

戦前日本における体位の決定要因*

——東北一農村の壮丁検査記録分析——

齋藤修

本論文は、経済発展の初期段階における体位の決定要因を明らかにする試みである。所得成長が始まって、人びとの体位は十分なかたちでは向上しないことがしばしばあった。その原因として従来の研究は人びとの移動と都市化に注意を向けてきたが、本稿はそこに農村の要因も介在していたことを示唆する。依拠するデータは、例外的に豊かな情報をもつ、東北一農村の壮丁検査記録である。そのマイクロ分析の結果は、父親の体位をコントロールすることで頑健な計測が可能となること、体位を引き下げる方向で作用していた2つの異なった要因があったことを示す。その要因の第一は壮丁の農村からの移動経験で、エクスポージャを通して主として体重指標へ負の影響をもった。第二は農家女性の労働負担である。壮丁身長に農家所得にたいする弾力性が一般に想定されるよりも小さな値をとったことから、この要因が無視できない役割を果たしていたことがわかるのである。

はじめに

歴史体位計測学(historical anthropometry)は、過去の健康水準、したがって広義の生活水準を計るための方法論として、近年、経済史や開発経済学で注目されるようになった。本稿は、経済発展の初期局面における体位の決定要因を明らかにする。とくに、発展の初期局面ではなぜ体位の向上が十分なかたちではみられなかったのかを、戦前東北地方の農家人口を対象に考察する。

体位の決定要因は、人類生物学的には明確な理論が存在する。しかしそれらは、社会学者や歴史家にとっては、いわば近接要因(proximate determinants)である。そのような近接要因と社会経済的な変数との対応をどうつけるか、とくにデータ上での対応をどうつけるかにかんしては、いまだに明確な分析と実証がない。これまでの歴史体位計測学で行われてきたのは、主として体位の長期時系列の提示と、そこから得られた発見事実に人類生物学的知見にもとづいた解釈を与えることであった。より立入った分析が行われる場合でも、国単位の集計データと限られた変数とによるか、第二次大戦後のデータにもとづく回帰分析であった。本稿では、マイクロデータを用い、遺伝要因の影響をコント

ロールした上で、社会経済的な変数の効果を直接測定することを試みる。

本研究の歴史的な文脈は、戦前期、すなわち経済発展の初期段階にある東北の農村である。東北諸県における身長は、明治には全国平均以上であったが、その後は他県に逆転されてしまったことがわかっている(Shay 1994, Mosk 1996, Honda 1997, Bassino 2004)。体位向上にかなする逆U字仮説によれば、経済発展の初期段階では経済成長との相関が負となる可能性が高いが、一方では、戦前日本には農業者の身長は「最も優越」という通念があり、東北農村も明治期にはその例外でなかった。しかし、両大戦間期になると、東北諸県の壮丁の身長は全国平均以下となってしまったのである。それ自体は逆U字仮説と矛盾しない現象である。ただ、標準的な逆U字理論によれば、初期局面で負の影響力を行使したのは都市化と人口移動の相互作用(すなわちurban penalty)である。東北地方の事例研究は、そこに農村に独特の要因が絡んでいなかったかどうか、その身長への影響は他の体位指標についても同様であったのか否かを明らかにしてくれるであろう。

前稿では、変化しつつある児童の身長と身長当りの体重指数を対象として、その水準と成長テンポが都市と農村のあいだでいかに異なって

いたかを考察した(斎藤2003)。そこでは urban penalty と同時に農村的要因の存在が示唆されたが、遺伝要因をコントロールした上で農村部における所得、エクスポージャ、労働の効果を識別しえたわけではなかった。今回は成人の体位を分析対象とし、マイクロデータによるそれら効果の識別を目的としている。

1. 体位決定の近接要因と説明変数

ヒトの体位成長を決定する最大の単一因子は遺伝である。しかし、ジェイムズ・タナー以来の人類生物学研究が明らかにしたことは、この因子ですべてが決まるのではなく、環境要因が予想以上に大事であるということであった。たとえば、平均身長には人口集団間で大きな違いがある。しかし、「その一部は遺伝的であるが、他の部分は(発展途上国の場合には、より大きな部分が)環境要因によっている」と考えるべきなのである(Eveleth and Tanner 1990, p. 1)。

それでは、遺伝的な要素をコントロールしたとき、体位はどのように決定されるのだろうか。そのメカニズムを一言でいえば、グロスの栄養摂取とクレイムの綱引と表現できよう。グロスの栄養摂取量(カロリー量)もクレイムの量もともに変数であり、状況如何によっては、その差、すなわちネットの栄養状態(nutritional status)が正の値をとったり負の値をとったりすることである。

バリィ・ボーギンによれば、クレイムは三つに分類される。生命を維持するのに必要な基礎代謝(maintenance)、怪我・感染・発病によって生じた生体組織・血液成分・細胞の損傷を修復(repair)するのに要するエネルギー、そして仕事や運動(work)のために要するエネルギーである。そして、「これら必要量が充たされて初めて、残ったエネルギーが[体位の]成長に使われる」(Bogin 1999, p. 270)。グロスの栄養摂取量を E 、基礎代謝量を M 、修復のためのエネルギー量を R 、運動のためのエネルギー量を W 、成長に回るエネルギー量を G としよう。ボーギンが言っていることは、

$$G = E - (M + R + W) \quad (1)$$

と書くことができる。体位成長は E と括弧内との綱引の結果ということである。括弧内の最初の項、基礎代謝量 M は体表面積に比例するので、それは過去の G の累積の関数であるが、現時点での環境要因からは影響を受けない。したがって、体位に影響する環境要因とは E と R と W に働きかける社会経済的要因ということができる。

