

企業家の労働時間*

—実証分析—

Working Hours of Entrepreneurs

An Empirical Analysis

原田 信行 (Nobuyuki HARADA)

日本経済研究センター

1. はじめに

本稿は、創業後比較的時間もない時期における企業家の労働時間について分析を行うものである。これまで、日本のみならず欧米においても、企業家の労働時間を観察し、実証的に分析を行った研究はほとんど存在しない。そのため、企業家の労働時間については、分析以前にその実態さえ十分には把握されておらず、従って例えば「企業家は平均的にはどの程度働いているのか」といった基本的な問いかけにさえ十分に答えることができないという状況にあった。

これは、ひとつには、そのようなことを観察したデータセットが容易には入手できないことによる。一般に、新企業の所在情報を入手し調査を行うことは既存企業に比べてはるかに困難であり、また、単に会社経営者全般を対象とした調査を行った場合には、創業者以外の後継者や、事後的に昇進によって経営者になった者が対象に含まれてしまう。

例えば、日本については、就業構造基本調査や労働力調査に基づけば「自営業主」や「会社役

員」の労働時間を観察することはできるが、それらには後継者や事後的に会社役員になった者についての情報が含まれる¹。さらに、これらの官庁統計では、公表資料に基づく限り、集計された平均値と若干の分布についての情報が得られるのみであり、必ずしも十分な分析ができるとはいえない²。しかし、起業活動について考える場合には、これまで主に焦点が当てられてきたそのリスクや報酬の程度だけでなく、労働条件、例えば最も代表的な要素である労働時間についての情報も併せて検討される必要がある。

そこで、今回、創業後3—7年の企業の創業者を対象としたアンケート調査（「新規開業に係る実態調査」；2002年11月実施）に創業者自身の労働時間を尋ねる設問を設けることにより、これまで十分には明らかになっていなかった企業家の労働時間についてのデータを入手した。本稿は、そのアンケート調査の結果をもとに、企業家の労働時間について観察し、その上で、どのような企業家がより長く、あるいはより短く働いているのかを検証する労働時間関数の推定を行うものである³。労働時間関数の推定にあたっては、主要な説明変数として、企業家の人的属性（年齢、学歴、

*本稿の作成過程において、有益なコメントをいただいた大橋勇雄教授、中馬宏之教授、長岡貞夫教授、岡田羊祐助教授、岡室博之助教授、元橋一之助教授（以上一橋大学）、三谷直紀神戸大学教授、本庄裕司中央大学助教授、および一橋大学、青山学院大学、明治大学、日本経済研究センターのセミナー参加者に深く感謝したい。また、本誌レフェリーからも論文の改善に大きく寄与するコメントをいただいた。記して感謝する。なお、本稿で使用したデータは、筆者が2001-2002年度に所属した、(財)中小企業総合研究機構「新規開業研究会」において実施したアンケート調査「新規開業に係る実態調査」により収集したものである。研究会の過程で有益な議論をさせていただいた委員の諸先生方、およびデータの2次使用を御快諾いただいた関係各位に心より感謝申し上げます。

性別)、設立された新企業の企業属性(業種、企業規模)、株式公開予定の有無、会社設立の背景(独立型、家業発展型等の違い)および直近年度の売上高変化率を用いる。このような、起業活動の特殊性に焦点を当てた労働時間関数の推定は、筆者が知る限りこれまで全く行われたことのないものである。

本稿の構成は以下の通り。まず次節では、本調査の調査結果を用いて、企業家の労働時間の実態を概観する。続く第3節では、労働時間関数推定のためのモデルを提示し、第4節ではその推定結果を報告する。第5節は結論である。

2. 企業家の労働時間

今回、我々が2002年11月に実施したアンケート調査の調査対象は、東京商工リサーチ(TSR)の企業情報データベースから抽出された、創業年が95年—99年(すなわち、創業後3—7年)の、製造業、卸・小売業、運輸・通信業、サービス業のいずれかに属する企業1万社である⁴。TSRは、帝国データバンクと並び日本の中小企業の企業情報を最も広範に保有する調査会社のひとつであり、現実問題として日本においてそれ以上のカバレッジを持つ企業情報を入手しアンケート調査を行うことはほとんど不可能である。中小企業白書等でも、TSRの企業情報をもとにしたアンケート調査が多く行われている。

このTSRのデータベースには、当該時期・業種に属する新企業は各年4000—5000社、5年間で約22000社存在した。本調査では、このうち各年2000社ずつを無作為に抽出し、調査票を郵送した。結果的に、1万社とは、TSRが保有する当該時期・業種の新企業全リストの半数近くにアンケートを実施したことを意味している。

調査の結果、1141の有効回答が得られた。ただし、ここからまず本稿の分析に必要な項目の回答に未記入があるサンプルなどを除いた。さらに、TSRのデータベースにおいてカバレッジが比較的小さく回答数も少なかった個人企業を対象から除き、分析対象を法人企業(有限会社と株式会社)に限定した。これらの処理の結果、最終的な分析

サンプル数は755となった⁵。本稿のすべての分析は、この統一されたサンプルのもとで行う(詳細なサンプル特性は表4、表5を参照)。なお、以上をまとめると、本稿における「企業家」の定義は、「創業後3—7年の、製造業、卸・小売業、運輸・通信業、サービス業のいずれかに属する、法人企業の創業者」である。

