

# 人口問題研究

第三卷 第八號

## 調査研究

- 三、三 性の差違から見た出産間隔の問題  
四、考按及結語  
参考文獻

### 一、検討の意義と問題の所在

#### 一、序説

性の選擇意識より生ずる  
産兒調節の存在に關する  
統計的觀察

笠間尙武

目

次

- 一、検討の意義と問題の所在  
　　一、序説  
　　二、性の決定と性比  
　　三、性比を支配する各種の原因  
　　四、問題の所在と從來の研究  
二、觀察の材料  
三、余の行つた觀察  
三、一 性比の家族集積性が見られるか否かの追試  
三、二 特別家庭(最近兒の分娩の無かつた家庭)の性比の問題  
性の選擇意識より生ずる産兒調節の存在に關する統計的觀察

よつて招來されたものでなく、妊娠力そのものにも低下が認められるので、即ち婦人が妊娠しなくなつたことによるものであることが判かるのである。この妊娠力低下の問題は非常に重大なることで、これは婦人そのものが

生物學的に妊娠が不可能になつて來た結果であるか、生物學的には妊娠力は變らないが、何か特に妊娠を招來せしめざるが如き人爲的原因が作用してゐるものであるか、早急に斷定することは難しげが、これを明かにすることは出生率上昇の對策を定めるために極めて重要なことで、生物學的に或は社會的に各方面より之が原因探究が行はるべきものであるが、余は之の問題に關する検討の一端として性の差違が出産に如何なる關係を持つか、統計的に二二三の觀察を行つてみたが、その結果を此處に述べてみることとする。

### I-II 性の決定と性比

男女が如何なる機構で決まるものであるか今更此處に述べる必要もないであらうが、性の決定が雌雄の性染色體の數或は形の不一致により支配されるものであることに對して異論を持つものは現今に於て先づ無いであらう。然してこの性の決定に就て遺傳細胞學の説くところによれば男兒が生れ、或は女兒が生れたりする確率は等しくあるべき筈にも拘らず、實際に於て出生時に男兒の出生超過のあることは Graunt(1666), Süssmilch(1765) 以来我々の等しく認めて來たるところであつて、全ての文明國に於て女兒の出生100に對して男兒の出生の割合は大略105(これを出生時の性比といふ)内外の値を示してゐる。この性の決定に際して男兒超過を來たす原因に關しては古來から種々の臆測、學說が云はれ、最近に於ても Lenz, Zeleny and Faust, Parkes, Wodzdalek, Bluhm, Unterberger, Kaltzoff and Schröder, Schöner 等により種々の學說、實驗結果が報ぜられて居り(後述)

男兒を生ずる精虫が女兒を生ずる夫れより受胎に與るチャンスの多ふことと示すものであるが、何れも未だ確然たる承認を得る迄には到つてゐないものである。

然し男兒出生超過の存在することは事實で、猶、この男子率は流產、死產に於て極めて高いことは衆知の事であつて、これを考へ合せて見ると——勿論妊娠三ヶ月以後の流產で、其れ以前のものは統計上明かでないが、若し之を知り得たりとせば更に高き男子率となるかもしれない——受胎時の男子率(これを第一次性比といひ、出生時の夫れを第二次性比といふ)は Parker 等の云ふ程高率でないにしても、出生時の男子率より高き値をとるべきは想像に難くないのである。

### I-III 性比を支配する各種の原因

この性比を左右する外的條件として從來色々のものが擧げられてゐる。即ち季節的差異とか、地理的差異、都鄙別差異とか、階級的差異、或は公生、私生の別とか出生の順位、其の他夫婦の年齢、年齢差及び勢力の強弱、又は營養狀態等種々言はれてゐるが、これ等は畢竟するに前掲せる諸家の學說に述べられてゐる男兒を生ぜしむる精虫が受胎に與る機會に恵まれるが如き因子の作用に外ならず、即ちかかる外的條件はこれらの複雑なる第二次的影響と見られるべきである。

これらは受胎時に於ける第一次性比に就ての問題であるが、第一次性比は受胎後に於て極めて變化され易きもので、在胎期間中に於ける損失、即ち死流產により左右せることは屢々見られるところである。

男胎は女胎より抵抗力が弱く周圍の影響に對して銳敏であることは Lenz の説くところであるが、前言したる如く死產に於て女胎より男胎が非常に多いこと、即ち男子率の高さとはこれに起因するところのもので

あつて、従つて死産の頻度が高くなる場合に於ては男胎の損失は多くなり、出生時の男子率、即ち第二次性比は第一次性比より著しく下ることは推論し得るところであつて、文化の低い民族或は階級に於ては衛生状態も悪く、無智その他非衛生的風習等のため母性の保護は不充分であるが故に、胎兒は死流産に終ること多く、これが爲に第二次性比は低い値を示すやうになつて來ると云はれてゐる。アイヌ(古屋)、ニグロ(Huntington)に於ける低い性比、私生児の場合等のそれはこの死産による影響であつて、その他階級の差異、都鄙の差異、出生順位等前掲したる性比を支配されると、いはれる外的條件もこの死流産の頻度の差によつて招來される場合もあることが屢々考へ得るのである。

これ等の外に性比は純社會心理的にも變化をうけるもので、その第一としては届出の精粗により性比は極めて變化を受ける場合があると云はれてゐる。即ち宗教とかその他の理由から女子輕視の風習のある所では女児出生の届出が男児の場合に比べかなり粗漏が見られ、統計上著しく高い第二次性比、即男児出生過剰を來せるが如くなることが屢々認められるのである(ユダヤ人、マホメット教徒の諸國で認められところで、朝鮮にもこの傾向があると言はれる)。これらは故意に性比が改變されたる場合でその他に前言したる男子出生をより容易ならしめる生物學的原因とは別に、特にこれを容易ならしめ、或は女兒の出生を制壓するが如き社會心理的附隨條件として考へられるのが性の選擇による産兒調節の問題である。この事に就ては Prevost が曰く云つて居ることで、彼によれば一般的に世間に於て男兒に對して一種の好みが認められ、「この好みの結果が男子出生の後は家族の増大を妨げ、それによつて男子出生の割合を増すのでないか。兩親が一人の息子を有するとする。もし種々の原因がその家族の増加を妨げる

とすれば、男の子一人も有せざる場合然るよりも彼等の第一の希望が充たされた場合の方が、恐らくこの缺陷に不安を感じることが少いであらう。一人又は數人の息子の出生の後に於けるこの出生減少が男子出生の割合を増すに傾くのではないか」と云つて居る。

#### 一、四 問題の所在と從來の研究

古屋教授は昭和七年東京市内の數區に籍を有する約六萬の家庭群を觀察し、少兒家庭に於ける性比は多兒家庭に於ける夫れより高きことを指摘し、これを前述した Prevost と同様に、世相が社會經濟的に複雜化するに従ひ結婚は望んでも家庭の増大、即ち多數の兒は望まぬものが多くなる傾向があるとなし、かゝる場合に於て若し經濟的又は道徳的等何等かの理由で只一児のみしか兒を欲しない夫婦があるならば、家督相續その他の理由からこの夫婦の望む兒の性は女であるよりも男であるに違ひなく、故に偶然男児が生れればこれにて満足し、爾後の妊娠を制限するか、或は少くとも遲延せしめる工作を行ふやうになり、若し第一子が女兒であればそれで止まるべき出産を更に今一度延ばし男児を得るために次の出産を試みるやうになるであらう。かゝることは二児の場合に於ても同様で、望む少數の兒に於て成るべく男児を欲するが如く出産を調節するため、即ち一人または二人の男児を得れば次の出産は避けるやうになるため、少兒家庭に性比の高いことが招來されたものであると説明してゐる。然してこれらの根據として觀察家族を子供數及び男女構成別に分類し、男女の出産が蓋然律により期待される以上に男児のみ、或は女兒のみを有する家庭が多い、つまり性比に家族の集積性があることを新しき方法を以て明かにして、この傾向は都市に於てのみ著明に見られ、農村及アイヌ等の文化の遅れたところでは未だ見ることが出来ないことを實證し、この結果からかかる多兒家庭