グロス栄養摂取量 E を左右するのは人びとの所得 Y である。所得の一部は世帯内の衛生水準の改善、すなわち R の縮小のためにも使われるが、ここで問題としているような歴史的局面では、公共部門による公衆衛生の整備のほうが大きな効果をもった。個々の家計所得よりは、国民所得の水準とそこにしめる公衆衛生支出の割合のほうが重要ということである。

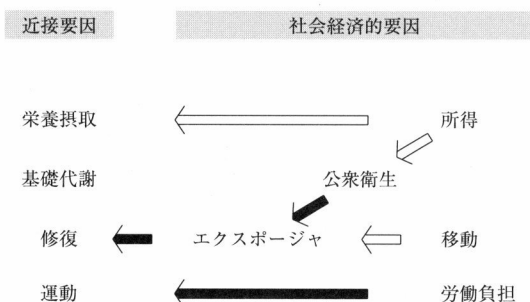
他方、 R に直接影響する要因は、個人の病原体への接触経験とその頻度である。すなわちエクスポージャである。既存の研究は、初期局面における都市化が体位成長に負の影響を及ぼしていたことを指摘しているが、それは病原体の常生地としての都市の拡大と人口移動とがエクスポージャを増大させた結果と解釈されている。経済発展は所得 Y を通じて E を増加させるが、発展に伴って起こった人口移動と都市化はエクスポージャを増大させ、 R も増大させた。所得向上の正の効果とエクスポージャ増大の負の効果とのあいだの綱引如何によっては、ネットの栄養状態がマイナスになったということである。エクスポージャを実証的に捉えることは容易でないが、マイクロ次元では、個人の就学・就業を通じての移動経験の有無が一つの近似的な変数となろう。

所得 Y の一部は R を抑制するためにも使われた。その割合が上昇し、公衆衛生関連の公共支出が効果的に使われるようになると、エクスポージャの負の効果を抑制し、負の影響が逡減してゆく速度を速めることが可能であった。これは逆U字径路における局面転換の一つのメカニズムである。

しかし発展の初期段階では、もう一つの綱引も無視できない。それは E と W の関係である。それは発展が労働集約的な性質をもってい

た場合にとくに重要となる。すなわち、所得 Y の上昇をもたらす最大の要因が労働負担の増加という場合である。日本の小農耕作は典型例である。徳川時代から明治農法をへて実現した顕著な産出増加は労働投入の増加を伴ったものであった。残念ながらマイクロ次元で W を直接観察するのは難しい。けれども、農家1戸当りの農産額の体位向上にたいする弾力性が計測できれば、どの程度の綱引があったのかを判断することができる。すなわち、それは $(E-W)$ の弾力性なので、所得の効果を直接に計測した場合の結果と比較することによって W の負の効果を推測することができるからである。

図1. 近接要因と社会経済的要因との対応関係



以上をまとめると、近接要因と社会経済的要因との関係は図1のようにまとめることができよう。白抜の矢印は好循環関係、黒の矢印は悪循環関係を表す。遺伝も近接要因に含めることができ、かつ体位の決定要因として重要であるが、ここでは遺伝要因がコントロールされたところで働いている近接—社会経済要因間の対応関係を示している。

2. 体位指標と変数

前稿で分析の対象としたのは児童の体位であったが(斎藤 2003)、今回の分析対象は壮丁(徴兵)検査時の身長、すなわち final height と、同じ調査時の体重および身長当りの体重指数 BMI (Body Mass Index) である。

前稿でも述べたとおり、身長と体重・BMI は若干異なった体位指標である。Final height は「個々人が胎児期から成長期を通して経験し累積されてきた栄養状態を反映」する尺度であ

り、体重と BMI は「なによりも現在時点での栄養状態を表現」する指標である (Fogel 1994, pp. 374-75)。それゆえ、身長を農家所得やエクスポージャの変数と関連させるときは、もっとも影響の大きい出生前後の胎児期から乳児期の値が望ましく、他方、体重と BMI の場合は調査時の値でよいことになる。

親の体位については第4節で述べることとし、農家の経済状態と移動経験をどのような変数によって捉えるかについて一言する。

資料である壮丁名簿から直接に得られる農家の経済状態を表す情報は、一家の納税額である。もっともすべての調査年にかんしてこの情報が得られるわけではなく、1927年の調査まで、壮丁の出生年では1907年生れまでである。これは縦の序列としてみた農家の経済状態を反映してはいるが、時間とともに変化する農家の産出高ないしは所得とは異なる変数である。しかし、個別農家にかんする後者のデータは存在しない。得られるのは全国統計による農家1戸当りの農産額である。これでもって同一時期における個別農家相互間の算出量や所得額の違いを表現することはできないが、時期を通した変化であれば、その全国値であっても意味がないことはないであろう。それも、個別農家の所得変化というよりは、農村社会全体の水準変化に伴って生ずる外部経済まで含んだ、広義の変化とみたほうがよいであろう。図1における公衆衛生の制度的変容の効果は、本稿の分析ではこの全国値の係数に吸収されていると考えられるからである。

このような1戸当り全国農産額に加えて、それと農家の納税階級との交差項を回帰式の右辺に導入すれば、全国値の係数が個々の農家の納税額に応じて上下にシフトする様子を見ることが可能となる。すなわち、個々の農家の経済状態を現実にかなり近いかたちで捉えることができるのである。具体的には、長期経済統計の推計値による1934-36年価格系列の農産額を農家戸数で除した値を利用する(梅村他 1966, 165, 219頁)。この値を Y とし、世帯納税額の中位値によって基準化された農家の納税階級を T とすれば、農家の経済状態は Y と $Y \times T$ とに