本調査には、下記の設問が設けられており、この設問により企業家の週あたり労働時間を数値で把握することができる⁶。

問 創業者ご自身の、現在の平均的な週あたり就業時間(ご自身が仕事と考える活動に充てている時間)をお答えください。なお、一週間は24h×7日=168時間です。

この設問に対する回答の集計結果が表1である。これをみると、創業後比較的時間もない時期の企業家の労働時間は、平均で週あたり66時間に達していることがわかる。この結果は、後掲の表3に示されている非農林業・男性平均に比べ19時間長い。週あたり66時間といえば、休日を仮に週1日として、週6日毎日11時間働くことを意味している。また、仮に1年間を50週として単純に換算すると、年間では約3300時間働いている計算になる。

次に、その分布を示した表2をみると、全体の87%の企業家が、被雇用者に対して適用される法定労働時間である週40時間を超えて働いており、25%の企業家が実にその2倍にあたる80時間以上働いていることがわかる⁷。さらに、全体の1割と比較的少数ではあるが、100時間以上働いている企業家も存在している。週あたり80時間といえば、休日を仮に週1日として、週6日毎日13時間以上働くことを意味している。週100時間といえば、休日を設けなくても一日平均14時間以上働いている計算になる。

表1. 週間就業時間の記述統計

(時間)				
平均	中央値	最小値	最大値	標準偏差
66.18	60	5	154	22.60

n = 755

表2. 週間就業時間の分布

	34時間 以下	35～40 時間	41～49 時間	50～59 時間	60～69 時間	70～79 時間	80～99 時間	100 時間以上	計	(再集計) 41時間以上	(再集計) 60時間以上	(再集計) 80時間以上
実数(人)	24	74	55	127	142	147	108	78	755	657	475	186
構成比	0.03	0.10	0.07	0.17	0.19	0.19	0.14	0.10	1.00	0.87	0.63	0.25

表3. 参考：自営業主および役員 of 週間就業時間
(総務省『労働力調査』抜粋加工：2002年平均，非農林業・男)

3-1) 実数

	従業者 総数	34時間 以下	35～42 時間	43～48 時間	49～59 時間	60時間 以上	就業時間 不詳	平均週間 就業時間	(再集計) 43時間以上
自営業主・雇有	127	15	22	23	28	38	1	51.3	89
自営業主・雇無 (内職者を除く)	242	61	45	35	44	57	1	45.4	136
会社等役員	293	33	72	56	61	71	1	49.0	188
合計	662	109	139	114	133	166	3	48.1	413
(参考) 非農林業全体	3534	462	975	705	721	653	18	47.0	2097
(参考) 一般常用雇用者	2584	226	773	552	561	465	7	47.9	1585

(万人) (時間) (万人)

3-2) 構成比

	従業者 総数	34時間 以下	35～42 時間	43～48 時間	49～59 時間	60時間 以上	(再集計) 43時間以上
自営業主・雇有	1.00	0.12	0.17	0.18	0.22	0.30	0.71
自営業主・雇無 (内職者を除く)	1.00	0.25	0.19	0.15	0.18	0.24	0.56
会社等役員	1.00	0.11	0.25	0.19	0.21	0.24	0.64
合計	1.00	0.17	0.21	0.17	0.20	0.25	0.63
(参考) 非農林業全体	1.00	0.13	0.28	0.20	0.21	0.19	0.60
(参考) 一般常用雇用者	1.00	0.09	0.30	0.21	0.22	0.18	0.62

表3は、比較のために掲げた同じ時期(2002年平均)の総務省「労働力調査」による従業者全体、うち自営業主(雇有・雇無)、会社等役員、一般常用雇用者の週間就業時間の分布および平均値である⁸。ただし、今回実施した「新規開業に係る実態調査」では農林業は調査対象に含まれておらず、かつ結果的にサンプルのほとんどが男性である(表4を参照)ため、ここでは非農林業・男性の結果のみを掲げている。なお、労働力調査において、自営業主は「個人経営の事業を営んでいる者」、会社等役員は「会社、団体、公社などの役員(会社組織になっている商店などの経営者を含む)」と定義されている。従って、法人企業の創業者のみで構成されている本稿の分析サンプルに最も近い概念は、「会社等役員」である。

表1と表3から、創業後比較の間もない企業家

の労働時間は、一般の男性常用雇用者に比べて約18時間、会社等役員と比べても約17時間長くなっていることがわかる。特に、一般の男性常用雇用者と比較すると、その労働時間は年間では単純換算で約2400時間となるのに対し、企業家は上述の通り約3300時間であり、企業家は男性常用雇用者に比べ年間約900時間長く働いていることになる。

また、その分布に関しては、表3から、一般の男性常用雇用者の場合にも62%が週あたり43時間以上、18%が60時間以上働いているほか、会社等役員では64%が43時間以上、24%が60時間以上働いていることがわかる⁹。しかしこれらの割合は、(平均値が企業家より短いことからある程度類推できるように)いずれも表2の、87%の企業家が週41時間以上、63%が60時間以上働いているという結果に比べれば少ないものである¹⁰。

3. 労働時間の決定要因

本節および次節では、どのような企業家がより長く、あるいはより短く働いているのかを検証する労働時間関数の推定を行う。労働時間の決定問題は、労働参加 (labor participation) の決定問題と並んで、特に欧米の労働経済学において、古くから膨大な理論及び実証研究の蓄積がなされてきた分野である¹¹。しかし、それらの研究はほとんどが就業者全体か、あるいは賃金労働である被雇用者に焦点を当てたものである¹²。

