

# 우리나라 제조업 사업체의 조직형태 결정에 관한 연구\*

민 희 철\*\*

이 연구는 우리나라 제조업 사업체의 미시자료를 이용하여 조직형태를 결정하는 요인을 실증적으로 분석하였다. 특히, 사업체의 규모, 위험 등 비조세적 요인이 조직형태의 선택에 미친 효과를 추정하는 데 중점을 두었다. 분석결과에 따르면 사업체의 실질매출액, 종업원수, 실질자본스톡 등으로 측정된 규모가 커질수록 법인을 선택할 가능성이 유의미하게 증가하였다. 또한 사업체가 속한 산업의 폐업률이 증가함에 따라 법인으로 조직될 가능성이 높아지며, 이러한 효과는 규모가 작고 업력이 낮은 신생 사업체에서 더 강하게 나타났다.

핵심주제어: 법인기업, 조직형태  
경제학문헌목록 주제분류: D23, L22

## I. 서 론

일상적인 용어로서 기업의 조직형태(organizational form)란 여러 가지 의미를 가질 수 있으나, 관련 연구에서는 기업이 법인형태를 취할 것인지 아니면 개인기업으로 조직되는지를 나타낸다. 개인기업이란 기업활동에 관한 모든 권리·의무가 개인에게 귀속되는 형태이며, 법인기업이란 기업이 소유자로부터 독립된 법인격을 갖고 스스로 권리·의무의 주체가 되는 형태이다. 조직형태의 선택은 기업의 세부담, 소유자의 책임범위, 자본조달에 변화를 일으키는 매우 중요한 의사결정이다. 법인기업의 소득에 대해서는 법인세가 부과된 이후 주주의 배당소득에 대해 다시 개인소득세가 부과된다. 반면 개인기업의 소득에 대해서는 개인소득세만을 부과하므로, 조직형태의 선택에 따라 세부담의 차이가 발생한다.

\* 본 연구는 2008년도 한성대학교 교내연구비 지원과제임. 유익한 논평을 해 주신 두 분의 심사위원에게 감사드린다.

\*\* 한성대학교 경제학과 조교수, 전화: (02) 760-8007, 팩스: (02) 760-4067, E-mail: hmin@hansung.ac.kr

논문투고일: 2009. 4. 1 수정일: 2009. 4. 9 게재확정일: 2009. 4. 26

다. 한편, 법인의 소유자는 유한책임(limited liability)을 갖는다는 특징이 있다. 원칙적으로 법인기업의 소유자는 이미 투자한 금액의 한도 내에서만 기업의 손실에 대해 책임을 지는 반면, 개인기업의 소유자는 무한책임(unlimited liability)을 진다. 또한 법인기업은 주식을 공개시장에서 거래할 수 있는 반면 개인기업은 그러하지 못하므로, 자본시장에 대한 접근가능성도 조직형태에 따라 달라진다.

이 연구에서 사용된 자료에 따르면 우리나라 제조업에서 법인이 차지하는 비중은 1990년 26.6%에서 2003년 40.5%로 상승하였다. 이와 함께 법인이 사용하는 생산요소 비중도 늘어나서, 2003년 기준으로 제조업체 종사자수의 73.7%가 법인에 고용되어 있으며, 자본스톡의 92.3%가 법인에 의하여 사용되었다. 법인의 비중은 산업별로도 큰 차이를 나타낸다. 예를 들어, 2002년 의복 제조업(표준산업분류코드 1810)은 법인사업체의 비중이 20%에도 미치지 못하지만, 기초화학물 제조업(표준산업분류코드 2411)은 80%가 넘는 사업체가 법인형태를 취하고 있다. 이러한 조직형태의 차이를 발생시키는 요인을 찾아서 그 효과를 추정하는 것이 이 연구의 목적이다.

그런데 기업 조직형태의 선택 및 결정요인에 대한 우리나라의 실증연구는 많지 않으며, 해외연구도 대부분 미국을 대상으로 한 것이다. 또한 조직형태의 결정요인도 법인세율 또는 법인세부담 등 조세적 요인의 효과에 집중되어 기업의 규모, 위험 등 비조세적 요인에 대한 실증분석이 충분히 이루어지지 않아 추가적인 연구가 요청되고 있다.

이 연구는 1990~2003년 광공업 통계조사의 원시자료를 이용하여 우리나라 제조업체의 조직형태 결정에 대한 실증분석을 수행하되, 특히 비조세적 요인의 효과를 추정하는 데 중점을 두었다. 또한 사업체의 숨겨진 이질성(unobserved heterogeneity)과 조직형태의 지속성을 고려하는 동태패널모형(dynamic panel model)을 추정하였다는 점도 선행연구와 차별적인 특징이다. 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 선행연구를 검토하고, 제Ⅲ절은 연구에 사용된 자료에 대한 설명 및 주요 변수에 대한 요약의 제시하였다. 제Ⅳ절에서는 실증분석의 결과를 정리하였으며, 마지막으로 제Ⅴ절에서는 요약 및 향후 연구방향에 대해서 논의하였다.

## II. 선행연구

기업의 조직형태에 대한 실증적 연구는 조세적 요인의 효과를 강조한 연구와 비조세적 요인을 강조한 연구로 나누어 볼 수 있다. 조세적 요인의 중요성을 강조한 연구들은 기업의 조직형태 결정이 법인세율 또는 법인세 부담에 의하여 크게 영향을 받으며, 법인세로 인한 조직형태의 왜곡으로 큰 규모의 초과부담(excess burden)이 발생한다는 주장을 한다. Gravelle and Kotlikoff(1989)는 미국 경제에 대한 시뮬레이션모형을 통해서 법인세로 인한 초과부담이 법인세수의 110%에 이른다고 주장하였다. Goolsbee(2004)는 미국의 도매산업 센서스(Census of Retail Trade)의 주별 자료를 이용하여 법인세 부담이 기업 조직형태에 미치는 효과를 분석하였다. 결과에 따르면 법인세율이 0.10 증가할 경우 법인기업체의 비중이 0.25 정도 감소할 것으로 예측하여, 법인세로 인해 기업의 조직형태 선택에 상당한 왜곡이 발생한다고 주장하였다.

