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

Title	労働市場の順位均衡モデルにおける選択順位指標の測定： 労働供給確率関数の識別のために
Sub Title	A method of measuring grade indicator in a succession equilibrium model of labor market
Author	宮内, 環(Miyauchi, Tamaki)
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	2002
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.94, No.4 (2002. 1) ,p.783(219)- 799(235)
JaLC DOI	10.14991/001.20020101-0219
Abstract	
Notes	研究ノート
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-20020101-0219

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.

「三田学会雑誌」94巻4号（2002年1月）

研究ノート

労働市場の順位均衡モデルにおける選択順位指標の測定

――労働供給確率関数の識別のために――

宮内　環

1　問題の所在

筆者はかつて，小尾・宮内（1998），KEO研究会（1992），小尾・中島・宮内（1989）等で示された，労働市場の順位均衡モデルを構成する変数であるところの「労働の選択順位指標」を測定し，この測定値を労働供給確率関数の推定およびモデルのテスト，予測のために用いてきた。「労働の選択順位指標」は労働市場の順位均衡モデルを構成する中核的な概念で，市場において直接に観測される人員単位の雇用量は，「労働の選択順位指標」および労働供給確率関数と不可分な形で記述される。このため，労働供給確率関数の識別のためには，「労働の選択順位指標」の測定が実験計画上最も重要な作業と位置づけられる。しかしながら，上記のいずれの文献においても紙幅の制約もあり，「労働の選択順位指標」の測定について充分な記述を行うことが出来ないでいた。本稿の目的は上記文献のこうした不足を補い，「労働の選択順位指標」の測定の意義と測定結果について報告することを目的としている。

労働市場の順位均衡モデルの意義とその理論構成は小尾（1978）において初めて示された。労働市場の順位均衡モデルでは，労働の供給量および需要量は人員単位で定義され，超過供給としての分析的失業量を示している。言うまでもなく，労働供給量のスケジュールは，時間当たり実質賃金率の関数として叙述される。この時，労働供給量の水準は，ある一定の時間当たり実質賃金率の水準のもとで定義される。他方，労働需要のスケジュールは時間当たり実質賃金率の関数として叙述され，労働需要量の水準は，同様に，ある一定の時間当たり実質賃金率の水準のもとで定義される。失業量は，分析的には，労働の供給量と需要量の差として定義されるから，労働の超過供給量として定義された失業量の大きさを曖昧さなく示すには，ある時間当たり実質賃金率の水準を指定しなくてはならない。

さて，性，年齢，学歴，職歴等の労働の属性をコントロールしてもなお企業規模別の賃

金較差がランダムにではなく系統的に発生していることは，我々の経験するところである。このように系統的賃金較差が存在する労働市場において，超過供給量としての「分析的失業量」を観測値に対応させようとすると，この「分析的失業量」が官庁により報告される「統計的失業量」とどのような関係になっているかを明らかにする必要に迫られることになる。なぜならば，「統計的失業量」とは探職活動をしている無業者の人員数を積算して得られるのだが，労働の属性を一定としても市場には著しい賃金較差があるので，探職活動をしている無業者が，いったいどの水準の賃金率の雇用機会を求めているかが，必ずしも自明ではないからである。

賃金較差がある場合においても，もし

1．実際に雇用されている就業者の賃金分布が与えられ，探職活動をしている無業者の求めている雇用機会の賃金分布が，実際に雇用されている就業者の賃金分布に等しい。
2．賃金分布における各賃金水準の雇用機会への人員単位の供給量および当該雇用機会の需要量が既知である。

という２つの条件が満たされれば，各賃金水準における超過供給量を積算したものが「統計的失業量」，すなわち探職活動をしている無業者の人員数の合計に一致することになる。もし，上記項目１の条件が満たされなくとも，項目２の条件が満足されれば賃金分布の各賃金水準における労働の超過供給量を積算することによって労働市場全体について集計された「分析的失業量」を知ることができよう。

しかし，ここにおいて問題となるのが，賃金分布における各賃金水準の雇用機会への人員単位の供給量をいかにして知ることができるか，である。ある賃金水準の雇用機会の需要量は，まさに当該雇用機会に雇用されている就業者数の観測値に一致していると理解してよい。他方，当該の雇用機会への供給量は，労働の超過供給があるとすればその雇用機会の就業者数の観測値とは明らかに異なるのである。この点は，Keynes (1936) の

「古典派の雇用理論は単純かつ明白なものと思われているが，私の考えでは，実際には議論こそ行われていないけれども，次の二つの基本公準に基礎をおいていた。すなわち，

（I）賃金は労働の［価値］限界生産物に等しい。（中略）

（II）一定の労働量が雇用されている場合，賃金の効用はその雇用量の限界不効用（marginal disutility）に等しい。（中略）

古典派理論によれば，（中略）第一公準は雇用に対する需要表を与え，第二公準はその供給表を与え，雇用量は限界生産物の効用が限界雇用の不効用と均衡する点において決定される。（中略）

現行の貨幣賃金を賃金財で測った値は，労働の限界不効用の正確な指標ではなくなり，第二公準は妥当しないことになる。」

（J.M. ケインズ著 塩野谷裕一訳『雇用・利子お

よび貨幣の一般理論』ケインズ全集7，東洋経済新報社，1983年，第2章p.5～10より抜粋)

という主張と軌を一にする。

以上の議論により明らかなように，労働の超過供給量として定義される「分析的失業」の測定，予測を可能ならしめるためには

1．様々な水準の賃金の就業機会に，どれだけの規模の雇用量が発生するかを示す，賃金分布の発生およびその変動の機構を明らかにする
2．様々な水準の賃金の就業機会への労働供給スケジュールを明らかにする

ことが要請される。小尾（1983)，Obi (1983) は労働市場における賃金較差の発生機構に関する自律度の高いモデルを示すことにより，賃金較差の存在するもとでの労働供給確率方程式および分析的失業の測定を可能とする図式を示した。