最も基本的な静学的労働供給モデルにおいては、各個人は消費 c と労働時間 h 、および様々な個人あるいは世帯属性の集合 I からなる効用関数 U

$$U = U(c, H-h, I) ; \partial U / \partial c > 0, \partial^2 U / \partial c^2 < 0, \\ \partial U / \partial h < 0, \partial^2 U / \partial h^2 > 0 \quad (1)$$

を持ち、これを制約条件

$$s.t. \ c \leq w \cdot h + P \quad (2)$$

のもとで c と h について最大化すると想定する。ただし、 H は投入可能最大労働時間、 w は労働供給の結果として得られる時間あたり報酬額 (被雇用者の場合は賃金率)、 P は労働以外から発生する所得である。この効用最大化問題の1階の条件から、意思決定者の最適な労働投入時間が

$$h = f(w, P, I) \quad (3)$$

の形で導出され、これが労働時間関数として推定される。そして、これまで、先験的には符号の正負さえ明確でない w に対する労働時間の反応パラメータ $[\partial h / \partial w]$ や、個人あるいは世帯属性による労働供給行動の違いなどが中心的なテーマとして検証されてきた。

本稿でも、企業家の労働時間関数の推定にあたって、基本的にはこれと同様のアプローチを採用する。ただし、原田・木嶋 (2002) および Harada and Kijima (2003) に基づき、上記モデルをより起業活動に即した定式化に拡張する。具体的には、まず企業家の効用関数として、(1)式と同じく

$$U = U(c, H-h, I) ; \partial U / \partial c > 0, \partial^2 U / \partial c^2 < 0, \\ \partial U / \partial h < 0, \partial^2 U / \partial h^2 > 0$$

を想定する¹³。その上で、企業家が事業から得る

利潤関数 π が

$$\pi = \pi(h, X, \phi) \quad ; \partial \pi / \partial h > 0, \partial^2 \pi / \partial h^2 < 0 \quad (4)$$

の形で書けるとする¹⁴。ただし、 X は企業の利潤に影響を与える様々な属性要因、 ϕ は年々の事業の不確実性を表す攪乱項である。

このとき、企業家の効用最大化問題は以下のようになる。

$$\max_{c, h} U(c, H-h, I) \quad s.t. \ c \leq \pi(h, X, \phi) \quad (5)$$

この定式化と(1)(2)式の最も本質的な違いは、時間 h に対する限界収益が(2)式では常に定数 w として固定されているのに対して、(4)式では h を含む関数となる点である。結局、企業家の最適な労働投入時間は、(3)式と同様に(5)の1階の条件から

$$h = h(X, I, \phi) \quad (6)$$

の形で書けることになる。本稿では、この形の労働時間関数を推定する¹⁵。

まず、効用関数の属性要因 I 、および利潤関数の属性要因 X の構成要素の一部として、企業家の人的属性、具体的には企業家の年齢、学歴および性別を採用する。企業家の年齢としては創業時の年齢を用いることも考えられるが、ここでは、調査された労働時間とその時点での年齢との対応という面をより重視し、創業時の年齢ではなく調査時点での年齢を使用する¹⁶。学歴については、最終学歴が大学以上 (中退を含む) を1とするダミー変数を、性別については、女性を1とするダミー変数を採用する。学歴ダミーが「中退を含む」ものとして定義されているのは、純粋に調査票の設問がそのような形になっていることによるものである。また、 I の構成要素としてしばしば用いられる世帯属性については、本アンケート調査では対応する設問項目がないため採用できなかった¹⁷。なお、これらの人的属性は効用属性要因 I と利潤要因 X として効用関数 U 、利潤関数 π のいずれにも影響を与えていると考えられるが、本稿の定式化は一種の誘導形であるため、両者の効果を区別することはできない。

次に、企業家の人的属性以外の X の構成要素として、設立された新企業の企業属性、将来的な株式公開予定の有無および会社設立の背景を採用す

る¹⁸。企業属性としては、今回の調査から観察可能な変数として業種と企業規模を使用する。業種は、設問項目の区分に基づき「製造業」「運輸・通信業」「卸・小売業」「サービス業（飲食店含む）」の4区分とする。企業規模は、本分析では企業の運営に常時従事している人間の総数で測ることとし、具体的には「会社役員数+従業員数」の形を採用する¹⁹。なお、設問項目の性質から、従業員には「常時勤務している」派遣社員・契約社員・パートタイマー・アルバイトが含まれる。

株式公開予定は、主として株式公開の将来的な所得期待が、企業家の労働投入行動に違いをもたらしているかどうかを検証するためのものである。具体的には、当該項目について尋ねる設問

問 現在、株式を公開していますか、あるいは将来的に公開する予定がありますか。

において、「将来的に公開する予定」を選択したものを1、「公開する予定はない／わからない」を0とするダミー変数を採用する。なお、本設問には第3の選択肢として「既に公開している」も設けられているが、本分析の対象である755サンプルの中に「既に公開している」とするサンプルはなかった。従って、結果的に本分析の対象は未公開企業のみで構成されていることになる。

さらに、会社設立の背景としては、選択肢を5つの類型に分けて尋ねた以下の設問の結果を用いる。それぞれの回答を1とするダミー変数を作成し説明変数に加えることにより、これらの設立の背景の違いが創業後の労働時間に違いをもたらしているかどうかを検証することができる²⁰。