よって記述できるであろう。回帰分析においてこれら2つの項の係数が有意に推計されれば、平均的な農家の所得効果は2つの係数の和となり、納税額ゼロの小作農は $Y \times T$ の係数分だけ小さく、逆に上位階層の農家は納税額倍率に応じて係数が大きかったと考えることができる。

次に、移動経験を示す指標を考え出さねばならない。壮丁名簿には現住所が記載されていないので、その情報を利用することはできない。ここでは名簿にある職業欄と教育程度欄を利用することとする。対象地域は純農村なので、非農林業の職業をもつものは本籍は当該村にあったとしても現住地は他所か、あるいは移動が多くエクスポージャ機会の多い生活を送っていたといえるであろう。たとえば、海軍工廠工員であれば横須賀かどこかに住んでいたことが事実であり、小型自動車運転手の場合も都市居住と考えるのが無理のないところであろう。しかし、たとえ現住地が関柴村であってもエクスポージャ機会の非常に多い職業であったと想定できる。また、農林業従事者であっても、括弧書きで出稼奉公と記されているケースがあり、移動を経験した事実が明らかになることがある。さらに教育程度欄からは、かなり多くの情報が得られる。高等小学校以上の教育をうけたものでも、村の青年学校へ行った場合と会津や福島の中学校へ進んだ場合とを区別できるのである。また、中退の場合でも入学した学校名と所在地が記載されていることがある。職業は農業者となっていて、東京の学校を中途退学して帰村したというように、過去の移動経験が判明する。それゆえ、これらの情報からダミー変数を定義することが可能である。すなわち、移動を経験する就学ないしは就業をしたか、あるいは現在エクスポージャ機会の多い職業生活を送っている壮丁に1を、その他の場合を0とするのである。

ゲイル・ホンダは、やはり壮丁検査記録の個票にもとづいた分析から、職業選択と移動は跡とりか否かといった家族内での地位とも関連していたことを示唆した(Honda 1996)。そこで、このように定義された移動経験をもつものともたないものを比較すると、跡とり(戸主と長男)

の割合は19.2%と29.7%と明白な差が見出される。やはり次三男のほうが農林業以外の職業に就き、移動をする確率が高かったのである。ただ、跡とりでも移動経験を有するものが少なからずいたことも注意に値しよう。裕福な農家の長男が都市の学校へ行ったが、最終的には帰村して家を継いだというような事例も、ここでの定義によれば含まれているからである。

このダミー変数 D は、小学校終了後という近い過去に移動とエクスポージャを経験したかどうかを捉えるものである。体重とBMIにかんしてはこの変数で問題ないけれども、それより遠い過去の状況は反映されていないという点には注意が必要であろう。身長を説明するエクスポージャとしては、出生前後の時期における母親ないしは家の状態と発達過程における本人の行動との双方にかんする情報が必要である。これまでの研究からわかっているのは、final heightへ与えた効果としては前者が圧倒的に重要ということであった。理論的には本人のエクスポージャも有意に正の値をとることが期待されるが、前者の効果こそ知りたいところである。しかし残念ながら、この変数では本人出生前後のエクスポージャの状態を十分に掬いとすることはできないのである。

以上の検討を考慮に入れて図1を特定化すると、

$$\text{体位} = f(\text{親の体位}, Y, Y \times T, D) \quad (2)$$

と書くことができる。 Y には、狭義の所得変化だけではなく、その所得を産み出すための労働負担 W や、エクスポージャを抑える効果をもつ公衆衛生上の制度整備や知識の普及といった、時代の変化も反映していると解釈すべきである。回帰分析において期待されるのは、親の体位をコントロールすることによって Y および $Y \times T$ の係数がプラスの、移動経験はマイナスの符号をもつことである。そして、 Y の弾力性が十分に小さい値をとる場合には、労働負担 W は無視できない体位抑制効果をもったとみなすことができよう。

3. 資料と対象人口のプロファイル

このような分析を行うためにはマイクロデータが必要で、しかも観察対象者ごとに親の体位、家族の納税階級、移動経験にかんする情報が得られなければならない。一つでその条件を完全に満たす資料群は存在しないであろうが、それに近い、例外的に豊かな内容をもつ資料が本稿で使用する福島県耶麻郡関柴村の壮丁名簿である。

戦前の関柴は喜多方町を中心とする小盆地の盆地床から東北東の山地にかかる村で、平場に立地していた旧幕時代の10ヵ村と山地にかかる2つの旧村が合併してできた行政村である。非農林業世帯がほとんど存在しない、純農村であった。喜多方周辺は東北地方としては米作生産性の高いところで、しかも明治末から昭和の初めにかけて反当収量の上昇があったことがわかっている。すなわち、農家所得は停滞的でなく、対象とする期間のあいだにその増大があったということである²⁾。

この村役場に残されていた1911年から1943年の壮丁名簿に記載されていたのは、総計1172名の関柴村に本籍をもつ男子である。もっとも、記載は詳細であっても肝心の体位測定結果が記入されていないケースが多数あり、異常値を除いた利用可能な記載例は身長の場合680、体重の場合は658である。出生コウホートでいえば、1887年から1926年までをカバーする。また前述のとおり、納税額情報がわかるのは1907年生れまでであるが、その場合の利用可能例は264である(データの概要はディスカッションペーパーにおいて説明されているので、そちらを参照されたい。橋野・斎藤・菅山1999)。

