慶應義塾大学学術情報リポジトリ
Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	有業率変動の分析：勤労者家計の労働供給構造の解明
Sub Title	Participation rate of worker families in Japan
Author	尾崎, 巌
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1961
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.54, No.4 (1961. 4) ,p.285(35)- 309(59)
JaLC DOI	10.14991/001.19610401-0035
Abstract	
Notes	論説
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19610401-0035

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

同」ではなくして、むしろその背離であり、チャーティストが労働運動から遊離し、その衰退と崩壊を一層速めると同時に、全国的職業別組合が、社会主義者にとって無視することのできない勢力を獲得した時期に相当した。労働運動における労働組合主義やブルジョア急進主義の役割を、彼らが戦術的に正しく位置づけたのは、国際的なプロレタリアートの運動の再組織、第一インターナショナルの結成の過程においてであった。

われわれは以上において、マルクスとエンゲルスの著作のなかから、イギリス労働運動にかんする部分を、マルクス主義の定礎期ともいうべき一八四五年から五〇年代にかけて詳細にそして忠実に読んできた。そしてそのなかで、彼らをとり囲む時代の制約とその公式主義からくるいくつかの基本的な矛盾を彼らがおかざるをえなかったことを指摘した。われわれはこれを基礎にして、さらにチャーティズムからインターナショナリズムへのマルクス主義の発展の過程において、これらの諸矛盾がどのように克服されてゆくか、一八五〇年代におけるチャーティスト運動の崩壊から、第一インターナショナルまでのイギリスをふくむ国際的な労働運動から、いかに深甚な教訓をあたえられるに至ったか、これらの点について、チャーティスト左翼の思想とマルクス主義との理論的矛盾、労働組合運動とチャーティストとの対立、ブルジョア・ラディカルとチャーティストへの思想的浸透などを中心にして考察するであろう。

(1) マルクス・エンゲルス選集（大月版）第二巻「共産主義者同盟」四二七頁。エンゲルス「共産主義者同盟の歴史」『ケルン共産党裁判の暴露』第三版（一八八五年）序文。

(2) この点については Franz Mehring; Karl Marx, Geschichte seines Lebens, 1933. 栗原佑訳「カール・マルクス—その生涯の歴史—」第一巻二〇二頁以下にくわしい。

(3) 拙稿「十九世紀後半におけるイギリス資本主義の変貌と労働組合運動の変転（その一）—労働組合運動における日和見主義の発生」（三田学会雑誌第五一巻第四号所収）。

(4) マルクス・エンゲルス選集第二巻、マルクス「保護貿易、自由貿易および労働者階級についての演説」（ノーザン・スター・一八四七年十月九日号所載）。

(5) マルクス・エンゲルス選集第六巻「議会政治と国家財政」四二—四三頁、「ホイッグ内閣—十時間労働日の問題」

(6) 同上書四六頁。

(7) 同上書四七頁。

(8) 同上書「イギリスの十時間労働法案」（エンゲルス）六〇—六一頁。

(9) 同上書六五—六六頁。

(10) 同上書「イギリスの選挙—トーリー党とホイッグ党」九三頁。

(11) 選集第六巻一三三頁「新反対党創立のくわだて」。

(12) 同上書「労働者のストライキ—国民憲章」（マルクス）二三五頁。

(13) John Saville; Ernest Jones, Chartist, 1952, pp. 47-48.

有業率変動の分析

——勤労者家計の労働供給構造の解明——

尾崎　巌

目　次

(一) 本稿の目的と問題の所在
(二) 有業率変動に関する観測事実
(三) 有業率と労働供給価格分布の関係
(四) 資料の性格と家計特性による層別化
(五) 計測結果の概要（勤労者家計、成年人員三人世帯）

(一) 本稿の目的と問題の所在（注1）

最近におけるわが国雇用構造の変動は、一方において若年労働力とくに新規学卒者の著しい求人難という現象が生起し始めたことと、他方において依然として、中小企業被雇用者、日傭、臨時工、中年女子就業者等に見られる低賃金労働者群の多数が存在するという二面的構造にその特徴を見出すことができる。前者は若年労働力層に対する労働市場の硬化（需要超過）という戦後日本経済の成長過程にはじめて現れた現象であって、これは云うまでもなく、急速度の経済成長に伴う労働需要の拡大と、終身雇用制度がもたらす新規労働力への需要の集中とが、終戦時の出生率の低下によるこの年齢層人口の相対的減少および進学率の増大という供給側の条件と相俟って出現したものである。かくして初任給は大幅に上昇し、また中小企業とくにサービス業においてはこの年齢層に対する著しい求人難が生じた。

さてこれらの現象が直ちにわが国労働市場の全面的変化をもたらすものとは云い難い。しかし、この新規学卒者に対する労働力不足と、初任給および若年層賃金率の上昇が今後も続くものとすれば、種々の面においてわが国就業構造の変動に将来著しい影響を与えることは十分予想される。その第一はこの年齢層に対する労働力不足がもたらす他の年齢層への労働需要の拡大効果であり、第二は初任給上昇に伴う波及効果として賃金格差変動に与える影響であり、第三はこれまでわが国特有の制度であった年功序列型賃金体系の崩壊傾向が見られてきたという現象である。上記三つの現象は何れもが

独立に存在し、また変化しうる性格のものではない。

大まかに云って年々の賃金を変動せしめる要因は次のような層によって影響をうけると考えられる。

賃金変動の中核をなす第一の部分はいうまでもなく成年男子労働力である。過剰人口の圧力による低賃金の発生は、主として大企業群による終身雇用制度と年功序列型賃金体系を維持してきた。これらの層は、たとえ完全な終身雇用でなくても相当長期間にわたって各企業に固定化され、年々の労働移動は比較的少と考えられる。かくしてその賃金変動は、既存の賃金体系を前提として、各産業企業毎の労働組合の組織のあり方と、その組織力に基づく団体交渉下の賃金決定に大きく依存する。ある大企業群において確立した新らしい賃金水準と変革された賃金体系は間もなく他の産業または他の中小企業群の賃金決定へ波及する。労働組合の組織のあり方やまたある時点における賃金体系の構造は、もちろん社会的諸条件の推移に依存するものであるが、大きく分けて、その交渉力は、(イ)その企業の利潤総額の変化、(ロ)その時点における生計費の変化、(ハ)後述の如く労働市場の需給状態の変化と他企業の水準の影響を受ける。これらの層は事実上家計の生活水準を規定する担い手であり、その賃金水準は他の家計構成員の有業化の程度に影響を与えるであろう。

第二の層は若年労働力の層である。この層の賃金決定は、経済成長に伴う労働需要の拡大と新規学卒者の大きさ及び進学率の程度という供給側の諸条件とにより、労働市場の需給関係の上に定まるものであって、個別企業の左右しうる性格のものではない。

若年男子の場合は、将来家計の経済中心者として、何れ先の第一の層に入るという事情のため、各年齢における就学か就業かの選択において常に生涯賃金を念頭におきつつ労働市場に登場する。女子においてもこの傾向が増大しつつあることに変りはないが、男子に比して将来のライフサイクル（進学―卒業―就業―結婚―退職―育児等）という社会的変化の影響が大なるため、なお、若年の頃から家計補助的労働力として、市場に登場する場合が多い。何れにしても男女子とも若年層の進学率は年々着実な増大傾向を示している。加えて、先にのべた労働需要量の拡大はこの層に対する労働力の不足という現象をもたらし、労働市場における初任給の上昇となって出現した。この初任給の上昇は、直ちに個別企業内の賃金体系特に年功序列型の賃金体系に変動を与えるであろう。何故ならば相対的に供給過剰の時期における初任給の低水準そのものが、年功序列型体系を、長期に亘って確立支持してきたからである。加えて戦後十数年を経た昨今では、労務者の年齢構成において、四〇歳以上の雇用者の比率が高くなり、終身雇用制度と年功序列型賃金体系が人件費節約の最良の手段たり得なくなってきた。これらの事情と相俟って、初任給の変動は、長期的に全般的な賃金水準および賃金構造に大きく影響を与えて行くものと推論される。

第三の層は、中年女子の層である。後述する如く、わが国最近十年間の総労働力率を変動せしめた主な層は、市部における中年女子

〔第一表〕 男女別年齢別就業者の推移

（単位・千人）

		14 ～ 19歳	20 ～ 39歳	40 ～ 64歳	65歳以上
男子	1951	2570	10280	8090	970
	1952	2580	10420	8390	1030
	1953	2770	10740	8590	1130
	1954	2560	10700	8810	1170
	1955	2720 2520（15～19歳）	11110 11290 *	8750 8900 *	1300 1320 *
	1956	2440（ 〃 ）	11780	9030	1340
	1957	2390（ 〃 ）	12290	9340	1310
	1958	2410（ 〃 ）	12550	9210	1350
	1959	2340（ 〃 ）	12920（＋2640） （25.7％増）	9320（＋1230） （15.2％増）	1330
女子	1951	2350	6930	4470	580
	1952	2330	7200	4750	590
	1953	2350	7780	5190	710
	1954	2290	7890	5410	760
	1955	2360 2150（15～19歳）	8390 8290 *	5670 5600 *	830
	1956	2100（ 〃 ）	8550	5700	780
	1957	2160（ 〃 ）	8690	5870	800
	1958	2180（ 〃 ）	8760	5890	780
	1959	2190（ 〃 ）	8780（＋1850） （26.7％増）	5940（＋1470） （32.9％増）	760