問 貴社はどのような形態で設立しましたか。

1. 特定企業（直前の勤務先など）の指揮系統下で、特定企業の関連会社として創業した（分社型）
2. フランチャイズ形態で独立した（フランチャイズ型）
3. 特定企業（直前の勤務先など）の指揮系統下には入らず、特定企業とは強い資本関係等

を持たずに創業した（独立型）

4. 家業を発展させるかたちで、自ら新しい会社を設立して今の事業を始めた（家業発展型）
5. その他

事業の不確実性 ϕ については、最も端的かつ確実に観察できる変数として、直近年度の売上高変化率を用いる。ここで、「直近年度の」売上高変化率が用いられている点は重要である。これには、「現在の」売上高は会計年度途中であるため観察できないという実際的な理由もあるが、いずれにしても、結果的に本変数には、先決変数であり現在の労働時間と同時決定の関係にはなっていないという分析上のメリットがある。この売上高の増加傾向は、一般的には現在の経営状況を改善する方向に働くとともに、将来にわたる企業家の事業の継続および成長に関する期待を高めると考えられる。一方、売上高の減少傾向は、一般的には現在の経営状況を悪化させるとともに、将来の事業継続に関する期待を減少させると考えられる。極端な例ではあるが、仮に売上の減少が続き企業が存続できなくなった場合には、通常企業家は甚大な経済的損失を被ることになる。従って、売上高の変動に伴う企業家の労働投入量の変化は、これらの経営状況および期待の変化の影響が複合されたものとなる。具体的な変数としては、直近年度とその前年度売上高の対数差分による近似形（ $\log[\text{売上高}/\text{売上高}(-1)]$ ）を用いる。

最後に、創業後の経過年数の違いや創業後のマクロ的なショックの違いをコントロールするため、説明変数に創業年ダミーを加える。

以上をまとめると、労働時間関数の最終的な定式化は下記の通りとなる。ただし、特定化に際して被説明変数および企業規模は対数形に変換している。

$\log(\text{週あたり就業時間})$

$=f(\text{企業家の人的属性, 企業属性, 株式公開予定, 設立の背景, 売上高変化率, 創業年})$

$=f(\text{年齢, 学歴, 性別, 業種, } \log(\text{企業規模}), \text{ 株式公開予定, 設立の背景, } \log[\text{売上高}/\text{売上高}(-1)], \text{ 創業年})$ (7)

表4. 説明変数の記述統計

	平均	中央値	最小値	最大値	標準偏差
年齢 (調査時点)	50.8	52	25	78	9.4
学歴 (大学以上 (中退を含む) = 1)	0.613	1	0	1	0.487
性別 (女性 = 1)	0.025	0	0	1	0.157
業種					
製造業	0.203	0	0	1	0.402
運輸・通信業	0.040	0	0	1	0.195
卸・小売業	0.438	0	0	1	0.497
サービス業	0.319	0	0	1	0.466
企業規模					
役員数+従業員数 (調査時点)	23.6	10	1	941	63.3
株式公開予定ダミー	0.170	0	0	1	0.375
設立背景ダミー					
分社型	0.166	0	0	1	0.372
フランチャイズ型	0.029	0	0	1	0.168
独立型	0.673	1	0	1	0.469
家業発展型	0.053	0	0	1	0.224
その他	0.079	0	0	1	0.271
log (売上高/売上高 (-1))	0.070	0.072	-3.076	3.219	0.506
創業年ダミー					
95年	0.195	0	0	1	0.396
96年	0.174	0	0	1	0.379
97年	0.205	0	0	1	0.404
98年	0.209	0	0	1	0.407
99年	0.217	0	0	1	0.413

n = 755

この(7)式を、最小自乗法により推定する。

説明変数の記述統計を表4に、さらに、予備的分析として、推定に使用する各属性別の平均就業時間およびサンプル数を表5に示した。まず年齢については、企業家の平均年齢は51歳、中央値も52歳と比較的高く、表5の分布をみても、50代が最も多く次いで40代、60代の順となっている²¹。ただし、これは調査時点の年齢であり、創業年齢でみると、平均値は45.9歳、中央値は47歳である。また、同じく表5より、年代別の労働時間については、39歳以下では平均で70時間を超えているのに対して、60歳以上では60時間以下となっているなど、若いほど長くなる傾向があることがわかる。学歴については、6割強が大学以上であり、その平均労働時間は大学以上層のほうが若干長くなっている。性別については、大部分(97.5%)

が男性である。女性のサンプル数が少ないため一概には比較できないが、集計値をみる限り女性の平均労働時間は男性よりも8時間近く短い。

業種分布については、卸・小売業(44%)、サービス業(32%)、製造業(20%)の順に多くなっており、運輸・通信業が最も少なく4%である。平均労働時間は、製造業が他の業種に比べてやや長く、一方で運輸・通信業およびサービス業がやや短い。企業規模(役員数+従業員数)は、平均値では24人であるが、中央値では10人であり、表5の分布をみると5割近くが10人未満、4分の3が20人未満、9割強が50人未満となっている。ただし、この企業規模も調査時点の値であり、創業時でみると平均値は11.4人、中央値は5人である。平均労働時間については、10—19人の層が最も長くなっているが、全体として各層の間に大きな