分析に入る前に、分析対象の壮丁人口の体位プロファイルを一瞥しよう。身長がわかる680例の平均値は1.59 m、658例から得られる平均体重52.9 kg、平均BMI20.8である(後掲表2を参照)。1907年以前、1908-17年、1918年以降という出生コウホート別にみると、身長は1.59 mから1.58 mへ僅かながら低下、体重は52 kg、53 kg、52.6 kgと明確な趨勢をもたず、BMIのみが20.6、20.9、21.0と僅かながらでは

あるが上昇傾向をもった。すでにみたように、東北地方の体位の全国における相対的な地位は低下したのであるが、この関柴村も例外ではなかったようである。

1907年以前コウホートにかんしては納税額による区分が可能なので、その四分位値によって上、中の上、中の下、下に分類すると、身長と体重では上層ほど体位が優れていたという明瞭な結果が得られる。身長の場合、上と下の差は1.60 mと1.57 m、体重では53.3 kgと51.0 kgである。BMIにかんしても、それほど明瞭な傾向ではないが上層ほど優っていたといえなくはない。他方、移動経験ありと移動経験なしを比較すると、結果はいっそう不明瞭である。身長は移動経験なしのものが1 cm高いが、体重とBMIの場合は逆に移動経験ありのものが僅かではあるが優っていたのである。

移動経験はエクスポージャの代理変数であるが、居住地の地理環境もエクスポージャと関連する。平場は山地と比べてヒトとモノの往来が相対的に活発で、しかも水田耕作という労働を通じてのエクスポージャの機会も多い。そこで、扇状地の扇頂から山地にかけての大字と扇端から盆地床の平場にあって二分して比較してみよう。身長は両地区とも1.59 mで差がなく、体重とBMIは予想通り平場の地区で劣っていた(それぞれ0.6 kgと0.1の差)。すなわち、移動経験の場合とはやや異なった結果となった。

もっとも、これらは他の変数をコントロールしたうえでの観察ではないので、必ずしも額面どおりに受けとることはできない。そこで、前述の式(2)にもとづいた分析結果に目を転じたい。

4. 回帰分析結果

最初に、納税階級が判明する、1907年以前の出生コウホートに属する個人サンプルを対象とする。父親の体位の影響をコントロールすることはできないが、父子が同定できる場合と比べて観察数が多いので(身長の場合には264例で体重とBMIは263例)、身長と体重とBMIを Y と $Y \times T$ と D に回帰させた結果をまずみておく。

表 1. 壮丁体位の決定要因(1): 個人データ分析

A.	身長	
	(1)	(2)
変数:		
切片	0.456(149.3)*	0.305(2.50)¶
1戸当り農産額(出生時)	—	0.026(1.24)
納税階級	0.0004(3.13)¶	—
農産額×納税階級	—	0.001(3.27)*
移動経験	-0.004(-0.92)	-0.004(-0.92)
決定係数(補正済)	0.039	0.042
N	264	264

B.	体重		BMI	
	(3)	(4)	(5)	(6)
変数:				
切片	3.93(421.7)*	5.42(9.01)*	20.5(134.9)*	44.9(4.58)*
1戸当り農産額(調査時)	—	-0.239(-2.48)¶	—	-3.91(-2.49)¶
納税階級	0.001(2.37)¶	—	0.002(0.41)	—
農産額×納税階級	—	0.002(2.20)¶	—	0.002(0.208)
移動経験	0.010(0.72)	0.010(0.70)	0.44(1.89)¶	0.429(1.88)§
決定係数(補正済)	0.014	0.032	0.006	0.025
N	263	263	263	263

註 1) *は1%で, ¶は5%で, §は10%で有意であることを示す。

2) 身長・体重および農産額は自然対数をとっている。

3) 括弧内はt値。

4.1 個人サンプル

表1が回帰分析の結果を示す。欄(1)(3)(5)は、1戸当り農産額 Y を入れずに T と D だけに回帰させた場合、欄(2)(4)(6)が Y と $Y \times T$ と D に回帰させた場合である。なお、身長と体重、1戸当り農産額は自然対数をとっている(表4についても同じ)。

前節での観察から予想されたように、納税階級の係数は身長と体重にかんして正で、有意に効いていたようである。ただ、BMIの式では有意となっていない。

それ以外の変数については、意味のある結果が得られていない。1戸当り農産額の係数は有意でないか、体重およびBMIにかんしてのように有意な場合でも、予想とは反対の負の符号となっている。移動経験もほとんど効いていない。BMIの係数は有意であるが、予想とは反対の正の符号をとっている。どの式をみても決定係数は低く、全体として貧弱な結果といえる。

この理由の一端は、1907年以前の出生コウホ

ートに限定されたため、1戸当り農産額の変動を十分に捉えることができなかつた点にあるかもしれない。とくに出生時の農産額に対応させる身長の場合には、その可能性が大である。

しかし、より重要な問題は、父親の体位の影響をコントロールできなかったことであろう。遺伝子が個体レベルではもっとも重要な体位決定要因だからであるが、それだけではない。この納税階級は時間的変化を

反映しない変数であるので、高い農家階層の家族出身の壮丁は父親の体位も優れていて、下層農家の壮丁は父親の体位が劣っていることが多かったとしたら、納税階級が所得水準の違いではなく、父親の体位を通じた遺伝的な影響を吸収してしまっていた可能性があるからである。前節における納税階級が高いほど体位が優れていたという関係も、みせかけの相関であったのかもしれないということである。