の労働力化の増大であったといっても過言ではない。

第一表は一九五一年から一九五九年までのわが国男女別年齢別就業者数の推移である。

(イ) 男女とも二四～一九歳（一九五五年以降は一五～一九歳）はこの間絶対数において微減を示した。

(ロ) 同様に六五歳以上は男女子共に労働市場からのリタイヤを反映して年々減少の傾向を示した。

(ハ) 総就業者数の拡大は、二〇～三九歳男子の二六四万人増（一九五一年に比し、二五・七％増）、四〇～六四歳男子の一二三万人増（一五・二％増）、二〇～三九歳の女子の一八五万人増（二六・七％増）、四〇

〔第二表〕 (イ) 非農林業雇用者

（単位・千人）

	男子	女子
1951	9600	3580
1952	9980	3770
1953	10330	3890
1954	10800	4100
1955	11070	4460
1956	11890	4900
1957	12760	5320
1958	13450	5840
1959	14110（＋4510） （47.0％）	5964（＋2384） （66.6％）

第二表 (ロ) 1950～1955 年女子 14 歳以上就業者の推移（国勢調査）

（単位・千人）

年齢	増加数 A total	B 14～19	C 20～24	D 25～39	E 40～59	F 60～	増加率 A total	B 14～19	C 20～24	D 25～39	E 40～59	F 60～
総数	1583	△233	339	763	647	75	11.5	△10.0	13.9	17.7	17.5	7.7
A 第一次	△385	△387	△157	56	96	9	△ 4.6	△35.1	△13.0	2.1	3.7	1.1
Ⅰ 農	△518	△397	△173	5	51	△ 1	△ 6.2	△36.7	△14.5	0.2	2.0	△ 0.1
Ⅱ 林	67	4	7	27	24	4	119.7	44.4	77.8	128.6	160.0	133.3
Ⅲ 漁水産	66	6	9	24	21	6	86.8	50.0	69.2	92.3	100.0	150.0
B 第二次	547	61	162	171	146	4	31.0	10.0	39.5	37.0	52.1	10.8
Ⅳ 鉱	△ 17	△ 10	△ 6	△ 1	—	△ 1	△26.2	△66.7	△35.3	△ 5.3	—	△100.0
Ⅴ 建築	52	△ 1	10	18	21	1	67.5	△ 7.1	△58.8	66.7	110.5	100.0
Ⅵ 製造	512	70	159	155	124	3	31.6	12.8	△42.3	37.3	50.2	8.6
C 第三次	1453	98	339	542	412	64	41.2	15.2	41.6	47.8	51.6	48.5
Ⅶ 卸売小売	724	95	170	202	213	44	48.5	50.5	71.1	37.3	47.8	57.9
Ⅷ 金融、保、木	79	△ 10	29	37	20	2	65.3	△25.6	58.0	176.2	181.8	200.0
Ⅸ 運輸通信	50	△ 14	22	32	9	1	25.4	△23.0	30.6	78.0	40.9	100.0
Ⅹ サービス	638	71	144	263	146	16	43.8	24.3	39.7	56.7	51.4	30.8
Ⅺ 公務	△ 39	△ 46	△ 25	8	24	1	△15.2	△73.0	△27.8	12.3	66.7	50.0

～六四歳の一四七万人の増（三二・九％増）に大きく依存している。特に中年女子の就業化の傾向は顕著である。

第二表(イ)はこれら労働力の就業化が、非農林業雇用者において著しい増加を見せたことを示している。非農林業雇用者における女子の増加は、恐らく三〇歳未満女子に多いと推測されるが、二三八万四千人、実に一九五一年に比してその六六・六％の増加を見た。

第二表(ロ)は非農林女子就業者の増加を年齢階層別に一九五〇～一九五五年対比で見たものである。第二次産業五四万七千人の増加のうち、約三二万が年齢二五～五九歳、第三次産業一四五万の増のうち約一〇〇万がこの年齢層で占められている。その増加率も他に比べて相対的に高位にある。これらは自営業主家族従業者の増も含んでいるものであるが、第一表、第二表と共にこの層の雇用労働力化が着実に増大していることが知られるであろう。

一般に社会的賃金水準の上昇は、この層の労働力化に正負両面の効果を与えると考えられている。その意味は次のようである。後の計測結果で明らかになるように、先の第一の成年男子層すなわち家計の主な経済中心者（世帯主）の収入率が上昇するとき、中年女子（特に妻）の労働力化は減退する。この意味において中年女子労働力層は現在のわが国では明確に家計補助的労働者としての性格を帯び、低賃金多就業の実態の基盤を形成している。これは社会の賃金水準がこの層の労働力化に与える負の効果の面である。他方これらの層に対する何等かの形の就業機会が年々着実に増大してきたことも事実である。就業機会の増大はこれらの層に対する需要賃金率の水準を高めるであろう。彼等自身に呈示される収入率の増大は、その労働力化を促進する。いわゆる社会の賃金水準が、この層の労働力化に正の効果を与えることが期待される。

数字の上ではわが国と同様アメリカにおける中年女子の労働力化も一九五〇年以後急激に上昇した。けれどもアメリカにおいては、一つには雇用市場における中年女子労働需要構造の変化、二つには主婦の家事労働からの解放、および就業に対する旧観念の変化という二点を新らしい現象として強調し、雇用市場における新供給源の開拓すなわち working wives 固有の問題として登場した。この事は上記二つの効果のうち、第二の就業機会の拡大に伴うこの層の労働力化増大という現象が強く出現していることを意味する。わが国の場合にはむしろ依然として、家計補助的労働としての有業率化が高水準に固定化し、その付加部分として市部における就業機会が、年々着実に拡大していると考えられる。いま新規労働力に対する労働力不足が、その初任給を急騰せしめるならば、低廉労働力の供給源として将来これら中年女子労働力への需要は当然増大して行くであろう。その場合どれだけの賃金率の水準に対し、この層のどれだけの供給量が市場に登場するであろうか。これらを計測することは重要なことと思われる。

以上賃金変動に対する支配的な三つの労働力層を概観した。この稿では、これらの層の有業率変動に対する計量経済学的接近が試み

られる。その第一は、中年女子有業率の変動である。これを家計の非世帯主構成員の動き（非核有業率）の中に含めて考察した。けだし家計非核有業率の主たる性格は家計補助的労働と考えられるからである。その第二は若年層有業率の変動である。この場合、男子と女子の若年層有業率の差異に着目した。この若年層有業率の変動要因を分析することは、労働市場における若年層の賃金決定機構に際し労働供給側の構造を明らかにすることを意味している。

（注1）　この稿の計測結果は一九六〇年度計量経済学会で報告された。その際、企画庁研究所佐倉致氏より有益な助言を多く頂いた。ここに感謝の意を表する。

(二)　有業率変動に関する観測事実

観測事実(Ⅰ)――家計単位のクロスセクションデータ

第一図は勤労者家計だけについて昭和二十九年から昭和三十二年の各年における九月分の家計調査特別再集計資料から、横軸に世帯主収入Ⅰをとり、縦軸に家計構成員の有業率μをとって、その変動を見たものである（世帯主は必ず有業している）。この曲線を有業率曲線とよぼう。この図から次の二つの事実を推論することができる。

(イ)「家計単位で見ると、家計構成員の有業率は、世帯主収入水準に大きく支配される。世帯主収入が減少するほど非世帯主有業率は増大する」

いまこの各年のクロスセクションデータに見られる有業率変動を家計単位の労働供給量の指標とみなすことができれば（この点については三節で詳述する）、(イ)の結果は、労働供給の主体が家計であること、家計には必ず有業している経済的中心者すなわち世帯主が存在し、その世帯主収入は家計の生活水準の高低を支配すること、非世帯主構成員の労働供給は世帯主収入の水準に依存し、その影響は負の方向であることの三点を示していることになる。

いうまでもなく家計構成員の有業率μは、単に世帯主収入Ⅰのみならず、需要側の要因たる就業機会の増減やこの構成員に呈示された収入率Wの高低その他家計の資産状態等多くの要因に影響されるのであろうが、それ等の諸要因の影響以上に世帯主収入Ⅰの影響が支配的であることを示している。このことは次式で示される。

$$(1)\quad \frac{\partial\mu}{\partial I}<0$$

さて、第一図で有業率曲線は各年ともきわめて類似した形でかつ年毎にシフトしている。

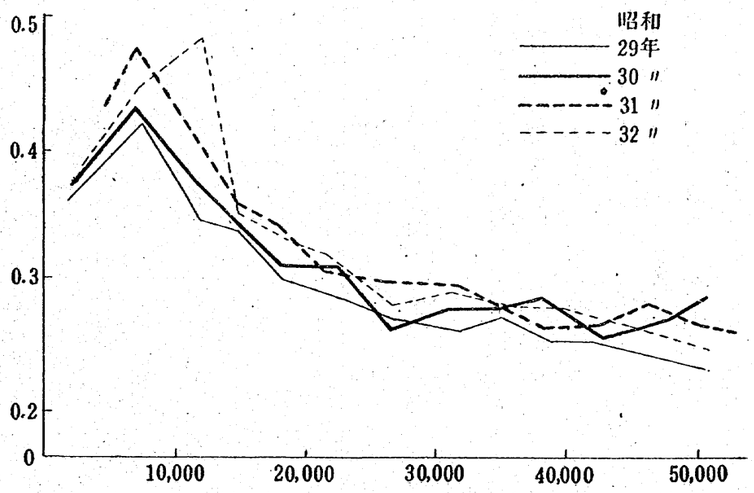
(ロ)「年々の有業率曲線の変動は、各家計の世帯主収入以外に何等かの他の要因が支配的に影響していることを示すものである。」