差はみられない。

表 5. 属性別・平均週間就業時間

	平均週間 就業時間	n
総数	66.2	755
年齢		
39歳以下	72.2	99
40～49歳	69.1	208
50～59歳	65.4	312
60歳以上	59.0	136
学歴		
大学以上（中退を含む）	64.5	463
それ以外	68.8	292
性別		
男	66.4	736
女	58.7	19
業種		
製造業	69.3	153
運輸・通信	63.7	30
卸売・小売業	66.7	331
サービス業	63.8	241
企業規模（役員数+従業員数）		
1～9人	65.4	366
10～19人	67.8	201
20～49人	66.3	124
50人以上	65.2	64
株式公開について		
将来的に公開する予定	73.9	128
公開する予定はない/わからない	64.6	627
設立の背景		
分社型	62.7	125
フランチャイズ型	70.4	22
独立型	67.7	508
家業発展型	60.0	40
その他	63.1	60
log(売上高/売上高(-1))		
0未満	68.2	254
0以上	65.1	501
創業年		
95年	66.5	147
96年	67.8	131
97年	65.0	155
98年	65.2	158
99年	66.6	164

(時間)

また、全体の17%の企業家が将来的に株式の公開を考えている。表5によれば、株式公開予定のある企業の企業家の労働時間は、そうでない企業家に比べて平均で9時間以上長く、週あたり74時間に達している。会社設立の背景については、独立型が最も多く、全体の7割近くを占めている。平均労働時間は、これもサンプル数に相当ばらつきがあるため一概には比較できないが、集計値をみる限り最も長いのはフランチャイズ型の70時間、最も短いのは家業発展型の60時間であり、両者には週あたり10時間の差がある。

直近年度の売上高変化率については、平均で約7%の上昇を示している。表5より、売上高が増加している企業と減少している企業に分けてみると、企業家の平均労働時間は0未満のほうが若干長いことがわかる。最後に、創業年については、もともと各年から同数の調査サンプルを抽出したことからある程度予想されることではあるが、95—99年の5年間にほぼ一様に分布している。平均労働時間についても、96年が若干長い程度で、創業年による大きな違いはみられない。

以上、単純な集計値に基づき、様々な属性別に労働時間の違いを観察した。その結果、属性によっては各層別に比較的大きな労働時間の違いがあることが確認された。ただし、これらの集計値は同じデータを様々な角度から眺めたものであり、本来はこれらの属性はそれぞれ同時に影響を与えている。また、一般に、あるサンプル群を分割して再集計した場合にはそれぞれの集計値は通常別々の値になるが、それを観察しただけではその違いが偶然的な誤差の範囲を超えるものなのかどうかは判断できない。そこで、さらに次節において、労働時間関数の推定を行いその結果を提示することにより、これらの違いが統計的に意味のあるものかどうか、およびこれらの要因を同時にコントロールした場合にそれぞれの要因はどの程度の影響を与えているのかを計量的に検証する。

4. 推定結果

労働時間関数(7)式の推定結果は表6の通りであ

表 6. 労働時間関数の推定結果

被説明変数：log（週あたり就業時間）	係数	t 値	係数×66.18
定数項	4.6401	51.66**	-
年齢	-0.0089	-6.44**	-0.59
学歴（大学以上（中退を含む）=1）	-0.0759	-2.95**	-5.02
性別（女性=1）	-0.1889	-2.35*	-12.50
業種			
製造業	-		-
運輸・通信業	-0.1465	-2.13*	-9.70
卸・小売業	-0.0160	-0.46	-1.06
サービス業	-0.1109	-3.09**	-7.34
企業規模			
log（役員数+従業員数）	0.0162	1.24	-
株式公開予定ダミー	0.1239	3.47**	8.20
設立背景ダミー			
分社型	-0.0389	-1.08	-2.58
フランチャイズ型	0.0282	0.38	1.87
独立型	-		-
家業発展型	-0.1240	-2.19*	-8.21
その他	-0.0667	-1.42	-4.42
log（売上高/売上高（-1））	-0.0573	-2.26*	-3.79
創業年ダミー			
95年	-		-
96年	0.0433	1.05	2.87
97年	-0.0038	-0.10	-0.25
98年	-0.0211	-0.53	-1.40
99年	0.0111	0.28	0.73
Adj-R ²	0.1019		(時間)
S.E.	0.3402		

注) * 5%水準で有意

** 1%水準で有意

n = 755

る。ただし、(7)式は被説明変数が労働時間の対数なので、各説明変数の労働時間に対する影響は非線形となる。そこで、各係数の大きさを最も簡単に評価するために、各係数の推定値に労働時間の平均値66.18を乗じた値を掲げた。[$\log Z = a_0 + a_1 Y \Rightarrow dZ/dY = a_1 Z$]なので、この「平均値で評価した値」により、近似的にはあるが各説明変数1単位の上昇が労働時間に何時間程度影響を与えるかを計算することができる。ただし、説明変数にも対数が使用されている企業規模については、この方式で係数の大きさを評価するのは適切ではないため表から除いている(注23も参照)。log [売上高

／売上高(-1)]については、この項全体で売上高変化率の近似式となっていることから、この方式によりあわせて評価した。

推定結果をみると、まず企業家の人的属性に関しては、企業家の年齢は負で有意、すなわち若い企業家ほど長く働く傾向があるとの結果が得られた²²。その係数の大きさは、平均値で評価して、年齢が2歳高いと労働時間が1時間強短いという関係になっている。学歴については、大学以上ダミーが負で有意、すなわち相対的に高学歴の者のほうが労働時間が短い傾向があることが示されており、平均値で評価した場合のその差は約5時間で

