

アントレプレナーシップの形成要因

——実証研究にみる資本の制約と人的資本の役割——

福 島 宏

目 次

1. はじめに
2. 主な先行研究の論点
3. アントレプレナーシップの理論モデル概観
4. 先行研究使用データの特徴
5. 各モデル分析の結果比較
6. 人的資本と地域要因
7. 結論

1. はじめに

GEM (The Global Entrepreneurship Monitor) 2000 のレポート (アイルランド)¹⁾によれば、トータル・アントレプレナー活動指標の国際比較において、日本はアイルランドに次いで21カ国中の最低ランク (20位) (表1-1) および主要16カ国中フランスと共に「低位国」に位置づけられている (表1-2)。そのランキングの妥当性の議論は別にして、日本におけるアントレプレナー活動が活発であると言いきれる人はいないだろう。また同上レポートでは、アントレプレナー活動の度合と成長率との間に高い相関があることも示している (表1-3)。アントレプレナーの活発化をもたらず経済風土が成長率を押し上げている、といえるだろう。

¹⁾ The Global Entrepreneurship Monitor (GEM) のプロジェクトは Babson College (米) と London Business School の共同研究として1997年に始まり、2000年には11カ国の大学が参加している。主な目的はアントレプレナーシップと経済成長の関係の研究とされている。

では、ある国、ある地域がなぜアントレプレナーとみられる人々を輩出し、日本など別の国々、地域ではなぜそのような活動が低調なのだろうか。どのような要因がアントレプレナーの創業を促し、どのような背景が潜在的アントレプレナーの顕在化を妨げているのであろうか。これらの要因を探ることは、様々な国や地域の創業育成支援政策の有効性を検証する根拠ともなり得るものである。

この論文では、こういった問題意識の下で、「なぜある人は新規事業創業を選択するのか、その選択の決定要因は何か」というテーマに関して主な先行研究を概観し、その理論モデル、使用データ、モデルの推定結果から得られる論点の比較を試みたい、というのが趣旨になる。

表1-1 トータル・アントレプレナー活動指標 (TEA) による主要国ランキング

順位	国	TEA*	順位	国	TEA
1.	ブラジル	16.04	12.	スペイン	4.55
2.	韓国	13.67	13.	デンマーク	4.51
3.	米国	12.69	14.	イスラエル	4.17
4.	オーストラリア	10.93	15.	フィンランド	3.94
5.	カナダ	7.93	16.	スウェーデン	3.87
6.	ノルウェー	7.91	17.	ベルギー	2.44
7.	アルゼンチン	7.77	18.	フランス	2.20
8.	インド	6.30	19.	シンガポール	2.06
9.	イタリア	5.68	20.	日本	1.26
10.	英国	5.16	21.	アイルランド	1.25
11.	ドイツ	4.73		平均値	6.14

(出所) The Global Entrepreneurship Monitor 2000, The Irish Report**

(注) *TEA: Total Entrepreneurial Activity の略。成人対象の調査で「新事業準備中」という回答者と「新企業経営者」という回答者の割合の合計として算出。ここで新企業とは調査時から過去42カ月以内に創業された企業。

**GEM 2000 Executive Report には当表のデータによる図が掲載されているが、各国別 TEA の数値が掲載されているのは The Irish Report になる。

表1-2 トータル・アントレプレナー活動指標 (TEA) による主要国クラス分類

高位国 (5カ国)	オーストラリア, カナダ, 韓国, ノルウェー, 米国
中位国 (9カ国)	アルゼンチン, デンマーク, フィンランド, ドイツ, イスラエル, イタリア, スペイン, スウェーデン, 英国
低位国 (2カ国)	フランス, 日本

(出所) 同上

(注) 表1-1の対象国より、途上国と外国貿易依存度の高い国5カ国を除いた16カ国対象

表 1-3 アントレプレナー活動指標と経済成長の相関係数 (表 1-2 の16ヵ国対象)

年成長率	新事業準備活動	新企業優勢度	TEA
1999年成長実績	0.19	0.73	0.51
2000年成長予測	0.40	0.81	0.69

(出所) 表 1-1, 表 1-2 に同じ

(注) 新事業準備活動: Nascent Business Activity, 新企業優勢度: New Firm Prevalence

2. 主な先行研究の論点

本稿でとりあげる先行研究 3 論文の要点をまず紹介しておこう。

Evance and Jovanovic (1989) は米国の NLS (ナショナル・ロンジチューディナル・サーベイ) のデータにより、流動性の制約が新規事業のスタートを妨げるという結果を示すモデルを構築した。借り入れに際して、自身のまたは家族の十分な担保を提供できないことにより必要な投資資金を確保できず、アントレプレナーとなることを妨げている、というものである。換言すれば、親世代の資産が大きいほど自営業になる確率が高い、ということになる。すなわち、Evance and Jovanovic (1989) は流動性の制約の要因を重視し、このことがアントレプレナーへの移行を抑えている、というのが主な論点になる。

一方、Dunn and Holts-Eakin (1995) は、親が自営業であったときの子供の自営業となる割合が高いこと、つまり自営業選択における世代間の関係が大きいことに注目し、単に金融資産の効果だけでこの強い関係を説明しきれない、と主張する。親の資産の効果が有意であることを認めた上で父親や母親の自営業としての経験 (人的資本の代理変数) の影響の方が、金融資産よりも大きいことを米国の NLS データの分析によって見出している。