Carroll and Joulfaian(1997)은 1986년 미국의 세제개혁(Tax Reform Act of 1986)이 기업의 조직형태에 미친 효과를 연구하였다. 세제개혁으로 개인소득세율이 법인세율에 비해 상대적으로 낮아짐에 따라 법인세가 부과되지 않는 조직형태인 S법인의 비중이 유의하게 증가하였음을 발견하였다. 미국 이외의 국가에 대한 연구로 Thoresen and Alstadsater(2008)는 노르웨이에 도입된 이중소득세제(dual income tax system)의 효과를 분석하였는데, 이중소득세제의 도입으로 법인의 세부담이 낮아져 자영업으로부터 공개 법인으로의 전환이 활발하게 이루어졌음을 실증적으로 보여 주었다.

한편, 비조세적 요인이 조직형태 결정에 중요하다는 점을 강조한 연구도 찾을 수 있다. Fama and Jensen(1983a; 1983b)은 개인기업의 주식은 유동성(liquidity)이 매우 낮기 때문에 개인적인 관계로 맺어진 주주에 의하여 소유될 가능성이 높다고 보았다. 개인기업의 이러한 집중된 소유구조는 소유와 통제의 분리 때문에 발생하는 대리인 문제를 낮추는 효과가 있으나, 높은 위험부담 비용과 자본시장에 대한 접근의 제한으로 인해 발생하는 문제는 오히려 높아진다고 보았다.

Gordon and Mackie-Mason(1994)은 산업별 법인의 비중으로부터 해당 산업의 법인기업에 발생하는 비조세적 이득의 가치를 추정하였는데, 그 규모는 대표적 기업에 대해 자기자본의 약 3.8%에 이르는 것으로 나타났다. Mackie-Mason

and Gordon(1997)은 1959년부터 1986년까지 미국의 법인-비법인 기업 간 자산의 분포에 대한 시계열자료를 분석하여, 미국에서 법인세가 폐지될 경우 법인 자산의 비중이 0.6% 증가하는 데 그칠 것으로 예측하였다. 이는 Gravelle and Kotlikoff(1989)와 Goolsbee(2004)가 추정한 법인세율의 효과보다 훨씬 작은 크기로서 조세적 요인의 효과가 제한적임을 의미한다. Goolsbee(1998)는 1900년부터 1939년까지 미국의 자료를 이용하여 비슷한 연구를 수행하였는데, 법인세율이 0.10 증가하는 경우 비법인부문의 자본스톡이 0.002~0.03 정도 높아질 것으로 예측하였다. Ayers, Cloyed, and Robinson(1996)은 3,000여 개의 미국 중소기업을 대상으로 한 서베이자료를 이용하여 조직형태를 결정하는 조세 및 비조세적 요인을 분석하였다. 이에 따르면 영업위험이 높아질수록 법인의 형태를 취할 가능성이 유의하게 높아졌으나, 조세적 요인의 효과는 제한적임을 발견하였다.

조직형태에 대한 국내연구로서 민희철(2006)은 광공업 통계조사의 산업별 자료를 이용하여 법인세 부담이 산업별 법인의 비중에 미친 효과를 분석하였다. 연구결과에 따르면, 법인세 부담이 1% 증가함에 따라서 산업별 법인사업체의 수가 0.4%p 감소할 것으로 추정하였다. 그러나 법인세 부담 측정이 정확히 이루어지지 않은 점과 비조세적 요인이 체계적으로 검토되지 못한 점은 연구의 한계로 볼 수 있다. 또한 세무·회계 분야에서 개인기업의 법인전환 동기를 사례연구 또는 소규모 표본에 대한 설문조사를 통하여 분석한 연구가 있다. 대표적으로 정화영·한용수(2005)는 개인기업에서 법인으로 전환한 70여 개 업체에 대한 설문조사를 실시하여 그 동기를 조사하였다. 이에 따르면 대외신용도의 제고, 자본조달의 유리, 위험분산, 조세절감 등이 법인전환의 주요 동기로 나타나서 경제학 연구모형에서 고려한 결정요인들과 크게 어긋나지 않음을 알 수 있다. 그러나 응답자의 의견에만 의존하는 설문조사의 한계, 대상 표본의 대표성 문제 등으로 인하여 조직형태의 결정요인에 대한 체계적 분석을 제공하지는 못하였다는 한계를 갖는다.

그 외에도 조직형태로 인한 세부담 차이를 추정하거나, 법인전환 절차에 대해 검토한 국내연구가 있다. 정상근(1996)은 개인기업이 법인으로 전환하는 방식을 현물출자방식, 사업양수도방식, 중소기업 간 통합방식으로 나누고 그 법적 절차와 장단점에 대하여 논의하였다. 오기수·윤석곤(2005)은 2005년 세계기편으로 인한 세율인하가 개인기업이 법인으로 전환하는 데 미치는 효과를 분석하였는데, 이에 따르면 세율이 인하된 2005년도에는 전체 기업 평균으로 외형 크기가 5억 2,000만 원 이상인 경우 개인기업보다 법인기업이 더 유리하다고

보고하였다. 김진수(2007)는 동일한 기업이 법인으로 조직된 경우와 개인기업으로 조직된 경우 직면하는 세부담을 시뮬레이션을 통해 추정하여, 이중과세 조정의 정도, 수직적 공평성에 미치는 효과 및 지주회사 익금불산입 조정의 타당성을 검토하였다.

### Ⅲ. 자 료

이 연구는 1991~2003년 광공업 통계조사의 제조업에 대한 원시자료를 분석하였다. 광공업 통계조사는 한국표준산업분류 C.광업과 D.제조업을 영위하는 종사자 5인 이상의 사업체에 대해 통계청에서 매년 실시하는 통계조사이다. 광공업 통계조사의 원시자료는 사업체별로 고유기호가 부여되는 패널형태이므로 개별 사업체를 연도별로 추적하여 분석하는 것이 가능하다.

원시자료로부터 표본을 구성한 방법은 다음과 같다. 우선 조직형태, 자산규모, 종업원수, 매출액, 창설연도 등 분석에 사용된 주요 변수에 대해 무응답인 관찰값을 제외하였다. 또한 일부 소규모 사업체는 창설연도부터 퇴출연도까지 모든 해에 대한 자료가 구비되지 못하고 종종 조사시점의 공백이 나타나서 종속변수의 과거값(lagged dependent variable)이 정의되지 않는 경우가 발생하므로, 표본에는 조사시점의 공백이 없는 사업체만을 포함하였다.<sup>1)</sup> 최종적으로는 모두 4만 920개의 사업체에 대하여 14만 5,209개의 사업체-연도 관찰값이 표본을 구성한다.

