

労働の供給について——経験的事実と理論の再考——

小尾 恵 一 郎

観測するだけでは十分ではない。…たゞ過去の誤謬を回想して人間は次第に用心深くなったから人は次第に多く観測して次第に少ししか一般化しなくなった。——ポアンカレ——

《雇用》と《賃金》をめぐる諸議論では、賃金水準と雇用の総計量の間にはスケデュールとしての一義的な関係（“供給曲線”）が前提されるのが常である。併し、集積された仮定のピラミッドの上に於てなく経験的事実の大地の上でこれらの問題を解明するためには、事実に基いた理論的諸前提の重要さの評価と装置の特定化が必要とされる。規模別賃金格差の支配的な体系では、賃金水準という概念を用ひるアプローチは近似的にも *workable* とはいない難いであろう。また、たとえ賃金水準と雇用量が一義的に対応せしめられる体系があったとしても曲線の形状は理論的帰結に決定的な影響をもつ¹⁾。自律的な労働供給函数の形態は慎重な論者にはよく知られている通り²⁾ 決して自明なものではなく自律的函数を得るために家計の行動機構から出発しなければならない。雇用及び賃金の理論に於て、欠けているものがあるとするれば、それは推論の豊富さではなくて、代替的諸前提に対する重要性の決定的評価である。労働供給量は (1)、経済体系内に存在する人口量、(2)、(1) のうちで働きたいと欲する人口の占める比率、(3)、各主体の供給しようとする労働時間、の積として示される。事実労働供給に関する歴史的な諸思想乃至理論に於ては、意識的或は無意識的に、これらの諸次元の何れかに関して夫々力点がおかれて来た。周知の様に古典学派におけるマルサシアニズムがとり上げたものは、(1) (2) の次元に関してであった。この場合の供給量とは、労働価格の変動に対して惹起される本来不可避免的な人口の自然的増殖、減退であって供給行動のスケデュールに基くものではない。従ってこの場合の賃金と《供給》労働量の関係を労働供給曲線とよび、スケデュールとしての供給曲線と併列的に、それが賃金に対して無限の弾力性をもつと述べることは供給概念を混乱せしめるおそれが多い。Jevons 以降 Knight, Robbins 等に見られる古典的な限界効用（不効用）概念に立つ供給行動の一連の分析では、(3) の次元に力点がおかれ、特に後二者に於ては供給のスケ

デュールは右上りか右下りかをめぐって論争が行われた³⁾。R. Frisch⁴⁾ は労働時間と財購入量に関する選好場を導入して家計行動における一般均衡論的手法を用いて時間当り賃金と供給労働時間の関係を示す労働供給スケデュールの形状を論じ論争に明快な判定を与えると共に (3) の次元に関する供給行動分析に劃期的な進歩を齎した。(2) の次元に関する研究は今日に至るまで全く P. H. Douglas⁵⁾ の実証的分析に負う。Theory of Wages でダグラスの用いたパラメタ推定法は構造推定法を知る常識的なテクニシャン達に批判され勝ちな古典的手法の弱点をもつように見えようが、併し随所にうかゞわれる鋭利な洞察によって計測法上の欠は補われて余りあると考えられる。陽表的に behavioristic な定式化は行われていないが、後述する通り、見出された経験法則は、供給行動の主体の何たるかについて貴重な示唆を与えるものであり、Frisch の成果と共に吾々の分析の出発点をなすものである。

(1) 供給行動の主体が何であるかは Frisch の先駆的業績に於てもなほ残された問題であった。最近の World の分析に於ても同様である⁶⁾。一体労働供給行動の主

3) Robbins の労働時間の需要曲線を用いる Knight の右下り説に対する反対は問題を曲線の弾力性の影に追いやってしまっている。(L. Robbins, "On the Elasticity of Demand for Income in Terms of Effort," *Economica*, vol. X.) 一方, Knight の右下りの論証も亦, Frisch (註2参照 p. 100) の指摘する通り貨幣の限界効用曲線の形態を無視している点で誤っている。Frisch は Robbins の《需要曲線》の背後にある労働の限界不効用と財の限界効用の関係を別扱した。

4) R. Frisch: *The New Methods of Measuring Marginal Utility*, 1932.

5) P. H. Douglas: *The Theory of Wages*, 1934. 生産函数への貢献にもまさるであろう労働供給分析の価値に多くの注目のなされないのは不思議に思われる。ダグラスの実証的分析から結論される供給曲線の右下りの示唆するものに正当な注目をなしたものは、(批判者 Long を除いて) 筆者の知る限り J. Robinson: *Essays in the Theory of Employment*, 2nd. Ed. 1947. (p. 121 脚註及び p 126 以降) のみである。我国では野田孜氏により紹介されている。(統計研究会生活水準部会報告書 30 年度)

1) 例えば《供給曲線》が右上り以外の特定の形状をもつときにはケインズの《非自発的失業》の議論は全く不完全なものとなる。J. Robinson; *Essays in the Theory of Employment*, 2nd. Ed., 1947.