ここで労働の供給確率とは，ある賃金率をもつ雇用機会への潜在的供給主体の人員数に対する当該機会へ実際に就業を決意する人員数の比率と理解してよい。賃金較差の存在する労働市場において，労働の供給確率関数を測定しようとする場合には，つぎの点が問題となる。異なる水準の賃金率が成立している労働市場のもとで，ある一定の賃金水準の雇用機会に実際に雇用されている就業者数と，その水準の賃金率の雇用機会への労働の供給確率との対応がつけられなければならない。一定の賃金水準の雇用機会への直接に観測できる就業者数は，当該雇用機会における需要量に対応づけられると考えられるが，一方，賃金率を統御しての雇用の供給確率は労働の供給の側面のみに係わるものである。小尾 (1983)，Obi (1983) は労働市場の順位均衡モデルにおいて，この問題についての間接的な解決を与えたのであるが，本稿では，この問題に対して直接的な方法により労働の供給確率方程式の識別を試みるものである。

2　直接に観測される変数，間接的に観測可能な変数

先行者（leader）部門と続行者（follower）部門，および自営部門の間の賃金較差を叙述する労働市場の順位均衡モデルにおいては，諸変数が表1のように定義されている。先行者部門とは，他部門よりもまっ先に高賃金を提示して，労働の選択順位指標の高い者を集めようとする企業の集合である。続行者部門とは，先行者部門ほど高賃金を示すことはせず，先行者部門に応募した供給主体のもつ労働の選択順位指標よりも，低位の選択順位指標を持つ供給主体に対して雇用機会を提示する企業の集合である。自営部門とは選択順位指標が低いために，続行者部門にも就業できずに，やむなく自営就業している供給主体の部門である。

$L_\ell, L_f, L_d, U, U_\ell, U_f, U_d$ が表2のように定義される時，表1のと表2の諸変数の対応は次の式 (1)～(6) によって示される。(1)

表 1

N	潜在的な労働供給主体の人員総数
w_ℓ	先行者部門の時間当たり実質賃金率
w_f	続行者部門の時間当たり実質賃金率
w_d	自営部門の時間当たり実質所得創出率
G	労働の選択順位指標
G_ℓ	先行者部門の選択する労働の選択順位指標の下限値
G_f	続行者部門の選択する労働の選択順位指標の下限値
$f(G)$	労働の選択順位指標 G の確率密度分布関数
$\nu(G)$	労働の選択順位指標 G の分布関数
	即ち $\nu(G)\equiv\int_G^{G^{max}} f(x)dx$
	ただし G^{max} は労働の選択順位指標 G の最大値
$\mu^e(w)$	雇用の労働供給確率関数
$\mu^d(w_d)$	自営就業の労働供給確率関数

表 2

L^ℓ	先行者部門で雇用される雇用者数
L^f	続行者部門で雇用される雇用者数
L^d	自営部門での就業者数
U	非就業者総数
U^ℓ	先行者部門における潜在的供給者（労働の選択順位指標 G が G^ℓ 以上の潜在的供給者）のうちの非就業者数
U^f	続行者部門における潜在的供給者（労働の選択順位指標 G が G^f 以上 G^ℓ 以下の潜在的供給者）のうちの非就業者数
U^d	自営部門における潜在的供給者（労働の選択順位指標 G が G^f 以下の潜在的供給者）のうちの非就業者数

$$L_\ell=N\nu(G_\ell)\mu^e(w_\ell) \quad (1)$$

$$L_f=N[\nu(G_f)-\nu(G_\ell)]\mu^e(w_f) \quad (2)$$

$$L_d=N[1-\nu(G_f)]\mu^d(w_d) \quad (3)$$

$$U_\ell=N\nu(G_\ell)[1-\mu^e(w_\ell)] \quad (4)$$

$$U_f=N[\nu(G_f)-\nu(G_\ell)][1-\mu^e(w_f)] \quad (5)$$

$$U_d=N[1-\nu(G_f)][1-\mu^d(w_d)] \quad (6)$$

（1） 自営業主および家族従業者は，先行者部門の選択する労働の選択順位指標の下限値よりも高い指標を持つ潜在的供給主体のグループにも，続行者部門の選択する労働の選択順位指標の下限値よりも高い指標を持つ潜在的供給主体のグループにも存在しない，と考える。これは，労働の潜在的供給主体の総数 N の中には，自営業主および家族従業者は続行者部門の選択する労働の選択順位指標の下限値よりも低い指標を持つ潜在的供給主体のグループの中にのみ存在しているということを意味する。すなわち，先行者部門の選択する労働の選択順位指標の下限値 G_ℓ よりも高い指標を持ち，かつ雇用の最低供給賃金率が w_ℓ よりも高く，自営就業している主体（または，続行者部門の選択する労働の選択順位指標の下限値 G_f よりも高い指標を持ち，かつ雇用の最低供給賃金率が w_f よりも高く，自営就業している主体）は雇用労働市場とは非競争的な市場に属していると考え，これらの主体は労働の潜在的供給主体の総数として定義した N からは除かれていることを意味している。

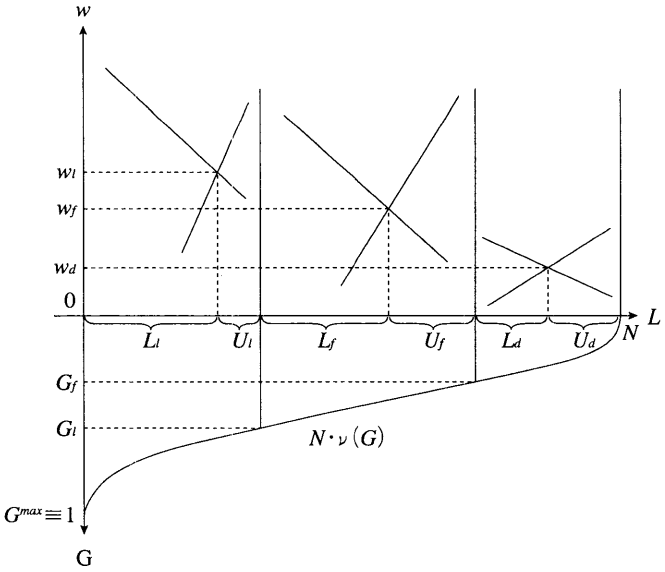

図1：労働市場の順位均衡モデルの人員数と G, w の対応

(1)～(6) 式で示される諸変数の対応が図1に示される。表1および表2で示される諸変数のうち直接に観測可能な変数は N, w_ℓ, w_f, w_d, L_ℓ, L_f, L_d, U である。他方，U_ℓ, U_f, U_d は直接には観測できない。