の形成を妨げるが如き不自然的思想、産児調節なる惡風が出生率低下の原因であり、又ひいては民族自滅の徵候であると強調してゐる。

この性比の家族集積性の問題に就ては其後二、三の學者により追試され、即ち立川氏は文化程度の最も高いと思はれる東京の各種學校の在學生の同胞に就て、又侯氏は古屋氏と同一の調査地域の小學校の在學生の同胞に就て觀察を行つてゐるが、その結果は全く反対の事實、即ち觀察數は蓋然律により期待される數とよく一致することを認めて居り、山村氏は古屋氏と全く同じ材料を用ひて追試し同様の事實を發見したが、その説明の見解を異としてゐる。

然らば古屋氏の認めたる事實が單なる偶然の統計的所産物であるか、然らば性選擇による産児調節の傾向はないと否定し得るかどうか、余はこゝに別の材料を以て古屋氏、Prevost の言ふ産児調節の傾向の存在の有無に就て検討を行つてみたのである。

## II、觀察の材料

研究の材料として用ひたるものは昭和十五年一月人口問題研究所が行つた出産力調査の蒐集票中より一般俸給生活群を特に選んで之に當てた。

この出産力調査の結果概報より職業別在住地別妊娠期間經過後夫婦出生児数を見ると第一表に見る如くで、一般俸給生活者群は他の全ての調査群に比べて出生児数が少く、又その構成分子は官吏(軍人、行政官、巡査)、小學校教員、銀行會社員等にして、他の調査群に比べて教育程度も割合高く、先づ有識階級と見做すことが出来、又その大部分は都市に居住して居るものより成立つてゐるものである。

高いことが認められる。

第一表 職業別在住地別妊娠期間經過後  
夫婦出生児数

職業及居住地域	夫婦數	出生児數	一夫婦當出生児數
總	17,129	79,468	4.63
一般俸給生活者	614	2,376	3.87
農村在住俸給生活者	559	2,268	4.06
一般賃銀労働者	1,603	6,566	4.10
農村在住賃銀労働者	810	3,584	4.36
農業者	10,540	52,482	4.98
漁業者	515	2,083	4.04
一般中小商工業主	1,183	4,983	4.17
農村在住商工業主	1,305	5,221	4.00

然して蒐集せる調査票の總數は一二、四九一であるが、この内無子家庭、再婚夫婦及び出生児の性の不明のもの等の不完全票を除くと、此の場合の研究材料として用ひ得たるものは、全部で八、七八一票となつた。この材料となつた八、七八一家庭を出生児數別に分類して見ると第二表に見る如くであるが、この場合死産は計算に入れてゐない。

この表に就て出生児數を見ると總児數二五、一六三中、男児一二、九九八、女兒一二、一六五で、女兒一〇〇に對する男児の割合は一〇六・八で、この値は最近の我が國の出生時に於ける割合たる一〇四一五に比して稍

今兒數n人の家庭を集め、これを男女の構成員數別に分けて見ると、

女	0	1	2	⋮	$(n-2)$	$(n-1)$	n
男	$n$	$(n-1)$	$(n-2)$	⋮	⋮	2	1
				⋮	⋮	0	

第二表 各兒數別家庭數及其の性比

家庭群	家庭數	子女數	男女別	性比
一兒家庭	2,103	2,103	男 女 1,118 985	$113.5 \pm 2.32$
二兒家庭	2,255	4,510	男 女 2,329 2,181	$106.8 \pm 1.54$
三兒家庭	1,831	5,493	男 女 2,846 2,647	$107.5 \pm 1.40$
四兒家庭	1,146	4,584	男 女 2,336 2,248	$103.9 \pm 1.51$
五兒家庭	743	3,715	男 女 1,937 1,778	$108.9 \pm 1.71$
六兒家庭	373	2,238	男 女 1,146 1,092	$104.9 \pm 2.16$
七兒家庭	204	1,428	男 女 730 698	$104.6 \pm 2.71$
八兒以上家庭	126	1,092	男 女 556 536	$103.7 \pm 3.08$
合計	8,781	25,163	男 女 12,998 12,165	$106.8 \pm 0.65$

の $(\frac{n}{2} + 1)$ 通りの組合せに分けられる事は言を俟たないところである。

次に女兒一〇〇人に對する男兒の出生數、即ち性比をaとすると、男兒が生れたり女兒が生れたりすることが單なる偶然の出來事であるとするならば、前記の組合せに屬する家庭數の割合は $(\frac{a}{2} + 100)^n$ を展開したる各項に相當する筈であるべきことは、蓋然律の説くところにより明かなるところであり、反対に、若し實際に調べたる家庭數の分布がこの理論的分布の割合と一致しないのであれば、男兒が生れたり女兒が生れたりすることが偶然の出來事でなく、其處に何等か特殊の條件が作用してゐるものと見てよいのである。かかる考へ方より理論數を求め各家庭群に就て實際の觀測數と比較を行ふのであるが、この場合はピアソンのカイ自乗試験法によつて集積性の存在の有無の判定をなしたのである。

### (二) 觀察結果とその考察

前述の方法により性比一〇六・八を以て前記の觀察方法を以て追試したる結果は第三表に見る通りである。

この表中普通數字は實際の觀察數で、「ゴチツク」數字は男が生れたり女が生れたりすることが全く偶然の事で、等しく性比一〇六・八で生れるものなりと假定し計算により求め得られたる理論數である。例へば子供數四人の家庭に就て見ると男四人の段と女〇人の行と交叉する欄の七七が四兒と第三表に示す如くになる。

### (一) 家族集積性の證明方法

研究を進めるため子供數と男女構成の數により研究材料を分類して見る

第三表 子女の男女構成別により分類したる家庭數

男\女	0	1	2	3	4	5	6	7	8	家庭數
0		985 1,017	532 527	202 207	74 62	19 20	3 5	1 1	-	1,816
1	1,118 1,086	1,117 1,226	679 663	275 268	93 105	31 30	8 9	1 -	-	3,322
2	606 602	683 709	407 429	245 224	87 82	37 30	6 -	2 -	2	2,075
3	267 252	313 305	224 239	114 116	53 54	20 -	11 -	1 -	-	1,003
4	77 82	128 128	96 93	52 58	22 -	2 -	1 -	1 -	-	379
5	34 27	37 40	37 37	165 -	6 -	4 -	1 -	1 -	-	134
6	5 7	16 13	- -	11 -	6 -	2 -	1 -	1 -	-	40
7	- 2	4 -	2 -	2 -	- -	- -	- -	- -	-	8
8	-	- -	1 -	2 -	- -	- -	- -	- -	-	3
9	-	- -	- -	- -	- -	- -	- -	- -	-	-
10	-	- -	- -	- -	- -	- -	- -	- -	-	-
11	-	- -	1 -	- -	- -	- -	- -	- -	-	1
家庭數	2,107	3,285	1,979	917	341	115	29	6	2	8,781

註 上段の普通数字は観察數  
下段の「ゴチック」数字は蓋然律により求められたる理論數

るものである。

観察數と理論數との比較を行つて見ると観察數は大體に於てよく理論數と一致してゐるが、ピアソンのカイ自乗試験法( $\chi^2$  - test, test of goodness of fit)を用ひ詳細に検討を行つて見ると、求め得らるゝ一致の確率は第四表に見られる如くである。この場合、検討は七兒家庭迄とし、それ以上は観察家庭數が少なきが故に行はず、尙第四表には從來發表されたるこの研究の結果を同時に掲げてある。これに就て見るに理論數と観察數とは極めて一致する。

第四表 偶然分布と観察數との一致度 ( $\chi^2$  - 試験)

