財閥企業間 多市場接觸의 競爭效果*

趙 昌 顯**

논 문 초 록 :

본 논문은 상호연계된 복수의 시장에서 우리 나라 재벌기업들간에 이루어지는 多市場接觸이 그들의 경제성과에 미치는 영향을 실증적으로 분석함으로써 이들 간의 다시장접촉이 시장경쟁에 미치는 효과에 대한 함의를 구한다. 본 논문은 복수시장에서 이루어지는 30대 재벌계열기업들간의 조우가 그들의 利潤率에 미치는 영향을 다차원적으로 분석함으로써 소위 相互競爭抑制假說을 통계적으로 검정한다. 패널자료를 중심으로 兩方向固定效果模型에 의해 시도한 실증분석결과는 개별기업차원에서 多市場接觸과 이윤율간의 正의 관계가 강하여 상호경쟁억제가설을 지지하는 것으로 나타났으나, 재벌그룹차원 및 산업차원의 경우에는 불명확하거나 약한 正의 관계를 보였다.

핵심주제어: 재벌, 다시장접촉, 상호경쟁억제가설
경제학문헌목록 주제분류: L1

Ⅰ. 머리말

기업들의 시장행동, 특히 시장경쟁에 영향을 미치는 기업 간 談合에 관해 전통적으로 사용되어 온 분석틀은 '폐쇄된 單一市場 분석틀' 또는 '連繫되지 않은 多市場 분석틀' 이라고 할 수 있는데 전자의 경우 분석대상시장 이외의 시장은 존재하지 않는 것으로 가정함으로써, 후자의 경우 複數市場의 존재를 가정하되 개별시장 간의 전략적 연계성이 결여된 것으로 가정함으로써 현대기업들의 실제 시장행동에 비추어 볼 때 양자 모두 현실성이 결여되어 있다는 문제점을 지니고

* 본 논문은 본인의 박사학위논문의 부분적 발췌본인 "Mutual Forbearance among Korean Jaebols," Unpublished Manuscript, 1998의 수정본이다. 유익한 논평을 해 주신 익명의 두 심사위원에게 감사드린다. 남아 있는 오류는 전적으로 필자의 책임이다.

** 산업연구원(KIET) 책임연구원.

있다.

특히 우리 나라의 재벌분석을 위해 이들 분석틀을 사용할 경우 복합기업인 재벌의 市場多邊化가 시장경쟁에 미치는 효과가 포괄적으로 분석될 수 없고 부분적 분석에 그칠 수밖에 없었던 바, 이는 전통적인 재벌분석이 시장다변화가 초래하는 경영상의 효율/비효율 측면과 폐쇄된 단일시장 및 경제전체에서의 獨占力 증대 여부 측면의 분석에 집중되었다는 사실에서 드러난다. 따라서 재벌기업의 시장다변화가 시장경쟁에 미치는 효과는 경쟁정책의 관점에서 볼 때 여전히 하나의 難問으로 남아 있다고 할 수 있다.

시장경쟁과 관련하여 시장다변화를 이루고 있는 기업들 상호간의 복수시장간 연계를 통한 전략적 상호작용에 관한 가설이 처음으로 제기된 것은 Edwards (1955)에 의해서였다. Edwards는 시장다변화를 통해 복수의 시장에서 활동하는 기업들은 복수의 시장에 걸쳐 기업 상호간에 이루어지는 접촉, 즉 多市場接觸(multimarket contact)을 통해 복수의 시장간에 상호간 교차적 보복가능성을 배태, 상호의존을 형성함으로써 상호간 경쟁을 억제하고 복수시장간 연계에 기초한 전략적 담합의 환경을 창출하는 경향이 있다는 가설을 처음으로 제기하였다. 따라서 그의 가설을 '相互競爭抑制假說'(mutual forbearance hypothesis)이라고 한다. 그 후 Feinberg(1984), Feinberg and Sherman(1985, 1988), Bernheim and Whinston(1990) 등이 Edwards의 가설을 수리모형 또는 게임이론을 통해 정형화하였다.

Bulow *et al.*(1985)은 시장간 연계를 명시적으로 모형에 도입하여 과점기업 간의 전략적 상호작용을 엄밀한 수리모형으로 분석하였다. Bulow *et al.*은 비용과 수요, 그리고 전략적 투자와 연관된 '전략적 보완'(strategic complement), '전략적 대체'(strategic substitute) 등의 개념도입을 통해 과점의 시장 간 연계효과를 분석하였으나, 다시장접촉의 경쟁효과에 관한 주제를 명시적으로 다루지는 않았다. Feinberg(1984)와 Feinberg and Sherman(1985, 1988)은 단일시장환경에서의 '추측적 변이'(conjectural variation)라는 개념을 다시장환경에서 확장한 '추측적 경쟁억제'(conjectural forbearance)라는 개념을 도입하여 다시장접촉의 증가는 시장간 담합가능성을 높임으로써 이윤율을 높일 수 있음을 이론적으로 보였다. 그러나 이들은 정태적 모형이라는 한계점을 지니고 있다. Bernheim and Whinston (1990)은 Bertrand가격경쟁과 반복적 게임이론에 바탕을 둔 동태적 모형 속에서 시장과 기업이 모두 동일한 예외적인 경우를 제외한 대부분의 비대칭적

(asymmetric) 조건에서는 다시장접촉이 시장간 연계를 통한 담합가능성의 증대를 통해 이윤율을 증가시킬 수 있음을 이론적으로 보였다.

본 논문은 이들의 이론에 바탕을 두되 특히 Bernheim and Whinston(1990)의 개념적 분석틀을 활용, 재벌기업의 시장다변화가 시장경쟁에 미치는 효과를 실증적으로 분석하였으며, 계열기업(개별영업단위)간, 재벌그룹간, 또는 시장간의 戰略的 連繫性을 반영하는 분석을 통해 전통적인 재벌분석이 결여하고 있는 측면에 대한 보완을 시도하였다.

본 논문은 다음과 같은 몇 가지 점에서 기존의 연구와 구별된다.

첫째, 본 논문은 우리 나라의 기업간 多市場接觸의 시장경쟁효과에 관한 실증분석으로써 계열기업차원(member-firm level),[1] 기업그룹차원(business-group level) 및 산업차원(industry level)의 세 가지 차원에서 다각도로 다시장접촉의 시장경쟁효과를 분석하였다. 歐美企業에 대한 기존의 연구는 이들 세 가지 차원 중 한 두 가지 차원의 분석에 그쳤으며, 특히 다수의 연구들이 계열기업차원의 분석을 누락하였다.[2] 그러나 다시장접촉이 직접적으로 일어나는 곳이 바로 계열기업차원이라는 점을 고려하면, 계열기업차원의 분석을 중심으로 하되 여타 차원의 분석을 보완적으로 병행하는 것이 바람직할 것이다.

둘째, 본 논문에서는 多市場接觸의 시장경쟁효과에 관한 실증분석에서, 제조업뿐만 아니라 서비스업까지 포함하는 全産業과 全産業에 걸친 재벌계열기업을 표본으로 선택하였다. 기존의 연구는 표본범위를 제조업에만 국한하든지 또는 서비스업 중 특정 부속산업(單一産業)에만 그 범위를 국한하였다.[3] 그러나 계열기업간 다시장접촉이 제조업뿐만 아니라 서비스업에서도 일어날 경우—대부분의 현실이 이러한 경우이다—서비스업을 표본에서 누락시키면 측정상의 오차(measurement

1) 歐美 대기업의 경우 우리 나라 재벌의 '계열기업'과 대체로 상응하는 것은 '개별영업단위'(business unit)이다. 따라서 본 논문에서 계열기업이라는 용어를 구미기업에 적용하는 경우는 개별영업단위를 지칭하는 것으로 이해되어야 한다.

2) 계열기업(개별영업단위)차원의 분석으로는 Scott(1982, 1991, 1993), Lee(1994), Evans and Kessides(1994) 등을, 산업차원의 분석으로는 Heggestad and Rhoades(1978), Strickland (1984, 1985), Alexander(1985), Rhoades and Heggestad(1985), Mester(1985, 1987), Hugh and Oughton(1993) 등을, 기업그룹 및 산업차원의 분석으로는 Feinberg(1985)를 각기 들 수 있다.

3) 제조업체를 표본으로 채택한 연구로는 Scott(1982, 1991, 1993), Strickland(1984, 1985), Feinberg(1985), Hugh and Oughton(1993), Lee(1994) 등이 있으며, 서비스업의 부속산업 중 단일업종을 표본으로 채택한 연구로는 은행업을 분석대상으로 한 Heggestad and Rhoades (1978), Alexander(1985), Rhoades and Heggestad(1985), Mester(1985, 1987) 등과 항공운항업을 분석대상으로 한 Kim and Singal(1993), Evans and Kessides(1994) 등이 있다.

biases)가 일어날 수 있다는 점을 고려하여야 할 것이다.

셋째, 본 논문에서는 多市場接觸의 시장경쟁효과에 관한 실증분석에서, 이윤율(profitability)을 나타내는 종속변수로서 Tobin's q[4]를 처음으로 사용하였으며, 또한 Tobin's q, 價格-費用마진(price-cost margin) 및 會計利潤率(accounting rate of return)의 세 가지 代變數를 모두 채용, 그 결과를 상호비교하였다.

마지막으로, 본 논문은 패널자료(panel data)를 활용하였으며 패널자료의 분석을 위해 兩方向固定效果模型(two-way fixed effects model)을 사용하였다.

본 논문의 순서는 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 기업간 다시장접촉에 의한 상호경쟁억제가설을 통계적으로 검정하기 위한 실증모형을 제시하고 아울러 실증모형에 사용될 변수들을 정의하며, 제Ⅲ절에서는 실증분석의 결과에 대해 논의하고, 마지막으로 제Ⅳ절에서는 요약과 결론을 제시한다.

