

# 事業所規模と従業員の起業

—台湾労働市場の分析—

## Plant Size and the Transition of Employees to Entrepreneurship:

An Analysis of the Taiwanese Labor Market

土屋 隆一郎 (Ryuichiro TSUCHIYA)

立命館アジア太平洋大学国際経営学部 助教

### 1. イントロダクション

地域において雇用を創出しようとする際に、開業率の向上は多くの国で重要な政策目標となっている。既存研究の多くで中小企業の集中した地域においては開業率が高い事が明らかとなっているが (Johnson and Cathcart, 1979 ; O'Farrell and Crouchley, 1984 ; Fritsch, 1992 ; Hart and Gudgin, 1994), 近年, 個人レベルの分析によって従業員の勤務する企業の属性が彼らの起業に与える影響を明らかにしようとする分析が注目を集めている。Dobrev and Barnett (2005) は米国名門ビジネススクール同窓生の職歴調査を用い, 勤務先の規模, 設立からの経過年数の増加とともに一般従業員の間では起業は起こりにくくなるが, 創業者の間では反対に起業が起こりやすくなる事を明らかにした。Sorensen (2007) はデンマークで行われたパネル調査のデータを用い, もともと起業を志向する労働者が小規模の企業に勤務する事を選択しがちであるという傾向をコントロールした際にも, 労働者の勤務する企業の規模が増大するとともに起業の確率は低下する一方, 企業設立からの経過年数の効果は有意でない事を発見した。これら2つの研究は勤務先属性の影響の下での起業に注目したが, Dobrev and Barnett も自認するように, これら2つの研究は勤務先

の規模があらゆるタイプの従業員に同じような効果を与えているとみなし, 異なる組織内の地位にある従業員が異なった影響を勤務先属性から受けている可能性には十分な注意を払っていない。

本稿では事業所規模が管理職とそれ以外の一般従業員の間で異なる影響を及ぼしている可能性を検証する。具体的には, 中小事業所の管理職と大規模事業所の管理職の間で起業の選択率がどのように異なるのかを論じる。管理職は企業内部のイノベーションの中核となる従業員のグループであり, 経営陣に戦略の選択肢を提示し, また部下を積極的にイノベーションに関与させる事でその実行を保証する役割を持つ (Wooldridge and Floyd, 1990 ; Hornsby, Kuratko, and Zahra, 2002)。このような高い潜在能力を持った従業員の集団の起業に特に注目する事は起業促進政策の立案の際にも有益であると思われる。

管理職は一般従業員よりも組織構造の上で上位に位置し, そのために組織外部との接触機会の多さ, 昇進の可能性, 経営陣との情報の交換と共有の程度が異なるために, 彼らの起業選択は一般従業員とは異なった独自の影響を職場の規模から受けている可能性がある。もちろん事業所の規模の効果だけでなく, 設立からの経過年数の効果についても議論する必要があると言えるが, 残念ながら事業所設立からの年数の

データは本稿で使用されるデータセットからは利用可能ではない。既存研究では前述のように設立からの経過年数の効果は限定的である事が明らかになっているが、この点は分析の制約となっている。

本稿では、この中間管理職の起業と事業所規模の関係を検証するために台湾の労働市場において分析を行う。台湾は第2次世界大戦後の経済発展の貴重な成功例であり、多くの経済発展論研究者の注目を集めてきた。その成功要因に関してはこれまで多くの研究が蓄積され、重要な論点の1つとなったのが域内の活発な起業家活動であった(佐藤, 1992; Skoggard, 1996)。台湾の中小企業は1970年代以降競争力を獲得し台湾の工業化において重要な役割を果たし(Hu and Schive, 1998)、中小企業法の定義による農業部門を除く中小企業の割合は企業数の98パーセントを占め、OECD諸国の水準と同程度である(2007年版中小企業白皮書)1。中小企業の雇用が現在の雇用総数に占める割合は顕著に高く、例えば、従業員数100人未満の事業所は米国では就業者の57パーセント(Quarterly Census of Employment and Wage, 2005)、日本では48パーセント(2007年就業構造基本調査)を雇用している一方、台湾では76.7パーセントを雇用している(2007年人力資源調査)。企業の年間の新規開業率(新規設立企業の数が前年の企業総数に占める割合)は、1990年代前半には10パーセントから13パーセントの間にあり、本稿で使用されているデータがとられた1995年から2006年までの期間は、当時と比べると低下したとはいえ平均して7.2パーセントであり、世界的なIT不況の影響を受けた2000年と2001年の2年間を除いて、どの年でも廃業率を上回っている(経済統計年報各年版)。中小企業の多くは家族所有であり、また製造業を中心に高度に発達した下請ネットワークを形成し、OEM(Original Equipment Manufacturing)生産を中心に活動しているものが多い(Shieh, 1993)。この起業家主導型の経済発展モデルは我が国における起業家活動の現状の改善にも参考となり得る重要

な事例であるにも関わらず、発展の重要な担い手である起業家が起業前にどのようなキャリアを築いてきたのかという問題に関する分析は台湾においても一部の社会学者による特定業種におけるフィールド調査(謝, 1989)を除き、極めて少ない。

分析の方法論についてであるが、管理職は一般的に非常に多様な専門分野、技能、職務内容を持つ個人から構成されるグループであり、この多様性を無視し包括的に集計しての分析は多くの弊害をもたらすと考えられるため、本稿では特定の分野と部門、中でも生産部門の部門長(department manger)に焦点を当てる。ここで生産部門とは財だけでなくサービスの生産も含むものであり、よってサービス産業の業務部門もこれに含まれる。部門長はトップ経営チームの下部に位置し、当該部門の業務の管理に関わる大きな権限を持つが、経営チームの監督下にあるという意味において中間管理職である。

部門管理職の多くの分野の中から生産部門に注目するのはデータ制約のためであり、残念ながら本稿で使用されるデータセットからは管理職の業務分野個別のデータは生産部門長についてのみ入手可能である。よって本稿で示される結果が営業・販売、研究開発等の他部門の管理職にまで一般化可能であるかについては注意を要する。しかしながら、一般的に生産・業務部門での勤務は営業・販売部門でのものと並び、起業に有用な経験となる。起業に有用なスキルを備えた管理職のグループを対象とする事は分析上有用である。加えて、Andrew and Johnson(1982)が指摘するように、生産管理者は組織内で中心的存在であるために、彼らの起業家活動への流出リスクの分析は既存企業の経営にとっても大きな意味を持つ。生産管理(operations management)は投入物を財やサービスに変換する過程を取り扱い、生産管理戦略は企業の競争優位となる製品の品質、コスト、生産の柔軟性、技術に直接に影響する(Adam and Swamidass, 1989)。この生産組織の根幹となり組織の競争優位性を担う生産部門長が起業

のために離職するリスクの分析は、既存企業の生産における人的資源管理戦略に対しても大きな含意を持つと考えられる。

以下ではまず既存研究の議論をもとに3つの仮説が提示される。その後、台湾労働統計調査の大容量個票データを用いた計量分析の方法が説明される。その中で、起業選択のデータに普遍的に存在する推定上の問題点とその解決法も示される。引き続き推定結果が示される。最終節では本稿の主要な結果を要約し、それらの結果の含意、分析上の限界点、今後への研究課題を論じる。

## 2. 仮説

まず生産部門長以外の一般従業員について、なぜ事業所規模が増大すると起業が減少するのかについて仮説を構築する。この一般従業員に対する包括的な効果の背景を最初に特定化する事は、後に中間管理職に対する特殊で異なる効果を議論する際に重要である。Cooper(1985)の「インキュベータ組織」(incubator organization)の議論では、中小企業の労働環境が従業員の起業に与える効果について以下の3つの主要要因を提示している。第1に中小企業に勤務する事で、従業員は設立当初は小規模である事が多い将来の新規ビジネスに適したタイプの市場について学習する事が出来るとしている。第2に中小企業においては、起業に必要な幅広い経験を積み、また中小企業の経営に必要とされる事を理解する事が容易である。第3に中小企業で働く事を選択した労働者は元来から起業家を志向している事が多いという自己選択(self-selection)の可能性も指摘している。このように、Cooperによれば中小企業は大企業より起業家の「インキュベータ組織」として優れている事になる。