2) J. Robinson, *ibid.*

体が何であるかは、供給理論の構成に於てまづ第1に明かにされるべき本質的に重要な問題であることに気づかれていないように思える。一般化の名によって現実の counterpart を任意に求めようような主体概念を設定すべきではなく、経験的事実に基いてこそ定められるべきものである。(2) 吾々の主張の第2の点は独立財の仮説の除去にある。この仮説の除去によって、労働供給理論の基礎におかれる余暇—所得選好場の導入が消費函数理論に積極的役割をはたすと信ずる。(3) 労働供給のスケジュールと供給限界の区別を明かにしてケインズによる非自発的失業概念の再考と更にもう1つの均衡の存在を示し、新たな類型の供給曲線を導入しようとする。この供給限界は賃金決定機構に於いて重要な役割を果たすことが示される。(4) 各供給主体の反応の集合が如何にあるか。なじみ深い供給曲線の諸形態についての無意識的信仰は再検されねばならない。(5) 供給量とその決定機構が明かとなることが失業量を明確とするために不可欠である。失業は賃金率と労働時間をぬきにしては論じえないのであり失業量とは常に、「特定の賃金—労働時間により特性づけられる雇用機会」に対して想定される相対的な概念であることが示される⁷⁾。

I 労働供給の主体—経験的事実に基く設定—

基礎的命題の樹立に当って2つの経験的事実が提示される。第1表は合衆国41都市について、各都市毎の平均成年男子賃金と各都市人口中雇用されているもの、割合(いわゆる労働力率に相当すると見られる)の間の相関係数を性年齢別に計測した結果である。この観測事実より次の経験法則が帰納される。即ち、20—64歳の成年男子の労働力率(我国の用語法による)は賃金水準に対してフレキシブルでない(*印のついた相関係数は95%水準で有意でない)のに対して、25—64の成人女子の労働力率は有意にフレキシブルである。少年男女と老年男子は成人賃金の変化に対して有意にフレキシブルである⁸⁾。この経験的事実は、計測結果に含まれる各性年齢群の個体の供給行動が夫々家計という単位に依って相互

従属的であることを示す。

Tab 1

41都市について(*は95%水準で有意でないもの)
年齢・性別群毎の雇用されているものの割合と成人の実質賃金との相関係数(Douglas: Theory of Wagesより)

年齢群	男子	女子
14	-0.66	-0.53
15	-0.65	-0.45
16	-0.50	-0.20*
17	-0.32	-0.01*
18—19	-0.31	+0.02*
20—24	-0.28*	-0.23*
25—44	-0.16*	-0.52
45—64	-0.28*	-0.56
65以上	-0.48	-0.63

男子20—64歳の各群は現在家計の主たる所得者であるか又はそうなることの約束されている人々より成る。老年及び年少群の構成個体は夫々の属する家計に於て補助的労働として家計の主たる所得者(家計核)の賃金—労働時間水準如何に依り、労働市場から放出吸収される性格のものである。核所得の変化は、直ちに非核構成員の就業率(教育期間の変動を含めて)に影響する。実際合衆国におけるダグラスの計測は、我国の家計調査資料(統計局『家計調査報告(FIES)特別集計結果』)に於て亦完全に裏づけられることを見出す。第2表に示される通り、世帯主収入の増加と共に世帯人員中就業するもの、比率は減少する。家計行動を直接観測して得られたFIES資料は、総計量的クロスセクション分析によるダグラスの経験法則と全く照応する。

Tab 2

世帯主の本業収入と世帯内有業人員の関係

世帯主本業収入	世帯人員	有業人員
0~4000円	4.63	1.69
4~8	4.47	1.91
8~12	4.48	1.58
12~16	4.54	1.55
16~20	4.73	1.41
20~24	4.81	1.38
24~28	5.00	1.37
28~32	5.16	1.34
32~36	5.22	1.44
36~40	5.26	1.34

1954年9月 FIES 特別集計結果より

依って吾々は「労働供給の主体は家計である」という命題を労働供給理論の出発点とする。

II 家計の労働供給理論

§ 2.1 供給理論に於て吾々の設ける公準は次の2つである。(公準1) 家計は余暇と所得の選択に関する選好場をもつ。(公準2) 家計は余暇所得選好場に於て家計の gain function ω を極大ならしめる。

これは男子と女子の家計内における余暇所得選好場の差に基くものである。

6) H. Wold: *Demand Analysis*, 1953. 消費行動理論に労働供給現象を附加して論ぜられているが、Frisch における洞察は見出し難い。

7) 吾々は先に「賃金基本調査」第10章に於てケインジアン nominal term による「供給曲線」を実質賃金に関して再考した際、「雇用されるよりも自ら働いてその日の糧を得んとする」賃金水準—即ち限界不効用の1線—を想定した。この1線が何かについて供給主体の behavior に基く解明は十分与えられていなかった。この稿ではこの点をも明かにしたい。

8) 女子群と男子群では有意(*印)の範囲が異なる。

§ 2.2 家計の労働供給スケジュール”家計の自家労働と雇用労働の選択”

家計は自家労働により自家労働所得 I^a を稼得しうるし、一方雇用機会を見出す事により雇用所得 I^e を稼得しうる。自家労働による所得 I^a の造出の可能性を自家労働所得稼得函数とよび、1) $I^a = I^a(R, n, \mu')$, $I^e = W\mu nR$; 変位要因 (asset)

但し, W ; 賃金率, n 家計人員,

$$\mu \text{ (雇用労働就業率)} \equiv \frac{\text{被雇用労働就業時間}}{24 \times n}$$

$$\mu' \text{ (自家労働就業率)} \equiv \frac{\text{自家労働就業時間}}{24 \times n}$$

- 1) $0 \leq \mu \leq 1, 0 \leq \mu' \leq 1$, 家計の稼得する全所得 I は
 2) $I^a + I^e \equiv I$, 余暇の定義は 3) $\Delta \equiv 1 - \mu - \mu'$