Ⅱ. 實證分析模型

상술한바 Edwards(1955), Feinberg(1984), Feinberg and Sherman(1985, 1988), Bernheim and Whinston(1990) 등에 의해 이론적으로 발전된 상호경쟁억제가설을 우리 나라의 재벌에 적용, 통계적으로 검정하기 위한 실증모형의 구축을 위해 먼저 이 가설의 핵심요소인 다시장접촉과 경쟁의 정도 그리고 이윤율 3자 간의 관계를 설정해 보면

多市場接觸 ↑⇒ 競爭程度 ↓⇒ 利潤率 ↑

즉, 복수의 시장에서 활동하는 복합기업들의 계열기업들은 복수의 시장에서 조우함으로써 단일시장에서만 조우하는 경우에 비해 상호의존도가 높아지는데, 이는 한 시장에서의 비협조는 다른 시장에서의 報復을 초래할 수 있기 때문이다. 예컨대, 재벌 x의 계열기업 a와 b가 재벌 y의 계열기업 c와 d를 시장 A와 시장 B에서 각각 조우하고 있는 경우를 상정해 보면, A 시장에서 a가 값을 인상할 때 c는 (암묵적 담합에 동조하지 않고) 값을 인상하지 않음으로써 재벌 y가 A시장에서 보다 많은 이익을 거둘 경우 재벌 x는 계열사인 b를 통해 시장 B에서 값

4) Tobin's q를 이윤율의 대변수로 사용할 수 있는 이론적 근거는 후술하며 상세한 내용에 대해서는 Lindenberg and Ross(1981) 참조.

을 인하하여 재벌 y의 계열사인 d에게 돌아갈 이익을 잠식함으로써 시장 A에서 당한 손실로 인한 보복을 재벌 y에 대해 할 수 있게 된다. 이와 같은 복수시장 간 연계에 의해 이루어지는 보복의 가능성을 두 재벌 모두 인식하고 있으므로 이들 양자는 상대방의 시장행동에 대해 시장경쟁측면에서 협조해야 하는 상호의존성이 단일시장에서만 조우하는 경우에 비해 높아지게 될 것이다. 따라서 이와 같은 재벌 간 다시장접촉이 증가하면 할수록 당해 시장에서의 경쟁 정도는 감소되고 (다른 조건이 일정한 한) 경쟁의 감소는 또한 당해 시장의 이윤율을 상승시킬 것이다. 여기서 두 종류의 관계, 즉 다시장접촉과 경쟁 정도 간의 관계 및 다시장접촉과 이윤율 간의 관계에 대한 실증분석의 가능성이 고려될 수 있겠으나 본 논문의 경우 통계적 분석의 편리 등을 고려, 後者에 대한 실증분석을 선택하였다.

多市場接觸과 利潤率간의 관계를 우리 나라의 재벌에 적용, 통계적으로 검정하되 재벌의 세 가지 활동차원인 계열기업차원, 재벌그룹차원 그리고 산업(시장)차원에서 다각도로 검정하기로 한다. 이를 위한 실증분석모형, 즉 패널자료 회귀분석모형의 기본적인 형태는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$\pi = \Phi(S,\ C,\ M,\ B,\ G,\ D,\ H) \tag{1}$$

식 (1)은 계열기업차원, 재벌그룹차원 그리고 산업차원에서의 각각의 회귀분석모형을 포괄하는 일반모형이다. 따라서 이윤율을 나타내는 π는 계열기업차원의 이윤율인 π_n, 재벌그룹차원의 이윤율인 π_B, 그리고 산업차원의 이윤율인 π_N을 일반적인 형태로 표현한 것이다. S는 (개별)계열기업에 고유한 市場力을, C는 폐쇄된 단일시장환경(closed-single-market setting)에의 담합잠재력을, M은 다시장환경(multimarket setting)에서의 담합잠재력을, B는 진입장벽을, G는 수요조건을, D는 시장다변화의 정도를, 그리고 H는 여타 변수들을 나타내는 벡터들이다.

본 통계검정을 위해 사용된 자료는 패널자료이며 이에 따라 패널자료를 효과적으로 분석할 수 있는 회귀분석모형으로 兩方向固定效果模型을 선택하였다. 이는 계열기업간, 재벌그룹간, 산업간에는 각기 경영관리적·재무적·기술적 차이 등에 기인하는 個別(橫斷面)分析單位間의 異質性(individual-related heterogeneity)의 존재뿐만 아니라 한국 경제의 시간적 불안정성에 기인하는 時間間 異質性

(time-related heterogeneity)의 존재도 전제하였기 때문이다. 양방향고정효과모형의 주된 利點은 이들 공간과 시간의 양차원에서 이질성을 반영하는 주요 변수 중 자료미비나 계량화의 어려움 등 여러 가지 이유로 누락된 변수들로 인해 야기될 수 있는 측정상의 오차를 통계적으로 제어할 수 있다는 점이다.

다시장접촉과 이윤율간의 관계를 나타내는 양방향고정효과모형의 일반형태는 각 분석차원별로 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$\pi_{nt} = \alpha_{nt} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k x_{knt} + u_{nt}, \qquad n = 1, 2, \cdots\cdots, 336 \quad t = 90, 91, \cdots\cdots, 94 \tag{2}$$

$$\pi_{Bt} = \alpha_{Bt} + \sum_{l=1}^{L} \beta_l y_{lBt} + u_{Bt}, \qquad B = 1, 2, \cdots\cdots, 30 \tag{3}$$

$$\pi_{Nt} = \alpha_{Nt} + \sum_{m=1}^{M} \beta_m z_{mNt} + u_{Nt}, \qquad N = 1, 2, \cdots\cdots, 65 \tag{4}$$

여기서 n=1, 2,·····336, B=1, 2,·····30, N=1, 2,·····, 65는 각기 계열기업차원, 재벌그룹차원, 및 산업차원에의 횡단면분석단위(cross-section unit)를 나타낸다. 이는 또한 계열기업의 표본수는 336, 재벌그룹의 표본수는 30, 산업의 표본수는 65개라는 점을 나타낸다. $t = 90, 91, \cdots\cdots, 94$는 시계열단위(time-series unit)를 나타내며 표본시계열의 범위가 1990-1994년의 5년간임을 나타낸다. π_{nt}, π_{Bt}, π_{Nt}는 계열기업 n의 t년 이윤율, 재벌그룹 B의 t년 이윤율, 산업 N의 t년 이윤율을 각기 나타낸다. x_{knt}, y_{lBt}, z_{mNt}는 계열기업 n의 t년에서의 독립변수 k의 값, 재벌그룹 B의 t년에서의 독립변수 l의 값, 산업 N의 t년에 있어서의 독립변수 m의 값을 각기 나타낸다. α_{nt}, α_{Bt}, α_{Nt}는 상술한바 횡단면분석단위간 및 시계열단위간의 이질성을 반영하는 절편값을, β_k, β_l, β_m은 추정되어야 할 回歸係數들을 각기 가리킨다. u_{nt}, u_{Bt}, u_{Nt}는 평균이 0이고 분산이 상수인 殘差項(residuals)들이다.

계열기업차원에서 다시장접촉과 이윤율간의 관계를 분석하기 위한 양방향고정효과모형은 식 (1)에 나타난 일반형태로부터 다음과 같은 보다 구체적인 형태로 표현될 수 있다.

$$\pi_{nt} = \sum_{j=1}^{336} 336\theta_j Z_{jt} + \sum_{\tau=1}^{94} \theta_\tau Z_{n\tau} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k x_{knt} + v_{nt}, \qquad n = 1, 2, \cdots\cdots, 336 \quad t = 90, 91, \cdots\cdots, 94 \tag{5}$$

여기서 Z_{jt}는 더미변수로서 다음과 같다:

$$Z_{jt}=\begin{cases} j=i\text{인 경우는 } 1 \\ \text{그 이외의 경우는 } 0 \end{cases} \tag{6}$$

$$Z_{n\tau}=\begin{cases} \tau=t\text{인 경우는 } 1 \\ \text{그 이외의 경우는 } 0 \end{cases} \tag{7}$$

θ_j, θ_τ는 횡단면분석단위 간(계열기업 간)의 이질성을 반영하는 각 횡단면분석단위에 고유한 절편값 및 시간간의 이질성을 반영하는 각 시계열단위에 고유한 절편값을 각기 가리킨다. 이들은 누락된 독립변수와 관련한 계열기업간의 이질성이 계열기업의 이윤율에 미치는 영향 및 누락된 독립변수와 관련한 시간간의 이질성이 계열기업의 이윤율에 미치는 영향을 각기 나타낸다. v_{nt}는 殘差項이다. 재벌그룹차원 및 산업차원에서 다시장접촉과 이윤율간의 관계를 나타내는 양방향고정효과모형도 계열기업차원의 경우와 동일한 논리에 의해 식 (1)에 나타난 일반형태로 부터 구체적인 형태로 표현될 수 있으므로 생략한다.

아래에서는 회귀분석에 사용된 변수들에 대해 논의한다.

利潤率

이윤율을 나타내는 종속변수로서 가격-비용마진, 회계이윤율 및 Tobin's q의 세가지 대변수를 사용하였다. 계열기업차원에서의 가격-비용마진(*PCMF*)은 당해계열기업의 순이익/매출액으로, 재벌그룹 및 산업차원에서의 가격-비용마진(*PCMB* 및 *PCMI*)은 당해 재벌 또는 산업에 소속된 계열기업 *PCMF*의 매출액 가중평균으로 구하였다. 계열기업차원에서의 회계이윤율(*ARRF*)은 당해 계열기업의 순이익/자산액으로, 재벌그룹 및 산업차원에서의 회계이윤율(*ARRB* 및 *ARRI*)은 당해 재벌 또는 산업에 소속된 계열기업 *ARRF*의 자산액 가중평균으로 구하였다. 가격-비용마진과 회계이윤율의 경우 이윤율의 대변수로서 실증분석에서 빈번히 사용되고 있으므로 배경설명을 생략한다. Tobin's q는 산업조직과 관련한 문헌에서 보다 최근에 그리고 흔하지 않게 사용되고 또한 다시장접촉과 관련한 연구에서는 거의 사용되지 않았다는 점에서 다소 상세한 설명이 필요할 것이다.

