

# 家庭の価値規範と子の起業選択

—台湾家計パネル調査を使用した分析—

土屋 隆一郎

東京経済大学専任講師

受稿日：2023年2月18日

受理日：2023年10月8日

キーワード 起業, 起業の意思決定, 起業の脈絡, パネル調査, 台湾

## I はじめに

台湾の経済発展要因について、過去の「東アジアの奇跡」(Amsden, 1989; Wade, 2003; Krugman, 1994; Young, 1995; World Bank, 1993, 2001; Hattori and Sato, 1997) の議論の中で、旺盛な起業家精神、イノベーションの進展、活発な組織学習の存在が指摘されてきた (Hobday, 1995; Nelson and Pack, 2001)。しかしながら、現在もなお、高い水準にある起業家活動の構造的要因については、近年の研究の進展にも関わらず (Hu and Schive, 1998; Wu, 2007; Wang *et al.*, 2013), 依然として明らかでない点も多い。

台湾を含む日本の近隣諸国・地域の開業動向についての知見は、日本の政策担当者にとっても有益である。表1に、本稿の分析で対象とする2010年から2018年の台湾における企業の新規開業率を示す。日本の消費税に相当する営業税の登録をもとにした新設企業数を、前年の企業総数で除し、新規開業率をパーセント表示で算出した<sup>1)</sup>。表1によると、いずれの年も6パーセント後半から7パーセント台で、企業総数も継続的に増加している。一方、雇用保険事業統計年報のデータによれば、日本の企業の新規開業率は、2010年から2017年まで、4パーセント台から5パーセント台に留まる。

本稿では、台湾の家計パネルデータを用い、起業選択の要因を検証する。特に出身家族の価値規範が起業選択に与える効果に注目する。価値規範の中でも、台湾の家族関係を規定する価値規範の与える影響を検証する。

職場、出身家庭や地域の文化的・物質的環境は、起業の脈絡 (コンテキスト, context) を形成するとされる (Aldrich and Cliff, 2003; 鹿住・河合, 2018)。Dunn and Holtz-Eakin (2000) は、パネル調査の National Longitudinal Survey (NLS) を使用し、親の自営業の経験が、子の賃金雇用から自営業への移行率に与える影響を検証した。結果によれば、親が子の起業に影響するの

表 1 台湾における企業の新規開業率

(単位：社、%)

年	新設企業数	企業総数	開業率
2010	93,868	1,277,585	7.460
2011	99,827	1,310,791	7.814
2012	95,954	1,337,890	7.320
2013	99,044	1,363,393	7.403
2014	94,162	1,386,128	6.906
2015	98,507	1,416,738	7.107
2016	95,486	1,440,958	6.740
2017	101,710	1,471,433	7.058
2018	102,353	1,501,642	6.956

(出所) 中小企業白皮書各年版。データの出所は財政部  
財政資料中心営業税原始資料。

は、資産の移転とスキル・知識の継承の2つの要因のためである。一方で、Aldrich and Cliff (2003) の概念的枠組みでは、起業プロセスと起業成果に影響する起業家の家庭システム要因として、家庭の規範、態度、価値を指摘している。しかしながら、価値を含む家庭システム要因については、これまで必ずしも実証的な検証が十分ではなかった。

本稿で用いる台湾の家計パネル調査から構築されたデータにおいては、出身家庭についての詳細な情報が含まれている。優れたパネル調査は日本や各国にも存在するが、この点は他のパネル調査に見られず、本研究の意義が十分にある。パネルデータ分析は、1980年代から自営業への参入の分析に導入されてきたが、特定の変数の参入率へのキャリアにわたる効果の分析に、多くの優れた利点を持つ (Carroll and Mosakowski, 1987)。

本稿では、2005年から2012年までのデータを使用するが、2012年以降は隔年データとなるため、安易に連続年データと接続することの不利益は少なくない。このため、本稿では2012年までのデータを使用した分析結果の報告を行い、結果とインプリケーションを示す。

次節では先行研究を俯瞰し、第Ⅲ節では本稿で使用するデータと分析のモデルについて説明する。第Ⅳ節では分析結果を報告し、最終節は結びとする。

## Ⅱ 先行研究の俯瞰

近年のアントレプレューシップ研究では、出身家庭 (Aldrich and Cliff, 2003)、職場環境 (Gompers *et al.*, 2005; Dobrev and Barnett, 2005; 村上, 2015)、地域の文化的・物質的環境 (Saxenian, 1994; So-  
rensen and Audia, 2000; Okamuro and Kobayashi, 2006; Okamuro, 2018) といった、起業のコンテキ  
スト要因の構造的影響が論点の1つとなっている。

鹿住・河合 (2018) によれば、地域コミュニティや業界団体といった非公式の支援制度が女性  
起業家の自己効力感 (self-efficacy) に正の効果をもたらし、同時に女性の自己効力感が起業した  
事業の成長に寄与している。大学生のサンプルを用いた Crant (1996) によれば、起業意思 (en-

entrepreneurial intention) はジェンダー、教育、起業家的な親、積極的パーソナリティ (proactive personality) と相関がある。

Scherer *et al.* (1989) は、起業家的な親を持つ者は教育訓練において高い自己効力性を持ち、起業に対する期待値が高いことが多いことを示した。Scherer *et al.* (1991) は、起業家的な親の企業業績が良好な者は、パーソナリティ要因と起業への選好の関係が補完的であることを示した。

スウェーデンの養子縁組のデータを用いた Lindquist *et al.* (2015) では、生物学的親が起業家的な場合と、養親がそうであった場合のどちらも子の起業確率は高まるが、養親の影響の方が顕著に大きく、先天的要因よりは、後天的要因、特に親がロールモデルを提供する役割が大きいとする。

Morris and Schindehutte (2005) は米国ハワイ州の6つの民族集団出身の起業家を調査し、価値観の差異の起業への影響を検証した。東西統一後のドイツのデータを用いた Wyrwich (2015) は、旧東ドイツでの事業に大きな困難を経験した自営業者の子は、既成環境の変革を開業理由に掲げることが多いことを示し、起業の世代間移転プロセスにおいて、特定の価値規範の伝承が重要な要因であるとする。Laspita *et al.* (2012) は、15カ国の大規模な個人レベルデータを用い、起業家的な親の子への影響に加え、孫への影響も検証した。結果によると、世代間連鎖は、集団主義的文化を持つと分類された国や地域では、特に強い。

Aldrich and Cliff (2003) の概念的枠組みでは、起業プロセスと起業成果に影響を与える起業家の家庭システム要因として、結婚、離婚、子の誕生といった変化の経験、家庭内の資源量の多寡とともに、家族の規範、態度、価値の役割を指摘している。その中で、望ましい究極のあり方を示す最終価値 (terminal values) と、野心の旺盛さと勤勉さといった、最終価値に到達するために必要な手段価値 (instrumental values) の役割を指摘している<sup>2)</sup>。しかしながら、ここで見てきたように、意思決定に影響する優先順位を事実上、規定している価値規範については、これまで実証的に検証した研究は限られている。特に親の特定の価値規範の影響については近年の実証研究が存在する一方で、家庭システム内の関係性を強く規定する家族に関する価値規範要因については、必ずしも検証は十分ではない。

Dunn and Holtz-Eakin (2000) のモデルでは、仕事や生活の満足度を含む非金銭的便益の期待を向上させるものとして、個人の「起業への嗜好」 (taste for entrepreneurship) に言及している。例えば、金銭的報酬が少額であったとしても、独立していることには代えがたいといった事例は、これに含まれる。

Fagenson (1993) は起業家と管理者の価値システムの差異を検証し、起業家は管理者と比較して、最終価値として、自尊心、自由、達成感、刺激的な人生といったものをより望ましいと捉える一方、手段価値として、正直さ、野心、能力、独立心、勇気、創造性、論理性が必要であると考えていることを明らかにした。