公準 1 により特定の性年令家計に於て gain indicator ω は (4) $\omega = \omega(I, \Delta)$

- 1) 2) 3) により (4) は,
 4) $\omega = \omega(I^a + I^e, \Delta) \equiv \omega(I^a(n, \mu', R) + W\mu \cdot n, \Delta)$ となり, 自家労働及び雇用労働に対する最適供給量は,

$$5) \frac{\partial \omega}{\partial \mu} = \frac{\partial \omega}{\partial I^e} \frac{\partial I^e}{\partial \mu} + \frac{\partial \omega}{\partial \Delta} \frac{\partial \Delta}{\partial \mu} = 0$$

$$\frac{\partial \omega}{\partial \mu'} = \frac{\partial \omega}{\partial I^a} \frac{\partial I^a}{\partial \mu'} + \frac{\partial \omega}{\partial \Delta} \frac{\partial \Delta}{\partial \mu'} = 0 \text{ (9)}$$

[2.2.2] の 3) を考慮して, 5) $\frac{\partial I^e}{\partial \mu} / \frac{\partial I^a}{\partial \mu'} = \frac{\partial \Delta}{\partial \mu} / \frac{\partial \Delta}{\partial \mu'} = 1$ これより, $\frac{\partial I^a}{\partial \mu'} = \frac{\partial I^e}{\partial \mu} = W$ を解くことにより自家及び雇用労働最適供給量

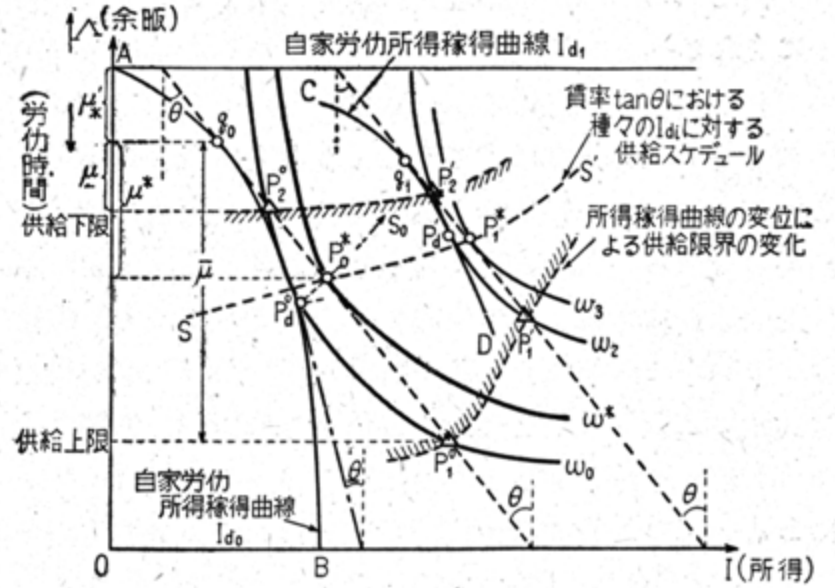
$$6) 24 n \mu' = H^*(W, R), 24 n \mu = H_*(W, R)$$

即ち供給スケジュールを得る。(5') の解 μ, μ' の値が, W の値如何によっては 1') の制約をみたすとは限らない。こゝに自家労働型と被雇用型家計の区別が見られる。

§ 2.3 図形による表現—第 1 図は家計の余暇所得選好表 (§ 2.2 (4) 式) を示す。家計は自家労働稼得曲線 $AB(I^a(\mu', n, R))$ をもち、雇用労働機会による収入率は図の a_0b_0 線 $\tan\theta = W$ により示されている。

($I = H \cdot W \therefore I = 24(W - W\Delta)$) 自家労働への労働供給量の最適値 μ'_* は (5') 式より AB と a_0b_0 の切点 q_0 に於て示される。一方雇用労働への最適供給量は P^* 点で示される μ_* 量である (完全雇用点)。而してもし雇用機会が需要側で μ_* 量の労働時間を指定するのであれば、この機会における最高の $\omega = \omega^*$ に到達出来るが、併し消費行動図式と異り需要労働時間は需要者によって指定される点が供給図式における重要な特性の 1 つであ

9) ここに I^a と I^e を分離しないならば Frisch の均衡方程式に一致する。



第 1 図

る。むしろ常態としては余暇の購入には労働需要側の優越性により rationing が行われているのである¹⁰⁾。この場合家計が可能な雇用機会の収入率 W に対して雇用に応ずる範囲は AB に切する ω_0 曲線と a_0b_0 の交点 $P_2^0P_1^0$ により示される。指定労働時間が上限 $\bar{\mu}$ 下限 μ の外にあれば、雇用機会のない場合の水準 ω_0 を下まわるからである。雇用機会がより低い収入率を保証するに過ぎないならば、供給限界は次第に狭くなり、自家労働供給量 (q_0 点) は P_a^0 に接近する。収入率が曲線 AB の P_a^0 に於ける余暇—所得の限界代替率に等しい ($\tan\theta = \omega^0$) か又はそれ以下であれば、この家計は雇用労働への供給を自発的にやめて全労働は低い ω_0 の水準に於て家計内に沈着するに至る。労働統計実地調査の結果は賃金率労働時間の関係に最低線のあることを示している。この事実を説明するものは、指定労働時間 μ を誘引しうるに足る最低の収入率 $\tan\theta$ でなければならない。即ち第 3 図の曲線の最低部分における指定労働時間に対してもしこれ以下の賃金が提示されたならば、労働がこの雇用機会に対して応募を止めるのである。

