# 補助的教育費が出生行動に与える影響の分析

山本陽子

## 1. はじめに

本稿では子どもに対する塾や習い事などの補助的教育費の決定要因と,それらの支出が家計の出生行動に与える影響を分析する.

子どもに対する教育費の決定要因については、中村 (1993)、樋口 (1994)、松浦・滋野 (1996)などによる分析がある。中村 (1993)は『就業構造基本調査』を用い、1982年と87年の2時点において父親の所得が子ども(男女とも)の大学進学を有意に促進することを示している。樋口 (1994)は『家計調査』を用い、70年代、80年代において4年制大学生に占める高家庭所得階層の出身者の割合が大きいこと、高所得世帯出身の学生ほど入試難易度(偏差値)の高い大学に通う傾向が高いこと、また、このような進学行動が就職や生涯所得に優位に働いていることを指摘している。松浦・滋野 (1996)では1986~92年の『家計調査』と『貯蓄動向調査』の首都圏居住世帯のデータを用いて学校や通塾の選択に関する分析を行っている。そこでは、小中学生が公立校に通うか私立校に通うかの選択と通塾の選択との間に同時性はないこと、親の所得が高く社会的地位が高いほど子どもが私立校に入学していること、通塾するという決定については世帯所得、母親が無職であること、男子であることなどが報告されている。

日本の出生行動の分析については多くの蓄積があるが、教育費との関連で分析しているのは、Obuchi (1988)、松浦・滋野 (1996) である。いずれも新家政学派的アプローチに分析の基礎を置いているり。Obuchi (1988) は 1950-83 年の日本の時系列データを用い、子ども一人当たりの学校教育の公的支出額と合計特殊出生率との関係を同時方程式体系で分析している。分析結果は推計モデルに依存しているものの、公的学校教育支出と合計特殊出生率との間に有意で負の関係が確認されている。松浦・滋野 (1996) では 1989 年の『家計調査』と『貯蓄動向調査』の個票データを用い、既婚女性が調査年に子どもを出産したかどうかと家計の教養娯楽費(教養娯楽品、書籍、月謝、旅行、教養娯楽耐久消費財などの支出額)との関係について女性の年齢

<sup>1)</sup> Becker (1960), Becker (1965), Willis (1973) 参照.

階層別の分析を行っている。分析結果からは30~34歳の既婚女性の出産決定に対して教養娯楽費が負の影響を与えていることが示されており、Obuchi (1988)、松浦・滋野 (1996) のいずれの分析においても子どもの質 (=教育費の支出が多い) と量との代替関係を認める結果となっている。

近年少子化が社会問題として捉えられているが、少子化の背景には子育て費用や教育費用の負担が大きいことがあると指摘されている。『第 11 回出生動向基本調査(結婚と出産に関する全国調査)』(国立社会保障・人口問題研究所は 1997(平成 9)年 6 月実施)では、夫婦が理想子ども数を持たない背景に「子どもを育てるのに費用がかかるから」、「子どもの教育費にお金がかかるから」という理由があること、またそれを理由としてあげる夫婦がこの 10 年で増加していると報告している<sup>2)</sup>。

東京都内在住 3 歳から 18 歳までの子どものいる 6,500 世帯を対象としたアンケート調査「平成 12 年度保護者が負担する教育費調査」(東京都教育庁実施)によれば、親の多くが実際に子どもの教育費に負担を感じていることが報告されている。子どもが公立の教育を受けている場合では約  $4 \sim 6$  割の親が、私立では約  $7 \sim 8$  割の親が負担に思っている(表 1)。教育費の内訳を見ると補助学習費やけいこごと学習費が子どもの教育費に占める割合は公立小学校の80.5%から私立高等学校の 32.4%と決して少なくはない(表 2)。これらのことは学校教育以外の教育費の家計における位置付けが高いことを示唆している。

今年1月に国立社会保障・人口問題研究所が発表した人口推計では、少子化が更なる進展することが予測されている。また『第11回出生動向基本調査(結婚と出産に関する全国調査)』

表1 教育費の負担感

(単位:%)

区	分	負担に感じている親の割合
高等学校	公立 私立	53.0 84.5
中学校	公立 私立	61.9 85.2
小学校	公立 私立	49.8 82.6
幼稚園	公立 私立	41.1 75.0

<sup>2)</sup> 設問では予定子ども数が理想子ども数を下回る夫婦に、理想の子どもを持たない理由を多項目選択方式で尋ねている。この結果、11個の選択肢の中から「子どもを育てるのに費用がかかるから」を選択した夫婦の割合は全ての選択肢の中で最も高く37.0%、「子どもの教育費にお金がかかるから」は2番目に高く33.8%であった。前回調査(1992年)でこの2つの選択肢を選択している夫婦の割合は、各々30.1%と28.3%、第8回調査(1982年)では各々24.3%と22.0%であった。