価値規範要因について、ここで、台湾の伝統的な家族観について説明すると、社会学の視点から、台湾の家庭倫理と家庭内関係の変遷を分析した朱瑞玲・章英華 (2001) によれば、中華社会

の歴史上、倫理道德の核心は、道德を實踐することである。仁は最高位の社会価値であり、礼は社会規範である。孟子が「仁之實、事親是也、義之實、從兄是也」（「仁の實は、親に事うること是れなり。義の實は、兄に從うこと是れなり」）と述べたと伝えられるが、礼に従えば、家庭倫理として家庭成員の各々には元来の役割があり、履行すべき義務と家庭内の関係性が定まっている。家庭倫理の基礎は「孝」であり、父子関係を軸に家庭内に階層性を定義し、この「孝順」観念と呼ばれる思想は中華社会に深く根を下ろした（朱瑞玲・章英華、2001）。また子の婚姻と嗣子の誕生は常に最大の関心事で、個人的利益の追求よりも家の繁栄と名誉（面子）が優先される。朱瑞玲・章英華（2001）によれば、このような儒教的家庭倫理は社会構造の安定化作用とともに、個人の道徳的価値を規定してきた。

一方で、近年の台湾の離婚率の上昇、女性の所得増加という顕著な変化は、主に夫の親との同居を前提としてきた家庭に変容をもたらしている。結婚は法的紐帯や経済的紐帯としての役割が低下し、そのような「規範的紐帯」に代わって、「情緒的紐帯」という不安定なものを育む必要が生じた。

自立した個人間の結婚では、自立性を尊重しながら、互いをパートナーとする緩やかな共生の関係が望まれる（フィッシャー、1998）。任意のメンバーの抑圧と不自由の上に成り立つ家族関係では、起業の際にも、説得と妥協によってコミュニケーションを図っていかなければいけないが、理解と共感をベースとしたパートナーシップ<sup>3)</sup>では、相互尊重と選択の自由がある。起業した者の間での価値規範として、前述のように、達成感、野心、独立心、創造性が重んじられる傾向がある（Fagenson, 1993）。家族間の共同行為としてのパートナーシップの形成は、このような価値規範の実現を容易にするものであると考えられる。

第二次大戦後の台湾の著名起業家の事例には、家庭の価値規範の影響を示唆するものがある。TSMC 創業者の張忠謀（Morris Chang）は中国浙江省寧波に1931年に誕生し、西洋式大学教育を受ける一族で最初の者となった父親の影響を強く受けた。父親は国民政府の自治体の首長であったが、日中戦争前の中国上海の大学で学び、「民主」と「科学」は当時の大学青年の合言葉だった。他方、台湾プラスチック・グループの創始者、王永慶は台北県の新店で1917年に誕生し、父親は茶葉の売買を行っていた。経済的に困窮する家庭状況で、自ら家計に貢献できるよう米や石炭、木材といった品の取引を始めた<sup>4)</sup>。これら個別のエピソードのみでは一般性を欠く一方、著名台湾人起業家の出身家庭に家父長的な統制の影響は希薄で、家族の積極的なパートナーシップの形を見ることが出来る。

社会学に基づいた台湾におけるフィールド研究を行う沼崎（1989）は、台湾における企業の設立が、しばしば家族・親族がパートナーをつくる資源の持ち寄りによって基礎付けられていることを明らかにした。一方で、大陸中国の地域データを用いたObschonka *et al.*（2019）は、儒教的価値規範の強い地域では、新規開業と潜在的起業家精神が低水準に留まることを明らかにした<sup>5)</sup>。

このような議論から、以下の2つの仮説が提示される。

(1) パートナーシップを重んじる家庭価値規範を持つ者は起業を選択することが多い。

(2) 階層的規範を重んじる家庭価値規範を持つ者は起業を選択することが少ない。

仮説(1)での「パートナーシップ」とは、資源の持ち寄りを可能にする、ネットワーク型の協力形態に関わる価値規範のことを指す。一方で、仮説(2)の「階層的規範」は、家庭の成員に父子関係を軸にした階層性を定義する、垂直統合型の家族形態に関わる価値規範を捉える。

仮説(1)について、台湾においては、兄弟が資産の持分を相互に持ち寄って、共同出資、すなわち「合夥」(hehuo) することで、パートナーシップを形成し、新しい事業に投資することが見られる。このパートナーシップは、時間の経過とともに拡張可能で、友人、同郷出身者、職場の同僚、男性の場合は特に兵役仲間、といった、個人の関係 (guanxi) を中心とした出資者に加え、共同事業形態をとる。仮説(1)では、家族間での信頼と互酬的関係の成立が、このような資源の持ち寄りの重要な出発点となると考える。

一方で、仮説(2)は、親子関係が厳格に垂直的構造を持ち、階層的である場合である。仮に、子が起業を志望する場合、親の意向は最初に越えるべき参入障壁となるであろう。

親が子の起業に賛同する場合、厳格な階層関係下では、子による新規事業でも、子は依頼人となる親の代理人に過ぎず、親子間の共同事業は成立しづらい。親の単独出資を想定した場合、依頼人・代理人関係が親子間で発生し、エージェンシーコストも増加する。ネットワーク型の共同事業形態をとることの出来ない場合は、他にも、資源の持ち寄りの外縁的な拡張可能性にも制約がある。

再び仮にだが、子が起業に無関心か、あるいは回避している場合、親が子の意に反して起業を促すことによって、起業選択に伴うリスクが子の全面的負担という前提の下では、起業に対する障壁がより大きくなる。

台湾において、例を挙げるのであれば、子弟の海外留学は、家族・親族間での資金の融通に大きく依存している傾向があるが、最終的には、個人の進学・渡航意欲により決定されるところが大きい。同様に、より大きいリスクと不確実性に直面する起業選択も、世帯単位としての意志決定は調整費用が大きく、リスクを負担する本人の意志が前提である。仮説(2)の背景には、家庭の厳格な階層関係の下で、子の持つコントロール権の制約が、資源調達に関わる参入費用と、親子間での調整費用を増大させることがある。

このような仮説(1)と仮説(2)を検証するためには、特定の家庭において、パートナーシップによる協力と垂直的な階層性は対立概念ではなく、両要因が併存するという問題を緩和しなくてはならない。そこで、本稿の分析モデルでは、両要因に関わる変数を同時に含めた回帰モデルを用いることにより、他の要因が一定の条件の下での個別の効果を検証する。

本稿の分析では、後述の主成分分析により、仮説(1)の「パートナーシップ」に該当する成分として1つの成分が特定された。仮説(2)の「階層的規範」としては、家父長制、規範的紐帯、孝順の3つの成分が特定された。これら4つの成分の成分スコアの、起業選択率に対する個別の影響が検証される。

### Ⅲ 分析方法

#### 1 データ

本稿で使用するデータは華人家庭動態調査 (Panel Study of Family Dynamics: PSFD) という名称の成年の華人家庭を対象にしたサンプル固定追跡調査 (パネル調査) である。PSFD は、台湾の中央研究院を主管とし、1999 年より調査が開始された。

1999 年調査では 1953 年から 1964 年に誕生した、1,000 名の個人を無作為抽出し、訪問調査を行った。2000 年に、1935 年から 1954 年の間に誕生した 1,959 名を無作為抽出し、訪問調査を行った。2001 年から 2005 年の間には追跡調査を行うとともに、2003 年に、1964 年から 1976 年の間に誕生した個人を無作為抽出し訪問することで、新サンプルを追加した。2004 年にはこれまでの調査対象の子のうち、25 歳に達した子を調査し、成人サンプルとして編入した。