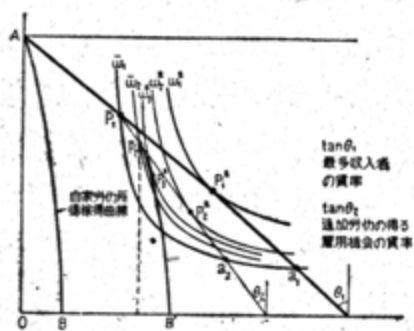
家計の最適供給量を示す P^* 点 (スケジュール上の点) は賃金率 W が上昇すれば、Path $P_a^0 \sim S^0$ をえがき q^0 点は AB 上を A にむけて移動する。この 2 点の軌跡が (6) 式に対応する。一方同一の賃金率 W に対する労働供給 (雇用+自家労働) スケジュール (P^* の軌跡) は自家労働所得稼得曲線 AB の位置によって異なる。所得稼得曲線が CD で示されるときは最適点は P_1^* となり、労働供給時間の限界は $P_1' P_2'$ である。同一の収入率 W と稼得曲線の位置に関するスケジュールの軌跡

10) 雇用労働と自家労働の差は指定時間の有無により定義される。出来高払いの賃仕事が一の仕事場で行われても労働時間が家計の自由に委ねられるときは自家労働とみなされる。

は $S S'$ で示される。斯様な行動をなす家計類型は自家労働型家計と名づけよう。

§ 2.5 家計の補助労働供給

家計は潜在的に常に自家労働所得稼得の可能性をもつ。第2図に於て AB は自家労働所得稼得曲線。 $\tan\theta_1 = W_1$ は家計構成員のもつ雇用機会中最高の収入率である。家計の最適供給量はスケジュール P_1^* であるが、この点を収入率 W_1 に対する完全雇用状態と定義しうる。(失業概念の項参照) 需要労働量は \bar{P}_1 に制限されていたとする。(\bar{P}_1 の横座標を家計核所得とよぶ)。 \bar{P}_1 と P_1^* の縦座標差は W_1 の収入率に対する非自発的失業と定義される。この時家計が更に $\tan\theta_2 = W_2 < W_1$ の雇用機会をもつならば、指定労働時間が $\bar{P}_1 a_2$ (の縦座標差) の範囲にある限り家計は $\omega_1 < \omega_1 < \omega_1^*$ にありうる故 W_2 の機会に対して追加労働を支出しようとする。非核追加労働に対する需要が更に \bar{P}_2 に制約されているならば、そしてそれ以外の雇用機会をもたぬなら自家労働所得稼得



第2図

曲線が顕在化して作用し、 AB 曲線が \bar{P}_2 を始点としておかれ、 $\bar{P}_2 B'$ 曲線が余暇所得選好曲線と切する点 P_3^* までの自家労働供給が行われる。斯様な家計を被雇用型家計とよぶ。もし \bar{P}_2 における

自家労働所得稼得曲線 AB の勾配が ω_2 曲線の勾配(余暇—所得の限界代替率)に等しいかそれ以下であるような、労働時間、収入率を保証する非核労働の雇用機会が可能ならば自家労働支出は行われぬ。併し家計調査資料に於て雇用先からの世帯主収入、世帯主以外の収入及び内職収入の各項目が見られるのは同調査の対象となる家計で第2図の図式が行われることを示す。家計をしてその型を決めさせるものは雇用機会である。所得曲線 A の勾配をこの家計に対して常に開かれた就業機会の収入率と広義に解すれば二つの型の家計は同一の図式におさめられる。

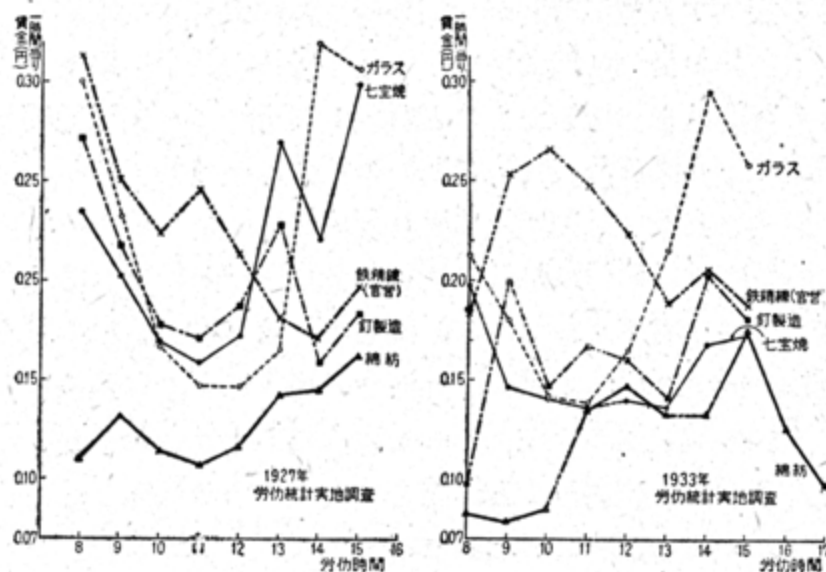
§ 2.6 家計の所得稼得能力と雇用機会

労働需要側の特性¹¹⁾によって、雇用型家計に於ては家計核の所得額が、自家労働型家計に於ては自家労働所得稼得曲線の位置が、家計構成員の雇用労働機会に影響する¹²⁾。家計核が良好な雇用状態を失えば、非核も亦良好な雇用機会を失う可能性が察知される。核の非自発的失