ある。性別についても、女性ダミーが負で有意、すなわち女性の労働時間が相対的に短い傾向があることが示されている。その係数の値は大きく、平均値で評価して、女性の労働時間は男性に比べて実に12時間強短い。

企業属性に関しては、業種については運輸・通信業とサービス業が（製造業を基準として）負で有意となった。係数の絶対値はサービス業よりも運輸・通信業のほうが大きく、平均値で評価すると運輸・通信業は製造業に比べ10時間近く短い。企業規模については、有意な結果は得られなかったが、ある程度の正の関係、すなわち規模の大きな企業を運営する企業家ほど労働時間が長い傾向があるという関係がみられる²³。

また、将来の株式公開予定については、労働時間に対して正で有意、すなわち株式公開を志向する企業家はそうでない企業家比べて長く働く傾向があるとの結果が得られた。その係数の大きさは、平均値で評価して8時間強である。この結果は、将来株式公開により莫大な報酬を得るという期待が、企業家を強く動機付けている可能性を示唆するものである²⁴。とりわけ、もし企業家が、株式公開の実現確率がある程度でも企業家の労働供給量の増加関数であると認識していれば、その将来の莫大な所得獲得の可能性を高めるために企業家はより多くの労働を投入することになると考えられる。

会社設立の背景については、「独立型」を基準として「家業発展型」ダミーのみ負で有意となり、家業発展型の企業家の労働時間は相対的に短い傾向があることが示された。また、他の型に比べれば被雇用者に近い性質を有していると考えられる「分社型」が、有意ではないものの若干労働時間が短い傾向があるとの結果になっている。

直近年度の売上高変化率については、企業家の労働時間に対して負で有意となった。ただし、その係数の大きさは、平均値で評価して直近年度の売上高10%の増加に対して労働時間が0.38時間増える程度であり、それほど大きいものとはいえない。前節の議論に即して考えれば、この結果は、売上高の減少傾向に対して企業家は自らの労働投

入量を増加させることにより対応する傾向があることを示している。この点に関しては、De Fraja（1996）の不確実性を含む起業モデルにおいても、起業前に業績期待に基づいて投資額を決定しそれが固定費となる場合、起業後の業績が期待よりも悪い場合のほうが、良い場合に比べて労働時間が長くなるとの分析が提示されている。従って、今回の推定結果は、このDe Fraja（1996）の起業モデルを支持する結果であるということができる。直感的にも、売上高が減少している場合に、それに対処しようとし、また将来的な破綻の可能性を回避するために企業家がより長く働くように動機付けられることは理解できる。

最後に、創業年ダミーについては、いずれの変数とも有意な結果は得られなかった。これは基本的には、今回の分析対象である創業後3—7年の範囲では、創業後の経過年数によって企業家の労働時間が大きく異なるという傾向は見られなかったことを意味している。

5. おわりに

本稿では、創業後比較的時間もない時期における企業家の労働時間について分析を行った。今回、独自にアンケート調査を実施することにより、日本のみならず欧米でもこれまでほとんど明らかになっていなかった企業家の労働時間の実態について観察し、分析を行うことが可能となった。調査結果によれば、創業後3—7年の時期にあたる企業家の労働時間は、平均で週あたり66時間であった。これは、一般の非農林業・男性常用雇用者平均に比べ週あたり約18時間、年間では単純換算で約900時間長い。また、全体の87%の企業家が、被雇用者に対して適用される法定労働時間である週40時間を超えて働いていること、25%の企業家が実にその2倍にあたる週80時間以上働いていること、さらに1割と比較的少数ではあるが、100時間以上働いている企業家も存在していることがわかった。

次に、今回得られたデータをもとに、どのような企業家がより長く、あるいはより短く働いてい

るのかを検証する労働時間関数の推定を行った。ただし、従来の被雇用者を中心とした分析枠組とは異なり、ここでは起業という活動の特殊性に焦点を当て、企業家の人的属性、設立された新企業の企業属性、将来的な株式公開予定の有無、会社設立の背景および直近年度の売上高変化率を主要な説明変数とする推定を行った。人的属性としては、企業家の年齢、学歴および性別を、新企業の企業属性としては、業種と企業規模を使用した。

推定の結果、まず企業家の人的属性については、若い企業家ほど長く働く傾向があること、女性の企業家の労働時間は相対的に短い傾向があることなどが示された。企業属性については、運輸・通信業およびサービス業に属する企業家の労働時間は相対的に短い傾向があることが示された。また、株式公開予定については、労働時間に対して正の影響があることが示された。この株式公開予定の結果は、企業家が将来の所得期待に強く動機付けられている可能性を示唆するものである。会社設立の背景については、家業発展型の企業家の労働時間は相対的に短い傾向があることが示された。最後に、売上高変化率は、企業家の労働時間に対して負の影響があることが示された。これは、売上高の減少傾向に対して企業家は自らの労働投入量を増加させて対応する傾向があることを示しており、De Fraja (1996) の不確実性を含む起業モデルを支持する結果である。