주요 변수들의 정의는 다음과 같다. *sales*는 실질매출액으로 매출액을 해당 산업의 도매물가지수로 나누어서 계산하였다. *worker*는 종사자수로 정의되며, 자영업주, 무급가족종사자, 피고용자를 모두 포함하여 조업기간중 평균종사자수를 나타낸다. *cstock*은 연초 실질자본스톡으로 정의되는데, 유형고정자산의 연초 잔액을 해당연도의 자본재 디플레이터로 나누어 구하였다. 자본재 디플레이터는 국민계정의 연간총자본형성 명목액을 실질액으로 나누어 사용하였다. *age*는 사업체의 업력으로 당해연도에서 창설연도를 빼서 구하였다. *exit*와 *grsales*는 사업체가 속한 산업의 특성을 나타내는 변수들이다. 여기서 산업은 한국표준산업분류 네 자리 코드를 이용하여 정의하였다.<sup>2) 3)</sup> *exit*은 사업체가 속한 산

1) 광공업 통계자료의 공백(gap)에 대해서는 Hahn(2000)을 참고하시오.

2) 표준산업분류는 사업체가 주로 수행하는 산업활동을 그 유사성에 따라 분류하고 있으며,

〈표 1〉 설명변수의 기술통계량

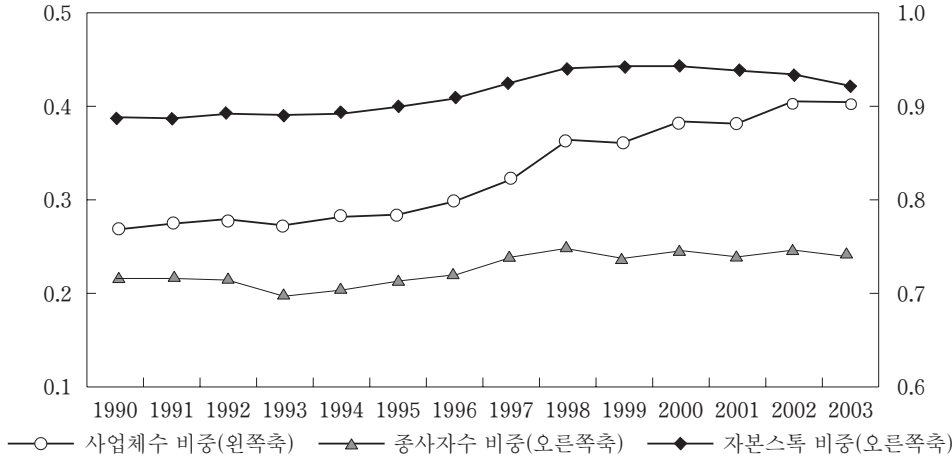
변 수	평 균	표준편차	최 소	최 대
<i>sales</i>	5,160	63,288	9	15,600,000
<i>cstock</i>	2,293	32,157	0	5,654,975
<i>worker</i>	31	99	2	7,132
<i>exit</i>	0.006	0.009	0	0.108
<i>age</i>	7.7	4.7	0	22
<i>grsales</i>	0.164	0.191	-1.237	1.984

업의 폐업률을 의미하는데, 각 산업별로  $t$ 년도의 사업체 중  $t+1$ 년도의 표본에서 사라진 사업체의 비율로 정의하였다. *grsales*는 사업체가 속한 산업의 실질 매출액 증가율을 의미하며, 실질매출액은 명목매출액을 해당연도, 해당 품목의 생산자 물가지수로 나누어 구하였다. 각 변수에 대한 기술통계량은 〈표 1〉에 제시하였다.

핵심적 변수인 조직형태의 변동을 살펴보기 위하여 〈그림 1〉은 1990~2003년 광공업 통계에서 법인이 차지하는 비중을 나타낸 것이다. 법인의 비중을 사업체 개수의 비중, 종사자수의 비중, 그리고 자본스톡의 비중으로 나누어 정의하여, 사업체수 비중과 생산요소의 비중을 구분할 수 있게 하였다. 가장 눈에 띄는 특징은 사업체 개수로 나타낸 법인의 비중이 분석기간 동안 꾸준히 증가하였다는 점이다. 1990년에는 법인이 전체 사업체의 26.6%에 불과하였으나 2003년에는 40.5%로 크게 상승하였다. 반면 법인사업체가 차지하는 종사자의 비중과 자본스톡의 비중은 1999년까지 완만하게 상승하다가 그 이후에는 정체 내지 오히려 약간 감소하는 추세를 나타내고 있다. 법인이 차지하는 자본스톡의 비중은 1990년 88.3%, 1999년 94.1%를 기록한 이후 2003년에는 92.3%로 약간 낮아졌다. 그런데 분석기간 동안 법인사업체의 상대적 숫자가 많아진 반

분류기호의 자리가 길어질수록 자세한 산업분류를 의미한다. 예를 들면, D: 제조업, 25: 고무 및 플라스틱 제품 제조업, 252: 플라스틱제품 제조업, 2523: 포장용 플라스틱제품 제조업으로 분류된다.

- 3) 분석기간 중 1998년과 2000년에 표준산업분류체계에 일부 변경이 있었는데, 분류기준 변경 이전 및 이후에 걸쳐 일관된 산업분류를 유지하기 위해서 이 연구에서는 표준산업분류체계를 일부 수정하였다. 변경 전  $n$ 개의 산업이 1개로 통합된 경우, 변경 후 통합된 분류기준을 개편 이전에도 적용하였다. 마찬가지로 변경 전 1개의 산업이 변경 후  $m$ 개의 산업으로 나누어진 경우에는 변경 이후에도 1개의 산업으로 간주하였다. 변경 전  $n$ 개의 산업이 서로 섞여서 변경 후 새로운  $m$ 개의 산업으로 분류된 일부 경우에 대해서는 모두를 하나의 산업으로 분류하였다. 분석에 사용된 표본에는 모두 111개의 산업이 포함되었다.