Dobrev and Barnett (2005) とSorensen (2007) は、中小企業の従業員は組織内部の調整に時間と労力をとられる事が少ないために、組織外の人々とより頻繁に接触する傾向にある

とした。また自らが組織内でより多くの役割を担う事が求められているために、接触相手もより多様になり、潜在的な事業機会に対する認識の度合いが高まる。さらに、中小企業は大企業に比べ官僚的組織への移行が進んでいないために、従業員の間に事業機会を積極的に追求していく態度が共有されている。最後に、彼らの主張によれば、起業の機会費用も大企業に比べ中小企業が低い。大企業では内部労働市場(internal labor market)が形成され従業員は将来の昇進機会を考慮し起業を躊躇する事が多いためである。

以上の議論を要約すると、(1) 中小企業は事業機会と起業家的技能(entrepreneurial skill)の学習の場である。(2) 中小企業の従業員は起業家的な態度を持つ事が多い。(3) 中小企業には起業家的な志向性を持つ個人が集中する。(4) 中小企業従業員は起業の機会費用が低いという4つの主要要因を指摘出来る。これらの議論を踏まえ以下の仮説を提示する。

仮説1：事業所規模が増大するに従い、生産部門長以外の一般従業員の起業選択の確率は低下する。

では、なぜ事業所規模が生産部門長に対しては独自の効果を持つのであろうか？少なくとも以下の要因によって、生産部門長である事が事業所規模の影響を議論する際に重要となる。第1に、前述のように生産部門長は生産組織の中心的存在であり、組織内の関係だけでなく、組織間関係(interorganizational relationship)、特にサプライヤーとの関係を発展させ維持していく役割を担う。これは特に外注・下請ネットワークによる生産が発達した台湾においては重要な役割であるが(Shieh, 1993;川上, 1998) <sup>2</sup>、この役割は外部との接触、個人的なネットワーク、信頼関係と評判の形成を通じて事業機会の認識とその追求方法に関わるものである。第2に、生産部門長は多くの組織で上層経営チームへの有力な昇進ルートである(Krajewski and

Ritzman, 2002)。これは起業の機会費用に直接的に影響する。第3に生産部門の責任者として生産部門長は上層の経営陣との情報の交換と共有に多くの時間を割かなくてはならない。この経営陣との近接性は起業の際に有用なスキルの発展と密接に関係している。

少なくともこれらの3つの要因の作用により事業所規模は生産部門長に対してはその他の従業員とは異なる独自の効果を与えると考えられる。しかしながら、その効果の方向性は正負両面が想定され、以下では相反する2つの仮説を提示する。仮説1では一般従業員については小規模の事業所は起業を増加させると予測したが、まず最初の仮説では、生産部門長に対しては以下の2つの理由でこの小規模事業所の起業促進的な効果がさらに強まると予測する。第1に、中小企業の実業部門長は、大企業で同等の地位にいる者よりも起業の機会費用が顕著に低いと予想される。中小企業では組織構造がフラットであるために、一般従業員に比べ、生産管理者はその地位まで昇進するとそれ以上の昇進経路が途絶えてしまう事が多い。これにより起業の機会費用が大きく低下するために、大企業の同等の地位につく者に比べ、中小企業の実業部門長は将来への見直し改善のために起業を選択する傾向が高いと考えられる。

第2に、中小企業の実業部門長は、大企業の同等の地位につく者に比べ、中小企業経営に有用な技能・知識の移転を受けやすい。中小企業では、生産部門の責任者と経営陣の間の物理的・心理的距離が短く、この近接性が完全ではないにしても、中小企業経営者との情報の交換と共有を通じて、中小企業経営に必要なスキル・知識の移転を可能にする。稲村・中内(2006)は経営者の「右腕」となっている社員がベンチャー企業で果たしている役割に注目したが、中小企業においてもこのような「右腕」社員が存在し、生産部門の責任者はこのような「右腕」社員として貢献している可能性が高い。中小企業主の「右腕」として、中小企業の実業部門長は将来のベンチャー企業の経営に有用なスキルの移転

を受けやすいと考えられる。このような2つの要因から、生産部門長の起業は中小事業所の起業促進的な組織要因とより強く関わっていると予測し、以下の仮説を提示する。

仮説2a：事業所規模が増大するに従い、生産部門長の起業選択の確率は一般従業員の起業選択の確率よりもさらに顕著に低下する。

これとは反対に、以下で示す仮説では大企業の実業部門長の方が、中小企業の同等の地位につく者に比べ起業を選択する確率が高いと予想する。前述のように一般従業員のレベルでは、規模の増大とともに組織外部との接触は減少する傾向にある。一方、Mintzberg(1973)が指摘するように、管理者が持つ一般従業員にはない重要な役割は、自らの管理する組織が依存する個人・組織との関係の橋渡しをする事である。組織の規模が増大するとともに、一般従業員の場合とは反対に、生産部門長の場合は、部門を代表するような役割が大きくなった結果、外部との接触は増加し、接触相手も多様化すると考えられる。中小企業の多くは一般的に市場支配力が欠如しているためにサプライヤーへの影響力は大企業に比べ低いと認識されているのに対し(Ahire and Golhar, 1996)、大企業の実業部門長はより幅広く下請サプライヤーや関係者との間の調整に携わる経験をし、この外部との接触から多くの潜在的な利益機会の所在を知る事が可能になる。

また大企業の実業部門責任者としてのサプライヤーや生産関係者の間での確立された評判と信頼関係をもとに、単独で、もしくは営業・販売、財務等の他分野の専門家と必要資源を持ち寄る形で起業を行うパターンが多いと考えられる<sup>4</sup>。以上を要約すると、仮説2aの予測とは反対に、中小企業の同等の地位につく者よりも、大企業の実業部門長は外部の事業機会の認識の度合い、ネットワーク・評判の形成において高い優位性を持ち、そのためにより起業を選択する確率が高いと言える<sup>5</sup>。以上の議論から、仮

説2aとは反対に以下の仮説を提示する。

仮説2b：事業所規模が増大するに従い、生産部門長の起業選択の確率は、一般従業員の起業選択の確率ほど低下しない、あるいは増加する。

### 3. 分析方法

#### 3.1 データソース

本稿では台湾の労働統計調査のデータベースからの労働市場データが用いられる。台湾の労働市場は極めてダイナミックであるとされ、雇用機会の創出と破壊が継続的に同時進行し、労働移動率は欧米諸国の労働市場と同等かそれ以上の水準にある (Tsou, Liu, and Hammitt, 2001)。このため、賃金や昇進の決定構造も単純に年功のみに依存するところは限られる。企業の人事制度については、大企業では一般に現代的な人事管理戦略が採用されているところが多い一方、中小企業では比較的少ない。さらに、台湾の管理職の間では独立性と起業に価値を置く態度が共有されており (Wong, 2007)、彼らの起業への心理的な障壁は高くない。

前節で提示された仮説を検証するためには、(1) 従業員の勤務する事業所の規模、(2) 一般従業員と生産部門長の区別、(3) 一定期間の間に起業を選択した従業員を特定するデータが最低限必要である。(1) と (2) の条件を満たす可能性が高いのは労働統計調査であり、台湾で行われている年次労働調査、人力運用調査 (Manpower Utilization Survey) には (1) と (2) だけでなく、(3) に関するデータも含まれている。起業する従業員は従業員の母集団から見れば極めて少数であるために、1995年から2006年までの12年分の調査個票データを用いる事にする。調査対象は毎年変更されるために、12年間のクロス・セクション・データである。

この調査は行政院主計処 (Directorate-General of Budget, Accounting, and Statistics ; DGBAS) によって実施されており、台湾地域に居住する15歳以上の人々全てを母集団とした

