関西大学学術リポジトリ
Kansai University Institutional Repository

[研究ノート] 男子労働供給をめぐる理論と実証(上) : 労働経済学研究の覚書(1)

著者	小林 英夫
雑誌名	關西大學經濟論集
巻	40
号	3
ページ	539-574
発行年	1990-09-20
その他のタイトル	[Note] On J. Pencavel, "Labor Supply of Men : A Survey" (Part 1) : Notes of the Economics of Labor (1)
URL	http://hdl.handle.net/10112/13929

研究ノート

男子労働供給をめぐる理論と実証(上)

——労働経済学研究の覚書(1)——

小　林　英　夫

目　　次

1. まえがき

わたくしは理論研究者ではなく，多年アメリカ労働史を研究してきたものであるから，たとえ個人的な研究覚書としてであれこのような理論研究を綴るについては，最低限の断わりをしておくのが望ましいであろう。

わたくしの学んだ時代（1949年～1958年）の京都大学経済学部は，敗戦直後の時代的空気を反映し，また河上肇に象徴されるある種の伝統もあってか，マルクス経済学が主流をなしていたような観があって，わたくしの師であった故岸本英太郎教授もその例外ではなかった。岸本教授の社会政策本質論はマルクス『資本論』の解釈学の趣が強く，とくに窮乏化法則論はその最上の例であったといえよう。当時学生であったわたくしの疑問は，社会の一部に窮乏化現象の存することは否定すべくもないが，労働者階級が階級として窮乏化するというのは，非厳密にすぎるというにあった。なるほど経済現象は自然現象ではなくて社会現象ではあるが，政治や法律のごとき他の社会現象とは異なって数量現象なのであるから，そのかぎり定量分析（統計的実証）によって濾過される必要があろうというわたくしの質問にたいしても，岸本教授の返答は，産業予備軍の存在を前提するかぎり，需給バランスよりして労働力の価格は論理的に価値以下に下っているはずであり，またかかる意味での窮乏化は統計的実証になじむ問題ではないというものであった。それを聞いた時の驚きはいまも鮮明に記憶しているが，同時にわたくしが理解に苦しんだのは，そうまでして窮乏化法則を主張しようとする同教授(およびそれに類する論者たち)の態度であった。

自然と岸本教授の学問とは離れることになったが，わたくしには労働事象の理論的実証的研究をおこなうだけの素養がなく，また時代的にみても，たとえば佐野陽子氏の『賃金決定の計量分析』(東洋経済新報社刊，1970年）が世に出る以前であってみれば，わたくしの研究はまったくの独学の域を出なかった。マルクス経済学の立場に立つ岸本英太郎編『労働経済論入門』(有斐閣双書，1969年）には，唯一の近代経済学的論稿「アメリカ労働経済学の系譜――賃金決定をめぐる市場と勢力」が補論として収められているが，それはわたくしのかかる独学の所産である。

1970年夏から1年間，わたくしは関西大学の在外研究員として労働史研究のためウィスコンシン大学に学んだが，同大学の労働史講座担当のロバート・オザーン教授が統計解析にも相当の業績をあげていたのは，わたくしにとって大きな刺激であった。帰国後，日本の労働経済学研究にも大きな進歩がみられ，一方では労働経済学の翻訳書が刊行されるとともに，他方では日本人研究者の手になる労働経済学研究が簇出するようになった。翻訳の代表例はベルトン・M・フライシャー『新訳労働経済学』(水野朝夫・兼清弘之訳，綜合労働研究所刊，1977年)[1] であろう。日本人研究者としては，最近の研究をも含めて梅

1）フライシャーの同書の最初の日本訳は津田眞澂氏の手になるものであり，それは1974年に新訳とおなじ綜合労働研究所から刊行されている。

村又次，大橋勇雄，尾高煌之助，小野旭，黒坂佳央，小池和男，神代和欣，佐野陽子，島田晴雄，篠塚英子，水野朝夫，村松久良光などの諸氏（便宜上アイウエオ順）の名が浮かびあがる。とくにわたくしの注目するのは，処女作『アメリカ産業民主制の研究』（東京大学出版会，1966年）でマルクス的手法をとっていた神代和欣氏が，その後完全な近代経済学的計量分析家となってしまっていることである。

さて独学に不安を拭うことのできなかったわたくしは，帰国後間もなく大阪大学の内海洋一教授[2)]の好意で同教授の研究会に参加する機会を得た。現在のわたくしの労働経済学にかんする知識は，すべて内海教授とその研究会に負っているといってよい。多少とも理論研究にかんしてなにかを書く自信を与えられたというべきだが，この覚書の執筆をわたくしに決定的に動機づけたものは，オーレイ・アシェンフェルターとリチャード・レイヤードの編纂した『労働経済学ハンドブック』(1986年)[3)]の出現である。大判で2巻（約1,270ページ）に及ぶ大部の書物であるが，そこでは英語圏における過去から現在までの研究動向が巧みにサーベイされており，同書は，わたくしのような独学的研究者にとって，まことに労働経済学の知識の宝庫というにふさわしい。専門的学究であれば，宝庫は必要におうじて利用されるべきであろうが，わたくしのような独学的研究者にとっては，宝庫全体の概要を知ってこそ始めて宝庫の必要におうじた利用も可能となるということであろう。まずは宝庫全体を知らねばならず，この覚書はそれを意味する。

さて「まえがき」はこの程度にして本論に入ることとしよう。六十の手習いを開陳する厚顔のほども，その年齢の故に許されることを期待しておこう。

2.　経験的事実

アシェンフェルターとレイヤードの『労働経済学ハンドブック』は，第1章（約100ページ）を男子労働供給のサーベイにあて，ジョン・ペンカベルがそれに健筆を振っている[4)]。論点は，市場労働をおこなうかどうかの決定要因の如何と，またそれをおこなうと

2）内海教授は当時の数少ない近代経済学的手法の研究者の1人であり，神代和欣氏はその点で同教授を高く評価している。神代和欣「労働経済学の日本的展開」(『季刊労働法別冊第2号—労働経済学』綜合労働研究所，昭和53年4月）3ページをみよ。

3）Orley Ashenfelter and Richard Layard, ed., *Handbook of Labor Economics*, North-Holland, 1986, 2 Vols. 以下では *Handbook* と略す。

4）John Pencavel, “Labor Supply of Men : A Survey,” in *Handbook*. なお木下富夫氏によれば，ペンケイヴァルが正しい発音のようである。

した場合の労働時間の決定要因の如何にある。ところで賃金変化と労働供給変化との関係については，ジェボンズの負の関係の推論やP・H・ダグラスの負の相関の実証[5]が知られるが，最近の労働供給研究の特徴は，所得効果と代替効果の切り離されたる計測にある。その際過去の研究は，新古典派の標準モデルの正当性を疑わうとせず，したがってその計測は「理論なき計測」ではなかったにせよ，「検証なき計測」であったふしはある。

かかるモデル検証の欠如は，既存理論への依存執着性ないしその否定可能性への不安にその理由を求めえよう。だが消費者の需要行動にかんしてリンゴについていえることはナシについていえても，労働についてはその類推はどこまで可能であろうか。賃金や労働時間は労働市場取引の多くのディメンションの一部（部分集合）にすぎないのだから，市場労働の決定をめぐる労働者選好の標準モデルには，確かにそれがどこまで有用かの問題がのこる。幸いなことに，労働時間（労働力化ではない）決定の経済学的理解は深まり，非線型予算制約の実証的究明も進み，また労働供給行動の経験的規則性を説明する未観察変数の情報も豊富になってきている。要するに労働供給研究の水準は向上したのだが，そうした過去の研究をサーベイするにしても，労働供給行動の経験的諸事実は，まず確認しておかなければならない。以下にそれをみよう。

§1.　労働供給行動のトレンド

北アメリカと西ヨーロッパの男子労働供給行動にかんする過去1世紀の最大の特徴は，生涯期間にしめる市場労働部分の減少であって，具体的には就学年数増加，労働市場参入年齢上昇，同退出年齢低下，日・週当たり労働時間短縮，休日増加と休暇長期化，時間当り労働努力低下の可能性があげられよう[6]。

表1.1〜1.4は，合衆国，カナダ，イギリス，ドイツの男子労働力率を年齢階級別・年次別にみたものだが，①どの国もすべての年次で25歳〜44歳層の労働力率が90％を超えており，②どの国もすべての年齢層の労働力率が今世紀に入ってから低下しており，③どの国の高年齢層の労働力率も1925年〜1931年頃から低下が目立つ（とくに2次大戦後），といったことなどが指摘されうる。なお高齢者労働力率の低下は社会保障制度の拡充と無関係ではないにしても，低下はそれ以前から始まっていることが注意されてよい[7]。

5）ダグラスによれば，労働時間の賃金弾力性は−0.1〜−0.2であった。なお *Handbook*, p. 4.

6）*Handbook*, p. 7.

7）*Handbook*, pp. 8〜10.

Table 1.1

United States: Male labor-force participation rates (expressed as a percentage) by age over time.

Age (in years)	1890	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970(a)	1970(b)	1982
10–13	17.8	17.7	9.2	6.0	3.3						
14/16–19	57.1	61.1	56.2	52.6	41.1	34.4	39.9	38.1	47.8	58.4	58.1
20–24	92.0	91.7	91.1	90.9	89.9	88.0	82.8	86.2	80.9	86.6	86.0
25–44	97.6	96.3	96.6	97.1	97.5	95.0	92.8	95.2	94.4	96.8	95.1
45–64	95.2	93.3	93.6	93.8	94.1	88.7	87.9	89.0	87.3	89.4	81.0
≥ 65	73.9	68.3	58.1	60.1	58.3	41.5	41.6	30.6	25.0	26.8	17.8
All	87.4	87.3	86.3	86.5	84.1	79.0	79.0	77.4	76.8	80.6	77.2

Table 1.2

Great Britain: Male labor force participation rates (expressed as a percentage) by age over time.

Age (in years)	1891	1911	1931	1951	1966	1981
< 20			84.7	83.8	70.6	64.6
20–24	98.1	97.3	97.2	94.9	92.6	89.2
25–44	97.9	98.5	98.3	98.3	98.2	97.5
45–64	93.7	94.1	94.3	95.2	95.1	90.2
65+	65.4	56.8	47.9	31.1	23.5	10.8
All			90.5	87.6	84.0	77.8

Table 1.3

Canada: Male labor force participation rates (expressed as a percentage) by age over time.

Age (in years)	1911	1931	1951	1971	1980
14/15–19	64.6	51.4	48.1	46.6	51.9
20–24	92.2	92.3	91.8	86.5	79.7
25–44	97.1	97.6	96.3	92.7	92.2
45–64	94.4	94.8	90.6	85.9	83.3
65+	52.1	55.8	38.5	23.6	14.0

Table 1.4

Germany: Male labor force participation rates (expressed as a percentage) by age over time.

Age (in years)	1895	1907	1925	1939	1950	1970	1981
14/15–19	83.6	86.1	85.0	86.0	74.2	66.6	46.4
20–24	95.1	95.7	95.0	96.2	93.4	86.4	81.4
25–44	97.2	97.4	97.4	98.0	96.3	96.7	95.8
45–64	91.8	89.4	91.4	87.0	89.6	85.7	83.7
65+	58.8	50.2	47.4	29.7	26.7	16.0	7.0

男子とは対照的に女子労働力率は上昇し，男子労働力率の低下を相殺する。表1.5は，合衆国とイギリスの男女計の労働力率を年次別に示したものだが，過去80年～90年間に変化はほとんどない。そこでかかるトレンドの欠如を「経済学上の大比率」（“great ratios of economics”）と呼ぶものもある[8]。

ところで労働力率の年次変動は景気循環をも反映する。表1.6は，それを合衆国についてみたものだが，その方法は，1955年～1982年の男子人種別・年齢階級別労働力率のデータに以下の式(1)をあてはめ，通常の最小2乗法を適用するというものである。

$$\Delta L_{jt}=\alpha_j+\beta_j\Delta U_t^r+\varepsilon_{jt}. \qquad (1)$$

ただし $\Delta L_{jt}=L_{jt}-L_{jt-1}$，$\Delta U_t^r=U_t^r-U^r{}_{t-1}$，$L_{jt}=t$ 年の j 集団労働力率，$U_t^r=t$ 年の35歳～44歳白人男子層失業率，である。U の右肩添字 r は準拠基準集団（reference group）の謂であり，この白人年齢層の失業率は，総失業率よりも景況指標としてすぐれる。式(1)の α は線型タイム・トレンド，β は労働力率の景気感応度，ε_t は誤差，添字 j は9つの年齢階級と2つの人種集団をそれぞれしめす。

表1.6から以下のことがいえよう（表中の＊は t 値が2以上であることをしめす）。①白人男子について年率約1％の3/10の，また黒人男子について年率約1％の1/2の労働力率低下トレンドがみられる。②白人の55歳以上層で，また黒人の55歳以上層と16歳～19歳層で低下トレンドはとくに著しい。③ β 推定値はほとんどの人種別年齢層について負であり，景気後退時の労働力率低下を示唆するようだが，統計的に有意なのは若年層に限られる。④決定係数（R^2）の値からみて，景気循環的指標は労働力率の年次変動のごく僅か

Table 1.5

United States and Britain: labor force participation rates (expressed as percentages) of males and females combined over time.