Blanchflower and Oswald (1998) は英国の「全英児童発達調査 NCDS (National Child Development Study)」の分析を中心に、「全英自営業調査 NSS (National Survey of Self-Employed 1987)」や「英国の社会的態度 BSA (British Social Attitudes)」等のデータを援用して、自営業者が資本の制約の影響をうけていることを示した。また、心理的要因については、子供時代に受容的性癖が強い人の30代 (33歳時) に自営業になっている可能性は少な

い、ということも示された。しかし、それ以外は、子供時代の性格との関係で有意な結果はみられない、と結論づけている。

以上、これら3論文においては、アントレプレナー移行における決定要因としての流動性制約の存在が実証的に支持されている。しかし、それも決定要因としての相対的な強さは異なり、それ以外の要因との関係で評価しなければならない。特に人的資本の役割をどう評価すべきなのか、ここでさらに詳細に論点と根拠をみておく必要がある。

3. アントレプレナーシップの理論モデル概観

(1) [Evanco and Jovanovic モデル]

Evanco and Jovanovic (1989) の理論モデルの主要点は以下のようになる。

$$\text{賃金・給与労働者の所得} \quad w = \mu x_1^{\gamma_1} x_2^{\gamma_2} \xi \quad (1-1)$$

$$\text{自営業者の事業収益} \quad y = \theta k^{\alpha} \varepsilon \quad (1-2)$$

ここで、

w : 賃金労働者の所得 y : アントレプレナーの事業収益

μ : 定数 x_1 : 賃金労働者としての経験

x_2 : 教育水準 ξ : 攪乱項 (対数値の分散 σ_{ξ}^2)

θ : アントレプレナーの能力 k : 投下資本

α : 資本のリターン, $\alpha \in (0, 1)$ ε : 攪乱項 (対数正規分布)

アントレプレナーの純所得は、

$$y + r(z - k) \quad (1-3)$$

r : $1 +$ 利子率 z : アントレプレナーの当初資産

各人は自身の資産に比例して借入れができるとする。その比率を $\lambda - 1$ とすれば、借入れ限度額は $(\lambda - 1)z$ となる。したがって、アントレプレナーが投資できる限度は、

$$z + (\lambda - 1)z = \lambda z$$

ゆえに、アントレプレナーの投資額は以下の制約の下にある。

$$0 \leq k \leq \lambda z \quad (1-4)$$

ここで、パラメータ λ は以下の条件を満足させ、すべての人に等しいとする。

$$\lambda \geq 1 \quad (1-5)$$

アントレプレナーは θ について自分自身知っているが、 ε の実現値を予測することはできない。この人がリスク中立であるという仮定の下で、 k の投資決定は、

$$\max_{k \in (0, \lambda z)} [\theta k^\alpha + r(z-k)] \quad (1-6)$$

[] 内の最大値を得るための条件から、

$$\theta \alpha k^{\alpha-1} - r = 0 \quad (1-7)$$

これを k について解いて、

$$k = \left(\frac{\theta \alpha}{r} \right)^{1/(1-\alpha)} \quad (1-8)$$

(1-8) 式は右辺が λz を上回らない限り有効であり、その場合 ($k \leq \lambda z$)、アントレプレナーは借入れについて制約がない。このとき θ は以下の条件を満足させなければならない。

$$\theta \leq (\lambda z)^{1-\alpha} \frac{r}{\alpha} \quad (1-9)$$

さもなければ、アントレプレナーは資本制約がある。

投資額がどれだけかの情報がないため、アントレプレナーの所得式 (1-2) の k に、制約がない場合は (1-8) の最適資本を、制約がある場合は λz を代入すれば、アントレプレナーの所得は次のように表わされる。

$$y = \begin{cases} \theta^{1/(1-\alpha)} \left(\frac{\alpha}{r} \right)^{\alpha/(1-\alpha)} \varepsilon & \theta \text{ が (1-9) を満足する場合} \\ \theta (\lambda z)^\alpha \varepsilon & \text{上記以外の場合} \end{cases} \quad (1-10)$$

アントレプレナー自身は、 θ の値を知っていることから、以下の (1-11) 式に表わされるように、新事業の期待純所得が賃金労働のそれを上回る場合に、またその場合のみ、新事業の開始を選択することになる。

$$\max[\theta k^\alpha + r(z-k)] \geq \mu x_1^1 x_2^2 + rz. \quad (1-11)$$

(2) [Dunn and Holts-Eakin のモデル]

Dunn and Holts-Eakin (1995) は以下のような理論モデルを提示している。各個人の効用は所得 (Y) と個人的特徴を表わすベクトル (Z) (教育、人

種、結婚、子供の数など)に依存するとする。賃金・給与所得者の収入能力を w_i 、資産を A_i 、収益率を r とすると、賃金・給与所得者の総収入は $w_i + rA_i$ 、自営のアントレプレナーとしての収益は $\theta_i f(k_i)\varepsilon$ 、ただし $f(\cdot)$ は資本 k_i を用いた生産関数であり、 θ_i は事業開始まで観察できない個人のアントレプレナー能力、 ε は θ と独立の攪乱要因で、平均 1、分散有限の分布にしたがう。なお θ_i は人的資本の獲得によっても影響を受け得る。

