

# ヒトの身長・体重における親子相関

小須田 和彦

## はじめに

ヒトの量的形質、特に形態に関する形質についての遺伝的研究は数多く報告されている。とりわけ、身長・体重についての研究は知的能力と並んで多くの調査研究が知られている。一方、性的成熟などの成長速度を含めた生理的、行動学的形質に関する調査研究は比較的少ない。これまでの研究から明らかにされてきたことは、ヒトに限らず身長の遺伝力（ヘリタビリティ）が体重のそれより高いことである（Kaur and Singh, 1981; Phillips and Matheny, 1990; Sanchez and Mesa, 1994; Silventoinen *et al.*, 2003）。すなわち、身長に比べると体重は遺伝の関与があまり大きくなく、環境要因により大きく左右されるということである。また、知能における遺伝力が体重はもとより身長より高いかもしくは同程度であるということである。

近年、Silventoinen *et al.* (2003) はヒトの身長で 0.68~0.93 のヘリタビリティを報告している。Phillips and Matheny (1990) は身長について 0.9 ないしそれ以上のヘリタビリティを報告している。これらの研究はヒトの身長における遺伝的関与が従来考えられてきたより幾分大きいことを示しているように思われる。

一昨年、著者は、ヒトの出生以後の身体発育・性的成熟の指標とし、あまり研究されていない女子における最初の生理である初潮（menarche）年令、男子における精通、すなわち初めての射精（first ejaculation）年令について調査研究をした。アンケート調査によるデータに基づき分析した結果、初潮ならびに精通年令における遺伝的関与が非常に強いことを報告した（小須田 2005）。すなわち、初潮年令についての親子相関を調べたところ相関係数は 0.43 であり、精通年令についても、 $r=0.48$  という非常に高い相関が見られ、これら性的成熟年令に関する遺伝的関与が非常に強いことが示唆された。さらには、性的成熟年令、特に女子における初潮の低年齢化が日本においては未だ止まっていないことを報告した。すなわち、初潮年令の平均値は母親世代にあっては 13.25 才であったのにたいして、子世代における平均は 12.42 才で、その差異は統計学的に有意なものであった。一方、精通年令についても、初潮同様に、子世代の平均値 12.80 才は有意に親世代の 13.09 才より低かった。

今回の調査研究の目的は、親世代と比較して子世代の身長ならびに体重がどれほど向上してい

るかを調べると同時に、親子相関を調べることにより、身長・体重の遺伝力を推定することにある。また、身長・体重の遺伝力から性的成熟年齢を子世代はもとより2, 30年前の親世代のデータをアンケートにより聞き取るという方法の妥当性・信頼性を確かめることにある。もし、確認されれば、アンケート調査に基づく先の結論の妥当性がある程度判別できるというものである。表現型分散 (phenotypic variance;  $V_p$ ) は遺伝分散 (genetic variance;  $V_G$ ) と環境分散 (environmental variance;  $V_E$ ) の和で表される。すなわち、

$$\text{表現型分散 } V_p = \text{遺伝分散 } V_G + \text{環境分散 } V_E \quad \text{式(1)}$$

が成立する。

広義の遺伝力 (ヘリタビリティ) あるいは遺伝率 (broad-sense heritability;  $h_B^2$ ) は、ある形質における表現型分散  $V_p$  における遺伝分散  $V_G$  の割合、すなわち、 $V_G/V_p$  を示す。遺伝分散は相加的分散 (additive variance;  $V_A$ ) と優性分散 (dominance variance;  $V_D$ ) ならびにエピシス (相互作用) 分散 (epistatic or interaction variance;  $V_I$ ) の和であり、したがって、 $V_G = V_A + V_D + V_I$  であるから、式(1)は次のようになる (Falconer, 1969)。