United States		Britain	
Year	Participation	Year	Participation
1890	54.0	1891	61.3
1900	54.8	1901	59.9
1910	55.7	1911	60.4
1920	55.6	1921	58.6
1930	54.6	1931	57.7
1940	52.2	1951	57.7
1950	53.4	1961	59.3
1960	55.4	1971	61.4
1970	55.7	1981	61.0

8）*Handbook*, p. 10.

Table 1.6

United States: Estimates of trend (α) and cycle (β) in male civilian labor force participation rates by race and age, 1955–1982.

Age (in years)	α	β	R^2	D-W
White				
Total,				
≥16	−0.284*(0.051)	−0.094(0.059)	0.09	1.59
16–17	0.181(0.246)	−1.103*(0.285)	0.37	1.61
18–19	0.078(0.229)	−0.800*(0.266)	0.26	1.29
20–24	0.015(0.158)	−0.201(0.184)	0.04	1.81
25–34	−0.057(0.038)	−0.121*(0.044)	0.22	1.78
35–44	−0.075*(0.027)	−0.042(0.031)	0.07	2.24
45–54	−0.169*(0.039)	0.056(0.046)	0.05	1.00
55–64	−0.651*(0.123)	0.008(0.143)	0.01	1.82
≥65	−0.796*(0.142)	−0.085(0.165)	0.01	1.49
Black and other				
Total,				
≥16	−0.492*(0.116)	−0.162(0.134)	0.05	1.48
16–17	−0.626*(0.388)	−1.105*(0.449)	0.19	2.44
18–19	−0.780*(0.329)	−0.634(0.382)	0.10	2.24
20–24	−0.438(0.222)	−0.711(0.257)	0.23	1.59
25–34	−0.256*(0.115)	−0.125(0.133)	0.03	2.41
35–44	−0.220*(0.097)	−0.090(0.112)	0.02	2.18
45–54	−0.319(0.212)	−0.215(0.245)	0.03	2.66
55–64	−0.686*(0.324)	0.008(0.375)	0.01	2.02
≥65	−0.861*(0.273)	−0.147(0.316)	0.01	2.17

な部分しか説明しない。なお④は，J・ミンサーの主張を裏づける[9)]。

ペンカベルは，イギリスについても同様の分析をおこなう。1951年〜1983年の全成年男子労働力率の年次データに式(1)をあてはめるのだが，ただし景気循環指標としては失業率変化（ΔU_t）を斥け，工業生産指数の線型タイム・トレンドからの偏差の変化（ΔC_t）をとる[10)]。通常の最小２乗法による推定結果は以下のとおりである（括孤内は標準推定誤差)。

$$\underset{(0.094)}{\hat{\alpha}=-0.446^*},\quad \underset{(0.022)}{\hat{\beta}=-0.015},\quad R^2=0.02,\quad D-W=1.36.$$

それによれば年率約１％の1/2の負のトレンドがみられ，また小さな準循環的（procyclical）変動もみてとれるが，$\hat{\beta}$ の値は通常の水準からみて有意ではない。その意味でイギリスの男子労働力率の変動は，合衆国のそれに似る[11)]。

9）*Handbook,* p. 11.

10）工業生産指数の実際値を I_t, そのトレンドによる推定値を $\hat{I}_t$, トレンドからの偏差を $C_t=\hat{I}_t-I_t$ で示すと，不況期は $c_t>0$, 好況期は $c_t<0$ となろう。ここでペンカベルは偏差変化 $\Delta c_t=c_t-c_{t-1}$ を考え，労働力率変化 ΔL_t をこれに回帰せしめている。

11）*Handbook,* p. 13.

次に労働時間についてみよう。表1.7によると，合衆国製造業の男子雇用者のうち週労働時間が48時間を超えるものの比率は，1909年～1940年の間に92%から7%にまで激減している。ただし1929年～1940年の時間短縮には，1938年公正労働基準法の時間外割増条項（50%割増）の影響があろう。表1.8（全産業）によると，1940年以降の週労働時間の目立った変化はないが，週40時間雇用者比率の上昇は，前記法律の割増条項の効果を典型的にしめすものであろう。2次大戦後（とくに1955年以降）は，合衆国の週労働時間に強力なトレンドはみられない（表1.9参照）[12]。

ところでペンカベルは，男子雇用者の週労働時間が準循環的な年次変動をしめすことについて，労働力率の場合と同様の分析をおこなう。すなわち表1.9の合衆国データ（1956

Table 1.7

United States: Percentage distribution of weekly hours in manufacturing industry by employed males from the decennial censuses of population.

Hours worked	1909	1919	1929	1940	1950	1960	1970
≤ 34	7.9	12.2	0.5	13.3	6.9	7.8	10.1
35–39				4.9	3.5	4.7	4.9
40			2.8	51.3	64.3	56.4	53.1
41–43			1.0	14.2	17.1	19.3	18.6
44–47		3.8	14.8	1.9			
48		32.6	26.9	7.4			
49–53	7.3	16.4	25.1	3.9	5.6	7.8	8.8
54	15.4	9.1	6.3				
55–59	30.2	13.7	15.1				
60	30.5	9.1	7.5	3.0	2.6	4.0	4.4
> 60	8.7	3.0					

Table 1.8

United States: Percentage distribution of hours worked of employed males during the Census week in 1940, 1950, 1960, and 1970.

Hours worked	1940	1950	1960	1970
1–14	1.59	2.02	4.42	4.54
15–29	5.79	4.75	4.60	5.71
30–34	4.47	3.37	3.09	5.03
35–39	4.56	2.86	4.48	4.91
40	33.53	41.45	41.59	43.06
41–48	29.37	19.29	19.59	17.41
49–59	8.87	10.69	10.36	9.99
≥ 60	11.83	15.57	11.87	9.35

12）*Handbook*, pp. 13～14.

Table 1.9

United States, 1955–82, and United Kingdom, 1938–82:
Average weekly hours worked by male employees.

	United Kingdom: All adults	United States					
		All	14/16–17 years	18–24 years	25–44 years	45–64 years	≥ 65 years
1938	47.7						
1946–49	46.9						
1950–54	47.9						
1955–59	48.4	42.6	20.9	40.2	44.2	43.6	38.0
1960–64	47.5	42.5	18.4	39.9	44.5	43.7	35.7
1965–69	46.4	42.7	21.0	39.2	45.1	44.0	35.0
1970–74	45.2	41.8	22.5	38.1	44.1	43.3	32.5
1975–79	44.0	41.6	22.3	38.0	43.8	43.1	30.8
1980–82	43.0	40.8	20.6	37.1	43.0	42.2	30.6

Table 1.10

United States and Britain: Estimates of trend (α) and cycle (β)
in weekly hours worked by male employees.

	α	β	R^2	D-W
Britain, 1949–1981				
All adult manual workers	−0.073(0.083)	−0.082*(0.020)	0.34	1.81
United States, 1956–1982				
All	−0.075(0.055)	−0.163*(0.062)	0.22	2.29
14/16–17 years	−0.088(0.197)	−0.731*(0.223)	0.30	1.29
18–24 years	−0.145(0.081)	−0.328*(0.091)	0.34	1.51
25–44 years	−0.044(0.066)	−0.194*(0.074)	0.21	2.19
45–64 years	0.003(0.321)	−0.525(0.363)	0.08	2.95
≥ 65 years	−0.329*(0.088)	0.103(0.100)	0.04	2.05

年〜1982年）に次の式(2)をあてはめる。

$$\Delta h_{jt}=\alpha_j+\beta_j\Delta U_t^r+\varepsilon_{jt}. \qquad (2)$$

ただし $\Delta h_{jt}=h_{jt}-h_{jt-1}$, $\Delta U_t^r=U_t^r-U^r{}_{t-1}$, $h_{jt}=t$ 年の j 集団平均週労働時間, $U_t^r=t$ 年の35歳〜44歳白人男子層 失業率（添字 r は準拠基準集団）, α_j＝労働時間線型トレンド, β_j＝労働時間の景気感応度, ε_{jt}＝確率誤差項, である。それに通常の最小２乗法を適用した推定結果が，表1.10にしめされている。それによれば，①β 推定値は，高年齢層をのぞく全雇用者の労働時間が有意の循環的変動をすることをしめし，② α 推定値は，ほとんどの雇用者の労働時間トレンドが負であるが，65歳以上層をのぞき通常の水準からみて有意ではないことをしめす。また α の絶対値も小さい。したがって合衆国の週労働時間短縮トレンドは，もっぱら1940年までのデータによっている。

Table 1.11

United States: Paid leave hours as a percentage of total hours paid for, 1958, 1966, 1977.

	1958	1966	1977
Manufacturing:			
Nonoffice workers	6	6	8.4
Office workers		8	10.5
All workers		7	9.0
Nonmanufacturing:			
Nonoffice workers		4	5.5
Office workers		7	8.9
All workers		5	6.9
All nonfarm industries:			
Nonoffice workers		5	6.6
Office workers		7	9.2
All workers		6	7.6

Table 1.12

Britain: Percentage distribution of weekly hours worked by male employees in 1968, 1977, and 1981.

	September 1968	April 1977	April 1981
$0 < h \leq 24$	2.0	1.8	1.6
$24 < h \leq 30$	2.1	2.0	2.1
$30 < h \leq 35$	4.2	5.5	6.8
$35 < h \leq 37$	7.3	11.2	12.4
$37 < h \leq 39$	11.2	10.8	15.9
$39 < h \leq 40$	20.1	26.2	27.6
$40 < h \leq 42$	7.1	5.3	5.4
$42 < h \leq 44$	8.0	7.3	6.1
$44 < h \leq 46$	6.6	6.0	5.0
$46 < h \leq 48$	7.0	5.9	4.3
$48 < h \leq 50$	5.2	4.3	3.1
$50 < h \leq 54$	7.0	5.3	3.7
$54 < h \leq 60$	7.0	4.9	3.4
$60 < h \leq 70$	4.0	2.5	1.8
$70 < h$	2.0	1.0	0.8

なおペンカベルは，有給休日・休暇の増加の影響は２次大戦後もあるはずだと考え，表1.11を提示しているが，それによると，賃金支払時間に比して実労働時間は確かに短縮されたようだが，その程度はわずかである[13]。

ではイギリスの週労働時間の変動はどうか。表1.9によれば，それは長期的に合衆国に似る。表1.10は，イギリスについて1949年～1981年のデータを式(2)にあてはめた計測結果を

13）*Handbook,* pp. 15～16.

しめすが，それによると，２次大戦後について有意のタイム・トレンドはみられないが，有意の準循環的な変動はみられる。表1.12は，1968年，1977年，1981年の３つの年次の週労働時間分布をしめすが，３つの年次をつうじて男子雇用者中の35時間～39時間層比率は18.5%，22.0%，28.3%と上昇したのにたいし，42時間以上層はどの層の比率も一様に低下している。どの年次も経済活動水準の低下した年であるから，表1.12の週時間分布の変化は，景気循環的変動によってかなり説明がつこう。なお表1.13のしめすように，２次大戦後は有給休暇の肉体労働者間への普及をその特徴とするが[14]，その点がイギリスの労働時間データには反映されていないという。

Table 1.13

United Kingdom: Manual workers' basic paid vacation entitlements as set down in national collective bargaining agreements, 1951–1982.