Tobin's q는 특히 Lindenberg and Ross(1981)가 시장력으로부터 야기되는 초과이윤율의 측정치로서의 유용성을 보인 이후 그 사용이 점증해 왔다. 거시경제학자들은 Tobin's q를 투자기회의 측정치로 사용한 반면 Lindenberg and Ross는

이를 자본화된 독점렌트의 측정치로 이론화하였다. 특정 기업의 Tobin's q는 해당기업의 '자본시장가격/자산의 대체비용'으로 정의되는데, Tobin's q를 경제적 이윤의 대변수로 사용하는 이론적 근거를 요약하면 다음과 같다(Lindenberg and Ross, 1981 참조): 만약 한 기업의 자본시장가격이 그 기업자산의 대체비용보다 높다면 Tobin's q는 1보다 클 것이다. 이 경우 그 기업이 소속된 산업에의 진입유인이 존재하게 되는데, 이는 이 산업에서는 기업의 시장가치가 기업의 창출비용을 초과하기 때문이다. 이 산업이 경쟁적이고 따라서 진입·퇴출장벽이 존재하지 않는다면 다른 기업들도 이 산업에 있는 기존 기업이 지닌 것과 동일한 자산을 구입하여 이 산업에 진입하려 할 것이다. 그러므로 경쟁적인 산업에서는 신규기업들의 진입이 이루어짐에 따라 Tobin's q는 결국 1에 근접한 수준으로 낮아지게 될 것이다. 그러나 기존 기업이 독점기업이거나 과점기업인 경우 진입장벽을 형성하여 초과이윤을 지속적으로 취할 수 있게 되며, 자본시장은 이 초과렌트를 자본화할 것이고 이에 따라 독점기업 또는 과점기업의 Tobin's q는 지속적으로 1을 초과한 수준에 머물게 될 것이다.

Tobin's q의 장점은 특히 회계이윤율이 이윤율의 대변수로서 지닌 단점의 상당 부분을 보완할 수 있다는 데 있다. 첫째, 회계이윤율의 경우 과거의 이익만을 계측함으로써 단기적인 회계이윤율은 진정한 이윤수준이 아닌 일시적인 불균형 상황(transitory disequilibrium conditions) 속에 있는 이윤수준만을 반영할 수도 있다. 반면에 Tobin's q는 미래의 이익을 포함한 모든 렌트의 선견적이고(forward-looking) 사전적인(ex-ante) 시장가치의 현가를 나타낸다. 따라서 Tobin's q는 이윤율에 영향을 미치는 과거와 현재요인의 일시적인 변동에는 영향을 덜 받으며, 이로 인해 장기적인 독점력을 계측할 수 있게 된다(Salinger, 1984; Smirlock *et al.*, 1984; McFarland, 1988; Ottosen, 1990; Stevens, 1990). 둘째, 회계이윤율이 투자에 따른 위험을 적절히 반영하지 못하는 반면에 Tobin's q는 위험이 반영된 할인율(risk-adjusted discount rate)을 암묵적으로 사용한다고 할 수 있다. 자본시장에서 실제로 위험 프리미엄이 어떻게 결정되든지 간에 만약 당해 기업의 수익률이 당해 기업의 주식을 보유하는 위험을 보상하되, 그 이상도 그 이하도 아닌 수준이라면 Tobin's q는 1이 될 것이다(Salinger, 1984; Wernerfelt and Montgomery, 1988). 셋째, 회계이윤율은 측정오차에 민감한 반면 Tobin's q는 이에 덜 민감하다. 자산액이 5% 과대측정될 경우 Tobin's q 역시 5%만 과대측정될 것이다. 반면, 회계이윤율의 산출식에서 분자를 구성하는 순이익이 이의

산출에 필요한 총수익과 총비용의 크기에 비해 작기 때문에 총수익과 총비용의 작은 측정오차에도 회계이윤율의 오차는 커지게 된다. 넷째, Tobin's q는 광고비, R&D 비용 등을 산출하는 데 적용되는 회계관행 및 조세법 등 측정오차를 확대시킬 수 있는 요인들의 영향을 받지 않는다.

그러나 Tobin's q 역시 단점을 지니고 있는데, 첫째 Tobin's q는 독점렌트만을 나타내는 것이 아니라 Ricardian rents 또는 해당 기업 고유의 렌트(firm-specific rents)까지 반영한다는 점이다. 원자재 구득상의 이점, 유리한 지리적 여건, 또는 특허권 등은 초과이윤을 창출할 수 있으며, 따라서 Tobin's q에 반영된다. 이는 당해 기업이 독과점력을 결여하고 있는 경우에도 그 기업의 Tobin's q가 1을 초과하는 것으로 나타날 수가 있다는 사실을 의미한다. 그러므로 정확히 말하면 Tobin's q는 독점렌트의 '상한'(upper bound)을 나타낸다고 할 수 있다. 둘째, Tobin's q가 독점렌트를 적절히 반영하기 위해서는 소위 효율적 자본시장 이론(efficient capital market theory)의 적용가능성을 전제로 한다. 이 이론의 주된 함의는 자본시장이 합리적이며 기업에 대한 모든 관련정보는 주가에 효율적으로 반영된다는 점이다. 그러나 주식시장이 때때로 투기나 알 수 없는 요인에 의해 움직여지는 것처럼 보일 때 이 이론의 성립가능성이 의심받을 수도 있다. 셋째, Tobin's q의 정확한 측정은 어렵다. 이는 특히 중고자본재 및 무형자산의 대체비용을 추산하기가 어렵기 때문이다. 이 때문에 대부분의 실증연구에서 Tobin's q를 계산할 때 무형자산을 분모에서 빼고 계산해 왔으며, 그 결과는 무형자산이 많은 기업들의 Tobin's q가 과대추정되는 결과를 가져왔다(McFarland, 1988; Wernerfelt and Montgomery, 1988).

Tobin's q를 이윤율을 나타내는 종속변수로 채용할 때 상술한 바의 단점들을 보완하기 위해 본 논문에서는 다음과 같이 조정하였다. 첫째, 독점렌트를 Ricardian rents로부터 분리해 내기 위해, 광고비와 R&D투자비가 Ricardian rents를 구성한다는 가정에서 회귀방정식에 '광고비/자산액' 및 'R&D/자산액'을 독립변수로 포함시켰다. 아울러 이 두 변수는 진입장벽을 나타내는 변수로서의 역할을 겸한다고 할 수 있다(이들의 진입장벽을 나타내는 변수로서의 역할에 대해서는 후술함). 나아가 광고비와 R&D투자비가 무형자산의 원천이라는 가정에서 보면, 이 두 변수들은 각 회귀방정식 내에서 계열기업간, 재벌그룹간 및 산업간 무형자산 보유 정도의 차이를 통계적으로 제어함으로써 Tobin's q 계산시 무형자산을 빼고 계산하는 데 따른 측정오류를 감소시키는 역할을 하게 된다(Lustgarten and

Thomadakis, 1987; Montgomery and Wernerfelt, 1988; Chen *et al.*, 1989).

둘째, 효율적 자본시장이론의 당위성에 대해서는 이 이론의 중간형태(semistrong form)에 한해 한국의 자본시장에 적용될 수 있으며, 또한 경제 전체에 적용하기는 곤란하나 계열기업, 재벌그룹, 산업 등 개별분석단위에는 적용가능하다고 가정한다(Ottosen, 1990; Stevens, 1990. 참조).

셋째, Tobin's q의 측정상의 곤란문제를 경감하기 위해 Chung and Pruitt (1994)가 제시한 Tobin's q의 계산식을 본 논문에 채용하였다. Chung and Pruitt의 Tobin's q 계산식은 다음과 같다.

$$\frac{V_C + V_P + D_L + D_S - A_S}{A} \tag{8}$$

여기서 V_C는 당해 기업 보통주(common stock)의 총시장가액으로 보통주의 주당 가격에 보통주수를 곱하여 구하였다. V_P는 당해기업 우선주(preferred stock)의 총시장가액으로 우선주의 주당 가격에 우선주수를 곱하여 구하였다. D_L은 당해 기업 장기부채의 장부가액을, D_S는 단기부채의 장부가액을, A_S는 유동자산의 장부가액을, 그리고 A는 총자산의 장부가액을 각각 나타낸다.

식 (8)의 가장 큰 장점은 공적으로 이용가능한 기업의 회계·재무자료를 이용하여 바로 산출이 가능하다는 점이다. Lindenberg and Ross(1981)의 엄밀한 Tobin's q 계산식과 식 (8)의 주된 차이점은 후자의 경우 고정자산과 재고자산의 대체비용이 이들 자산의 장부가액과 동일하다고 가정한 데 비해, 전자의 경우 이들 자산의 대체비용으로 인플레이션에 연동하여 조정된 값을 사용하였다는 점이다. 분자가 동일한 경우 식 (8)에 의해 계산되는 값은 Lindenberg and Ross의 식에 의해 계산되는 값보다 다소 높게 나타날 것이다. 양자의 차이를 줄이기 위해 식 (8)은 분자에서 Lindenberg and Ross가 사용한 임의적이고 복잡한 추산방법에 의해 추산된 장기부채추산액 대신 장기부채의 장부가액(D_L)을 사용하였다. 식 (8)에 의해 계산된 Tobin's q값의 타당성을 검증하기 위해 Chung and Pruitt는 1978-1987년에 미국 제조업체의 Tobin's q값을 Lindenberg and Ross의 식과 (8) 식에 의해 각각 계산한 후 양자 간에 회귀분석을 하였다. 그 결과는 Lindenberg and Ross의 식에 의해 계산된 값에 대한 변이의 '적어도' 96.6%가 식 (8)에 의해 계산된 값으로 설명되는 것으로 나타났는데, 이는 식 (8)에 의해 계산된 Tobin's q 값을 실증분석에 사용하는 것에 큰 문제가 따르지 않음을 의미한다.

系列企業에 固有한 市場力 또는 規模의 經濟

종속변수인 이윤율에 영향을 미칠 수 있는 주요 요인의 하나로 시장력 및 규모의 경제를 들 수 있다. 계열기업차원에서 이들 양자를 대표하는 변수로 계열기업의 市場占有率(*MSF*)을 채택하였다. 재벌그룹차원 및 산업차원에서는 이들 양자를 대표하는 변수로 당해 재벌그룹 및 산업에 소속된 계열기업 시장점유율의 매출액가중평균치(*MSB* 및 *MSI*)를 각기 채택하였다.