研 究 年 次	調 査 地	調 査 家 庭 數	理論數と観察數との一致度							
			三 家 兒 庭	四 家 兒 庭	五 家 兒 庭	六 家 兒 庭	七 家 兒 庭	八 家 兒 庭	九 家 兒 庭	十 家 兒 庭
古屋(1933)	北 海 道	973	0.57	0.92	0.79	-	-	-	-	-
矢ヶ崎(1934)	富山純農村	2,931	0.02	0.96	0.53	0.53	-	-	-	-
青木(1935)	群馬純農村	1,037	0.32	0.94	0.98	0.39	-	-	-	-
鈴木(1935)	福井小町村	1,995	-	-	0.02	0.02	0.03	-	-	-
向井(1932)	金澤市	4,259	-	-	0.03	0.12	0.03	-	-	-
古屋(1931)	東京市	58,467	-	0.00	0.00	0.00	0.00	-	-	-
立川(1937)	東京市	8,811	0.26	0.91	0.16	0.32	-	-	-	-
侯(1940)	東京市	28,771	0.24	0.89	0.14	0.01	0.18	-	-	-
山村(1940)	東京市	ca. 20,000	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-	-	-
笠間(1942)	一般俸給生活者	8,781	0.69	0.43	0.31	0.91	0.67	-	-	-

註 ※は山村の論文中に示す  $\chi^2$  の値より P を筆者が求めたるものである

家庭中男兒四人ばかりの家庭數で、男三人の段と女一人の行の交る三一三が男三人、女一人の家庭數であり、同様に男一人、女一人の家庭數は四〇七、男一人、女三人の家庭數は二七五、女四人ばかりの家庭數は七四で、この五つの數が四兒家庭の各組合せに屬する觀察數で、これ等の觀察數の下段にある、ゴチック數字の八一、三〇五、四二九、二六八、六二が夫々に相當する理論數、つまり蓋然律により期待される家庭數を示してゐる

て大きい確率を以て一致してゐることを示してゐる。この事は男が生れたり女が生れたりすることは全く偶然の出来事で、特に男が多く生れたりすることは認めることが出来ないことを示すもので、立川、侯氏等がこの問題に就て追試を行ひ、述べてゐる結果と全く趣を同じくするもので、古屋氏の云ふやうな性比の家族集積性は見ることが出来ないと云ふことになるのである。

この相異は何によつて生じたるものであるか考へてみると、立川、侯氏の研究材料は全て學校に於て得られたるもので、子女がある年齢に達したる家庭にのみ限られ、又プロパン法を用ふるため、その生徒自身は計算より取除かれ研究に用ひられてゐるが、余の場合は申告によつたもので

結婚後間近い家庭から結婚後相當年数を経た家庭まで全てのものを含んで居り、この點に於ては古屋氏の材料と性質を同じくするものである。唯古屋氏の材料は戸籍により得られた都市に存する全ての階級を含んでゐるが、余の場合は申告によつて得られた一般俸給生活者と云ふ特定の集團で、この點多少の相違が考へられるが、余の材料の殆んど大部分は都市に居住するもので、この差からくる結果の相違が生じたるものとは思へず、寧ろその構成分子の性質から考へて特に著明に現はれるべきものの様にも思へるのである。又數の相違も考へられるが、カイ自乗試験から見て、立川氏の言ふ如く生起確率が動搖したとしても、かかる相違は考へられない。

結局この相違の生じたるのは侯氏が推論し、山村氏が指摘してゐるが如く、材料の蒐集法の相違から來たもので、戸籍より材料を求める場合は、我が國戸籍事務整理方法の特殊性から家督相續とか本籍移轉等の場合の戸籍改變の際、已に死亡、婚姻その他の理由で離籍したものを之を除き新戸籍には記載せざるがために、兒の男女混合の家庭は幾人かの除籍者の爲、

男のみ、或は女ののみの家庭群へ數へ込まれることがあり、男のみ、或は女ののみの家庭は除籍者が何人あつても男女混合家庭群に數へ込まれることはないと云ふ人爲的所作の結果から、男のみ、或は女ののみの家庭群の過剰を生じ集積性が認めらるゝやうな結果となり、申告による時はこれ等戸籍に記載のない除籍者も漏れ無く申告されるため、男が生れ、或は女が生れることは全く偶然の事象であるが如くなるものと見てよいのではなからうか。

然し性比の家族集積性の事實が證明されないが故に、古屋氏の云ふやうな性の選擇による産兒調節の事實がないと斷定してよいであらうか、この問題は更に追究されるべき殘されたる問題であらう。

### (三) 要 約

出生率の低い、割合に教育程度も高く、大部分都市文化生活を營む俸給生活者に就て、古屋氏の云ふ性の選擇による産兒調節の傾向が認められるかどうか、氏と同じ方法を以てその子女の性比に就て家族集積性の追試を行つて見たが、立川、侯氏の結果と同様に古屋氏の云ふが如きことは認められず、男女の組合せは全く蓋然律に従ふことが見られた。然しこのことをから性の選擇による産兒調節の事實を否定するのは早計であつて更に一層の別方面からの検討をなす必要があると思はれる。

### 三、ニ 特別家庭(最近児の分娩の無かつた家庭)の性比の問題

前項で性の選擇によつて生ぜる産兒調節の存在を證明せんと在來の諸家のとれる蓋然律から家族集積性を確める方法を以て追試を行つたが、各児數家庭に於て男が生れたり、女が生れたりすることは、蓋然律により期待される割合と全く一致することが知られたることは已述の通りであるが、然らば出生現象に Prevost の云ふが如き、男児に對する好みなる傾向は全然認められないか、別の觀點から考究を行つてみることとしたい。

## (一) 婦人の妊娠力と最近分娩の無い家庭

婦人の妊娠力は月經が閉止する迄繼續するものなるが如く常識的には考へられるが、全ての婦人に閉經期迄分娩を期待することは不可能で、數名の兒を産んだのみで以後月經はあると妊娠せずに閉經期に到るものもあれば、閉經期迄十名以上の兒を産み続けるものもあり、妊娠可能期間は人により異り、極めて著しい個人差が存在することは衆知のことである。

この事は、川上氏が指摘したるやうに受胎の函數  $\alpha(x)$  が年齢增加と共に減退すること、又内閣統計局の發表せる年齢別有配偶女子出生率及び久保氏がこれより作製したる年齢別補正受胎率、補正生産受胎率に就て見ても年齢と共に著明に減少してゐること等の統計的事實からも明確に察知せらるゝことで、一見健康さうに見えても婦人は年齢の長ずると共に次第に不妊に陥り、年と共にその割合は増加して來るものである。この不妊を招來する原因は何であるかといふに、通常その一半は生理的現象であり、一半は淋疾その他疾病の結果であるとされてゐるが、不妊に陥る原因がかかる生理的或は病理的原因に限られてゐるとするならば、閉經期以前に於て兒を産まなくなつた家庭の兒の男女の組合せは、全く偶然に支配されるべきであり、特別なる値はとることはない筈である。

かかる見地から、余の研究材料に於ては古屋氏の言へる如く少兒家庭に性比が高く、且つ全般に一〇六・八と高い性比を示してゐるが、更に考案を進め、妻が年齢的には未だ妊娠可能年齢にあり乍ら、最近兒の分娩がなく已に不妊に陥るか、或は少くともこれに近い状態にあるが如くに見受けられる家庭を特に抽出し、この家庭群の性比と最近迄分娩があり、猶出産を繼續中と思はれる家庭のそれとの比較を行つてみるとこととした。

## (二) 觀察方法と觀察數

第五表 特別家庭の性比

家庭群	特別家庭				对照					
	家庭數	子女數	男女別	性比	家庭數	子女數	男女別	性比		
一児家庭	372	372	男 女	199 173	115.0 ± 5.56	1,652	1,652	男 女	880 772	114.0 ± 2.63
二児家庭	413	826	男 女	434 392	110.7 ± 3.66	1,776	3,552	男 女	1,822 1,730	105.3 ± 1.72
三児家庭	417	1,251	男 女	662 589	112.4 ± 2.30	1,314	3,942	男 女	2,032 1,910	106.4 ± 1.64
四児家庭	255	1,020	男 女	521 499	104.4 ± 3.20	782	3,128	男 女	1,586 1,542	102.9 ± 1.81
五児家庭	126	630	男 女	332 298	111.4 ± 4.20	480	2,400	男 女	1,250 1,150	108.7 ± 2.13
六児家庭	59	354	男 女	181 173	104.6 ± 5.44	202	1,212	男 女	620 592	104.7 ± 2.94
七児家庭	31	217	男 女	117 100	117.0 ± 7.34	87	609	男 女	305 304	100.3 ± 4.06
八児以上庭	8	71	男 女	36 35	100.3 ± 11.89	38	314	男 女	150 164	91.5 ± 5.40
合 計	1,681	4,741	男 女	2,482 2,259	109.9 ± 1.52	6,331	16,809	男 女	8,645 8,164	105.9 ± 0.79

