

# 選好の異質性が労働供給に与える影響の実証分析

久米 功一<sup>†</sup>

要旨：本稿では個人の選好の異質性が労働供給に与える影響を実証分析した。労働供給関数の推計から相対的危険回避度を計算したところ、先行研究と部分的に整合的であった。また、個人の選好がサービス残業時間に与える影響を分析した結果、有給労働時間が長く、労働強度が強く、男性では、先送りする態度、喫煙、賃金が成果主義的でない、女性では、危険回避度が大きい、優先座席に座らないという選好がサービス残業時間を長くしていた。サービス残業の管理においては、仕事量の調整に加えて、個人の選好も考慮する必要がある。

JEL 分類番号： J22, D03

キーワード： 労働供給、サービス残業、時間選好、危険回避度

## 1. はじめに

これまでの労働供給の研究では、個人の時間選好率  $\rho$  や（相対的）危険回避度  $\sigma$  などの選好パラメータの同質性を仮定した上で、所得の変動や税制の変更に対する労働供給の反応を所得効果と代替効果の両面から分析することが多かった。例えば、消費  $C$  と労働  $L$ 、利子率  $r$ 、制約付きの最適問題の乗数  $\nu$  とするとき、労働供給関数は次式の通り導かれる。

$$L_i = \left[ \frac{1}{\nu_0 w_i} \left( \frac{1+r}{1+\rho} \right)^i \right]^\sigma \quad (1)$$

この設定では、個人に対してオファーされる賃金水準  $w$  の違いが、異なる労働供給行動を引き起こす。しかし、選好パラメータの異質性を考慮する場合、このプロセスはそれほど単純にはない。いま個人  $i$ 、仕事の属性  $j$  として、(1) 式を対数変換すると、

$$\ln L_{ij} = \sigma_i (\bar{r} - \rho_i - \ln \nu_0 w_{ij}) \quad (2)$$

となる。この定式化では、個人属性  $i$  や仕事属性  $j$  により労働供給が異なる。とくに、相対的危険回避度  $\sigma_i$  や時間選好率  $\rho_i$  の異質性が労働供給行動の違いをもたらす。

## 2. 先行研究

人びとの選好の違いを考慮したモデルにヘドニック型モデルがある。賃金と仕事の属性の組み合わせを考慮して労働供給するという考えである。また、労働時間に対する好みもある。Kahn and Lang (1991) は、労働時間の分布は所定労働時間の周辺で spike しており、

---

<sup>†</sup> 名古屋商科大学経済学部 〒470-0193 愛知県日進市米野木町三ヶ峯 4-4

人びとは何らかの理由で所定労働時間付近まで働こうとする好みをもつと指摘する。しかし、いずれの例も仕事の属性の違いを考慮しているものの、個人の選好（時間選好、危険回避度等）は観測不可能として明示的に扱われていない。そこで、本稿では、選好の異質性と労働供給行動との関係を明らかにするために、労働供給関数から相対的危険回避度を計算するとともに、サービス残業時間に対する選好の異質性の影響を実証分析する。

### 3. 推計モデル

#### 3.1. 労働供給関数の推計

総労働時間を属性変数  $X$  (年齢、年齢 2 乗、性別)、対数賃金、非労働所得に回帰させる。

$$TotalHours_i = X_i B + a_1 \ln Wage_i + a_2 NonlaborIncome_i + u_i \quad (3)$$

賃金と非労働所得を年齢、年齢の 2 乗項、教育年数、教育年数の 2 乗項、結婚ダミー、産業ダミー変数に回帰させて、(3) 式を操作変数法で推計する。時間当たりの賃金は、年収を年間の総労働時間で割ったもの、非労働所得は、保有するすべての金融資産の総額に 8% を乗じて、配偶者の賃金を加えたものを用いる。

この推計結果から、相対的危険回避度 (Relative Risk Aversion, RRA) を計算する。Chetty (2006) は消費と労働からなる加法分離的な効用関数を想定して (4) 式の通り導出した。

$$RRA(y + wl) = - \left( 1 + \frac{wl}{y} \right) \frac{\varepsilon_{l,y}}{\varepsilon_{l^c,w}}(y, w, l) \quad (4)$$

$\varepsilon_{l,y}$  は所得弾力性、 $\varepsilon_{l^c,w}$  は補償賃金弾力性、 $wl/y$  は非労働所得に対する労働所得の比率である。所得弾力性、補償賃金弾力性、相対的危険回避度は、次式の通り、計算される。

$$\varepsilon_{l,y} = \frac{a_2(NonlaborIncome_i)}{Hours_i}, \quad (5)$$

$$\varepsilon_{l^c,w} = \frac{a_1 - a_2 Wage_i \times Hours_i}{Hours_i}, \quad (6)$$

$$RRA = \frac{a_2(NonlaborIncome_i + Wage_i \times Hours_i)}{a_2(Wage_i \times Hours_i) - a_1}. \quad (7)$$