本研究により、企業家は一般的な被雇用者に比べて長く働いていること、およびどのような企業家がどの程度働いているかが計量的に明らかとなった。一般的に、起業活動には大きなリスクがあり、企業家の期待報酬は基本的にはそのリスクプレミアム分だけ大きいと考えられる (eg. 原田, 1998)。さらに、通常企業家はその事業に自己資金を投入しており、従って企業家が受け取る報酬にはもともとその投入資金に対する機会利益分が含まれる (cf. Harada, 2003, 第2節)。それに加えて今回、企業家が長く働く傾向があることが確認されたことは、企業家が事業から受け取る報酬のうち純粋に労働所得に相当する部分についても、その長時間労働分だけ大きな報酬を得るのが

むしろ自然でさえあるといえることを示している。

ただし、本稿では、企業家の労働時間について、調査票の限界もありその長さのみに着目して分析を行った。当然、労働については、時間の長短だけでなくその内容・質についても検討されることが望ましい。しかし、そのような要因は労働時間以上に観察が困難であり、今回は分析に取り入れることができなかった。また、同じく本稿では調査票の限界、具体的には現在の労働時間に対応すべき「現在の」経営成果を観察することが難しいなどの理由から取り扱うことができなかったが、本来は労働時間の長さと同様な経営成果との対応関係も主要な関心事である。これらの点については、調査設計の再検討も含めて今後の課題としたい。

【注】

- 1 これはもともとの調査項目の問題なので、仮にこれらの調査の個票が入手できた場合でも、基本的に創業者の情報を分離することはできない。ただし、最大限の可能性として、就業構造基本調査において、複数の調査項目を組み合わせるにより調査時点以前1年以内に新しく自営業主になった者についての情報を抽出することはできる (eg. 中小企業庁, 2003, p. 95)。ただし、その場合でも対象は自営業主に限られ、有限会社や株式会社などを設立しその経営者になった者は把握できない。
- 2 日本においては、官庁統計の個票の入手は一般に非常に困難である。
- 3 なお、偶然にも国民生活金融公庫総合研究所が同公庫の融資先に対して毎年行っている「新規開業実態調査」でも今回新しく労働時間を尋ねる設問が追加された (国民生活金融公庫総合研究所, 2003)。しかし、いずれにしても同調査の調査対象は小企業に集中しており、また調査時期も開業後1年前後が中心となっていることから今回の我々の調査対象とは基本的に重ならないものである。
- 4 逆にいえば、本調査では、主としてデータの補足の問題から農林水産業、建設業、不動産業に属する企業および創業後3年未満の企業は対象から除かれている。
- 5 うち有限会社250, 株式会社505。
- 6 ここで、企業家は自身の労働時間を定義できるのか

という問題があると思われるかもしれない。確かに、本調査ではこの点は最終的には各企業家の主観的判断に委ねられている。しかし、後で比較を行う代表的な統計調査「労働力調査」でも、自営業者や会社役員に対して、週間就業時間についてはその実数を尋ねており、本調査の取り扱いもこれに準じたものであるということが出来る。

- 7 もちろん、企業家は被雇用者ではないので法定労働時間の適用対象ではない。ここでは、日本における労働時間の比較のひとつの目安として週40時間を用いている。
- 8 表3では省略したが、従業者のうちわけとしてはほかに家族従業者、内職者、臨時雇、日雇がある。
- 9 このうち、特に一般常用雇用者の就業時間については、いわゆる「サービス残業」の問題から過少にしか把握されていないと考えられるかもしれない。しかし、「労働力調査」や「就業構造基本調査」は就業者に直接尋ねるタイプの統計調査であるため、事業主に対して被雇用者の労働時間を尋ねる「毎月勤労統計調査」や「賃金構造基本統計調査」とは異なり、サービス残業による補足過少の問題は原則的には存在しないと考えられている。実際、例えば「毎月勤労統計調査」でみると、2002年の男性常用労働者の総実労働時間は平均で年間1980時間となり、企業家との開きはさらに拡大する。むしろ、労働力調査や就業構造基本調査には、副業がある場合には就業時間がそれを含んだものとして申告されるため過大バイアスの懸念がある。ただし、副業を持っている常用雇用者は多くみても全体の5%程度に過ぎず、その影響は全体としては小さいと考えられる。
- 10 残念ながら、公表される労働力調査の集計表ベースでは、最長の労働時間区分が「週60時間以上」となっているため、例えば週80時間以上働くものがどの程度いるのかといった情報は得られない。従って、労働時間の集計結果についてこれ以上の直接の比較はできない。
- 11 この膨大な研究の蓄積に関する優れたサーベイとして、Pencavel (1986), Killingsworth and Heckman (1986), Mroz (1987), Blundell and MaCurdy (1999)を参照。
- 12 ただし、例外的に開発経済学の分野においては、途上国の自営業者（通常は農業従事者）の労働時間決定問題をモデルの一部に含む広範な理論および実証分析が展開されている（eg. Singh, Squire and Strauss, 1986）。また、企業家の労働時間の決定問題をモデル内で中心的に取り扱った数少ない理論分析の例として、本文中でも触れるDe Fraja (1996), 原田・木嶋 (2002), Harada and Kijima (2003)がある。
- 13 De Fraja (1996), 原田・木嶋 (2002), Harada and Kijima (2003)では、企業家の効用関数として最も単

純なコブ・ダグラス型 $[U = c^{\sigma_1} \cdot (H-h)/H]^{\sigma_2}$ が想定されている（ σ_1, σ_2 はパラメータ）。