これらは有業率変動の動学的要因を形成するものと考えられる。

観測事実(Ⅱ)――平均家計有業率の時系列変動

第二図は同じく家計調査資料から、昭和二十五年――昭和三十四年の期間について、勤労者世帯および一般世帯平均家計の有業率の時系列変動を見たものである。

〔第一図〕　家計調査特別集計有業率曲線



(ハ)「この期間、次頁第三図に示されるごとく勤労者世帯世帯主の実質収入率は増大した。しかるに観測事実(Ⅰ)から推論されるのと

〔第三表〕

世帯主の勤め先から収入階級別勤労者世帯（Sept. 1954）

	(1) 世帯数 n	(2) 家計人員 N+1	(3) 有業人員 μ+1	(4) 非有業人員 Λ	(5) 世帯主賃金 I	(6) 非世帯主賃金 W	(7) 有業率 $\frac{\mu+1}{N+1}$
(1)	99	4.63	1.69	2.94	707	5,995.7	0.36
(2)	127	4.47	1.91	2.56	5,965	5,471.4	0.43
(3)	265	4.48	1.58	2.90	9,838	6,320.7	0.35
(4)	446	4.54	1.55	2.99	14,011	5,556.4	0.34
(5)	358	4.73	1.41	3.32	17,968	6,290.2	0.30
(6)	353	4.81	1.38	3.43	21,758	7,007.9	0.29
(7)	235	5.00	1.37	3.63	25,753	5,524.3	0.27
(8)	159	5.16	1.34	3.82	29,953	7,258.8	0.26
(9)	116	5.22	1.44	3.78	33,789	8,111.4	0.27
(10)	68	5.26	1.34	3.92	37,951	9,732.4	0.25
(11)	43	5.30	1.35	3.95	41,333	8,662.9	0.25
(12)	30	5.27	1.30	3.97	45,725	8,970.0	0.24
(13)	25	5.52	1.28	4.24	50,093	13,689.3	0.23

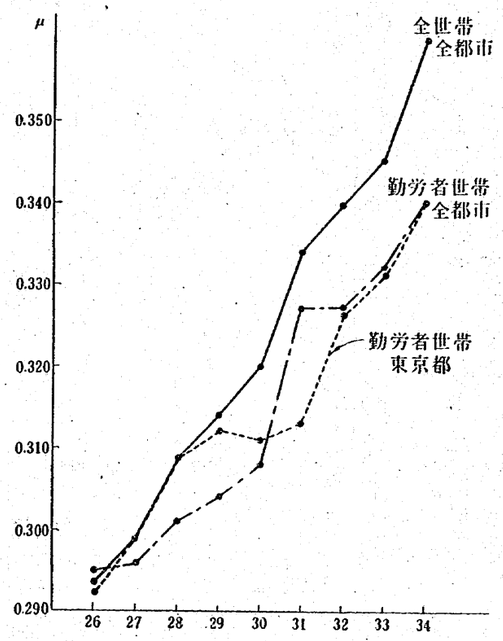
（勤労者世帯全部）全都市　家計調査資料

有業率変動の分析

(イ)「この期間、次頁第三図に示されるごとく勤労者世帯世帯主の実質収入率は増大した。しかるに観測事実(Ⅰ)から推論されるのとは逆に、有業率は年々増大し（第二図）、世帯主実質収入率の変動に対しても順相関を示す変動をなした」

(ロ)「一般世帯（自営業主家計）を含む全世帯では世帯主収入率が

〔第二図〕 勤労者世帯，全世帯当り
家計有業率の時系列変動

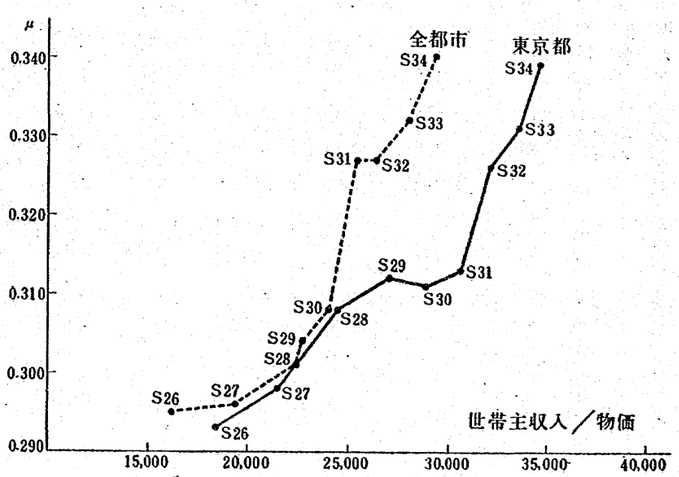


資料でとれないが、その時系列変動は勤労者世帯とほぼ同じく着実に増大した」

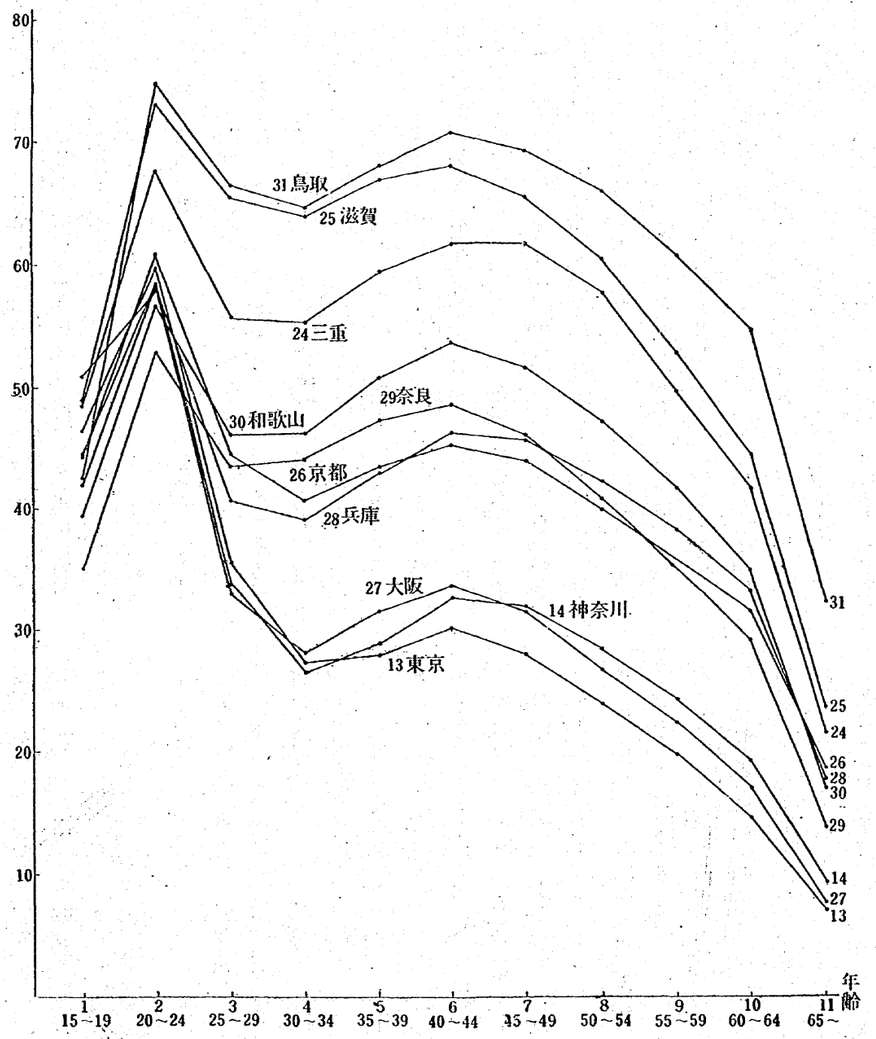
(ホ)「勤労者世帯についてみると、第二図、第三図ともに東京都と全都市の有業率変動の様相が異る。東京都については、昭和三十年に一時的に減少し、全都市については昭和三十二年に減少を示した。また同一世帯主実収入家計に対し、東京都より全都市の方が有業率水準が高く、かつその成長速度が早い。」

(ヘ)「以上のことから、有業率の時系列変動に対しては、(a)世帯主の収入以外に他の要因が強く働いていること、(b)時系列の動きからそれらの支配的な要因は景気循環と密接な関係があること、(c)東京都と全都市の地域的な変動の差異は、それらの要因が需要側の条件である就業機会の構造に依存していること、(d)これらの推論は、勤労者世帯のみならず一般世帯の有業率変動についても同様に云えること、等が推論される。」

〔第三図〕 勤労者世帯有業率と実質世帯主収入



〔第四図〕 女子年齢別労働力率曲線 (1955)



観測事実(Ⅲ)――女子年齢別有業率の変動（クロスセクション）

第四図は昭和三十年における国勢調査より都府県別の女子年齢別就業率の変動の一例を図示したものである。

(ト)「各年齢を固定すると地域間にかなりの変動が見られる。各年齢共に工業県は農業県より一般にその水準は低い。」

(チ)「各地域を固定するとどの地域も年齢間に一定の変動様相を示す」。すなわち女子年齢別就業率は、明瞭なM字型を示し、二〇～二四歳が第一のピーク、次の最低層は三〇～三四歳、第二のピークは、四〇～四四歳であることがわかる。

かつ工業県（都会県）ほどM字型は明瞭に表われ、かつ第二のピークは第一のピークに比べて低い。農業県では全般的に高水準の為M字型がやや崩れ、また第一のピークと第二のピークは同一水準の高さを保持している」。