$$V_p = V_A + V_D + V_I + V_E \quad \text{式(2)}$$

エピシス分散は遺伝子型と環境との間に特別な相互作用がない時は0になり、多くの場合、エピシス分散が0のことが多いので、その場合には、式(2)は

$$V_p = V_A + V_D + V_E \quad \text{のように簡単になる。}$$

狭義の遺伝力 (narrow-sense heritability;  $h_N^2$ ) は表現型分散における相加的分散の割合、すなわち、 $V_A/V_p$  を指す。狭義の遺伝力が大きければ大きいほど、親と子は似ることとなる。環境要因が大きければ大きいほど、親子間の相関は小さくなる。したがって、狭義の遺伝力を推定する方法のひとつとして、親子間の相関係数 (correlation coefficient;  $r$ ) を求める方法がある。親子間の共分散を  $COV(OP)$ 、親並びに子世代における分散をそれぞれ  $V_p$ 、 $V_o$  とおけば、任意交配を仮定すれば、

$$r = COV(OP)/(V_p \cdot V_o)^{1/2} = 1/2 \cdot V_A/V_p = 1/2 \cdot h^2, \quad \text{すなわち、} h^2 = 2r \quad \text{となる (木村, 1960)}。$$

## 調査対象と方法

調査研究の対象は1973-1974年生まれの城西大学の経済学部と女子短期大学の主に1, 2年次の学生で、この調査には私の講義の受講生に協力してもらった。本人および両親の現時点にお

ける身長と体重をアンケート調査する方式を採用した。自己報告によるアンケート調査法には必ずしも真実のデータが得られない可能性が内在している。たとえば、Stewart (1982) や Bostrom and Diderichsen (1997) によれば、男性は女性より身長を高く報告する傾向があるという。今回の調査でも、女性は自己の体重もしくは母親の体重を報告しつづける傾向が見られた。そのため、男子学生や父親の調査数より女子学生本人や母親の標本数が少なくなったり、身長より体重のデータが少なくなったりした。しかしながら、得られた結果から見ると概ね正しいデータが報告されていたと判断される。

アンケートでは兄弟姉妹の身長体重も調べられたので、親子相関を求めるにあたっては兄弟姉妹のデータも含まれた。ただし、今回は親子相関だけに限り、兄弟(姉妹)相関については別の機会に報告することとした。また、本人、母親および父親の身長・体重のいずれかが不完全のものは調査対象からは除外された。そのため、今回の親子相関に関する解析に用いられたデータは合計 632 組で、アンケート調査に協力してくれた学生数より少なくなっている。

なお、筆者は一昨年、今回とまったく同じ方法により性成熟年齢(女性における初潮年齢と男性における精通年齢)の親子相関を調査研究した。その結果、初潮年齢と精通年齢の親子相関が非常に高いこと、特に精通年齢において非常に高いことを報告した(Kosuda, 2004; 小須田, 2005)。このことは性成熟年齢に遺伝が深くかかわっていることを意味している。また、男女ともに、性成熟年齢の若年化が未だ止まっていないことを明らかにした。しかしながら、調査研究の方法が性的成熟年齢が子世代はもとより、30年前の親世代のデータを学生による自己報告に基づくものだったから、その結果について疑問を投げかける研究者もいた。今回の身長・体重の遺伝力の調査研究の目的のひとつは、このような調査方法の妥当性・信頼性を確かめることにある。

## 結果ならびに論議

### 身長

身長における親子間の相関が父一息子、母一息子、父一娘、母一娘に分けて求められている(表1~4)。表1には身長における145人の男子学生とその父親の平均値と標準偏差並びに父子間の相関係数がまとめられている。父子間の相関係数は0.338を示し、身長における相関が比較的高いことが示されている。相関が高いということは、背の高い男子学生の父親も背が高い傾向があることを意味している。男子学生の身長は平均値で171.7 cmとなっており、父親の平均値166.2 cmより5.5 cmほど高くなっている。この差異は統計的に有意水準をはるかに超えている( $t = 11.05$ ,  $d.f.: 144$ ,  $p < 0.001$ )。このことは、成人男性の身長がこの一世代でおよそ5.5 cm伸長していること並びにその身長が統計的に有意である事を教えている。

今回の調査分析では親子のデータがともに得られたものだけが利用されたので、親と子の標本数、 $N$ 、は常に一致している。なお、男子学生とその父親の身長分布は付録の図1と2に示されている。身長が正規分布に近い分布をしていることが判るが、きれいな曲線が得られていないことは標本数が少ないことによると思われる。