4.2 父子サンプル

それゆえ、壮丁名簿から父子の体位がともに判明するケースを抽出し、そのサンプルから回帰方程式(2)を推計すれば、上述の2つの問題点はともに解消する。

そこで、名前と戸主名と続柄と住所を手がかりとして名寄せを行ったところ、残念ながらら同意できた父子の組数は多くなかつた³⁾。ここでは遺伝的要因をコントロールすることが目的なので養子や継子と明記された場合は除外し、父

表2. 個人サンプルと父子サンプルの比較

	身長(m)		体重(kg)		BMI		納税額(円)	
	個人	父子	個人	父子	個人	父子	個人	父子
算術平均	1.59	1.59	52.5	52.6	20.8	20.8	15.1	16.0
中位値	1.59	1.59	52.3	52.9	20.8	21.1	12.5	16.0
標準偏差	0.059	0.047	5.29	5.04	1.71	2.54	16.4	11.4
尖度	4.70	-1.26	2.78	-0.39	4.91	-0.31	3.89	-1.17
歪度	0.25	-0.14	0.51	0.27	0.94	-0.44	1.57	0.079
最大	1.86	1.66	86.5	63.7	33.2	23.5	89.8	38.0
最小	1.20	1.51	35.9	43.9	15.3	17.8	0	0
N	680	29	658	27	658	27	264	29

図2. 身長父子間相関

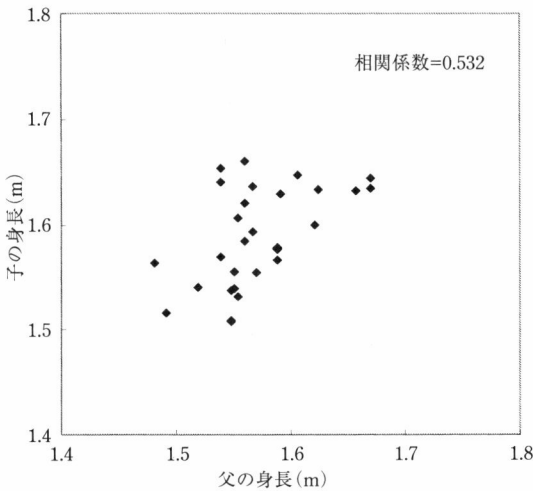


図3. 体重父子間相関

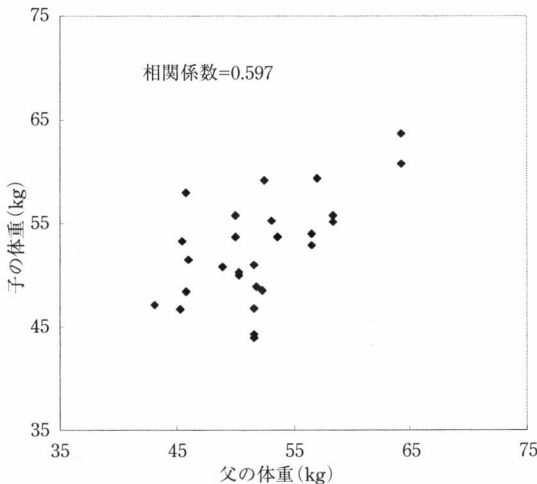
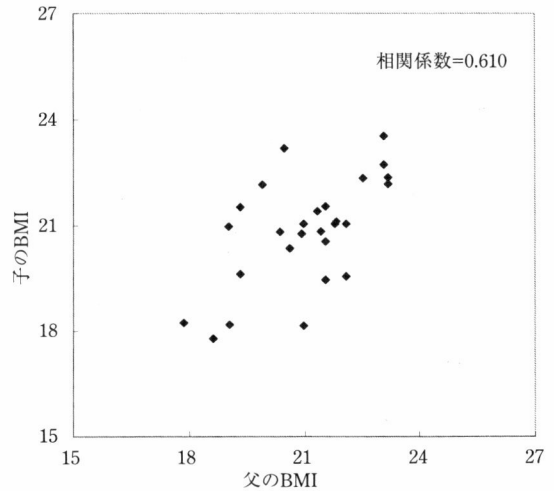


表3. 父子の体位比較

	身長(m)	体重(kg)	BMI
差(子-父)の平均	0.018	0.48	-0.17
標準偏差	0.045	4.69	1.33
子が父より大きいケース	16	13	11
N	29	27	27

図4. BMI父子間相関



子双方に体位計測結果の記載がある組合せを探したところ、29組の父子しか得られなかった(しかも、うち2組は子の体重が不明)。680のサンプルをここまで減らしてしまうと、サンプルとしての代表性には問題が残る。しかし、元のサンプルの分布と父子サンプルの分布を比べてみても、大きな歪みは生じていない。むしろ歪度が改善されている場合すらある(表2)。体位指標のアウトライヤーがなくなって、標準的な範囲に収まる事例のみとなったのである。納税額の場合でいえば、地主と思われる非常に高額な納税者が外れたので、この29組は小作から自作までの中堅農家の状況を強く反映したサンプルとなったといえる。そこで、このサンプルによって、まず世代間の体位を比較しよう。

図2から図4は身長、体重、BMIの散布図である。相関係数は、それぞれ0.532、0.597、0.610となる。一見してそれほど高い相関といえないように思うが、先進国のデータにもとづく身長