この変動は観測事実(Ⅰ)(Ⅱ)と異り、家計単位の有業率ではなくて、いわゆる集計量としての個人の年齢別グループの就業率を見たものである。個人属性としての年齢特性は、明らかに就業率に規則的な影響を与えている。農業県では家族従業者として農家の自家労働力化が各年齢層共に慢性化しているが、都市ではいわゆる、女子の生涯におけるライフサイクル（就学―卒業―就業または家事労働―結婚―出産育児―子供の成長に伴う家事労働からの解放）という社会的変化が、各年齢階層毎の有業率に影響を与えていることを示している。このようにクロスセクションでみると年齢特性は重要な要因であるが、前節の第一表、第二表(イ)、(ロ)に示された如く、各年齢毎にそれらは時間的に変動する。この年齢別就業率の時間的変動をもたらす諸要因の分析は本稿の目的の一つである。

以上観測事実(Ⅰ)、(Ⅱ)、(Ⅲ)は、一見相矛盾した現象を与える。前二者は家計単位に見た微視的有業率の変動で、それは世帯主収入及び家計特性の諸影響を受ける。さらに世帯主収入の影響は(Ⅰ)のクロスセクションでは、有業率に対し逆の方向をもち世帯主収入の増は有業率の減少をもたらすが、逆に(Ⅱ)の時系列では正の方向をもっている。観測事実(Ⅲ)は、巨視的変動（個人単位の集計量の変動）で、むしろ個人の属性としての年齢の影響を強く受けている。これらはどのように整合的に解釈されるであろうか。

(三)　有業率と労働の供給価格分布の関係

(i)　有業率の定義

有業率を次のように定義する。

「ある特定の期間、あらかじめ定められた特性を等しくする労働供給主体のグループについて、総人員に対する有業している者の総和の比率をもって有業率と定義する。」

かくして特性の選び方によって各種の有業率を定義することができるが、これまでの観測事実から有業率の変動を規制する主たる諸特性を挙げることができる。その第一は個人の属性であって、性、年齢であり、その第二は家計の特性である。両者を同時に考慮するためには家計単位の有業率を考え、かつ家計構成員の年齢構成をコントロールすればよい。

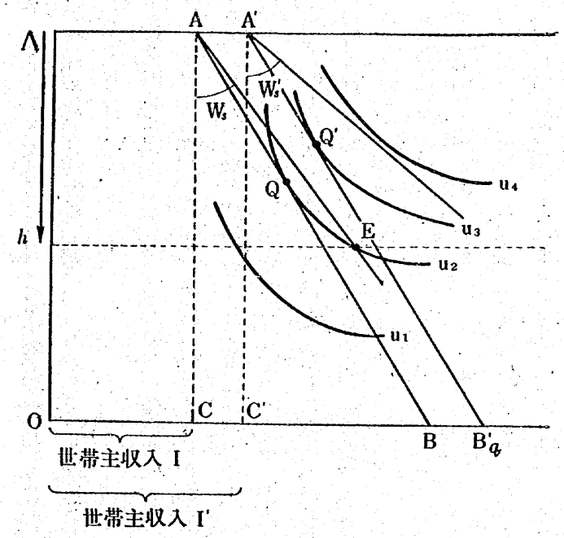
(ii)　労働供給量の指標としての有業率の意味

将来人口に労働力率を乗ずることにより、将来の労働供給量を推定するという方法が採用されてより、労働力率あるいは有業率は一般に労働供給量の指標と考えられてきた。けれども有業率は、そのまま労働供給量の指標とはなり得ない。需要と供給のバランスにおいて定まる有業率は明らかに、その層の直面する就業機会の分布およびその大きさに依存している。どのような条件の下で初めて有業率は供給量の指標たりうるのであるか。最初に労働供給主体の行動模型の考察からこの問題を解明したい。

(iii)　家計の労働供給行動と世帯構成員の有業化の条件

労働供給の主体を家計と考え、簡単化のため二人世帯を考える。家計は、世帯主と非世帯主（たとえば妻）から構成されているとする。ここで非世帯主の労働供給時間を問題としよう。家計は、所得と余暇（時間）に対する選好場をもつ。それを次式で示す。世帯主は一定時間有業しているものとする。

〔第五図〕　所得―余暇選好場



$$u=u(\Lambda,\ q) \tag{2}$$

ここに u は効用指標、Λ は非世帯主の余暇時間、q は家計総所得である。（単位期間は一日当り、あるいは一週当り、一ヵ月当り、等と考えてよい。）非世帯主の一日当りの労働時間を h で示せば、明らかに(3)式が成立つ。

$$h+\Lambda=\mathrm{const}(=24\text{時間}) \tag{3}$$

家計総所得を q、世帯主収入を I、非世帯主に呈示された時間当り賃金率を W とすれば、

$$q=\mathrm{I}+h\mathrm{W} \tag{4}$$

が成立つ。(3)を用い(4)を変形して、

$$\mathrm{I}+24\mathrm{W}=q+\Lambda\mathrm{W} \tag{5}$$

I、W、を与えて(5)を制約条件に(1)の効用を極大化する必要条件は次式である。

$$\frac{\partial u}{\partial q}=\frac{\partial u}{\partial \Lambda}\Big/\mathrm{W} \tag{6}$$

(6)式は加重限界効用均等式である。

(3)、(4)、(6)の式から容易に次の労働供給函数を導くことができる。

$$h=f(\mathrm{W};\ \mathrm{I}) \tag{7}$$

さて、このメカニズムを図示したのが第五図である。横軸に所得 q、縦軸に余暇時間 Λ をとれば、縦軸を下方に向って測ると就業時間 h を目盛ることになる。無差別面 u_1, u_2, u_3……は右上方に行くほど効用が高い水準にあることを示す。横軸OCを世帯主収入I、AB線をこの家計構成員に常に開かれた就業機会とする。たとえば

自営業主家計の構成員ならば、すべての雇用機会を放棄したとしても、家族従業者として自家労働に従事することによって確保しうる収入率はこれに当る。

いまある雇用機会が彼に呈示されたとし、その労働時間（日数等）が需要側から指定されたと考えよう。この供給主体をある就業機会に誘引するに足る最低の収入率は、

$$\angle CAE = W_s$$

であって、このW_sを下回る賃金率では、彼はむしろ常に開かれた収入機会（自家労働）を選ぶであろう。その雇用機会に就業するか否かを、それぞれ $p=1$, $p=0$ で示せば、

$$W \geqq W_s \text{ ならば } p=1$$
$$W < W_s \text{ ならば } p=0$$

である。W_sをこの供給主体の（最低）供給価格と呼ぶことにする。

さてこの供給価格W_sの大きさは種々の要素によって影響される。その第一の要因は家計の主たる所得稼得者（世帯主）の収入（核収入と呼ぶ）である。第一図で横軸OCの長さは、核収入（I）の水準を示す。核収入がさらに大きい家計、たとえば図のOC′の場合には、彼に常に開かれた就入機会が同じ（AB//A′B′）であっても、無差別面の形状により最低供給価格W_s'は先のW_sとは異るであろう。

一般に第一図のような無差別面の形状であれば、核収入が大きくなるにつれて最低供給価格は大きくなると期待される。

$$(2.1) \quad \frac{\partial W_s}{\partial I} > 0$$

もちろん(2.1)式は統計的に確認さるべき関係である。第二の要因は、その供給主体の属する家計の特性で資産の有無およびその保有高、世帯主の職業（自営業主家計か勤労者家計か、また労務者家計か職員家計か等）家計構成員の型等がこれに該当し、第三の要因は供給主体自身の属性で、性、年齢、学歴、技能の有無等が考えられる。

$$(2.2) \quad W_s = f(I, L, K, \delta, T, X, A, S, C, \theta)$$

I： 世帯主収入（核収入）
L： 流動資産の保有高
K： 固定資産の保有高（たとえば持家、非持家）
δ： 世帯主の職業
T： 家計構成の型
X： 未成年者の数
A： 年齢
S： 性
C： 学歴
θ： その他要好等

(iv) W_sを等しくする供給グループの有業率の意味（non-stochastic model）

いまかりにI、L、K……S、C、θ等すべての特性を等しくする労働供給主体のグループ（N人）を考えると、彼等はすべて同一の供給価格W_sをもっていることになる。そこでW_sを上まわる賃金率

Wの就業機会の数nがN以上あるならば、これらグループの全員は就業し、W_sを上まわる賃金率の就業機会が一つも呈示されなければ、彼等は一人も就業しない。またもしW_sを上まわる賃金率Wをもった就業機会の数nが、供給グループの大きさNより小ならば、N人のうち企業側が選択したn人が就業することになる。

呈示された収入率W_iがW_sを上まわる就業機会の数をnとすると、

$$(2.3) \quad n \geqq N, \text{ ならば } \mu = \frac{\sum P_j}{N} = 1 \quad j=1, 2, \ldots\ldots, N$$

$$(2.4) \quad n = 0 \text{ ならば } \mu = \frac{\sum P_j}{N} = 0 \quad j=1, 2, \ldots\ldots, N$$

$$(2.5) \quad n < N \text{ で } n \neq 0 \text{ ならば } \mu = \frac{\sum_{j'} P_{j'} + \sum_{j''} P_{j''}}{N} = n \quad \begin{array}{l} j'=1, 2, \ldots\ldots, n \\ j''=n+1, n+2, \ldots\ldots, N \end{array}$$

かくして有業率μの意味は、労働の供給価格W_sを上まわる就業機会の数(n)そのものであることがわかる。

(v) 供給価格W_sを規定する諸要因のうち高々数箇でしか供給主体群を特性化できない場合の有業率の意味――(stochastic model)

いま一例として、性(S)、年齢(A)、核収入(I)、家計の型(T)、世帯主の職業(δ)の五箇の特性を等しくするような供給主体のグループを考えよう。

流動資産L、固定資産K、未成年者の数X、学歴Cその他のすべての諸特性θ等の相異により、このグループに属する供給主体の供給価格W_sは各々異った値をもち、これらは一定の頻度分布を構成する。

$$(2.6) \quad W_s = f(L, K, X, C, \theta; S, A, I, \delta, T) = f_{S \cdot A \cdot I \cdot \delta \cdot T}(L, K, X, C, \theta)$$