何年児を産まないのを不妊と見做すかと云ふことは學者により種々議論のあるところで簡単に断言出来ぬ問題であり、例へば塚原氏はその論著に八年を以て之に當てゝゐるが、余は種々の點より考慮して五年を以てこの場合の判定期間として置いた。

この觀點から前項と同じ材料八、七八一家庭を分類すると最近五ヶ年児の分娩の無かつた家庭一余は此處でこれを特別家庭と言はう一は一、六八一で、この對照として猶分娩を繼續中の家庭は六、三三一となり、その他は妊娠期間を已に経過したる夫婦、其の他の不合格票である。

### (III) 觀察結果及びその考察

觀察の結果は第五表に見る如くである。

年齢的には未だ妊娠可能期間にあり乍ら、最近五ヶ年児の分娩の無い、余の所謂特別家庭に於ける性比は一〇九・九で、その平均誤差は一・五一であるが、對照群に於けるそれ等は一〇五・九±〇・七九であつて、特別家庭に於て一見性比の高いやうに見うけられる。然しこれを更に詳細に比較してみるために統計學的に誤差を検討して見ると、それは

$$M_1 - M_2 = 109.9 - 105.6 = 4.3 \\ \sqrt{m_1^2 + m_2^2} = \sqrt{1.52^2 + 0.79^2} = 1.71 \quad \frac{M_1 - M_2}{\sqrt{m_1^2 + m_2^2}} = 2.51 < 3$$

となり、兩者間の差は統計學的に見る場合は無意義のものであることが認められる。又各家庭群に就て見ると二児、三児家庭に於ては對照群に比して性比が高い値をとるが、少數例のため正確なることは言へないで、特別家庭に性比が特に高いといふことは認めることが出来るま。

又前項と同様の方法で、この特別家庭に於ても一〇六・八の性比の割合を以て出生があると假定し家族集積性を試めてみても、第六表に見る如く、男が生れたり女が生れたりすることは全く偶然の事象で、蓋然律により

第六表 子女の男女構成別により分類したる家庭数(特別家庭)

女 男	0	1	2	3	4	5	6	家庭数
0	173	87	43	22	2	1	1	646
	180	97	47	14	3			
1	199	218	154	54	13	8	1	328
	192	206	151	60	18	5		
2	108	152	89	41	10	8	1	408
	110	161	95	38	13			
3	68	71	46	20	7	1	2	215
	58	68	40	18				
4	19	21	8	5				53
	18	22	15					
5	3	11	6	1	1	1		23
	5	6						
6	1	5		2				8
	1							
家庭数	398	651	390	166	53	20	3	1,681

註 上段の普通数字は觀察數、下段の「ゴチック」数字は理論數

上表に於ける觀察數と偶然分布との一致度(特別家庭)

家庭群	三兒家庭	四兒家庭	五兒家庭	六兒家庭
P =	0.38	0.22	0.59	0.14

豫測する期待數と觀察數とは全くよく一致することが知ることが出来る。これ等一つの觀察結果から考察すると、年齢的には猶妊娠可能の年齢にあり乍ら児を産まなくなると云ふことは、全く生物學的の偶然事象で、別に人爲的要素、つまり男児への好みとか或は性の選擇の意識が作用し、生物学的に不妊となる前に待望の男児を得、これに満足して以後の妊娠を避け、或は少くとも延期するとか、又は數名の男児を産み、これ以上の家庭の増大を忌避するとかいふ觀念が作用してゐることはこの材料からは證明することが出来ない。唯こゝに特別家庭で二児、三児家庭に於て前述の如く性比が高いことは注目に値することであるが、このことのみで産兒調節

の傾向の存在を云々することは不充分で、所謂、児を産み上げることに對しては心理的影響が作用してゐるかどうかは確然としてゐない。

#### (四) 要 約

妻が妊娠可能年齢にあり乍ら児を産まなくなつた家庭の性比は猶出産繼續中と思はれる對照群に比べて如何なる値をとるかとの觀點から、最近五年兒の分娩の無い家庭の性比を見ると對照群より高い性比を示し、これは二兒、三兒家庭に於て特に著明で、人爲的妊娠中止があるが如く思はれるが、これは何れも無意義で、又家族集積性も認められず、特に特別家庭に男子が多く生れてゐるとはこの材料に就ては見ることが出來ない。

### III' III 性の差違から見た出産間隔の問題

性の選擇意識から行はれる産兒調節の傾向は前述の如く性比に就て行つた研究に於てはその存在を指摘することが出來なかつたから、觀點を變へ産兒調節の意識が多少なりとも働いて、男兒が生れたるが故に次の妊娠を遅延させるが如き傾向は見ることが出來ないか、出産間隔の觀點から觀察を續けてみる。

#### (一) 出産間隔の問題

原氏はこの問題に就て新しき立場から極めて興味ある解析的研究を行つてゐる。即ち氏によれば出産間隔の度數分布曲線は、これを半對數方眼紙を以て圖示すると、左半は拋物線状をなし右半は直線に一致した、川上教授の提出せられたる年齢的度數分布函數、即ち

$$D(x) = \int_x^{\infty} \frac{KN}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-t-M)^2}{2K^2}} - Kt dt$$

に一致してゐることが見られ、このことから受胎率Q(x)は

$$Q(x) = \frac{D(x)}{D(x) + \int_x^{\infty} \frac{N}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x+t+M)^2}{2K^2}} dt}$$

なる形となり、妊娠可能なる限り受胎率は本質的に恒數であり、又出産直後は授乳其の他の關係から一定期間妊娠に對する抑制の時期があり、この長短は個體によりて異なり、これはケトレーの方則近似の度數分布をとることを示すものであれば、従つてこのことから出産間隔の度數分布は母の年齢、出産順位により變化をうけることなき筈であるとその事實を實證してゐる。

然し乍ら出産に對して男兒に對する好みの意識が多少なりともあつて、男兒を得たれば之に満足し次の妊娠を止める迄に到らずとも遅延させ、或は女兒なれば待望の男兒を得んと次の妊娠を直ちに試みるやうなこと、換言すれば生物學的妊娠抑制の解除の他に人爲的にこれを左右せしむるやうなことがあるとすれば、次の出産間隔にも影響が及び變化を來すことは豫測するに難くない。かゝる見地から性の差による出産間隔を見たるものは未だ無いやうであるが故に余はこゝに其の觀察を行つてみた。

#### (二) 觀察の材料と方法

この場合に用ひたる材料は前と同じ一般俸給生活者群であるが、今回は特に東京市内に在住するものに限り、尙市内に居住すると雖も陸海軍人は之を除いたものを用ひることとした。

然して觀察は第一子と第二子、第二子と第三子の出産間隔に就て行つたが、前者に於ては第一子が死産の場合は第一子を第一子と見做し、第一子が乳兒死亡の場合及び第二子が死産の場合は材料として用ひず、後者の場合に於ても同様なる見解で材料を選定したのである。かゝる選擇を以