抽出調査である。調査対象は前年の戸籍登録に基づき層化抽出法 (stratified sampling method) によって無作為に抽出される。まず520の地区行政ユニットが台湾全域から無作為に選ばれ、次にそれらのユニットから総計約2万の世帯が再度無作為に抽出される。総抽出率は約3.1パーセントであり、各年の調査は約6万の個人データから成る。

起業を取り巻く環境の時系列的な変化は本稿で使用されている推定モデルではコントロールされているが、1995年から2006年までの期間に、台湾の中小企業政策には一連の新たな施策が導入された。1996年から經濟部中小企業処はインキュベーション事業に重点的に取り組み始め、2002年にはこの事業が国家重点発展計画の一端として「知識集約的な起業家社会」の創造を目指す試みに組み入れられた。その中では、「インキュベーション機能の強化」、「起業に関する知識と情報のプラットフォームの構築」、「起業資金の融資」の3つの基本戦略が策定され、インキュベーションセンターの増設、人材育成、コンサルティングサービスの拡充、情報提供、融資や信用保証の強化といった措置が開始されている。

#### 3.2 サンプル

調査では調査時点の労働者に対して (1) 過去1年間に離職した経験があるかどうか、(2) 前職の職務内容、事業所の規模、及び事業所の位置、(3) なぜ前職を離職したか、を質問している。(3) の回答選択肢の中には「新たに事業を設立したかった」からという項目があり、本稿ではこの理由を選択した人々を調査前年の間に起業を選択したとみなし、(1) に対して否定的回答をした人々を同一の企業に留まった労働者として分類する。

このように調査では調査時点の就業者に限定して調査前年の離職経験を問うという回顧的手法に従って質問しているために、本稿で使用される標本は調査時点に就業者であったものに限られ、調査前年に実際には起業を選択していた

が、調査時点に労働力となっていなかった者は分析サンプルから脱落してしまっている。分析に使用される標本は以下の条件を全て満たす個人である。(1) 調査時点の就業者、(2) 調査前年に農林水産業、鉱業、公共部門以外の部門の事業所に勤務しており、年齢が18歳以上60歳未満だった雇用者、(3) 扶養する18歳未満の子供の数のデータが得られる個人<sup>6</sup>、(4) 調査のインタビューが調査対象者本人に対して行われている観測値。

(2) については農林水産業、鉱業、公共部門の事業所から生じる起業は他の業種のものとは極めて特殊であり、計量手法でコントロール出来ない程の個人間の異質性 (unobserved heterogeneity) を生む恐れがあるために除外した。(3) については後に示される計量モデルで変数として使用される子供の数のデータは調査では女性のみ質問されるために、両親を持つ子供のデータは全て妻のもとに登録されてしまっている。分析では男性の標本についても子供の数を反映させるため調査対象世帯内での夫婦関係のマッチングが行われた。極めて少数の個人についてそのマッチングが不可能であったために、それらの子供の数に欠損の存在する観測値は除外された。(4) については本人以外によって提供されたデータは信頼性が低いと考えられるために除外された。これに加え、同じ世帯に居住する回答者の父親が回答者の勤務する事業所の雇用主、もしくは役員になっている観測値も少数だが存在し、これらも除外された<sup>7</sup>。これはこのような人々の勤務先における昇進機会は他と大きく異なるためである。このような基準に従い、分析に適さないデータを除去した結果、197,456の観測値が計量分析に使用される事となった。

### 3.3 被説明変数

本稿では従業員が起業を、1年間の間に従業員が「自ら新規事業を設立するために」離職する確率によって分析する。本稿で使用される被説明変数は、従業員が調査前年の1年間にその

ような理由で離職していれば1、同一の職に留まった場合は0となる、2項選択変数である(起業選択)。先行研究では伝統的に起業選択の変数としてはある年の賃金労働者が次の年に自営業者となっているか否かを計測しているものが多いが、この指標は離職という決断だけでなく離職後、個人が事業を成功裏に設立する確率も含むものとなっている。さらにこの計測方法による分析では個人の起業の背景が特定化されていない事が多く、勤務先の業務縮小、職場への不満などのプッシュ要因による、必要に迫られての起業も含まれてしまっている。本稿で用いられる指標は、起業のために既存の組織を離脱するという決断のより直接的な行動の結果であり、また個人の持つ起業への高い志向性を大きく反映している。

### 3.4 生産部門長の定義

生産部門長は0/1指標によって定義され、これは一般に「生産部经理」または「業務部经理」と呼ばれ、台湾の職業分類体系において「生産及び業務部門管理者」(production and operations department manager)として分類される個人が1、それ以外は0とコードされた変数である。「生産及び業務部門管理者」は製造業と非製造業双方において、「役員と最高経営責任者の指導の下、財の生産またはサービスの供給に関わる活動を計画、指導、及び調整する；資源の有効利用を保障し生産割当または生産計画を達成する；日常業務の計画と指導を行う；支出をコントロールする；業務及び管理プロセスを立ち上げ、運営を主導する；労働者の安全性を確保する；スタッフの選別と訓練、パフォーマンスの監督を行う；部門を代表して企業内の他部門もしくは外部の組織と交渉し取引を行う；労働者を監督する」としている。上記の一連の業務項目は多岐にわたるが、Woodcock and Chen (2000)の台湾の電子・電機産業における調査によれば、生産部門の上級管理職は組織における自らの役割を、既定の生産割当と生産計画の達成、生産プロセス上の

支出のコントロールの2つのみであると認識している者が多いという。他産業の企業への一般化の可能性には制約があるかもしれないが、生産・業務管理論において、販売や全社的な戦略の決定プロセスへの積極的な参加の重要性がしばしば強調されているにも関わらず (Krajewski and Ritzman, 2002), 台湾の生産・業務部門の上級管理職は、そのような戦略的な生産・業務プロセスの運用を行っている者は多くはなく、組織戦略における役割は限定されていると考えられる。本稿で使用されているデータによれば、生産部門長の大卒者比率は約38パーセントで、平均年齢は約40歳であり、他の職種に比べ専門的教育を受け、ある程度の実務経験を積んだ者が多い。

このように本稿で定義される生産部門長は役員ではないが、極めて小規模の企業では取締役が同時に生産部門の責任者を務めている事が多い。このカテゴリーに分類される事業所における非取締役の生産部門の責任者は他と顕著に異なる性質を持っている可能性があり、推定上問題があるかもしれない。この計量モデルでは十分にコントロール出来ない程の深刻な異質性が生じている可能性を検証するため、生産部門長の定義を従業員数10人以上の事業所に勤務する者に限定して分析を行ったが、この定義の変更は結果に有意な影響を及ぼさなかった。

分析では生産部門長とそれ以外の一般従業員の間規模効果の差が存在するかを検証しているが、後者をリファレンスとした前者の分析を行うためには、同一のヒエラルキー上の階層にある、他部門の責任者となっている個人の変数を作成してコントロールしなければならない。しかしながら、前述のように本稿で使用されているデータでは、生産部門以外の部門については、複数の部門の部門長がまとめて「他の部門管理者」として分類されており、さらに個別の分野に細分化する事は出来ない。そのため、これらの他の部門長となっている個人を一括して代表する0/1指標(他の部門長)を作成した。財務及び総務、営業及び販売、広告及び広報、

調達及び配送、コンピュータ業務、及び研究開発という非常に多岐にわたる分野を含む部門の部門長であれば1、それ以外は0とコードされている。

### 3.5 推定モデル

従業員の起業のための離職は極めてまれな事象であり、この希少さによって実証モデルの選択には特別の対応が求められる。これは希少事象バイアス (rare event bias) と呼ばれ、被説明変数となる2項選択変数が1である観測値がサンプルの中で占める割合が極めて低い際に生じる。このバイアスはサンプル・サイズが大容量になるにつれ緩和されるが、その緩和のスピードは通常のデータに比べ遅くなる。よって本稿の分析ではKing and Zeng(2001a; 2002b)の推奨する希少事象ロジット回帰モデル (rare event logistic regression model) が用いられた<sup>8</sup>。