事業に投資した後、個人は $A_i - k_i$ の資本収益を上げられる利用可能な資本がある。よって個人の純収入は $\theta_i f(k_i)\varepsilon + r(A_i - k_i)$ 。ここで $k_i > A_i$ であれば、 $k_i - A_i$ は借り入れ額になる。資本市場の制約により、各個人の純資産に依じて借り入れが制約を受ける可能性を考えると、流動性制約は $k_i \leq l_k(A_i)$ 。個人がアントレプレナーになるとすれば、アントレプレナーによる期待収入を最大化するように、流動性制約の下で最適な資本規模を選択する。 $k_i^* = g(A_i, \theta_i^e)$ として、 k_i^* は個人の最適資本規模、 θ_i^e はアントレプレナーの期待能力である。もし、アントレプレナーが流動性制約の下にあれば、 $k_i^* = l_k(A_i)$ 。

個人はアントレプレナーになることによる期待効用がより高い場合、それを選択する。すなわち、

$$E\{U([\theta_i f(k_i^*)\varepsilon + r(A_i - k_i^*)]; Z_i)\} > E\{U([w_i + rA_i]; Z_i)\} \quad (2-1)$$

上式は個人がアントレプレナーになるかどうかの決定はそれぞれのモード(アントレプレナーか賃金給与労働者か)における相対的な能力、資源、好みに依存することを示している。これから、次の形が考えられる。

$$P_{it} = P(Z_{it}, w_{it}, A_{it}, \mu_{it}) \quad (2-2)$$

P_{it} は個人 i が t 年に自営業となっている確率で、 μ_{it} は誤差項である。

親との関係は 2 つの形で意思決定に影響を与える。第 1 に資産家の親を持つ子供は直接的にか、あるいは親の資産の影響によって資本を手に入れる。もしそうであるなら、(2-2) 式には個人の資産だけでなく、親の資産 (A^p) も含まれるべきとなる。

$$P_{it} = P(Z_{it}, w_{it}, A_{it}, A^p_{it}, \mu_{it}) \quad (2-3)$$

能力 (θ) は親の自営業の経験によって影響を受けているかもしれない。これを θ^p とすれば、(2-3) 式はさらに、次のように拡充される。

$$P_{it} = P(Z_{it}, w_{it}, A_{it}, A^p_{it}, \theta^p_i, \mu_{it}) \quad (2-4)$$

以上のように、Dunn and Holts-Eakin はアントレプレナーとなる確率を、自身の属性だけでなく、親の資産や親のアントレプレナー能力（事業経験）の影響といった要素を説明変数に加えてモデルを構築していることが特徴になる。

(3) [Blanchflower and Oswald のモデル]

Blanchflower and Oswald (1998) のモデルは以下のようになる。

個人の効用を u とし、賃金労働者は $u = w$ 、自営業者は $u = \pi + i$ とする。ただし、 w 、 π 、 i は (3-1) 以下に示したとおりである。

アントレプレナーとなった人々は、以下のような境界に達するまで事業運営を行う。

①資本あるいはビジョンの制約により、事業が全体的に行き詰まる、②事業を運営する効用が低下し、賃金労働による効用と同等になる。

後者の場合、

$$w = \pi(k^*) + i \quad (3-1)$$

w : 賃金収入, $\pi(k^*)$: 自営業による収益, i : 独立による非金銭的効用

k^* : アントレプレナーの限界的プロジェクトに必要な資本額 (より大きな資本を要するプロジェクトはすでに実施されているものとする)。

今、資本 k を $0 \leq k \leq 1$ とする。これは保有する最大の資本を 1 として規準化したものである。また、 $f(k)$ を k の保有者分布を表わすものとし、アントレプレナー・ビジョンをもつ人の人口比率²⁾ を β 、 z を資本不足でアントレプレナー・ビジョンを持つ人が無担保借入れできる確率とすれば、人口 = 1 と規準化した時、ある経済におけるアントレプレナーの数 E は、(ビジョンをもつ確率) \times (k^* よりも大きな資本を贈与された人の数) + (ビジョンをもつ確率) \times (無担保の借り入れを得る確率) \times (資本不足状態の人数) に等しくなる。

$$E = \beta \int_{k^*}^1 f(k) dk + \beta z \int_0^{k^*} f(k) dk \quad (3-2)$$

$$= 1 - N \quad (N : \text{雇用者数}) \quad (3-3)$$

²⁾ ここでの「人口」とは明らかに就業者人口 (雇用者数 + 自営業者数) を指している。

(3-1), (3-2), (3-3) 式を同時に満足させる時, アントレプレナー市場は均衡し, 限界的アントレプレナーの効用は, 賃金労働者の効用と等しくなる。しかし, 銀行がアントレプレナーのプロジェクト案を評価しないなど, 情報の非対称性によりアントレプレナー数が不足する場合は, 資本を有するアントレプレナーにレントが生じる。

$$\pi(k^*) + i > w \quad (3-4)$$

ここで, 2つの仮説を立てる。第1の仮説は, 潜在的アントレプレナーが資本にアクセスできないことにより, 賃金労働者になっている場合がある。第2の仮説は, 自分の事業を経営する人(自営業)は, 賃金労働者の効用よりも高い効用を得ている, というものである。この2つの仮説について実証的に検証する。