〈그림 1〉 법인비중의 변화

〈표 2〉 조직형태 이행행렬

	비법인( $t$ )	법인( $t$ )	합 계
비법인( $t-1$ )	75,487(97.5%)	1,956(2.5%)	77,443(100%)
법인( $t-1$ )	901(1.5%)	58,504(98.5%)	59,405(100%)
신규 진입( $t$ )	4,122(49.3%)	4,239(50.7%)	8,361(100%)
합 계	80,510(55.4%)	64,699(44.6%)	145,209(100%)

주: ( ) 안은 행(row) 백분율.

면, 법인이 이용하는 생산요소의 증가는 그에 미치지 못하여 법인사업체의 평균적 규모가 작아졌음을 알 수 있다.

〈표 2〉는 표본의 사업체에 대해 조직형태의 이행과정을 교차제표(cross table)로 나타낸 것이다. 예를 들어, 비법인( $t-1$ )행과 법인( $t$ )열이 만나는 칸의 1,956의 의미는  $t-1$ 년도에는 비법인이었으나,  $t$ 년도에는 법인으로 전환한 사업체의 도수(frequency)가 1,956이라는 뜻이며, 괄호 안의 2.5%는 행(row)으로 계산한 백분율이다. 첫 번째 행에 따르면  $t-1$ 년도에 비법인이었던 사업체 중 97.5%가  $t$ 년도에도 비법인의 형태를 유지하며, 2.5%만이 법인으로 전환되었음을 알 수 있다. 두 번째 행을 보면  $t-1$ 기에 법인사업체 중 98.5%는  $t-1$ 년도에도 법인의 형태를 유지하며, 1.5%가 비법인으로 전환된 것을 알 수 있다. 표에 따르면 대부분의 사업체에서 연도별 조직형태의 변화가 드물게 발생하여 조직형태가 매우 지속적인 성격을 갖는다는 것을 의미한다. 이는 조직형태를 결정짓는 요

〈표 3〉 폐업률과 법인비중의 관계

2002년 폐업률 하위 5개 산업			2002년 폐업률 상위 5개 산업		
산업분류코드	폐업률	법인비중	산업분류코드	폐업률	법인비중
3692	0.00	0.49	2212	0.11	0.68
2911	0.00	0.49	1554	0.06	0.76
2021	0.00	0.46	2211	0.05	0.39
2732	0.00	0.35	3420	0.05	0.55
2926	0.00	0.37	2699	0.04	0.79

인이 시간에 따라 별로 변화하지 않았거나, 또는 조직형태 변화에 따르는 거래 비용이 높기 때문으로 이해할 수 있다. 따라서 회귀분석을 위한 추정식에는 이러한 특성이 적절히 반영되도록 해야 할 것이다.

한편, 다소 뜻밖으로 생각될 수 있는 점은 법인에서 비법인으로 조직형태를 바꾸는 사례도 일부 관찰된다는 점이다. 기업의 생애주기(life cycle)에 대한 일반적인 생각에 따르면, 기업이 개인기업 형태로 창업하여 업력이 높아짐에 따라 법인으로 전환한다고 본다(정화영·한용수, 2005). 그러나 일부 기업에서는 반대 방향으로의 전환도 발생하고 있음을 자료가 보여 준다.

마지막으로 〈표 3〉은 2002년 기준으로 폐업률(*exit*)이 가장 낮은 5개의 산업과 가장 높은 5개의 산업에 대해 법인의 비중을 나타내었다. 왼쪽 패널은 폐업률 하위 5개 산업에 대하여 법인비중을 계산한 것인데, 예를 들어 악기제조업(산업분류코드 3692)의 경우 폐업률이 0이며 법인의 비중은 49%이다. 한편, 오른쪽 패널에는 폐업률이 높은 산업의 법인비중을 나열하였는데, 신문, 잡지 및 정기간행물 발행업(산업분류코드 2212)의 경우 폐업률이 11%이며, 법인비중은 68%임을 알 수 있다. 대체로 보아서 폐업률 상위 5개 기업의 법인비중이 폐업률이 낮은 산업에 비하여 법인의 비중이 약 15~20%p 높은 것을 알 수 있다. 따라서 〈표 3〉은 폐업률과 법인비중이 음의 상관관계를 가지고 있음을 시사한다.



## IV. 실증분석

### 1. 추정회귀식의 설정

선행연구에서는 기업의 조직형태를 결정하는 요인을 조세적 요인과 비조세적 요인으로 구분하고, 조세적 및 비조세적 순비용이 낮은 조직형태를 택하는 것으로 모형화한다(Mackie-Mason and Gordon, 1997). 조세적 요인 중 선행연구에서 가장 중요하게 분석된 것은 세율이다. 법인소득에 대해서는 법인세가 부과될 뿐 아니라 주주에 대해 개인소득세가 부과되므로, 법인세율이 높을수록 법인으로 조직하는 것이 개인기업에 비하여 상대적으로 불리하다. 따라서 법적으로 정해진 법인세율 또는 법인세율과 개인소득세율의 차이를 주요 요인으로 포함시킬 수 있다.

그런데 이 연구에서 법인세율을 직접 설명변수로 회귀식에 포함하는 것은 문제가 있다. 우리나라의 법인세율은 세법개정에 따라 몇 년에 한 번씩 변화하며, 원칙적으로 전 지역에 동일한 세율이 적용된다. 즉, 연도더미의 형태로 통제하면 별도로 법인세율을 포함하여도 그 효과를 식별할 수가 없다. 따라서 이 연구에서 명시적으로 조세적 요인이 고려되지는 않았으나 연도더미변수를 포함하였으므로, 법인세율 및 개인소득세율 등 세법개정의 효과가 통제된 것으로 해석할 수 있다.<sup>4)</sup> 또한 추정회귀식에 사업체 고정효과를 포함하였으므로, 시간에 따라 변화하지 않는 사업체의 특성도 통제되었다고 볼 수 있다. 그러나 여전히 기타 조세적 요인을 관찰하지 못하는 것은 잠재적으로 문제가 될 수 있다. 예를 들어, 기업별 세금감면의 정도 및 기업의 소유자가 직면한 한계세율 등 조직형태 결정에 영향을 미칠 수 있으나 추정식에서 제외된 변수들이 시간에 따라 크게 변동한다면 계수의 추정치에 편의(bias)를 발생시킬 수 있다. 이러한 문제점은 현재의 자료로는 충분히 다루기 어려운 문제일 뿐 아니라 선행연구에서도 제대로 분석하지 못한 문제들로서 향후 연구에서 더 면밀하게 검토되어야

4) 물론 법인세율의 효과를 추정한 다른 방법의 연구가 있다. 예를 들어, Goolsbee(2004)는 미국의 주별 세율의 차이를 이용하여 세율변화효과를 추정하였으며, Mackie-Mason and Gordon(1997)은 장기간의 시계열자료를 이용하여 세율의 변화가 법인의 비중에 미친 효과를 추정하였다. 그러나 사업체 패널자료를 이용하는 이 연구에서는 그러한 추정전략을 적용하기 어려우므로, 본문에서 설명한 바와 같이 연도더미를 이용해 세율변화의 효과를 통제한다.