表 2 年間教育負担総額

(単位:円,%)

								TE - 1 19 / U/
区	分	学校教育費 (A)	補助学習費 (B)	けいこごと学習費 (C)	合 計 (A+B+C)	(補助+けいこ)/合計 (B+C)/合計	補助学習の 受講者割合	けいこごとに 通う者割合
高等学校	公立 私立	282,393 1,020,032	250,308 365,655	107,640 123,319	640,341 1,509,006	55.9 32.4	34.4 45.8	19.5
中学校	公立 私立	140,157 1,053,270	410,763 299,044	132,827 212,423	683,747 1,564,737	79.5 32.7	79.4 49.0	42.8
小学校	公立 私立	85,762 1,038,781	196.571 297,833	157,473 292,610	439,806 1,629,224	80.5 36.2	55.2 42.1	78.7
幼稚園	公立 私立	171,755 446,237	28,095 77,865	110,124 145,615	309,974 669,753	44.6 33.4	16.1 16.7	63.5

\*補助学習費:塾・家庭教師・通信教育・図書・機材に関わる費用

表 1~2 の注)

では子どもを持たない夫婦が増加していることが報告されており、近年の少子化がこれまでの 晩婚化・未婚化を要因としたものとは性格を異にしつつあることが示唆される。このような背 景からここでは塾などの補助的な教育費と家計の出生行動との関係を検証する。また、そのよ うな補助的な教育費の支出額が何によって決定されているのかについても同時に分析を行う。

以下,第2節で推計モデル,第3節で実証結果,第4節で結論を述べる。以下では断りのない限り,「教育費」は「補助的教育費(塾や習い事に対する支出額)」の意味で用いる。

#### 2. 推計モデル

子どもに対して塾などのサービスを与えることが世帯の子どもの数にどのような影響を与えるのかを考える。ここでは高額の教育サービスを子どもに与える世帯では子どもの価格が高いと考え、子どもの量的需要に対する価格の効果に注目する。教育サービスの支出額と子ども質との間には特に明示的な関係は与えない。親が子どもから得る効用は数のみに依存すると仮定する。モデルは Becker (1965) の家庭内生産のモデルを用いる。

世帯の効用関数を以下のように表す。

$$U = u(Z_1, Z_2, Z_3) \tag{1}$$

Z:消費財,Z:子どもの数,Z。:余暇とする。U は原点に対して凸とする。Z の家庭内生産関数は以下のように表す。

$$Z = Z(G_1, G_2, G_3; t_1, t_2, t_3)$$
(2)

 $G_i$  は市場財,  $t_i$  は時間である。生産関数は、

$$Z_i = G_i/a_i, \quad Z_i = t_i/b_i \tag{3}$$

<sup>\*</sup>けいこごと学習費:体育・芸術・教育等にかかわるけいこごと関連費用(ピアノ・水泳・英会話など)

<sup>\*</sup>合計、(補助+けいこごと)/合計は筆者算出による。

<sup>\*</sup>出所:「平成12年度保護者から負担する教育費調査」(東京都教育庁実施)

<sup>\*</sup> http://www.kyoiku.metro.tokyo.jp/press/pr 20010412 3.htm より引用

で、 $a_i$ 、 $b_i$  は生産活動 1 単位当たりに必要な市場財、時間の単位を表す。但し、 $Z_i$  は市場財のみを、 $Z_i$  は市場財と時間を、 $Z_i$  は時間のみを投入要素をする。 $G_i$  については教育サービス等が該当する。

時間制約は,

$$T = \sum_{i=1}^{3} t_i + T_w \tag{4}$$

 $T_w$  は労働時間を表す。所得制約は

$$\sum_{i=1}^{3} p_i G_i = w T_w + I \tag{5}$$

I は労働所得以外の所得である。(4), (5)より,

$$\sum_{i} p_i G_i + w \sum_{i} t_i = w T + I \tag{6}$$

(3), (6)より以下の式を得る。

$$\sum_{i} p_i Z_i a_i + w \sum_{i} Z_i b_i = \sum_{i} \pi_i Z_i = w T + I$$

$$\tag{7}$$

 $\pi_i = p_i a_i + w b_i$ 

(7)式を制約として、(1)を最大化することにより一階の条件を得る。

$$\begin{split} \frac{MUz_2}{MUz_1} &= \frac{\pi_2}{\pi_1} = \frac{p_2a_2 + wb_2}{p_1a_2} \\ \frac{MUz_2}{MUz_3} &= \frac{\pi_2}{\pi_3} = \frac{p_2a_2 + wb_2}{wb_3} = \frac{p_2a_2}{wb_3} + \frac{b_2}{b_3} \end{split}$$