このように, Blanchflower and Oswald のモデルでは, 資本の不足・流動性の制約が重要な構成要素になっていることと, (3-1) 式にみるように自営業の非金銭的効用 (i) を取り入れているため, データ分析では心理学上の分析も援用していることが特徴的になる。

4. 先行研究使用データの特徴

Evance and Jovanovic (1989) と Dunn and Holts-Eakin (1995) は米国の「ナショナル・ロンジテューディナル・サーベイ (NLS)」のデータを使用した。また Blanchflower and Oswald (1998) は, 英国の「ナショナル・チャイルド・デベロップメント・スタディ (NCDS)」のデータを使用した。これもロンジテューディナル・コーホート・データである。ここでとりあげた3論文のいずれもが利用している, 「ロンジテューディナル・データ」(または「パネル・データ」とは, 企業や個人など各サンプル別に永久背番号を付して, 同じ情報の経年変化を観察できるようにしたものである。同一対象の追跡調査が可能なることから, 一般のクロス・セクション(横断)分析に比べ, 事象間の因果関係の分析に優れているとされる。なお, わが国では「縦断調査」とも呼ばれている。

(1) Evance and Jovanovic (1989) のデータ

Evance and Jovanovic (1989) は上述の NLS データの中から、白人若年男性 (1976年に24~34歳) を対象とし、①1976年に賃金労働者、②1978年に賃金労働者か自営業者、③1976年ないし1978年のどちらかの年に失業者ではなく、労働力外となっているフルタイムの学生か軍属、という①~③の各条件 (のいずれか) に適合するサブ・サンプルを抽出した。1976年に失業者であった人は除外している。失業者の自営業となる割合が高いためである。

NLS の標本では、1966年に14~24歳であった5,225人の男性がいたが、まずこの中から3,918人の白人男性を対象とした。ついで、上のサブ・サンプル段階で1,949人の白人男性を抽出したが、必要データの不備等で相当数を除外した後、最終的に推定に用いた標本数は1,443人となった。したがって、これは当初の3,918人からみて半数以下になる。

(2) Dunn and Holts-Eakin (1995) のデータ

Dunn and Holts-Eakin (1995) では、Evance and Jovanovic (1989) と同じく NLS データを用いた。NLS では1966年に14~24歳であった若年男性5,225人、1968年に14~24歳であった若年女性5,159人のパネル・データが得られる。調査は若年男性について1966~81年の間に12回、若年女性では1968~88年の間に15回行われている。

Dunn and Holts-Eakin (1995) における分析データ作成上の特徴的な点は、有効回答で抽出した若年男性と若年女性について、さらにオリジナル・コーホート・データをマッチさせることで、子供と親の人口学的属性 (年齢、人種、結婚、子供の数、兄弟姉妹の数など) や所得、教育、自営業か否か、資産についての項目のサブ・データ・セットを構築したことである。若年男性で2,495人、若年女性で2,569人がそれぞれの両親または片親とマッチし、新たなデータ・セットの構築に成功している。このような作業が可能なのが、ロンジチューディナル・データ利用の強みになっている。

なお、自営業には自営農業者も含まれているが、これは、若年者においては自営農業者の割合がきわめて少ないことから、除外していない。また自営業については、現在自営業かという設問と自営業になった年齢についての項目があるが、これらから自営業の経験の有無がわかる。

資産については、個別の調査年だけでは有効な回答が大幅に減少するため、回答のあった2ヵ年についての増加率を算出し、全調査年についてその増加率を当てはめてデータを作成している。この作業を家計全資産と非事業資産について行い、消費者物価指数により1982—84年価格の実質ベースに変換している。

(3) Blanchflower and Oswald (1998) のデータ

Blanchflower and Oswald (1998) は、主に英国の NCDS のデータを用いて分析している。

NCDS は、1958年3月3～9日に英国内で生まれ、英国内に居住している全ての人を対象としたロンジテューディナル・コーホート調査である。対象者となった人は、誕生時、7歳、11歳、16歳、23歳、33歳の時に面接調査を受けている。著者は1981年(23歳)と1991年(33歳)の調査で得られた雇用関連データを利用した。例えば1981年の調査では12,537人に面接した結果、521人が自営業に、8,657人が賃金労働者となっている。また、重要な質問項目に、「これまで、他の人から500ポンド以上の資金ないし不動産等の資産を贈与されたことがあるか」というのがある。回答のうち、最高額のみ記録されているが、これを英国TB利率により1981年時点の現在価値に換算している。

資本の制約仮説の具体的な裏付けのため、Blanchflower and Oswald (1998) は NCDS データに加え、さらに「英国人の社会的態度 (BSA) サーベイ」と「全英自営業サーベイ (NSS)」の結果を用いている。BSA (1983～1989年) では、過去5年間に自営業に従事しなかったとする雇用者 (ランダムに5,947人抽出) に対し、「なぜ自営業にならなかったか」などの質問がなされている。一方、NSS は1987年春、約12,000人の成人を対象に面接調査したものである。