2011 年までに、3 つのコホートが受けた訪問回数は年代順に、13 回、12 回、9 回である。2009 年に 1977 年から 1983 年までに誕生した新サンプルが追加されているが、本稿では用いられていない。追跡調査は 2011 年まで毎年行われているが、2012 年以降は隔年実施である。隔年データと連続年データを同時に分析することの不利益は大きいと判断され、2012 年までのデータのみを用いて分析を行う。

このように、1999 年、2000 年、2003 年に成年サンプルの第一次調査が行われ、2004 年、2005 年、2007 年、2009 年、2011 年の各年に、既存の調査世帯で、子が成年に達しサンプルに追加されている。

起業選択の変数のデータが得られるのは 2005 年からとなるので、2005 年から 2012 年までの期間の追跡調査データを分析サンプルとする。分析サンプルは以下の条件を満たす。(1) 8 年間にわたって継続的に調査されている。(2) 年齢が 25 歳以上である。(3) 分析に使用される変数に欠損値がない。

こうして、観測数が計 1 万 2,920 のサンプルが構成され、2005 年単年では、観測数は 1,630 であった。この 1,630 名が 8 年間追跡可能な、パネルデータを使用する。

#### 2 分析モデル

分析モデルの計量経済学的な定式化は以下のとおりである。

$$Y_{it} = X_{it}\beta + Z_i'\alpha + u_i + v_{it} \quad (1)$$

(1) 式のように、左辺に被説明変数、右辺に説明変数のベクトルと誤差項が置かれる。添字の  $i$  と  $t$  はそれぞれ、調査対象の id と時間 (本稿では年) を表す。パネルデータモデルにおいて、誤差項は 2 つあり、1 つは  $u_i$  と呼ばれる時間について不変な誤差項、もう 1 つは  $v_{it}$  と呼ばれる時間について可変な誤差項である。

$$E(v_{it}) = 0, \text{Var}(v_{it}) = \sigma_u^2, \text{Cov}(v_{it}, v_{jt}) = 0 \quad \text{ただし } i \neq j \quad (2)$$

$$E(u_i) = 0, \text{Var}(u_i) = \sigma_u^2, \text{Cov}(u_i, u_j) = 0 \quad \text{ただし } i \neq j \quad (3)$$

またモデルでは、右辺の説明変数も2種あり、 $X_{it}$ は時間について可変な変数、 $Z_i$ は時間について不変な説明変数である。家庭価値は後者に含まれる。

本稿の分析モデルでは、時間について不変な説明変数が含まれるので、固定効果推定量は使用できない。このため、最小二乗推定量かランダム効果GLS推定量の間で選択する。選択の基準として、ブルーシュ・ペーガン (Breusch and Pagan) ・ラグランジュ乗数検定統計量が用いられる。

### 3 被説明変数

被説明変数は起業選択という変数である。これはダミー変数であり、調査前年から調査年の間に「自ら創業する」(自行創業)という理由で「自発的に」離職した者を1とコードし、離職をしなかった者と創業以外の理由で離職した自発的離職者をどちらも0とコードしている<sup>6)</sup>。創業を志して、離職することは、起業プロセスの最初の段階と見なされる。本稿で用いる起業選択の変数では、離職した時点で事象の発生と見なされるが、これは起業プロセスの最も初期段階への参入を捉えられるという利点がある。反面、企業を順調に軌道に乗せられるかどうかはこの時点の変数では確認できないという制約がある。

この変数の定義上、起業選択の前段階として有業者であることが前提とされている。有業者の定義は、(1)報酬を伴う活動に押し並べて従事している者(固定性の仕事か臨時性の仕事かは問わない)、(2)週労働時間が15時間以上、または1日あたり労働時間が3時間以上である無報酬の家族従業者のどちらかに該当している者、である。

このため、無業者の創業、例えば、前期に就学中や職業訓練中だった者の創業や、主として家事に従事していた者の創業は含まれていない。サンプルは25歳以上の個人に限られているため、大学学部までの就学者の創業の欠落については、それほど大きな制約とならないと考えられるが、職業訓練中の者の創業や、主として家事に従事している者の創業については、本稿の分析には制約がある。

定義上、創業の母体となる有業者として、本稿の分析には、賃金雇用者と自営業者が含まれているが、被説明変数を賃金雇用からの自営業への移行とするDunn and Holtz-Eakin (2000)と定義は異なる。Dunn and Holtz-Eakin (2000)の定義の背景には、職業選択モデル(occupational choice model)、つまり、賃金雇用と自営業の間の選択モデルが基本にあるが、サンプルを雇用者のみに限定することは、希少事象である起業選択の変数の分析をさらに難しくする。加えて、自営業者が既存のビジネスを離れて新たに創業することは、新規企業・事業所の創出に貢献し、自営業者の創業も分析に含めることの意義は大きい。ただし賃金雇用と自営業の両者の直面する選択は、機会費用や経営実務の経験の面で異なっており、その違いは後述するコントロール変数によって捉えられる。

本稿のデータセットは、個人が一度起業すると、次の年からはサンプルから脱落していくように作成している。これは一度起業を行った者が再度起業する連続起業の要因は、初めて起業に挑

む者とは異なる可能性があるからである。

2005年から2012年まで、毎年、1,600名程度の非離職者と創業以外の理由での自発的離職者が各年のサンプルに含まれる中、「自ら創業するという理由で自発的に離職した」者の数は通算27名で、最多の2009年では9名、最少の2012年では0名であった。

起業選択者27名の参入した産業は、小売業が25.9パーセントと最も多く、飲食及び宿泊業の11.1パーセント、法律及びビジネス向けサービス業の11.1パーセントと続く。

起業選択者の毎年のサンプルに占める割合を開業率とすると、0.2パーセントほどの水準である。この数値は、第I節で言及した台湾全体の開業率（6パーセントから7パーセント）の水準よりも低い。これは、前者が個人単位の計測であるのに対し、後者が企業単位の計測であるためである。実際、1995年から2006年までの期間の、台湾の労働統計、人力運用調査（Manpower Utilization Survey）によれば、個人単位で計測した賃金雇用から自営業への移行率は、0.4パーセントである。

#### 4 コントロール変数

コントロール変数として以下の変数が含まれる。女性は女性を1とするダミー変数である。年齢は調査時の調査対象者の年齢である。学歴は大卒を1とするダミー変数をモデルに含める。また資産収入の変数によって、流動性制約の影響を把握する。地代家賃、利子、株式利得といった資産保有から得た年間の収入額で、収入額対数値をとっている。また既婚者は既婚者を1とするダミー変数である。

一方で、サンプルには、賃金雇用者、自営業者、無業者が同時に含まれている。有業者と無業者の起業の要因は異なる。また自営・賃金雇用の差異を把握する必要がある。このため、自営業者を1とするダミー変数と、賃金雇用者を1とするダミー変数とを分析モデルに加えた。2つの変数の同時の使用のため、それぞれの係数の解釈は、無業者をリファレンスとして行われる。

前述のように、無業者の創業について、分析で使用される被説明変数には捕捉されない性質があるため、この潜在的な問題が分析結果に影響していないかを検討した。無業者を分析サンプルから除外して別個の分析を行ったところ、本稿で後に示される分析結果に大きな違いは生じなかった。

父母の自営の変数はダミー変数で、父母個別に変数が作成され、調査対象者が16歳の時点で、父母の就業形態が自営業の場合は1、それ以外は0としている。同時に、父親と母親それぞれについて、主に家事に従事している場合と無業の場合を1とコードしたダミー変数もモデルに含め、親の自営業経験の比較対象が賃金雇用の経験であることを明確にした。加えて、16歳時点で死別していた場合と遠隔地に居住していた場合とを1とコードしたダミー変数も、父母個別に作成しモデルに含めた。

親の職業の影響をコントロールするため、16歳時点で父親が専門職だった場合を1とコードしたダミー変数と、16歳時点で父親が役員（主管人員）だった場合を1とコードしたダミー変数