同様に、表2には男子学生とその母親の身長の平均値、標準偏差と母子間の相関係数が挙げられている。母子間の相関係数は0.447となり、背の高い男子学生の母親も身長が高い傾向があることが示唆されている。

一方、表3に女子学生とその父親の身長における平均値、標準偏差並びに父子間の相関係数が与えられている。ここでも、父子間の相関は0.317と高いものとなっている。

表4には、女子学生とその母親の身長についての分析結果が示されている。母子間の相関係数は0.358を示し、この結果も身長における相関が比較的高いことを示している。女子学生の身長は平均値で158.4 cmとなっており、母親の平均値155.3 cmより3.0 cmほど高くなっている。この差異も統計的に有意水準を超えている ( $t = 6.17$ , d.f.: 120,  $p < 0.001$ )。また、女子学生とその母親の身長の分布は付録の図3と4に示されている。

表1から表4に示された結果は、親世代より子世代における身長が大きく伸びていること、男女ともに成人身長における親子相関が比較的高いことを明白に示している。身長の伸びは特に男子において著しい。この身長の伸びがいつまで続きどこまで続くのかも大変興味深い。親子間の相関係数は0.32から0.45(平均0.365)と、後述する体重と比べて比較的高い値が得られた。今後の研究が待たれる。

息子を持つ母親と娘を持つ母親の身長には有意差が認められなかったが(表5)、息子を持つ父親の身長166.2 cmが娘を持つ父親の168.8 cmより統計的に有意に低かった。この差も統計的

表1 身長における父—息子の相関

( $N=145$ ) 単位: cm

	平均値	標準偏差
父	166.21	0.46
息子	171.74	0.40
相関係数(父—息子)	$r=0.338$	

表2 身長における母—息子の相関

( $N=147$ ) 単位: cm

	平均値	標準偏差
母	155.83	0.39
息子	171.82	0.39
相関係数(母—息子)	$r=0.447$	

表3 身長における父—娘の相関

( $N=119$ ) 単位: cm

	平均値	標準偏差
父	168.78	0.46
娘	158.44	0.42
相関係数(父—娘)	$r=0.317$	

表4 身長における母—娘の相関

( $N=121$ ) 単位: cm

	平均値	標準偏差
母	155.32	0.45
娘	158.36	0.42
相関係数(母—娘)	$r=0.358$	

表5 息子の父親と娘の父親の身長と比較  
単位：cm

	息子の父	娘の父
平均	166.21	168.78
分散	31.00	24.92
標本数	145	119
$t=3.90$		
$p<0.001$		

表6 息子の母親と娘の母親の身長と比較  
単位：cm

	息子の母	娘の母
平均	155.83	155.32
分散	22.03	24.59
標本数	147	121
$t=0.86$		
$p>0.05$		

に有意水準を超えていた（表6）。このことは非常に興味深く、今後さらに調査研究を継続して確認する必要がある。

遺伝率（遺伝力，ヘリタビリティ）は相関係数の2倍と推定されるゆえ（木村，1960；Falconer, 1969），遺伝力は0.62～0.90（平均0.73）と推定された。この推定値は従来の多くの研究の結果と一致する。このことは身長における遺伝的要因の占める割合が環境要因よりはるかに高いことを示している。母—息子間の相関係数0.45は父—息子間の0.34より高く，母娘間の相関係数0.34も父娘間の0.32より高くなった。このことは表面的には身長において父親より母親の影響が高いことを示している。

## 体 重

父—息子，母—息子，父—娘，母—娘に分けて求められた体重における親子間の相関係数が表7～10に示されている。表7には男子学生とその父親の体重の平均値と標準偏差並びに父子相関が与えられているが，身長が父親より息子のほうが有意に高かったにもかかわらず，父親の体重65.4 kgは息子のそれ62.6 kgをはるかに上回っていることがわかる。この差2.8 kgは統計的に有意なものであった（ $t=3.30$ , d.f.: 144,  $p<0.01$ ）。ここで注意しなければいけないのは，男子学生の体重は年齢が18, 19歳のときのものであり，父親の体重はその25年から30年後のものであり，関係があるのは当然ではあるが本質的に異なるということである。学生の体重が父親より有意に軽かったことは，年齢と共に体重がより重くなる，いわゆる加齢肥満がその理由と考えられる。成人の身長にはそうした加齢による増加があまり見られないのに反し，体重においては加齢による増大が激しいのは多くの人々が認識するところである。なお，男子学生とその父親の体重の分布は付録の図5と6に示されている。同様に，女子学生の身長が母親の身長より有意に高かったにもかかわらず，娘の体重50.1 kgは母親の体重52.1 kgより軽いことが明らかにされた。両者の差も有意であった（ $t=2.84$ , d.f.: 0.01,  $p<0.01$ ）。母娘の体重分布は付録の図7～8に与えられている。