表 4. 壮丁体位の決定要因(2): 父子データ分析

A. 身長			
	(1)	(2)	(3)
変数:			
切片	-0.368(-0.77)	—	—
父親の身長	0.522(3.01)*	0.516(3.00)*	0.595(3.70)*
1戸当り農産額(出生時)	0.105(1.24)	0.040(2.99)*	0.034(2.59)¶
農産額×納税階級	0.001(0.88)	0.001(0.703)	—
農産額×大字	—	—	0.003(1.90)§
移動経験	-0.015(-1.32)	-0.013(-1.19)	-0.013(-1.21)
決定係数(補正済)	0.253	0.253	0.305
N	29	29	29
B. 体重			
	(4)	(5)	(6)
変数:			
切片	1.10(0.67)	—	—
父親の体重	0.533(3.57)*	0.573(4.21)*	0.667(4.74)*
1戸当り農産額(調査時)	0.114(0.48)	0.261(3.16)*	0.208(2.40)¶
農産額×納税階級	0.007(1.80)§	0.008(2.00)§	—
農産額×大字	—	—	0.003(0.588)
移動経験	-0.074(-2.22)¶	-0.076(-2.32)¶	-0.071(-2.01)§
決定係数(補正済)	0.395	0.366	0.273
N	27	27	27
C. BMI			
	(7)	(8)	(9)
変数:			
切片	10.1(0.39)	—	—
父親のBMI	0.690(4.05)*	0.709(4.41)*	0.749(4.57)*
1戸当り農産額(調査時)	-0.577(-0.15)	0.923(1.80)§	0.840(1.56)
農産額×納税階級	0.053(0.83)	0.059(0.98)	—
農産額×大字	—	—	0.002(0.03)
移動経験	-1.17(-2.14)¶	-1.19(-2.23)¶	-1.15(-2.10)¶
決定係数(補正済)	0.399	0.377	0.353
N	27	27	27

註 1) *は1%で, ¶は5%で, §は10%で有意であることを示す。

3) 身長・体重および農産額は自然対数をとっている。

3) 括弧内はt値。

の親子間遺伝確率は0.56程度, 最高でも0.68という報告がある(Bogin 1999, p. 342). これとの対比からみると, 閑柴の事例はけっして低い相関といえそうである。

父子の体位の差にかんする観察をまとめると表3のとおりとなる。差の平均は身長と体重の場合にプラス, BMIはマイナスであるが, いずれも僅少な差である。子が父の体位より優れたケースは, 身長の場合に55%, 体重48%, BMI41%となる。子が父よりも大きいという

ことが当たり前でなかったのは, 身長だけではなく体重とBMIについてもいえることであった。

この29組と27組のサンプルから回帰式の推定を試みる。なお, 1戸当り農産額は, 身長の場合は子供の出生年における値, 体重とBMIは子供の調査年における値であり, 納税階級は, いずれの場合も父の世代の納税額にもとづいている。表1とは異なって切片ありと切片なしの双方を試してみたが, 欄(1)(4)(7)と欄(2)(5)(8)の比較からわかるように, 切片なしのほうが若干結果がよいので, 以下は欄(2)(5)(8)および欄(3)(6)(9)の結果を中心にみることにする。

表4をみて第一に気づくことは, 身長でも体重でもBMIでも, もっとも重要な決定要因が父親の体位であったことであろう。加えて, その影響をコントロールできたことにより, 小サンプルにもかかわらず当てはまりが格段に改善されたことも明瞭である。決定係数はすべての欄で大幅に改

善され, しかも符号条件がすべての場合で充たされることとなった。

そこで, 身長を決定する環境要因についてみよう(パネルA)。1戸当り農産額の効果は有意に正となった。しかし, 納税階級との交差項はまったく効いておらず, 所得の弾力性値は農家階層の上層でも下層でも変わりはないという結果である。納税階級の交差項の代わりに, 山地なら1, 平場なら0というダミー変数を交差項として入れた場合のほうが意味のある違いが出

ている。すなわち、この交差項の係数がプラスとなったのである。水田が多い平場の地区では所得弾力性が0.034、畑と林地の多い地区での所得弾力性は0.037(0.034+0.003)となった。どちらにしても、非常に低い所得弾力性値である。最後に、本人の移動経験は期待通りの負の符号をもつが、有意とはならなかった。もっとも、これはurban penalty 仮説の否定を意味するわけではないだろう。理想的には、胎児期から乳児期のエクスポージャと発達期におけるエクスポージャの状況を別個に考慮すべきなのであろうが、前者についてはそれを反映した変数を明示的に導入することも、その影響を間接的にコントロールすることもできなかったからである。

体重とBMIに目を転じよう。パネルのBとCでも、1戸当り農産額は有意に正である。体重の弾力性は0.269(中位の納税階級の場合で0.261+0.008)、BMIは0.044(0.9÷サンプル平均の20.8)となる。身長の場合と比較してBMIのレベルはそれほど違わないが、体重のそれは大きく上回る。体重の結果が身長と異なるもう一つの点は、階層差である。体重の場合、山地か平場かの地理環境は効かないが、納税階層との交差項は有意に効いていた。たとえば、納税額ゼロの小作農の所得弾力性は0.261(0.261+0)であるが、納税額中位の農家は上述のとおり0.269であった。この29サンプル中では最大の資産家は中位値の2.4倍の納税額があったので、その場合の所得増加の体重への効果は0.280(0.261+[0.008×2.4])となるが、表5の個人サンプル264例中における最大の富豪は5.6倍の税額を納めていたので、弾力性は0.306(0.261+[0.008×5.6])であったことになる。BMIではどちらの交差項も有意ではないが、納税階級は効いていなかったといきれないのではないかと思う。

最後に、本人の移動経験は有意に負の効果をもっていたことが明らかである。これは体重およびBMIにたいしては、現時点の栄養水準に、近い過去のエクスポージャ経験が影響していたということである。とくに、BMIへの係数が大きな値であったことが注意を惹く。もっとも、体重にたいして移動経験が負の効果をも