そこで，ここでは U_ℓ, U_f, U_d の値を推定することが問題となる。U_ℓ, U_f, U_d の値を推定することは供給確率 $\mu(w_\ell)$, $\mu(w_f)$, $\mu(w_d)$ の値を推定することと同値である。これは，L_ℓ, L_f, L_d が直接に観測することができるからである。このことは，次の (7)～(9) 式によって示すことができる。

$$\mu^e(w_\ell)=\frac{L_\ell}{L_\ell+U_\ell} \tag{1}$$

$$\mu^e(w_f)=\frac{L_f}{L_f+U_f} \tag{2}$$

$$\mu^d(w_d)=\frac{L_d}{L_d+U_d} \tag{3}$$

3　U_ℓ, U_f, U_d の推定

労働の潜在的供給主体の総数 N 人は，小尾 (1969) における家計の労働供給理論で導入された核所得者，非核所得者の概念に従って，つぎの2つのグループに分けることにする。

N^p　家計の核所得者の総数

N^n　家計の非核所得者の総数

U_ℓ, U_f, U_d の推定のために，ここで，つぎの二つの仮説 H_1, H_2 を設定する。

H_1：核所得者の労働の選択順位指標 G の確率密度分布関数は，非核所得者の労働の選択順位指標 G の確率密度分布関数と等しい。

H_2：核所得者のグループの雇用の労働供給確率は賃金率の水準にかかわらず一定である。

表 3

直接に観測可能な変数	
L_ℓ^p	核所得者のうち先行者部門で雇用される雇用者数
L_f^p	核所得者のうち続行者部門で雇用される雇用者数
L_d^p	核所得者のうちの自営部門での就業者数
U^p	核所得者のうちの非就業者総数
L_ℓ^n	非核所得者のうち先行者部門で雇用される雇用者数
L_f^n	非核所得者のうち続行者部門で雇用される雇用者数
L_d^n	非核所得者のうちの自営部門での就業者数
U^n	非核所得者のうちの非就業者総数

間接的に観測可能な変数	
U_ℓ^p	核所得者のうち先行者部門における潜在的供給者（労働の選択順位指標 G が G^ℓ 以上の潜在的供給者）のうちの非就業者数
U_f^p	核所得者のうち続行者部門における潜在的供給者（労働の選択順位指標 G が G^f 以上 G^ℓ 以下の潜在的供給者）のうちの非就業者数
U_d^p	核所得者のうち自営部門における潜在的供給者（労働の選択順位指標 G が G^f 以下の潜在的供給者）のうちの非就業者数
U_ℓ^n	非核所得者のうち先行者部門における潜在的供給者（労働の選択順位指標 G が G^ℓ 以上の潜在的供給者）のうちの非就業者数
U_f^n	非核所得者のうち続行者部門における潜在的供給者（労働の選択順位指標 G が G^f 以上 G^ℓ 以下の潜在的供給者）のうちの非就業者数
U_d^n	非核所得者のうち自営部門における潜在的供給者（労働の選択順位指標 G が G^f 以下の潜在的供給者）のうちの非就業者数
$\mu^{ep}(w)$	核所得者の雇用の労働供給確率関数
$\mu^{en}(w)$	非核所得者の雇用の労働供給確率関数
$\mu^{dp}(w_d)$	核所得者の自営就業の労働供給確率関数
$\mu^{dn}(w_d)$	非核所得者の自営就業の労働供給確率関数

言うまでもなく，仮説 H_1 は，核所得者の労働の選択順位指標と，非核所得者の選択順位指標とが独立に分布することを意味するものではない。仮説は，これらの同時確率密度分布の周辺分布をとった時に，核所得者の周辺分布と非核所得者のそれとが互いに等しいことを意味している。

労働の潜在的供給主体の総数 N 人を，家計の核所得者のグループ N^p 人と，非核所得者のグループ N^n 人とに分けられたことに対応して，表 2 に掲げられた諸変数を，2 種類に分けて，核所得者を示す上添字 p をつけた変数と，非核所得者を示す上添字 n をつけた変数とに分けて，表 3 に示すように変数を定義しなおすことにする。

仮説 H_1 は，先行者部門においても，続行

者部門においても，図2に示すように，企業の選択する労働の選択順位指標を下限値は，家計の核所得者と非核所得者とで互いに等しい，ということを意味する。従って，つぎの(10)から(12)が成立する。

$$\begin{cases} L_\ell^p+U_\ell^p=N^p\nu(G_\ell) \\ L_\ell^n+U_\ell^n=N^n\nu(G_\ell) \end{cases} \rightarrow \frac{L_\ell^p+U_\ell^p}{L_\ell^n+U_\ell^n}=\frac{N^p}{N^n} \quad (10)$$

$$\begin{cases} L_f^p+U_f^p=N^p[\nu(G_f)-\nu(G_\ell)] \\ L_f^n+U_f^n=N^n[\nu(G_f)-\nu(G_\ell)] \end{cases} \rightarrow$$

$$\frac{L_f^p+U_f^p}{L_f^n+U_f^n}=\frac{N^p}{N^n} \quad (11)$$

$$\begin{cases} L_d^p+U_d^p=N^p[1-\nu(G_f)] \\ L_d^n+U_d^n=N^n[1-\nu(G_f)] \end{cases} \rightarrow \frac{L_d^p+U_d^p}{L_d^n+U_d^n}=\frac{N^p}{N^n}$$

(12)

仮説 H_2 によれば，次の(13)式が成立する。

$$\frac{U_\ell^p}{L_\ell^p}=\frac{U_f^p}{L_f^p}=k \quad (13)$$

こで，k は，未知の定数である。

さらに，先行者部門，続行者部門，自営部門の非就業者数にかんしては，それらの合計について次の(14)，(15)式が成立する。

$$U_\ell^p+U_f^p+U_d^p=U^p \quad (14)$$

$$U_\ell^n+U_f^n+U_d^n=U^n \quad (15)$$

(10)式から(15)式を連立して，つぎの(16)式から(21)式を得る。

$$U_\ell^p=kL_\ell^p \quad (16)$$

$$U_f^p=kL_f^p \quad (17)$$

$$U_d^p=U^p-k(L_\ell^p+L_f^p) \quad (18)$$

$$U_\ell^n=\frac{N^n}{N^p}(1+k)L_\ell^p-L_\ell^n \quad (19)$$

$$U_f^n=\frac{N^n}{N^p}(1+k)L_f^p-L_f^n \quad (20)$$

$$U_d^n=(U^n+L_\ell^n+L_f^n)-\frac{N^n}{N^p}(1+k)(L^p{}_\ell+L^p{}_f) \quad (21)$$