父—息子，母—息子，父—娘，母—娘に分けて求められた体重における親子間の相関係数がそれぞれ0.170, 0.259, 0.111, 0.211と推定され，いずれも身長における相関より確実に低かった

表7 体重における父一息子の相関

(N=145) 単位: kg		
	平均値	標準偏差
父	65.35	0.68
息子	62.57	0.62
相関係数 (父一息子)	$r=0.170$	

表8 体重における母一息子の相関

(N=146) 単位: kg		
	平均値	標準偏差
母	53.49	0.52
息子	62.60	0.61
相関係数 (母一息子)	$r=0.259$	

表9 体重における父一娘の相関

(N=107) 単位: kg		
	平均値	標準偏差
父	66.03	0.85
娘	50.08	0.51
相関係数 (父一娘)	$r=0.111$	

表10 体重における父一娘の相関

(N=109) 単位: kg		
	平均値	標準偏差
父	66.03	0.85
娘	50.08	0.51
相関係数 (父一娘)	$r=0.211$	

(表7~10)。したがって、体重における遺伝率（遺伝力，ヘリタビリティ）はそれぞれ，0.34, 0.52, 0.22, 0.42（平均値：0.38）と算定された。体重の遺伝率が0.3~0.4程度であること，また体重の遺伝率が身長におけるそれより小さいことは多くの研究報告により示されており科学的事実といえる。今回の調査結果もこれを支持している。

息子を持つ父親と娘を持つ父親の体重を比較してみると，両者に有意な差は見出されなかった（表11）。また，娘を持つ母親の体重はダイエットに関心の高い娘の影響で息子を持つ母親の体重より軽いのではないかと予想されたが，実際には，娘を持つ母親の体重のほうが軽いことは軽かったがその差は有意レベルには達していなかった（表12）。

体重における親子間の相関は相関係数にして0.11から0.26と身長の0.31~0.45に比して明らかに小さかった。体重の遺伝率の推定値はしたがって0.22から0.52となった。このことは，これまで報告された他の研究同様，体重の遺伝率が身長のそれより極めて低いことが示され，体重は遺伝的要因より環境要因によって影響されることが明白に示された。体重に関する遺伝率が身長のそれより低いことは多くの研究により明らかとなっている科学的事実といえる。

体重に関しての親子相関は，身長に比較すると比較的小さかったものの，父一息子相関（ $r=0.17$ ）より母一息子相関（ $r=0.26$ ）のほうが高く，父一娘相関（0.11）より，母一娘相関（ $r=0.20$ ）のほうが高かった。このことは，体重は環境要因に影響を受けやすく，食事などを担当することの多い母親の影響が大きいことを示唆していると思われる。Little（1987）も子供の出生時体重について母一娘間の相関が最も高いことを示し，子供の出生時体重が父親の出生時体重よりも母親のそれにより影響されやすいことを報告している。

一昨年，筆者は今回とまったく同じ方法により，性成熟年齢（女性における初潮年齢と男性における精通年齢）の親子相関を調査研究した。その結果，初潮年齢と精通年齢の親子相関が非常