とを作成し、この2つを分析モデルに含めた。

一方で、親族からの資金調達は開業の資金制約を緩和する。親の貸付能力の変数として、父母からの借入金額の対数値を分析モデルに含めた。父母の貸付能力は、収入や資産やその他の要因に依存し、貸出累積額に反映されると考えられる。

サンプルに新規編入される際に、「過去10年以内に、あなたの父母から、事業資金の配置上、金銭的援助や貸付を受けましたか」、「過去10年以内に、あなたの父母から、住宅購入資金の配置上、金銭的援助や貸付を受けましたか」、「過去10年以内に、あなたの父母から、その他の項目上の金銭的援助や貸付を受けましたか」という質問の後に、この3項目の合計額が質問されている。この合計額（新台幣建て）の対数値を変数とする。

## 5 家庭価値規範の計測

家庭の価値規範については、対象者の調査サンプルの編入時の初調査で質問がなされた。1999年、2000年、2003年に成年サンプルの追加が行われ、一方で2004年、2005年、2007年、2009年、2011年に成年になった子のサンプルが追加されているが、この追加時の初調査である。

質問項目は、「孝道観念」の質問が9項目、「家庭観念」の質問が9項目あり、5段階のリッカート尺度が用いられている。サーベイデータの情報を保持しつつ、背後にある潜在成分を特定するため、項目の全てを使用した。主成分分析により、4成分を抽出し、バリマックス・ローテーションの後、因子負荷量に基づきスコアを算出した。表2はこの主成分分析のローテーション後の結果である。成分ラベルを、因子負荷量を検討した上で、第1成分については、個人の成長を尊重し、成員が所得の稼得者としての意識が高く、困難な時に助け合う傾向が強いため、パートナーシップとした。第2成分は、父母との関係性を反映し、家父長制とした。第3成分については、伝統的家庭秩序や性別役割分業の要因の負荷が強く、規範的紐帯とした。第4成分は、親への孝行や感謝の負荷が強く、孝順とした。

個人の成長を尊重する価値規範の事例としては、前述した張忠謀の出身家庭が挙げられる。張忠謀の父親は、前述のように、上海の大学で教育を受けた。その後、内戦時に、台湾に渡り、忠謀を米国の大学に送り出した後、44歳の時、自身の母親を連れ自らも米国に渡航、45歳の時に、米国の大学のビジネススクールに入学、2年後に修士号を取得している。

家庭の成員が所得の稼得者としての意識が高い事例としては、前述の王永慶の出身家庭が挙げられる。王は、前述のように、経済的に困窮する家庭状況で、自ら家計に貢献できるよう、米や石炭、木材といった品の取引を始めた。

台湾社会全体の価値規範の変遷により、価値規範の成分が時間とともに変化している可能性を確認するため、別個の分析で、2005年から2008年までのサブサンプルと2009年から2012年までのサブサンプル個別に主成分分析を行ったが、同様の4成分が抽出され、項目の成分負荷量に顕著な差は見られなかった。

起業選択者27名のサブサンプルにおいて、パートナーシップの変数の平均値を見ると、平均

表 2 家族価値規範の主成分分析モデル

項目種別	項目番号	質問項目	分散割合	成分 1	成分 2	成分 3	成分 4	残差
				2.475	2.321	2.313	2.005	
孝道観念		分散割合	0.138	0.129	0.129	0.111		
		成分ラベル	パートナ ーシップ	家長制	規範的紐帯	孝順観念		
	1a	父母の養育の恩に対して深く感謝する	0.020	-0.011	-0.067	0.575	0.359	
	1b	父母が自分に対していかに辛く当たろうが、彼らには良くしてあげなくてはならない	-0.072	0.008	0.061	0.571	0.371	
	1c	個人の志向を放棄し、父母の願いを達成する	-0.239	0.302	0.117	0.247	0.576	
	1d	子が結婚した後は父母と同居する	-0.079	<b>0.438</b>	0.020	0.013	0.571	
	1e	父母に孝養を尽くし、彼らの生活を快適にする	0.149	0.180	-0.092	0.332	0.506	
	1f	父母の顔を立てるため、色々と話をしてあげる	0.059	<b>0.433</b>	-0.115	0.127	0.500	
	1g	家を存続させるため、少なくとも一人は子を設ける	-0.113	0.333	0.279	-0.081	0.484	
	1h	家族が感動するような何かをしてあげる	0.093	<b>0.405</b>	0.050	-0.027	0.509	
家庭観念	1i	娘が結婚後、よく実家に帰って父母を訪ねる	0.280	0.358	-0.124	-0.131	0.546	
	2a	結婚して家を成す	-0.051	0.008	<b>0.483</b>	0.016	0.478	
	2b	一度だけの結婚生活を維持するように努める	0.128	-0.132	<b>0.448</b>	0.083	0.430	
	2c	子を教導する（子を教え養うことは主に家庭の責任）	0.320	-0.142	0.108	0.192	0.514	
	2d	家族仲良く	0.364	-0.136	0.097	0.185	0.443	
	2e	子のため、何があっても離婚してはいけない	0.007	0.002	<b>0.491</b>	-0.013	0.442	
	2f	家庭は個人の成長を助けることが出来る	<b>0.402</b>	-0.067	0.047	0.071	0.529	
	2g	家を養うために十分な金銭を得る	<b>0.451</b>	0.083	-0.026	-0.085	0.520	
	2h	困難な時に家族は積極的に助けることが出来る	<b>0.431</b>	0.129	-0.002	-0.151	0.538	
	2i	夫の責任は収入を得て家を養い、妻の責任は家庭を切り盛りすること	0.012	0.099	<b>0.402</b>	-0.140	0.571	
観測数			12,920					
成分数			4					
項目数			18					
P			0.506					

(注) 1. 表中の成分負荷量はバリマックス・ローテーション後の値である。  
 2. 成分負荷量の絶対値が0.4を上回るものは欄内に太字で表示している。

値は、0.891で、主成分分析で算出されたスコアのサンプル全体の平均値、0に比べ高い。加えて、規範的紐帯の平均値が-0.656で低い。標準偏差を見ると、他の価値規範の変数は1.2か1.3の近辺であるが、規範的紐帯のものが2.061とやや高く、比較的ばらつきが大きいことが分かる。

ここで検証すべきなのが、家庭に関わる価値規範は、個人の出身家庭の影響を受けるだけでなく、進学や就業、結婚といったライフイベントを経て、変容している可能性である。

この可能性を検証するために、分析結果の詳細は本稿では示されないが、以下の分析を行った。価値規範の4変数を同時に被説明変数として、本稿の分析で使用する説明変数に回帰し、多変量回帰分析(multivariate regression)を行った。多変量回帰分析は、複数の変数を同時に被説明変数とし、説明変数に同時回帰するもので、推定式間の誤差項の相関を仮定できる。よって、この場合の推定に適している。

結果の中から、解釈が比較的容易なものに限ると、大学卒の変数は、パートナーシップと有意な相関を持たない一方、同変数は、家父長制、規範的紐帯と負の有意な相関があった。これは、教育が一部の特定の価値規範と統計的に有意な関係を持っていることを示唆する。ただし、この分析結果は、進学前後での価値規範の変化を示唆しない。加えて、これら相関関係の背後には、親の教育程度が子の教育程度と相関していることの影響も考えられる。

加えて、年齢は、パートナーシップと負の有意な相関があった一方、規範的紐帯と有意で正、そして孝順と有意で負の相関があった。ただ、この結果の解釈にあたっては、世代特殊な効果によるものも考えられる。

既婚の変数は、パートナーシップと正の相関を持っている一方で、同時に、規範的紐帯、孝順と正の相関があった。既婚者の間で、パートナーシップの価値規範が重視されている傾向があるが、同時に、規範的紐帯と孝順も、既婚者の間で顕著に見られる。ただし、この分析結果からも同様に、結婚前後の価値規範の変化を観測することは出来ないことに留意が必要である。