5. 各モデルの分析結果比較

Evance and Jovanovic (1989) では、前章で述べたデータを用いた Probit モデル推定を行い、当初資産が、自営業になる確率に対しプラスの効果となっ

ており、統計的に有意であることを示した。

表 5-1 Probit 推定 (自営業開始の確率, Enter)

変 数	(1) 式	(2) 式
Assets (1976年の家族純資産)	0.0053 (0.0282)	0.0075 (0.0032)
Assets ² /100	-0.0010 (0.0008)	-0.0015 (0.0011)

(出所) Evance and Jovanovic (1989), Table 2 より抜粋

(注) () 内は標準誤差, (1)は説明変数として賃金収入を含まず, (2)は同変数を含む推定式

ここでは被説明変数として Enter 「自営業になる」、説明変数として資産、資産の 2 乗 (1/100)、労働経験年数、教育年数、結婚の有無、都市地域、身体障害、賃金収入 (1/1000) といった項目を入れている。被説明変数 Enter には、1976年に賃金労働者であった人が1978年に自営業となっていた場合に 1 を、そうでない場合に 0 を割り当てる。

この Evance and Jovanovic (1989) のモデルでは、アントレプレナーに流動性の制約があれば、その時のみ (*if and only if*)、資産と自営業になる確率との間で正の相関関係がある、とされる (流動性の制約がなければ、必要資金を必ず調達できるため、保有資産規模に影響されない)。推定結果によれば、自営業を開始する確率に対し資産の符号がプラスでかつ有意であったことから、アントレプレナーには流動性の制約が存在する、ということがいえる。

また、自営業の収益に対する当初資産規模の影響を対数線形モデルで回帰分析をした結果、初期段階ではプラスに働いているが、後年になると完全に影響が見られない、という推定値になった。被説明変数の自営業収益 (対数値) に対し、説明変数の当初資産 (対数値) の係数推定値は、1978年が 0.1424 (0.0538)、1981年が -0.0683 (0.1239) となった (() 内は標準誤差、観測数は1978年が59、1981年37)。被説明変数と説明変数がどちらも対数で表わされていることから、説明変数の係数は弾力性を示している。つまり、当初資産の自営業収益に対する弾力性は、1978年では +0.1424 で有意であったのが、1981年には逆に -0.0683 となり、しかも統計的に有意ではなくなる。

著者は、この結果から得られるインプリケーションとして、「資産規模はア

ントレプレナー能力の代理変数にはなっていない。アントレプレナー能力は時間の経過にかかわらず、その効果が持続すべきものであるからである」と述べている。

さらに、アントレプレナーの選択について最尤法による推定を行っているが、資本の制約係数である λ の推定値は1.44という結果を得ている（信頼水準99%の信頼区間（1.31, 1.59））。このことは、新事業の開始に際し、個人は当初資産の約1.5倍以上を資本として使うことはできない、ということの意味する。すなわち、資本の制約が存在するということが、ここでの主な事実確認になる。

Dunn and Holts-Eakin (1995) では、まず若年男性と若年女性の自営業である確率を、数年のクロスセクション Logit モデルにより推定している（表5-2）。対象年は男性が1966～1981年の間の5年、女性は1970～1987年の間の6年である。その結果、説明変数の1つである資産変数の係数が、男性では各年一貫して有意な推定値となり、1981年を除き符号がプラスとなったが、女性の場合はすべて推定値が有意ではなく、符号も不安定であった。資産の効果は若年の男女間で、大きな差があることが示されたことになる。これからいえることは、男性については自営業の決定要因として（自身の）資産の影響が大きい、女性の場合は影響がほとんどみられない、ということになる。なお、推定に含まれた説明変数は、年齢、教育経験（高校、大学、大学院）、黒人、兄弟姉妹、居住地（都市部）、結婚、扶養者数、配偶者収入などである。

また人的資本の役割をみるため、親の「自営業経験の有無」を人的資本の代理変数として入れている。この結果は若年男性、女性ともに有意に、大きなプラス効果をもたらしていると推定された。これに対し、親の資産変数は親の「自営業経験の有無」を説明変数に入れた場合、その影響は著しく低下し、男性、女性ともに有意ではなくなっている。

表 5-2 自営業の確率に対する資産の影響 クロスセクション Logit モデル分析

(若年男性)

	1966	1970	1971	1976	1981
係数 (資産)	0.0288	0.006015	0.007811	0.004358	-0.0006345
P 値	(0.0002)	(0.0173)	(0.0007)	(0.0001)	(0.0323)
限界効果	[-0.00022]	[-0.00021]	[-0.00029]	[-0.00033]	[-0.00006]

(若年女性)

	1970	1971	1972	1977	1982
係数 (資産)	-0.01127	-0.006468	-0.001481	0.001881	0.0009653
P 値	(0.0761)	(0.4490)	(0.7224)	(0.1749)	(0.3399)
限界効果	[-0.00017]	[-0.00012]	[-0.00004]	[0.00007]	[0.00005]

(出所) Dunn and Holts-Eakin (1995) Table 9, 10 (抜粋)