#### 3.2. 有給・無給の労働時間の区別

前節では、総労働時間を分析対象とした。しかし、労働時間は一様ではなく、所定外時間やサービス残業時間の区分がある。Kahn and Lang (1991) は、人びとは、所定内労働時間を参照点として、そこからどれだけ多く（少なく）働くかを決定すると推測する<sup>1</sup>。大橋

<sup>1</sup> 参照依存型の労働供給として、目標所得 (targeted income) に達すると労働供給を控えるモデルがある (Camerer, Babcock, Loewenstein and Thaler (1997))。

(1990) は現行の所定労働時間が個人にとって最適ではないため、時間選好の異なる労働者間での調整を所定外労働時間が行うと議論している。恒常的な残業を仮定すれば、人びとはある程度の手当のつく残業を見込んだ上で、さらなる仕事（サービス残業）に従事するか否かを決定すると推測される。小倉・藤本（2005）が想定したように自分の仕事をきちんと片付けたいという理由から残業する人もいるだろう。高橋（2005）によれば、労働者は自らの余暇選好に従って自発的にサービス残業を提供し、企業はその労働の対価として高い報酬を与えるという暗黙の契約仮説が成り立つ。

以上の議論を踏まえると、労働供給関数（3）式は、個人の選好を考慮した（2）式の方向に修正し、かつ、有給労働時間とサービス残業時間に区別して分析することが望ましい。そこで、本稿では、個人の選好の違いを明示的に取り入れ、総労働時間 *Total Hours* を有給労働時間 *Paid Hours* とサービス残業時間 *Unpaid Hours* に区別した労働供給関数を推計する。人びとは、仕事の流れに沿って、はじめに手当のつく労働時間をどのくらい消化できるかを考慮して、その後、不払い労働時間に従事するか否かを決定すると仮定する。

$$PaidHours_i = X_i B + b \ln Wage_i + a_3 NonlaborIncome_i + \omega_i \quad (8)$$

$$UnpaidHours_i = X_i B + \theta Preference_i + \beta PaidHours_i + e_i \quad (9)$$

人びとは有給労働時間に対して労働供給した後（(8)式）、それぞれの選好（*Preference*）に従って、サービス残業する（(9)式）。サービス残業労働は、有給労働時間と選好に依存し、賃金には影響されないと仮定する。賃金、非労働所得、有給労働時間、サービス残業時間を内生変数として、賃金関数、(8)、(9)式を3段階最小二乗法で同時推計する。

### 3.3. 選好パラメータと符号の解釈

関心のあるパラメータは、(8)式の労働供給の賃金弾力性と非労働所得弾力性（ $b$  および  $a_3$ ）、(9)式の選好 *Preference* の係数  $\theta$  と有給労働時間 *PaidHours* の係数  $\beta$  である<sup>2</sup>。

選好（*Preference*）の代理変数として、時間選好、危険回避度、その他の3通りを考える。時間選好の係数  $\theta$  と有給労働時間 *PaidHours* の係数  $\beta$  について、1) 人びとは有給労働時間にかかわらず、目の前の仕事を済ませたいという理由でサービス残業を行うなら、 $\theta > 0$ 、 $\beta = 0$  となる。逆に、仕事を明日に先送りする場合には、 $\theta < 0$ 、 $\beta = 0$  となる。2) 仕事の総量が一定で、有給労働時間が増えれば、サービス残業時間が減るような場合には、 $\beta < 0$  となる。3) 2) とは異なり、仕事量が一定でなく、サービス残業が、個人の選好にかかわらず、仕事の増減に応じて発生するならば、 $\theta = 0$ 、 $\beta > 0$  が予想される。

<sup>2</sup> 男性では営業職、長い総労働時間、定額支給であるほど不払い労働時間が長く、フレックスタイム、長時間・残業対策があるほど短い（小倉・藤本（2004））。余暇選好の低い人ほどサービス残業時間が長い、サービス残業には正の賃金プレミアムが発生する（高橋（2005））。

危険回避度については、マッチングモデルによれば、失業を恐れる危険回避的な労働者の留保賃金はより低くなる。サービス残業を受容するか否かが失職や降格につながる場合、危険回避的な労働者がサービス残業を受け入れる余地がある ( $\theta > 0$ )。また、危険回避的な人ほど、目標所得に達せば、それ以上に労働供給しないと想定すると  $\theta < 0$  が予想される<sup>3</sup>。他方、危険愛好的な労働者は賃金分布が正に歪んでいる報酬体系を好む。この報酬体系は、賃金率と労働時間とは密接的ではない。サービス残業時間は、賃金率と労働時間が無関係であることから、危険愛好的であるほどサービス残業に従事しやすいかもしれない ( $\theta > 0$ )。