ったという事実を、当時は食量摂取の面で農村在住者のほうが恵まれていたと解釈することも不可能ではない。実際、内閣統計局調査による昭和初期都市農村別・職業別の『家計調査報告—栄養に関する統計表』によれば(斎藤1989, 349頁に所引)、農業者の平均カロリー摂取量は給料生活者および労働者の平均を27%も上回る。しかし、それはグロスの値であって、グロスの栄養摂取量は労働強度の違いによるカロリー需要をかなりの程度に反映していたこと、農業者の摂取総量が上回っていたのはもっぱら炭水化物の摂取量が多いからであって、動物性蛋白質と脂肪の摂取では都市居住者に劣っていたことを考えると、単純に農村居住者の食糧摂取のほうが優っていたとはいえない。とくに後者の栄養の質にかんしては、都市居住者一般ではなく、工場労働者にとって農業者と比較しても成立つ相違点だからである。それゆえ、ここで発見事実にはエクスポージャが強く影響していたとみなすべきである。Urban penaltyは、従来は身長との関連でしか論じられてこなかったが、体重およびBMIについても見出される現象であったといえよう。

5. 結論

戦前の東北農村は、経済発展の初期段階で体位の向上が十分なかたちではみられなかった典型例である。本稿の分析は、非常に小さな事例にもとづいた分析であったが、そのような小農社会で一般的に働いていたと思われる、体位向上を阻害していたメカニズムを記述することができたと思う。とくに、所得とクレイムの綱引が都市化と労働集約農業という二つの場面で行われていたことを、遺伝要因をコントロールすることで明らかにすることができた。

まず、身長であれ体重指標であれ、関柴村データの分析から得られた所得弾力性は正であった。これは理論的には当然とはいえ、重要な事実発見である。すなわち、観察される人口集団の平均体位と経済成長との相関は経済発展の初期段階では負となるという、逆U字仮説が成り立つのは、その初期段階における所得効果自体がマイナスになるからではなく、栄養摂取の

改善とクレイムの増大との綱引において後者が優勢だったからだということを示しているからである。

第一の都市化のインパクトは、移動とエクスポージャの相互作用がその中心にあった。本稿の分析からは、都市化に伴うエクスポージャの影響はこれまで議論が集中していた身長についてよりも、体重および身長当り体重指標BMIにかんして明瞭に検出された。身長にたいする親世代からの累積的な効果も無視できなかったに違いないが(この点の立入った分析と計測は今後の課題である)、体重およびBMIという現時点における栄養状態を反映した体位指標にかんしても、戦前期東北農村のように経済発展の影響を受け始めていた地域の人びとには、移動、とくに都市へ向かう移動をおとしたエクスポージャが体位向上を押し留める作用を及ぼしていたのである。体重にかんしては農家階層の違いも効いていた。多少なりとも豊かな消費生活を送ることができた上層農家は、若干高い所得弾力性を示していた。しかし、移動経験のマイナス効果はその上積み分を帳消しにするに十分な大きさであった。

第二の労働負担の効果は小農家族経済の内部で作用していた。それゆえ、その作動の様子を直接に観察することはできなかったが、回帰分析によって推計された、体位指標の農家の産出高ないしは所得弾力性の値から推し量ることはできる。

最初に身長所得弾力性と体重所得弾力性を比較しておくと、後者が明瞭に大きい。体重指標の所得弾力性はどの程度の水準にあるのが一般的であったかは、実証研究が少ないのでわからない。しかし、身長に比べて所得向上にたいする体重増加の反応が速いということは、成人に達したときの身長が「個々人が胎児期から成長期を通して経験し累積されてきた栄養状態を反映」する尺度であるのにたいして、体重指標は「なによりも現時点での栄養状態を表現」するという、その指標自体の性質から十分に想定されることである。

次に、関柴村のデータから0.03から0.04と推定された身長所得弾力性は、標準的なレベ

ルより格段に低位であったということが出来る。その第一の根拠はリチャード・ステッケルの推計値との比較である。戦後11ヵ国32の事例研究より判明する平均身長と1人当り国民所得とから、所得のジニ係数、農村割合、民族構成の影響をコントロールして計算された弾力性は0.19なのである(より大きなサンプルから計算された青少年期の弾力性はさらに高く、0.27となる。Steckel 1995, pp. 1914-15)。彼の推計は基本的に先進国と途上国を含んだクロスセクション・データに依拠したものであるが、このようなデータの違いや対象とする時代の相違を考慮に入れても、0.05にも達しない弾力性との違いは明瞭である⁴⁾。

第二の理由は、本稿で得られた身長への所得効果には栄養摂取の向上だけではなく、公衆衛生制度の整備といった「時代の変化」の効果をも含んでいると考えられるからである。本稿で対象とした期間のあいだに、具体的にいえば父子サンプル中の親世代と子世代のあいだに、人びとの健康と衛生をめぐる一般的な環境は大きく変化した。乳児死亡率は低下局面に入り、ゆっくりとはあるが制度整備も進んだ。農産額の全国値の係数はその効果をも吸収していた可能性が高いのである。それにもかかわらず、推計された弾力性が小さいということは、その分だけ労働負担のマイナス効果が大きかったということになるであろう。

第三に、その推計において、農家階層との交差項は有意とならず、平場か否かという地理環境との交差項は効いていたことも、労働のマイナス効果の大きさを示唆している。身長伸びにたいして作用するクレイムとしての労働は、本人の労働ではなく、母親の胎児期および母乳哺育期の労働負担が問題なのである。ところが、戦前の農家女性の労働負担をみると、小作農家よりも自小作農家の女性の農業労働時間の方が長く、その自小作農家よりも自作農家の女性のほうが長時間農耕に従事した。加えて、妊婦の産休期間は極端に短く、それは自作農家であっても変わらなかった。出産直前まで農業労働を行い、産後も一週間以内に家事を初め、農繁期には農作業もこなすのが当たり前であった。しか