表 11 息子の父親と娘の父親の体重の比較  
単位：kg

	息子の父	娘の父
平均	65.35	66.03
分散	67.10	76.73
標本数	145	107
$t = -0.63$ $p > 0.05$		

表 12 息子の母親と娘の母親の体重の比較  
単位：kg

	息子の母	娘の母
平均	53.49	52.08
分散	40.00	37.65
標本数	146	109
$t = 1.78$ $p > 0.05$		

表 13 身長, 体重, および性成熟年齢における親子相関

	身長		体重		精通		初潮	
	<i>r</i>	<i>N</i>	<i>r</i>	<i>N</i>	<i>r</i>	<i>N</i>	<i>r</i>	<i>N</i>
父-息子相関	0.34	145	0.17	145	0.55	210		
母-息子相関	0.45	147	0.26	146	0.42	210		
父-娘相関	0.31	119	0.11	108			0.37	105
母-娘相関	0.35	121	0.20	109			0.49	105
平均	0.363		0.186		0.485		0.433	

に高いこと、特に精通年齢において非常に高いことを報告した (Kosuda, 2004; 小須田, 2005)。このことは性成熟年齢に遺伝が深くかかわっていることを意味している。また、男女ともに、性成熟年齢の若年化が未だ止まっていないことを明らかにした。しかしながら、調査研究の方法が性的成熟年齢を子世代はもとより 2, 30 年前の親世代のデータを学生による自己報告に基づくものだったから、その結果について疑問を投げかける研究者もいた。今回の身長・体重の遺伝力の調査研究の目的のひとつは、このような調査方法の妥当性・信頼性を確かめることにあった。しかしながら、今回の身長体重についての分析結果は従来の多くの研究報告と一致しており、そうした疑問は払拭されたといえる。

表 11 には今回の身長体重についての結果が一昨年発表した初潮年齢と精通年齢についての結果と一緒にまとめられている。身長との比較からも、初潮年齢と精通年齢で表された性成熟年齢の親子相関がいかに高いかがはっきり示されている。

Susanne (1975) はヒトの身長・腕長・肩巾・尻巾・頭巾・耳高・鼻長などのさまざまな形態を測定し、父-息子、父-娘、母-息子、母-娘に分けて親子相関を調査しているが、いずれの親子相関でも似よった相関係数を報告しており、今回得られたような差異は報告されていない。Y 染色体以外の常染色体および X 染色体は、母親と父親から息子と娘に均等に分配されること、形態を支配する量的遺伝子が Y 染色体以外に含まれることを考えると当然ともいえよう。

しかしながら、XX 染色体を持つ女性より XY をもつ男性のほうが高身長であること、XYY 染色体を持つ男子より XY を持つ男子のほうが身長が低いことは、Y 染色体に身長を支配する遺伝子が含まれることを示している (Ogata and Matsuo, 1992; Ratcliffe *et al.*, 1992)。事実、

これらの身長に影響を与える遺伝子の Y 染色体上に位置が特定されている (Bühler, 1980; Ogata *et al.*, 1995)。

Rao *et al.* (1975) は身長体重の親子相関が子供の年齢が上がると高まること、父親より母親の影響がより強いことを報告している。すなわち、年齢の若い成人の身長におけるヘリタビティーが 0.89 であったのに対して年齢の高い人では 0.87 であった。体重についても若年者では 0.87 に対して老年者では 0.70 であった。BMI (body mass index) でも同様であった。Salces *et al.* (2000) も親子相関が年齢の影響を受けることを示している。

双生児による実証的研究の基礎には、異なった環境に育った一卵性双生児 (monozygotic or identical twin) を比較することにより環境要因の影響を知ることができ、同一の環境に育った二卵性双生児 (dizygotic twin or fraternal twin) を比較することにより遺伝的要因の大きさを知ることができることを前提としている。なぜなら、一卵性双生児間にはまったく遺伝子の違いがなく、二卵性双生児の遺伝的關係は兄弟と同じだからである。実際には、二卵性双生児は生まれ育つ時を共有するため、兄弟より強い相関が得られることが多い。

Silventoinen *et al.* (2001) は 1938~1949 年生まれの双子 4,873 組並びに 1975~1979 年に生まれた 2,374 組の双子におけるデータに基づく調査研究から、フィンランドでこの期間中に男性の身長が 3.1 cm、女性の身長が 2.9 cm それぞれ伸びていることを示している。また、この期間に遺伝率が男性では 0.87 から 0.82、女性でも 0.78 から 0.67 に低下していることを報告している。さらには身長における遺伝率が男性より女性で低いこと、すなわち女性において環境要因が強く働いていることも報告している (Silventoinen *et al.*, 2000a, b; Silventoinen *et al.*, 2003)。