このモデルは特に極めて希少な事象である戦争や紛争といった出来事の発生を重要な分析対象とする国際関係の計量分析の分野で特に推奨されており、2段階からなる推定プロセスを持つ。まずMcCullagh and Nelderの有限サンプル・バイアス補正 (finite sample bias correction) を行い、次にウェイトを使い近似的な不偏ロジット推定量 (unbiased logit estimator) を算出する。

この近似的な不偏ロジット係数の推定値( $\tilde{\beta}$ )は、

$$\tilde{\beta} = \hat{\beta} - \text{bias}(\hat{\beta})$$

で、通常のロジット推定値( $\hat{\beta}$ )からバイアス項を除すことで求められる。このバイアス項の算出法については、まず $\hat{\beta}$ から事象発生の確率の予測値を以下のように求める。

$$\hat{\pi} = \frac{1}{1 + e^{-X\hat{\beta}}}$$

ここで $X$ は説明変数行列である。次に加重最小2乗法 (weighted least squares) を用いて以下のようにバイアス項を推定する。

$$\text{bias}(\hat{\beta}) = (X'WX)^{-1}X'W\xi$$

ここで  $\xi = 0.5Q_{ii}[(1 + \tau)\hat{\pi}_i - \tau]$  ( $Q_{ii}$ は行列  $Q = X(X'WX)^{-1}X'$ の対角成分で、加重行列)。また  $W = \text{diag}\{\hat{\pi}_i(1 - \hat{\pi}_i)\tau\}$ である。 $\tau$ は推定サンプルにおける1(事象)の割合と母集団における割合との比率である。

前節で構築された仮説の検証では、まず仮説1の検証をし、仮説2a、2bでは仮説1の効果が生産部門長の場合には有意に変化するかどうかを検証する必要がある。このような場合には、交差効果モデル(interaction effect model)が有用である。このモデルの推定式は以下の通りである。

$$P_i^* = \chi_i' a + \beta_1 S_i + \beta_2 M_i + \beta_3 S_i M_i + \varepsilon_i$$

ここで、 $P_i^*$ は第*i*観測値の2項選択変数である起業選択の背後に存在する潜在変数(latent variable)である。 $P_i^*$ がゼロ以上の時、第*i*観測値において2項変数、起業選択は1となり、負の時は0となる。 $\chi_i$ はコントロール変数のベクトルであり、 $a$ はその係数ベクトルである。 $M_i$ は生産部門長、 $S_i$ は事業所規模、そして $\varepsilon_i$ は誤差項である。 $\beta_1$ と $\beta_2$ はそれぞれ $S_i$ と $M_i$ の主効果(main effect)を表し、 $\beta_1$ が負で有意であれば、 $S_i$ の増加とともに $P_i^*$ は低下するので、仮説1が確認された事になる。結果の仮説1への支持を所与とすると、交差効果である $\beta_3$ は $S_i$ の効果が生産部門長( $M_i$ )に対してどの程度効果を増すか、あるいは減じるかを表している。 $\beta_3$ が正で有意であれば $S_i$ の効果がより効果的になっている事を示唆するので仮説2aが、負で有意であれば仮説2bが支持された事になる。

### 3.6 事業所規模

分析で使用されるデータからは事業所規模の階層別の分類を示す質的変数のみが利用可能である。本来ならば、それぞれの事業所規模の階層を表す複数のダミー変数、さらに各事業所規模ダミーと生産部門長ダミーの交差項が使用されるのが望ましいが、被説明変数が希少事象データであるため、多くの交差項を使用した分析はサンプルが過度に細分化されるので適切で

はない。このため、計測誤差は増加するが、事業所規模の質的データを台湾の各規模階層内の平均事業所従業員数を代入することで、量的データに近似的に変換した<sup>9</sup>。この値の自然対数をとった値が事業所規模の変数として用いられる(事業所規模)。なお代替的な近似方法を用いても後に示される結果に有意な影響はなかった。各階層のインターバルの下限、中央値、上限いずれを代入する近似方法も極めて似た結果をもたらす。

### 3.7 コントロール変数

起業に影響を与えられると考えられるコントロール変数について以下で定義するが、これらの変数の効果については先行研究で既に幅広く議論されており、ここでは各変数について逐一仮説を構築しない。

**女性** 起業に関わるジェンダーによる差異は女性が1、男性が0とコードされたダミー変数によってコントロールされる。

**家族構成** 配偶者を持った個人、多くの子供を持った個人はリスク回避的になるとされている一方、家族からの支援は起業の実現を容易にするとの主張も存在する。この家族構成の起業への影響をコントロールするために、既婚者を1とするダミー変数を定義する。さらに既婚/未婚の区別に加え、推定モデルには個人が扶養する18歳以下の子供の数を含む事とする。

**個人の年齢** 年齢は職務経験の長さと同様さを潜在的に代表する変数である。また個人の保有する資産と社会関係資本(social capital)も年齢とともに増加する。しかしながら、ある時期を過ぎると年齢とともに身体的な頑強さの喪失や人的資本、個人資産、及び社会関係資本の減価が生じる事ともなる。このため、推定モデルでは年齢の非線形の効果を想定し、モデルには年齢と年齢の2乗項を含める。

**学歴** 教育は賃金労働における収益と昇進可能性を高め、起業の機会費用を高めるが、同時に高い教育を受けた個人にとっては事業機会の発見はより容易となる。推定モデルには大学卒者



を1とするダミー変数を含めている。

**業種** 事業所が属する業種によって従業員の起業も影響を受ける。このため推定モデルでは事業所が属する業種を3つの業種ダミーでコントロールした。変数として計量モデルに含まれているのは、製造業、建設業、卸売・小売業である。卸売・小売業以外のサービス業とサンプルに占める割合が高くないその他の業種はリファレンス・カテゴリーとなっている<sup>10</sup>。

**年効果** 推定に使用されているサンプルは12年間分のクロス・セクション・データであるが、調査年次の違いによる起業への影響をコントロールするために11個の年ダミーが用いられている。

**潜在賃金率** 分析では賃金水準の違いによって生じる、起業の機会費用と個人資産の蓄積に見られる個人間の差異をコントロールする必要がある。なぜなら個人属性が一定だったとしても事業所規模の増大は賃金を上昇させる傾向にあり (Reilly, 1995), 大企業の従業員の起業は多くの機会費用を伴う一方、個人資産蓄積の面では起業時に優位性をもつ。

このために、労働統計調査の賃金データを利用して起業選択者と賃金労働への残留者双方について、残留したと想定した場合に得られる賃金水準の推定を行った。賃金データは調査時点のもののみが利用可能であり、従って起業するか否かの選択を行った後の時点の変数となる。よって同一企業への残留を選択した個人については残留後の賃金データが入手可能であるが、企業を離脱した個人については、入手は不可能である。そこで、もし仮に起業を選択した個人が同一企業に残っていたらどれぐらいの賃金を得ていたかを残留者の賃金決定パターンを参考に予測する必要がある。

このような潜在的賃金率の推定の場合には Heckmanの2段階推定法が有用であり、残留した労働者と残留しなかった労働者の双方について潜在的賃金水準を予測する。この推定法は2段階からなり、まず残留するか否かに関する選択関数をプロビット回帰分析により推定し、

この結果から参考にする賃金データが残留した個人からの入手のみに限られているために発生していると考えられるセレクション・バイアスを修正するためのセレクション修正項、逆ミルズ比 (inverse Mill's ratio) の予測値を算出する。第2段階では残留した個人の対数化された時間あたり賃金率を、説明変数と第1段階で得られた逆ミルズ比に回帰し、潜在的賃金率関数を推定する。この推定された関数形に個人の各変数の値を代入し、全ての個人について潜在的賃金率を予測する。

結果は表1に示される。モデル1は残留した場合の潜在的賃金率に関する推定結果であり、上段では第1段階の選択関数を推定している。被説明変数は残留を1、転職と起業を0とする2項選択変数、説明変数は女性ダミー、既婚者ダミー、労働市場における潜在的な経験年数(年齢-教育年数-6)とその2乗項、大学卒ダミー、業種ダミー、年ダミーである。これに操作変数としてRees and Shah (1986) とGill (1986) で使用されたように子供の数を加える。子供の数はリスク回避度に影響し選択関数には影響があるが、賃金率への直接的な影響は少ないと考えられるからである。