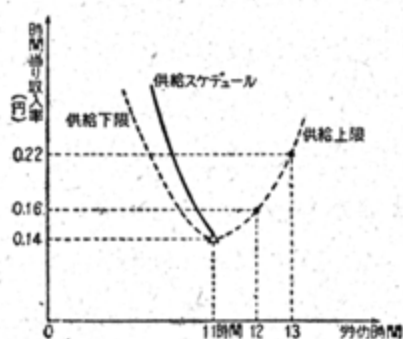
業は、非核構成員の労働供給量を増加せしめるが、前者は後者の供給量と需要量との差を一層拡大する傾向がある。非核は供給限界内に於てより不良の雇用機会に赴き、極限に於ては可能な雇用機会が限界を外れれば、自発的に就業を廃止し、低水準の ω に沈着するに至らう。家計の所得稼得機会の涸渇→不良条件の雇用機会→自発的遊休というプロセスは、家計構成員のスケジュールに基づく行動ではあるが、本質的に雇用機会(労働需要)の制約により余儀なくせしめられた低水準均衡であり、自発的遊休こそその語感の故に閉却されるべきでない。

§ 2.7 家計の労働供給曲線の3つの型

第5図は第2図の収入率と労働時間の関係を直接に示す。広義の自家労働所得稼得曲線 AB が(第2図の AB が直線の場合を示す)変位するに伴い特定の収入率に対し供給上限と下限の変位することが $a_i b_i$ により表わさ

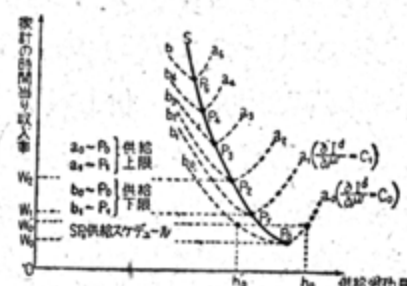


第3図



1927年綿紡績業曲線との対応

第4図



第5図

れる。最適供給量と収入率の関係は SP^0 曲線上の点で示される。常に開かれた就業機会の収入率(広義の自家労働所得)が $\frac{\partial I^d}{\partial \mu^i} = C_i(\text{const})$ なる家計は W_i ($i=0, 1, 2$,

12) 顕著な1例は、綿紡績業に於て企業規模別需要層が農業家計における所得造出能力規模の各層に夫々対応していることに見られる。《大企業》は比較的富裕な農家の子女を安定的に雇用契約する。

11) 詳しくは前掲拙稿(賃金基本調査第10章)参照。

……) 以下の収入率では常に開かれた就業に沈着して W_i なる雇用労働には応じない。特定の $\frac{\partial I^a}{\partial \mu'} = C_i$ をもつ家計について労働時間 h_i を供給せしめるに足る最低の収入率は W_i' である。又収入率 W_i' に於て h_i' 以下の極端なパートタイムは実現しない。家計の労働供給曲線は従って、 $\frac{\partial I^a}{\partial \mu'} = C_i$ なる家計に関して (1) スケジュール $S P_i$ (2) 供給の上限, $a_i p_i$ (3) 供給の下限 $h_i p_i$ の3種のものより成る。而して賃金決定機構に関して重要な役割を果たすのは (1) と (2) である¹³⁾。労働需要側から見れば、特定労働時間を誘因するに足る最低の賃金が関心事であるから。

雇用水準決定に関するケインズの立場は、家計の**実現した労働放出量**が本質的に雇用機会に依存する点で、需要の優越性の強調に集約される。《古典派》の第2公準の否定も需要側の優位から導かれるが、雇用契約に於て主体の提供する労働時間が、需要者側の指定により定められ、主体の**労働時間に関する限界不効用**が賃金率以下にある可能性を指摘したものと解する場合にのみ非目発的失業(第5図 SP_0 と b_i の間)の概念は一義的である。経験的事実及び計測結果によれば(後述)スケジュールとしての供給曲線は最低の所得部分に関する留保を除いて確実に《右下り》であり、供給限界は《右上り》の可能性をもつ。而して供給限界概念の導入によりはじめて第3図の最低線の存在とそれを越えた右上り部分の存在と右下りスケジュールとが整合するのである。

§ 2.8 失業概念について—失業概念には (1) より高い収入率の雇用機会からの失業と、(2) 特定の収入率の「可能な雇用機会」における労働時間からの失業が区別されるであろう。第2図 $P_1 P_1^*$ の縦座標差は後者であり、この場合非核労働供給を零ならしめる完全雇用点 P_1^* を規準として (2) の労働時間に関する失業量を一義的に規定出来る。併し「可能な雇用機会」の収入率は所与であり賃金格差の下端附近でありうるから (2) の失業量の減少ということは明かに、直ちに高い所得水準に結びつくとは限らない。《失業》が経済診断の指標のように考えられているのはそれが所得を介して gain の喪失と結合するものと陰伏的にせよ見なされているからであらう。そうすれば、むしろ (1) の失業が重要となる。より高い特定の収入率 W^0 想定すればこれに対する最適供給点 P^0 (図には示されていない) は P_1^* より右