て得られたる観察材料は第七表に見る如くである。

第八表 第一子の男女別に見たる第一子  
出生後第二子分娩迄の出産間隔

第一子 出産間隔		男			女		
年	月	観察数	同(%)	累積度數(%)	観察数	同(%)	累積度數(%)
0	0—2	—	—	—	—	—	—
0	3—5	—	—	—	—	—	—
0	6—8	—	—	—	—	—	—
0	9—11	3	2.2	0.22	3	2.3	0.23
1	0—2	46	33.5	3.56	50	45.6	4.79
1	3—5	80	58.5	9.38	180	61.8	10.97
1	6—8	105	76.4	17.02	127	98.1	20.97
1	9—11	156	113.5	28.03	169	130.6	33.85
2	0—2	194	141.1	42.33	164	126.7	46.52
2	3—5	148	107.6	53.24	149	115.1	57.96
2	6—8	123	89.5	62.18	85	65.7	64.61
2	9—11	95	69.1	69.09	106	81.9	72.80
3	0—2	66	48.0	73.89	85	65.7	79.37
3	3—5	65	47.3	78.62	61	47.1	84.08
3	6—8	49	35.6	82.18	33	25.5	86.63
3	9—11	60	43.6	86.55	24	18.5	88.49
4	0—2	34	24.7	89.02	25	19.3	90.42
4	3—5	27	19.6	90.98	18	13.9	91.81
4	6—8	26	18.9	92.87	15	11.6	92.97
4	9—11	19	13.8	94.25	15	11.6	94.13
5	0—2	16	11.6	95.42	14	10.8	95.21
5	3—5	7	5.1	95.93	9	7.0	95.90
5	6—8	6	4.4	96.36	8	6.2	96.52
5	9—11	6	4.4	96.80	7	5.4	97.06
6	0—2	5	3.6	97.16	7	5.4	97.60
6	3—5	5	3.6	97.53	4	3.1	97.91
6	6—8	4	2.9	97.82	3	2.3	98.15
6	9—11	6	4.4	98.25	1	0.8	98.22
7	0—2	6	4.4	98.69	5	3.9	98.61
7	3—5	3	2.2	98.91	1	0.8	98.69
7	6—8	5	3.6	99.27	2	1.5	98.84
7	9—11	—	—	99.27	1	0.8	98.92
8	0—2	8	2.2	99.49	4	3.1	99.23
8	3—5	1	0.7	99.56	—	—	99.23
8	6—8	1	0.7	99.64	2	1.5	99.38
8	9—11	1	0.7	99.71	2	1.5	99.54
9	0—2	—	—	99.71	3	2.3	99.77
9	3—5	—	—	99.71	—	—	99.77
9	6—8	1	0.7	99.78	—	—	99.77
9	9—11	—	—	99.78	—	—	99.77
10	0—2	1	0.7	99.85	—	—	99.77
10	3—5	—	—	99.85	1	0.8	99.85
10	6—8	—	—	99.85	—	—	99.85
10	9—11	—	—	99.85	—	—	99.85
11	0—2	—	—	99.85	—	—	99.85
11	3—5	—	—	99.85	1	0.8	99.92
11	6—8	—	—	99.85	—	—	99.92
11	9—11	1	0.7	99.93	—	—	99.92
12	0—2	—	—	99.93	—	—	99.92
12	3—5	—	—	99.93	—	—	99.92
12	6—8	—	—	99.93	—	—	99.92
12	9—11	—	—	99.93	—	—	99.92
13	0—2	—	—	99.93	—	—	99.92
13	3—5	1	0.7	100.00	—	—	99.92
13	6—8	—	—	—	—	—	99.92
13	9—11	—	—	—	1	0.8	100.00
	合計			1,375			1,294

性の選擇意識より生ずる産児調節の存在に関する統計的観察

第七表 觀察材料實數

第一子		第二子	
性	観察數	性	観察數
男	1,375	男	424
女	1,294	女	412

この場合前児が乳児死亡の時の出産間隔は材料として用ひなかつたのは、塙原氏の研究にある如く、乳児死亡の場合は授乳による妊娠の抑制が死亡後直ちになくなるため、次の出産は

$$Y = ae^{-kx}$$

Y = 出産の度數

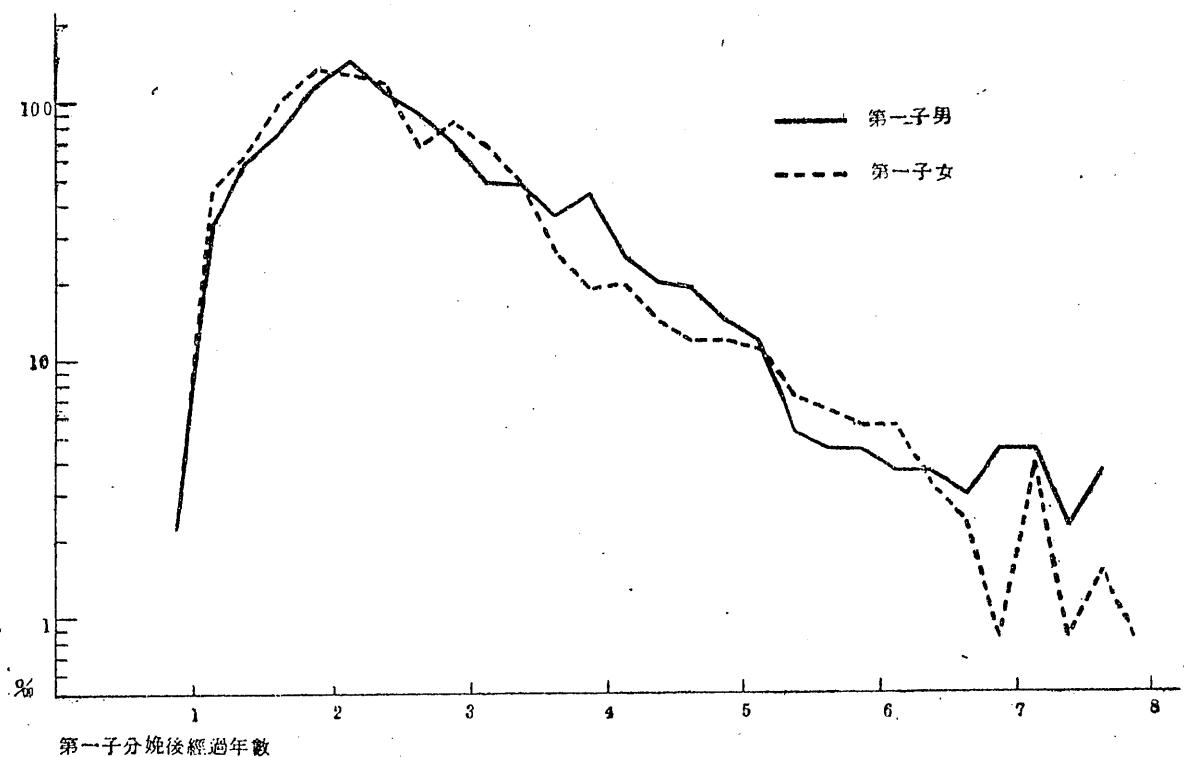
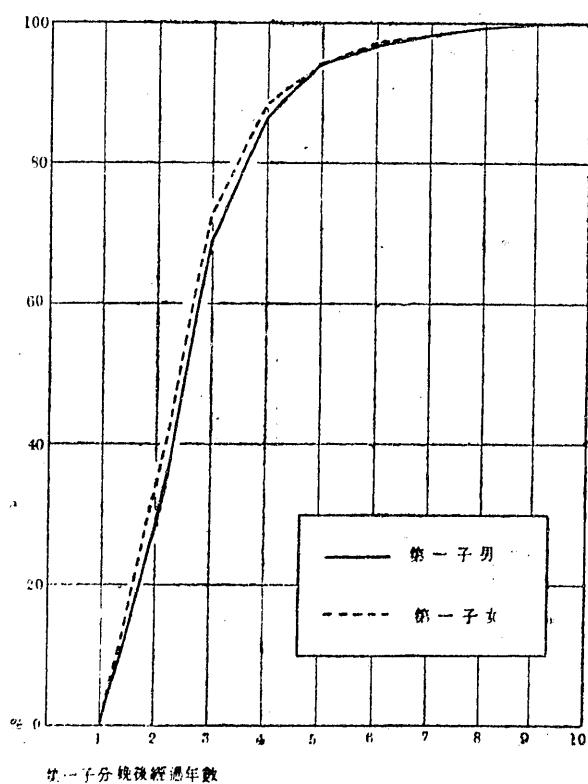
a k = 定数