下段の第2段階では第1段階で得られたセレクション修正項を含んだ賃金率関数を推定している。このモデルから全ての個人について同一企業に残っていたら得られたはずであった潜在的な賃金の水準を算出する。このようにして算出された潜在的賃金率をモデルに入れることで、大規模事業所と小規模事業所の従業員の間が存在する、短期的な機会費用の大きさ、資産蓄積の度合いの違いをコントロールする<sup>11</sup>。

表1：潜在的賃金率の2段階推定モデル

	モデル1	モデル2
	同一企業に残留	他企業に転職
選択関数推定式		
経験年数	0.021** (0.002)	-0.026** (0.002)
経験年数 <sup>2</sup> /100	-0.004 (0.004)	0.015** (0.004)

教育年数	0.001 (0.002)	0.000 (0.002)
女性	0.038** (0.010)	-0.001 (0.010)
既婚者	0.032* (0.014)	-0.079** (0.015)
製造業	0.043** (0.012)	-0.014 (0.013)
建設業	0.291** (0.018)	-0.271** (0.020)
卸売・小売業	-0.092** (0.013)	0.090** (0.013)
生産部門長	0.046 (0.042)	-0.063 (0.045)
他の部門長	0.005 (0.061)	0.003 (0.064)
事業所規模	0.032** (0.003)	-0.025** (0.003)
子供の数	0.025** (0.006)	-0.015* (0.007)
定数項	1.059** (0.035)	-1.128** (0.036)
賃金率関数推定式		
経験年数	0.000 (0.007)	0.066** (0.021)
経験年数 <sup>2</sup> /100	-0.013 (0.009)	-0.082** (0.015)
教育年数	0.061** (0.004)	0.061** (0.004)
女性	-0.217** (0.021)	-0.229** (0.019)
既婚者	0.148** (0.026)	0.169* (0.082)
製造業	-0.135** (0.026)	-0.027 (0.027)
建設業	-0.198** (0.058)	0.428+ (0.221)
卸売・小売業	-0.053 (0.036)	-0.183* (0.075)
生産部門長	0.359** (0.076)	0.545** (0.102)
他の部門長	0.454** (0.111)	0.437** (0.124)
事業所規模	0.042** (0.008)	0.069** (0.020)
セレクション修正項	-4.120** (0.983)	-1.625+ (0.925)
定数項	4.776** (0.243)	6.573** (1.505)
カイ2乗	3999.940	3657.780
有意確率	0.000	0.000
第2段階で使用された観測値の数	11,495	197,772
第2段階で使用されなかった観測値の数	196,586	10,309
観測値の数	208,081	208,081

注：括弧内は標準誤差

表示されている変数の他に11個の年ダミーがモデル

ルに含まれているが、スペースの制約のため表中には表示されていない

+ $p < 0.10$ ; \*  $p < 0.05$ ; \*\*  $p < 0.01$ .

**転職による潜在的賃金率の変化** 賃金水準に加え、大企業の従業員は中小企業の者に比べより多くの転職機会に恵まれ、起業選択はより起こりにくくなると考えられる。よって計量モデルの中で転職の選択肢の影響も明示的にコントロールする必要がある。転職についても転職者の転職後の賃金データをもとに、転職した労働者としなかった労働者双方について潜在的賃金率を予測する。

表1のモデル2は前と同様にHeckmanの2段階推定法を用いた推定結果である。上段では、転職を1、残留と起業を0とする選択変数を説明変数、操作変数に回帰している。下段では、残留者の対数賃金率を説明変数とセレクション修正項に回帰している。この潜在的賃金率関数から、起業者と残留者双方について仮に彼らが転職した場合に得られたと推定される賃金水準を算出した。計量モデルでは、転職した場合の潜在的賃金率と残留した場合の潜在的賃金率の差分が用いられる。この変数は、転職した場合にどの程度賃金水準が潜在的に変化するかを表している。

表2は変数の記述統計と変数間の相関を示したものである。調査前年の間に起業のために離職した従業員の割合は0.4パーセント ( $n = 870$ )であり、従業員全体から見ると極めてまれな現象である事が分かる。およそ4割のサンプルに含まれる従業員が女性であり、約6割の従業員が既婚者である。扶養する子供の数の平均値は約0.7で、平均年齢は34歳、10人に1人が大卒者である。従業員の勤務する事業所の業種については、製造業が最も割合が高い。生産部門長は全体の1.6パーセント ( $n = 3,083$ )であり、他の部門長は0.7パーセント ( $n = 1,391$ )で従業員全体に占める割合は低い。事業所従業員数の対数値の平均は2.9である。表には示されていないが、対数をとらない実数値のサンプル内での平均は152.1人であり、台湾の中小企業が雇用

表2：記述統計と相関

変数	平均	標準偏差	最大値	最小値	1	2	3	4	5
1. 起業選択	0.004	0.066	0.000	1.000					
2. 女性	0.412	0.492	0.000	1.000	-0.014 **				
3. 既婚者	0.562	0.496	0.000	1.000	0.014 **	-0.064 **			
4. 子供の数	0.741	1.120	0.000	12.000	0.009 **	-0.034 **	0.584 **		
5. 個人の年齢	34.072	9.741	18.000	59.000	-0.01 **	-0.115 **	0.512 **	0.135 **	
6. 大学卒	0.118	0.322	0.000	1.000	-0.001	0.005 *	-0.078 **	-0.089 **	-0.063 **
7. 製造業	0.397	0.489	0.000	1.000	-0.018 **	-0.029 **	0.087 **	0.072 **	0.053 **
8. 建設業	0.143	0.350	0.000	1.000	-0.013 **	-0.255 **	0.071 **	0.060 **	0.113 **
9. 卸売・小売業	0.180	0.384	0.000	1.000	0.025 **	0.120 **	-0.106 **	-0.069 **	-0.118 **
10. 生産部門長	0.016	0.124	0.000	1.000	0.005 *	-0.070 **	0.069 **	0.029 **	0.082 **
11. 他の部門長	0.007	0.084	0.000	1.000	0.004	-0.034 **	0.048 **	0.018 **	0.052 **
12. 事業所規模	2.918	1.963	0.903	7.381	-0.023 **	0.062 **	0.052 **	0.011 **	0.019 **
13. 潜在賃金率	5.266	0.332	3.701	6.699	0.022 **	-0.254 **	0.051 **	0.099 **	-0.293 **
14. 転職による潜在賃金率の変化	3.145	0.589	1.392	5.030	-0.02 **	-0.212 **	0.482 **	0.204 **	0.821 **

変数	6	7	8	9	10	11	12	13
1. 起業選択								
2. 女性								
3. 既婚者								
4. 子供の数								
5. 個人の年齢								
6. 大学卒								
7. 製造業	-0.065 **							
8. 建設業	-0.115 **	-0.332 **						
9. 卸売・小売業	-0.032 **	-0.380 **	-0.192 **					
10. 生産部門長	0.104 **	0.012 **	-0.036 **	0.018 **				
11. 他の部門長	0.101 **	0.037 **	-0.021 **	-0.007 **	-0.011 **			
12. 事業所規模	0.218 **	0.369 **	-0.285 **	-0.235 **	0.050 **	0.057 **		
13. 潜在賃金率	0.452 **	-0.042 **	-0.266 **	-0.021 **	0.243 **	0.195 **	0.419 **	
14. 転職による潜在賃金率の変化	-0.183 **	0.092 **	0.445 **	-0.300 **	0.074 **	0.023 **	0.004	-0.467 **

注：表示されている変数の他に11個の年ダミーがモデルに含まれているが、スペースの制約のため表中には表示されていない。

+ $p < 0.10$ ; \*  $p < 0.05$ ; \*\*  $p < 0.01$ .