13) 前掲拙稿に於て導入された《応募函数》は behavioristic にはこの供給上限に対応する。前稿に於て応募函数は man に関して定義されているが、分析の結果は hour に関するものと見るべきことが明となった。この点前稿の設定を修正する。

上に位置するであろう(右下り形より)。 $P^0 P_1^*$ の縦座標差は W^0 の雇用機会を失つたことによって過剰に就業せねばならぬ分を示す。(1) の意味の失業は、労働時間の最適以下をもたらずのではなくて、かえってより劣悪な労働条件を選択するに至らしめる。斯くて良好な雇用機会からの《失業》は明かに、働けなくなるのではなくて、より働かねばならなくなることである。従って (1) の意味での失業量には manhour による計測は一義的でありえない¹⁴⁾。

III 余暇所得選好場と供給曲線の計測

被雇用型家計の労働供給函数の計測は第一次接近として1家計の供給量合計と収入合計の間の選好場を設定することによって行はれる。第二次接近として供給と収入を家計核と非核に分割する方法は紙数の制約上「生活水準部会報告書 31 年度」に譲る。資料は、FIES 特別集計(第2,3表)。家計の gain indicator 1) $g = g(\omega)$, $\frac{dg}{d\omega} \geq 0$ ω を、二次式,

2) $w = \gamma_1 I^2 + \gamma_2 I + \gamma_3 I A + \gamma_4 A + \gamma_5 A^2 + \phi [n, \alpha, \tau(\alpha, S)]$ で近似する¹⁵⁾。 $\gamma_i (i=1, \dots, 5)$ は選好場パラメタ, ϕ は家計の型を、人員 n 社会的階層指標 α 及び家計内の性 S 年令 α 別分布 τ で特性づける項である。資料は被雇用型家計に関するもの故、3) $I \equiv 24 n \mu w$; I は、所得 w は就業者1労働時間当り収入率 μ は 4) $\mu \equiv \frac{H}{24 n}$ (H は家計の供給する総労働量 man-hour)。従って A は 5) $A \equiv \frac{24 n - H}{24 n} \equiv 1 - \mu$, 併し資料の制約により計測される H は man hour でなく man である。4) を 2) に代入して更に $\frac{dg}{d\omega} \frac{\partial \omega}{\partial \mu} = 0$ なる最適供給条件を求めれば、供給函数

14) 雇用量を man で定義することは労働時間 (hour) がほぼ一定である限り近似として許されるように見えるので、多くの議論に於てその様にされて来た。例えば A. C. Pigou: *Theory of Unemployment*, p. 3~8 「失業を測定するためには1日の正常労働時間は所与のものとされねばならぬ」「重要なのは賃金率が上昇すれば夫は彼の妻の労働なしに彼の家族を支えることが可能になり、或数の婦人が労働市場から身を引くに至る傾向がある。この傾向と人々が引退を止める傾向とは反対方向に作用する。併し何れにしても何れの傾向も大規模に表われるとは考えられない。…」ダグラスの計測事実と吾々の計測結果は憶測の域を出てこの「傾向」がどの程度に表われてどの様な機能をもつかを明かならしめるのである。

15) 前掲報告書拙稿(第2章7節)では constant elasticity の ω 函数が用いられている。雇用型家計に関しては、併し乍ら、本稿の variable elasticity ω に基く供給函数の方が観測値との対応が良く且つ予測にも良い結果を得る。

$$6) \mu = \frac{\gamma_4 + 2\gamma_5 - (\gamma_2 + \gamma_3)w + \phi}{2(\gamma_1 w^2 - \gamma_3 w + \gamma_5)}$$

が導かれる。資料における τ, n, α の考察によれば ϕ を random disturbance として扱ひ難い理由は見出し難い。

(詳しくは前掲報告書 31 年度参照) 但し FIES 資料中補償給付の支配的と見られる最少収入層と標本数 20 以下の層は除く。6) に於て

$$7) \gamma_4 + 2\gamma_5 \equiv a_1 - (\gamma_2 + \gamma_3) \equiv a_2, \quad 2\gamma_1 \equiv a_3 - 2\gamma_3 \equiv a_4, \quad 2\gamma_5 \equiv a_5 \text{ とおき,}$$

$$8) \mu = \frac{a_1 + a_2 W}{a_3 W^2 + a_4 W + a_5} + V$$

(ϕ を $N(0, \sigma)$ とすれば V は $N(0, \frac{\sigma}{CW^2 + DW + E})$) について, ΣV^2 を極小ならしめることにより a_1, a_2, \dots 及び γ_i が推定される。推定の方程式は $a_3 = 1$ とおき

$$9) \begin{pmatrix} \Sigma \mu^2 W^2 \\ \Sigma \mu^2 W \\ \Sigma \mu W^2 \\ \Sigma \mu W^3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Sigma \mu^2 W^2 & \Sigma \mu^2 W & -\Sigma \mu W & -\Sigma W^2 \mu \\ \Sigma \mu^2 W & \Sigma \mu^2 & -\Sigma \mu & -\Sigma W \mu \\ \Sigma \mu W & \Sigma \mu & -n & -\Sigma W \\ \Sigma \mu W^2 & \Sigma \mu W & -\Sigma W & -\Sigma W^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_4 \\ a_5 \\ a_1 \\ a_2 \end{pmatrix}$$