單一市場環境에의 談合潛在力

이윤율에 영향을 미칠 수 있는 또 하나의 주요 요인으로 기존 문헌에서 고려되어 온 것은 단일시장환경(single-market setting) 내에서의 담합잠재력이다. 이를 대표하는 변수로는 3개기업 産業集中率(three-firm seller concentration ratio)의 대리변수를 사용한다. 계열기업차원에서의 담합잠재력을 나타내는 변수로는 해당 계열기업이 소속된 산업의 3개기업 산업집중률(*CR*3)을, 재벌그룹차원에서의 담합잠재력을 나타내는 변수로는 계열기업차원에서의 3개기업 산업집중율의 매출액가중평균치(*CR3B*)를, 산업차원에서의 담합잠재력을 나타내는 변수로는 해당산업의 3개기업 산업집중률(*CR*3)을 각각 사용한다. *CR*3의 회귀계수 부호는 이론상 +도 −도 될 수 있다(이에 대한 논의에 대해서는 Martin and Ravenscraft 1982; Kwoka and Ravenscraft, 1986; Scott and Pascoe, 1986; Scherer *et al.*, 1987 등을 참조). 여러 실증적 연구에 의하면 시장점유율과 산업집중률(*CR*3) 두 변수 모두가 이윤율이 종속변수인 회귀방정식에 포함될 경우 시장집중률의 이윤율에 대한 효과는 +효과로 나타나기는 하되, 종종(시장점유율의 이윤율에 대한 효과에 가려져서) 무시할 만큼 적거나 −로도 나타난다. 그러므로 *CR*3의 회귀계수 부호를 사전에 예측할 수는 없다.

多市場環境에서의 談合潛在力

이윤율에 영향을 미칠 수 있는 주요 요인의 하나로 다시장환경(multimarket setting)에의 담합잠재력을 대표하는 변수를 포함시킨다. 이 변수는 본 논문이 초점을 맞추고 있는 상호경쟁억제가설의 통계적 검정에서 핵심적인 역할을 하는 변수이다. 이를 고려함에는 이 변수가 기업간 다시장접촉의 정도를 적절히 나타낼 수 있어야 한다는 전제조건을 충족시켜야 한다. 이는 상호경쟁억제가설이 다시장환경에서 다른 조건이 일정할 경우 다시장접촉의 정도가 높으면 높을수록 기업 간 담합잠재력이 크다는 점을 시사하기 때문이다. 다시장접촉의 정도를 나

타내는 旣存의 指數로는 Feinberg(1985)의 'sales-at-risk'와 Lee(1994)의 'modified sales-at-risk' 그리고 Hugh and Oughton(1993)의 'multimarket contact index' 등이 고려될 수 있다. 그러나 이 지수들은 특히 상호경쟁억제가설에 대한 Bernheim and Whinston(1990)의 動態的 理論의 틀에 비추어 볼 때 기업간 다시장접촉의 정도를 적절히 나타내는데 미흡하다고 할 수 있다. Bernheim and Whinston은 다시장환경에서는 '産業內'(within industry)에서의 접촉보다는 '産業間'(across industries) 다시장접촉이 복수시장간 연계에 의한 상호간 보복가능성과 연결된 담합의 주된 유인으로 작용하고 있음을 이론적으로 보여 주고 있다. 前者는 복수시장간 연계에 기인하는 담합유인보다는 단일시장내의 담합유인이라는 맥락 속에서 고려되어야 할 성질의 것이다. Feinberg와 Lee의 지수는 산업 간 다시장접촉을 반영하지 못하고 산업 내에서의 다시장접촉만을 반영하고 있다는 점에서 다시장접촉의 정도를 왜곡할 가능성이 있으며, Hugh and Oughton의 지수 역시 이와 같은 문제점을 지니고 있으며 또한 이론적으로 부적절한 가중치를 쓰고 있다.

본 논문에서는 이 기존 지수들이 지닌 취약점을 보완하는 방향으로 고안된 다음과 같은 새로운 지수들을 사용하기로 한다.

$$MMC_{x,i}^{xy} = \sum_{j=1}^{n} \left(\frac{S_{x,j}^{xy}}{\sum_{i=1}^{n} S_{x,i}} \right) M^{xy}, \quad i \neq j, \ x \neq y \tag{9}$$

$$MMC_{x}^{xy} = \sum_{i=1}^{n} \left(MMC_{x,i}^{xy} \right) \tag{10}$$

$$MMC_{x,i} = \sum_{y} \left(MMC_{x,i}^{xy} \right) \tag{11}$$

MMC_x = 해당 재벌그룹에 속한 각 계열기업들의 $MMC_{x,i}$의 매출액 가중평균 (12)

MMC_i = 해당 산업에 속한 각 계열기업들의 $MMC_{x,i}$의 매출액 가중평균 (13)

여기서 $MMC_{x,i}^{xy}$는 재벌그룹 x가 산업 i에서 그룹 y와 접촉하는 정도를 나타내는 지수를 가리키며, $S_{x,j}^{xy}$는 재벌그룹 x와 y가 접촉하는 산업 j에서의 재벌그룹 x의 매출액을, $\sum_{i=1}^{n} S_{x,i}$는 계열기업들이 활동하는 전산업에서 재벌그룹 x의 총매출액을, M^{xy}는 계열기업들이 접촉하는 전산업에서 이루어지는 재벌그룹 x와 y간의 접촉수를, MMC_x^{xy}는 전산업에서 이루어지는 재벌그룹 x와 y의 다시장접촉지수를, $MMC_{x,i}$는 산업 i에서의 재벌그룹 x의 다시장접촉지수를, MMC_x

는 전산업에서 재벌그룹 x와 나머지 모든 재벌그룹들간의 다시장접촉지수를, 그리고 MMC_i는 산업 i의 다시장접촉지수를 각기 나타낸다.

식 (9)는 계열기업차원, 재벌그룹차원, 산업차원 등 세 가지 차원에서의 다시장접촉지수를 각각 산출하기 위해 필요한 기본지수로서 Bernheim and Whinston(1990)의 동태적 이론이 함축하는 내용을 반영하도록 고안된 지수이다. 상술한 바와 같이 Bernheim and Whinston(1990)은 다시장환경에서는 (동일) '산업내'(within industry)에서 이루어지는 기업들간의 접촉보다는 오히려 (다른) '산업간'(across industries)에 이루어지는 즉, 서로 다른 산업에 소속된 기업들 간에 이루어지는 접촉이 상호간 보복가능성의 창출을 통해 담합으로 유도하는 주된 요인이라는 점을 이론적으로 밝히고 있다. 식 (9)에 나타난 기본지수는 바로 이러한 이론적 함의를 반영하도록 고안되었다. 식 (9)의 우변의 괄호 내에서 분자 $S_{x,j}^{xy}$는 (산업 i와 j 양 산업 모두에서 재벌그룹 x의 계열기업과 y의 계열기업이 각각 조우하는 경우를 전제로 했을 때) 당해 산업 i 이외의 산업, 즉 산업 j에서의 재벌그룹 x의 (계열기업의) 매출액을 가리키며, 이는 i산업에서 재벌그룹 x가 y와의 암묵적 담합에서 이탈할 경우 이에 대한 보복으로 j산업에서(across industries) 재벌그룹 y가 x에 대해 (제품매출가격을 낮추는 등의 수단을 통해 x의 매출을 잠식하는 형태로) 손실을 입힐 수 있는 금액을 의미한다. 분모 $\sum_{i=1}^{n} S_{x,i}$는 전산업에서의 재벌그룹 x의 총매출액을 가리킨다. 따라서 괄호안의 식은 i산업에서 재벌그룹 x가 y와의 암묵적 담합에서 이탈할 경우 이에 대한 보복으로 j산업에서 재벌그룹 y에 의해 x가 입을 수 있는 손실의 (총매출액에서 차지하는) 비중을 의미한다. 식 (9)의 우변전체는 전산업에서 재벌그룹 x가 y와의 암묵적 담합으로부터의 이탈로 인해 재벌그룹 y에 의해 x가 입을 수 있는 손실의 (총매출액에서 차지하는) 비중에 재벌그룹 x와 y가 접촉하는 빈도를 곱한 것이다. 그러므로 식 (9)은 i산업에서 활동하는 재벌그룹 x의 계열기업의 재벌그룹 y와의 다시장접촉지수라고 할 수 있다.

(11), (12), (13)은 모두 식 (9)에 근거하여 구해지며, 이들이 세 가지 차원의 회귀방정식에서 다시장접촉을 나타내는 변수값을 구하는 식으로 각각 채택된다. 즉, (11)은 i산업에서 활동하는 재벌그룹 x의 계열기업의 모든 (표본) 재벌그룹과의 다시장접촉을 나타내는 지수로서 계열기업차원에서의 다시장접촉지수(*MMCF*)를 구하는 식을 의미하며, (12)는 재벌그룹차원에서의 다시장접촉지수(*MMCB*)를 구하는 식을, (13)은 산업차원에서의 다시장접촉지수(*MMCI*)를 구하는 식을 각각

의미한다.

進入障壁

진입장벽은 잠재적 진입기업의 진입을 유발하지 않으면서 가격을 단위당 최저 가격보다 더 올릴 수 있는 정도를 의미하며(Bain, 1968, p. 252) 따라서 이는 이윤율에 영향을 미칠 수 있다. 가격-비용마진이 종속변수인 회귀방정식에서는 진입장벽을 대표하는 변수로서 계열기업, 재벌그룹, 산업의 각 분석차원에서의 광고비/매출액(*ASF/ASB/ASI*) 및 총자산의 log값(*LTF, LTB, LTI*)을 사용한다. 여기서 광고는 가격차별(product differentiation)과 비용상의 우위(absolute cost advantage)를 통한 진입장벽으로 작용할 뿐만 아니라(Comanor and Wilson, 1967) 또한 소비자에 대한 시장정보제공을 통해 시장정보비용을 낮춤으로써 경쟁을 촉진시키는 효과도 있기 때문에(Boyer, 1974; Martin, 1983) 광고비/매출액의 회귀계수에 대한 부호를 사전에 예측할 수는 없다. 총자산의 경우 규모의 경제를 달성하기 위해 요구되는 자본규모의 대변수로 간주될 수 있으므로 총자산의 크기는 진입장벽의 크기를 나타낸다고 할 수 있다. 반면에 적정규모를 초과하는 총자산은 대기업경영과 관련한 규모의 불경제를 통해 이윤율에 부정적인 영향을 미칠 수도 있으므로 총자산 log값의 회귀계수에 대한 부호도 사전에 예측할 수 없다. 회계이윤율이나 Tobin's q가 종속변수인 회귀방정식에서는 광고비/자산액(*ATF, ATB, ATI*) 및 자산액의 log값(*LTF, LTB, LTI*)을 사용한다.