において占める高い割合を反映している。

大規模事業所と中小事業所の生産部門長の属性に計量モデルでコントロール出来ないほどの大きな差異があるかどうかを検証するために、表3では生産部門長の基本統計を規模階層別に示した。性別、既婚者、子供の数、学歴、年齢について各階層間で比較を行ったが、性別と学歴が規模との強い相関を示している。これは大企業と中小企業の間での労働者の採用、管理の方針の違いに起因すると思われる。既婚者割合は規模と弱い相関を示しているが、子供の数、年齢には事業所規模と明確な相関はなく差は小さい。また生産部門長の定着率と転職行動に事業

所規模によって深刻な差異が見られるかを検証するために、在職年数の比較も行った。ただ在職年数のデータは調査時点に生産部門長であった個人についてのみ利用可能、つまり調査前年の間に起業せず同一の事業所に留まった生産部門長についてのみ入手可能であるので、同一の事業所に留まった生産部門長の中で比較を行わざるを得なかったが、2から9人の階層では平均して8.2年（標準偏差：6.62； $n = 391$ ）、20人以上の階層では9.7年（標準偏差：7.62； $n = 457$ ）であり、深刻な転職行動の違いを示唆する程の差ではない事が判明した。

表3：事業所規模と生産部門長の属性

事業所従業員数	2-9	10-49	50-199	200+
変数				
女性	0.178 (0.383)	0.143 (0.350)	0.131 (0.337)	0.113 (0.317)
既婚者	0.766 (0.424)	0.812 (0.391)	0.867 (0.340)	0.896 (0.306)
子供の数	0.952 (1.206)	1.003 (1.157)	0.971 (1.083)	1.080 (1.075)
大学卒	0.295 (0.457)	0.325 (0.469)	0.412 (0.492)	0.589 (0.493)
年齢	40.328 (8.290)	39.970 (7.776)	40.821 (7.354)	41.407 (6.740)
観測値の数	393	1443	787	460

注：単位：人

括弧内は標準偏差

#### 4. 分析結果

表4は起業選択の決定要因に関する希少事象ロジット回帰モデルによる推定値である。モデル1はベースライン・モデルで事業所規模と生産部門長の交差効果を含まない。希少事象ロジット回帰は標準的なロジットモデルと異なり最尤法 (maximum likelihood estimation) ではなく、加重最小2乗法により推定を行うため、対数尤度は推定量算出の過程では算出されない。よって表ではどのモデルにおいてもモデルの当てはまりの良さを表す指標は示されていない。モデル1に見られるように、事業所規模の効果は負で統計的に有意である ( $\beta = -0.26$ ;  $p < 0.01$ )。これは事業所規模が増大するとともに起業選択は減少する事を示している。生産部門長と他の部門長の効果は統計的に有意ではなく、事業所の規模に依存しない彼らの地位の直接的な効果は、一般従業員のものと間には有意な差がない事を示唆する。同一企業に残留した場合の潜在的賃金率の効果は正で有意であり ( $\beta = 0.71$ ;  $p < 0.01$ )、同一の企業に残った場合に得られる潜在的賃金水準の高い個人は起業を選択する事が多い事を示唆している。これは高い賃金率が機会費用を高めるといよりは、資産蓄積を促し起業を容易にしたと解釈される。モデル2ではこの残留の場合の潜在的賃金率の代わりに、転職と残留の間の潜在的賃金率の差分を含めて分析している。表で示されている通り、事業所規模の効果は負で有意であり ( $\beta = -0.20$ ;  $p < 0.01$ )、モデル1の結果と大きく異なる。潜在的賃金率の差分の効果は負で有

意であり、これはより良い転職機会を持つ個人は起業を選択する事が少ない事を示唆している ( $\beta = -0.72$ ;  $p < 0.10$ )。モデル1とモデル2の結果は、どちらも仮説1を支持するものである。

モデル3では生産部門長と事業所規模の交差効果を推定式に含め、交差効果モデルによって、生産部門長である事で、事業所規模の効果の大きさが統計的に有意に変化しているかを検証している (仮説2a, 2b)。事業所規模の主効果は依然として負で有意 ( $\beta = -0.26$ ;  $p < 0.01$ )、交差効果は正で有意であり ( $\beta = 0.29$ ;  $p < 0.05$ )、これは生産部門長である事で、事業所規模の負の効果が大きく弱まっている事を示唆している。なおこの交差効果は、交差項と高い相関を示している生産部門長の変数をモデルから除外しても変わらず有意であった。

またこの交差効果モデルにおいては、生産部門長の主効果は有意で負であり、生産部門長は事業所が小規模である時は、他の従業員よりも、起業を選択する事が少ない事を示している。ここでは示されていないが、生産部門以外の部門長について、事業所規模との交差効果を検証したが、交差効果は統計的に有意ではなかった。これについてはその他の部門長には事業所規模が特殊な効果を及ぼしていないとも解釈出来る一方、計測の不正確さも一因となっていると思われる。前述のように他の部門長という変数の中に非常に多岐にわたる分野で業務を行う管理職が混在しているためである。

モデル4では、モデル2と同様に、残留の場合の潜在的賃金率を転職と残留の間の潜在的賃金率の差分に置き換えて交差効果モデルで同様に分析を行っている。ここにおいても事業所規

表4：起業選択の希少事象ロジットモデル

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
女性	-0.441 ** (0.090)	-0.614 ** (0.077)	-0.439 ** (0.090)	-0.613 ** (0.077)
既婚者	0.748 ** (0.113)	0.873 ** (0.106)	0.747 ** (0.113)	0.874 ** (0.106)
子供の数	-0.130 ** (0.041)	-0.130 ** (0.041)	-0.130 ** (0.041)	-0.129 ** (0.041)
年齢	0.228 ** (0.036)	0.305 ** (0.050)	0.228 ** (0.036)	0.307 ** (0.050)
年齢2/100	-0.356 ** (0.052)	-0.432 ** (0.056)	-0.357 ** (0.052)	-0.434 ** (0.056)
大学卒	-0.162 (0.134)	-0.107 (0.142)	-0.164 (0.134)	-0.112 (0.143)
製造業	-0.417 ** (0.104)	-0.457 ** (0.107)	-0.415 ** (0.104)	-0.453 ** (0.107)
建設業	-1.170 ** (0.169)	-0.896 ** (0.315)	-1.172 ** (0.168)	-0.887 ** (0.315)
卸売・小売業	0.269 ** (0.090)	0.137 (0.101)	0.272 ** (0.090)	0.137 (0.101)
生産部門長	-0.038 (0.250)	-0.394 + (0.236)	-0.967 + (0.549)	-0.534 (0.543)
他の部門長	0.187 (0.351)	0.542 + (0.324)	0.189 (0.351)	0.548 + (0.324)
潜在的賃金率	0.717 ** (0.250)		0.725 ** (0.250)	
転職による潜在的賃金率の変化		-0.715 + (0.396)		-0.737 + (0.396)
事業所規模	-0.255 ** (0.028)	-0.200 ** (0.024)	-0.262 ** (0.028)	-0.206 ** (0.024)
事業所規模×生産部門長			0.287 * (0.134)	0.288 * (0.134)
定数項	-11.591 ** (1.430)	-7.525 ** (0.600)	-11.628 ** (1.431)	-7.511 ** (0.600)
観測値の数	197,456	197,456	197,456	197,456

注：括弧内は頑健標準誤差

表示されている変数の他に11個の年ダミーがモデルに含まれているが、スペースの制約のため表中には表示されていない

希少事象ロジットモデルのプログラムからはモデルの当てはまりの良さを示す統計量は利用不可能であり、よって表示されていない

+ $p < 0.10$ ; \*  $p < 0.05$ ; \*\*  $p < 0.01$ .