第 3 表から 5) の要素を計算して得られた推定値は,

$$10) a_1 = -414,149,097., \quad a_2 = -90,441.$$

$$a_4 = 337,337, \quad a_5 = -2,147,842,166.16)$$

これより 7) の関係を用いて, $\gamma_1 = \frac{1}{2}, \gamma_2 = 78,228,$

第 3 表 世帯主の本業収入階層別 FIES 資料

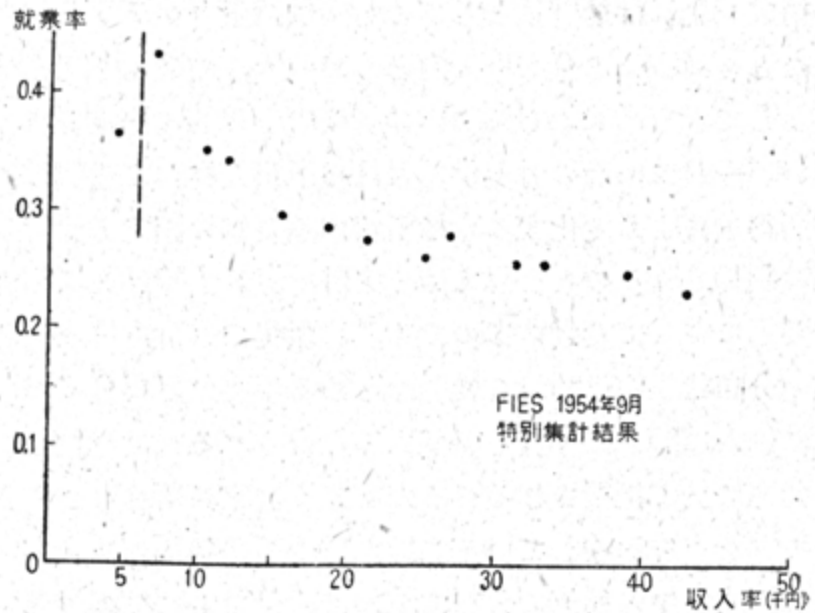
世帯数	就業率 μ (有業人員/ 世帯人員)	収入率 W 実収入計/ 就業人員	就業率 $\hat{\mu}$ 推定値
127	0.427	7087	0.774
265	0.353	10320	0.361
446	0.341	11932	0.329
358	0.298	15628	0.297
353	0.287	18850	0.283
235	0.274	21409	0.275
159	0.260	25494	0.266
116	0.276	27130	0.264
68	0.255	31603	0.257
43	0.255	33421	0.255
30	0.247	48663	0.249
25	0.232	43642	0.245

FIES 1954 年 9 月特別集計結果より最低収入階層及び Sample の大きさ 20 以下を除く

$\gamma_3 = -168,669, \gamma_4 = 1,733,693,069, \gamma_5 = -1,073,921,083$ 即ち所得の限界効用 $\frac{\partial \omega}{\partial I}$ は逓増し, 余暇のそれ $\frac{\partial \omega}{\partial A}$ は逓減する。

就業率の観測値と推定値は第 3 表に $\mu, \hat{\mu}$ として示す。階層 1 の偏差のやゝ大きいのは, この階層の労働時間が他階層のそれに比して有意に異なるためであるという解釈が可能であるがこの点は確認すべき資料を欠くので, パラメタ a_i の時点間安定性の吟味と共に此後に残された問題である。併し乍ら $\gamma \mu \hat{\mu} = 0.88$ (階層 1 を除けば 0.99)

16) 計算は慶大経済学部佐藤保氏の助力に依る。



第 6 図

を得且つ前記のむしろ reasonable な偏差を示す故に吾々の ϕ 及び ω に関する仮説が現段階に於て強く支持されているものと考えられる。

IV 総計量としての労働供給函数

III に於て被雇用型家計の労働供給函数は少くとも次元 (2) (労働力率) に関しては 5000 円近傍を境界として家計の収入率の減少函数であることが計測された。この項では家計の自律的供給函数の与える供給量が総計量の変動と如何なる関係にあるかを考察する。III に計測された被雇用型家計の供給函数を ϕ_e とし, 自家労働型に関して ϕ_a とかく。被雇用型家計の労働供給総計量は,

$$1) L_e^s = \sum \sum \sum \sum \phi_e^i(W, \bar{W}, N) \cdot f_e^i P_e$$

但し P_e は被雇用型家計人口 \bar{W} は核収入率 W は非核収入率, (III の計測で両者は一括されている), N は家計構成人員, ϕ^i は i なる性年令構成における供給函数 (III で求めた ϕ は ϕ^i の分布の平均に相当する) である。 f_e^i は $f_e^i = f_e^i(W, \bar{W}, N)$ 即ち家計核及び非核の収入率 W, \bar{W} , 家計人員 N に関する家計の性年令別同時分布である。これに依て見れば 1 家計の労働供給量が W と \bar{W} の相対的大きさにより変動するばかりでなく, $W\bar{W}$ に関する家計分布が決定的に総供給量に影響する。