母親の自営業はパートナーシップ、そして孝順と正の相関を示していた。父親の自営業は家父長制、規範的紐帯と正の相関がある一方、孝順と負の相関があった。

表3に、分析モデルに含まれる変数の基本統計を示す。

調査対象者の親について、就業形態以外に出生年、出身地の別、学歴について判別可能であるので、予備的なデータを付記する。調査対象者の父親で出生年が判明している者の中では、1885年が最も以前である。父親が外省人と呼ばれる中国大陸出身であるのは全体の8パーセントである。父親の学歴が判明している者の中で大学卒は全体の3.1パーセントである。

母親については、出生年が判明している者の中で1893年が最も以前である。母親が中国大陸出身であるのは全体の4パーセントである。母親が大卒であるのは、学歴が判明している者の中で0.7パーセントである。

家庭価値規範と親の属性に関する可能性を検討すると、まず親の学歴については、大卒者が全体に占める割合が顕著に低いことにも見られるように、分析に必要な十分な分散が変数にならない。一方で、親の出身地については、本節に示した分析モデルに新たな変数として追加した分析

表 3 変数の基本統計量

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
起業選択 (ダミー変数)	12,920	0.002	0.046	0.000	1.000
女性 (ダミー変数)	12,920	0.512	0.500	0.000	1.000
年齢	12,920	53.319	12.293	26.000	77.000
大学卒 (ダミー変数)	12,920	0.130	0.336	0.000	1.000
資産収入対数値	12,920	5.659	6.949	-2.303	17.504
既婚 (ダミー変数)	12,920	0.776	0.417	0.000	1.000
雇用者 (ダミー変数)	12,920	0.487	0.500	0.000	1.000
自営業者 (ダミー変数)	12,920	0.138	0.345	0.000	1.000
親からの借入額の対数値	12,920	-1.220	4.003	-2.303	18.421
父親が自営 (ダミー変数)	12,920	0.534	0.499	0.000	1.000
父親が無業 (ダミー変数)	12,920	0.024	0.154	0.000	1.000
父親と死別・別居 (ダミー変数)	12,920	0.079	0.270	0.000	1.000
母親が自営 (ダミー変数)	12,920	0.104	0.305	0.000	1.000
母親が無業 (ダミー変数)	12,920	0.233	0.423	0.000	1.000
母親と死別・別居 (ダミー変数)	12,920	0.160	0.366	0.000	1.000
父親が専門職 (ダミー変数)	12,920	0.034	0.182	0.000	1.000
父親が役員 (ダミー変数)	12,920	0.049	0.217	0.000	1.000
家庭価値規範：パートナーシップ	12,920	0.000	1.573	-6.371	2.834
家庭価値規範：家長長制	12,920	0.000	1.523	-5.167	3.085
家庭価値規範：規範的紐帯	12,920	0.000	1.521	-6.630	2.636
家庭価値規範：孝順観念	12,920	0.000	1.416	-8.490	2.609
年ダミー 2007 年	12,920	0.125	0.331	0.000	1.000
年ダミー 2008 年	12,920	0.125	0.331	0.000	1.000
年ダミー 2009 年	12,920	0.125	0.330	0.000	1.000
年ダミー 2010 年	12,920	0.124	0.330	0.000	1.000
年ダミー 2011 年	12,920	0.124	0.330	0.000	1.000
製造業 (ダミー変数)	12,920	0.035	0.183	0.000	1.000
建設業 (ダミー変数)	12,920	0.012	0.111	0.000	1.000
商業 (ダミー変数)	12,920	0.023	0.151	0.000	1.000
運輸・通信業 (ダミー変数)	12,920	0.006	0.077	0.000	1.000

を別個に行ったが、父親の出身地の効果、母親の出身地の効果とも、統計的に有意な影響は見られなかった。

#### IV 分析結果

ブルーシュ・ペーガン・ラグランジュ乗数検定によれば、統計量は後出の2つのモデルそれぞれについて、10.36と10.65であり、どちらも1パーセント有意水準で0と異なり、帰無仮説は棄却された。よって、本稿の重回帰分析においては、ランダム効果FGLSモデルを使用するのが望ましい。

表4はランダム効果FGLSモデルによる推定の結果である。家庭価値規範の変数を含まない基本モデルであるモデル1では、女性ダミーの効果は負で、10パーセント有意水準で有意である。

表 4 ランダム効果回帰モデルによる起業選択のパネル推定

変数	モデル 1			モデル 2		
女性	-0.0019	*	(0.0011)	-0.0023	**	(0.0011)
年齢	-0.0003	***	(0.0001)	-0.0002	***	(0.0001)
大卒	-0.0027	*	(0.0016)	-0.0034	**	(0.0016)
資産収入対数値のラグ	0.0001		(0.0001)	0.0001		(0.0001)
既婚のラグ	-0.0032	***	(0.0012)	-0.0031	**	(0.0012)
雇用のラグ	-0.0011		(0.0012)	-0.0013		(0.0012)
自営業者のラグ	-0.0018		(0.0016)	-0.0020		(0.0016)
親からの借入額の対数値	0.0002	*	(0.0001)	0.0002	*	(0.0001)
父親が自営	-0.0017		(0.0012)	-0.0016		(0.0012)
父親が無業	0.0059	*	(0.0034)	0.0059	*	(0.0034)
父親と死別・別居	-0.0009		(0.0021)	-0.0007		(0.0021)
母親が自営	-0.0008		(0.0018)	-0.0011		(0.0018)
母親が無業	-0.0013		(0.0014)	-0.0013		(0.0014)
母親と死別・別居	-0.0017		(0.0015)	-0.0017		(0.0015)
父親が専門職	0.0048	*	(0.0028)	0.0043		(0.0028)
父親が役員	-0.0001		(0.0024)	-0.0003		(0.0024)
家庭価値規範：パートナーシップ				0.0009	**	(0.0004)
家庭価値規範：家父長制				-0.0002		(0.0004)
家庭価値規範：規範的紐帯				-0.0008	*	(0.0004)
家庭価値規範：孝順観念				0.0004		(0.0004)
年ダミー 2007	-0.0005		(0.0015)	-0.0005		(0.0015)
年ダミー 2008	-0.0011		(0.0014)	-0.0011		(0.0014)
年ダミー 2009	-0.0014		(0.0014)	-0.0014		(0.0014)
年ダミー 2010	-0.0010		(0.0014)	-0.0010		(0.0014)
年ダミー 2011	-0.0013		(0.0014)	-0.0014		(0.0014)
製造業ラグ	0.0000		(0.0024)	0.0002		(0.0024)
建設業ラグ	0.0027		(0.0039)	0.0028		(0.0039)
商業ラグ	0.0103	***	(0.0029)	0.0102	***	(0.0029)
運輸・通信業ラグ	0.0104	*	(0.0054)	0.0102	*	(0.0054)
定数項	0.0241	***	(0.0034)	0.0220	***	(0.0035)
$\Sigma u$	0.0078			0.0077		
$\Sigma e$	0.0304			0.0304		
P	0.0611			0.0601		
Wald 統計量	102.5100			112.1500		
p 値	0.0000			0.0000		
$R^2$ (within)	0.0000			0.0000		
$R^2$ (between)	0.0527			0.0518		
$R^2$ (overall)	0.0082			0.0090		
観測数	11,290			11,290		

- (注) 1. 括弧内の数値は標準誤差を示す。  
 2. \*\*\*は係数推定値が有意水準 1 パーセントで有意, \*\*は有意水準 5 パーセントで有意, \*は有意水準 10 パーセントで有意であることを示す  
 3. パネルデータセットの期間は 2005 年から 2012 年までであるが、一部の説明変数にラグ付き変数を用いているため、回帰推定量の算出プロセスにおいては最初の 2005 年の被説明変数のデータが用いられていない。よってサンプルの観測数は 1 年分少なくなり、他表のものと異なる。