(三) 観察の結果及其の考察

(イ) 観察一、第一子—第二子の出産間隔

なる分布を示して來るものであり、又この場合の観察の對照たる出生兒の性に對する心理的影響を見るためには不適當であるために取除いたのであり、死産の場合は間隔不明確であるが故なることは勿論である。

第一圖 出産間隔度數分布曲線(第一子—第二子) 半對數グラフ

第二圖 出産間隔累積度數曲線  
(第一子—第二子)

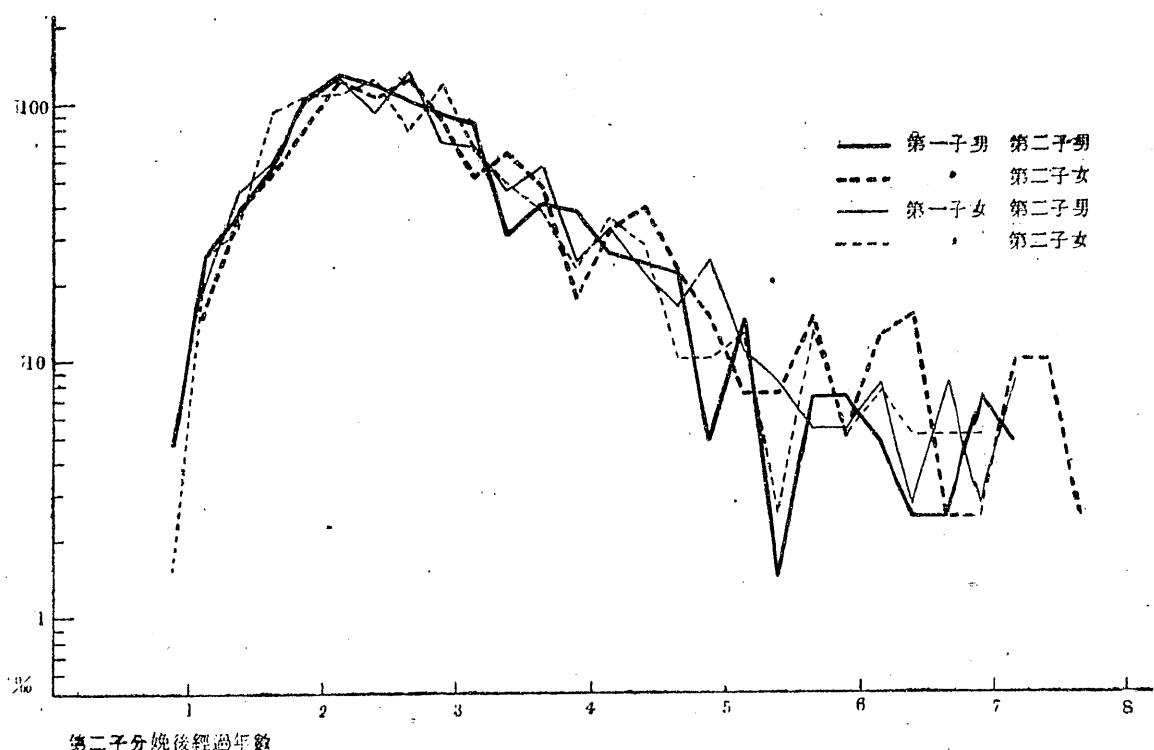
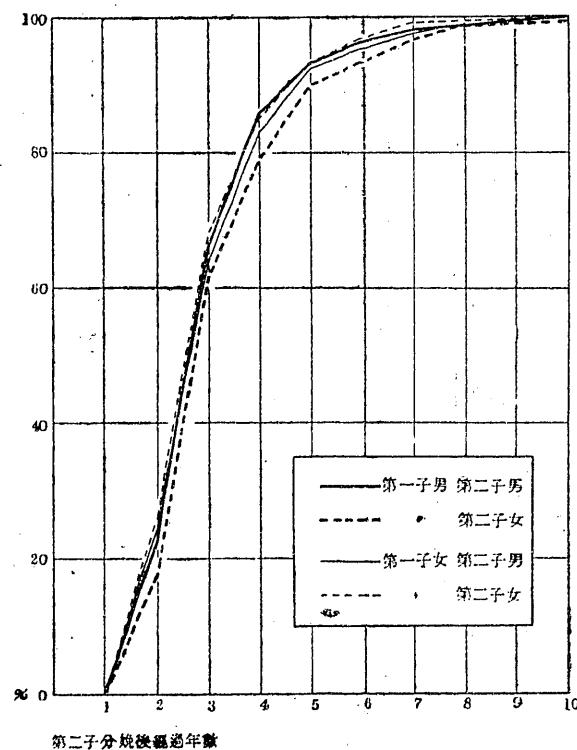
第一子分娩後第二子分娩迄の間隔は第八表に見る如くである。これを半對數方眼紙に圖示してみると第一圖に見られるが如くであつて、この度數分布曲線はこの研究に於ても、第一子が男兒である場合も、女兒であるときでも塚原氏の研究に示されてゐるやうに、前半は拋物線の一部で後半は直線に近き形をとり、川上氏の年齢別度數分布曲線に一致することが認められる。

今この第一子が男兒である場合の第二子との出産間隔の度數分布曲線と女兒である場合のそれとを比較してみると、後者の方が稍々左に寄つたやうに見え、一般に出産間隔が短かい、即ち男兒の方が多い延ばされてゐるやうにみえ、試みに兩者の累積度數曲線を書いてみると第二圖の如くになつて、第一子が女兒である方が男兒であるときより出産をなすものは早くすることが僅か乍ら認められることが出来るが、これは極めて輕微のもの