할 것이다.

선행연구에서 중요하게 고려된 비조세적 요인은 규모와 위험이다. 예를 들어, Gordon and Mackie-Mason(1994)은 규모가 큰 기업일수록 자본시장에의 접근이 더 중요하므로 기업의 규모가 클수록 공개시장에서 주식을 거래할 수 있는 법인을 선호할 것이라고 주장하였는데, 자본시장에 대한 의존도를 직접적으로 측정하기 위하여 자기자본규모를 회귀식에 포함하였다. 한편, Ayers, Cloyed, and Robinson(1996)은 규모를 측정하는 변수로 기업의 자산규모와 종업원수를 사용하였으며, Carroll and Joulfaian(1997)은 자산규모 대비 기업소득을 이용하였다. 그런데 이 논문에서는 광공업 통계에 수록되지 않은 자산, 자기자본 등의 항목을 이용할 수 없으므로, 우선 사업체의 규모를 측정하는 일반적인 변수인 매출액을 이용하여 실증모형을 추정하되 종업원수, 자본스톡을 이용한 추정결과도 같이 제시하였다.

다음으로 위험을 측정하는 변수를 살펴보면, 우선 Ayers, Cloyed, and Robinson(1996)은 2자리 표준산업분류에 따른 폐업률을 이용하였다. 법인기업이 갖는 이점 중 하나는 유한책임으로 인해 폐업할 경우에도 책임의 범위가 제한된다는 것이므로, 폐업률은 법인기업에 부여되는 잠재적 혜택이 실현될 가능성을 나타낸다고 볼 수 있다.<sup>5)</sup> 물론 사업체별로 폐업의 원인이 다양하기 때문에 산업의 폐업률이 높다고 해서 모든 개별 사업체가 직면한 위험이 높다고 보기 어려운 점도 있으므로 해석에 신중을 기할 필요는 있다. 한편, Gordon and Mackie-Mason(1994)은 기업의 위험을 측정하기 위해서 주식수익률의 비체계적 위험(non-systematic risk)을 이용하였다. 여기서 비체계적 위험이란 시장포트폴리오의 수익률과 체계적 관련을 갖지 않는 기업의 고유한 위험이며, 분산가능한 위험(diversifiable risk)이라고도 부른다. 이들에 따르면 법인의 소유자는 주식을 공개적으로 거래할 수 있으므로 다각화를 통해 비체계적 위험을 피할 수 있으나, 개인기업의 경우 그러지 못하므로 비체계적 위험은 개인기업이 추가적으로 부담하는 비용으로 볼 수도 있다. 이 연구에서는 폐업률로 사업체의 위험을 측정할 결과를 먼저 제시하되, 자료가 허용하는 한도 내에서 사업체별로 비체계

5) 법인기업의 유한책임은 당사자 간에 별도의 계약이 없는 경우 기본적으로 적용되는 규칙, 즉 default rule의 역할을 한다. 따라서 투자자와 소유자 간의 계약에 따라 책임의 범위는 변경될 수 있다. 예를 들어, 채권자가 대출을 제공하는 조건으로 기업의 소유자에 대해 개인적인 보증을 요구하는 경우, 법적인 유한책임의 효력은 없어질 수 있다. 따라서 법으로 정한 책임원칙이 효과를 갖는다는 주장은 불완비계약이론(incomplete contract theory)에서와 같이 사적인 계약을 맺는데 상당한 비용이 소요된다는 점을 전제로 한다.

적 위험을 측정하여 추정한 결과도 같이 보고하였다.

조직형태에 대한 단순한 모형은 기업이 조세적 및 비조세적 요인을 비교하여 즉각적으로 조직형태를 변화하는 것이 가능하다고 본다. 그러나 보다 현실적인 가정은 조직형태를 변화시키는 데 거래비용이 존재하며, 따라서 단순한 모형에 비하여 조직형태가 변화하는 빈도가 낮을 것으로 보는 것이다. 제Ⅲ절에서 자료의 사업체에 대해서 조직형태 변화가 드물게 나타난 것을 발견한 것도 이러한 견해를 뒷받침하는 것으로 볼 수 있다. 결정요인의 변화에 대해서 조직형태가 느리게 반응하는 것을 모형화하는 하나의 방법으로 피설명변수의 과거값(lagged dependent variable)을 추정식에 포함할 수 있다.

이러한 고려사항을 종합하여 이 연구에서 추정하는 실증모형을 식 (1)과 같이 설정하였다.  $corp$ 는 조직형태를 나타내는 변수로서 사업체가 법인일 경우 1, 아닐 경우 0의 값을 갖는다.  $X_i$ 는 사업체  $i$ 의 특성변수이며,  $Z_j$ 는 사업체가 속한 산업  $j$ 의 특성을 나타내는 변수이다.  $\delta_t$ 는 시간효과로서 추정식에서는 연도더미를 포함하여 추정하게 된다. 그리고  $c_i$ 는 숨겨진 이질성을 나타내는 확률변수로 연구자에게는 관찰되지 않는 사업체의 고유한 특성을 의미한다. 즉,  $c_i$ 는 회귀식에 명시적으로 포함되지 못한 사업체의 특성을 나타내는 변수로 볼 수 있다. 따라서 식 (1)은 선형동태패널의 성격을 갖는다.

$$corp_{it} = \rho \cdot corp_{it-1} + X_{it}\beta + Z_{jt}\gamma + \delta_t + c_i + \varepsilon_{it}. \quad (1)$$

추정을 위해서 우선 식 (2)와 같이 차분을 취하여 고정효과를 제거한 후  $corp_{it-1}$ 에 대한 도구변수를 이용하였다. 도구변수를 선택하는 방법에는 여러 가지가 있는데, 여기서는 Anderson and Hsiao(1982)의 방법을 따라  $corp_{it-2}$ 를 도구변수로 이용하였다.<sup>6)</sup> 따라서 도구변수가 정의되지 않는 창설연도와 그 다음 연도의 자료는 추정에 제외된다.