Carmichael and McGue (1995) は双生児を対象とした研究で、身長・体重並びに BMI の遺伝力が年齢とともに低下することを報告している。Rao *et al.* (1975) も兄弟間の相関が年齢とともに低下することを報告している。年齢とともに環境による影響が大きくなることは容易に理解される。

前述したように、今回の調査研究はこの調査研究で採用された自己報告によるアンケートによる調査方法が妥当であったことを示しており、一昨年本誌で報告した初潮年齢、精通年齢に関する研究結果の信頼性を高めているといえよう。すなわち、精通年齢で表された性成熟年齢の若年化が未だ止まっていないこと、特に女子における初潮年齢の若年化が顕著なこと、並びに性成熟年齢、特に男子における精通年齢における遺伝率が非常に高いことが確かめられた (Kosuda, 2004; 小須田 2005)。

## 謝 辞

このアンケート調査に協力してくれた、私の講義の受講生の協力なくしてこの調査研究はないことを明らかにして、彼らに謝意を表したい。



## 要 旨

本学学生並びに彼らの両親を対象としたアンケート調査によって得られたデータに基づいて、身長と体重の親子相関が調べられ遺伝力が推定された。男子学生と彼らの父親の身長の平均値は171.7 cm と 166.2 cm で、その差は統計学的に 0.1% レベルで有意であった。また、女子学生の身長は 158.4 cm で彼女らの母親の身長 155.3 cm より有意に高かった。このことは、日本における成人身長が伸び続けていることを明瞭に示している。女子学生の父親の身長が男子学生の父親より有意に身長が高かったことは興味深い。今後の研究が待たれる。父一息子、父一娘、母一息子、母一娘に分けて親子相関が求められたが、身長親子相関はいずれも比較的高く 0.31~0.45 の範囲でありその平均は 0.36 であった。したがって、身長の遺伝力は 0.73 と推定された。

一方、男子学生と彼らの父親の体重はそれぞれ 62.6 kg と 65.4 kg であった。息子の身長が父親のそれより有意に高かったにもかかわらず、息子の体重は父親の体重より有意に軽かった。同様に、女子学生と彼女等の母親の体重はそれぞれ 50.12 kg と 52.1 kg で、その差も統計的に有意であった。いずれも加齢による体重増加が理由であると考えられる。体重の親子間の相関係数は身長と比較して著しく低く、0.11 から 0.26 の間で平均は 0.19 であった。遺伝力は 0.37 と推定された。身長における高い遺伝力並びに体重における比較的低い遺伝力は従来の研究結果と変わることはなかった。この事は自己報告に基づくデータを収集するという調査方法の信頼性を裏付けるものとなった。同じ方法により得られた初潮年齢と精通年齢で表される性成熟年齢の遺伝力が非常に高いという報告を更に裏付ける結果となった。

## 引用文献

- Bostrom, G. and F. Diderichsen (1997) Socioeconomic differentials in misclassification of height, weight and body mass index based on questionnaire data. *International J. of Epidemiology* 26 : 860-866.
- Bühler, E. M. (1980) A synopsis of human Y chromosome. *Human Genetics* 55: 145-175.
- Falconer, D. S. (1969) *Introduction to quantitative genetics*. Oliver & Boyd, Edinburgh and London.
- Kaur, D. P. and R. Singh (1981) Parent- adult offspring correlation and heritability of body measurements in rural Indian population. *Ann. Hum. Biol.* 8: 333-339.
- 木村資生 (1960) 集団遺伝学概論 培風館
- Kosuda, K. (2004) Parent-offspring correlations of sexually developmental time in a Japanese human population. *Xth European Society of Evolutionary Biology (Krakow, Poland)*, Abstract p. 189.
- 小須田 (2005) ヒトの性成熟年齢における親子相関 城西大学研究年報(自然科学編)28: 1-10.
- Little, R. E. (1987) Mother's and father's birthweight as predictors of infant birthweight. *Paediatr. Perinat. Epidemiol.* 1: 19-31.
- Ogata T. and N. Matsuo (1992) Comparison of a adult height between patients with XX and XY gonadal dysgenesis: support for a Y specific growth gene(s). *J. Med. Genet.* 29: 539-541.
- Ogata T., K. Tomita, A. Hida, N. Matsuo, Y. Nakahori and Y. Nakagome (1995) Chromosomal