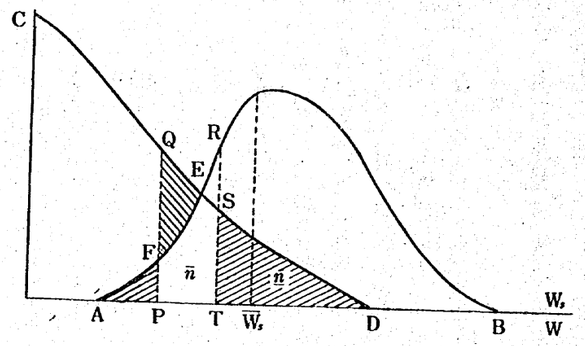
となる。ここに$f_{i \ldots\ldots j}$とは、特性$i \ldots\ldots j$によって定まる函数であることを示す。

かくしてL、K、X、Cおよびその他のすべてのファクターを含むθをコントロールできないとき、そのグループに属する主体の供給価格W_sは一定の確率分布を作る。

$$(2.7) \quad f_{S \cdot A \cdot I \cdot \delta \cdot T}(W_s; \alpha), \text{ ここに } \alpha \text{ は分布の特性高}$$

第六図にこのグループの供給価格の分布$f_{S \cdot A \cdot I \cdot \delta \cdot T}$の形状を画く。（曲線AEB平均供給価格$\overline{W}_s$）。この曲線の総面積はN（人）である。もはやある一つの呈示された賃金率Wの就業機会に対し、応募するものもあればしないものもある。この供給主体群に曲線CQESDで示された就業機会の疎度曲線が需要側から呈示されたものとしよう。いまもし供給価格の高いものから順次高い収入率の就業機会につく（例えば大企業ほど富農層から雇用するというような場合）と仮定すれば、両分布曲線の共通部分AEDの面積$\bar{n}$人が就業するであろう。このグループに対し、一定の就業機会分布が与えられると、そのとき実現する最大の有業者数がこの$\bar{n}$である。就業機会分布曲線の上では、この$\bar{n}$は面積PFQDになる。但しこの場合、AFPの面積はFQEの面積に等しい。そのとき最大の有業率$\bar{p}$は、

〔第六図〕



$\bar{\mu}=\frac{\bar{n}}{N}$

で定義される。

逆に供給価格の低いものから順次高就業機会が充たされて行く場合（たとえば大企業ほど貧農層から雇用してゆくというような場合）には図の面積STDがその時の最小の有業者数 $\underline{n}$ を与え、最小の有業率 $\underline{\mu}$ は

$\underline{\mu}=\frac{\underline{n}}{N}$

で与えられる。但し、図でSやTの位置は供給価格分布の低い方からの面積ARTが、丁度就業機会分布の高い方からの面積TDに等しくかつRTとSTが一直線となるような位置で定まる。

現実の有業者数 n は $\underline{n}$ と $\bar{n}$ の間にあり、その時の有業率は

$\underline{\mu}\leqq\mu\leqq\bar{\mu}$

の間に成立する。もしすべての就業機会が各供給主体に均等に与えられるならば、供給価格分布の形状と、就業機会分布の形状は有業率 μ の分布を定め、有業率 μ の期待値 $E(\mu)$ を確率的に与えるであろう。

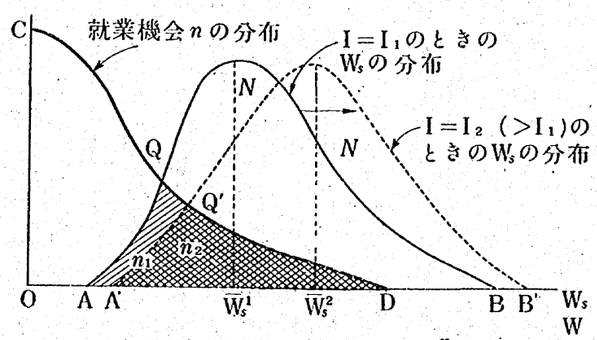
以下の説明では簡単化のために実現した μ を有業率の上限界 $\bar{\mu}$ でもって代置する。このことは導かれた結論の一般性を失うものではない。まずある状態で有業率 μ が実現しているとき、何等かの原因によって供給価格分布が変移した場合の効果を見ることにする。そこで性（S）年齢（A）家計の型（T）世帯主の職業（δ）を等しくする集団グループを考え、核収入（I）だけを変化（増大）せしめた場合を考えよう。先の（2・1）式 $\frac{\partial W_s}{\partial I}>0$ が成立するものと仮定すれば、第七図の如く、供給価格の分布曲線は右に移動することが期待される。（$I=I_2$ の図の実線分布から、$I=I_2$ の点線の分布まで移動）、有業者の数は、元の n_1 から、面積A′Q′Dに等しい n_2 に減少するだろう。そのときの有業率を μ_2 とすれば、

$$(2.8)\quad \mu_2=\frac{n_2}{N}<\mu_1=\frac{n_1}{N},\ \text{または}\ \frac{\partial\mu}{\partial I}<0$$

が成立する。核収入Iが有業率 μ に負の影響を与えることの意味は、上記のように供給価格 W_s の分布の変移を媒介としているということが判明する。

しかるに有業率 μ は、W_s の分布曲線の形だけに依存するものではない。需要側の呈示する就業機会の分布曲線の移動にも依存する。いま好況期にこの労働供給主体のグループに呈示された就業機会が増大し分布曲線が右に変移したとする（第八図）。第八図で就業機会曲線CQDがCQ″D′に移動したとしよう。供給価格分布曲線との共通部分で定まる就業者の数は n_3 に増大し（面積AQ″D′）有業率 $\mu_3=\frac{n_3}{N}$ は元の μ_1 より大きくなる。このように有業率 μ は、単に、供給価格の分布曲線のみならず、需要側の条件によっても変動することに注意しなければならない。

〔第七図〕



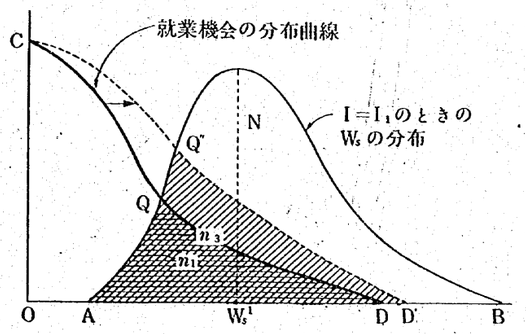
面積AQD $=n_1$　$\therefore\ \mu_1=\frac{n_1}{N}$

面積A′Q′D $=n_2$　$\therefore\ \mu_2=\frac{n_2}{N}$

（vi）有業率変動分析の定式化

(イ) われわれの分析の目的は I、L、K、δ、T、X、A、S、C、θ 等の諸要素の変動が、労働供給主体の（最低）供給価格の水準または労働供給主体群の供給価格分布の形状をいかに変動せしめるかを計測することにある。もしこのことが可能ならば、需要側の呈示する就業機会の分布を与えて、両者の結合は直ちに諸種の賃金格差の決定機構を計量的に予測することを可能ならしめる。しかるにわれわれのデータの性質上、直接に労働供給価格分布を導出することは現在のところ不可能である。何等かの工夫により労働供給分布の変動を間接的に把握することが必要となる。

〔第八図〕



$\mu_1=\frac{n_1}{N}$　　$\mu_3=\frac{n_3}{N}>\mu_1$

(ロ) どの階層に対しても就業機会の分布曲線が一定ならば、有業率 μ の変動は労働供給価格の分布曲線 $f(W_s;\ m,\ \sigma^2)$（m は平均値、σ^2 は分散）の形状及び位置の変動のみに依存する。

$$(2.9)\quad \mu=F\{f(W_s;\ m,\ \sigma^2);\ g(\omega)\}=F_g\{f(W_s;\ m,\ \sigma^2)\}$$

ここに $g(\omega)$ は、需要側の呈示する就業機会の分布曲線で、（2・9）式では外生的に与えられたシフトパラメタとして導入されている。

いま分散σ^2を一定とすれば、f分布は平均値 $m=\overline{W}_s$ に依存する。従って(2・9)式は次の如く書ける。

(2. 10) $\mu=F_\sigma\{\overline{W}_s\}$

しかるに平均労働供給価格 $\overline{W}_s$は、諸種の家計特性の函数であり、

(2. 11) $\overline{W}_s=\varphi(I, L, K, \delta, T, X, A, S, C; \theta)$

とあらわせるから、(2. 11) を (2. 10) に代入して

(2. 12) $\mu=\mathring{F}_\sigma(I, L, K, \delta, T, X, A, S, C; \theta)$

が導かれる。これが計測の対象となる労働供給函数すなわち有業率方程式である。

(2. 12) 式の$\mu=\mathring{F}_\sigma$の特徴は、就業機会の分布曲線が各層毎に一定との仮定に基づいているため、需要側の諸要素、特に供給主体に呈示される賃金率を含んでいないということである。このような定式化は、よく層別化された家計グループのクロスセクション分析の場合に適合すると思われる。たとえば労職別男女別にみると、ある時点における新規学卒者（中卒、高卒）に対する就業機会の分布は、家計特性の異るグループに対してもほぼ同一であると期待されるからである。