サービス残業が、個人の選好や有給労働時間以外の要因で決定される場合、例えば、勤務時間の管理方法が異なる（タイムレコーダーがない）、残業しないと上司がいやな顔をす等によって、無給の労働時間が生じる場合がある。成果以外で賃金が決定されるような場合には、サービス残業が職務への忠実さや勤勉さの代理変数となる可能性がある。周囲からの期待に応えるためや、考える暇もなくとにかく働かなければならないという事情（働きぶりの強度）も人びとをサービス残業に向かわせる要因であると推測される ( $\theta > 0$ )。

#### 4. データと変数

2009年にグローバルCOEプログラム「人間行動と社会経済のダイナミクス」の一環として、大阪大学社会経済研究所が行った「くらしの好みと満足度についてのアンケート」を用いる。全国から抽出された男女から、有業者のみをサンプルとし、管理職を除外した。

個人の選好に関する変数を説明する。時間選好では、6つの指標を用いる。①2日後にももらえる1万円を9日後に延期するとき要求する金利、②90日後にももらえる1万円を97日後に延期するとき要求する金利、③2日後の金利が90日後の金利より大きくなる場合（双曲割引）のダミー変数、④夏休みの宿題をいつ終わらせたかを表す変数、⑤先送り行動1（「今日しなければならぬ仕事は必ず今日すます」、⑥先送り行動2（「明日に延ばしても大丈夫な仕事は明日する」）を5段階で評価した値である。

危険回避度（危険愛好度）の尺度として8つの指標を用いる。①②仕事に対する報酬の支払い方法の好み（月収の増減が大きい仕事と月収の低率で増加することが確定している仕事の選択）から危険回避的な順に4～1でスコア化した変数（危険回避度1、2）。③④仮想的な宝くじに対する購入価格（WTP1、WTP2）、⑤故事成語「虎穴に入らずんば虎子を得ず」の考え方の近さ（危険愛好度（虎））、危険愛好的な行動の代理変数として、⑥飲酒、⑦喫煙、⑧ギャンブルの頻度（1～6の順序変数で6ほど頻度が高い）を用いる。

<sup>3</sup> Goette, Huffman and Fehr (2004) は、参照依存型の労働供給モデルを想定して、損失回避の傾向のある人ほど、賃金水準が増加すると努力（労働時間）が減少することを示している。

その他の変数として、成果主義、働きぶり、優先座席、多忙さの4つを用いる。①「成果主義」は仕事の賃金体系が成果主義的かどうかを1～4でスコア化した。②「働きぶり」は、時間当たりの働き方の強度（intensity）を1～5でスコア化した。③「優先座席」とは、「他の人に席をゆずるため、優先座席には座らないことにしている」に対して賛同するほどスコアが高い（1～5）。「優先座席」は利他心や法令遵守精神の代理変数ではない。優先座席には優先の対象となる人が座るべきとの周囲の期待がある。こうした周囲の期待に応える人ほど優先座席に座らないことを選ぶだろう。④「忙しくて先のことを考える時間がない」に対して賛同するほどスコアが高い（1～5）。忙殺されて近視眼的であることを表す。

最後に、労働時間について、アンケートでは、ふだんの仕事時間（週）、給与の支払われている残業時間（週）、サービス残業時間（週）を尋ねている。このうち総労働時間から無給の時間外労働を差し引いて有給労働時間を算出する。

## 5. 結果と結論

労働供給関数（3）式を操作変数法で推計した。賃金は、全数または男性において、総労働時間に対して負であり、賃金の上昇は労働供給を抑制する。非労働所得は、全数または女性で負であり、非労働所得による労働供給の抑制効果（所得効果）がみられた。この推計結果を用いて（4）式により、総労働時間に対する所得弾力性、補償賃金弾力性、相対的危険回避度を計算した<sup>4</sup>。計算結果（表1）は、先行研究と部分的にみて整合的だが、男性における弾力性の符号、女性の相対的危険回避度の大きさはさらなる検討を要する。

表1. 所得弾力性、補償賃金弾力性、相対的危険回避度

	全数				男性				女性			
	サンプル数	平均	中位数	標準偏差	サンプル数	平均	中位数	標準偏差	サンプル数	平均	中位数	標準偏差
所得弾力性	2711	-0.097	-0.043	0.129	1383	0.036	0.019	0.041	1325	-0.301	-0.222	0.333
補償賃金弾力性	2634	0.016	0.022	0.062	1377	-0.191	-0.177	0.068	1293	0.078	0.062	0.070
相対的危険回避度	2605	0.080	1.702	4.710	1413	0.743	0.696	0.297	1243	15.776	4.223	22.752