- localization of a Y specific growth gene(s). *J. Med. Genet.* 32: 572-575.
- Ratcliffe, S. G., H. Pan and M. McKie (1992) Growth during puberty in the XYY boy. *Annals of Human Biology* 19: 579-587.
- Sanchez-Andres, A. and M. S. Mesa, (1994) Heritabilities of morphological and body composition characteristics in a Spanish population. *Anthropol. Anz.* 52: 341-349.
- Silventoinen K., J. Kapiro, E. Lahelma, R. J. Viken and R. J. Rose (2000) Sex difference in genetic and environmental factors contributing to body-height. *Twin Res.* 4: 25-29.
- Stewart, A. L. (1982) The reliability and validity of self-reported weight and height. *J. Chronic Disease* 35: 295-309.
- Susanne, C. (1975) Genetic and environmental influences on morphological characteristics. *Ann. Hum. Biol.* 2 : 279-287.

## Parent-offspring correlations of the adult height and weight in a Japanese human population

Kazuhiko KOSUDA

### **Abstract**

Parent-offspring correlations of adult height and weight were studied in a Japanese human population, based on self-reported data. Parent-offspring correlation coefficients in height are 0.31–0.45, and its mean value is 0.36. Thus, estimated heritability in height is proven to be 0.73. On the other hand, the mean parent-offspring correlation in body weight, 0.19, is considerably lower than that in height. The heritability of body weight was calculated to be 0.37. These results are in consistent with many other reports. This fact reinforces the reliability and validity of the finding that the heritability of sexually developmental time expressed by the age at menarche in female and the age at the first ejaculation in male is very high (Kosuda, 2004, 2005). It is scientific fact that the heritability of height is much higher than that of weight. The mean height of boy students is calculated to be 171.7 cm, whereas the one for their fathers is 166.2 cm. The difference, 5.5 cm, is statistically highly significant at the 0.001 level. The height of girl student and their mother is 158.4 cm and 155.3 cm, respectively. This difference is also highly significant at the 0.001 level. These facts clearly indicate that the acceleration of adult height is still in progress in Japan. It is very interesting that the height of a father with girl student was significantly higher than that of a father with boy students.

## 附表 (Appendix)

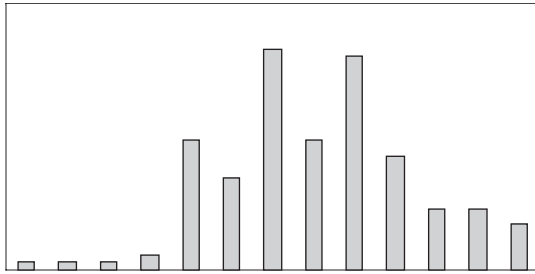


図1 息子の身長

データ区間	頻度
58	1
60	1
62	1
64	2
66	17
68	12
71	29
73	17
75	28
77	15
79	8
81	8
	6

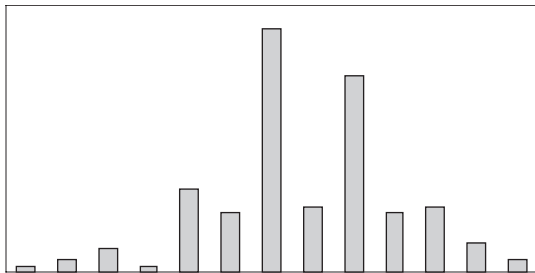


図2 父の身長

データ区間	頻度
50	1
52.5	2
55	4
57.5	1
60	14
62.5	10
65	41
67.5	11
70	33
72.5	10
75	11
77.5	5
次の級	2