さらに $U_\ell^p, U_f^p, U_\ell^n, U_f^n, U_d^p, U_d^n$ はすべて正またはゼロの変数であるので，(22)から(27)までの不等式が成立する。

$$U_\ell^p \geq 0 \quad (22)$$

$$U_f^p \geq 0 \quad (23)$$

$$U_\ell^n \geq 0 \quad (24)$$

$$U_f^n \geq 0 \quad (25)$$

$$U_d^p \geq 0 \quad (26)$$

$$U_d^n \geq 0 \quad (27)$$

次に，(16)式と(22)式より，または(17)式と(23)式より次の(28)式を得る。

$$k \geq 0 \quad (28)$$

(19)式と(24)式より，次の(29)式を得る。

$$k \geq \frac{\frac{L_\ell^n}{N^n}}{\frac{L_\ell^p}{N^p}}-1 \quad (29)$$

(20)式と(25)式より，次の(30)式を得る。

$$k \geq \frac{\frac{L_f^n}{N^n}}{\frac{L_f^p}{N^p}}-1 \quad (30)$$

(18)式と(26)式より，次の(31)式を得る。

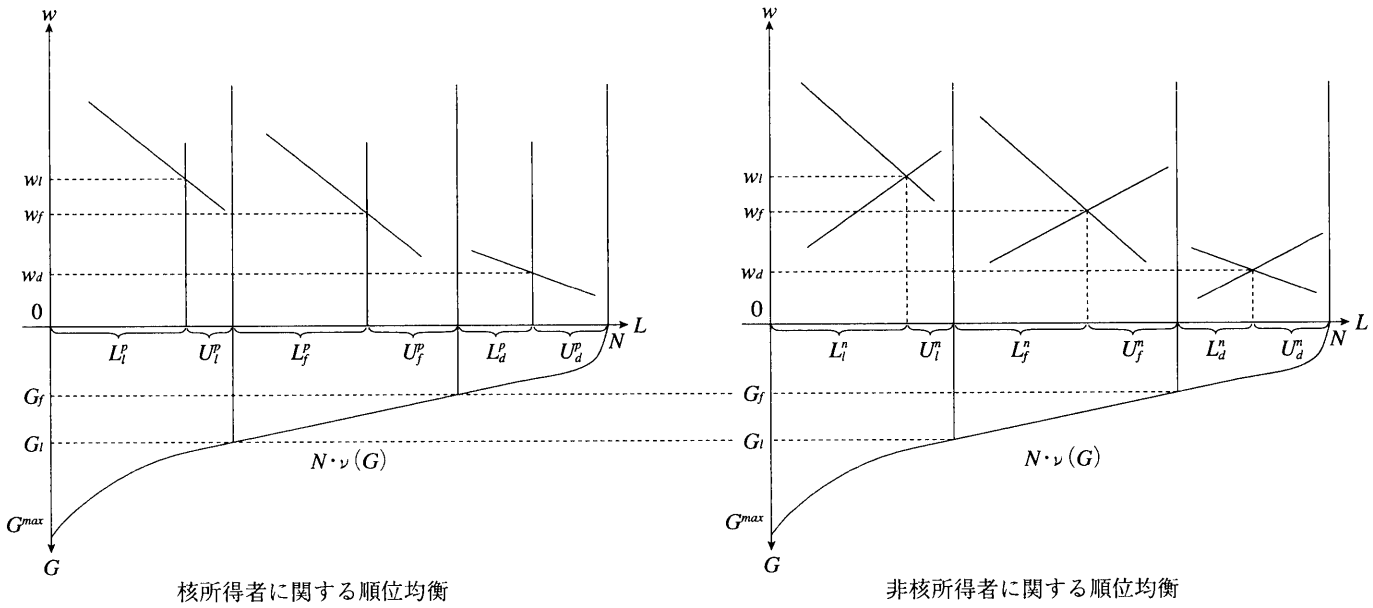

図 2 ：労働市場の順位均衡モデルの核所得者と非核所得者の人員数と G, w の対応

$$k \leq \frac{U^p}{L_\ell^p + L_f^p} - 1 \tag{31}$$

(21) 式と (27) 式より，次の (32) 式を得る。

$$k \leq \frac{\dfrac{U^n + L_\ell^n + L_f^n}{N^n}}{\dfrac{L_\ell^p + L_f^p}{N_p}} - 1 \tag{32}$$

不等式 (28)，(29)，(30) は未知の定数 k の下限界を示し，他方，不等式 (31)，(32) は未知の定数 k の上限界を示している。(29) の右辺の k の下限界を B_1 と定義し，(30) の右辺の k の下限界を B_2 と定義する。(2) さらに，(31) の右辺の k の上限界を V_1 と定義し，(32) の右辺の k の上限界を V_2 と定義する。

$$B_1 \equiv \frac{\dfrac{L_\ell^n}{N^n}}{\dfrac{L_\ell^p}{N^p}} - 1$$

$$B_2 \equiv \frac{\dfrac{L_f^n}{N^n}}{\dfrac{L_f^p}{N^p}} - 1$$

$$V_1 \equiv \frac{U^p}{L_\ell^p + L_f^p} - 1$$

$$V_2 \equiv \frac{\dfrac{U^n + L_\ell^n + L_f^n}{N^n}}{\dfrac{L_\ell^p + L_f^p}{N^p}} - 1$$

(28)～(31) の不等式は未知の定数 k の有効域を与える。そして，(28)～(31) の不等式によって与えられる未知定数 k の領域が存在し，かつ充分に狭ければ，(16) 式から

---

(2) 不等式

$$B_1 > B_2$$

が成立することは，つぎの i)，ii) の二つの仮説から導き出すことができる。

i) μ^{ep} は定数。

ii) $\dfrac{\partial \mu^{en}}{\partial w} > 0$

$$B_1 \equiv \frac{\dfrac{L_\ell^n}{N^n}}{\dfrac{L_\ell^p}{N^p}} - 1 = \frac{\mu^{en}(w_\ell)}{\mu^{ep}(w_\ell)} - 1 \tag{33}$$

$$B_2 \equiv \frac{\dfrac{L_f^n}{N^n}}{\dfrac{L_f^p}{N^p}} - 1 = \frac{\mu^{en}(w_f)}{\mu^{ep}(w_f)} - 1 \tag{34}$$