賃金関数、有給労働時間（（8）式）、サービス残業（（9）式）の労働供給関数を3段階最小二乗法によって推計した。賃金関数の推計結果は人的資本理論に整合的であった。サービス残業時間に対して、教育年数と有給労働時間が有意に正であった。サービス残業に対する労働供給関数の説明変数として、時間選好、危険回避度、その他の選好パラメータを一つずつ入れ替えて推計した（表2）。サービス残業に従事している人は、教育年数が高く、有給の残業時間が長く、精一杯働いて、多忙でゆとりの無い人であった。サービス残業は、所定時間内で処理できないほどの仕事量の増加によって引き起こされているといえる（ $\beta > 0$ ）。他方、増加した仕事量に対して、サービス残業で処理するか否かは、報酬体系、

<sup>4</sup>所得弾力性、補償賃金弾力性、相対的危険回避度のいずれも、試算値の上位・下位3%を異常値として取り除いた上で、平均値を求めた。

個人の選好等にも依存する。男性では、賃金が成果と連動せず、仕事を明日に先送りする人ほど、女性では、危険回避的で、周囲の期待を考慮する（優先座席に座らない）ほど、サービス残業時間が長くなる。つまり、サービス残業が勤務評価（賃金）に結び付いたり、周囲からサービス残業を期待されたりする場合、人びとはサービス残業に従事するものと推測される。したがって、非自発的なサービス残業の解消に向けては、仕事の配分を調整するとともに、職場内でサービス残業を（期待）させないような活動を展開して、強制的に仕事を終わらせる仕組みを導入することが望ましい。

表2. サービス残業の労働供給関数と選好を表す変数  
推計方法: 3段階最小二乗法  
被説明変数: サービス残業時間((9)式、係数は $\theta$ )

	全数			男性			女性		
	係数	標準誤差	z値	係数	標準誤差	z値	係数	標準誤差	z値
時間選好									
時間選好(90日)	0.000	0.00	1.01	0.000	0.00	0.84	0.000	0.00	1.18
先送り1	-0.244 *	0.13	-1.95	-0.476 **	0.22	-2.16	0.019	0.11	0.18
危険回避度									
危険回避度1	-0.109	0.15	-0.73	-0.272	0.25	-1.10	0.202 *	0.12	1.68
危険回避度2	-0.070	0.11	-0.66	-0.153	0.18	-0.87	0.135 *	0.08	1.66
wtp2	0.000	0.00	1.40	0.000	0.00	0.55	0.000 **	0.00	2.81
危険愛好度(虎)	-0.063	0.07	-0.97	-0.052	0.11	-0.49	-0.025	0.06	-0.43
喫煙	0.140 *	0.08	1.68	0.278 **	0.13	2.20	-0.042	0.10	-0.44
その他									
成果主義の程度	-0.358 **	0.18	-2.00	-0.676 *	0.35	-1.95	0.040	0.12	0.33
働きぶり(強度)	0.653 ***	0.16	4.03	1.122 ***	0.23	4.98	0.488 ***	0.12	4.07
優先座席	0.220 *	0.12	1.87	0.177	0.20	0.89	0.241 **	0.10	2.36
多忙さ	0.644 ***	0.14	4.51	1.120 ***	0.23	4.89	0.240 **	0.12	1.98

注) \*10% \*\*5% \*\*\*1%で有意。選好を表す変数はサービス残業の説明変数として一つずつ入れ替えて推計。

## 引用文献

- 大橋勇雄 1990 『労働市場の理論』 東洋経済新報社
- 小倉一哉・藤本隆史 2005 『日本の長時間労働・不払い労働時間の実態と実証分析』 労働政策研究報告書 No.22 労働政策研究・研修機構
- 高橋陽子 2005 「ホワイトカラー「サービス残業」の経済学的背景—労働時間・報酬に関する暗黙の契約—」 『日本労働研究雑誌』 No.536, pp. 56-68
- Camerer, C F., Babcock, L., Loewenstein, G. and Thaler, R.H. 1997 “Labor Supply of New York City Cabdrivers: One Day at a Time,” *Quarterly journal of Economics*, 112, 407–441.
- Chetty, R. 2006 “A New Method of Estimating Risk Aversion” *American Economic Review* Vol196, Issue 5, pp1821-1834
- Goette, L., Huffman, D. and Fehr, E. 2004 “Loss Aversion and Labor Supply” *Journal of the European Economic Association* vol. 2(2-3), 216-228,
- Khan, S. and Lang, K. 1991 “The Effect of Hours Constraints on Labor Supply Estimates” *Review of Economics and Statistics* 605-611