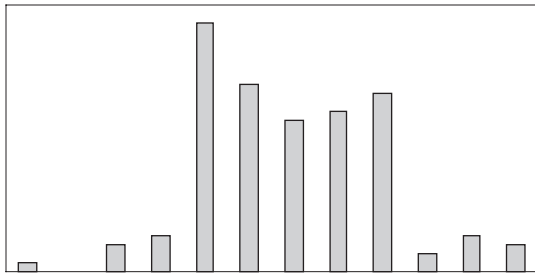


図3 娘の身長

データ区間	頻度
46	1
48.27272727	0
50.54545455	3
52.81818182	4
55.09090909	28
57.36363636	21
59.63636364	17
61.90909091	18
64.18181818	20
66.45454545	2
68.72727273	4
	3

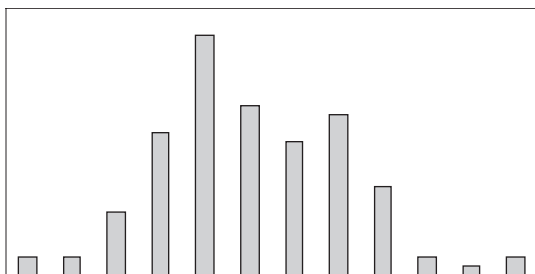


図4 母の身長

データ区間	頻度
45	2
47.27272727	2
49.54545455	7
51.81818182	16
54.09090909	27
56.36363636	19
58.63636364	15
60.90909091	18
63.18181818	10
65.45454545	2
67.72727273	1
	2

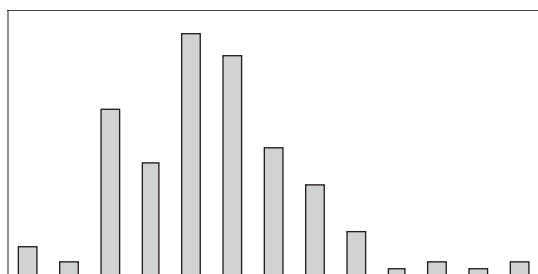


図5 息子の体重

データ区間	頻度
48	4
51.5	2
55	22
58.5	15
62	32
65.5	29
69	17
72.5	12
76	6
79.5	1
83	2
86.5	1
	2

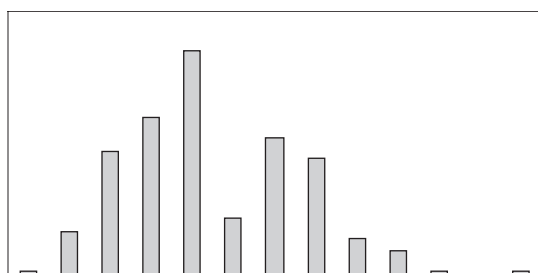


図6 父の体重

データ区間	頻度
50	1
53.75	7
57.5	19
61.25	24
65	34
68.75	9
72.5	21
76.25	18
80	6
83.75	4
87.5	1
91.25	0
	1

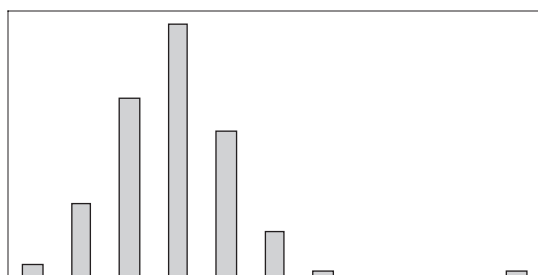


図7 娘の体重

データ区間	頻度
41	2
44.9	11
48.8	27
52.7	38
56.6	22
60.5	7
64.4	1
68.3	0
72.2	0
76.1	0
	1

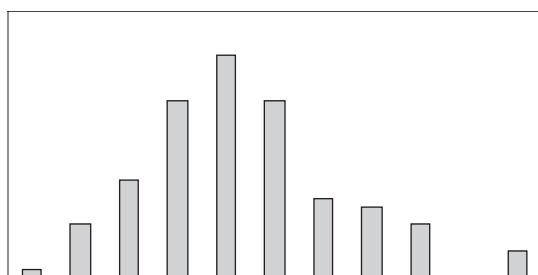


図8 母の体重

データ区間	頻度
40	1
43	6
46	11
49	20
52	25
55	20
58	9
61	8
64	6
67	0
	3