μ^{ep} は定数であるので

$$\mu^{ep}(w_\ell) = \mu^{ep}(w_f) \tag{35}$$

さらに，$w_\ell > w_f$ かつ $\dfrac{\partial \mu^{en}}{\partial w}$ であるので

$$\mu^{en}(w_\ell) > \mu^{en}(w_f) \tag{36}$$

である。

(35) 式，(36) 式を (33) 式 (34) 式に適用すると，不等式 $B_1 > B_2$ を得る。不等式 $B_1 > B_2$ が成立するか否かが，仮説 H_1, H_2 の検証の基準の一つとなる。

(21) 式を用いて，$U_\ell^p, U_f^p, U_\ell^n, U_f^n, U_d^p, U_d^n$ の値を推定し，かつその誤差の範囲を (16) 式から (21) 式によって知ることができる。

これらの値を用いれば，先行部門の選択順位指標の下限値 G_ℓ を分布関数に代入した値 $\nu(G_\ell)$，同様に続行部門の選択順位指標の下限値 G_f を分布関数に代入した値 $\nu(G_f)$，各々の値を求めることができる。まず (10) 式左辺の U_ℓ^p, U_ℓ^n の各々に (16)，(19) 式の値を代入すると，いずれの場合にも次式を得る。

$$\nu(G_\ell)=\frac{L_\ell^p(1+k)}{N^p} \tag{37}$$

次に，(11) 式左辺の U_f^p, U_f^n の各々に (17)，(20) 式の値を代入すると，いずれの場合にも

$$\nu(G_f)-\nu(G_\ell)=\frac{L_\ell^f(1+k)}{N^p} \tag{38}$$

を得るので，この (38) 式の左辺 $\nu(G_\ell)$ に (37) 式を代入すれば次式のように $\nu(G_f)$ を得る。

$$\nu(G_f)=\frac{(L_\ell^p+L_f^p)(1+k)}{N^p} \tag{39}$$

(37)，(39) 式の右辺はすべて表 3 に掲げられた，直接に観測できる変数と推定された k のみが含まれるので，以上のようにして，$\nu(G_\ell), \nu(G_f)$ の値を求めることができる。

更に，定数 k の推定値を用いれば，核所得者，および非核所得者の，先行者部門，続行者部門，そして自営就業部門における供給確率 $\mu^{ep}(w_\ell), \mu^{ep}(w_f), \mu^{en}(w_\ell), \mu^{en}(w_f), \mu^{dp}(w_d), \mu^{dn}(w_d)$ の値の推定値を次のようにして得ることができる。

これら供給確率を (7)，(8)，(9) 式にならって核所得者，非核所得者の別に示すと。

$$\mu^{ep}(w_\ell)=\frac{L_\ell^p}{L_\ell^p+U_\ell^p} \tag{40}$$

$$\mu^{ep}(w_f)=\frac{L_f^p}{L_f^p+U_f^p} \tag{41}$$

$$\mu^{dp}(w_d)=\frac{L_d^p}{L_d^p+U_d^p} \tag{42}$$

$$\mu^{en}(w_\ell)=\frac{L_\ell^n}{L_\ell^n+U_\ell^n} \tag{43}$$

$$\mu^{en}(w_f)=\frac{L_f^n}{L_f^n+U_f^n} \tag{44}$$

$$\mu^{dn}(w_d)=\frac{L_d^n}{L_d^n+U_d^n} \tag{45}$$

(40)～(45) 式の右辺分母の $U_\ell^p, U_f^p, U_d^p, U_\ell^n, U_f^n, U_d^n$ の各々に (16)～(21) 式を代入し，次式を得る。

$$\mu^{ep}(w_\ell)=\frac{L_\ell^p}{L_\ell^p\cdot(1+k)} \tag{46}$$

$$\mu^{ep}(w_f)=\frac{L_f^p}{L_f^p\cdot(1+k)} \tag{47}$$

$$\mu^{dp}(w_d)=\frac{L_d^p}{L_d^p+[U^p-k(L_\ell^p+L_f^p)]} \tag{48}$$

$$\mu^{en}(w_\ell)=\frac{\dfrac{L_\ell^n}{N^n}}{\dfrac{L_\ell^p}{N^p}(1+k)} \tag{49}$$

$$\mu^{en}(w_f)=\frac{\dfrac{L_f^n}{N^n}}{\dfrac{L_f^p}{N^p}(1+k)} \tag{50}$$

$$\mu^{dn}(w_d)=\frac{L_d^n}{L_d^n+[(U^n+L_\ell^n+L_f^n)-\dfrac{N^n}{N^p}(1+k)(L_\ell^p+L_f^p)]} \tag{51}$$

(46)～(51) 式の右辺はすべて表 3 に掲げられた，直接に観測できる変数と推定された k のみが含まれることに注意されたい。

4　就業分布表の作成と k および $\nu(G)$ の推定

1971，1974，1977，1979，1982，1987年の『就業構造基本調査報告』および1971年から1987年の『労働力統計調査報告』を家計単位に統合して，3種類の家計ベースの集計表（以後はこの表を「就業分布表」と呼ぶ）を作成し，以上議論された方法で，未知の定数 k の整合的な領域が求められるか調べることにする。

4.1　就業分布表の作成

労働市場の順位均衡モデルの基礎資料として，就業者数に関する『就業構造基本調査報告』と『労働力統計調査報告』の観測資料を整理し，家計単位の就業者数の雇用，自営，無業の別の分布を6人口群別に作成した。これを「就業分布表」と呼ぶことにする。就業分布表は，労働の潜在的供給源泉である15歳以上の人口群を性別，年齢階層別（若年層は15歳～19歳，壮年層は20歳～55歳，高年層は56歳～の3階層）に分類し，さらに，これらの人口群を，家計の労働供給理論における概念である核所得者と非核所得者に分けた。

雇用については就業している部門分類として，大規模企業部門，小規模企業部門，官公庁の3部門に分けた。大規模企業部門，小規模企業部門は，おのおの順位均衡モデルの先行者部門，続行者部門にに対応する。大規模企業部門とは，企業の常用雇用労働者数が1000人以上の企業，小規模企業とは，同じく1000人未満の企業とした。自営は，農林漁業自営部門，専門的自営部門，それ以外の都市自営部門の3部門に分類した。無業をふくめて，これらの従業上の地位は7部門である。