Year	Percentage of workers with basic vacations of					
	< 2 weeks	2 weeks	Between 2 and 3 weeks	3 weeks	Between 3 and 4 weeks	≥ 4 weeks
1951	31	66	2	1		
1955	1	96	2	1		
1960		97	1	2		
1965		75	22	3		
1970		41	7	49	3	
1975		1	1	17	51	30
1980				2	24	74
1982				2	5	93

Table 1.14

United States: Schooling completed by the male population in 1970 by age.

Years of age in 1970	Year of birth	Median years school completed	Percentage of cohort whose highest schooling levels completed were				
			≥ 4 years of college	≥ 2 years of college	≥ 4 years of high school	≥ 8 years of elementary school	≥ 5 years of elementary school
≥ 75	≤ 1895	8.3	5.3	8.8	20.9	57.1	79.4
70–74	1896–1900	8.6	6.2	10.1	24.5	64.1	85.3
65–69	1901–1905	8.8	7.4	11.8	27.6	68.1	88.0
60–64	1906–1910	9.6	8.7	13.9	34.7	75.1	91.5
55–59	1911–1915	10.7	9.3	14.9	41.4	79.8	93.4
50–54	1916–1920	12.0	10.8	17.2	49.7	84.7	95.0
45–49	1921–1925	12.2	14.1	21.2	55.6	87.1	95.7
40–44	1926–1930	12.2	16.4	23.7	57.3	88.4	96.4
35–39	1931–1935	12.4	18.6	26.2	64.3	90.2	96.8
30–34	1936–1940	12.5	18.5	26.6	68.9	92.7	97.6
25–29	1941–1945	12.6	19.5	29.6	74.2	94.7	98.2

14）有給休暇の延長は，現金所得の統制された所得政策時代にあっては，労働組合にとって格好の非現金目標であったであろう。なお *Handbook*, pp. 17～18.

Table 1.15

Britain: Highest educational qualification attained by male population in 1971 by age.

Years of age in 1971	Year of birth	Percentage of cohort whose highest educational qualifications were at the level of		
		"Higher education"	"Middle education"	"Lower education"
≥65	≤1906	5.1	14.9	80.0
60–64	1907–1911	7.6	23.6	68.8
50–59	1912–1921	6.1	25.8	68.1
40–49	1922–1931	10.7	27.2	62.1
30–39	1932–1941	14.2	33.2	52.6
25–29	1942–1946	13.6	41.9	44.5

男子労働力率および労働時間にかんする以上の実証データは，男子生涯期間にしめる市場労働部分の逓減をしめすが，それは同時に就学期間の逓増を意味する。表1.14は合衆国について，表1.15はイギリスについてその事実をしめす。1970年ないし1971年におけるコーホート年齢と就学年数との結びつきは，一見して顕著である[15)]。

§2.　労働供給行動の横断面変動

労働供給行動は以上のようなトレンドをしめすだけでなく，個人間でも大なる変動をしめす。表1.16は，個人の労働力化確率とその個人特性（就学年数，人種，配偶関係，非賃金所得など）との関係をしめしたもので，ボーエンとフィネガンの有名な研究（1969年）に依拠する。表の nobs は観察標本数（the number of observations），modv は従属変数平均（the mean of the dependent variable），Reference はパラメーター推定値の基準を意味する。説明変数はすべてダミー変数である。説明変数欄の下段の年齢数（Years of age）のところには3列の数字が配列されているが，それは従属変教の年齢別階層(1)〜(4)と対応しており，すなわち第1列（18〜24）は(1)，第2列（55〜64）は(3)，第3列（65〜74）は(4)にそれぞれ対応し，最下段の3行の数字（25—34，35—44，45—54）は(2)に対応する。

計測結果から労働力化確率と就学年数の正の相関は明らかであり，たとえば25歳〜54歳層について，就学年数17年以上のものの労働力化確率は0－4年のものより約9％高い。人種については，25歳〜54歳白人層の労働力化確率は黒人層より約2％高い。配偶関係では，有配偶既婚者の労働力化確率はそれ以外のものより約8％高い。非賃金所得について

15) *Handbook*, p. 19.

Table 1.16

Ordinary least-squares estimates of labor force participation equations fitted to data on individual men from the 1/1000 sample of the 1960 U.S. Census of Population.

	(1)	(2)	(3)	(4)
Age-group	18–24 years	25–54 years	55–64 years	65–74 years
nobs	3095.0	22 415.0	4967.0	3392.0
modv	94.0	96.7	85.2	38.7
Estimates of:				
Intercept	79.3	83.7	73.5	48.4
Years of schooling				
0–4	Reference	Reference	Reference	Reference
5–7	5.3(3.3)	4.1(0.7)	5.4(1.8)	5.9(2.3)
8	9.4(3.2)	5.2(0.7)	10.5(1.7)	14.5(2.3)
9–11	9.2(2.9)	6.3(0.6)	13.4(1.8)	17.9(2.7)
12	10.3(2.9)	6.9(0.6)	13.5(2.0)	20.4(2.9)
13–15	6.5(3.1)	8.1(0.7)	17.2(2.2)	25.1(3.5)
16	11.2(3.5)	8.5(0.7)	18.0(2.7)	31.9(4.5)
≥17	5.6(5.3)	8.8(0.7)	26.6(3.1)	39.7(5.5)
Ethnicity				
Black	Reference	Reference	} Reference	} Reference
Other nonwhite	1.2(4.9)	2.7(1.3)		
White	1.5(1.3)	1.8(0.4)	1.9(1.7)	0.5(2.8)
Marital status				
Never married			Reference	Reference
Separated or divorced	} −6.7(0.9)	} Reference	4.0(2.4)	1.7(4.0)
Widowed			0.7(2.7)	1.2(3.5)
Married spouse present	Reference	7.8(0.3)	12.6(1.7)	12.7(2.9)
Nonwage income				
< $500		Reference	Reference	Reference
$500–999		−4.1(0.5)	−19.0(1.6)	−31.1(2.3)
$1000–1999		−10.1(0.7)	−35.1(1.8)	−39.9(1.9)
$2000–2999		−13.9(1.2)	−34.0(2.6)	−44.8(2.5)
$3000–4999		−7.0(1.2)	−36.7(3.0)	−55.2(3.3)
≥ $5000		−13.2(1.4)	−30.3(3.1)	−40.9(4.3)
Years of age				
18/55/65	Reference		Reference	Reference
19/56/66	7.0(1.9)		−1.6(1.9)	0.5(2.9)
20/57/67	7.5(1.8)		−1.5(2.0)	−1.6(2.9)
21/58/68	10.5(1.8)		−2.0(2.0)	−2.4(3.0)
22/59/69	8.2(1.8)		−1.3(1.9)	−4.7(3.1)
23/60/70	11.3(1.8)		−5.5(2.0)	−6.4(3.1)
24/61/71	8.6(1.8)		−6.0(2.1)	−12.2(3.1)
62/72			−5.6(2.1)	−9.2(3.3)
63/73			−10.8(2.1)	−8.5(3.5)
64/74			−9.1(2.1)	−13.8(3.5)
25–34		Reference		
35–44		−0.4(0.3)		
45–54		−1.2(0.3)		
$\hat{F}$ ratio	10.5	92.2	45.4	40.0

は，労働力化確率は負の相関をしめす。最後に年齢との関係をみれば，労働力化確率は25歳まで上昇し，25歳〜44歳はほぼ横ばいであり，45歳〜54歳に低下の兆をしめし，55歳以降は急速に低下するのであって，すなわち年齢にかんして逆U字型をしめす[16]。

16) *Handbook*, p. 21.

さて表1.16の従属変数は労働力化確率であったが，従属変数として具体的な労働時間数を導入し，説明変数をさらに増やして回帰分析を試みたのが，表1.17である。補足説明をすれば，1980年センサスに現われた25歳～55歳男子23,059人の労働供給を分析したものであり，分析標本数は23,059だが，この他に年間労働時間ゼロの観察標本992が存するので，この標本集団の労働力率は95.9%〔=23,059÷(23,059+992)〕である。従属変数平均（括孤内は標準偏差）は週労働時間数が43.41（9.26），年間労働週数が48.89（8.08），年間労働時間数が2,131.07（579.26）である。独立変数の数は27だが，そのほとんど(21)はダミー変数である。

Table 1.17

Ordinary least-squares estimates of male hours and weeks worked equations fitted to data from 1/1000 sample of the 1980 U.S. Census of Population.

Independent variable		Dependent variable		
Mean and standard deviation	Definition	Weekly hours	Weeks per year	Annual hours
	Constant	36.2	34.91	1194.88
9.53	Average hourly earnings	−0.226	−0.107	−13.78
(10.00)	in dollars	(0.006)	(0.005)	(0.36)
0.477	Interest, dividend, and	0.089	0.010	4.62
(2.318)	rental income in thousands of dollars	(0.026)	(0.022)	(1.57)
0.307	Other income of the indi-	−0.214	−1.141	−55.38
(1.502)	vidual in thousands of dollars	(0.039)	(0.034)	(2.40)
5.978	Family income minus male	−0.027	0.001	−1.17
(7.547)	head's in thousands of dollars	(0.008)	(0.007)	(0.52)
37.98	Age in years	0.385	0.471	38.33
(8.89)		(0.072)	(0.062)	(4.40)
1521.3	Age squared in years	−0.005	−0.005	−0.43
(704.0)		(0.001)	(0.001)	(0.06)
0.46	1 = Completed high school	1.098	2.200	132.61
(0.50)		(0.229)	(0.198)	(14.06)
0.46	1 = Completed any college	2.152	3.020	219.20
(0.50)	education	(0.237)	(0.205)	(14.57)
0.43	1 = Any children aged	0.199	0.237	20.70
(0.74)	0–6 years	(0.090)	(0.078)	(5.55)
0.82	1 = Any children aged	0.133	0.044	7.55
(1.06)	7–16 years	(0.062)	(0.054)	(3.83)
0.84	1 = Married and spouse	1.068	1.803	121.47
(0.36)	present	(0.197)	(0.170)	(12.09)
0.02	1 = Married and spouse	1.044	0.112	59.41
(0.15)	absent	(0.424)	(0.366)	(26.04)
0.05	1 = Hispanic	−1.981	−1.711	−160.51
(0.21)		(0.284)	(0.245)	(17.44)
0.07	1 = Black	−2.736	−1.549	−190.34
(0.26)		(0.229)	(0.198)	(14.05)

0.02	1＝Not White nor Black	−1.508	−1.489	−130.32
(0.15)	nor Hispanic	(0.390)	(0.337)	(23.94)
0.06	1＝Self-employed	4.473	−0.260	219.20
(0.24)		(0.246)	(0.213)	(15.12)
0.19	1＝Employed by local, state,	−1.133	0.274	−43.94
(0.39)	or Federal government	(0.152)	(0.131)	(9.30)
0.05	1＝Health disability	−1.342	−5.312	−262.86
(0.22)		(0.262)	(0.226)	(16.05)
0.83	1＝Lived in a metropolitan	−0.518	0.679	2.68
(0.38)	area	(0.160)	(0.138)	(9.79)
0.06	1＝Lived in New England	0.400	0.095	26.98
(0.23)		(0.289)	(0.250)	(17.76)
0.16	1＝Lived in Mid-Atlantic	−0.434	0.608	4.81
(0.37)	states	(0.213)	(0.183)	(13.04)
0.19	1＝Lived in East North	0.731	0.639	64.99
(0.39)	Central states	(0.205)	(0.177)	(12.60)
0.07	1＝Lived in West North	0.546	0.599	53.11
(0.26)	Central states	(0.267)	(0.231)	(16.40)
0.16	1＝Lived in South Atlantic	0.475	0.897	62.03
(0.37)	states	(0.214)	(0.185)	(13.14)
0.06	1＝Lived in East South	0.065	0.253	20.39
(0.23)	Central states	(0.290)	(0.251)	(17.85)
0.10	1＝Lived in West South	1.492	0.879	112.58
(0.30)	Central states	(0.241)	(0.208)	(14.82)
0.05	1＝Lived in Mountain states	0.143	0.251	21.34
(0.23)		(0.294)	(0.254)	(18.05)
	R^2	0.096	0.117	0.130