Tobin's q가 종속변수인 회귀방정식에서는 각 계열기업간, 각 재벌그룹간 및 각 산업간에 Ricardian rents의 차이 또는 無形資産의 차이에서 발생하는 오차를 통계적으로 제어하기 위해 각 차원에의 R&D/자산액(*RTF, RTB, RTI*)을 추가적인 독립변수로 채용하였다. R&D가 Ricardian rents나 무형자산의 속성만을 지닌 경우 R&D는 진입장벽의 한 형태를 반영할 것이다. 그러나 R&D는 Ricardian rents나 무형자산으로 기능할 뿐만 아니라 국제경쟁에서의 자기방어의 한 수단으로 채택될 수도 있다(Caves *et al.*, 1980; Scherer, 1980; Martin, 1983). R&D가 Ricardian rents나 무형자산으로서만 기능할 경우는 R&D에의 지출이 높을수록 이윤율이 높을 것이다. 반면에 R&D가 국제경쟁상황에 대한 반응으로서만 작용할 경우 높은 비율의 R&D는 국제경쟁이 치열함을 나타내는 시그널로 해석될 수 있을 것이다. 이 때는 R&D에의 지출이 높을수록 이윤율이 낮을 것이다. 따라서 R&D/총자산의 회귀계수에 대한 부호를 사전에 예측할 수는 없다.

需要條件

산업의 수요신장율 및 수요의 가격탄력성도 이윤율에 영향을 미칠 수 있다. 계열기업차원 및 산업차원에서 이들 각각을 나타내는 변수로 해당 산업의 매출액 신장률(*GRI*) 및 수입/국내매출액(*ISI*)을 사용하였다. 재벌그룹차원에서 산업의 수요신장률을 나타내는 변수로는 각 계열기업 *GRI*의 매출액가중평균치(*GRB*)를 사용하였다.

市場多邊化의 程度

시장다변화의 정도를 나타내는 변수를 회귀방정식에 포함시킨 주된 이유는 다시장환경에서의 담합잠재력이 이윤율에 미치는 효과를 시장다변화의 정도가 이윤율에 미치는 효과로부터 구분해 내기 위함이다. 이 양자가 혼동될 가능성이 있는 이유는 여타 조건이 같다고 가정할 때 계열기업이 활동하는 산업수가 많으면 많을수록 시장다변화의 정도를 나타내는 지수와 다시장환경의 담합잠재력을 나타내는 지수 양자가 모두 증가하기 때문이다.

시장다변화지수로는 Jacquemin and Berry(1979)가 고안한 엔트로피(entropy)지수를 채택하였는데 이는 아래와 같다.

$$DI = \sum_{i=1}^{n} s_i \ln\left(\frac{1}{s_i}\right) = -\sum_{i=1}^{n} s_i \ln s_i \tag{14}$$

여기서 *DI*는 재벌그룹의 엔트로피지수를, s_i는 해당 재벌그룹이 산업 i에서 달성한 매출액이 해당 재벌그룹의 총매출액에서 차지하는 비율을, n은 해당 재벌그룹이 활동중인 산업수를, 그리고 ln은 자연로그를 각기 가리킨다.

계열기업차원 및 재벌그룹차원의 회귀방정식에서는 해당 재벌그룹의 엔트로피지수(*DIVB*)를, 그리고 산업차원의 회귀방정식에서는 표본재벌그룹들의 엔트로피지수들의 매출액가중평균치(*DIVI*)를 각각 사용하였다.

其他變數

가격-비용마진이 종속변수인 회귀방정식에서는 사용자본 다과의 차이로 인해 야기되는 이윤율의 차이(Weiss, 1974)를 통계적으로 제어하기 위해 자산/매출액으로 정의되는 資本集約度(계열기업차원에서는 당해 계열기업의 자본집약도인 *CSF*, 재벌그룹차원에서는 당해 재벌에 소속된 계열기업 *CSF*의 매출액가중평균치인 *CSB*, 산업차원에서는 당해 산업에 소속된 계열기업 *CSF*의 매출액가중평

균치인 *CSI*)를 각 차원의 회귀방정식에 포함시켰다.

본 논문에서 채택한 표본시계열의 기간은 1990-1994년의 5년간이다. 재벌그룹 및 계열기업의 표본은 각기 매출액기준으로 우리 나라의 30대 재벌과 이들 재벌에 소속된 계열기업들이다. 이 표본계열기업들의 수는 1994년 말 현재 620개였으나 일정한 기준에 의해 표본으로 부적절한 기업들을 소거한 후 336개가 되었으며 이를 업종별로 보면 제조업체 189개와 서비스업체 147개로 구성되어 있다. 본 논문의 경우 이들을 패널자료로 활용하기 때문에 표본의 크기는 $336 \times 5 = 1680$이 된다. 〈부록〉에는 자료출처 및 표본선정에 관한 내용이 나와 있다.

Ⅲ. 實證分析 結果

1. 系列企業次元에서의 多市場接觸과 利潤率間의 關係

系列企業次元에서의 다시장접촉과 이윤율간의 관계에 대한 실증분석결과는 〈표 1〉에서 〈표 3〉까지에 나와 있다. 〈표 1〉은 표본이 전산업을 포함하는 경우를, 〈표 2〉 및 〈표 3〉은 표본이 제조업만을 포함하는 경우 및 표본이 서비스업만을 포함하는 경우를 각기 나타낸다. 각표는 이윤율을 나타내는 종속변수로서 세 종류의 서로 다른 변수를 사용했을 경우 양방향고정효과모형에 의한 추정결과를 보여 준다. 이 모형에서는 계열기업간의 이질성 및 시간간의 이질성이 통계적으로 제어되었고, 이에 따라 경제전체 또는 산업전체의 변동(fluctuations)에 기인하는 自己相關(autocorrelation)도 교정되었다고 볼 수 있다. 여기에 더하여 소위 群集性 異分散(groupwise heteroscedasticity)(Green, 1990 참조)의 교정을 위해 White(1980)의 異分散과 일치된 共分散行列推定式 (heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimators)을 사용하였는바, 이는 이러한 종류의 異分散에 의해 야기되는 표준오차의 왜곡을 시정하기 위함이다.

〈표 1〉에서 〈표 3〉까지에서 보면, 변수들의 추정계수의 상당수가 5% 또는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있다. 계열기업차원 분석의 경우 自由度가 150 이상이며 이는 괄호 안에 나타나 있는 각 추정계수의 $|t|$ 값이 1.980보다 크거나(5% 유의수준에서 실시한 兩側檢定(two-tailed test)의 경우) 또는 1.658보다 큰 경우(10% 유의수준에서 실시한 兩側檢定의 경우) 이 값들은 통계적으로 유의한 것임을 의미한다. *MMCF* 등 偏側檢定(one-tailed test)이

적용된 변수들의 경우[5] 臨界値(critical value)의 값은 더욱 낮아 5% 유의수준의 경우 1.658, 10% 유의수준의 경우 1.289이다.

〈표 1〉에서 〈표 3〉의 모든 경우 계열기업차원에서의 다시장접촉지수를 나타내는 변수인 *MMCF*의 회귀계수는 종속변수가 *PCMF*(계열기업의 가격-비용마진)이든, *ARRF*(계열기업의 회계이윤율)이든, 또는 *TQF*(계열기업의 Tobin's *q*이든 상관없이 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있다.[6] 이처럼 계열기업차원

〈표 1〉 다시장접촉과 이윤율간의 관계: 계열기업차원 (표본: 전산업)

독립변수	종 속 변 수		
	가격-비용마진(*PCMF*)	회계이윤율(*ARRF*)	Tobin's *q*(*TQF*)
MSF	0.10461**	0.04686**	0.32593**
	(1.856)	(2.440)	(12.605)
ASF	−0.84996**		
	(4.187)		
ATF		0.14356	1.36030**
		(1.874)	(24.834)
LTF	0.00900	0.00009	0.03699**
	(1.184)	(0.037)	(11.327)
RTF			2.35810**
			(5.628)
GRI	−0.01640	0.00261	0.06030**
	(1.093)	(0.511)	(4.139)
CSF	−0.03312**		
	(17.529)		
MMCF	0.00082**	0.00030**	0.00176**
	(2.775)	(2.991)	(46.466)
DIVB	−0.01215	−0.00615*	−0.00121
	(1.311)	(1.918)	(0.931)
CR3	−0.03890**	−0.00841	−0.00510
	(2.244)	(1.421)	(0.804)
*F*값	5.26	2.93	8.14
R^2(*adjusted* R^2)	0.242(0.196)	0.149(0.100)	0.359(0.314)

주: 1) 괄호 안은 $|t|$값을 나타냄.
2) **는 5%, *는 10% 수준에서 각각 유의.

5) 편측검정이 적용된 것은 *MMCF, MSF, CSF, ISI* 등 추정계수에 대해 이론적으로 일정한 부호를 예견할 수 있는 변수들의 경우이며, 양측검정이 적용된 것은 그밖의 변수들의 경우이다.

6) 〈표 1〉에서 〈표 3〉까지에서 나타난 9개의 실증분석결과 중 통계적 유의성과 관련한 단 하나의 예외는 표본이 서비스업에 한정되고 종속변수가 *TQF*인 경우이다(〈표 3〉의 넷째 열 참조). 이 경우 *TQF*와 *MMCF* 간의 관계는 선형이 아닌 semilog로 나타났으나, 이 경우에도 *MMCF*의 log값에 대한 계수추정치는 어떤 유의수준에서도 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

에서 나타난 이윤율과 다시장접촉정도간의 강한 正의 관계로 미루어 실증분석결과가 계열기업차원에서 상호경쟁억제가설을 지지하는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

*MMCF*의 추정계수가 '경제적으로 의미가 있는지'(economically meaningful) 여부를 알기위해 〈표 1〉에서 종속변수가 *ARRF*인 경우를 예로 들어보자. 종속변수가 *ARRF*인 경우 *MMCF*의 추정계수는 0.00030인데 *ARRF*의 평균값이 0.0048이고 *MMCF*의 평균값이 30.5374인 점을 함께 고려하면 *MMCF*에 대한 *ARRF*의 彈力性을 구할 수 있다. 이 탄력성은

$$\left(\frac{\partial ARRF}{\partial MMCF}\right)\left(\frac{MMCF}{ARRF}\right)=0.00030\times\frac{30.5374}{0.0048}=1.91 \qquad (15)$$

그러므로 다시장접촉지수의 변동에 대한 이윤율의 반응도는 '탄력적'이라고 할 수 있다. 이윤율의 대변수로 *PCMF*나 *TQF*를 사용한 경우에도 비록 정도 차이는 있으나 적어도 '무시할 수 없는 정도'의 반응도를 보였다.