(ハ) とくに時系列分析においては、就業機会分布の変化の有業率に与える影響を無視することはできない。前と同様に、ある特性の労働供給主体グループの供給価格分布曲線を、$f(W_s; m, \sigma^2)$ で示し、就業機会の分布曲線を $g(w)$で示すと、前述第第七図、第八図の如く、有業率 μはfとgの函数である。

(2. 13) $\mu=F\{f(W_s; m, \sigma^2), g(w)\}$

前と同様に、σ^2を一定として、fを平均値 $\overline{W}_s$で代置し、就業機会の分布の何等かの指標をDとすると、

(2. 14) $\mu=F\{\overline{W}_s, D\}$

さらに (2. 11) を代入する有業率方程式は

(2. 15) $\mu=\mathring{F}(I, L, K, \delta, T, X, A, S, C, \theta, D)$

と表わせる。前項の (2. 12) 式と異る点は、需要側の変化を考慮していることである。われわれは何等かの指標でDを測らねばならない。最も簡単な指標は、就業機会分布の平均値、即ち需要側から呈示された全就業機会の賃金の平均をとることである。しかるに、現存データでは、未就職の場合を含めた全求人数の件数とその賃金率を算定することができない。やむなく就職の実現した就業機会の平均賃金$\overline{W}$でもってDの指標に代用した。後にのべる計測結果からは、この指標はDの第一次近似値として十分使用可能なものと考えられる。

四　資料の性格と家計特性による層別化

(i) 使用されたデータは昭和三十四年度、家計調査資料の特別再集計資料である。有業率及び所得の安定した関係を得るためこの年の六月の調査対象家計について、前後六ヵ月の追跡データを作成し、これをおのおの六ヵ月について集計したものであるから、このデータは一家計毎の個別表となっている。後述する如く成年人口三人家計はわずかに総標本数四六一に過ぎないため、これを多くの特性によって分類層化することは不可能であった。以下層別化の概要をのべる。

(ii) 成年人口による層別化

家計群を家計構成員のタイプで分類する。家計は世帯員構成の基本型として、

両親――世帯主――妻――子供

という形の何れかの部分を形成しているが、とくにその家計に属する成年人口の数は家計の労働供給量に大なる影響を与えるものと考え、まず成年人口の数で世帯を分類した。次表の如く、家計を分類すればその各々について労働供給のパターンは異るであろう。

成年人口	A 型	B 型	その他
2人世帯	A_2 世―妻	B_2 親―世	C_2 世―子（子弟別居者）
3人世帯	A_3 世―妻―子	B_3 親―世―妻	C_3 親―世―子（子弟別居者）
4人世帯	A_4 世―妻―子―子	B_4 親―世―妻―子 / 父―母―世―妻	C_4 親―世―妻―子―子 / 親―世―子―子

（但し、世は世帯主）

さて、この節の分類は主に、成年人口三人世帯の家計に限定し、有業率に影響を与える諸要因を導出しようと試みた。

(iii) 成年人口三人世帯の子供の性による層化

成年人口三人の家計群は標本総数四六一であった。そのうちA型（世帯主―妻―子）は、一九八、B型（親―世帯主―妻）は、一六九で両者で全体の約八〇%を占めるので分析を先ずA、B両型に限定した。さて、A型家計について男子の場合と女子の場合では、労働供給のパターンが異ることは明白である。そこで、A型の場合、子供の性別に家計群をさらに分類して、

	サンプル数
A-m 型　世帯主―その妻―男子、	一一〇
A-f 型　〃　―　〃　―女子、	八八

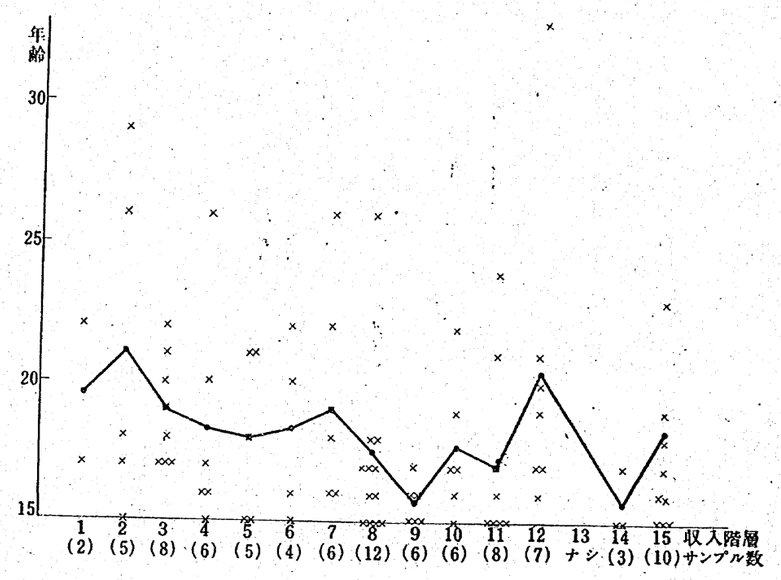
に分けることにした。A-m型のサンプル数は、一一〇、A-f 型は、八八であった。

(iv) 年齢に対する考え方

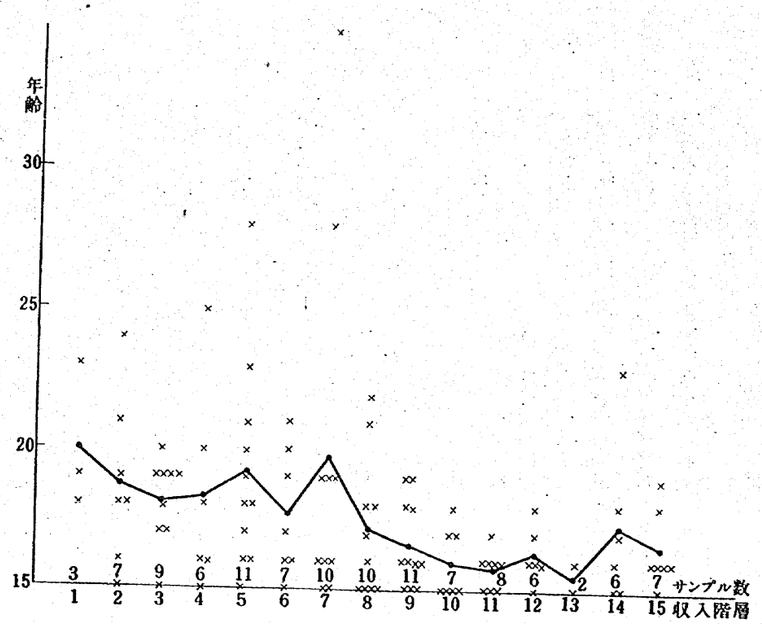
すでに観察してきたように、労働供給主体の年齢は、第一には、その年齢層の供給主体を取巻く社会環境の条件変化により、第二は各年齢層に対する需要側の就業機会の大きさの相異により、著しく有業率に影響を与える。（厳密には性別年齢階層別の労働供給価分布の形状の相異と、呈示された就業機会分布の形状の相異と云った方がよい）。

そこで当然年齢によって、家計群を層化することが望まれるが、サンプル数の制約によりこれをなすことができなかった。

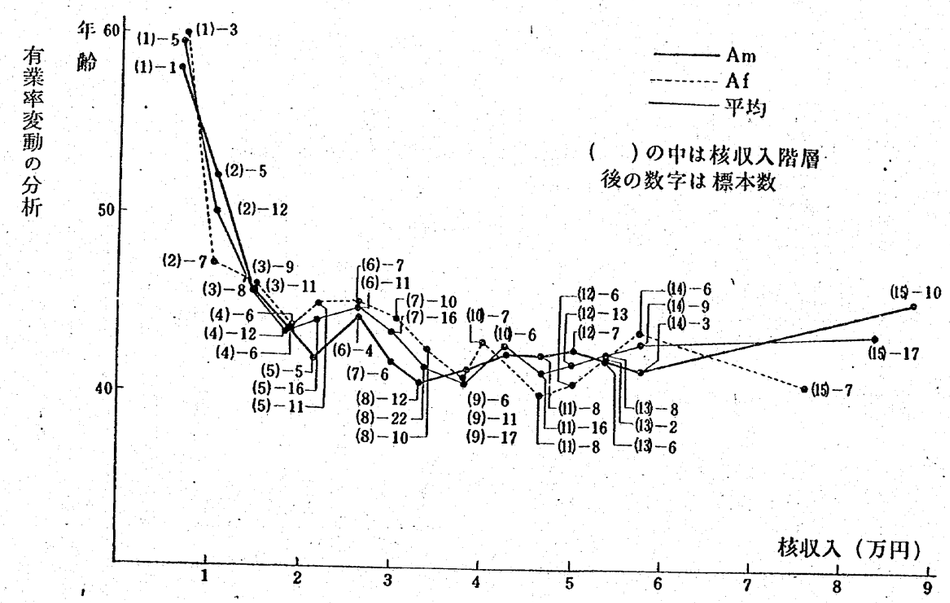
〔第九図〕 A-m 型家計 主-妻-男子



〔第十図〕 A-f 型家計 主-妻-女子



〔第十一図〕 核収入階層別妻の平均年齢



しかし、家計を成年人口で層化し、さらに、これをA型、B型等に分けると、世帯員の年齢構成はほぼ家計タイプによって層化しうることを見出した。

第九図は A-m 型男子、子供の八〇%が年齢二〇歳未満、九五%が二五歳未満であること、第十図はA-f 型女子子供の九〇%が二一歳未満、九九%が二五歳未満であることを示している。また第十一図はA-m, A-f 型において、妻の平均年齢は、核収入第一階層を除いて、そのすべてが、四〇歳～五〇歳の間にあることを示し、さらにB型家計（親—世帯主—妻）においても妻の平均年齢のすべては二九歳—三八歳（大体三〇代）となっていることが示される。