表1.17の計測結果にたいするペンカベルの判断はこうである。①平均時間収入１ドルの増加は年間労働時間数を約14時間減少せしめ，また時間収入の変化にたいする感応度は，週労働時間数の方が年間労働週数よりも大きい。ただしパラメーターの負値の含意はかならずしも分明でない。というのも平均時間収入は年間収入額を年間労働時間数で除したものだが，この収入額には自営者所得が含まれているだけでなく，年間労働時間数の計測誤差の影響も考えられるからである。②利子・配当・賃料所得は，労働時間にたいして微少ながら正の相関をしめす。③他の所得（公的扶助・社会保障給付）は労働時間にたいして負の相関をしめす。④年齢変数の係数符号は，１次の変数をとれば正，２次（２乗）の変数をとれば負であるから，年齢・労働時間の関係は逆U字型と考えられるが，労働時間の最大値は44歳周辺にある。⑤他のダミー変数については，たとえば高学歴者，小さい子供をもつ親，既婚者，非スペイン系白人，自営業者，非政府雇用者は，そうでないものに比して労働時間の長い傾向があり，また労働時間は地域によって若干の変動がある。ただし決定係数は9.6%〜13.0%の大きさにすぎないので，ペンカベルは労働時間変動の実証研究にも限界のある点を指摘している[17]。

最後にペンカベルは，男子年間労働時間を2,000時間（週40時間×50週）とする俗説に

17）*Handbook*, pp. 24〜25.

Table 1.18

Percentage distribution of hours worked in 1974 according to hours worked in 1967.

		Hours in 1967							
		0–1499	1500–1849	1850–2149	2150–2499	2500–2999	3000–3499	≥ 3500	
Percent of observations in 1967		5.5	7.0	29.0	23.7	19.3	9.4	6.0	100
Hours in 1974	0–1499	35.7	16.7	10.1	8.7	5.0	8.1	7.4	
	1500–1849	12.4	26.1	10.5	10.7	8.5	2.5	7.6	
	1850–2149	14.7	31.7	49.5	28.2	20.7	17.3	11.9	
	2150–2499	14.1	15.1	18.1	28.6	27.4	15.3	9.7	
	2500–2999	13.5	4.8	7.8	16.1	23.3	30.2	17.1	
	3000–3499	5.9	3.0	2.4	5.8	9.6	18.0	23.1	
	≥ 3500	3.7	2.6	1.6	1.8	5.6	8.6	23.2	
Total		100	100	100	100	100	100	100	

たいして，労働時間は同一年でも個人により，また同一人でも年により変動の大きいことをしめす。表1.18は，最初の面接時（1968年）に既婚であり，1967年と1974年の両年に最低250時間は働いた2,209人の男子について，その両年の労働時間を調べたものである。表の読み方は，たとえば1967年の労働時間が0～1,499時間であったもの（調査対象の5.5％）のうち，1974年の労働時間がおなじく0～1,499時間であったものの比率は35.7％であり，それが1,500～1,849時間であったものの比率は12.4％である，というごとくである。主対角線の数値（両年の労働時間数がおなじものの比率）が他の数値より概して大きいようだが，比較的短時間層（1967年において1,500～1,849時間）では，時間数の増加したもの（1974年において1,850～2,149時間）の比率が最大であり，逆に比較的長時間層（1967年において2,500～2,999時間および3,000～3,499時間）では，時間数の減少したもの（1974年において2,150～2,499時間および2,500～2,999時間）の比率が最大である。ペンカベルはこれを「平均へのなんらかの回帰」とみている[18]。

3.　理論的枠組

§1.　標準モデル

さていよいよ以上の経験的事実を理解するための理論の検討に入る。

所与の財を市場販売用と直接消費用に2分する消費者需要モデルに倣い，まずは一定時間 T を市場労働時間 h と他の活動時間（余暇時間）l とに2分する。個人特性（年齢，

18）*Handbook*, p. 26.

人種など）を A，消費する諸財を x，労働時間を h，個人趣好を ε とすると，労働供給に関わる変数・パラメーター値を知る個人は，以下のような「良好な」(well-behaved)，すなわち実質価値をもち・連続的で・準凹の効用関数を有する。

$$U=U(x, h; A, \varepsilon). \tag{3}$$

ε は，それを趣好成分（taste component）とよぼうと家計生産（home production）能力とよぼうと，外部からは観察できず，表1.17の労働時間数の個人間変動を説明するものがあるとすれば，おそらくこれであろう[19]。

観察労働時間の近傍では，U の x についての偏導関数は正，h についてのそれは負であろう。諸財の相対価格が不変であれば，x はヒックスのいう合成財である。h については，自営者の場合には直接に，雇用者の場合には企業をつうじて間接に，労働サービスを消費者に売る。市場労働の総報酬 C は市場労働時間の増加関数であり，$C=C(h)$ と書く。時間賃率 w が一定であれば，もちろん $C(h)=wh$ である。いま x の単位価格 p を一定とし，非労働所得を y とすれば，その予算制約は

$$px=wh+y, \tag{4}$$

であり，それは p, w, y にかんして線型・ゼロ次同次である。個人は，予算制約(4)の条件下に式(3)を極大化する $x(>0)$ と $h(\geq 0)$ を選択することになる。

もし夫婦の場合であれば，夫の効用は夫の労働時間（h_1）と妻の労働時間（h_2）に依存し

$$U=U(x_1, h_1, h_2; A, \varepsilon), \tag{5}$$

と表わされる。妻の効用も同様であり，夫婦が所得と支出をプールする場合には，夫婦それぞれの時間賃率を w_1 と w_2，消費する財を x_1 と x_2，その価格を p_1 と p_2 とすれば，この夫婦の予算制約は

$$p_1x_1+p_2x_2=w_1h_1+w_2h_2+y, \tag{6}$$

となる。制約条件下の効用極大化の解は，夫婦の場合「ひとつの交渉問題」とも考えられるが，その解を得るには，ある種の前提が必要となる。その前提とは，「良好な」集計的家計効用関数を仮定せしめる社会選択の存在であって，具体的には，世帯主は全世帯員の厚生を統合するとして，家計効用関数を世帯主効用関数と同一視することであろう。その際世帯主の時間配分は，自己の賃金率だけでなく配偶者の賃金率にも依存して決定される[20]。

19）*Handbook,* p. 26.

20）*Handbook,* pp. 27～28.

さて式(3)を極大化するという単身者の場合に戻ろう。まず労働時間の内部解（$h>0$）と境界上の解（$h=0$）の区別は大切である。解が内部解だとすれば，制約(4)の条件下の式(3)の極大化の1階の条件は，財の労働時間にたいする限界代替率（m）の負値が，実質賃金率に学しいことであるから

$$\frac{w}{p}=-m(x,\ h;\ A,\ \varepsilon)=-\frac{\partial U/\partial h}{\partial U/\partial x}, \tag{7}$$

となる。予算制約(4)より h または x を求めて式(7)に代入すれば，h または x に代って y が導入され，誘導方程式として以下の財需要関数と労働時間関数がえられる。

$$\left.\begin{array}{l} x=x(p,\ w,\ y;\ A,\ \varepsilon) \\ h=h(p,\ w,\ y;\ A,\ \varepsilon) \end{array}\right\},\ if\ h>0. \tag{8}$$

いまここで留保賃金 w^* を考えてみる。それは，個人により（すなわち無差別曲線が異なれば）異なり，所与の A と ε のもとでは直接には x に，間接には y に依存し，$w^*=w^*(y,\ A,\ \varepsilon)$ と書ける。実質留保賃金 w^*/p は，$h=0$ の場合の財・労働時間の限界代替率（負値）に等しいから，$w^*/p=-m(x,\ o;\ A,\ \varepsilon)$ と書ける。いうまでもなく留保賃金とは，労働市場参入するか否かの限界点の時間にたいする個人の暗黙の価値（評価）であり，その時間にたいする市場評価（w）が暗黙の価値（w^*）を超えれば，労働市場参入（正値の労働時間提供）がおこなわれる。その逆（$w^*>w$）であれば，全時間が自家消費に留保され，極大化の解は境界上の解（$h=0$）となる。したがって式(7)と式(8)には，次式(9)と(10)が付加されるべきであろう[21]。

$$\text{if } w>w^*,\ \text{then } h=h(p,\ w,\ y;\ A,\ \varepsilon)>0. \tag{9}$$

$$\text{if } w\leq w^*,\ \text{then } h=0. \tag{10}$$

さて式(8)に戻ろう。式(8)は，ゼロ次同次の式(4)から誘導されたものであり，したがって式(8)の x および h の最適値は，p, w, y の等比例的変化にたいして不変である。だが労働供給関数 h については，w の微小変化の h におよぼす効果 $\partial h/\partial w$ が，代替効果 s と所得効果 $h\cdot\partial h/\partial y$ とに分解して分析されるのが一般的である。いわゆるスルツキー方程式がそれである[22]。

21）*Handbook*, pp. 28〜29.

22）念のためスルツキー方程式を導出しておく。

効用関数 $U=U(x,\ h)$，予算制約 $px=wh+y$，ラグランジュ関数 $L=U(x,\ h)+\lambda(px-wh-y)$ とすれば，極値条件は

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda}=px-wh-y=0$$

$$\frac{\partial L}{\partial x}=U_x+\lambda p=0 \qquad \therefore p=-\frac{U_x}{\lambda}$$

$$\frac{\partial L}{\partial h}=U_h-\lambda w=0 \qquad \therefore w=\frac{U_h}{\lambda}$$

極値条件を w にて偏微分すれば

$$p\frac{\partial x}{\partial w}-w\frac{\partial h}{\partial w}-h=0$$

$$U_{xx}\frac{\partial x}{\partial w}+U_{xh}\frac{\partial h}{\partial w}+p\frac{\partial \lambda}{\partial w}=0$$

$$U_{hx}\frac{\partial x}{\partial w}+U_{hh}\frac{\partial h}{\partial w}-\lambda-w\frac{\partial \lambda}{\partial w}=0$$

整理すれば

$$p\frac{\partial x}{\partial w}-w\frac{\partial h}{\partial w}=h$$

$$p\frac{\partial \lambda}{\partial w}+U_{xx}\frac{\partial x}{\partial w}+U_{xh}\frac{\partial h}{\partial w}=0$$

$$-w\frac{\partial \lambda}{\partial w}+U_{hx}\frac{\partial x}{\partial w}+U_{hh}\frac{\partial h}{\partial w}=\lambda$$

行列表示すれば

$$\begin{pmatrix} 0 & p & -w \\ p & U_{xx} & U_{xh} \\ -w & U_{hx} & U_{hh} \end{pmatrix}\begin{pmatrix} \frac{\partial \lambda}{\partial w} \\ \frac{\partial x}{\partial w} \\ \frac{\partial h}{\partial w} \end{pmatrix}=\begin{pmatrix} h \\ 0 \\ \lambda \end{pmatrix}$$

クラーメルの公式により

$$\frac{\partial h}{\partial w}=\frac{\begin{vmatrix} 0 & p & h \\ p & U_{xx} & 0 \\ -w & U_{hx} & \lambda \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 0 & p & -w \\ p & U_{xx} & U_{xh} \\ -w & U_{hx} & U_{hh} \end{vmatrix}}=\frac{\begin{vmatrix} 0 & -\frac{U_x}{\lambda} & h \\ -\frac{U_x}{\lambda} & U_{xx} & 0 \\ -\frac{U_h}{\lambda} & U_{hx} & \lambda \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 0 & -\frac{U_x}{\lambda} & -\frac{U_h}{\lambda} \\ -\frac{U_x}{\lambda} & U_{xx} & U_{xh} \\ -\frac{U_h}{\lambda} & U_{hx} & U_{hh} \end{vmatrix}}=\frac{-\frac{h}{\lambda}\begin{vmatrix} U_x & U_{xx} \\ U_h & U_{hx} \end{vmatrix}+\frac{\lambda}{\lambda^2}\begin{vmatrix} 0 & U_x \\ U_x & U_{xx} \end{vmatrix}}{\frac{1}{\lambda^2}\begin{vmatrix} 0 & U_x & U_h \\ U_x & U_{xx} & U_{xh} \\ U_h & U_{hx} & U_{hh} \end{vmatrix}}$$

$$=-\frac{\lambda h(U_xU_{hx}-U_hU_{xx})}{|U|}-\frac{\lambda U_x^2}{|U|}\cdots\cdots①$$