$$\Delta corp_{it} = \rho \cdot \Delta corp_{it-1} + \Delta X_{it}\beta + \Delta Z_{jt}\gamma + \Delta \delta_{it} + \Delta \varepsilon_{it}. \quad (2)$$

마지막으로는 선형모형을 채택한 것에 대하여 추가적 설명이 필요하다. 피설명변수인  $corp$ 는 이진변수이므로, 물론 이진선택모형(binary choice model)을 사용하는 것이 이상적이다. 그러나 고정효과를 포함하는 비선형동태패널모형의 일반적인 추정방법이 아직 제시되지 않았으므로(Wooldridge, 2005), 이진선택모형을 채택하는 경우 피설명변수의 과거값을 설명변수로 포함하면서 동시에 사

6) 다른 추정방법에 대해서는 Wooldridge(2002)를 참고하시오.

업체 고정효과를 통제하기가 어렵다는 문제가 있다. 따라서 이 논문에서는 이 진선택모형에 대한 근사적 방법으로 식 (1)을 추정하도록 하였다.

## 2. 추정결과

〈표 4〉에는 분석기간과 설명변수를 바꾸어 가며 식 (1)을 추정한 결과를 보고하였다. 1열은 기본적인 결과로서 전년도 조직형태, 실질매출액, 폐업률, 업력, 산업의 매출증가율을 설명변수로 포함하였다. 추정결과에 따르면  $corp_{t-1}$ 의 계수가 0.414이며 통계적으로도 유의한 것으로 나타났다. 이는 전년도에 법인인 사업체가 금년도에도 법인으로 조직될 가능성이 전년도에 비법인인 사업체에 비하여 41.4% 높다는 것으로, 조직형태에 상당한 지속성이 존재한다는 것을 의미한다.  $\ln(sales)$ 에 대한 계수는 0.016으로 통계적으로 유의미하게 0보다 큰 것으로 나타났다. 이는 실질매출액이 1% 증가하면 사업체가 법인으로 조직될 가능성이 0.016%만큼 증가한다는 뜻이며, 규모가 증가함에 따라 법인을 선택할 가능성이 높아진다는 예측을 뒷받침한다.

폐업률  $exit$ 에 대한 계수는 0.175로 유의수준 5%에서 통계적으로 유의하다. 추정계수를 정량적으로 해석하면 사업체가 속한 산업의 폐업률이 1% 증가함에 따라 법인이 될 가능성은 약 0.18% 높아진다는 의미이다. 이는 폐업의 가능성이 높은 산업의 경우 유한책임으로 인한 혜택의 가치가 높아지므로 법인을 선택할 확률이 높아진다는 가설과 일치하는 것으로 볼 수 있다.  $age$ 에 대한 계수는 통계적으로 유의하지 않아서, 다른 설명변수를 통제한 이후에는 업력 자체만으로는 조직형태 결정에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

한편, 1998년 외환위기가 경제에 미친 심각한 충격을 고려할 때, 외환위기 이전과 이후 조직형태의 선택과 규모, 위험 사이의 관계에 체계적인 변화가 발생하였을 가능성이 있다. 이를 검토하기 위해서 분석기간을 1998년 이전과 이후로 나누어서 각각 식 (1)을 추정한 결과를 2열과 3열에 보고하였다.  $\ln(sales)$ 와  $exit$ 에 대한 계수는 두 기간에 대해 모두 통계적으로 유의미하게 같은 부호를 나타내므로, 대상기간을 나누어 분석하여도 정성적 결론에는 변화가 없다. 그러나 두 기간의 추정계수 크기에 상당한 차이가 있는 것을 알 수 있는데, 예를 들어  $exit$ 에 대한 계수는 1998년 이전에 0.486이었으나 1998년 이후에는 0.161로 나타나 약 1/3 수준으로 낮아졌다. 이러한 차이가 발생한 원인에 대해서도 추가적인 연구가 필요할 것으로 생각된다.

〈표 4〉 추정결과 1

	1	2	3	4	5
$corp_{t-1}$	0.414*** (0.015)	0.512*** (0.038)	0.396*** (0.017)	0.415*** (0.015)	0.418*** (0.015)
$\ln(sales)$	0.016*** (0.002)	0.042*** (0.005)	0.011*** (0.002)		
$\ln(worker)$				0.017*** (0.002)	
$\ln(cstock)$					0.003*** (0.001)
$exit$	0.175** (0.076)	0.486* (0.272)	0.161** (0.079)	0.180** (0.076)	0.177** (0.076)
$age$	-0.004 (0.003)	-0.008** (0.004)	0.006*** (0.002)	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)
$grsales$	-0.004* (0.002)	-0.001 (0.004)	-0.005* (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.003 (0.002)
관찰값의 수	136,848	26,171	110,677	136,848	136,848
사업체의 수	37,832	9,495	37,803	37,832	37,832

주: 1) 모든 회귀식에는 연도더미변수, 산업더미변수, 사업체 고정효과를 포함하여 추정하였음.

2) ( ) 안의 숫자는 로버스트 표준오차를 의미하고, \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

4열과 5열은 규모를 측정하는 변수로 실질매출액 대신 종업원수와 실질자본스톡을 이용한 결과이다.  $\ln(worker)$ 에 대한 계수는 0.017,  $\ln(cstock)$ 에 대한 계수는 0.003이며 모두 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하게 나타나서, 실질매출액을 이용한 1열의 결과와 정성적으로 차이가 나타나지 않음을 알 수 있다.