自家労働型家計については雇用労働への供給量 L_a^s は,

$$L_a^s = \sum \sum \sum \sum \phi_a^i(W, R, N) \cdot f_a^i P_a$$

但し, P_a は自家労働家計人口, ϕ_a^i は i なる性年令構成をもつ自家労働家計の供給函数, W は雇用労働機会の収入率, N 家計人員 $f_a^i = f_a^i(W, R, N)$ は i なる家計群の人員, 財産, 雇用労働収入率別分布である。 L^a 及び L^s は収入率をパラメターとすればスケジュールを表わし, 現行の収入率分布で集計すれば現在の供給量が測定される。 ϕ_a における asset R を如何に把握するか農業家計の労働供給函数の導出と計測の問題は統計研究会生活水準部会 30 年度報告書に於ける考察に譲りたい。 $L^a L^s$

の構成を見れば総計量としての労働供給量スケジュールはたとえ $W\bar{W}$ の分布を一定として収入率の変化を考えたとしても L^d における R の影響で一義的に決定され難い。一般に家計の労働供給量は核所得及び自家労働稼得所得量により変化する。核所得が需要側の指定労働時間に制約されることを思えば、家計の労働供給は逆に需要要因によって変動するのである。所得の家計内構成員への分布状態が供給量を変動せしめる事実は所得分布が単に個人に関してなく各個人の結合される家計単位との関連に於て把握されるべきだという従来見落され勝ちであった点を示唆している。即ち賃金所得稼得の機会が家計構成員中に如何に分布するかは総計量としての労働供給量に決定的な影響をもつ。近似的にはあるが性年齢別賃金分布は、家計の労働供給函数より総労働供給量を計測するための有力な手掛りとなるであろう。被雇用型家計では収入率の増加に対して供給量 (III では労働力率) は減少することが 6) なる右下り曲線として確定された。併し、家計のスケジュールが、(所得階層 5000 円以上に於て) 右下りであっても実現された総計量としての供給は右上りでも右下りでもありうる。核、非核の賃金分布が一定であれば、収入率増加は供給量を減少せしめ、総供給スケジュール量も亦右下りであるが W, \bar{W} の分布の変化が伴えば、スケジュール総量が減少するとは限らない。核と非核の賃金率の相対及び絶対的变化によって起る核の供給と非核の供給量の正又は負の変化の何れが大なるかに従って平均賃金変化と総供給量変化は正又は負の関係を示す。全家計の収入率が所与の分布の下で増加すれば、スケジュールとしての総供給量は確実に減少する。併し**実現された雇用量**は、需要側の条件が規制するから総供給量変化と平均賃金の観測値の関係は右下りとなる保証は全くない。吾々が供給量の総計についてより詳細な予測をなそうとすれば ϕ_a に共に分布 f_a に関する観測が不可欠である。ともあれ従来屢々行はれている如く右上りの《供給曲線》を以て総計量スケジュールとしての供給量を予定して労働需給に関する推論を行うことの危険は明かとなる。既に明かとなった通り総

17) 総雇用量と平均賃金の関係は、供給曲線の右上り右下りの問題に関する詳察と共に、辻村氏により論ぜられている。(三田学会誌 49 巻 10 号)

計量としての供給曲線はプロバブルにさえ右上りだとはいい難い。

V その他の問題—消費理論との新たな関係—

余暇所得選好場が現段階で検証にたえる労働供給曲線と共に計測されたことは、消費理論に関して新たな考察を齎すように見える。余暇—所得選好機構は実は消費貯蓄行動と本来不可分のものであり、消費貯蓄決意は同時に所得決定決意に他ならない。Frisch は貨幣限界効用弾力性を計測し、その結果を労働供給理論に適用したが、Frisch が独自の独立財の仮定を想定して労働供給量を扱ったからこそ斯様なプロセスが許されるのである。独立財の仮説自体に対する批判はしばしば行われたが、併し1度びこの仮説を捨てるならば、消費行動理論は原理的に労働供給機構との不可分の関係におかれる。実際吾々の計測結果は余暇—所得のクロスタームの係数零の仮説を棄却しうる程度に大である。このことは所得の限界効用曲線が余暇の量に依り変位することに他ならない。従って余暇の量は積極的に消費貯蓄の選好場を変位せしめ、これはもし消費貯蓄のみより構成された選好場を観測するならば、説明し難い変位の観測される可能性のあることを意味している。例えばデュウセンベリイは「もしこれ(消費者選好の相互依存性)が真ならば、他の選好、即ち余暇と所得…が影響をうけることも亦真であろう¹⁸⁾」と述べる。しかし、それが経験科学的立論であればデュウセンベリイの選好場変位に関する所論は経験的事実と従来の消費理論の不对応の解決のために(選好場の予知されざるような変位の説明のために)用意されたものというべきであろう。

ドクマや内省に依るのでなく、あくまで経験的事実と理論との対応が吾々の問題であるから、まづ見出された余暇所得選好の従属性に基く変位の可能性の吟味が行はねばならない。家計行動の内部にある余暇—所得選好機構それ自体が消費貯蓄の選好を変位せしめる事が見出された結果変位の要因の影響の程度をより多くの観測によって一層明確な知識となすことは此後の課題と考える。

18) J. Duesenberry: *Income, Saving & the theory of Consumer Behavior*, 1949.