ただし $|U|=\begin{vmatrix} 0 & U_x & U_h \\ U_x & U_{xx} & U_{xh} \\ U_h & U_{hx} & U_{hh} \end{vmatrix}$

つぎに極値条件を y にて偏微分すれば

$$p\frac{\partial x}{\partial y}-w\frac{\partial h}{\partial y}-1=0$$

$$\frac{\partial h}{\partial w}=s+h\frac{\partial h}{\partial y}. \tag{11}$$

ここに代替効果とは，財と非労働時間の相対価格比の変化にもかかわらず同一効用水準を確保せしめうる所得が補償される（income-compensated）という条件下での，すなわち同一無差別曲線上という条件下での賃金変化の労働時間におよぼす効果であり，理論上は正値に限定される。いいかえれば，賃金率上昇→非市場労働時間の価格上昇→同時間の消費抑制→市場労働時間の増加，という動きを意味する。他方所得効果は，賃金率上昇→所得増加→効用物の消費増加（不効用物の消費抑制），という動きを意味する。市場労働は不効用物であり，非市場労働時間は効用物であるから，後者が正常財であるかぎりは，市場労働時間にたいする所得効果は負である。所得補償されるという条件を外した，すなわち所得補償されない（uncompensated）という条件下での賃金変化の労働時間におよぼす効果は，かかる代替効果（正）と所得効果（負）を合成したものであるから，その符号は両効果の絶対値の大きさに依存し，不確定である[23]。

方程式(11)を弾力性のタームでしめすために両辺を h/w で割り，左辺を $E=(\partial h/\partial w)(w/h)$，右辺第1項を $E^*=(sw)/h$，右辺第2項を $(mpe)=w\cdot\partial h/\partial y$ と表わせば

$$E=E^*+(mpe), \tag{12}$$

が得られる。ここに $E\lesseqgtr 0$ は労働時間の所得補償されざる賃金弾力性，$E^*>0$ は労働時間の所得補償されたる賃金弾力性，mpe は非賃金所得の限界稼得性向（marginal propensity to earn）ないし「総所得弾力性」（"total income elasticity"）である。もし財と非労働時間がともに正常財であれば $(\partial x/\partial y>0,\ -\partial h/\partial y>0)$，$mpe$ は負だが，その絶対値は1より小さい $(-1<mpe<0)$。もし非労働時間が劣等財なら，mpe は正となり，非賃金所得増加1ドルは財消費を1ドル以上増やす。

$$U_{xx}\frac{\partial x}{\partial y}+U_{xh}\frac{\partial h}{\partial y}+p\frac{\partial \lambda}{\partial y}=0$$

$$U_{hx}\frac{\partial x}{\partial y}+U_{hh}\frac{\partial h}{\partial y}-w\frac{\partial \lambda}{\partial y}=0$$

前と同様に行列表示してクラーメルの公式を用いれば

$$\frac{\partial h}{\partial y}=-\frac{\lambda(U_xU_{hx}-U_hU_{xx})}{|U|}\cdots\cdots②$$

①に②を代入し，かつ $s=-\frac{\lambda U_x^2}{|U|}$ とおけば

$$\frac{\partial h}{\partial w}=s+h\frac{\partial h}{\partial y}$$

23) *Handbook*, pp. 29～30.

最後に式(8)を式(3)に代入すれば，効用を直接 x と h によってではなく，間接に p, w, y によって表わす間接効用関数がえられる。

$$V=V(p,\ w,\ y\,;\ A,\ \varepsilon). \tag{13}$$

すでにみたように式(8)の x と h の最適値は，p, w, y の等比例的変化にたいして不変であったから，式(13)の効用極大値もまた不変であり，したがって式(13)は p, w, y にかんしてゼロ次同次である。いま式(3)と式(4)よりラグランジュ関数をつくり，また式(8)を使って式(13)を書き直し，それぞれに偏微分して展開すれば，$\partial V/\partial p=-\lambda x$，$\partial V/\partial w=\lambda h$，$\partial V/\partial y=\lambda$，となるから[24]，式(13)の極大値不変は証明される（λ はラグランジュ乗数）。これより以下はすぐに得られる。

24）この導出は以下のとおり。注22）と同様にラグランジュ関数 $L=U(x,\ h)-\lambda(px-wh-y)$ をつくり，極値条件を求める

$$\frac{\partial L}{\partial x}=\frac{\partial U}{\partial x}-\lambda p=0 \qquad \therefore \frac{\partial U}{\partial x}=\lambda p \cdots\cdots\cdots\cdots ①$$

$$\frac{\partial L}{\partial h}=\frac{\partial U}{\partial h}+\lambda w=0 \qquad \therefore \frac{\partial U}{\partial h}=-\lambda w \cdots\cdots\cdots ②$$

ところで間接効用関数は $V=V(p,\ w,\ y)$，即ち $V=U[x(p,\ w,\ y),\ h(p,\ w,\ y)]$ であるから

$$\frac{\partial V}{\partial w}=\frac{\partial U}{\partial x}\cdot\frac{\partial x}{\partial w}+\frac{\partial U}{\partial h}\cdot\frac{\partial h}{\partial w}\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots ③$$

$$\frac{\partial V}{\partial p}=\frac{\partial U}{\partial x}\cdot\frac{\partial x}{\partial p}+\frac{\partial U}{\partial h}\cdot\frac{\partial h}{\partial p}\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots ④$$

$$\frac{\partial V}{\partial y}=\frac{\partial U}{\partial x}\cdot\frac{\partial x}{\partial y}+\frac{\partial U}{\partial h}\cdot\frac{\partial h}{\partial y}\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots ⑤$$

制約条件 $px=wh+y$ より

$\frac{\partial}{\partial w}(px)$ をとれば　$$p\frac{\partial x}{\partial w}=h+w\frac{\partial h}{\partial w}\cdots\cdots\cdots ⑥$$

$\frac{\partial}{\partial p}(px)$ をとれば　$$x+p\frac{\partial x}{\partial p}=w\frac{\partial h}{\partial p}\cdots\cdots\cdots ⑦$$

$\frac{\partial}{\partial y}(px)$ をとれば　$$p\frac{\partial x}{\partial y}=w\frac{\partial h}{\partial y}+1\cdots\cdots\cdots ⑧$$

③に①②を代入すれば

$$\frac{\partial V}{\partial w}=\lambda p\frac{\partial x}{\partial w}-\lambda w\frac{\partial h}{\partial w}=\lambda\left(p\frac{\partial x}{\partial w}-w\frac{\partial h}{\partial w}\right)$$

⑥より $h=p\frac{\partial x}{\partial w}-w\frac{\partial h}{\partial w}$　　$\therefore \frac{\partial V}{\partial w}=\lambda h$

④に①②を代入すれば

$$\frac{\partial V}{\partial p}=\lambda p\frac{\partial x}{\partial p}-\lambda w\frac{\partial h}{\partial p}=\lambda\left(p\frac{\partial x}{\partial p}-w\frac{\partial h}{\partial p}\right)$$

$$-\frac{\partial V/Vp}{\partial V/\partial y}=x(p,\ w,\ y\ ;A,\ \varepsilon),$$
$$\frac{\partial V/\partial w}{\partial V/\partial y}=h(p,\ w,\ y;\ A,\ \varepsilon). \tag{14}$$

式(14)はロアの恒等式（Roy's Idendity）であり，間接効用関数たる式(13)式が特定できれば，式(8)の財需要方程式と労働供給方程式も特定できる[25]。

---

⑦より $-x=p\frac{\partial x}{\partial p}-w\frac{\partial h}{\partial p}$　　$\therefore\frac{\partial V}{\partial p}=-\lambda x$

⑤に①②を代入すれば

$$\frac{\partial V}{\partial y}=\lambda p\frac{\partial x}{\partial y}-\lambda w\frac{\partial h}{\partial y}=\lambda\left(p\frac{\partial x}{\partial y}-w\frac{\partial h}{ey}\right)$$

⑧より $1=p\frac{\partial x}{\partial y}-w\frac{\partial h}{\partial y}$　　$\therefore\frac{\partial V}{\partial y}=\lambda$

25）なお式(8)の財需要方程式と労働供給方程式とは，対称性を有し，$(\partial x/\partial w)\overline{U}=-(\partial h/\partial p)\overline{U}$ が成立する。ここに $\overline{U}$ は，効用水準一定のもとでの純粋な価格変化効果，すなわち代替効果のみをしめす。念のためにその証明を書く。注22）を想起してラグランジュ関数の極値条件を求めれば

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda}=px-wh-y=0$$
$$\frac{\partial L}{\partial x}=U_x+\lambda p=0 \qquad \therefore\ p=-\frac{U_x}{\lambda}$$
$$\frac{\partial L}{\partial h}=U_h-\lambda w=0 \qquad \therefore\ w=\frac{U_h}{\lambda}$$

まず極値条件を w にて偏微分して整理し，行列表示すれば

$$\begin{pmatrix} 0 & p & -w \\ p & U_{xx} & U_{xh} \\ -w & U_{hx} & U_{hh} \end{pmatrix}\begin{pmatrix} \frac{\partial\lambda}{\partial w} \\ \frac{\partial x}{\partial w} \\ \frac{\partial h}{\partial w} \end{pmatrix}=\begin{pmatrix} h \\ 0 \\ \lambda \end{pmatrix} \qquad \therefore\ \frac{\partial x}{\partial w}=\frac{\begin{vmatrix} 0 & h & -w \\ p & 0 & U_{xh} \\ -w & \lambda & U_{hh} \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 0 & p & -w \\ p & U_{xx} & U_{xh} \\ -w & U_{hx} & U_{hh} \end{vmatrix}}$$

展開すれば

$$\frac{\partial x}{\partial w}=\frac{\lambda h(U_xU_{hh}-U_hU_{xh})}{|U|}+\frac{\lambda(U_xU_h)}{|U|}\cdots\cdots\cdots\cdots①$$

つぎに極値条件を p にて偏微分して整理し，行列表示すれば

$$\begin{pmatrix} 0 & p & -w \\ p & U_{xx} & U_{xh} \\ -w & U_{hx} & U_{hh} \end{pmatrix}\begin{pmatrix} \frac{\partial\lambda}{\partial p} \\ \frac{\partial x}{\partial p} \\ \frac{\partial h}{\partial p} \end{pmatrix}=\begin{pmatrix} -x \\ -\lambda \\ 0 \end{pmatrix} \qquad \therefore\ \frac{\partial h}{\partial p}=\frac{\begin{vmatrix} 0 & p & -x \\ p & U_{xx} & -\lambda \\ -w & U_{hx} & 0 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 0 & p & -w \\ p & U_{xx} & U_{xh} \\ -w & U_{hx} & U_{hh} \end{vmatrix}}$$

§2. 集　計　化

さて以上の標準モデルは本来単一個人にかんするものだが，実際には特定職種・産業ないし経済全体の平均労働時間を従属変数として，集計データの適用がおこなわれてきている。だがその際２つの問題がおこる。その第１は，すべての個人が極大化の内部解をもつとしても個人の労働供給関数をマクロ的にどう集計するかであり，その第２は，内部解をもつ個人と境界上の解をもつ個人とが共存する場合の集計化はどのようにおこなわれるかである。

第１点については，消費者需要理論では財価格はすべての消費者にとって同一だが，労働供給理論では賃金率や非労働所得は個人により異なるため，現実には平均（たとえば算術平均）がもちいられる。限界稼得性向（$mpe=w\cdot\partial h/\partial y$）は，賃金率や非賃金所得から独立して各人同一とされる。また財需要関数は賃金率と非賃金所得について線型とされる[26)]。