〈표 5〉에는 추가적인 추정결과를 보고하였다. 1열에는 추정식에  $exit*age$  과  $exit*\ln(sales)$ 를 추가하여 변수들의 교호작용을 분석하였다.  $exit*age$ 의 계수는 -0.020로 유의하게 음의 값을 갖는 것으로 나타났는데, 이는  $exit$ 의 효과가 업력이 높을수록 낮아진다는 의미이다. 즉, 해당 산업의 폐업률이 높아서 법인으로 전환할 가능성이 높아지는 효과는 업력이 낮은 사업체일수록 더 민감하게 나타난다는 것이다. 반면  $age$ 의 계수는 통계적으로 유의하지 않아서, 업력 자체로는 조직형태에 유의한 영향을 주지 않으며,  $exit$ 와의 교호작용을 통해서만 유의한 효과를 갖는다. 마찬가지로  $exit*\ln(sales)$ 의 계수도 -0.108로 유의미하

〈표 5〉 추정결과 2

	1	2	3	4
$corp_{t-1}$	0.405*** (0.015)	0.401*** (0.029)		
$\ln(sales)$	0.017*** (0.002)	0.011*** (0.003)	0.176*** (0.004)	0.256* (0.007)
$exit$	1.114*** (0.301)		1.916*** (0.738)	2.075** (0.956)
$mse$		-0.014 (0.014)		
$age$	-0.003 (0.003)	0.003 (0.003)		
$exit*age$	-0.020* (0.011)			
$exit*\ln(sales)$	-0.108*** (0.037)			
$grsales$	-0.004* (0.002)	-0.006* (0.004)	-0.028 (0.026)	-0.020 (0.034)
사업체 고정효과	yes	yes	no	no
관찰값의 수	136,848	47,491	8,361	8,361
사업체의 수	37,832	14,198	8,361	8,361

주: 1) 모든 회귀식에는 연도더미변수와 산업더미변수를 포함하여 추정하였음. 4열은 프로빗 모형을 추정한 결과임.

2) ( ) 안의 숫자는 로버스트 표준오차를 의미하고, \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

계 음의 부호를 갖는데,  $exit$ 의 효과가 규모가 작은 사업체에 대해서 더 크게 나타난다는 의미이다.

2열에서는 사업체의 위험을 측정하는 변수로 폐업률 대신 다음과 같이 정의한 변수  $mse$ 를 이용하였다. 각 사업체에 대해 매출액에서 제조원가, 판매비와 관리비 등 비용을 차감한 것을 다시 비용으로 나누어 이윤율을 구하였다. 그리고 과거 5년간 각 사업체의 이윤율을 전체 제조업 이윤율에 대해 회귀분석을 수행한 잔차의 제곱평균(mean squared error)을 변수  $mse$ 로 정의하였다. 자료상의 문제로 개별 기업 수익률 및 시장수익률을 정확하게 구하지 못하는 문제가 있으나, 이는 자본자산가격모형(CAPM)에서 비체계적 위험을 구하는 방식과 유

사하다고 볼 수 있다.

2열의 결과를 보면  $mse$ 의 계수는  $-0.014$ 로 통계적으로 유의하지 않은 값을 나타내었다. 그 이유 중 하나는 과거 5년 자료를 연이어서 사용하게 되므로  $mse$ 의 사업체내 변동(within variation)이 작아져 고정효과와 구분하기 어렵기 때문으로 생각된다. 또한 과거 5년 자료를 이용하여  $mse$ 를 구하므로 업력 5년 미만의 사업체에 대해 해당 변수가 정의되지 않는 문제가 발생한다. 특히, 앞의 결과처럼 업력이 낮은 업체에 대해 위험의 효과가 더 크게 나타난다면 업력이 낮은 사업체가 제외되는 것은  $mse$ 의 유의한 효과를 발견하는 데 장애가 된다. 그러나 결과적으로 2열의 결과는 앞서 폐업률이 조직형태에 미친 효과를 일반화하는 데 주의가 필요함을 시사한다.

3열에는 신규 진입 사업체만을 대상으로 하여 추정한 결과를 보고하였다. 지금까지 분석에서는 설명변수인  $corp_{t-1}$ 가 정의되지 않는 창설연도의 관찰값은 제외되었으므로 진입 당시의 조직형태 선택은 설명되지 않았다고 볼 수 있다. 따라서 제한적이거나 진입연도에 발생하는 조직선택의 문제를 검토하기 위해서 신규 진입 사업체만을 대상으로 한 추정한 결과를 보고하였다. 사업체가 창설된 해의 자료만을 사용하였으므로, 업력변수 및  $corp_{t-1}$ 의 효과를 추정할 수 없으며 고정효과를 통제하는 것도 불가능하다. 결과를 보면  $exit$ 의 계수가 1.916,  $\ln(sales)$ 에 대한 계수는 0.176으로 나타나 기본 결과보다 더 큰 값을 갖는다. 따라서 신규 진입 사업체의 조직선택은 이미 진입한 기업에 비하여 규모와 위험의 영향을 더 크게 받는 것으로 나타났다. 이는 기존 사업체의 경우 이미 조직형태를 선택하였으므로 이를 변경하는 데 거래비용이 많이 발생하지만, 그렇지 않은 신규 진입 사업체의 경우 규모 및 위험 등의 결정요인에 보다 민감하게 반응하는 것으로 해석할 수 있다.

마지막으로 4열에는 3열과 마찬가지로 신규 진입 사업체만을 대상으로 하되 프로빗모형을 추정한 결과를 보고하였다. 이 경우 추정식은  $corp_{t-1}$ 와 고정효과가 포함되지 않으므로 이진선택모형을 쉽게 추정할 수 있다. 3열과의 비교를 용이하게 하기 위해서 추정계수가 아니라 설명변수의 평균값에서 평가한 한계효과를 보고하였다. 추정결과에 따르면 선형모형이 프로빗모형에 비하여 한계효과들의 절대적 크기가 약간 작은 것으로 나타났으나, 근사적 결과로서 큰 문제가 없음을 보여 준다.

## V. 요약 및 향후 연구방향

이 연구는 1991~2003년의 제조업 사업체의 미시자료를 이용하여 사업체의 특성이 조직형태에 미치는 효과를 실증적으로 분석하였다. 특히, 조직형태를 결정하는 비조세적 요인의 효과에 중점을 두었는데, 이에 대한 국내의 연구가 드물다는 점에서 이 연구의 의의를 찾을 수 있다. 주요한 분석결과로는 사업체가 법인으로 조직될 가능성이 규모가 증가함에 따라 유의하게 높아지는 것을 발견하였다. 규모를 나타내는 변수를 실질매출액, 종업원수, 실질자본스톡 등으로 바꾸어도 비슷한 결과가 나타났다. 효과의 크기를 정량적으로 살펴보면, 실질매출액이 1% 증가하는 경우 법인으로 조직될 가능성이 0.016% 증가하는 것으로 나타났다. 이는 규모가 큰 기업일수록 자본시장에의 접근이 더 중요하므로, 공개시장에서 주식을 거래하는 것이 가능한 법인기업으로 조직될 가능성이 높다는 선행연구의 예측을 뒷받침하는 것으로 볼 수 있다.

