Theory of Expansion of the Firm," *American Economic Review*, L II, Dec. 1962, pp. 1078~1887.

(102) W.G. Sheperd, "Trends of Concentration in American Manufacturing Industries, 1948~58," *the Review of Economics and Statistics*, vol. XLVI, No.2 May 1964. pp. 206-208.

많은 變數의 選擇 및 對應變數와 集中의 一般的水準과 類型에 의하여 決定的으로 달라진다. 이러한 差異性에 관한 原因은 產業分類 및 基準, 關聯變數, 計測期間에 따르는 偏奇性 이외에 規模經濟, 經濟沿革, 成長類型, 反獨占政策, 國際貿易의 要因에서 찾아 볼 수 있다. ⁽¹⁰³⁾

[筆者：서울大學校 經營大學院 助教授]

(103) P.S. Florence, *Ibid.*, 1957. pp. 244~46.

G. Rosenbluth, "Measures of Concentration," in *Business Concentration and Price Policy*, 1955, pp. 70-77.