(注) 原典では若年女性の1987年の推定があるが省略。

さらに、Dunn and Holts-Eakin (1995) では、賃金労働者が自営業に「移行する確率」についても、Logit モデルによる推定結果を出している。移行の確率推定の場合には、クロスセクションにおいて起こり得る、資産の「内生効果」(自営業の結果としての資産蓄積)の可能性を排除できる。自身の資産の効果は、クロスセクションの時と同様、若年男性の場合には有意となっているが、若年女性の場合には有意な推定値となっていない。また親の資産の効果については、息子の場合は有意ではあるが、その影響の度合いはきわめて小さいという結果であった(親の全資産の1万ドル増加により息子の自営業への移行の確率は0.0002上昇するに過ぎない)。娘の場合の資産効果については、自身の資産か親の資産かにかかわらず、自営業への移行の確率に影響を与えていない。

このように、親の資産の効果は限定的であるのに対し、親が自営業であることは、息子の自営業への移行の確率を大きく上昇させる推定結果となっている(親が自営業である場合は、そうでない場合の0.010であった確率が0.034へと0.024の上昇)。娘の場合も移行への確率に比較的大きな効果をもたらしている。

以上のような様々な推定の結果、Dunn and Holts-Eakin は、親の資産による息子や娘の自営業への影響は小さいかほとんどないが、親の自営業の経

験は子供、特に息子に大きな影響を与えている、としている（表5-3）。

表5-3 親の資産・自営業経験による息子の自営業移行への影響（推定結果の抜粋）

推定式	(5)	(6)	(8)
被説明変数：息子の自営業移行の確率（Logit 推定）			
資産（ラグ）	0.0078 (0.0484) 〔0.00008〕	0.0072 (0.0079) 〔0.00009〕	0.0084 (0.0274) 〔0.00013〕
親の全資産	0.0023 (0.0041) 〔0.00002〕	……	0.0011 (0.2365) 〔0.00002〕
親の自営業経験	……	1.220 (0.0001) 〔0.01453〕	1.076 (0.0002) 〔0.01682〕
観測数	2509	2860	2509

（出所）Dunn and Holts-Eakin (1995), TABLE 15 より抜粋

（注）（ ）内 p値，〔 〕内 変数の限界効果

一方、Blanchflower and Oswald (1998) は英国の NCDS データに基づき、自営業になる確率の推定を Probit モデルにより行っている。ここでは、調査対象が23歳（1981年）と33歳（1991年）になった時のデータが使用されている（前述のとおり、NCDS は1958年3月に英国内に誕生し、その後英国内に居住している人を対象にしたロンジチューディナル・コーホート調査である）。

相続・贈与の変数は、表5-4、5-5にみるとおり、いずれもプラスの符号で有意となっている。特に表5-5では、自営業の内容がファミリー・ビジネスを継承したケースを除いて推定しているが、その結果は依然として、相続・贈与の係数がプラスで、かつ統計的に強く有意に表れていることが示されている。Blanchflower and Oswald はこれを、「表2*の相続・贈与のプラス効果が単に子供の家業継承を反映した結果ではないことを明示するための推定」、としている。なお、NCDS の設問には、「あなたは家族の事業を経営する自営業者か」という項目があり、これから、ファミリー・ビジネス以外に自営業を限定した推定を行うことが可能になっている。（*本稿では表5-4）

アントレプレナーシップの形成要因

相続・贈与が自営業開始の原因ではなく、結果となっているケースもある。自営業の開始を決断した子供が親に資金提供を頼む場合などである。こうした、説明変数の内生効果（逆の因果関係）を排除するため、相続・贈与の年を「1978年（調査対象年の3年前）以前」あるいは「自営業開始前3年以前」という設問で対象を限定した後、その影響を推定している（前者は表5-5を参照、後者の結果は省略）。いずれも符号はプラスで有意な結果となっている。

表5-4 Probit 推定（1981年、23歳時に自営業になっている確率）

推定式	(1)	(2)	(3)	(4)
相続・贈与	0.00002 (0.00001)	0.00016 (0.00004)
(相続・贈与) ² *10 ⁶		-0.0041 (0.0019)
Log(相続・贈与)	0.0406 (0.0120)	0.1994 (0.0672)
父親：25人未満の事業所経営	0.6077 (0.1470)	0.5693 (0.1480)	0.5725 (0.1477)	0.3857 (0.1785)
父親：雇員0の事業所経営	0.7227 (0.2366)	0.7053 (0.2370)	0.7100 (0.2369)	0.6948 (0.2328)
標本数	6885	6885	6885	6885

(出所) Blanchflower and Oswald (1998) Table 2 より抜粋

(注) () 内標準誤差。相続・贈与は最大値、父親の職業は対象者14歳時の回答。

変数 Log(相続・贈与) では、相続・贈与が0の場合に0.01を割り当てている。

表5-5 23歳時（1981年）の自営業の Probit 推定

説明変数	(1) 家業の承継以外	(2) 1978年以前の相続・贈与
Log(相続・贈与)	0.0359 (0.0140)	0.0655 (0.0272)
父親：25人未満の事業所経営	0.2876 (0.1763)	0.5997 (0.1562)
父親：雇員0の事業所経営	0.5472 (0.2720)	0.6605 (0.2544)
標本数	6786	6321