〈표 2〉 다시장접촉과 이윤율간의 관계: 계열기업차원 (표본: 제조업)

독립변수	종 속 변 수		
	가격-비용마진(*PCMF*)	회계이윤율(*ARRF*)	Tobin's *q*(*TQF*)
MSF	−0.03877** (4.024)	0.24400** (4.501)	−0.03551* (1.530)
ASF	−0.10584** (1.995)		
ATF		0.15538** (8.246)	0.35589** (8.899)
LTF	0.04377** (35.852)	0.00417** (8.701)	0.10452** (49.506)
RTF			2.95170** (4.934)
GRI	−0.04280** (15.278)	0.00067 (0.626)	−0.01308 (1.152)
ISI	−0.01695** (4.285)	−0.00589** (1.802)	−0.29271** (59.238)
CSF	−0.04605** (35.601)		
MMCF	0.00012** (3.194)	0.00009** (5.861)	0.00078** (11.756)
DIVB	−0.01405** (13.757)	−0.00634** (1.918)	0.04011** (28.243)
CR3	−0.00168 (1.132)	−0.00377** (4.645)	−0.02499** (3.198)
*F*값 R^2(*adjusted* R^2)	7.08 0.317(0.272)	3.01 0.162(0.108)	9.37 0.479(0.428)

주: 1) 괄호 안은 $|t|$값을 나타냄.
2) **는 5%, *는 10% 수준에서 각각 유의.

〈표 3〉 다시장접촉과 이윤율 간의 관계: 계열기업차원 (표본: 서비스업)

독립변수	종속변수		
	가격-비용마진(*PCMF*)	회계이윤율(*ARRF*)	Tobin's *q*(*TQF*)
MSF	0.24994**	0.06943**	1.67530**
	(78.970)	(2.399)	(8.277)
ASF	−8.11780**		
	(191.331)		
ATF		0.31402	6.85220**
		(1.015)	(2.748)
LTF	−0.01046**	−0.00422	0.01499
	(22.595)	(1.117)	(0.714)
RTF			−2.52450**
			(0.473)
GRI	0.02190**	0.00564	0.16960**
	(6.798)	(0.625)	(4.555)
CSF	−0.02587**		
	(281.903)		
MMCF	0.00144**	0.00050**	0.01661**
	(88.247)	(3.473)	(2.115)
DIVB	0.00983**	−0.00146	0.02520*
	(38.716)	(0.307)	(1.975)
CR3	−0.07327**	−0.02997**	0.13457**
	(70.491)	(3.170)	(3.392)
*F*값	7.15	2.71	20.17
R^2(*adjusted* R^2)	0.324(0.278)	0.150(0.095)	0.827(0.786)

주: 1) 괄호 안은 |*t*|값을 나타냄.
2) **는 5%, *는 10% 수준에서 각각 유의.
3) Tobin's *q*가 종속변수인 경우에 한해 *MMCF*는 *MMCF*의 log값을 나타냄.

2. 財閥그룹次元 및 産業次元에의 多市場接觸과 利潤率間의 關係

재벌그룹차원 및 산업차원에서는 다시장접촉과 이윤율간의 관계가 불명확하거나 正의 관계가 약한 것으로 나타났다. 이들 두 차원에서 양자간의 관계는 대체로 semilog 및(또는) quadratic인 것으로 나타나고는 있으나, 양자간에 正의 관계가 성립한다고 판단할 만한 통계적 논거가 계열기업차원의 경우에 비해 부족하다.

〈표 4〉에서 보면 *MMCBL*(재벌그룹차원에서의 다시장접촉지수를 나타내는 *MMCB*의 log값)의 추정계수는 종속변수가 회계이윤율일 때 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하고, 종속변수가 가격-비용마진일 때는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있다.[7] 또한 이들 추정계수의 크기로 볼 때 다시장접촉과 이윤율간에는 '경제적으로 의미 있는' 正의 관계—비록 線形關係는 아니라 할지라도—가 성립함을 볼 수 있다. 그러나 종속변수가 Tobin's q일 때는 추정계수가 통계적으로 유의하지 못하였다. 이와 같은 결과는 회계이윤율이 이윤율의 대변수로서 적지않은 결함을 지니고 있는 반면 Tobin's q는 내재적으로 회계이윤율의 결함을 보완하고, 나아가 회귀방정식상의 변수설정을 통해 이의 결

〈표 4〉 다시장접촉과 이윤율간의 관계: 재벌그룹차원

독립변수	종 속 변 수		
	가격-비용마진(*PCMB*)	회계이윤율(*ARRB*)	Tobin's q(*TQB*)
MSB	3.20130**	1.54450**	1.86390
	(3.032)	(3.125)	(1.275)
ASB	−2.97280*		
	(1.662)		
ATB		−0.52668	8.84210**
		(0.662)	(3.476)
LTB	0.01053	0.00335	0.24388**
	(0.400)	(0.270)	(5.730)
RTB			−7.71660**
			(2.523)
GRB	0.52643*	0.02997*	−0.00958
	(1.659)	(1.850)	(0.202)
CSB	0.23720*		
	(1.585)		
MMCBL	0.09757*	0.05741**	0.01672
	(1.470)	(1.772)	(0.181)
DIVB	0.01190	−0.01340	−0.00854
	(0.921)	(0.748)	(0.250)
CR3B	−0.14332	−0.00669	−0.02845
	(1.195)	(1.046)	(1.116)
F값	4.43	5.08	28.17
R^2(*adjusted* R^2)	0.594(0.460)	0.618(0.497)	0.903(0.871)

주: 1) 괄호 안은 $|t|$값을 나타냄.
2) **는 5%, *는 10% 수준에서 각각 유의.
3) *MMCBL*은 *MMCB*의 log값을 나타냄.

7) 자유도가 120일 때 임계치는 5% 유의수준에서 1.658, 10% 유의수준에서는 1.289이다.

함을 보완하도록 구성된 상황에서 나타난 것이다. 그러므로 재벌그룹차원에서는 다시장접촉과 이윤율간의 관계를 설정할 만한 통계적 근거가 충분하지 않다고 할 수 있으며, 따라서 양자간의 관계는 불명확한 것으로 판단된다. 양자간에 관계가 설정되지 못한 이유 중의 하나로 다음과 같은 해석의 여지는 있는 것으로 보인다: 다시장접촉도가 높은 재벌은 복잡한 출자·채무보증 관계 및 비효율적 교차보조의 정도가 클 것이고 이는 (재벌그룹차원의) 이윤율에 마이너스로 작용할 수 있을 것이며 이로 인해 다시장접촉과 이윤율간의 관계가 희석되었을 수 있을 것이다.

〈표 5〉는 산업차원에서 다시장접촉과 이윤율간의 관계가 대체로 quadratic인 것을 보여준다. 종속변수가 회계이윤율이거나 Tobin's q인 경우[8] *MMCI*(산업차

〈표 5〉 다시장접촉과 이윤율간의 관계: 산업차원

독립변수	종속변수		
	가격-비용 마진(*PCMI*)	회계이윤율(*ARRI*)	Tobin's q(*TQI*)
MSI	0.03594	−0.00296	−0.32532**
	(0.742)	(0.075)	(3.713)
ASI	−0.39500**		
	(2.482)		
ATI		−0.07954	1.49480
		(0.450)	(1.265)
LTI	0.01563**	−0.00481	−0.04524*
	(2.402)	(0.962)	(1.953)
RTI			−6.45920
			(1.074)
GRI	0.00650	0.01156*	0.01828
	(0.789)	(1.726)	(0.953)
CSI	−0.03738**		
	(6.065)		
MMCI	0.00005	0.00172**	0.01478**
	(0.041)	(1.711)	(2.883)
MMCIS	−0.00001	−0.00002**	−0.00013**
	(0.458)	(1.851)	(2.110)
DIVI	−0.02020*	−0.00893	−0.17311**
	(1.877)	(0.928)	(2.686)
CR3	−0.01523	0.00297	0.15812**
	(0.677)	(0.163)	(3.072)
*F*값	8.88	2.17	16.20
R^2(*adjusted* R^2)	0.563(0.500)	0.234(0.215)	0.789(0.758)

주: 1) 괄호 안은 $|t|$값을 나타냄.
2) **는 5%, *는 10% 수준에서 각각 유의.
3) *MMCIS*는 *MMCI*의 제곱값을 가리킴.

8) 특히 종속변수가 Tobin's q인 경우 다시장접촉지수와 이윤율간의 관계는 선형, semilog, 또는 quadratic으로 상정되는 모든 상황에서 다시장접촉지수의 추정계수가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

원에서의 다시장접촉지수) 및 *MMCIS* (*MMCI*의 제곱치)의 추정계수는 모두 5% 유의수준에서 유의하였다. 일반적으로 R^2의 값은 높고 상당수 변수들의 추정계수가 5% 또는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하고 이론과 합치되는 부호들을 나타냈다. 그러나 종속변수가 가격-비용마진인 경우 유의한 결과가 나타나지 않았다. 종합적으로 볼 때, 산업차원에서 다시장접촉과 이윤율간의 관계는 약한 正의 관계를 보인 것으로 판단된다.

재벌그룹차원 및 산업차원에서의 R^2값을 계열기업차원에서의 R^2값과 비교해 보면 대부분의 경우 전자가 후자보다 높게 나타나고 있다. 이는 재벌그룹차원 및 산업차원의 분석단위가 대체로 계열기업차원의 분석단위의 가중평균치이므로 계열기업차원에서의 편차의 상당 부분이 가중평균의 과정에서 축소되었기 때문인 것으로 판단된다.

3. 旣存硏究와의 比較

다시장접촉과 이윤율간의 관계에 관한 기존 연구의 실증분석결과들은 일정하지 않다. 일부 연구들은 양자간에 강한 正의 관계를 찾아 낸 반면, 다른 연구들은 약한 정의 관계를, 그리고 또 다른 연구들은 심지어 負의 관계를 발견하였다. 종속변수가 이윤율인 경우 다시장접촉과 이윤율간의 관계에 관한 기존연구결과와 본 연구결과를 비교한 내용이 〈표 6〉에 요약되어 있다.