第九表 第一子、第二子の男女別に見たる第二子出生後第三子分娩迄の出産間隔

性の選択意識より生ずる産兒調節の存在に関する統計的観察	出産間隔	第一子 第二子	男						女							
			男			女			男			女				
			年	月	観察数	同(%)	累積度數(%)	観察数	同(%)	累積度數(%)	観察数	同(%)	累積度數(%)	観察数	同(%)	累積度數(%)
0	0—2	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	3—5	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	6—8	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	9—11	2	4.7	0.47	-	-	-	-	-	-	-	-	1	2.5	0.25	-
	0—2	11	25.7	3.07	6	14.6	1.46	7	18.7	1.87	10	25.0	2.75	-	-	-
	3—5	16	37.7	6.84	14	34.0	4.85	17	45.3	6.40	13	32.5	6.00	-	-	-
	6—8	24	56.6	12.50	22	53.4	10.19	22	58.7	12.27	37	92.5	15.25	-	-	-
	9—11	44	108.6	22.88	33	80.1	18.20	38	101.3	24.40	42	105.0	25.75	-	-	-
	0—2	55	129.7	35.85	50	121.4	30.34	47	125.3	34.93	43	107.5	36.50	-	-	-
	3—5	50	117.9	47.64	43	104.4	40.78	34	90.7	44.00	49	122.5	48.75	-	-	-
	6—8	43	101.4	57.78	51	123.8	53.16	49	130.7	57.07	31	77.5	56.50	-	-	-
1	9—11	38	89.6	66.75	35	85.0	61.65	26	69.3	64.00	47	117.5	68.25	-	-	-
	0—2	35	82.5	75.00	21	51.0	66.75	25	66.7	70.67	26	65.0	74.75	-	-	-
	3—5	13	30.7	78.07	26	63.1	73.06	17	45.3	75.20	19	47.5	79.50	-	-	-
	6—8	17	40.1	82.08	19	46.2	77.67	21	56.0	80.80	15	37.5	83.25	-	-	-
2	9—11	16	37.7	85.85	7	17.0	79.37	9	24.0	83.20	9	22.5	85.50	-	-	-
	0—2	11	25.9	88.44	13	31.6	82.52	12	32.0	86.40	14	35.0	89.00	-	-	-
	3—5	10	23.6	90.80	16	38.8	86.41	8	21.3	88.53	11	27.5	91.75	-	-	-
	6—8	9	21.2	92.92	9	21.8	88.52	6	16.0	90.13	4	10.0	92.75	-	-	-
3	9—11	2	4.7	93.40	6	14.6	90.05	9	24.0	92.53	4	10.0	93.75	-	-	-
	0—2	6	14.2	94.81	3	7.3	90.78	4	10.7	93.60	5	12.5	95.00	-	-	-
	3—5	1	2.4	95.05	3	7.3	91.50	3	8.0	94.40	1	2.5	95.25	-	-	-
	6—8	3	7.1	95.75	6	14.6	92.96	2	5.3	94.93	5	12.5	96.50	-	-	-
4	9—11	3	7.1	96.46	2	4.9	93.45	2	5.3	95.47	2	5.0	97.00	-	-	-
	0—2	2	4.7	96.93	5	12.1	94.66	3	8.0	96.27	3	7.5	97.75	-	-	-
	3—5	1	2.4	97.17	6	14.6	96.12	1	2.7	96.53	2	5.0	98.25	-	-	-
	6—8	1	2.4	97.41	1	2.4	96.36	3	8.0	97.33	2	5.0	98.75	-	-	-
5	9—11	3	7.1	98.11	1	2.4	96.60	1	2.7	97.60	2	5.0	99.25	-	-	-
	0—2	2	4.7	98.58	4	9.7	97.57	3	8.0	98.40	-	-	99.25	-	-	-
	3—5	-	-	98.58	4	9.7	98.54	-	-	98.40	1	2.5	99.50	-	-	-
	6—8	1	2.4	98.82	1	2.4	98.79	-	-	98.40	-	-	99.50	-	-	-
6	9—11	-	-	98.82	-	-	98.79	1	2.7	98.67	-	-	99.50	-	-	-
	0—2	2	4.7	98.58	4	9.7	97.57	3	8.0	98.40	-	-	99.25	-	-	-
	3—5	-	-	98.58	4	9.7	98.54	-	-	98.40	1	2.5	99.50	-	-	-
	6—8	1	2.4	98.82	1	2.4	98.79	-	-	98.40	-	-	99.50	-	-	-
7	9—11	-	-	98.82	-	-	98.79	1	2.7	98.67	-	-	99.50	-	-	-
	0—2	1	2.4	99.06	-	-	98.79	1	2.7	98.93	-	-	99.50	-	-	-
	3—5	1	2.4	99.29	-	-	98.79	1	2.7	99.20	1	2.5	99.75	-	-	-
	6—8	-	-	99.29	1	2.4	99.03	-	-	99.20	-	-	99.75	-	-	-
8	9—11	1	2.4	99.53	-	-	99.03	1	2.7	99.47	-	-	99.75	-	-	-
	0—2	-	-	99.53	1	2.4	99.27	1	2.7	99.73	-	-	99.75	-	-	-
	3—5	-	-	99.53	-	-	99.27	-	-	99.73	-	-	99.75	-	-	-
	6—8	1	2.4	99.76	-	-	99.27	-	-	99.73	-	-	99.75	-	-	-
9	9—11	-	-	99.76	-	-	99.27	-	-	99.73	1	2.5	100.00	-	-	-
	0—2	1	2.4	100.00	-	-	99.27	1	2.7	100.00	-	-	-	-	-	-
	3—5	-	-	-	2	4.9	99.76	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	6—8	-	-	-	-	-	99.76	-	-	-	-	-	-	-	-	-
10	9—11	-	-	-	-	-	99.76	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	0—2	-	-	-	-	-	99.76	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	3—5	-	-	-	-	-	99.76	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	6—8	-	-	-	-	-	99.76	-	-	-	-	-	-	-	-	-
11	9—11	-	-	-	-	-	99.76	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	0—2	-	-	-	-	-	99.76	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	3—5	-	-	-	-	-	99.76	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	6—8	-	-	-	-	-	99.76	-	-	-	-	-	-	-	-	-
12	9—11	-	-	-	-	-	99.76	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	0—2	-	-	-	-	-	99.76	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	3—5	-	-	-	-	1	2.4	100.00	-	-	-	-	-	-	-	-
	6—8	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
合 計			424			412			875			400				

第三圖 出產間隔度數分布曲線(第二子——第三子) 半對數グラフ

第四圖 出產間隔累積度數曲線  
(第二子——第三子)

で、この程度の差が見られるからと云つて、第一子が男兒である時は第二子の妊娠を延ばすとか、女兒であつたからと云つて男兒を得るために努力するとか、簡単には斷定出来ないのではなからうかと思はれる程度のものである。

#### (ロ) 觀察二、第二子——第三子の出產間隔

次に更に性の差違による出產間隔の問題を追求するため第二子——第三子の間隔を第一子、第二子の性別に見てみると第九表及び第三圖に示す如くであるが、この場合にその組合せは四組に分けられることは第七表に見らるゝ如くである。

第三圖に就てこの四つの曲線を比較してみると、夫々凹凸高低があつて明瞭でないが、何れも前の場合と同様に川上氏の函数曲線に一致したる形をとり、先づ夫々の出產間隔には著差なしと見るべきであらう。これに就

ても累積度數曲線を書いて見ると第四圖の様になつて、最も早く出産するのは第一子女兒、第二子女兒の群であるが、男兒——男兒群は之に次いで早く、男兒——女兒群は最も遅いことが見られるも、四者の間には性による確然たる差違が認められない。即ち若し性の選擇の意識があつて出産を遅らすやうなことがあるとするならば、男兒——男兒群が已に男兒を一人も續けて産んだのであるが故に最も遅かるべきであるのに、此の場合か、る傾向はなく、其の他に於ても同様で、これ等のことから見ると前出生児の性によつて出産間隔は變化をうけることなく、これらは全く偶然の事象の如く見受けられるのである。

これ等二つの觀察から見るに第一子が男兒である場合は、多少女兒である時よりも出産間隔が延びる様にも見られるが、第二子——第三子の間隔では性による差は判然とせず、雜然として明確なる關係は認め難く、これ等からすると出産間隔に於ても性の差はあまり確然たる影響をもつものではない様に思へるのである。

唯この場合觀察は第三子迄のものであり、未だ兒の數が少く夫婦の經濟的意欲の問題に關係する迄には到つてゐないとも言へるし、乳兒死亡と死産の場合を材料から取除いたため、この觀察では第二子及び第三子不妊率を見、更に夫々の妊娠率を求めて比較を行ふことが不可能であれば、それを行ひ得なかつたことは遺憾とするところであり、従つて確然たることは言へないが、今迄述べ來たつたこれ等の事實から考へると、性の選擇が出産間隔に影響あるかどうか斷言することは出來ず、今後の研究に俟つところが多いとなすべきであらう。

#### (四) 要 約

性の選擇、男兒への好みの意識が働くて男兒出生後は、女兒出生の場合性の選擇意識より生ずる産兒調節の存在に關する統計的觀察

より妊娠を遅延させる様なことがあれば、出産間隔に影響が及ぶべき筈であるとの豫測のもとに、前出生児の性の差違により出産間隔の検討を行つてみたが、第一子——第二子に多少ある様な感じがするが、第一子——第三子に於ては全然認められずして、先づこの二つの場合に於ては偶然の結果の様に見え、出産間隔から見てもこの材料からは性の選擇による妊娠遅延の傾向は判然としてゐない。

#### 四、考按及結語

Prevost や古屋氏の言ふが如き男兒に對する好み、即ち性に對する選擇意識が出産に於てはたらき、妊娠の調節が行はれるといふやうな事實が我が國に於て認められるか否か、出産兒數の少い、大部分都市に居住し、教育程度も割合高い俸給生活者群に就て、(一)先づ在來の諸家と同様に性比の家族集積性を追試し、(二)次いで特別家庭の性比に就て考察し、(三)最後に性の差による出産間隔の比較を行つたが、前述の如くその何れに於ても特に男兒に對する好みの意識が作用してゐると思はれる點は質證することが出來なかつた。即ち男女の生れる割合は全く偶然に支配され、蓋然律によりて期待されると同様の組合せを以て生れて居り、特に男兒のみ多く生れてゐるが如き家庭は認めることは出來ず、又已に兒を生みあけたと見られる家庭に於ても特に男兒が多く生れてゐると思へず、別の觀點から出産間隔に就て見ても男兒が生れたるて次の妊娠を遅延、制限してゐるやうなこともなく、殆んど同じ間隔で次の妊娠が成立して居り、檢討の目的たる性の選擇なる心理的意識より生ずる人爲的要素の存在はこの觀察材料に於ては發見することが出來なかつた。