- 14 例えばHarada and Kijima (2003)では、具体的な利潤関数として、代表的な起業モデルのひとつであるEvans and Jovanovic (1989)を労働時間を含む形に発展させた、 $[\pi = \theta (h/H)^{\rho} k^{a-r}]$ の形が想定されている。（ θ は企業家能力、 k は投入資本量、 r は実質粗利子率、 ρ, a はパラメータ）
- 15 ここで、企業家の受け取る利潤 π をいくつかの要因に分解して効用関数に代入するのではなく、例えば労働時間と企業家の受け取りの関係を表す(4)式を直接推定することも考えられる。それも興味深い分析となり得るが、しかし本調査からは、 π の実数を観察することができない。そのため、いずれにしても本稿では、企業家の受け取りを明示的に取り入れた分析を行うことはできなかった。この点は今後の課題である。
- 16 ただし、この「企業家の年齢」としてどちらの定義を採用するかという選択は主として概念上の問題であり、推定結果にはほとんど影響を及ぼさない。
- 17 事業活動を主眼とするアンケート調査に、個人の世帯属性まで踏み込んだ設問を設けるのは必ずしも一般的ではない。
- 18 本来は、 X として企業の資本構成に関する項目も含めることが望ましいと考えられるが、今回の調査にはそのような情報が得られる設問が含まれておらず断念した。
- 19 本分析のサンプルには、役員のみ（従業員数ゼロ）の会社が約7%含まれている。法人であっても、特に小規模な企業や創業後間もない企業の場合には役員のみで操業することは必ずしも不自然なことはいえない。従って、例えば通常の上場企業に対する実証分析とは異なり、ここでは企業規模を会社役員数を加えたものとして定義することとした。
- 20 5つの変数全てを説明変数に加えると1次従属となり推定できないので、実際にはひとつ落とした4変数が加えられる。その場合、推定された各ダミーの係数は落とした変数を基準に評価されている。業種ダミー、創業年ダミーも同様。
- 21 なお、29歳以下の企業家は8人、70歳以上の企業家は18人存在している。
- 22 年齢については、1次の項だけでなく2次の項も加えた推定も行ったが、有意な結果は得られなかった。
- 23 有意な結果が得られなかったため詳述は避けるが、この企業規模については、被説明変数と両対数の関係にあるので推定された係数は弾力性としてそのまま評価できる。また、他の変数と同様にその効果を平均値で近似的に評価する場合には、 $[\log Z = a_0 + a_1 \log Y \Rightarrow dZ/dY = a_1(Z/Y)]$ より、 $[\text{係数} \times (\text{労働時間の平均値} / \text{企業規模の平均値})]$ によって計算することができる。

24 より厳密には、この結果は上場を予定している企業家が単に実務的により忙しい傾向があることを示している可能性もある。残念ながら、どちらの効果がどの程度であるかを区別することはできない。しかし、仮にそのような傾向があったとしても、企業家はそのとき総労働投入量を増加させるのは将来の期待所得があるからであり、両者に本質的な違いはないと解釈することもできる。

【参考文献】

国民生活金融公庫総合研究所「2002年度 新規開業実態調査」, 2003年。
中小企業総合研究機構『新規開業研究会 研究報告書』, 2003年。
中小企業庁『中小企業白書 2003年版』, 2003年。
原田信行「企業家活動と経済成長」『日本経済研究』No. 37, pp. 165-177, 1998年。
原田信行・木嶋恭一「起業の意思決定における所得・余暇の代替と流動性制約」『日本ベンチャー学会誌 Japan Ventures Review』No. 3, pp. 139-148, 2002年。
Blundell, R. and T. MaCurdy, 1999, "Labor Supply: A Review of Alternative Approaches," in O. C. Ashenfelter and D. Card eds., *Handbook of Labor Economics Vol. 3A*, North-Holland, pp. 1559-1695.
De Fraja, G., 1996, "Entrepreneur or Manager: Who Runs the Firm?" *Journal of Industrial Economics*,

44(1), pp. 89-98.

Evans, D. S. and B. Jovanovic, 1989, "An Estimated Model of Entrepreneurial Choice under Liquidity Constraints," *Journal of Political Economy* 97, pp. 808-827.
Harada N., 2003, "Productivity and Entrepreneurial Characteristics in New Japanese Firms," *Small Business Economics*, forthcoming.
Harada N. and K. Kijima, 2003, "Consumption-Leisure Preference Structure: A New Explanation of the Evans-Jovanovic Results for Entrepreneurial Choice," *Small Business Economics*, forthcoming.
Killingsworth, M. R. and J. J. Heckman, 1986, "Female Labor Supply: A Survey," in O. C. Ashenfelter and R. Layard (Eds.), *Handbook of Labor Economics Vol. 1*, North-Holland, pp. 103-204.
Mroz, T. A., 1987, "The Sensitivity of an Empirical Model of Married Women's Hours of Work to Economic and Statistical Assumptions," *Econometrica*, 55(4), pp. 765-799.
Pencavel, J., 1986, "Labor Supply of Men: A Survey," in O. C. Ashenfelter and R. Layard eds., *Handbook of Labor Economics Vol. 1*, North-Holland, pp. 3-102.
Singh, I., Squire, L. and J. Strauss eds., 1986, *Agricultural Household Models: Extensions, Applications and Policy*, Johns Hopkins University Press.