(出所) Blanchflower and Oswald (1998) Table 3 より抜粋。原典では「自営業開始3年前以前の相続・贈与」の推定係数欄(3)も掲載されているが、ここでは省略。

(注) () 内標準誤差

表 5-6 33歳時 (1991年) の自営業の Probit 推定

説明変数	(1) 基準	(8) + 地域変数	(9) + 受容性
相続・贈与×10 ²	0.00085 (4.88)	0.00071 (4.15)	0.00051 (2.79)
受容性の強さ	••••	••••	-0.0064 (2.25)
女性	-0.3596 (10.30)	-0.3579 (10.13)	-0.3611 (9.47)
Log (地域失業率)	••••	-0.4611 (3.78)	••••
標本数	8757	8710	7760

(出所) Blanchflower and Oswald (1998) Table 4 より抜粋。

(注) () 内 t 値

推定結果によれば相続・贈与の効果は大きい。英国南西部にいる23歳の男性で、技能見習経験があり、父親が従業員25人以下の自営業者（業主）で、相続・贈与を受けていない人が、1981年に自営業である確率は0.16となるが、もし5000ポンドの相続・贈与を受けていれば、この確率は0.37に上昇する。女性の場合は同じ前提で確率0.07から0.21に上がる。

33歳の場合も、23歳の時と同様の Probit 推定結果が表れている（表 5-6）。相続・贈与（資産）の係数は 0.85×10^{-5} 、t 値は4.88と5に近く、有意である（(1)式）。また地域変数（地域失業率など）を加えても、（(8)式）、相続・贈与の係数推定結果は頑健である。さらに子供時代の性格については、受容性の度合いの変数を加えてみると（(9)式）、子供が33歳時に自営業についている可能性は低い、という結果が示された。

Blanchflower and Oswald (1998) では、このように、相続・贈与の効果が大きいことが推定結果に表れていることを強調している。しかし、父親の職業の影響については、推定結果の表中で有意な結果がでていることが示されているものの、ほとんど重視されていないのは疑問が残るところである。

同論文の結論の中から、次の2点を紹介しておく。①相続・贈与を受けた人は自営業になる確率を高める。ただし、ここでの相続・贈与の効果は賃金労働者から自営業への移行に対する影響ではなく、自営業を営んでいる人（ストック）に対する永続的影響になる。相続・贈与の効果は23歳と33歳の両方

にみられたが、若年の方が効果は大きい。②潜在的なアントレプレナーの最大の関心事は資本の調達である。以上が Blanchflower and Oswald (1998) の主な主張と論拠になる。

6. 人的資本と地域要因

以上3つの論文の主張とその実証的根拠をみてきたが、Evanco and Jovanovic (1989) と Blanchflower and Oswald (1998) は、自営業となる確率に資本の制約の影響が大きい、としているのに対し、Dunn and Holts-Eakin (1995) は、資本の制約はあるにしても、むしろ人的資本の影響が大きいことを指摘している。ここでは人的資本の代理変数として親の自営業としての経験をを用いている。いずれも Probit か Logit モデルを中心にロングテューディナル・データを使用して推定しているが、親の自営業の経験を明示的に推定モデルに取り込み、その効果が大きいことを示した Dunn and Holts-Eakin (1995) の主張は、「人的資本」の変数についての様々な実証研究と検証をさらに深めていく可能性をもっている。

例えば、Georgellis and Wall (1999) では、英国国内における自営業比率の地域格差が大きいことに注目し、地域別自営業比率を数量的に把握できる地域経済・社会指標を説明変数とする一般化最小二乗法で推定した。そこでは地域別に推定された定数項の中に数量的に把握しきれない地域固有の要因が含まれているとし、これを「アントレプレナーの人的資本」とみなした。その上で、自営業比率の地域格差の背景には人的資本のはたしている役割が大きい、と結論づけている。

ここで、Georgellis and Wall (1999) のモデルの概要と推定結果について簡単にみておこう。回帰モデルは以下のようにになっている。

$$\text{Log}(S_{it+1}) = \alpha_i + \beta_1 w_{it} + \beta_2 w_{it+1}^2 + \gamma_1 u_{it} + \gamma_2 u_{it}^2 + \delta' X_{it} + \theta' Z_{it} + \varepsilon_{it}$$

(S : 自営業比率, α : 定数, w : 実質賃金, u : 失業率,

X : 産業特性ベクトル, Z : 労働特性ベクトル, i : 地域, t : 年)

英国内の地域 i とは、North, Wales, Scotland などの10地域をいう。データは、“Regional Trend” によっており、説明変数は全て1期ラグが用いられ

ている。すなわち被説明変数 S を1983～1993年対象としたのに対し、説明変数については1982～1992年と1期ずれた期間になる。これは自営業の状態になることと、その影響要因との間にラグがあるという考えによるものである。 X は地域の産業構成比、 Z は地域別人口の年齢区分別構成比・女性の地域労働人口構成比・教育水準別人口構成比がとられている。 S をはじめ各変数については各年ごとに全地域平均をとり、平均からの乖離を該当年の各地域の値とされる $(1 - \text{各地域の値} / \text{平均値})$ 。これにより、年によって共通的に変動することに対応したダミー変数の導入が回避されている。