就業分布表作成の概要は次の通りである。

1．世帯主として報告されているものを核所得者とした，「就業分布表A」と，世帯員の中で，最大の時間当たり賃金率の雇用機会，あるいは最大の時間当たり所得創出率の自営機会に就業する者を核所得者とた「就業分布表B」の二通りの表を作成した。
2．年齢階層は，年齢の項目によって分類し，若年層は15歳～19歳，壮年層は20歳～55歳，高年層は56歳～の3階層とし，性別，年齢階層別に6人口群とした。
3．産業分類は農林漁業，その他の産業，官公庁の別に分類し，官公庁は労働市場の順位均衡モデルでは外生とする。
4．官公庁を除く，農林漁業，その他の産業の別に，就業分布表における従業上の地位の細分類（9分類）を，次のように設定した。

雇用大規模　従業者人員が1000人以上の企業に雇用されている者。

雇用小規模　従業者人員が1000人未満の企業に雇用されている者。

自営・内職（雇い人なし）　雇い人のいない自営業主，あるいは内職者。ただし，専門的，管理的職業の者を除く。

家族従業者　家族に自営業主がいて，その自営業主を手伝う者。ただし，年間就業日

数が200日未満で，季節的就業または不規則的就業の者を除く。

季節的就業の家族従業者　年間就業日数が200日未満で，季節的就業の家族従業者。

不規則的就業の家族従業者　年間就業日数が200日未満で，不規則的就業の家族従業者。

雇い人のいる自営　雇い人のいる自営業主。職業は問わない。

専門的自営（雇い人なし）　雇い人のいない自営業主で専門的職業の者。

管理的自営（雇い人なし）　雇い人のいない自営業主で管理的職業の者。

5．労働市場の順位均衡モデルに登場する変数と観測値を対応させるための実験計画上の分類として，従業上の地位大分類（7分類）を次のように設定する。

雇用大規模（L_i^p, L_i^n）：従業上の地位の細分類（9分類）における雇用大規模に同じ。核所得者，非核所得者のおのおのについて労働市場の順位均衡モデルに登場する変数 L_i^p, L_i^n の観測値。

雇用小規模（L_f^p, L_f^n）：従業上の地位の細分類（9分類）における雇用小規模に同じ。同様に変数 L_f^p, L_f^n の観測値。

都市自営（L_d^p, L_d^n）：めぼしい資産保有がほとんどない下で自営業主となっている者。同様に変数 L_d^p, L_d^n の観測値。

無業（U^p, U^n）：無業の者。ただし，従業上の地位の細分類（9分類）における季節的就業，あるいは不規則的就業の家族従業者がこの無業者に含まれる可能性もある。同様に変数 U^p, U^n の観測値。

農林漁業自営（外生）：農林漁業の自営業主。農地や山林，漁業権など，有形・無形の資産保有があり，この点が上記の都市自営とは異なる。

独立自営（外生）：従業上の地位の細分類（9分類）における雇い人のいる自営や，雇い人のいない専門的自営あるいは管理的自営がこれに該当する。

官公庁（外生）：官公庁に雇用されている者。

農林漁業自営，専門的自営，官公庁は，労働市場の順位均衡モデルでは外生とする。

6．農林漁業，その他の産業（官公庁を除く）の別に設定した従業上の地位の細分類（9分類）を集計し，従業上の地位大分類のうち，大規模企業雇用，小規模企業雇用，都市自営，農林漁業自営，専門的自営に対応づける作業を行った。これは，観測資料である就業分布表の観測値と労働市場の順位均衡モデルに登場する変数との対応づけを指定する実験計画を定める作業である。この対応づけの指定は，次のケースⅠからケースⅢの3通りを試し，おのおのの対応づけの指定において，第3節で論じた k の有効域が現れるかを調べた。ケースⅠからケースⅢの間で互いに異なる点は，従業上の地位大分類（7分類）のうち，農林漁業自営，都市自営，無業に対する，細分類（9分類）の割り当て方である。

ケースⅠ　農林漁業自営は，農林漁業のすべての自営業主を含む。都市自営として，すべての家族従業者と，非農林漁業の自営業主（雇い人なし）を割り当てる。無

表4-1：実験計画　ケースⅠ

<table>
<tr><th></th><th>農林漁業</th><th>非農林漁業</th><th>無業</th><th>官公庁</th></tr>
<tr><td>雇用大規模</td><td colspan="2">雇用大規模：L_ℓ^p, L_ℓ^n</td><td rowspan="6"></td><td rowspan="6">［官公庁］</td></tr>
<tr><td>雇用小規模</td><td colspan="2">雇用小規模：L_f^p, L_f^n</td></tr>
<tr><td>自営・内職（雇い人なし）</td><td>［農林漁業自営］</td><td rowspan="2"></td></tr>
<tr><td>家族従業者</td><td colspan="2">都市自営：L_d^p, L_d^n</td></tr>
<tr><td>季節的就業の家族従業者
不規則的就業の家族従業者</td><td colspan="2">無業：U^p, U^n</td></tr>
<tr><td>雇い人のいる自営
専門的自営（雇い人なし）
管理的自営（雇い人なし）</td><td>［農林漁業自営］</td><td>［独立自営］</td></tr>
</table>

表4-2：実験計画　ケースⅡ

<table>
<tr><th></th><th>農林漁業</th><th>非農林漁業</th><th>無業</th><th>官公庁</th></tr>
<tr><td>雇用大規模</td><td colspan="2">雇用大規模：L_ℓ^p, L_ℓ^n</td><td rowspan="6"></td><td rowspan="6">［官公庁］</td></tr>
<tr><td>雇用小規模</td><td colspan="2">雇用小規模：L_f^p, L_f^n</td></tr>
<tr><td>自営・内職（雇い人なし）
家族従業者</td><td>［農林漁業自営］</td><td>都市自営：L_d^p, L_d^n</td></tr>
<tr><td>季節的就業の家族従業者
不規則的就業の家族従業者</td><td colspan="2">無業：U^p, U^n</td></tr>
<tr><td>雇い人のいる自営
専門的自営（雇い人なし）
管理的自営（雇い人なし）</td><td>［農林漁業自営］</td><td>［独立自営］</td></tr>
</table>