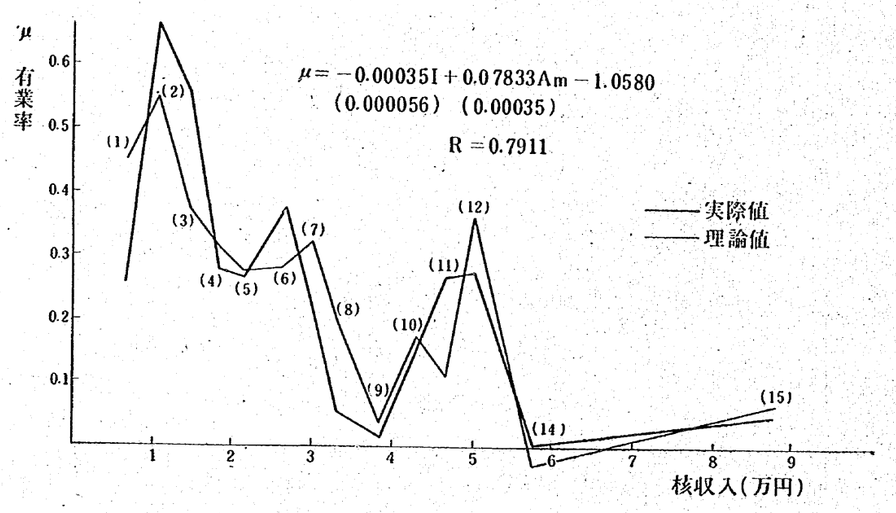
以上のように年齢に対する層別化は、家計タイプのよくコントロールされた層別化によって十分吸収しうることが見出された。

このようにわれわれの分析では各家計タイプごとに、各標本の層内平均年齢を用いた。もしサンプルサイズがさらに大であれば、年齢による層化がなされたであろうことは勿論である。

v　その他の要因について

労務者家計、職員家計の有業率変動の差異が検定されなければならない。従来の分析では、同一核収入階層家計でも労職別に有業率は異り、前者の有業率は後者のそれよりも一般に大であることが観察されできた。（中小企業労働実態調査）それらの観察をより詳細に確認し、その内部構造の差異を究明し、有業率変動に与える諸要因の影響度の違いが検定されねばならない。

〔第十二図〕　A-m型家計の非核有業率理論値と実際値の比較



未成年者の数と、持家、非持家別の要因が有業率に与える変動が観測された。何れもサンプル数の制約から、各階層内の平均値が用いられた。

さらに Roseｔｔ がなしたように、本人の学歴、妻の婚姻年数、負債の額等の諸要因が考えられねばならないが、われわれのデータでは、これらの記載事項が見られなかった。

五　計測結果の概要（勤労者家計成年人員三人世帯）

以下の計測はすべて、金額は百円単位ではかられている。記号は次の如し。

μ：非核有業率（妻と子供を含む）

μ_m：男子子供の有業率　　μ_f：女子子供の有業率

I：世帯主収入（一ヵ月当り）　　A_m：男子子供の年齢

A_f：女子子供の年齢　　A_w：妻の年齢　W：非核平均賃金

W_m：男子子供の賃金　　W_f：女子子供の賃金

W_w：妻の平均収入率（内職を含む）　　S：職員率

H：持家率　　X：未成年者の数

(i)　A-m 型、A-f 型における非核有業率の変動

(1)　（A-f 型）$\mu = -0.0003676\,I + 0.050425A_f - 0.5141$
（0.000051）（0.00676）　R＝0.87546

(2)　（A-f 型）$\mu = -0.00033504\,I + 0.055095A_f - 0.0006636W$
（0.000052）（0.00707）（0.00034）
-0.5619　R＝0.88027

(3)　（A-m型）$\mu = 0.00035\,I + 0.07833A_m - 1.0580$　R＝0.7911
（0.000056）（0.00035）

(4)　（〃 型）$\mu = -0.00036832\,I + 0.07672A_m + 0.0000663W$
（0.0001074）（0.01377）（0.0004188）
-1.03020　R＝0.79116

たとえばA-m型(3)式の理論値と実際値を比較したものが第十二図に画かれている。

計測結果(1)から(4)までを比較すると次のような結論を得る。

(イ)　「A-f 型、A-m 型両家計ともに、Iの影響は負で、その大きさは世帯主収入一万円の増に対し、有業率は約三～四％減少する」

(5)　$\frac{\partial\mu}{\partial I} = -0.0003 \sim -0.0004$

(ロ)　「年齢の影響は約二五歳未満の層内で両家計共に正の影響をもち、かつ、A-m型の方が A-f 型よりその勾配が大である」

(6)　A_f 型では $\frac{\partial\mu}{\partial A_f} \doteqdot 0.05$, A-$m$ 型では $\frac{\partial\mu}{\partial A_m} \doteqdot 0.07 \sim 0.08$

男子家計の方が年齢効果が大きく表われていることは次のように説明される。一般に女子よりも男子の方が、中卒時において高校への進学率が高い。したがって、一五歳において有業率は男子の方が低い。一方男子は大学卒の年齢に達するその殆どが有業化するのに対し、女子の場合は、なお家事労働として有業化しない場合が多数残る。この一五歳の出発点と二一歳の到達点における差異が、A-f 型より A-m 型の非核有業率 μ に対し年齢効果を大きくしていると考えられる。A-f 型家計では、女子一歳の年齢上昇は有業率を約五％上昇せしめ、A-m 型では、男子一歳の年齢上昇は約七％上昇せしめるだろう。上記のような年齢上昇に伴う男子有業化の特性は、男子が常に就業と就学に際して、生涯賃金を考慮していることを反映しているものと云えよう。この結果は、後の男子だけの有業率 μ_m に対する年齢効果ではさらに強く表われている。

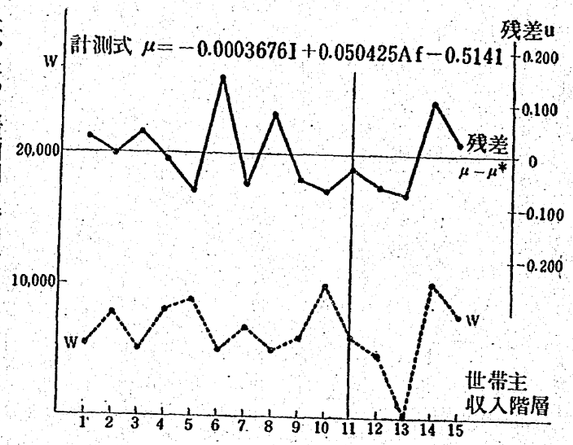
(ハ)　「この計測では非核収入率Wの影響は、A-f 型では負、A-m 型では統計的に有意でない。

さて有業率の理論的意味の節でのべたように、非核収入率Wは需要側から呈示された就業機会の分布と水準の大きさの指標としてとられたものであった。したがってWの上昇は有業率 μ に対しては正の方向に影響することが期待される。にもかかわらず A-f 型では負、A-m 型では統計的に有意でなく計測された。このことの意味を検討しよう。第十三図(イ)(ロ)は、A-f 型、A-m 型家計のそれぞれについて、(1)、(3)式から、IとAの効果を抜いた残りの残差を階層毎にプロットし、一方非核収入率Wの変動を対応させたものである。

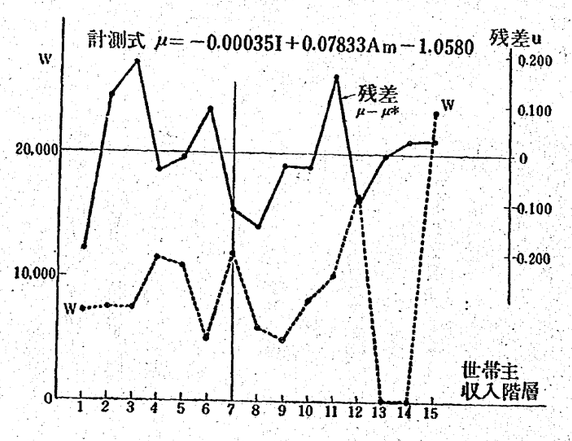
残差＝観察値－理論値

A-f 型家計では、世帯主収入第一一階層（四万四千円）までは明瞭に逆相関し、それ以上の階層では順相関をしている。したがって全階層を一緒にして非核収入率Wと回帰させた場合(2)式でWの係数

第十三図　(イ)　A-f 型家計



(ロ)　A-m 型家計



A-m 型家計についても同様のことが見られる。世帯主第七階層（二万八千円）までは、ほぼ逆相関し、それ以上では順相関をしている。これは A-f 型家計ほど明瞭ではない。計測(4)式でWの係数が有意でなかったのは第十三図(ロ)から容易に判断しうる。これらの結果に対して次のようなことが推論されうる。

(ニ)　「非核有業率は妻と子供の平均有業率である。A-f 型家計においては、世帯主収入第一一階層四万四千円以下では妻と女子のどちらかに対する収入率が上昇すると他方は非労働力化する。すなわち両者は従属関係にあって、片方の有業者は家計における第二番目の核的存在となり、その収入の増加は、他方の非有業化を促進する。その結果逆の相関が得られたものであろう。第一一階層以上では、両者は共に独立に行動しているものと考えられる。A-m 型家計においては、妻と男子子供の従属関係は第七階層（二万八千円）以下でしか見られない。」

これは A-m 型家計と A-f 型家計の有業率に関する顕著な差異が負となったのは逆相関の階層数が多いことを考えると当然であった訳である。そこで試みに一一階層までの非核収入率をW_1、それ以上の階層の非核収入率をW_2として分けて相関せしめると次の計測式を得て重相関係数は一挙に上昇する。