以上から、各係数と地域別定数 a_i の推定値が得られるが、用いられた経済要因・人口構成・教育水準等の変数では説明しきれない影響が地域別定数の推定値の差に表われている、と考える。これを、地域の「アントレプレナーの人的資本」を反映する要因とみなし、その地域別影響度合いはその他の説明要因合計の20～80%におよんでいると結論づけている。

このように、「人的資本」のアントレプレナーシップ育成に果たす役割は大きいと考えられるが、「親の自営業経験」を人的資本の proxy として想定した Dunn and Holts-Eakin (1995) に対し、Georgellis and Wall (1999) は地域のトータルな要因の格差の中にそれを見出そうとしたもので、成長会計における TFP に相応する捉え方といえる。

ところで冒頭に紹介した GEM のプロジェクトで調査されている TEA 指標の構成要素となっている、Nascent Entrepreneur (創業準備段階のアントレプレナー) の概念も有益と思われる。一般には事業の独立後に顕在化するアントレプレナーに対し、具体的な事業構想と事業開始のための準備段階に入っている人を、このように名づけている。いわばアントレプレナー予備軍的存在だが、漠然とした「予備軍」ではなく、より具体的行動に向かって準備活動を行っている人達である。

詳細な紹介は別の機会に譲るとして、ここでは「成人人口 から Nascent Entrepreneur に移行し、Gestation Process (懐妊過程) を経て、新規事業を立ち上げる、というプロセスを経る」、という簡単な説明にとどめる。これがこの用語を用いた Reynolds, P. and S. White (1997) の中にあるアントレプレナー・プロセスの説明の要点である (P. Reynolds は GEM プロジェクトの

主催者の1人)。人的資本の役割は、この中で、成人人口から Nascent Entrepreneur へ移行する時と、Nascent Entrepreneur からアントレプレナーへの移行時という各段階で重要なプッシュ役を果たす。Reynolds, P. and S. White (1997) はこの Nascent Entrepreneur の人口拡大がアントレプレナーの増加につながる、として重視している。国別あるいは地域別要因とアントレプレナーシップとの関係の分析も、このような観点が加われば、また新たな展開が可能になるろう。

7. 結 論

Evance, D.S. and B. Jovanovic (1989) による、「資本の制約が存在し当初資産がアントレプレナー（または自営業）となる確率に影響を与えている」、という分析は Blanchflower, D. and A.J. Oswald (1998) などの実証分析によっても支持されている。しかし一方で、Dunn, T. and D. Holts-Eakin (1995) による、親の自営業経験が子供の自営業となる確率に影響を与え、その度合いは資産の影響よりも大きい、とする分析結果は、アントレプレナーに対する人的資本の役割の重要性を示した。

アントレプレナーに関する実証研究は今後ますます蓄積が進み、理論的にも、データ面でも発展が予想される。そうした中で、日本の課題は、アントレプレナーの活動を促進したり、阻害したりする要因に何があるのか、を追跡調査できる、米国の NLS や英国の NCDS のようなロンジテューディナル・データの整備であろう。これは行政と研究者の両方の責務である。

また資本（資産）のように明確な要因に比べ、人的資本の評価は困難である。しかし、アントレプレナーの背景をみる上でこの影響をどう捉えていくかは挑戦的なテーマといえよう。その意味で、6章に紹介した Georgellis and Wall (1999) の自営業比率地域格差へのアプローチは示唆的である。つまり、人的資本の代理変数として親の資産のような具体的な変数ではなく、地域別に推定された説明式の切片（定数）の中に含まれている、とみなす考え方である。

最後に、国や地域のアントレプレナーの活動が活発化するためには、顕在

化したアントレプレナーの母集団となる Nascent（創業準備段階）のアントレプレナー人口の増加を図ることが重要である，という Reynolds, P. and S. White (1997) の主張は傾聴に値しよう。これについても，GEM プロジェクトによって1997年よりデータが収集されつつあるとはいえ，分析のための利用可能なデータの新たな整備が必要と思われる。これらの整備によって，家業の継承など幅広い動機を包含する自営業としてではなく，リスク・テイクを恐れない本来の意味でのアントレプレナーの実証分析が可能になるだろう。

〔参考文献〕

- Blanchflower, D. and A.J. Oswald (1998), 'What Makes an Entrepreneur?' *Journal of Labor Economics*, vol.16, no.1,
- Dunn, T. and D. Holts-Eakin (1995), 'Capital Market Constraints, Parental Wealth and the Transition to Self-Employment among Men and Women', U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, *National Longitudinal Surveys*, Discussion Paper
- Evance, D.S. and B. Jovanovic (1989), 'An Estimated Model of Entrepreneurial Choice under Liquidity Constraints', *Journal of Political Economy*, vol.97, no.41
- GEM (2001), 'How Entrepreneurial is Ireland?', *The Global Entrepreneurship Monitor 2000, The Irish Report*, Department of Business Administration, University College Dublin, (<http://www.gemconsortium.org>)
- Georgellis, Y. and H.J. Wall (1999), 'What Makes a Region Entrepreneurial? Evidence from Britain', Federal Reserve Bank of St. Louis, Working Paper 99-009A
- Reynolds, P. and S. White (1997), *The Entrepreneurial Process*, Quorum Books