第２点は難点だが，それだけに無理な仮定をしいられる。すなわち各個人は同一の非労働所得と個人特性をもち，また同一の財価格と賃金率に直面するが，趣向だけは異にするというものである（観察可能変数 y, A, p, w は同一，観察不能変数 ε は変化）。いま母集団における ε の密度関数を $f(\varepsilon)$ とし，その生みだす留保賃金 w^* の分布を密度関数 $\phi(w^*)$ でしめし，その累積分布を $\Phi(w^*)$ でしめすと，$w^*\leqq\overline{w}^*$ である $\overline{w}^*$ について，$\Phi(\overline{w}^*)$ は $\overline{w}^*$ の確率をしめす。式(9)でしめしたように，$w>w^*$ であれば個人は正の市場労働時間を提供するから，母集団の労働力率（π）は，$w^*=w$ であるごとき w^*の累積分布の値であって

展開すれば

$$\frac{\partial h}{\partial p}=\frac{\lambda x(U_xU_{hx}-U_hU_{xx})}{|U|}-\frac{\lambda(U_xU_h)}{|U|}\cdots\cdots\cdots\cdots\text{②}$$

いま効用水準一定の代替効果のみを考えれば

$$\text{①より}\ (\partial x/\partial w)_{\overline{U}}=\frac{\lambda(U_xU_h)}{|U|}\qquad\text{②より}\ (\partial h/\partial p)_{\overline{U}}=-\frac{\lambda(U_xU_h)}{|U|}$$

$$\therefore\ (\partial x/\partial w)_{\overline{U}}=-(\partial h/\partial p)_{\overline{U}}$$

なお極値条件を y にて偏微分して $\partial x/\partial y$ と $\partial h/\partial y$ を求めれば

$$\frac{\partial x}{\partial y}=\frac{\lambda(U_xU_{hh}-U_hU_{xh})}{|U|},\qquad\frac{\partial h}{\partial y}=-\frac{\lambda(U_xU_{hx}-U_hU_{xx})}{|U|}$$

であるから，$\dfrac{\partial x}{\partial w}$の所得効果は $h(\partial x/\partial y)$，$\dfrac{\partial h}{\partial p}$のそれは $-x(\partial h/\partial y)$ と示される。

26）*Handbook*, p. 32.

$$\pi(p,\ w,\ y,\ A)=\Phi(w\ ;\ p,\ y,\ A),$$

と書かれる。労働力率は，各個人について同一とされた諸変数（$p,\ w,\ y,\ A$）の関数である。ところで累積分布関数は当然に単調非減少関数であるから，$\underline{w}^*<\overline{w}^*$ ならば $\Phi(\underline{w}^*)\leq\Phi(\overline{w}^*)$ であり，賃金率増加が労働力率を減ぜしめることはない。

$$\frac{\partial\pi}{\partial w}=\frac{\partial\Phi(w)}{\partial w}=\phi(w)\geq 0,$$

はそのことをしめす。その際労働力率がどの程度変化するかは，$w^*=w$ の近傍における密度関数 $\phi(w^*)$ の形状による[27]。

さて集計的労働供給研究の代表的従属変数は，雇用者1人当たりの平均労働時間であって，次式でしめされよう。

$$E\,(h|w>w^*)=\frac{\int h(p,\ w,\ y\ ;\ A,\ \varepsilon)f(\varepsilon)\mathrm{d}\varepsilon}{\pi(p,\ w,\ y,\ A)}.$$

積分は就業者全員におよび，労働時間関数は式(8)の内部解に対応するが，その際母集団全員について $w>w^*$（すなわち $\pi=1$）でないかぎり，前式 $E(h|w>w^*)$ の偏導関数は式(8)の偏導関数と同一ではない。3の§1で論じた所得効果と代替効果がかかわるのは，$\pi=1$ の式(8)の場合である。そうでない場合に，平均労働時間を平均賃金率および非賃金所得に回帰せしめ，その推計値を所得効果や代替効果のタームで解釈するのは，①変数変化の以前以後をつうじて就業していたものの労働時間におよぼす効果と，②母集団内の就業者・非就業者構成におよぼす効果とを混同せしめることとなろう。ただし労働力率が1に近い壮年男子に標本を限定すれば，解の異なる（内部解もしくは境界上の解を有する）個人の集計化の実害は乏しいであろう[28]。

性・年齢の相違を超えた集計化には，さらに難点がある。ミクロの研究では，観察不能要因 ε の相違を考慮してすら，男女の効用関数にはそれ以上の相違があるという。たとえば今世紀の合衆国の男女計労働力率は大して変わっていないが，性別労働力構成は大きく変わり，女子比率は1900年～1970年に18％から37％へと倍増している。ところで現実の1部の研究は，労働者1人当たり労働時間を平均賃金率に回帰せしめ，それを労働供給方程式の所得効果と代替効果のタームで解釈しようとし，別の研究は，同一の集計データを類似の回帰方程式にあてはめながら，それを労働需要関数パラメーターのタームで解釈し

27）*Handbook*, pp. 32～33.

28）*Handbook*, p. 33.

ようとする。いずれの研究も，労働時間と賃金率との間に負の偏相関をみいだすのだが，前者はそれを負の勾配の労働供給関数をしめすものと解釈し，後者はそれにより非弾力的な労働需要関数を確認しようとする。そこでペンカベルは，かかる研究は，労働供給行動方程式パラメーターについて意味ある証拠を与えるものではないという[29]。

従属変数たる労働供給指標として都市地域労働力率を用いても，また別の集計上の難点が生じる。有名なジェーコブ・ミンサーの研究は，妻の労働力化決意を家族との関係でとらえ，それを所得効果と代替効果の帰結として明確化し，労働供給指標として合衆国既婚婦人の都市地域労働力率を用いたものだが，この手法はその後男子にも踏襲されている。いずれも独立変数（賃金率と非賃金所得）の係数値を式(8)の労働時間方程式の導関数のタームで解釈しているが，それが正しいかどうかは問題であろう。

その意味は次のようである。もし予算制約下の効用極大化を論ずるに適切な期間が，予算制約変数を恒久的（permanent）タームで定義せしめうる生涯（lifetime）期間だとすると，個人は，その制約条件下に自己の生涯中の市場労働期間を決定するが，その労働力化のタイミングを決定する要因は，労働供給にたいして直交的な（orthogonal）性質をもつ。その際個人の労働力化確率は，生涯期間にしめる市場労働期間の比率に等しいと仮定される。この論理連鎖の決定的な点は，かかる仮定上の労働力化確率は，予算制約下の極大化について，母集団のすべての個人が内部解をもつと前提していることにある。事実問題としても，合衆国のほとんどすべての男子は，すくなくとも生涯の１時期には労働力化しており，労働市場退出年齢層にかんする調査（1970年）によっても，同年齢層のうち過去に労働経験のないものは１％にすぎない。さらに生涯予算制約変数は，労働力化タイミングと無相関とはいいきれないし，また経常的な対応変数と厳密に区別されてもいない。そこでペンカベルは，都市労働力率方程式の変数（賃金率と非賃金所得）の係数を式(8)の労働時間関数のパラメーターと解釈することに否定的である[30]。

§3.　非線型予算制約

３の§１標準モデルでは，線型予算制約（提供労働時間のすべてについて賃金率が一定）が前提されているが，現実には賃金率が外生的とはかぎらない。たとえば所定外の割増賃金率が存する場合や生産成果と結びつく賃金報酬の存する場合がそうであって，その

29）*Handbook*, pp. 33〜34.

30）*Handbook*, p. 35.

場合の予算制約は非線型であろう。また個人が税引き後の所得によって資源配分をおこない，しかも税率が所得額に依存する場合も，同様であろう。また労働供給時間数と無関係な固定的費用（職務遂行の必要経費，たとえば交通費など）と便益（たとえば健康保険給付）の存する場合も，同様であろう。

かかる非線型予算制約の存在は標準モデルの修正を必要とするが，非線型には3つの場合が考えられる。その第1は，予算制約が完全に微分可能でかつ凸集合である（たとえばすべての所得水準について累進的な税率が存在する）場合であり，その第2は，予算制約は凸集合だが諸種の所得水準で屈折する区分線型（piecewise linear）の場合であり，その第3は，予算制約が非凸集合である（たとえば逆進的税率や一時払固定費用が存在する）場合である[31]。

まず第1の場合をみよう。予算制約が凸集合でかつ全域で連続的かつ微分可能であるから，労働力化および提供労働時間数の決定には，クーン・タッカー条件が適用できる。いま個人の市場労働総報酬 c が労働時間 h の増加関数であるとし，$c=c(h\,;\,B)$，$c'(h;\,B)>0$，$c''(h\,;\,B)<0$ で表わされるとしよう。B は関数の位置に影響する外生変数である。予算制約 $px=c(h\,;\,B)+y$ の条件下に $U(x,\,h\,;\,A,\,\varepsilon)$ を極大化するために，$x>0$ と $h\geq 0$ が選択されるとしよう。ひとつの内部解は，労働時間の財にたいする限界代替率の負値 $(-m)$ が限界実質報酬に等しい場合であって，

$$\frac{c'(h;\,B)}{p}=-\frac{\partial U/\partial h}{\partial U/\partial x}=-m(w,\,h\,;\,A,\,\varepsilon),$$

と書ける。労働力化については，$c'(o\,;\,B)\leq w^*$ ならば $h=0$ となる。もし予算制約に修正的接近をするとすれば，それは非線型制約を人為的な線型制約に置きかえることであって，かかる接近による労働時間を $\tilde{h}$，財消費を $\tilde{x}$，賃金率を $\tilde{w}=c'(h\,;\,B)$ とすれば，線型化された予算制約は，$p\tilde{x}=\tilde{w}\tilde{h}+\tilde{y}$ となる。ただし $\tilde{y}$ は「線型接近による非賃金所得」である。図1.1をみよ。いまや式(8)の労働時間方程式は，$h=h(p,\,\tilde{w},\,\tilde{y}\,;\,A,\,\varepsilon)$ と書かれよう[32]。

第2の場合はどうか。税率は累進的だが段階的であり，予算制約が段階毎に屈折する線型を描く場合が，これにあてはまる。線型部分の勾配と位置は，税引き後の実質純賃金率と線型接近による実質非賃金所得によって定まる。実質純賃金率（予算制約線の勾配）と限界代替率の負値（無差別曲線の勾配）の接点は，予算制約上のすべての屈接点および線

31）*Handbook*, pp. 36〜37.

32）*Handbook*, p. 37.

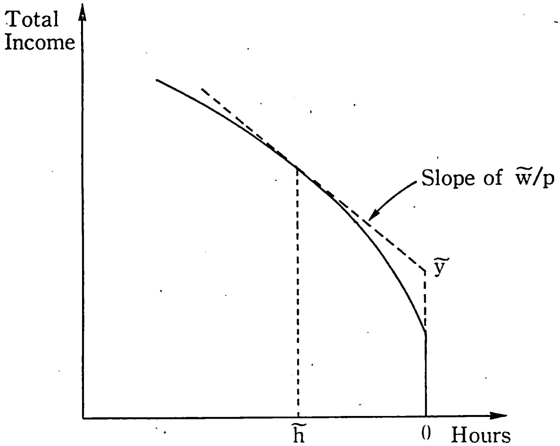

Figure 1.1

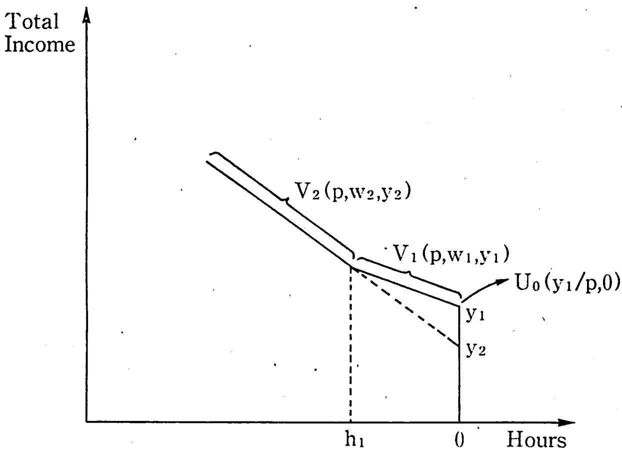

Figure 1.2

型部分上のすべての点について存在しうる。無差別曲線の勾配が，屈接点を挟む両線型部分の勾配と勾配の間の値であれば，効用極大点は屈接点にあろう[33]。

第3の場合はどうか。予算制約は非凸集合なので，第1および第2の場合のような無差別曲線と予算制約との局所的勾配対比では，全域にわたる最適値の確認には不十分である。図1.2および図1.3をみればよい。図1.2は，たとえば相対的低所得層の受けとる福祉

33）*Handbook*, pp. 37〜38.