表4-3：実験計画　ケースⅢ

<table>
<tr><th></th><th>農林漁業</th><th>非農林漁業</th><th>無業</th><th>官公庁</th></tr>
<tr><td>雇用大規模</td><td colspan="2">雇用大規模：L_ℓ^p, L_ℓ^n</td><td rowspan="6"></td><td rowspan="6">［官公庁］</td></tr>
<tr><td>雇用小規模</td><td colspan="2">雇用小規模：L_f^p, L_f^n</td></tr>
<tr><td>自営・内職（雇い人なし）</td><td>［農林漁業自営］</td><td rowspan="2">都市自営：L_d^p, L_d^n</td></tr>
<tr><td>家族従業者</td><td rowspan="2"></td></tr>
<tr><td>季節的就業の家族従業者
不規則的就業の家族従業者</td><td colspan="2">無業：U^p, U^n</td></tr>
<tr><td>雇い人のいる自営
専門的自営（雇い人なし）
管理的自営（雇い人なし）</td><td>［農林漁業自営］</td><td>［独立自営］</td></tr>
</table>

業者には，すべての季節的就業および不規則的就業の家族従業者を含める。

ケースⅡ　農林漁業自営は，農林漁業のすべての自営業主と家族従業者を含む。都市自営は，非農林漁業の家族従業者と，非農林漁業の自営業主（雇い人なし）とする。無業者は，ケースⅠに同じ。

ケースⅢ　農林漁業自営は，ケースⅠと同様に農林漁業のすべての自営業主を含む。都市自営は，ケースⅡと同様に非農林漁業の家族従業者と，非農林漁業の自営業主（雇い人なし）とする。無業者には，すべての季節的就業および不規則的就業の家族従業者に加え，農林漁業の家族従

業者も含む。

ケースⅠ～ケースⅢにおける従業上の地位大分類（7分類）と細分類（9分類）の対応をおのおの表4-1から表4-3に示した。表側には従業上の地位細分類（9分類）が，表頭には有業者については農林漁業，非農林漁業，官公庁の別と，無業を掲げた。表中が従業上の地位大分類（7分類）を示している。なお，表中のカギ括弧で囲った部分は労働市場の順位均衡モデルでは，外生変数とすることを示し，内生変数については当該の変数記号を表中に添えてある。

4.2　k および $\nu(G)$ の推定

1971年から1987年について作成した前項の就業分布表Aおよび就業分布表Bの各々を用いて，ケースⅠ，ケースⅡ，ケースⅢの実験計画を適用した場合に，第3項に示された k の上限が，k の下限よりも上方に現れるかを，性・年齢階層別の6人口群別に調べた。その結果の概要は，表5に示されている。表5の表中で×がついている所は，1971年から1987年までの年々の k の上限・下限を計算した時，上限・下限が逆転した年が1年以上あったことを示す。また，表中に“N.A.”とあるのは，観測される人員数が零のところがあったために，k の上限・下限の計算が出来なかったことを示す。空欄は観測期間中，毎年の k の上限が下限よりも上方にあることを示す。

表5を見ると，男子壮年層についてが最も厳しく，k の有効域が観測期間すべてに現れたのは，就業分布表AのケースⅢのみである。就業分布表Aでは，女子若年層が世帯主となっている世帯がまったく無い年もあり，k の有効域の計算ができなかった。若年層については，男子，女子とも就業分布表Bにおいて，毎年の k の上限が下限よりも上方にあり，k の有効域が現れている。さらに，高年層では男子，女子とも k の有効域が現れている。以上から，男子壮年層については，就業分布表AのケースⅢのみが k の有効域を与え，若年層については就業分布表Bが妥当するようだが，ケースⅠからケースⅢのうちのどれが実験計画として適切であるかの基準は，k の上限・下限の大小関係の他に求められよう。高年層においてもほぼ同様である。

男子壮年層において唯一 k の有効域が毎

表5：6人口群別の実験計画における k の有効域

		男子			女子		
		若年層	壮年層	高年層	若年層	壮年層	高年層
就業分布表A	ケースⅠ	×	×		N.A.		
	ケースⅡ	×	×		N.A.		
	ケースⅢ	×			N.A.		
就業分布表B	ケースⅠ		×				
	ケースⅡ		×				
	ケースⅢ		×				

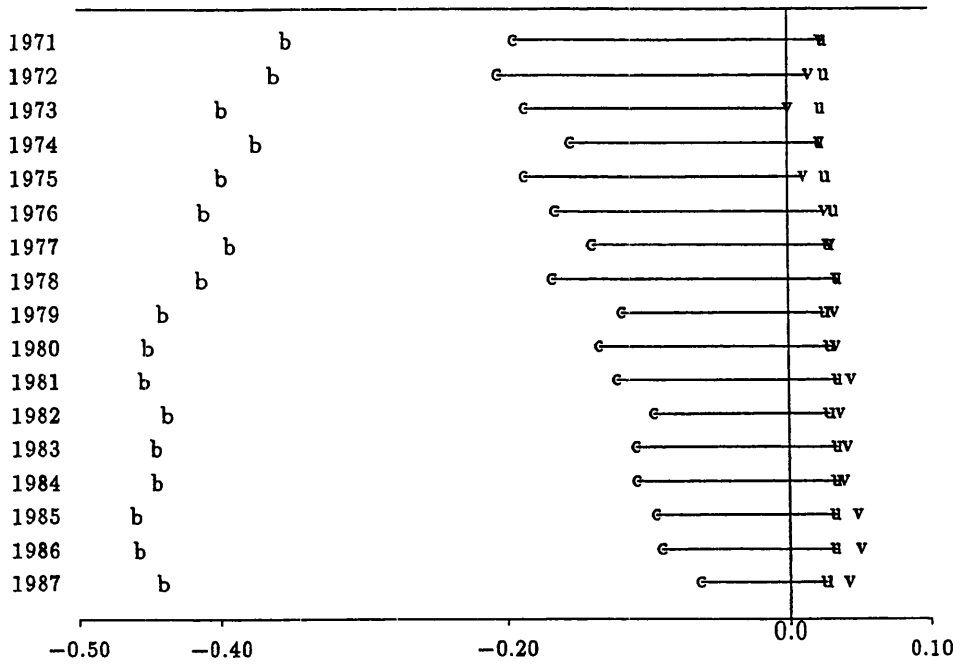

図 3 ：就業分布表 A ケースⅢの実験計画の下での男子壮年層の未知定数 k の領域

年得られた，就業分布表 A ケースIIIについて詳しく見ることにする。図 3 には，就業分布表 A ケースIIIの場合の，男子壮年層の B_1, B_2, V_1, V_2 の1971～1987年の毎年について計算された値のグラフを示した。B_1 の毎年の値は "b" の文字を用いてプロットされ，B_2 の値は "c" の文字を用いてプロットされている。同様に，V_1 の毎年の値は "u" の文字を用いてプロットされ，V_2 の値は "v" の文字を用いてプロットされている。図には k の下限である B_1, B_2 のうちの上方に位置する点と，上限である V_1, V_2 のうちの下方に位置する点とを結ぶ水平な線分が描かれている。k の有効域は，図の横軸原点を通る垂線が，それら水平線分を縦に切る右側の部分である。図 3 を見ると，k の上限が正の領域にに現れ，k の有効域が観測期間の各年に存在していることがわかる。