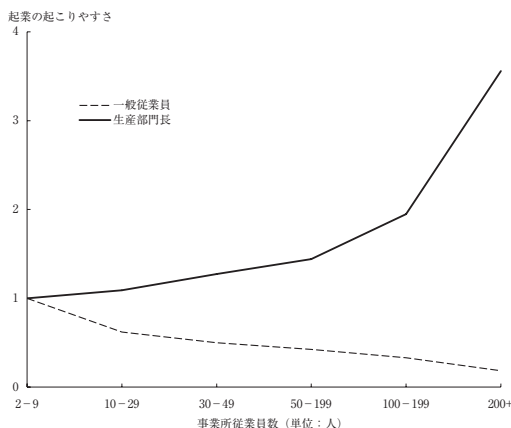
模の主効果は負で有意であり ( $\beta = -0.21$ ;  $p < 0.01$ )、交差効果は正で有意であった ( $\beta = 0.29$ ;  $p < 0.05$ )。つまり個人間で異なる転職の機会の大きさを一定にコントロールした際にも、生産部門長については事業所規模の効果は大きく弱まる。その他のコントロール変数については、女性の効果は負で有意であり、女性の起業が有意に少ない事を示している。また既婚者の効果は正で有意であり、既婚者の方が起業を選択する傾向が強い。扶養する子供の数の効

果は負で有意であり、子供の数が多いほど起業を選ぶ事が少ない事を表す。年齢の効果は1次項が正、2次項が負でともに有意であり、年齢が逆U字型カーブに似た非線形効果を持っている事を示唆している。大学卒者ダミーの効果は有意ではない。勤務する事業所の業種については、卸売・小売業以外のサービス業をリファレンス・カテゴリーとした時、製造業、建設業の効果は負で有意であり、卸売・小売業の効果は正で有意であった。卸売・小売業の事業所に勤

務する従業員の起業が多い一方、製造業、建設業の事業所に勤務する従業員の起業は比較的少ない事を示唆する。また表中には紙面の制約のため示されていないが、1995年を基準とした年ダミー変数の効果は、1999年以降のもの全てが負で有意であり、本稿のデータがとられた時期には重点的な創業支援政策が導入されているのにも関わらず、1999年以降の従業員の起業の傾向は1995年よりも弱まっている事を示唆している。

図1は生産部門長、一般従業員それぞれについて起業選択の確率の予測値をモデル3の結果から求められた各係数の限界効果(marginal effect)に基づき算出、図示したものである。事業所規模、生産部門長、他の部門長以外の変数は全て推定サンプル中の平均値であると想定されている。つまり、モデルで考慮されている要因の面で同質の平均的個人が存在し、彼らが生産部門長と一般従業員であった場合のそれぞれについて、事業所規模の増大とともに起業選択の確率がどのように変化していくかを示している。グラフのプロットは従業員数1から9人

図1：事業所規模と起業の起こりやすさ  
—生産部門長と一般従業員の比較—



注：起業の起こりやすさの算出には表4のモデル3の推定結果が用いられた  
 グラフは2-9人の規模階層の値を1とした時の相対値で示されている  
 予測値の算出の際には事業所規模、生産部門長、他の部門長以外の変数については各変数の平均値が用いられている

のカテゴリの予測値を1とした時の相対値を示している。図が示すように、生産部門長の起業確率はどの規模階層においても、彼らに特殊な規模の効果が包括的な効果を打ち消す事によって増加している。一般従業員については事業所規模の増大とともに起業を選択する確率が減少していくが、生産部門長については事業所規模が増大すると、起業選択の確率も同様に増加していく。これは相反する2つの仮説のうち仮説2aを棄却し、仮説2bを支持するものである。

## 5. 結論

### 5.1 主要な結果

本稿の既存研究への最も重要な貢献は、近年の研究で明らかとされた事業所規模の増大と従業員の起業の減少という関係の間に、従業員の地位という変数が存在し大きな影響力を持っている事を示した事である。部門管理職以外の一般従業員については、起業選択は事業所規模の増大とともに減少し、これは近年の先行研究と整合的であった。これに対して、生産部門長については事業所の規模が彼らに特殊な効果を持ち、この結果、一般従業員の場合と反対に、事業所規模が増大すると起業選択者も増加する。このように、本稿では近年の先行研究で示されてきた規模が増大すると起業が減少するという関係は、生産部門長に関しては必ずしも適用されない事が明らかになった。

これらの結果は台湾の発展モデルの中で重要な役割を果たしていると言われる起業家の創出が中小企業の一般従業員のレベルからと大企業の生産部門長のレベルからという少なくとも2つのパターンを持っている事を示唆する。また本稿の結果は企業の経営者や人事担当者にとっても含意を持つ。企業が小規模に留まる際には一般従業員の起業が起こりやすく、生産部門長の起業は起こりにくい。事業所が大規模になると一般従業員は定着するようになるが、今度は反対に生産部門長の独立起業による流出リスクが

高まり、生産の人的資源管理において重要な人材の喪失が起こる可能性がある事に留意する必要がある。また本稿の結果は特定の地域において起業を促進させようとしている政策立案者に対して含意を持つであろう。創業支援政策の立案者はしばしば中小企業が少なく大企業が支配的な地域の開業率向上に政策の必要性を認める事があるが、本稿の結果を考慮すると、このような政策は大企業の労働者プールの中でも一般従業員のレベルというよりは、生産部門長の様なより上層のレベルからの起業を促進する可能性がある事に注意が必要である。

## 5.2 分析の限界

分析結果は仮説1と仮説2bへのサポートを提示したが、本稿の分析の解釈にあたってはある程度の注意が払われるべき制約がある。前述のように本稿で分析されたのは主にデータ制約のために生産部門長のみであり、これが営業部門のような他の部門の管理職、もしくは課レベルの管理職にまで一般化可能であるかについては留意が必要である。次に、生産部門長の在職年数と年齢には規模階層による大きな違いがないとはいえ、計量分析では在職年数のデータが利用可能ではなかった。加えて、本稿でとられたアプローチが直近の雇用と地位に焦点を当てるものであったために、それ以前の雇用と地位、また従業員の職歴の全体像、従業員が勤務した事のある事業所の総数といったデータは入手不可能であった。直近の雇用は最も大きな影響力をその後の起業に持つとはいえ、またこれらの変数の影響の一部は個人の年齢の効果によって代表されているとはいえ、推定モデルの中での計測はもちろん不完全である。最後に近年のこの組織属性の起業への効果の分析においても1つの主要な指標である事業所の設立からの経過年数についても、前述のように本稿では分析が不可能であった。新しい企業の大多数は小規模であるとはいえ、事業所規模の効果の分析では本来ならば設立からの経過年数のコントロールをするのが望ましい。

## 5.3 今後の研究への課題

本稿ではクロス・セクション・データが使用されているが、今後の研究では、パネル・データによる分析が望ましいであろう。また本稿の分析には台湾のデータが使用されたが、同じ様な分析が他の様々な産業、地域、文化の状況の下でも再現、検証されていくべきである。さらに特定の産業の中で、長期間にわたり既存企業の組織属性と従業員による起業がどのように関わっていくのかを計量分析、ケーススタディ双方の手法を用いて観測していく試みも今後必要であろう。また本稿での焦点はある個人が起業のために離職する確率とその勤務先の規模との関係であったが、本稿のような大標本を用いた分析の際には規模は有用な指標である一方、小標本を使った分析では、今後、勤務先の組織属性を規模だけでなく、より詳細に計測していく試みが必要になる。また以前の雇用者の属性が事業設立の成否、事業設立後の生存率、効率性、成長性といった成果の指標にどのような影響を与えるのかという問題についても分析を行っていく必要がある。

### 【注】

※本稿の完成に際しましては、博士論文指導教官、谷口晋吉先生と岡室博之先生より懇切なるご指導を賜りました。また匿名の査読者の方々より貴重なコメントを頂きました。本稿の成果の一部は、企業家研究フォーラム平成17年度研究助成、一橋大学21世紀COEプログラム「現代経済システムの規範的評価と社会的選択」、及び一橋大学グローバルCOEプログラム「社会科学の高度統計・実証分析拠点構築」のご支援を受けています。ここに記して感謝申し上げます。