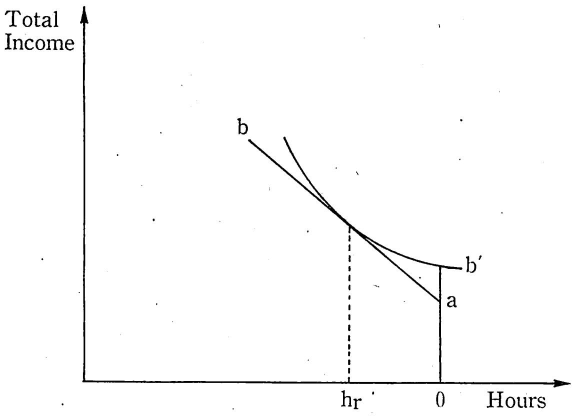

Figure 1.3

所得の暗黙の（implicit）税率が，明示的な税率を超える逆進的な場合をしめす。かかる非凸集合の予算制約下では，個人は，予算制約フロンティアー上のあらゆる位置で自己の効用を評価しなければならない。まず第1段階（$h=0$）では，実質消費は y_1/p，その効用は $U_0(y_1/p, O; A; \varepsilon)$ となろう。第2段階($O<h<h_1$) では，純賃金率は w_1，非賃金所得は y_1 であり，予算制約と無差別曲線の接点（局所極大）が求められる。それが求められれば，極大効用水準は $V_1(p, w_1, y_1; A, \varepsilon)$ となる。第3段階（$h>h_1$）では，純賃金率は w_2，線型接近による非賃金所得は y_2 であり，予算制約と無差別曲線との接点，すなわち極大効用水準 $V_2(p, w_2, y_2; A, \varepsilon)$ が同様に求められる。局所極大が複数であれば，そのうちの最大値が選択される。最大値が内部解になければ，境界上の解（$h=0$）が解となる。なお内部解としての労働時間は，ロワの恒等式

$$(\partial V_i/\partial w_i)/(\partial V_i/\partial y_i)=h(p, w_i, y_i; A, \varepsilon)$$

によって得られる。

最後に図1.3は，労働の固定費用 ab' が存在し，市場労働した場合の予算制約が Oab，市場労働しない場合のそれが Oab' であることをしめす。すなわち市場労働すれば固定費用だけ非賃金所得が低下し，市場労働しなければ固定費用は回避される。また固定費用の一括支払は，労働時間関数の不連続をもたらすかもしれない。というのも提供労働時間数の決定が，市場労働の不効用への補償ではなくて固定費用の回収を意図している場合には，労働時間数が市場賃金率の割には相対的に少ないかもしれないからである。税引き後の純賃金率が十分に高ければ，固定費用を支払うだけでなく労働の不効用をも償うだけの

所得をもたらす労働時間が選択されよう。その最低時間が留保時間（reservation hours）であり図1.3の h_r がそれにあたる。ともあれ予算制約が非凸集合であれば，労働時間関数は，予算制約について連続的ではなくなろう[34)]。

§4. 雇主による労働時間限定

以上のモデルでは，予算制約は，あらゆる可能な労働時間を前提としている。その含意は，市場が全体としてかかる機会集合を提供するということであって，現実に雇主がかかる連続的時間の雇用機会を提供するということではない。だが経済学はかかる含意をすら斥け，伝統的な個人の有効選択とは，通常ないし標準労働時間の労働と非労働との間の選択であるとする。労働を選択した場合の労働時間の決定は，個人の選択ではなくて雇主の裁量（好況期の時間外労働や不況期の時間削減を含めて）による。

かかる状況下の極大化はどうか。本来のそれは，$px=wh+y,\ x>0$ の制約条件下に効用 $U(x, h; A, \varepsilon)$ を最大ならしめる x と h を選ぶことだが，取捨択一的（"take-it-or-leave-it"）時間を $\bar{h}$ とすれば，現実には $h=\bar{h}$ か $h=0$ の選択の問題となる。すなわち働く場合の効用 $\bar{U}=U[(w\bar{h}+y)/p, \bar{h}; A, \varepsilon]$ と働かない場合の効用 $U_0=U(y/p, O; A, \varepsilon)$ との比較の問題となる。かりに $\bar{U}>U_0$ としても，$\bar{h}$ は，自由な選択による最適労働時間を上回ることも下回ることもありうる。$\bar{U}$ ないし $\bar{h}$ は，個人の予算制約と無差別曲線の接点に対応しない。したがってこのモデルは，最適化モデルとは異なる[35)]。

かかる雇主の労働時間限定があるにせよ，個人は，選択的雇用機会の金銭的・非金銭的純利益を勘案して自己の最適値に近い労働時間を提示する雇主を選択するであろうから，逆に雇主は，その提示労働時間を労働者に受け入れさせるには，それだけの補償賃金を与えなければならない。したがって雇主の労働時間限定を前提し，しかも賃金率がその前提と無関係に決定されるとする市場均衡モデルは，誤まっているであろう[36)]。

34）*Handbook*, pp. 38〜40.

35）*Handbook*, p. 41.

36）*Handbook*, p. 41. なお制度的な学問に親しんできたものにとって，この点はとても興味深い。伝統的理論では，賃金率と限界代替率との一致点で労働供給量が決定されるとされているが，実際には賃金率水準は供給ないし需要労働時間数から独立していないだけでなく，賃金・労働時間のパッケージを前提とするのが，最近の傾向であろう。モフィットによれば，予算制約はけっして線型ではないし，労働時間の賃金にたいする２次式的影響の故にその賃金弾力性はより小さいし，また時間配分は双峰分布

さて $\bar{h}$ 時間労働の効用が非労働の効用より大きいとして，自由選択が許された場合の選択労働時間を $h_0=h(p,\ w,\ y;\ A,\ \varepsilon)$ とすると，h_0 はどう推定されるか。論者によっては，職探し（自発的失業）期間も自発的提供労働時間に含め，$h_0=\bar{h}+UN$（UNは失業期間）を考えるものもいれば，失業期間の1部のみをそれに含めうると考えて，

$$\bar{h}=h_0(p,\ w,\ y;\ A,\ \varepsilon)-a(UN), \tag{15}$$

とするものもある。失業期間算入の目的は，以前はより正確な所得効果と代替効果の計測にあったと考えられるのにたいし，最近では計測された失業の非自発性のテストと解釈する向きがある。この解釈では，式(15)の a がゼロであれば失業は自発的非市場時間の別名であり，$a>0$ であれば失業は市場労働選択上の障害にかかわるものとされる[37)]。

だがペンカベルは，係数 a の正かゼロかの決定で解決されるほど問題は単純でないという。もし計測された失業が自発的非市場時間だとすれば，失業時間は，個人の最適時間・所得配分の結果ということになろう。だが家計の食糧支出と衣料支出との間に部分相関があるからとて，食糧・衣料間に支出配分がおこなわれたことになるであろうか。重要なのは a がゼロかどうかではなくて，失業期間（UN）が内生的かどうかであろう。問題を解く鍵は，労働時間方程式には導入されないが，失業期間変動を説明する変数が存在しうるか（一体なにか）という点にあろう。ペンカベルは，かかる変数を知らないという[38)]。

型に近いという。オルトンジとパクソンの2人は，時間・賃金パッケージと結びついた労働市場では，かかる制約条件下の労働者は，転職に際して賃金利得と好ましい労働時間のトレード・オフに直面し，所与の個人的選好の下では，魅力的でない労働時間を要求される仕事に就くには，相応の報酬を求めるとしている。またビドルとザーキンの2人は，賃金・労働時間の関係はドーム型を描くと推定され，また賃金収入・労働時間の関係についての通常の最小2乗法適用は正の偏倚を生ぜしめる故，ヘドニック賃金方程式の推定は操作変数によるべきことを主張している。Robert Moffitt, "The Estimation of a Joint Wage-Hours Labor Supply Model," *Journal of Labor Economics,* Vol. 2, Nr. 4, October 1984; Joseph G. Altonji and Christina H. Paxson, "Labor Supply Preferences, Hours Constraints, and Hours-Wage Trade-offs," *Journal of Labor Economics,* Vol. 6, Nr. 2, April 1988; Jeff E. Biddle and Gary A. Zarkin, "Choice among Wage-Hours Packages: An Empirical Investigation of Male Labor Supply," *Journal of Labor Economics,* Vol. 7, Nr. 4, October 1989.

37) 実際の計測では，横断面データによると，a の推定値は0.78ないし1を超える範囲にあり，時系列データによると，0.36〜0.48（失業変数を外生化した場合）および0.04（失業変数を内生化した場合）であった（*Handbook,* p. 42)。

38) *Handbook.* p. 43.

基本的な問題は，個人の時間配分上の適正賃金率がなにかであろう。消費者にとって価格が同一の財配分の場合と異なって，個人により賃金率の異なる時間配分の場合には，その適正賃金率はよくわからない。たとえば式(15)の左辺 $\bar{h}$ を説明する右辺の w とは，どの水準の賃金率をいうのか。集計レベルでは，雇用されている全労働者の平均賃金を賃金変数とするが，その際すべての個人（雇用時間配分ゼロのものをも含めて）は，同一の外生的賃金に直面するものと仮定されている。そしてどの期間であれ雇用経験をもたぬ個人は，留保賃金 w^* が雇主提示賃金を超える個人であり，「自発的失業」状況にあるとみてよい。だがかかる個人は研究対象から外されている[39]。

§5. ライフ・サイクル・モデル

さて以上の労働供給行動の静学的単一期間モデルにたいして，最近の重要な研究上の発展は，ライフ・サイクル的多期間モデルの出現であろう。このモデルでは，生涯的価格と賃金率が各期間の消費や労働供給を決定し，生涯的消費と労働時間が効用（目的変数）を定義し，また予算制約は，単一期間の所得・支出バランスだけでなく貸借による複数期間の所得・支出再分配をも織りこんだものとなる。過去の貯蓄の利子・配当所得は，静学モデルでは外生的だが，ここでは内生的とされ，真に外生的なのは相続資産や意外の資本収益のみである。式(8)に対応するライフ・サイクル方程式は，t 歳時の消費と労働時間が各（かつすべての）年齢時の価格と賃金率に関連し，将来の予算制約は適正な率で現在価値に割り引かれるというものになろう。

ライフ・サイクル行動の原型は若い夫婦にみられよう。かれらはほとんど無から出発し，長時間（その一部は OJT）働き，多少の資産を貯え，なお長時間働き（すくなくとも夫は），子供（さらには妻）を扶養し，その後労働時間を減らし，やがて資産喰い潰しの生活に入る。合衆国の男子について，労働力化確率，労働時間，時間賃率が年齢にかんして逆U字型を描くのは，そのことをしめす（ただし労働時間のピーク年齢は時間賃率のそれよりも先行する）。賃金率の高いときほど労働時間は長く，ライフ・サイクル・モデルの含意とも一致する。人種別にみると，労働時間および賃金率の年齢にかんする逆U字型プロファイルは，黒人の方が白人よりも平ら（flat）であり，ピーク年齢も黒人の方が白人よりも早い。なおイギリスの男子についても同様の逆U字型がみられるが，肉体労働者と非肉体労働者との比較では，前者の場合は労働時間ピーク年齢が賃金のそれより先行

39）*Handbook*, p. 44.