表 6 には，就業分布表 A ケースIIIの場合の，男子壮年層の B_1, B_2, V_1, V_2 の値を示す。

表 7 には，表 6 に掲げられた k の上限 V_1, V_2 のうち小さい方の値と，B_1, B_2 の値がすべて負であることから，k の下限として 0 を用い，(37)，(39) 式を適用して計算した男子壮年層の $\nu(G_\ell), \nu(G_f)$ の下限・上限を示した。これらを見ると，男子壮年層の $\nu(G_\ell)$, $\nu(G_f)$ の下限・上限の間の幅は狭く，今のところ良好な結果と見て良いであろう。

他方，表 5 に見るように，若年層では男子・女子とも就業分布表 A が妥当せず，就業分布表 B においては，ケース I ～ケースIIIのいずれにおいても k の有効域が毎年現れる。今のところ，これら実験計画のうち，いずれが良いかを判断する基準は，毎年計算さ

表 6 ：就業分布表 A ケースⅢの実験計画の下での
男子壮年層の未知定数 k の領域の下限・上限

年	k の下限		k の上限	
	B_1	B_2	U_1	U_2
1971	−0.3525	−0.1935	0.0250	0.0237
1972	−0.3615	−0.2047	0.0266	0.0154
1973	−0.3976	−0.1857	0.0237	0.0010
1974	−0.3742	−0.1539	0.0227	0.0233
1975	−0.3981	−0.1863	0.0269	0.0113
1976	−0.4108	−0.1652	0.0325	0.0263
1977	−0.3926	−0.1391	0.0287	0.0297
1978	−0.4125	−0.1674	0.0343	0.0338
1979	−0.4407	−0.1183	0.0258	0.0321
1980	−0.4511	−0.1346	0.0293	0.0330
1981	−0.4539	−0.1220	0.0343	0.0441
1982	−0.4380	−0.0962	0.0286	0.0363
1983	−0.4458	−0.1090	0.0336	0.0411
1984	−0.4453	−0.1082	0.0334	0.0390
1985	−0.4599	−0.0949	0.0324	0.0483
1986	−0.4574	−0.0908	0.0323	0.0508
1987	−0.4411	−0.0635	0.0266	0.0422

表 7 ：就業分布表 A ケースⅢの実験計画の下での
男子壮年層の $\nu(G_\ell)$, $\nu(G_f)$ の下限・上限

年	$\nu(G_\ell)$ 下限	$\nu(G_\ell)$ 上限	$\nu(G_f)$ 下限	$\nu(G_f)$ 上限
1971	0.2627	0.2689	0.8594	0.8798
1972	0.2519	0.2558	0.8587	0.8719
1973	0.2468	0.2471	0.8700	0.8709
1974	0.2532	0.2590	0.8721	0.8919
1975	0.2417	0.2444	0.8697	0.8795
1976	0.2402	0.2466	0.8670	0.8898
1977	0.2468	0.2539	0.8652	0.8900
1978	0.2267	0.2344	0.8615	0.8906
1979	0.2433	0.2496	0.8756	0.8982
1980	0.2351	0.2420	0.8707	0.8962
1981	0.2314	0.2394	0.8655	0.8952
1982	0.2386	0.2455	0.8757	0.9007
1983	0.2436	0.2517	0.8730	0.9023
1984	0.2487	0.2569	0.8754	0.9046
1985	0.2431	0.2509	0.8764	0.9048
1986	0.2387	0.2464	0.8777	0.9060
1987	0.2391	0.2455	0.8884	0.9120

れる k の上限が下限よりも上方にあることである。若年層について言えることは，就業分布表Bにケース I ～ケースIIIのいずれの実験計画もこの基準を通過してしまい，この基準だけではいずれの実験計画を適用すべきかの決め手を欠くことになる。さらに高年層については，男子・女子ともに就業分布表A，就業分布表Bのいずれについてもすべての実験計画において毎年の k の上限が下限よりも上方にあるので，若年層の場合と同様に，いずれの実験計画を採用すべきかの決め手を欠いているのである。これらの結果については，より詳細な検討を要するであろうし，労働市場の順位均衡モデル全体により先験的に要請される他の条件により実験計画を取捨選択する必要があろう。

（経済学部助教授）

参 考 文 献

［1］ Keynes, J.M. (1936); *The General Theory of Employment, Interest and Money*, London: Macmillan.（塩野谷裕一訳『雇用・利子および貨幣の一般理論』ケインズ全集7，東洋経済新報社，1983）

［2］ Obi, K. (1983); "A Model of Continually Heterogeneous Labor Market," *Keio Economic Observatory Discussion Paper*, 慶應義塾大学産業研究所.

［3］ Obi, K. (1993); "An Equilibrium Model of Continually Heterogeneous Labor Market," a proceeding presented at The International Symposium on Economic Modeling, Athens 1993.

［4］ 小尾恵一郎（1969）;「臨界核所得分布による勤労家計の労働供給の分析」『三田学会雑誌』第62巻，1号，pp.17-45.

［5］ 小尾恵一郎（1978）;「労働市場のモデル」『三田学会雑誌』第71巻4号，pp.1-31.

［6］ 小尾恵一郎（1983）;「ケインズ一般理論における失業の計測と賃金較差形成機構」『三田学会雑誌』第76巻4号，pp.93-115.

［7］ 小尾恵一郎，中島隆信，宮内環（1989）;「重層的市場均衡の概念による労働市場の分析」『三田商学研究』32巻1号，pp.160-192.

［8］ 小尾恵一郎，宮内環（1998）;『労働市場の順位均衡』東洋経済新報社.

［9］ *KEO* 研究会（1992）;「労働時間短縮の経済効果」『調査研究報告書』No.23，日本労働研究機構.