기존 연구결과와 본 연구결과를 비교해 보면, 대체로 본 연구결과(중 특히 계열기업차원의 분석결과)가 기존 연구결과들에 비해 상대적으로 상호경쟁억제가설을 보다 강하게 지지하는 것으로 나타나고 있음을 알 수 있다. 이와 같은 귀결은 대체로 양자 간에 채택된 계량분석방법의 차이 및 한국 기업과 미국 기업간의 특성 차이라는 두 가지 측면에서 설명될 수 있을 것이다. 즉, 기존 연구들은 주로 횡단면자료만을 사용하는 전통적인 OLS법을 채용한 반면, 본 연구는 패널자료를 사용하는 양방향고정효과모형을 채용, 前者가 통계적으로 제어할 수 없는 (누락변수에 기인하는) 분석단위간의 이질성을 횡단면과 시계열의 양차원에서 효과적으로 제어함으로써 다시장접촉과 이윤율간의 관계를 보다 명확히 선별해 낼 수 있었을 것이다. 또한 한국 재벌과 미국 복합기업 간의 주요한 차이점 중의 하나는 前者가 後者보다 계열기업(개별영업단위)간의 戰略的 連繫性이 강하다는 점이다. 이와 같은 양자간의 기업특성상 차이가 시사하는 바는 계열기업(개별영

〈표 6〉 다시장접촉과 이윤율 간의 관계에 관한 기존 연구와 본 연구의 비교

저자(연도)	분석차원	표 본	종속변수	다시장접촉지수의 추정계수		R^2
				통계적 유의성	부호	
Scott (1982, 1993)	개별영업단위	제조업(미국)	가격-비용마진	매출액집중률이 높을 때 유의함	正	0.04-0.05
Strickland (1985)	산업	제조업(미국)	가격-비용마진	다양한 결과	負	불명확함
Feinberg (1985)	기업그룹 및 산업	제조업(미국)	가격-비용마진	매출액집중률이 중간 정도인 때 유의함	대체로 正	기업그룹: 0.19-0.24 산업: 0.26-0.31; 0.04-0.35
Rhoades and Heggestad (1985)	지리적 구획	은행업(미국)	회계이윤율	다양한 결과	負	0.04-0.35
Mester (1985, 1987)	지리적 구획	은행업(미국)	회계이윤율	Herfindahl지수가 높을 때 유의함	負	0.14-0.56
Hugh and Oughton (1993)	산업	제조업(미국)	가격-비용마진, 회계이윤율	유의함	正	0.12-0.40
Lee (1994)	개별영업단위	제조업(미국)	가격-비용마진	대체로 유의함	대체로 正	0.09-0.11
본 연구(1998)	개별영업단위 (계열기업), 기업그룹, 산업	전산업(한국), 제조업(한국), 서비스업(한국)	가격-비용마진, 회계이윤율, Tobin's q	개별영업단위: 유의함 기업그룹: 불명확함 산업: 대체로 유의함	正	계열기업: 0.15-0.83; 기업그룹: 0.23-0.79; 산업: 0.59-0.90

업단위)간 다시장접촉의 담합증진효과가 後者보다는 前者에서 보다 높게 나타날 것이며 이것이 통계분석결과에도 반영되었을 것이라는 점이다.

Ⅳ. 要約과 結論

본 논문에서는 우리 나라 30대 재벌기업들간의 다시장접촉이 그들의 이윤율에 어떤 영향을 미쳤는지를 실증적으로 분석함으로써 상호경쟁억제가설을 우리 나라 재벌기업들에 적용, 이 가설을 검정하였다. 가설검정을 위해 패널자료를 사용하였으며 또한 패널자료의 효과적인 분석을 위해 양방향고정효과모형을 활용하였다. 포괄적인 가설검정을 위해 계열기업, 재벌그룹 및 산업의 세 가지 차원에서 실증분석을 시행하였고 표본의 추출범위를 제조업과 서비스업을 포괄하는 전 산업으로 확대하였다. 또한 이윤율을 나타내는 세 가지 대변수의 교체사용에 따른 분석결과를 산출함으로써 대변수들의 교체사용으로 인해 나타날 수 있는 분석결과의 차이를 비교할 수 있게 하였다.

계열기업차원의 실증분석결과는 이윤율과 다시장접촉 간에 강한 正의 관계가 있고, 따라서 상호경쟁억제가설을 지지하는 것으로 나타났다. 즉, 본 논문의 실증분석 결과는 재벌계열기업 간의 다시장접촉은 재벌들 간에 복수시장에 걸친 전략적 담합의 유인을 제공함으로써 재벌들 상호간의 경쟁을 억제시키고 이에 따라 이들의 이윤율을 상승시키는 경향이 있는 것으로 해석할 수 있는 여지를 제공한다. 그러나 본 논문은 다시장접촉과 이윤율 간의 관계만을 실증분석한 것이지 다시장접촉과 전략적 담합간의 관계를 실증분석한 것이 아니므로 다시장접촉이 이윤율을 증가시키는 것이 반드시 전략적 담합에 의한 것이라는 결론적 언사는 유보해 두어야 할 것이다. 한편, 재벌그룹차원 및 산업차원의 실증분석결과는 양자의 관계가 불명확하거나 正의 관계가 약한 것으로 나타났다. 종합적으로 볼 때, 재벌그룹차원 및 산업차원에서 나타난 약한 통계적 증거에도 불구하고 본 논문의 실증분석 결과는 우리 나라 재벌기업에 대한 상호경쟁억제가설을 거부하기보다는 대체로 지지하는 것으로 판단된다. 이는 계열기업차원의 분석이 다른 두 차원의 분석에 비해 더 기본적인 분석단위에 의해 이루어진 것이며, 다른 두 차원 분석의 경우 변수값의 산출을 위해 계열기업차원의 변수값을 합산(aggregation) 또는 가중평균하는 과정에서 편차가 게재되었을 가능성이 없지 않기 때문이다.

競爭政策의 관점에서 볼 때 복합기업의 시장다변화는 전통적으로 시장경쟁에 이로운 영향도 해로운 영향도 미치지 않는 것으로 간주되어 왔는데, 이는 이것이 기존시장에서의 市場力도 증대시키지 못하는 한편, 經濟的 效率性도 증대시키지 못하는 것으로 생각되었기 때문이다. 그러나 이와 같은 견해는 계열기업(개별영업단위)들 간에 시장경쟁과 관련한 전략적 상호작용이 존재하지 않는다는 非現實的인 가정에서만 성립되는 것이다. 본 논문의 실증분석결과 중 특히 계열기업차원의 결과가 시사하는 바는 특히 우리 나라의 복합기업인 재벌의 시장다변화는 다른 재벌과의 다시장접촉 증가를 통해 복수시장간 연계에 의한 전략적 담합의 유인을 제공할 가능성이 높다는 점이다. 따라서 재벌의 시장다변화 효과에 대한 적절한 평가를 위해서는 旣存의 단일시장력 증대 여부 및 경제적 효율성 증대 여부뿐만 아니라 多市場接觸과 관련한 영향도 고려되어야 할 것이다.

최근까지 재벌들이 취해 온 國內外 價格差別化 행동, 즉 국내시장에서의 지나치게 높은 소비자가격 책정과 해외시장에서의 덤핑은 단일시장 내에서의 독과점적 지위에 따른 효과 뿐만 아니라 재벌간 다시장접촉에 의한 전략적 담합효과까지 반영된 귀결인 것으로 짐작된다. 이와 같은 행동의 귀결은 결국 최근 우리 나라의 경제위기 발생요인과도 무관하지 않은 상품경쟁력 약화로 연결된 것으로 판단된다. 근래에 국제적인 압력으로 국내에서 수입규제가 완화됨에 따라 재벌기업들은 수입제품과의 경쟁에서 지속적으로 수세에 몰려 왔던 것이다.

參 考 文 獻

1. 관세청, 『무역통계연보』, 각 연호.
2. 산업연구원, 『무역통계 데이터베이스』.
3. 신산업경영아카데미, 『30대 재벌 재무분석』, 1996.
4. 한국신용평가(주), 『상장기업투자가이드』, 각 연호.
5. _____, 『한국기업총람(Ⅰ, Ⅱ, Ⅲ권)』, 각 연호.
6. 한국은행, 『기업경영분석』, 각 연호.
7. Alexander, Donald L., "An Empirical Test of the Mutual Forbearance Hypothesis: The Case of Bank Holding Companies", *Southern Economic Journal,* Vol. 52, 1985, pp.122-140.
8. Bain, Joe S., *Industrial Organization,* New York: John Wiley, 1968.

9. Bernheim, B. Douglas and Michael D. Whinston, "Multimarket Contact and Collusive Behavior", *Rand Journal of Economics,* Vol. 21, 1990, pp.1-26.
10. Boyer, K.D., "Informative and Good Will Advertising", *Review of Economics and Statistics*, 1974, 56, pp. 541-548.
11. Bulow, J., J. Geanakoplos, and P. Klemperer, "Multimarket Oligopoly: Strategic Substitutes and Complements", *Journal of Political Economy*, Vol. 93, 1985, pp. 488-511.
12. Caves, R.E., Porter, M.E., and Spence, A.M., *Competition in the Open Economy*, Cambridge: Harvard University Press, 1980.
13. Chen, K.C., Hite, G.L., and Cheng, D.C., "Barriers to Entry, Concentration, and Tobin's *q* Ratio", *Quarterly Journal of Business and Economics*, 1989, 28, pp.32-49.
14. Chung, K.H. and Pruitt, S.W., "A Simple Approximation of Tobin's *q*", *Financial Management*, 1994, 23, pp. 70-74.
15. Comanor, W.S. and Wilson, T.A., "Advertising, Market Structure and Performance", *Review of Economics and Statistics*, 1967, 49, pp.423-440.
16. Edwards, Corwin D., "Conglomerate Bigness as Source of Power", in G. Stigler ed., *Business Concentration and Price Policy,* Princeton: Princeton University Press, 1955.
17. Evans, William N. and Ioannis N. Kessides, "Living by the Golden Rule: Multimarket Contact in the U.S. Airline Industry", *Quarterly Journal of Economics,* Vol. 109, 1994, pp.341-366.
18. Feinberg, Robert M., "Mutual Forbearance as an Extension of Oligopoly Theory", *Journal of Economics and Business,* Vol. 36, 1984, pp.243-249.
19. _____, "Sales-at-Risk: A Test of the Mutual Forbearance Theory of Conglomerate Behavior", *Journal of Business,* Vol. 58, 1985, pp.225-241.
20. _____ and Roger Sherman, "An Experimental Investigation of Mutual Forbearance by Conglomerate Firms", in J.

Schwalbach ed., *Industry Structure and Performance,* Berlin: Edition Sigma, 1985.