男性に比べ女性は起業率が低い。年齢の効果は正であり、1パーセント有意水準で有意である。年齢の増加とともに起業率が増加している。

既婚者ダミーのラグの効果は1パーセント有意水準で有意で負である。ある年に結婚すると、次年に起業確率が低下する。係数は既婚者と独身者を比較すると、既婚者が起業することが少ないことも反映している。大卒者ダミーの効果は10パーセント有意水準において負で、大卒者は起業することが少ない。

父母からの借入額の効果は、10パーセント有意水準で有意で、正である。過去に親から多額を借り入れている者は、起業率が高い。一方で、16歳時に親が自営だったことの効果は、父母どちらに関しても有意ではない。16歳時に父親が専門職であったことの効果は、1パーセント有意水準で有意で正である一方、役員であったことの効果は、統計的に有意ではない。父親が専門職であった者は、起業することが多い。

次に家庭価値規範の変数を含むモデル2の結果では、モデルの説明力を示すWald統計量が増加している。4つの価値規範スコアのジョイントでの有意性を、Wald検定によって検証すると、Wald統計量は9.7で、5パーセント有意水準において有意であった。価値規範要因をモデルに含めることで統計的に有意にモデルの説明力が增加する。

モデル2では、パートナーシップの価値規範スコアの効果は5パーセント有意水準で有意で正である。個人の成長、成員の所得稼得の意識、家族の助け合いの重視の度合いが高い家庭で育った者は、起業率が高い。

一方で、その他の3つの価値規範スコアについては、規範的紐帯のスコアの効果は10パーセント有意水準で有意で負だった。伝統的結婚観や性別役割分業を重視する傾向にある家庭で育った者は、起業することが少ない。

本稿の分析で、これまで示されてきた価値規範の効果は、個人属性に特殊的な効果ではなかった。例えば、自営業者・雇用者の別、性別、年齢、教育といった変数を通じた、価値規範の特殊的效果が存在するか否かを検証することは、政策的にも意義は大きい。そこで、価値規範の、これらの属性に特殊的な効果を、別個の分析で検証した。回帰結果の詳細は、ここでは示されないが、本稿での、これまでの分析で使用した説明変数に加えて、価値規範の変数と、これら説明変数の交差効果を考慮した場合の、ランダム効果FGLSモデルで検証を行った。

多重共線性の恐れがあるため、一部の交差項は回帰結果の出力まで残存しなかったが、分析結果の概要は、以下のとおりである。

(1) パートナーシップと年齢の交差効果が負で有意。(2) パートナーシップと自営業者の交差効果が正で有意。(3) パートナーシップと父親が自営業者の交差効果が負で有意。(4) 家父長制と自営業者の交差効果が正で有意。(5) 規範的紐帯と女性の交差効果が正で有意。(6) 規範的紐帯と既婚者の交差効果が負で有意。(7) 規範的紐帯と自営業者の交差効果が負で有意。(8) 規範的紐帯と母親が自営業者の交差効果が正で有意。(9) 規範的紐帯と父親が管理職の交差効果が負で有意。(10) 規範的紐帯と資産収入の交差効果が負で有意。(11) 孝順と自営業者の交差項が正で有意。(12) 孝

順と親からの借入額の交差項が正で有意。

上記の交差効果の分析結果から、以下が示唆される：まずパートナーシップは起業選択に対して正の有意な効果を持つことが、前述の分析結果によって明らかになっていたが、この効果は、若年者の間で強まる。一方、同様のパートナーシップの効果は、本人が自営業に携わる者の間で強まる。また、パートナーシップの効果は、父親が自営業者の者の間で増幅される。

家父長制の効果は前述の分析結果では有意ではなかったが、負の符号を示していた。この効果は分析結果によれば、自営業者の間で弱まる。

他方、規範的紐帯の効果は一部の分析モデルの結果では負で有意であったが、以下のことが示唆される。この負の効果は、女性の間で緩和されるとともに、既婚者の間で強まる。この負の効果は、同様に、自営業者の間で増幅される。同じく、規範的紐帯の負の効果は、母親が自営業者であると弱まり、父親が自営業者であると強まる。加えて、同変数の効果は資産収入が大きい層で緩和される。

最後に、孝順の効果は、前述の分析結果では有意ではなかったが正の符号を示していた。この効果は、自営業者の間でより増幅され、親からの借入額の大きい者の間で強まる。

以上の分析結果から、主に家族関係に関して、パートナーシップの価値規範の重視は、若年者の起業選択率に大きな影響があるということが示唆される。一方でパートナーシップの価値規範は、無業者や雇用者というよりは、自営業者に強く影響する要因であることが示唆される。父親が自営業者の者も、パートナーシップの価値規範の効果が増幅されるということも示唆された。

結婚制度や性別役割分業に関わる規範的紐帯の価値規範は、起業選択への抑止的效果を持っていた。これは、女性の起業選択というよりは、男性の起業選択により強く影響している。またこの抑止的效果は、既婚者の間で影響力が強い。「夫の責任は収入を得て家を養う」といった価値は起業のハードルを上昇させるが、男性、特に既婚男性に強く影響する。

また、無業者や雇用者に対してというよりも、自営業者に対して、この抑止的效果は強く影響する。さらに、資産収入額が少ない層で、この抑止的效果はより強くはたらく。

母親の自営業は規範的紐帯の価値規範の効果を緩和する一方、父親の自営業はこの効果を促進する。規範的紐帯の効果の度合いについて、母親が自営業者の者と、父親が自営業者の者の間では、正反対の結果を示す。父親が自営業者であると抑止的效果が強まるが、母親も自営業者の場合は、母親が行動ロールモデルを通じて反証し続けるので、抑止的效果は緩和されると考えられる。

主要な推定結果が示されたが、ランダム効果 FGLS モデルは、線形回帰推定量によるものであり、二項変数である起業変数の背後にある潜在確率を線形近似したものである。線形近似はシンプルで解釈が容易であるが、分析結果の頑健性を検証するため、起業の潜在確率を正規分布の累積密度関数で近似したプロビットモデルで次に検証する。

表 5 に、ランダム効果プロビットモデルによる推定結果を示した。回帰係数は限界効果で示されている。表 4 の結果と比較して、2つのモデルとも、推定モデルの説明力が低下した一方で、