し，後者の場合は両方のピーク年齢がほぼ一致し，またサイクル全体としてみれば，前者の労働時間は後者のそれより長く，その賃金は後者より低い[40]。

財消費と労働時間の動学的（ライフ・サイクル的）配分にかんする過去の研究には，2つのアプローチがみられるという。その第1は，慣習持続とストック調整を考え方の基本とし，t 期の個人効用関数がその前期の消費と労働時間に依存するとする。アプローチとしては古いが，そこには生涯効用関数を異時点的に強く分離できないという難点がある[41]。第2は，逆の仮説に依拠するもので，このアプローチによる研究の方がはるかに多い。

その特徴をみよう。いま生涯効用関数が時間にかんして加法的であり，また t 期の効用 U_t が t 期の財消費 x_t と労働時間 h_t の厳密な凹関数 $U_t(x_t, h_t\,;\,A_t, \varepsilon_t)$ だとしよう。ただし A_t は観察可能の個人特性，ε_t は観察不能要因である。時間選好率を ρ，生涯を $N+1$ 期とすると，生涯効用関数は

$$\sum_{t=0}^{N}(1+\rho)^{-t}U_t(x_t, h_t\,;\,A_t, \varepsilon_t), \tag{16}$$

と書ける。さらに初期の富を K_0，利子率を r（便宜上不変）とし，遺産の存在を無視すれば，生涯予算制約は

$$K_0+\sum_{0=t}^{N}(1+r)^{-t}(w_th_t-p_tx_t)=0, \tag{17}$$

となる。制約条件(17)の下に目的関数(16)を最大ならしめるとしよう（ただし各期間について $x_t>0$，$h_t\geq 0$）。ラグランジュ乗数を λ_0 とすれば，ラグランジュ関数は $L=$式(16)$+\lambda_0\times$式(17)と書けるから，極大のための1階の条件は

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda_0}=K_0+\sum_{t=0}^{N}(1+r)^{-t}(w_th_t-p_tx_t)=0$$

$$\frac{\partial L}{\partial x_t}=(1+\rho)^{-t}\frac{\partial U_t}{\partial x_t}+\lambda_0(1+r)^{-t}(-p_t)=0$$

$$\therefore \frac{\partial U_t}{\partial x_t}=\left(\frac{1+\rho}{1+r}\right)^t\lambda_0 p_t$$

$$\frac{\partial L}{\partial h_t}=(1+\rho)^{-t}\frac{\partial U_t}{\partial h_t}+\lambda_0(1+r)^{-t}w_t\leq 0$$

$$\therefore -\frac{\partial U_t}{\partial h_t}\geq\left(\frac{1+\rho}{1+r}\right)^t\lambda_0 w_t$$

である。いうまでもなく1階の条件の1つは式(17)であり，他の2つは，$\theta=(1+\rho)/(1+r)$

40）*Handbook*, p. 45.

41）*Handbook*, p. 46.

とすると，以下のように書ける。

$$\frac{\partial U_t}{\partial x_t}=\theta^t\lambda_0 p_t,\qquad t=0,\ldots,N, \tag{18}$$

$$-\frac{\partial U_t}{\partial h_t}\geq\theta^t\lambda_0 w_t,\ t=0,\ldots,N. \tag{19}$$

λ_0 は，最適効用時における初期の富の限界効用を表わすと考えられる。式(19)については，それが厳密な不等式なら $h_t=0$ であり，それが等式なら $h_t>0$ であり，壮年層の労働力率の高さを前提すれば，式(19)は等式と考えてよいであろう[42]。

前記のラグランジュ関数を p および w にて偏微分すれば，x および h のいずれも $\partial U/\partial x$ および$\partial U/\partial h$ の関数として示されるので，式(18)と式(19)をそれに代入すれば，t 期の消費 x_t と労働時間 h_t を表わす式として

$$x_t=x(\lambda_0\theta^t p_t,\ \lambda_0\theta^t w_t\,;\ A_t,\ \varepsilon_t),\quad t=0,\ldots,N, \tag{20}$$

$$h_t=h(\lambda_0\theta^t p_t,\ \lambda_0\theta^t w_t\,;\ A_t,\ \varepsilon_t),\quad t=0,\ldots,N, \tag{21}$$

が得られる。式(20)と式(21)の実証分析上の意味は，x_t と h_t が他の期間の x と h に結びついて決定されるとすれば，λ_0 をつうじてのみであり，λ_0 をつうじない場合に x_t と h_t を決定するのは，p_t と w_t だという点にある。λ_0 は，x と h の生涯予算制約変数（K_0, p, w）と外生変数（A と ε）の関数であり，その値は個人により異なるが，特定個人の場合，w と p の確実な将来情報がえられるならば，λ_0 は生涯的に一定とみなしうる。また式(21)の w_t による偏微分 $\partial h_t/\partial w_t$ は，賃金・年齢プロファイルに沿った労働時間の賃金変化にたいする反応をしめす[43]。

式(20)と式(21)に現われる2種類の変数（期間内諸変数とライフ・サイクル要素 λ_0）に対応したライフ・サイクル行動モデルをつくるには，需要・供給方程式の特定化（第1段階）と λ_0 決定方程式の定式化（第2段階）が必要であろう。第1段階での問題点は，λ_0 が観察不能だが，w や p と相関する非ランダム変数でもあるので，それを誤差項的に扱うことができないことにある。だが λ_0 は，パネル・データによる推定の際に，時間について1階の差分をとれば容易に説明される「加法的固定効果」(an additive fixed effect) として表わすことはできよう。第2段階での問題は，λ_0 をその決定因子（生涯予

42) *Handbook*, pp. 46〜47.

43) *Handbook*, pp. 47〜48. なお方程式(20)および(21)は，λ_0 一定関数ともラグナー・フリッシュの需要供給関数とも呼ばれる。凹性が前提され，$\partial h_t/\partial(\lambda_0\theta^t p_t)<0$ であり，また $-\partial h_t/\partial(\lambda_0\theta^t p_t)=\partial x_t/\partial(\lambda_0\theta^t w_t)$ なる対称性を有する。

算制約変数，時間選好率，A_t, ε_t）によってどう説明するかだが，すべての予算制約変数が観察可能ではないので，生涯プロファイルは，各年齢層の所得・賃金データから類推するしかない。λ_0 の明示的な閉じた（closed form）解は得がたいので，近似式がよく利用される。この第2段階の式の特定化と推計は，第1段階ほどすっきりしていないが，賃金のパラメトリックな変化（賃金・年齢プロファイルをシフトさせる変化）におうじた個人の労働供給変化を描くには，λ_0 の知識は基本的である[44]。

ライフ・サイクル・モデルは，変数値の将来的不確実性をうまく処理しているといえよう。1階の条件式(18)と(19)について

$$\theta^t\lambda_0=\left(\frac{1+\rho}{1+r}\right)^t\lambda_0=\lambda_t$$

と置けば，以下の式がえられる。

$$\frac{\partial U_t}{\partial x_t}=\lambda_t p_t, \tag{22}$$

$$-\frac{\partial U_t}{\partial h_t}=\lambda_t w_t. \tag{23}$$

また$(1+\rho)/(1+r)\cdot\lambda_t=\lambda_{t+1}$ であるから

$$\lambda_t=\left(\frac{1+r}{1+\rho}\right)\lambda_{t+1}, \tag{24}$$

となる。ここに λ_t は，t 期における富の限界効用である。$\theta^t\lambda_0=\lambda_t$ を需要方程式(20)および供給方程式(21)に代入すれば

$$x_t=x(\lambda_t p_t,\ \lambda_t w_t\,;\ A_t,\ \varepsilon_t),\ t=0,\dots,N, \tag{25}$$

$$h_t=h(\lambda_t p_t,\ \lambda_t w_t\,;\ A_t,\ \varepsilon_t),\ t=0,\dots,N, \tag{26}$$

が得られる。ところで式(24)は最適の貯蓄戦略をしめすので，生涯効用は2段階的に考えられよう。その第1は，式(24)にしたがって富の生涯配分をその限界効用が年齢とともに高まるようおこなうという考え方であり，その第2は，所与の期間の富を前提にして期間内の消費と労働時間の配分をおこなうという考え方であり，その基礎には生涯効用関数の強い分離可能性（strong separability）が存する。

将来の賃金率，利子率，時間選好率は不確実なので，新たな情報が期間毎に得られれば，その都度効用極大化プランが修正されるとしよう。それは，期間毎の予算制約下に経常割引期待効用（current and discounted expected utility）を最大ならしめることにある。その解の1階の条件は式(22)と式(23)におなじだが，式(24)は以下のように修正されよ

44）*Handbook*, pp. 48〜49.

う。

$$\lambda_t=(1+\rho)^{-1}E[(1+r)\cdot\lambda_{t+1}],$$

ここに r は $t+1$ 期の期首保有資産の収益率であり，r と λ_{t+1} はランダムであって，$E[(1+r)\cdot\lambda_{t+1}]$ はその共分散と考えられる。もし安定収益率 $\bar{r}$ が存するとすれば，前記の式は

$$\lambda_t\frac{1+\rho}{1+\bar{r}}=E(\lambda_{t+1}) \tag{27}$$

と書ける。式(27)は，$t+1$ 期の富の t 期における期待限界効用が t 期の富の限界効用に依存することを意味する故，マルチンゲールの確率過程[45]を思わせる。ただし $E(\lambda_{t+1})\geq\lambda_t$ が成立すると考えられ，その確率過程は劣マルチンゲールである。式(22)と式(23)から λ_t を求めると，$(\partial U_t/\partial x_t)/p_t$ と $-(\partial U_t/\partial h_t)/w_t$ が得られるが，これもまたマルチンゲールである。

要するに個人は，ライフ・サイクル出発点における変数将来値を考慮して λ_0 を設定しその後新情報が入るにつれ，式(27)により λ_t を修正する。各年齢において式(22)，(23)，(27)を満たすには，最適の消費と労働時間を決定し，富の限界効用をその時の状況に適合させるための当該期間における観察変数の知識が求められる。式(20)と式(21)が完全予測を前提とした実証研究の基礎をなすとすれば，式(25)と式(26)は，予測の不確実性を前提としたものであって，その誤差項は当然に予測誤差を含む[46]。

ライフ・サイクル・モデルは，なお魅力ある特徴をもつ。たとえば静学的労働供給関数の推計では，$h=0$ の時の非賃金所得の正確な指標をどうするかという難点が存するが，このモデルでは，以上にみたようにそれは回避される。また静学モデルでは，労働時間の年齢別類型を説明するのに家族扶養責任のタームによる論理展開が必要だが，ライフ・サイクル・モデルでは，その経験的法則性が明示的に織りこまれる。それはともあれ諸変数の将来予測値が現在の労働力化決定に影響することは否定できないのだから，問題は，第1に，かかる影響が男子労働供給の変動の主たる説明要因であるかどうかであり，第2

45) マルチンゲールとは，確率過程 $\{x_t\}$ について，各 t に対する期待値 $E\{|x_t|\}$ が存在し，$E\{x_{tn+1}|x_{t1},\ldots,x_{tn}\}=x_{tn}$ なる関係がすべての $n\geq1$，$t_1<\cdots<t_{n+1}$ について確率1で成立する場合のことをいう。その際等号が $\geq$ に置きかえられれば劣マルチンゲール，$\leq$ に置きかえられれば，優マルチンゲールである。

46) *Handbook*, p. 50.

に，前記モデルが異時点的な意思決定の基本的性質を反映しているかどうか，ということであろう[47]。いずれこの問題には立ち戻ることになろう。

付記 原稿提出直後に木下富夫著『労働時間と賃金の経済学―― ヘドニック賃金と契約的労働市場モデル』（中央経済社刊，平成2年4月）を入手した。氏はスタンフォード大学の Pencavel 教授の下で学ばれており，氏の著書も，*Handbook* 中の同教授の論文に多く依拠している。参考になるところが多いが，残念ながら氏の著書を本文中に引用することはできなかった。

追記 六十の手習いであってみれば，数学の展開にかんして学部同僚の村田安雄教授および堀江義教授の教示を得た。当然の礼儀としてその旨を明記しておく。

（つづく）

47) *Handbook*, p. 51.