21. _____, "Mutual Forbearance under Experimental Conditions", *Southern Economic Journal,* Vol. 54, 1988, pp.985-993.
22. Greene, William H., *Econometric Analysis,* New York: MacMillan, 1990.
23. Heggestad, Arnold A. and Stephen A. Rhoades, "Multi-market Interdependence and Local Market Competition in Banking", *Review of Economics and Statistics,* Vol. 60, 1978, pp.523-532.
24. Hughes, Kirsty and Christine Oughton, "Diversification, Multi-market Contact and Profitability", *Economica,* Vol. 60, 1993, pp.203-224.
25. Jacquemin, A. P. and C. H. Berry, "Entropy Measure of Diversification and Corporate Growth", *Journal of Industrial Economics,* Vol. 27, 1979, pp.359-369.
26. Kim, E. Han and V. Singal, "Mergers and Market Power: Evidence from the Airline Industry", *American Economic Review,* Vol. 83, 1993, pp.549-569.
27. Kwoka, J.E. and D.J., Ravenscraft, "Cooperation vs. Rivalry: Price-Cost Margins by Line of Business", *Economica,* 1986, 53, pp.351-363.
28. Lee, Ji-Ren., *Three Essays on the Linkage between Corporate and Business Strategies* (Ph.D. dissertation), University of Illinois at Urbana-Champaign, 1994.
29. Lindenberg, Eric B. and Stephen A. Ross, "Tobin's q Ratio and Industrial Organization", *Journal of Business,* Vol. 54, 1981, pp. 1-32.
30. Lustgarten, S. and S. Thomadakis,, "Mobility Barriers and Tobin's q", *Journal of Business,* 1987, 60, pp.519-537.
31. Martin, S., *Market, Firm, and Economic Performance,* Solomon Brothers Center for the Study of Financial Institutions, New York, 1983.
32. _____ and D.J., Ravenscraft, "Aggregation and Studies of Industrial Profitability", *Economics Letters,* 1982, 10, 161-165.

33. McFarland, H., "Evaluating *q* as an Alternative to the Rate of Return in Measuring Profitability", *Review of Economics and Statistics*, 1988, 70, pp.614-622.

34. Mester, Loretta J., *The Effects of Multimarket Contact on Savings and Loan Behavior*(Research Paper No. 85-13), Philadelphia: Federal Reserve Bank of Philadelphia, 1985.

35. _____, "Multiple Market Contact between Savings and Loans", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 19, 1987, pp. 538-549.

36. Montgomery, C.A. and Wernerfelt, B., "Diversification, Ricardian Rents, and Tobin's *q*", *Rand Journal of Economics*, 1988, 19, pp.623-632.

37. Ottosen, G.K., *Monopoly Power: How It is Measured and How It has Changed*, Salt Lake City: Crossroads Research Institute, 1990.

38. Rhoades, Stephen A. and A., Arnold Heggestad, "Multimarket Interdependence and Performance in Banking: Two Tests", *Antitrust Bulletin*, Vol. 30, 1985, pp.975-995.

39. Salinger, M.A., "Tobin's *q*, Unionization, and the Concentration-Profits Relationship, *Rand Journal of Economics*", 1984, 15, pp. 159-170.

40. Scherer, F.M., *Industrial Market Structure and Economic Performance*, Chicago: Rand McNally College Publishing Company, 1980.

41. _____, W.F., Long, S., Martin, D.C., Mueller, G., Pascoe, D.J., Ravenscraft, and L.W., Weiss, "The Validity of Studies with Line of Business Data: Comment", *American Economic Review*, 1987, 77, pp. 205-217.

42. Scherer, F.M. and D., Ross, *Industrial Market Structure and Economic Performance*, Boston: Houghton Mifflin, 1990.

43. Scott, John T., "Multimarket Contact and Economic Performance", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 64, 1982, pp.368-375.

44. _____, "Multimarket Contact among Diversified Oligopolists", *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 9, 1991, pp. 225-238.

45. _____, *Purposive Diversification and Economic Performance,* Cambridge: Cambridge University Press, 1993.
46. _____ and G., Pascoe, "Beyond Firm and Industry Effects on Profitability in Imperfect Markets", *Review of Economics and Statistics*, 1986, 68, pp.284-292.
47. Smirlock, M., T., Gilligan, and W., Marshall, "Tobin's *q* and the Structure-Performance Relationship", *American Economic Review*, 1984, 74, pp.1051-1060.
48. Stevens, J.L., "Tobin's *q* and Structure-Performance Relationship: Comment", *American Economic Review*, 1990, 80, pp.618-623.
49. Strickland, Allyn D., *Firm Diversification, Mutual Forbearance Behavior and Price-Cost Margins,* New York: Garland Publishing, 1984.
50. _____, "Conglomerate Mergers, Mutual Forbearance Behavior and Price Competition", *Managerial and Decision Economics,* Vol. 6, 1985, pp.153-159.
51. Weiss, Leonard W., "The Concentration-Profits Relationship and Antitrust", in H.J. Goldschmid, H.M. Mann, and J.F. Weston eds., *Industrial Concentration: The New Learning,* Boston: Little Brown, 1974.
52. Wernerfelt, B. and C.A., Montgomery, "Tobin's *q* and the Importance of Focus in Firm Performance", *American Economic Review*, 1988, 78, pp.246-250.
53. White, H., "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica,* Vol. 48, 1980, pp.817-838.

〈附錄〉 資料出處 및 標本

본 논문에서 사용한 통계자료의 출처는 아래와 같다.

관세청, 『무역통계연보』, 각 연호.

산업연구원, 『무역통계 데이터베이스』.

신산업경영아카데미, 『30대 재벌 재무분석』, 1996.

한국신용평가(주), 『상장기업투자가이드』, 각 연호.

한국신용평가(주), 『한국기업총람(Ⅰ, Ⅱ, Ⅲ권)』, 각 연호.

한국은행, 『기업경영분석』, 각 연호.

계열기업차원의 변수값 계산을 위해 한국신용평가(주)의 『한국기업총람(Ⅰ, Ⅱ, Ⅲ)』에 실린 개별계열기업의 대차대조표와 손익계산서를 사용하였으며, 재벌그룹 차원의 변수값으로는 대부분의 경우 계열기업의 변수값의 매출액(또는 자산액) 가중평균치를 사용하였고, 필요할 경우 신산업경영아카데미의 『30대 재벌 재무분석』을 아울러 참조하였다. 산업분류별 자료는 한국은행의 『기업경영분석』을 사용하였다. 산업자료 중 산업별 수입자료는 관세청의 『무역통계연보』 및 산업연구원의 『무역통계 데이터베이스』를 사용하였다. Tobin's q 계산을 위해 필요한 주가자료는 한국신용평가(주)의 『상장기업투자가이드』를 사용하였으며, 주가 이외의 자료는 한국신용평가(주)의 『한국기업총람(Ⅰ, Ⅱ, Ⅲ)』에 실린 개별계열기업의 대차대조표와 손익계산서를 사용하였다.

표본선정의 절차는 다음과 같다. 표본시계열기간은 1990-1994년의 5년간으로 하였다. 표본재벌그룹은 30대 재벌에 한정하였다. 이는 첫째, 공정거래위원회가 매년 조사보고하는 재벌의 대상이 30대 재벌에 한정되어 있고, 둘째 이에 따라 30대 재벌에 관한 통계자료가 보다 작은 규모의 재벌에 비해 상대적으로 신빙성이 높으며, 셋째 보다 작은 규모의 재벌인 경우 대체로 계열기업수가 5개 미만이므로 실증분석에 요구되는 다시장접촉에 관한 정보가 불충분할 수 있기 때문이다. 패널자료를 사용하므로 재벌그룹 표본수는 $30 \times 5 = 150$이 된다. 계열기업의 표본은 30대 재벌에 소속된 모든 계열기업으로 하였다. 계열기업 표본수는 1994년 말 현재 620개였으나 다음과 같은 기준에 의해 표본으로 부적절한 기업들을 소거하였다. 첫째, 외부 공인회계사에 의해 감사를 받지 않는 기업들은 신뢰성의 측면에서 의문이 제기될 수 있으므로 제외하였다. 둘째, 표본시계열기간 중에 영

업개시가 이루어진 기업의 경우 영업개시연도 및 그 다음연도의 실적은 표본에서 제외하였는데 이는 이들 기간 중에는 정상수준의 영업실적이 달성되기 어렵기 때문이다. 셋째, 은행업, 증권업, 보험업, 상호금융업, 팩토링(factoring)업 등은 표본에서 제외하였는데 이는 이들의 재무제표 작성기준이 여타업종의 그것과 다르기 때문이다. 마지막으로, 표본평균값에 비해 지나치게 크거나 작은 비정상치(outliers)는 제외하였다. 표본으로 부적절한 기업들의 소거 후 계열기업 표본수는 336개가 되었으며 이를 업종별로 보면 제조업체 189개와 서비스업체 147개로 구성되어 있다(〈부표 1〉 참조). 패널자료를 사용하므로 계열기업표본의 크기는 336 ×5=1680이 된다. 산업의 표본은 30대 재벌의 계열기업 2개 이상이 활동 중인 산업들에 한정하였는데, 이는 상호경쟁억제가설의 검정을 위한 표본으로서의 조건을 충족시키기 위함이다. 산업분류는 한국은행의 기업경영분석의 분류를 따랐으며, 이와 같이 하여 선정된 표본산업수는 65개이고, 따라서 산업의 패널표본수는 65 ×5=325이다.

〈부표 1〉 30대재벌의 계열기업 및 표본계열기업 분포

순위	재벌명	계열기업수	표본기업수	순위	재벌명	계열기업수	표본기업수
1	삼성	55	31	16	금호	24	9
2	현대	48	25	17	대림	17	11
3	LG	50	29	18	한라	15	5
4	대우	22	14	19	동부	13	5
5	선경	32	18	20	동양	19	4
6	쌍용	22	15	21	해태	13	9
7	기아	14	7	22	고합	10	5
8	한진	23	12	23	미원	14	7
9	롯데	29	16	24	한보	13	4
10	한화	29	15	25	삼미	8	4
11	동아	14	7	26	한일	12	12
12	효성	15	10	27	우성	8	4
13	두산	25	16	28	벽산	18	8
14	코오롱	20	12	29	극동	10	4
15	동국	16	11	30	진로	12	7

주: 재벌순위는 1994년 매출액 기준.