- 1 中小企業の法定基準は異なるが日本では中小企業が企業数の99.8パーセント（2006年）、米国では99.7パーセント（2005年）、英国では96.2パーセント（2005年）を占めている（中小企業白皮書）。台湾では製造業、建設、鉱業、土石採取業では従業員数200人未満（または資本金8,000万新台湾元以下）、その他の業種では50人未満（または売上高1億新台湾元以下）の企業が中小企業として認定される。
- 2 Shieh (1993) の事例研究は下請ネットワークの中から多くのスピノフ企業が生まれている実態を明らかにしている。川上 (1998) の事例研究はパーソン

ナル・コンピュータ産業においても、企業間の分業体制の存在によって市場参入障壁が引き下げられ、多くの参入を誘発している事を明らかにしている。

- 3 ただし、これらの小規模の事業所が大企業の支所であるかどうかは、本稿のデータでは区分する事が出来ず、大企業の支所の生産部門長には比較的多くの昇進の可能性が確保されているという可能性は排除出来ない。
- 4 沼崎(1992)は、台南幫の事例分析から、台湾における創業がしばしばパートナーによる資源の持ち寄りを基盤として行われている事を明らかにしている。
- 5 世界第4位の海運会社、Evergreen Marine Corporationの経営者で創業者である張榮發(Yung-Fa Chang)の創業例はこの典型的なパターンである。第二次世界大戦終結後、彼は国有企業に所属する2,000トン級の大型貨物船の運営を取り仕切る一等航海士であった。日本に寄港した時にそのころ米軍で使用され始めていた、船舶のコンテナ化(containerization)のアイデアを知り、その後、営業、財務を専門とする同僚2人とともに海運業で起業した。最終的には世界の海運会社に先駆けて全面的なコンテナ化を実現する事となる。
- 6 台湾の法定退職年齢は2008年に65歳に改定されるまでは60歳とされており、このためこれ以上の年齢層については分析から除外した。
- 7 回答者の父親が回答者と同じの事業所に勤務しているか否かは、事業所の位置(地区町村レベル)、業種(2桁分類レベル)、規模によって判断された。
- 8 推定量と有意性の算出にはスタンフォード大学のMichael Tomzのウェブサイト(<http://www.stanford.edu/~tomz/software/software.shtml>)からダウンロードされたStataのReLogitプログラムが使用された。
- 9 2001年の商工サービス業・センサス調査のデータに基づき、2から9人の階層には2.5が、10から29人には15.7人が、30から49人には37.6が、50から99人には68.2が、100から199人には191.7が、200人以上には1604.4が代入された。
- 10 職種ダミーについて、分析では生産部門長と一般従業員の区別が職業分類のコードをもとに行われているが、生産部門長の比較対象を明確にするために、一般従業員の間での職種による違いをコントロールする事は行われていない。
- 11 この潜在的賃金率は1年後残留していた場合に得られると推定されるものであり、大部分が短期の機会費用を表すものである。よってこの変数の効果には昇進の可能性や雇用の保障といった長期的な機会費用の影響の多くは含まれていない。

## 【参考文献】

- Adam, E.E. Jr., and Swamidass, P.M., "Assessing operations management from a strategic perspective," *Journal of Management*, 15(2), 181-203, June, 1989.
- Ahire, S.L., and Golhar, D.Y., "Quality management in large vs small firms: an empirical investigation," *Journal of Small Business Management*, 34(2), 1-15, April, 1996.
- Andrew, C.G., and Johnson, G.A., "The crucial importance of production and operations management," *Academy of Management Review*, 7(1), 143-147, January, 1982.
- Cooper, A.C., "The role of incubator organizations in the founding of growth-oriented firms," *Journal of Business Venturing*, 1(1), 75-86, Winter, 1985.
- Dobrev, S.D., and Barnett, W.P., "Organizational roles and transition to entrepreneurship," *Academy of Management Journal*, 48(3), 433-449, June, 2005.
- Fritsch, M., "Regional differences in new firm formation: evidence from West Germany," *Regional Studies*, 26(3), 233-241, June, 1992.
- Gill, A.M., "Choice of employment status and the wages of employees and the self-employed: some further evidence," *Journal of Applied Econometrics*, 3(3), 229-234, July-September, 1988.
- Hart, M., and Gudgin, G., "Spatial variations in new firm formation in the Republic of Ireland, 1980-1990," *Regional Studies*, 28(4), 367-380, July, 1994.
- Hornsby, J.S., Kuratko, D.F., and Zahra, S.A., "Middle managers' perception of the internal environment for corporate entrepreneurship: assessing a measurement scale," *Journal of Business Venturing*, 17(3), 253-273, May, 2000.
- Hu, M.-W., and Schive, C., "The changing competitiveness of Taiwan's manufacturing SMEs," *Small Business Economics*, 11(4), 315-326, December, 1998.
- Johnson, P.S., and Cathcart, D.G., "The founders of new manufacturing firms: a note on the size of their 'incubator' firms," *Journal of Industrial Economics*, 28(2), 219-224, December, 1979.
- King, G., and Zeng, L., "Explaining rare events in international relations," *International Organization*, 55(3), 693-715, Summer, 2001a.
- King, G., and Zeng, L., "Logistic regression in rare events data," *Political Analysis*, 9(2), 137-163, Spring, 2001b.
- Krajewski, L.J., and Ritzman, L.P. *Operations Management: Strategy and Analysis*. Pearson



- Education: Upper Saddle River, NJ, 2002.
- Mintzberg, H. *The Nature of Managerial Work*. Harper and Row: New York, 1973.
- O'Farrell, P.N., and Crouchley, R., "An industrial and spatial analysis of new firm formation in Ireland, " *Regional Studies*, 18(3), 221-236, June, 1984.
- Rees, H., and Shah, A., "An empirical analysis of self-employment in the U.K.," *Journal of Applied Econometrics*, 1(1), 95-108, January, 1986.
- Reilly, K.T., "Human capital and information: the employer size-wage effect," *Journal of Human Resources*, 30(1), 1-18, Winter, 1995.
- Skoggard I.A. *The Indigenous Dynamics in Taiwan's Postwar Development: The Religious and Historical Roots of Entrepreneurship*. M. E. Sharpe, New York, 1996.
- Shieh, G.S. "Boss" Island: *The Subcontracting Network and Micro-Entrepreneurship in Taiwan's Development*. Peter Lang, New York, 1993.
- Sorensen, J.B., "Bureaucracy and entrepreneurship," *Administrative Science Quarterly*, 52, (3), 387-412, September, 2007.
- Tsou, M.-W., Liu, J.-T., and Hammitt, J.K., "Worker turnover and job reallocation in Taiwanese manufacturing," *Applied Economics*, 34(4), 401-411, March, 2002.
- Wong, A.L.Y., "Making career choice: a study of Chinese managers," *Human Relations*, 60(8), 1211-1233, August, 2007.
- Woodcock, D., Chen, C.Y., "Skills and knowledge of senior Taiwanese manufacturing managers," *Integrated Manufacturing Systems*, 11(6), 2000.
- Wooldridge, B., and Floyd, S.W., "The strategy process, middle management involvement, and organizational performance," *Strategic Management Journal*, 11(3), 231-241, March-April, 1990.
- 謝國雄「黑手變頭家—台灣製造業中的階級流動」, 『台灣社會研究季刊』, 2(2), 11-54, 1989年夏季。
- 稲村雄太・中内基博「ベンチャー企業における右腕・幹部社員の役割とその効果」, 『企業家研究』, 3, 17-27, 2006年6月。
- 川上桃子「企業間分業と企業成長・産業発展—台湾パーソナル・コンピュータ産業の事例—」, 『アジア経済』, 12, 2-28, 1998年12月。
- 佐藤幸人「輸出指向工業化の要因と意義—貿易政策アプローチを超えて」, 大橋英夫・劉進慶・若林正文(編)『激動のなかの台湾—その変容と転成』田畑書店, 東京, 1992年。
- 沼崎一郎「台南幫—“バナナ型”ビジネス・グループの生成と展開」, 『アジア経済』, 33(7), 1992年7月。