妊娠力低下の真因が單に生物學的の妊娠能力の減退、即ち性衝動の減弱

による性交回数の減少とか、疾病特に性病、結核の蔓延による不妊者の増加、婦人の労働戦線進出による生殖器官の機能不調等の生理學的、病理學的原因に止まるばかりで無く、社會心理的に繁殖理念の缺如とか、經濟的、道徳的觀念より多兒家族の形成に對する嫌惡とかいふ意識が働き、避妊を行ふものの多くなつたことが大いに關係してゐることは識者の等しく認めるところであるが、如何に避妊を行はんとするに到つても正常なる婚姻を形成せる以上、兒を全く欲しない夫婦は先づ無く、必ず一人以上の兒は望むことは疑ひも無く、唯その數の多くなること、間隔の近いこと等を望まないのが、その根本心理であることは疑ひもなしことで、この場合に Prevost 古屋氏の言ふやうな男児への好み、或は性的選擇意識がはたらくことは社會の通念として多少なりともあることは豫想に難くないものであるが、余の觀察に於て、この傾向が見られぬことは何故であらうか。

先づ考へられることは避妊がたとへ行はれてゐても兒を制限することに際して、男女の區別を行はず、單にその數をのみを問題とするのではないといふことであるが、この事は前述の如く現在の如き社會通念からしては考へ得ないことではあるが、一應問題となるところであらう。次には避妊が全然行はれて居らず、この調査群に於て産兒數の少いことは、唯單に晚婚によつてのみ招來されたものではないかといふことが考へられるが、この事に就てはこの調査の概報に於て各調査群別に婚姻年齢の比較が行はれてゐないため、何れとも言ひ得ない。

又この調査に於ては調査對象には婚姻持続期間の長短何れをも含括されてゐるので、たとへ避妊の傾向が最近認められる様になつて來たとしてても、古き婚姻夫婦の數が多く、これ等のために判然としないのではないかと云ふことも考へられる。この事は一考に値することで、婚姻成立の時代

別に觀察をする必要があるが、この場合は觀察例數が少いため充分なる觀察が出來難いと思つたため、敢て行はなかつたのである。

尙最も問題になるのは余の用ひたる調査群が、かゝる検討に用ひるに果して適當であつたか否かと言ふことであらう。然し乍らこの調査群の性質からして、この出產力調査の蒐集票中に於ては最も適當のものであらうことは既述の通りである。この外に未だ觀察の方法等考究すべき點は多數あると思はれるところである。

何れにしてもこれ等の諸條件が明かにされぬ限り余の觀察結果から產兒調節、特に性的選擇意識から行はれる夫婦が認められぬから避妊の傾向が全然認められないと斷定することはあまりに早計のことであるを以て、ここに斷論することは保留するが、この問題の究明は更に別の材料に就て、新しき觀察方法を以て検討の行はれることが、今後残されたる問題であるとなすべきであらう。

出生率低下、殊に妊娠力低下の問題は時局下人口問題の強調せられる折柄、極めて重大なることで、これが原因の究明解決こそ、人口増殖の眞の対策決定の根義であつて、生物學的に、將又社會經濟的に今後更に一層の研究、觀察に俟つところが極めて大きいと言はねばならない。

### 参考文獻

一、青木嘉治→向井  
11. Bluhm A. (田中博士 三三〇頁)

Bluhm 女史は二十日鼠をアルコールを以て中毒状態になし、交尾させた結果、その繁殖力には變化がないが、產雄率の高まることを認め、雄を生ずる精虫は、雌を生ずる精虫より抵抗力が大である爲なりと言つてゐる。

Spermien und Fertilität Stuttgart

Generales は Parkes 其の他の [S- $\alpha$ ] が如く精虫 [I型] のやういとは認め難い  
心實症 指示を認めた著者に生ずる。

」とお嘆告して居り、」の型の転運が Lenz の「運動度の差を出でるの」であると感ずる。

- 四、Huntington E. (1938) *Season of birth* New York  
 五、今井喜孝(昭和拾壹年) 遺傳學講義 雄山閣  
 六、川上理一(昭和拾四年) 生物統計學概論 金原書店  
 七、川上理一(昭和拾四年) 人類遺傳學序論 公衆衛生院  
 八、侯 扶桑(昭和拾六年) 民族衛生第九卷 八九一九八頁  
 九、Kaltzoff and Schröder (植物及動物第七卷 二二二四頁より引用)  
 Kaltzoff & Schröder の兩氏は精虫の生物物理學的研究を行ひ、精液に電流を通じたりと實驗結果を報告してゐる。  
 一〇、近藤忠雄(昭和拾七年) 民族衛生第一〇卷 一六五一八〇、一九五一|一〇|  
 〇|一頁  
 一一、古屋芳雄(昭和六年) 民族衛生第一卷 三一八一一三九七頁  
 一二、古屋芳雄(昭和拾壹年) 民族生物學研究 第一輯 五九一九二頁  
 一三、久保秀史(昭和拾參年) 民族衛生第七卷 二八〇頁(會)  
 一四、Lenz F. (1923) *Arch. f. Hygiene* Vol. 93 S. 126—150  
 Lenz は男胎が女胎に比して受精時に多くとは、男胎を生ずる精虫が女胎を生ずる夫れより運動度が敏活であり、この爲に受精に與かる機會が多いためである  
 と假説を立てゝゐる。  
 一五、Lenz F. (高口) 民族生物學研究第一輯 一三一八頁より引用)  
 一六、向井麿次平、矢ヶ崎徳藏、青木嘉治、鈴木三藏(昭和拾壹年) 民族生物學研究 第一輯 九三一—一〇三頁  
 一七、内閣統計局(昭和貳年) 父母の年齢と出生との關係  
 一八、岡崎文規(昭和拾五年) 人口問題研究第一卷第七號  
 一九、Parkes A. S (1926) *Eugenic Review* Vol. 17. S. 275—295  
 Parkes, Woddsdalek, Zeleny and Faust 等之Lenz の假説と同じことを述べ、  
 の根據として、人、馬、豚、牛、豚の精虫の長さを測定し、長短二型の精虫のある性の選擇意識より生ずる産兒調節の存在に関する統計的觀察  
 ト上巻 五五頁より引用)  
 一一一、Schöner (1937) (森口) 產科と婦人科第七卷 一一一四頁より引用)  
 Schöner は性の決定は母體の栄養狀態に關係するところ大で、血液中のコレステリン濃度が大であると卵細胞は女性に、小なると男性に分化するもので、性決定にはコレステリン代謝が主なる役目を演ずるものである。→Schöner  
 一一二、鈴木三藏→向井  
 一一三、田中泰廣(昭和拾六年) 遺傳學 袋華房  
 一一四、立川 清(昭和拾五年) 厚生科學第一卷 一一一一—一四|一頁  
 一一五、塙原 寛(昭和拾四年) 慶應醫學第一九卷 五九一八六、三九一—四〇  
 一頁  
 一一六、土田常吉(昭和拾貳年) 生物統計學 岩波書店  
 一一七、Unterberger (今井博士 三九四頁)  
 Unterberger によれば腹内がアルカリ性であるときは男児が受胎されぬものである  
 といふ、彼によれば性の決定は腹内の水素イオン濃度に極めて關係があるものである。  
 一一八、Woddsdalek J. E. (田中博士 一一一六頁) → Parkes  
 一一九、Yamamura A. (1941) 遺傳學雜誌第八卷 一一一—一一一頁  
 一一〇、山村 篤(昭和拾六年) 民族衛生第九卷 八一|頁(會)  
 一一一、矢ヶ崎徳藏→向井  
 一一二、Zeleny and Faust (*Generales* トウア用) → Parkes