も、水稲耕作の割合が高ければ高いほど、妊婦にはきつい夏場の水田での除草作業が増え、かつ湛水を媒介した病原体へのエクスポージャーの頻度を高めた。水稲耕作と所得の高さと労働負担とが相互に関連しあっていたがゆえに、農家の階層差は効かず、他方では平場か否かという立地条件が有意な違いを及ぼしていたのである。これが小農社会に特有の農村的要因であったといえよう。

(一橋大学経済研究所)

注

* データを提供いただいた菅山眞次氏とデータベース作成に助力いただいた橋野知子氏、さらに初期の草稿を読んでコメントをくださった谷本雅之氏に心からお礼を申し上げます。また、2004年3月の慶應義塾経済学会コンファレンスと一橋大学経済研究所定例研究会における討論からも多くを学ぶことができた。出席者の方々にも謝意を表したい。

1) 以前に発表したディスカッションペーパーでは、この点にかんする認識が十分でなかったところがある(橋野・斎藤・菅山1999)。ここで訂正をしておきたい。

2) 関柴村にかんする立入った記述、その農業生産と農家階層構造、壮丁データの分布および他の性質、体位の階層差にかんするより詳細な検討は、別途、稿をあらためて行う予定である。

3) 壮丁名簿からは父親を直接知ることはできない。それゆえ、壮丁検査を受けたひとが後に受検者の戸主として登場する場合と、子である受検者の戸主が再び孫の戸主として登場する場合とを中心に名寄せを行った。後者の場合は、壮丁名簿上の2人の受検者が父子であるという確証は得られないが、戸主との続柄や住所などから総合的に考えて判断を下した。

4) 本来の弾力性値が0.19であっても、足を引っぱる要因を込みにした所得弾力性の計測をするとその値が0.05以下になってしまうことがありうるということは、以下の計算からもわかる。ステッケルは、推計された回帰式から所得変数の係数と不平等度の係数とヨーロッパ系人種ダミーの係数を使って、ヨーロッパ人の1人当り所得水準別の身長をシミュレートしている(彼のモデルは、農村割合をコントロールしているが、基本的に所得不平等が足を引っぱるというものである。Steckel 1995, p. 1915)。このシミュレーション結果表の男子身長を所得水準に回帰させてその弾力性をみると、0.024となってしまう。この場合には、所得不平等という要因が計算された弾力性値を小さくさせたのである。ヨーロッパの歴史的データにもとづく若干異なった回帰分析と、その結果を使っのシミュレーションはFloud(1994)でもなされていて、やはり類似の結果が得られる。

参考文献

- 橋野知子・斎藤修・菅山眞次(1999)「大正・昭和戦前期の日本における農村男子の職業・学歴・体格・家族——福島県耶麻郡関柴村の『壮丁調査』を利用して」一橋大学経済研究所ディスカッションペーパー・シリーズA 370.
- 斎藤修(1989)「経済発展は mortality 低下をもたらしたか? 欧米と日本における栄養・体位・平均余命」『経済研究』第40巻第4号, pp. 339-56.
- 斎藤修(1991)「農業発展と女性労働——日本の歴史的経験」『経済研究』第42巻第1号, pp. 31-41.
- 斎藤修(2003)「体位の成長と経済発展——明治期山梨県学校身体検査記録の分析」『経済研究』第54巻第1号, pp. 19-32.
- 梅村又次・山田三郎・速水佑次郎・高松信清・熊崎実(1966)『農林業』長期経済統計9, 東洋経済新報社.
- Bassino, J.-P. (2004) "Regional Inequality in Japan, 1892-1941: Evidence from Conscription Data," 慶應義塾経済学会「日本における生活水準の変化と生活危機への対応」コンファレンス報告論文.
- Bogin, B. (1999) *Patterns of Human Growth*, second edition. Cambridge: Cambridge University Press.
- Eveleth, P. B. and J. M. Tanner (1990) *Worldwide Variation in Human Growth*, second edition, Cambridge: Cambridge University Press.
- Floud, R. (1994) "The Heights of Europeans since 1750: A New Source for European Economic History," in Komlos (1994), pp. 9-24.
- Fogel, R. W. (1994) "Economic Growth, Population Theory, and Physiology: The Bearing of Long-term Processes on the Making of Economic Policy," *American Economic Review*, Vol. 84, No. 3, pp. 369-95.
- Honda, G. (1996) "Short Tailors and Sickly Buddhist Priests: Birth Order and Household Effects on Class and Health in Japan, 1893-1943," *Continuity and Change*, Vol. 11, Issue 2, pp. 273-294.
- Honda, G. (1997) "Differential Structure, Differential Health: Industrialization in Japan, 1968-1940," in R. H. Steckel and R. Floud, eds., *Health and Welfare during Industrialization*, pp. 251-284. Chicago: University of Chicago Press.
- Komlos, J., ed. (1994) *Stature, Living Standards, and Economic Development: Essays in Anthropometric History*. Chicago: University of Chicago Press.
- Mosk, C. (1996) *Making Health Work: Human Growth in Modern Japan*. Berkeley: University of California Press.
- Shay, T. (1994) "The Level of Living in Japan, 1885-1938: New Evidence," in Komlos (1994), pp. 173-201.
- Steckel, R. H. (1995) "Stature and the Standard of Living," *Journal of Economic Literature*, Vol. 33, No. 4, pp. 1903-40.