(8)　(A-f型)　$\mu=-0.0005869I+0.04477A_f-0.010886W_1$
$+0.00775W_2-0.2896$　　R=0.9672

しからば、何故第一一階層を境として、それ以下では一様に逆相関し、それ以上では順の相関をするのであろうか。

と云える事実である。A-f型家計では一般に妻と女子との労働供給が従属関係にあり、A-m 型家計では概して独立であると結論しうるであろう。その何れが主動的で、他方が従属的であるかは次項の計測結果にまたねばならない。

さて次に両家計型の非核有業率について、世帯主収入Iと子供の年齢Aおよび非核収入率W以外に影響を与えていると思われる要因について計測がなされねばならない。第一に両家計型の中には職員家計と労務者家計が混在している。そこで両家計の差異を見るために各階層毎に、

$$S=\frac{\text{職員家計数}}{\text{労務者家計数}+\text{職員家計数}}=\text{職員率}$$

を定義し、Sを回帰方程式に導入した。第二の要因は、持家、非持家の区別である。職員率と同様に

$$H=\frac{\text{持家家計数}}{\text{持家家計数}+\text{非持家家計数}}=\text{持家率}$$

を定義しHを導入した。A-m 型、A-f 型についての計測結果は次式であった。

(9)　(A-f型)

$$\mu=-0.00026671I+0.051118A_f-0.0012786S-0.0026541H$$
$$(0.000062148)\ (0.005112)\ \ (0.00039798)\ (0.00035456)$$
$$-0.33515\qquad R=0.92519$$

(10)　(A-m型)

$$\mu=-0.000132324I+0.062682A_m-0.0023189S$$
$$(0.000008565)\ \ (0.00780775)\ \ (0.00068347)$$
$$+0.000299986H-0.69955\qquad R=0.81093$$
$$(0.00062263)$$

(ホ)　「核収入Iの影響は両家計共に負、年齢の影響は共に正で、女子より男子家計の方がその効果は大きい。職員率Sは共に有業率μに負の効果を与え、A-m 型家計の方がその係数は大きい。S=1とすれば、(9)、(10)式は職員家計の有業率方程式を示し、S=0とすれば、労務者家計の有業率方程式を示すことになる。このことは職員家計の方が労務者家計より一般に有業率は低いこと、A-f 型家計より A-m 型家計の方がより低いことを示している。

持家率Hの影響は、A-f 型家計では負に影響するが、A-m 型家計では有意ではない。」

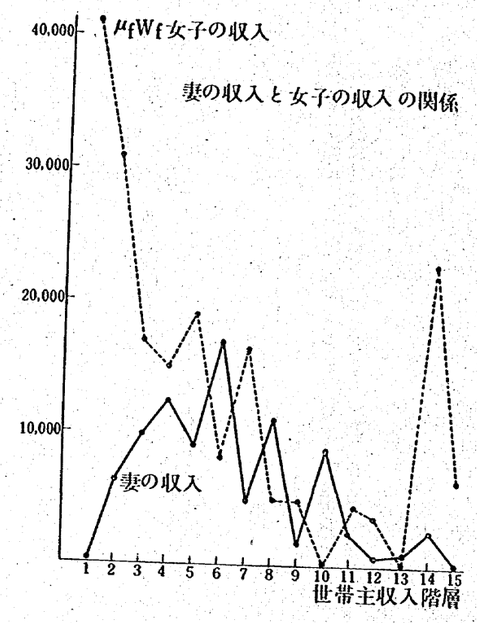
(ii)　家計内労働供給における妻と子供の従属関係について

前項で A-f 型家計では妻と女子の労働供給に相互依存関係があり、A-m 型家計では、むしろ妻と男子がそれぞれ独立に行動していることが推論された。ここでそれ等を確認しておきたい。

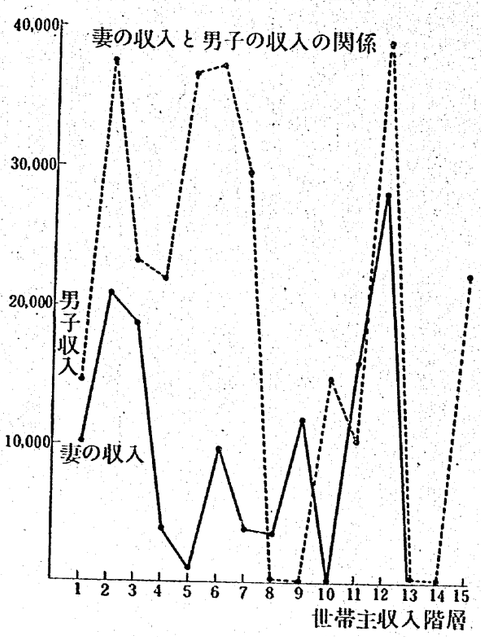
第十四図(イ)と(ロ)は両家計において、各世帯主収入階層毎に、妻の収入と子供の収入の変動を見たものである。

A-f 型家計においては、世帯主収入階層に関する傾向値を除去すると、妻の収入と子供の収入は明瞭に逆相関しているが、A-m 型家計については両者の動きに相関関係を認め難い。かくして次の結論を得る。

〔第十四図〕 (イ) A-f 型家計



(ロ) A-m 型家計



(ハ) 「A-f 型家計では妻と女子子供の有業化は相互に従属関係にあり、A-m 型家計では妻と男子子供の間に相関がない。」

(iii) A-f 型家計における若年女子の有業率変動について

A-f 型における女子子供の有業率は妻の有業率と独立ではないが試みに次式を計測した。

(11) (A-f 型)

$$\mu_f = -0.000358381 + 0.079475A_f - 0.000234W_f$$
$$(0.000103382)\ (0.013928)\ \ (0.0035712)$$
$$+2.66601 \qquad R=0.78484$$

(11)、(12)式を見ると、核収入Iの一万円の増加は μ_f に対し負の影響をもち、年齢効果は正であるが、女子子供の収入率（就業機会の変化の指標）W_f も妻の収入総額 $\mu_w W_w$ も有意な影響を与えない。そこで A-f 型家計の職員家計について次の方程式を計測した。

(13) $$\mu_f = -0.000073678I + 0.048294A_f - 0.52773 \qquad R=0.72157$$
$$(0.000038112)\ (0.012217)$$

(14) $$\mu_f = -0.000100661 + 0.079409A_f - 1.52923\mu_w - 0.88985$$
$$(0.000011995)\ (0.0082396)\ (0.19203)$$

$$R=0.91408$$

(15) $$\mu_f W_f = -0.054061 + 8.73821A + 37.355 \qquad R=0.75279$$
$$(0.011617)\ (4.28617)$$

(16) $$\mu_f W_f = -0.061471I - 0.52618\mu_w W_w + 11.29157A_f$$
$$(0.011612)\ (0.24926)\ \ (4.25912)$$
$$+19.39066 \qquad R=0.78627$$

(17) $$\mu_w W_w = -0.0229I - 1.33719A_w + 131.95 \qquad R=0.4519$$
$$(0.008418)\ (23.72118)$$

(18) $$\mu_w W_w = -0.029443I - 0.17602\mu_f W_f + 1.14992A_w$$
$$(0.009923 5)\ (0.14436)\ \ (3.11498)$$
$$+50.60577 \qquad R=0.48810$$

(ト) 「(13)、(14)式より女子有業率 μ_f は妻の有業率 μ_w と負の関係に動く。(15)、(16)式からも女子の収入は妻の収入と代替関係にあることを示している。」

(チ) 「(17)、(18)式は高い相関係数を示さない。しかし、妻の収入と世帯主収入は負の関係があり、妻の年齢とは無相関、子供自身の収入とは殆ど有意な関係がない」ことが示される。

(リ) 「かくして、A-f 型女子子供の有業率変動に対しては、妻の収入（有業化）が影響を与え、先ず妻が準核的存在として働き、その収入の増大は女子子供の非労働力化を促進せしめるものと云える。女子子供の収入率の変動は有意な影響をもたない。」

(iv) A-m 型家計における若年男子の有業率の変動について

A-m 型家計については、妻と子供の有業化の関係は互に独立であることがすでに推論された。そこで男子有業率に関して、次の計測式を得た。

(19) $$\mu_m = -0.000421 + 0.136314A_m - 2.29291 \qquad R=0.8685$$

(20) $$\mu_m = -0.000690321 + 0.106404A + 0.0012310W_m - 1.45275$$
$$(0.000116 35)\ (0.014929)\ (0.000454)$$
$$R=0.87938$$

(21) $$\mu_m = -0.000441384I + 0.094422A_m + 0.0013188 8W_m$$
$$(0.000079782)\ (0.013480)\ \ (0.0011016 0)$$
$$+0.000001388\mu_w - 1.24321 \qquad R=0.91774$$
$$(0.000000956)$$

(ヌ) 「A-m 型家計における男子有業率 μ_m に対しては、年齢効果が一歳の上昇に対し、約一〇%増ときわめてその影響度が大きい。」

(ル) 「かつ需要側から呈示された男子収入率 W_m に対しては正の影響を受ける。このことは初任給あるいは若年男子賃金率の上昇（就業機会の増大）が、この層の有業化を促進することを示している。妻の有業率 μ_w の影響は正であるが殆ど無視しうるほど微小である。」

以上、非核有業率 μ、子供の性別有業率、妻の収入、子供の収入、の各々についてその変動要因を抽出した。有業率の時系列変動に対しては、さらに各層に対する就業機会分布の変動（需要分析）が考察されねばならない。ここでは、需要側の要因を除去して労働供給の指標としての有業率方程式を計測したものである。