表 5 ランダム効果プロビット回帰モデルによる起業選択のパネル推定（限界効果）

変数	モデル 1			モデル 2		
	係数	標準誤差	t値	係数	標準誤差	t値
女性	-0.0026	(0.0027)		-0.0033	(0.0021)	
年齢	-0.0006	*** (0.0002)		-0.0005	*** (0.0002)	
大卒	-0.0033	(0.0031)		-0.0034	(0.0024)	
資産収入対数値のラグ	0.0000	(0.0001)		0.0000	(0.0001)	
既婚のラグ	-0.0018	(0.0022)		-0.0009	(0.0018)	
雇用者のラグ	-0.0007	(0.0022)		-0.0005	(0.0020)	
自営業者のラグ	-0.0014	(0.0034)		-0.0012	(0.0029)	
親からの借入額の対数値	0.0003	(0.0002)		0.0002	(0.0001)	
父親が自営	-0.0037	(0.0029)		-0.0020	(0.0021)	
父親が無業	0.0074	(0.0061)		0.0074	* (0.0043)	
父親と死別・別居	-0.0003	(0.0054)		-0.0003	(0.0043)	
母親が自営	-0.0010	(0.0039)		-0.0002	(0.0029)	
母親が無業	-0.0034	(0.0047)		-0.0029	(0.0033)	
母親と死別・別居	-0.0005	(0.0043)		-0.0001	(0.0034)	
父親が専門職	0.0054	(0.0045)		0.0041	(0.0029)	
父親が役員	0.0007	(0.0044)		-0.0007	(0.0032)	
家庭価値規範：パートナーシップ				0.0020	** (0.0010)	
家庭価値規範：家父長制				-0.0010	(0.0008)	
家庭価値規範：規範的紐帯				-0.0009	(0.0007)	
家庭価値規範：孝順観念				0.0013	(0.0010)	
年ダミー 2007	0.0018	(0.0021)		0.0004	(0.0019)	
年ダミー 2008	0.0026	(0.0024)		0.0009	(0.0019)	
年ダミー 2009	0.0024	(0.0026)		0.0005	(0.0022)	
年ダミー 2010	0.0039	(0.0028)		0.0015	(0.0022)	
年ダミー 2011	0.0033	(0.0032)		0.0006	(0.0027)	
製造業ラグ	-0.0023	(0.0034)		-0.0015	(0.0030)	
建設業ラグ	0.0017	(0.0038)		0.0016	(0.0034)	
商業ラグ	0.0030	(0.0027)		0.0035	(0.0024)	
運輸・通信業ラグ	0.0071	(0.0046)		0.0061	(0.0040)	
$1/\ln \sigma^2 u$	2.1454	(0.3727)		1.2448	(0.2432)	
$\Sigma u$	2.9232	(0.5448)		1.8634	(0.2266)	
P	0.8952	(0.0350)		0.7764	(0.0422)	
Wald 統計量	18.5100			27.4900		
p 値	0.8198			0.5451		
対数尤度	-127.9858			-122.0373		
観測数	11,290			11,290		

(注) 1. 括弧内の数値は標準誤差を示す。  
 2. \*\*\*は係数推定値が有意水準 1 パーセントで有意, \*\*は有意水準 5 パーセントで有意, \*は有意水準 10 パーセントで有意であることを示す  
 3. パネルデータセットの期間は 2005 年から 2012 年までであるが、一部の説明変数にラグ付き変数を用いているため、回帰推定量の算出プロセスにおいては最初の 2005 年の被説明変数のデータが用いられていない。よってサンプルの観測数は 1 年分少なくなり、他表のものと異なる。  
 4. 変数の係数は限界効果のものであるため、定数項はモデルに含まれているが、表には示されていない。

家庭価値規範に関しては、パートナーシップの効果が5パーセント有意水準で有意で、表4の結果は維持された。一方で、規範的紐帯の係数は統計的に有意ではなく、推定モデルの選択に依存することが分かる。

このような結果から、第Ⅲ節で示された2つの仮説のうち、仮説(1)については支持されることが示唆される。仮説(2)については、一部のモデルでは成立することが示唆される一方、推定モデル間で結果が異なり、安定的な支持が得られるということは示唆されない。

## V 結 論

本稿の分析の目的は、台湾における出身家庭の価値規範の起業への影響をパネルデータ分析によって明らかにすることであった。分析結果によれば、パートナーシップを重視する価値規範は、起業選択を説明する顕著な要因になっている。パートナーシップ重視の下で、起業のハードルが有意に低下すると考えられる。一方で規範的紐帯の重視は、一部のモデルで、起業率を低下させるという結果だったが、モデル選択に依存する。推定モデルには依存する結果であるが、規範的紐帯の強調で、説得や妥協に頼ることになり、起業の意思決定が困難になっていると考えられる。

他方、親の自営経験の効果は有意ではなく、職業別経験のみが有意な効果を持った。これは先行研究の結果の幾つかと異なる。1つの背景として、Dunn and Holtz-Eakin (2000)のモデルは、賃金雇用から自営業への部門間移行が分析対象で、必ずしも起業行為そのものを捉えてはいないことが挙げられる。Dunn and Holtz-Eakin (2000)も自ら認めるように、彼らが移行と分類した者の中には、賃金雇用者だった者が親の事業を相続したケースが少なくない数で含まれている。本稿の被説明変数は、自ら創業したか否かだが、この類似の変数を被説明変数としたものには、前出のWyrwich (2015)があり、親の自営経験の効果は有意ではなかった。

このように本稿では、台湾の家計パネル調査の分析により、起業家の輩出に関わる出身家庭の価値規範の役割を明らかにした。本稿の分析は、先行研究で系統的な分析が限定されていた家庭の価値規範要因について、その有意な役割を明らかにした。また活発な水準を保つ地域の起業家活動の要因についても新たな知見を加えた。一方で、日本を含め、創業支援政策へのインプリケーションについては、本稿の分析結果は限定的である。家庭価値規範は経済政策の対象外の変数であるためだが、開業率の国際的な地域差を考察する際に、家庭環境も含めた、基盤となる文化的要因が説明力を持ち得ることも示唆している。

台湾の家計パネル調査から構築されたデータにおいては、出身家庭についての詳細な情報が含まれていた。優れたパネル調査は日本や各国にも存在するが、この点は他のパネル調査に見られず、本研究の意義が十分にある。パネルデータ分析は、1980年代から自営業への参入の分析に導入されてきたが、参入率に対する特定の変数のキャリアにわたる効果の分析に、より多くの優れた利点を持っている (Carroll and Mosakowski, 1987)。

今後の研究課題としては、本稿ではパネルデータ分析による起業選択の把握を行ったが、価値

規範要因の変数は前述のとおり、時間について不変な変数であり、今後は入手可能性にも依存するが、時間について可変な変数を用い、何らかの個人の変数の時間的変化が起業の意思決定に与える影響を検証することを課題としたい。

謝辞 本稿の成果の一部は、2019年9月14日に開催された日本中小企業学会第39回全国大会における筆者の報告に基づく。討論者である近畿大学・文能照之先生、一橋大学・岡室博之先生をはじめとする参加者からのコメントに感謝申し上げます。投稿審査プロセスにおいては、匿名の審査者の方々から貴重なコメントを頂いた。中央研究院人社中心調査研究専題中心からは家計データの研究利用を許諾して頂いた。ここに記して感謝申し上げます。

#### 注

- 1) 経済部中小企業處の編纂する中小企業白皮書では、開業率の計算式の分母に中小企業総数を用いている。本稿の表1では、国際比較を容易にするため、分母に企業総数を用いた計算方法を採用している。ただ、中小企業は企業総数の約98パーセントを占め、計算結果自体に大きな変化はない。
- 2) Rokeach (1973)によれば、例えば、達成感、社会的承認、平和な世界といった価値規範は究極のあり方の1つで最終価値だが、手段価値は、最終価値に到達するために必要な状態で、特定の最終的なあり方のために望ましい状態を示す。例えば、野心に溢れ勤勉である状態、有能で実行力がある状態、愛情深い状態といったものを指す。
- 3) パートナーシップとは、協力関係や共同、提携といった意味のほか、共同事業者間の関係の意を持つ場合もある。従来結婚制度の下での婚姻の法的地位、あるいは、未婚ではあるが法的に確立した関係そのものを指す場合もあるが、本稿では、家族メンバー間の協力的な関係性の側面を重視し、パートナーシップという語を用いる。
- 4) 日本の著名起業家の自伝にも、ソニー創業者の井深大が、幼少期に父の影響で科学への憧憬を抱き、本田技研工業の創業者の本田宗一郎が、幼少期に「人間皆平等」の精神に強く共感したというような、特定の価値規範に移入したエピソードは多く見られ、示唆する所は少なくない。
- 5) Obschonka *et al.* (2019)は儒教的価値規範が伝統的に、商業を重視してこなかったため、起業家精神と負の相関を持つと考えた。なお一方で、華人ファミリービジネス研究では儒教的価値規範と企業倫理の結びつきが議論されてきており、儒教的価値規範の影響の解釈は分かれる。
- 6) まず、「\*年\*月の訪問から今回の訪問までにあなたの仕事の状況に変化はありましたか」(請問從我們\*年\*月訪問到這次訪問的期間，您的工作情況有改變嗎?)という質問に、「現在の仕事と去年訪問を受けた時の仕事は異なる」(目前的工作和去年受訪時的工作不一樣)と答えた個人を特定する。その後、「自発的に元の職場を離れましたか」(請問您是否自願離開原來的工作單位?)という質問に肯定的に答えた調査対象に「元の職場を自発的に離れた原因は何ですか」(請問您自願離開原來的工作單位的原因是什麼?)という質問を行った。