또한 사업체가 속한 산업의 폐업률로 측정되는 위험의 정도가 높아질수록 법인으로 조직될 가능성이 유의하게 증가한다는 것도 알 수 있었다. 정량적으로는 해당 산업의 폐업률이 1% 증가하는 경우 법인의 가능성은 평균적으로 0.175% 높아지는 것으로 나타났다. 이는 법인기업의 경우 파산시 소유자가 투자한 한도 내에서 유한책임을 지게 되므로 위험이 높은 기업의 경우 법인이 더 유리한 조직형태라는 예측과 모순되지 않는 것으로 볼 수 있다. 한편, 이러한 폐업률의 효과는 업력이 낮을수록, 그리고 사업체의 규모가 작을수록 더 두드러지게 나타난다는 사실도 발견하였다.

분석기간을 1998년 이전으로 제한하여도 규모와 위험의 증가가 법인조직의 가능성을 높이는 것으로 나타나서, 연구의 기본적 결론은 외환위기 기간을 포함하는지 여부에 의존하지는 않는 것으로 보인다. 그러나 1998년 이전과 이후의 추정계수 크기에 차이가 발생한 것은 향후에 추가적으로 연구가 더 필요한 부분이다.

또한 조직형태를 바꾸는데 거래비용이 발생하는 경우 조직형태가 결정요인의 변화에 천천히 반응할 수 있으므로, 이를 반영하기 위해서 전년도 조직형태를 회귀식의 설명변수로 포함하였다. 추정결과에 따르면 전년도에 법인으로 조직된 사업체의 경우 그렇지 않은 경우에 비해 법인조직을 선택할 가능성이 40% 이상 높아지는 것으로 나타났다. 반면 신규 진입 기업의 경우 기존 기업에 비



하여 규모와 위험의 효과가 더욱 큰 것으로 나타나서 조직형태를 전환하는 데 상당한 거래비용이 발생한다는 가설을 뒷받침하는 근거로 볼 수 있다.

끝으로 이윤율의 비체계적 변동으로 위험을 측정하는 경우 유의미한 결과를 발견하지 못하였다. 이에 따라 폐업률의 효과에 대한 결론을 해석하는 데 주의가 필요하며, 아울러 위험에 대한 척도를 선정하는 것에 대한 추가적 연구가 요청된다.

## 참 고 문 헌

- 김진수, 「법인기업과 개인기업의 세부담 비교: 법인원천소득의 이중과세 문제를 중심으로」, 『재정포럼』 제130호, 2007, 6~27.
- 민회철, 「법인-비법인 사이의 자원배분에 대한 법인세 부담의 효과 분석」, 『재정포럼』, 한국조세연구원, 2006, 21~37.
- 오기수·윤석곤, 「개인기업의 법인전환 조세효과분석」, 『세무와회계저널』 제6권 제4호, 2005, 237~262.
- 정상근, 「개인기업의 법인전환과 그 절차상의 문제점—조세적 측면을 중심으로—」, 『경영법률』 제6권, 1996, 107~121.
- 정화영·한용수, 「법인전환 동기에 관한 실증연구」, 『전산회계연구』 제3권 제2호, 2005, 91~111.
- Anderson, T. W. and C. Hsiao, “Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data,” *Journal of Econometrics*, 18, 1982, 67~82.
- Ayers, B., C. Cloyed, and J. Robinson, “Organizational Form and Taxes: An Empirical Analysis of Small Business,” *Journal of the American Taxation Association Supplement*, 18, 1996, 49~67.
- Carroll, R. and D. Joulfaian, “Taxes and Corporate Choice of Organizational Form,” U.S. Department of the Treasury OTA Paper 73, 1997.
- Fama, Eugene F. and Michael C. Jensen, “Separation of Ownership and Control,” *Journal of Law and Economics*, 26, 1983a, 301~326.
- \_\_\_\_\_, “Agency Problems and Residual Claims,” *Journal of Law and Economics*, 26, 1983b, 327~349.
- Goolsbee, Austan, “Taxes, Organizational Form, and The Deadweight Loss of The

- Corporate Income Tax,” *Journal of Public Economics*, 69, 1998, 143~152.
- \_\_\_\_\_, “The Impact of The Corporate Income Tax: Evidence from State Organizational Form Data,” *Journal of Public Economics*, 88, 2004, 2283~2299.
- Gordon, Roger and Jeffrey Mackie-Mason, “Tax Distortions to The Choice of Organizational Form,” *Journal of Public Economics*, 55, 1994, 279~306.
- Gravelle, Jane and Lawrence Kotlikoff, “The Incidence and Efficiency Costs of Corporate Taxation when Corporate and Noncorporate Firms Produce The Same Good,” *Journal of Political Economy*, 97, 1989, 749~780.
- Hahn, Chin-Hee, *Entry, Exit, and Aggregate Productivity Growth: Micro Evidence on Korean Manufacturing*, Seoul: Korea Development Institute, 2000.
- Mackie-Mason, Jeffrey and Roger Gordon, “How Much Do Taxes Discourage Incorporation,” *Journal of Finance*, 52, 1997, 477~505.
- Thoresen, Thor O. and Annette Alstadsater, “Shifts in Organizational Form under A Dual Income Tax System,” CESifo Working Paper No. 2273, 2008.
- Wooldridge, Jeffrey, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge: MIT Press, 2002.
- \_\_\_\_\_, “Simple Solutions to The Initial Conditions Problem in Dynamic, Nonlinear Panel Data Models with Unobserved Heterogeneity,” *Journal of Applied Econometrics*, 20, 2005, 39~54.

[Abstract]

## A Study on the Organizational Form of Korean Manufacturing Plants

Heechul Min

This study investigates determinants of the organizational form by analyzing micro data on the Korean manufacturing industry. The analysis focuses on the effects of non-tax factors, such as plant size and business risk. The estimation result suggests that plant size, measured by real sales, number of workers, and real capital stock, significantly raises the likelihood of incorporation. Also the business risk, proxied by business closure rate, has a significantly positive effect on the incorporation probability. This effect is found to be most prominent for small and young plants.

**Keywords:** corporation, organizational form

JEL Classification: D23, L22