参考文献

- Aldrich, H. E. and J. E. Cliff (2003) "The pervasive effects of family on entrepreneurship: toward a family embeddedness perspective," *Journal of Business Venturing*, 18, 573-596.
- Amsden, A. H. (1989) *Asia's Next Giant: South Korea and Late Industrialization*, New York: Oxford University Press.
- Carroll, G. R. and E. Mosakowski (1987) "The career dynamics of self-employment," *Administrative Science Quarterly*, 32, 570-589.
- Crant, J. M. (1996) "The proactive personality scale as a predictor of entrepreneurial intentions," *Journal of Small Business Management*, 34, 42-49.
- Dobrev, S. D. and W. P. Barnett (2005) "Organizational roles and transition to entrepreneurship," *Academy of Management Journal*, 48, 433-449.
- Dunn, T. and D. Holtz-Eakin (2000) "Human capital, financial capital, the transition to self-employment: evidence from intergenerational links," *Journal of Labor Economics*, 18, 282-305.
- Fagenson, E. A. (1993) "Personal value systems of men and women entrepreneurs versus managers," *Journal of Business Venturing*, 8, 409-430.
- Gompers, P., J. Lerner and D. S. Scharfstein. (2005) "Entrepreneurial spawning: public corporations and the genesis of new ventures, 1986 to 1999," *Journal of Finance*, 60, 577-614.
- Hattori, T. and Y. Sato (1997) "A comparative study of development mechanism in Korea and Taiwan: introductory analysis," *Developing Economies*, 35, 341-357.
- Hobday, M. (1995) "East Asian latecomer firms: learning the technology of electronics," *World Development*, 23, 1171-1193.
- Hu, M. and C. Schive. (1998) "The changing competitiveness of Taiwan's manufacturing SMEs," *Small Business Economics*, 11, 315-326.
- Krugman, P. (1994) "The myth of Asia's miracle," *Foreign Affairs*, 73, 62-78.
- Laspita, S., N. Breugst, S. Hebllich and H. Patzelt. (2012) "Intergenerational transmission of entrepreneurial intentions," *Journal of Business Venturing*, 27, 414-435.
- Lindquist, M. J., J. Sol and M. Van Praag (2015) "Why do entrepreneurial parents have entrepreneurial children?" *Journal of Labor Economics*, 33, 269-296.
- Morris, M. and M. Schindehutte. (2005) "Entrepreneurial values and the ethnic enterprise: an examination of six subcultures," *Journal of Small Business Management*, 43, 453-479.
- Nelson, R. R. and H. Pack. (2001) "The Asian miracle and modern growth theory," *Economic Journal*, 109, 416-436.
- Obschonka, M., M. Zhou, Y. Zhou, J. Zhang and R. K. Silbereisen. (2019) "Confucian" traits, entrepreneurial personality and entrepreneurship in China: a regional analysis," *Small Business Economics*, 53, 961-979.
- Okamuro, H. (2018) "How different are the regional factors of high-tech and low-tech start-ups? evidence from Japanese manufacturing industries," *International Entrepreneurship and Management Journal*, 4, 199-215.

- Okamuro, H. and N. Kobayashi (2006) "The impact of regional factors on the start-up ratio in Japan," *Journal of Small Business Management*, 44, 310-313.
- Rokeach, M. (1973) *The Nature of Human Values*, New York: Free Press.
- Saxenian, A. (1994) *Regional Advantage*, Cambridge, MA: Harvard University Press. (山形浩生・柏木亮二訳『現代の二都物語—なぜシリコンバレーは復活し、ボストン・ルート128は沈んだか—』日経BP社, 2009年。)
- Scherer, R. F., J. S. Adams, S. S. Carley and F. A. Wiebe (1989) "Role model performance effects on development of entrepreneurial career preference," *Entrepreneurship Theory and Practice*, 13, 53-72.
- Scherer, R. F., J. D. Brodzinski and F. Wiebe (1991) "Examining the relationship between personality and entrepreneurial career preference," *Entrepreneurship & Regional Development*, 3, 195-206.
- Sorensen, O. and P. G. Audia. (2000) "The social structure of entrepreneurial activity: geographic concentration of footwear production in the United States, 1940-1989," *American Journal of Sociology*, 106, 424-462.
- Wade, R. (2003) *Governing the Market: Economic Theory and the Role of Government in East Asian Industrialization*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Wang, Y., A. D. Ellinger and Y. J. Wu (2013) "Entrepreneurial opportunity recognition: an empirical study of R & D personnel," *Management Decision*, 51, 248-266.
- World Bank (1993) *The East Asian Miracle: Economic Growth and Public Policy*, New York: Oxford University Press (白鳥正喜監訳, 海外協力基金開発問題研究会訳『東アジアの奇跡—経済成長と政府の役割—』東洋経済新報社, 1994年。)
- World Bank (2001) *Rethinking the East Asian Miracle*, Washington DC: World Bank Publications.
- Wu, L. (2007) "Entrepreneurial resources, dynamic capabilities and start-up performance of Taiwan's high-tech firms," *Journal of Business Research*, 60, 549-555.
- Wyrwich, M. (2015) "Entrepreneurship and the intergenerational transmission of values," *Small Business Economics*, 45, 191-213.
- Young, A. (1995) "The tyranny of numbers: confronting the statistical realities of the East Asian growth experience," *Quarterly Journal of Economics*, 110, 641-680
- 鹿住倫世・河合憲史 (2018) 「女性の起業支援策と女性起業家の自己効力感」『企業家研究』第15号, 109-133頁。
- フィッシャー, ヘレン E. (1998) 『結婚の起源』伊沢絃生・熊田清子訳, どうぶつ社。
- 沼崎一郎 (1992) 「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』第33巻第7号, 71-87頁。
- 村上義昭 (2015) 「新規開業企業はどのような母体企業から生まれやすいのか—母体企業の属性と従業員の開業および開業後のパフォーマンスとの関係を探る—」『日本政策金融公庫論集』第28号, 1-27頁。

朱瑞玲・章英華（2001）「華人社會的家庭倫理與家人互動：文化及社會的變遷效果」華人家庭動態  
資料庫學術研討會論文。

## Family Values and Entrepreneurial Choices of Children: An Analysis Using a Panel Study of Households in Taiwan

Ryuichiro TSUCHIYA

The purpose of this study is to examine the roles of values of family of origin on children's decisions to start new firms. In this study, we empirically examine this question by using data from the Panel Study Family Dynamics (PSFD), a longitudinal survey of a representative sample of Taiwan's households. In previous studies, while the importance of family values has been highlighted by some researchers, it has rarely been examined by systematic empirical analysis.

In the analysis of this study, we constructed a set of panel-data for the period from 2005 to 2012. The results of FGLS random effect model analysis suggest that the people originated from the families that emphasize partnership among family members are more likely to start new firms. The emphasis on normative ties among family members is more likely to reduce the probabilities of starting new firms, although this result is not stable across different econometric specifications.

The results of this study suggest strong evidence that family values have significant influences over careers of children as they decide whether to start new firms. While little has been known about the roles of values of family of origin, the results of this study offer a compelling support for the significant roles of family values.

---

**Keywords** entrepreneurship; entrepreneurial decision-making; contexts for entrepreneurship; panel study; Taiwan

---