№ の上昇(家計がより高額の教育サービスを選択する),あるいは時間節約的な子どもの家庭内生産技術の採用は、子どもの数に対する需要を減少させ、消費財や余暇の需要を増加させる。 w が上昇すると家計は消費財の需要に対して子どもの量的需要を減少し、消費財の需要を増加させる。余暇の需要に対しては子どもの量的需要を増加して余暇の需要を減少させる。但し、子どもの量的需要に対する変化の大きさは家庭内生産技術にも依存する。w が上昇した場合、時間集約的な技術であるほど子どもの生産費用も高くなるため子どもの数に対する需要はそれほど増えない可能性もある。

父親の時間は労働時間のみに配分されると仮定すると、得られた  $Z_0$  の需要関数から推計式は以下のように表すことができる。

$$Z_{2i} = \alpha_0 + \alpha_1 E_i + \alpha_2 w_i + \alpha_3 X_i + \varepsilon_i \tag{8}$$

ここで添え字iは世帯を表す。 $Z_i$ は子どもの数, $E_i$ は塾や習い事などの世帯の子ども一人当たりの1ヶ月の支出額(以下,教育費), $w_i$ は母親の賃金, $X_i$ はその他の変数ベクトルである。子どもが上級財であるならば, $E_i$ の増加は子どもの数に対する需要を減少させるため  $\alpha_1$  の期待される符合は負である。また,子どもの需要と $w_i$ の関係については, $w_i$ が家計の所得を増加させることによる所得効果は正であるが,子どもの価格を上昇させることによる代替効果を通じた $w_i$ の影響は負と想定されるため, $\alpha_2$ の符号は所得効果が代替効果より大きければ正,代替

効果の方が大きければ負と予想される、誤差項には平均 0,分散 σ<sup>2</sup>,の正規分布を仮定する。

 $Z_i$  については予定子ども数,予定と理想の格差(理想子ども数/予定子ども数),現在までの出生児数とする。現在までの出生児数は完結出生児数ではないため,Boulier and Rosenzweig (1978),Anderson (1983) に従い,推計式を以下のように改める $^3$ .

$$\ln N_i = \beta_0 \ln Y_i + 3* \ln(1 - \exp(-\beta_1 (age_i - 15))) + \mu_i$$
(9)

 $N_i$  は出生児数(現在の子ども数), $age_i$  は母親の年齢, $Y_i$  は  $age_i$  以外の説明変数のベクトルである。誤差項には平均 0,分散  $\sigma^2$  の正規分布を仮定する。

推計に用いるデータは平成10年度厚生科学研究(子ども家庭総合研究事業)「子育て支援策の効果に関する研究会」が1998年9月~10月に実施したアンケート調査「女性の就労と子育てに関する調査」である<sup>4</sup>。

説明変数には以下のものを用いる。一人当たり教育費 ( $E_i$ : 世帯の 19 歳以下の子どもについての一人当たり-ヶ月の塾や習い事の支出額),一人当たり教育費シェア (1-(一人当たり教育費年額/父親の年収),母親の賃金 ( $w_i$ : 調査時点で無職のサンプルについては賃金が観察されないため Heckman 二段階推定によって推計値を得た),父親の年収,同居ダミー(母親か父親の両親のいずれかが同居していれば1),都市ダミー(政令指定都市に居住していれば1),双子ダミー(双子がいる世帯は1),母親の結婚年齢,母親の年齢である。一人当たり教育費,父親の年収について対数をとる場合は 0 の値があるため 1 を加えた上で対数を取った。

一人当たり教育費については留意すべき問題がある。今回の分析で用いる調査では1ヵ月の子どもの補助的教育費を各世帯につき最高3人の子どもまで回答できるようになっている。このため子どもが4人以上いる世帯で4人以上の子どもが補助的教育を受けている場合には、世帯の子ども一人当たり教育費は実際よりも低く出てしまう。これは出生行動と補助的教育費と

調査実施: (社) 中央調査社

調査地域:全国

調査対象:小学校入学前の子どもがいる母親

標本数:4,500

抽出台帳:(社)中央調査社の世帯マスターサンプル

調査方法:郵送法(官製葉書による督促1回)

調査時期:1998年9月25日~10月12日

回収結果:発送数:4,500(100%) 有効回答数:1,757(39.0%)

本調査の個票利用を許可して下さった同研究会主査浅子和美一橋大学経済研究所教授に記して謝意を表します。なお、本論文の内容は、同研究会のものではなく、筆者個人の見解を著したものである。

<sup>3)</sup> Boulier and Rosenzweig(1978),Anderson(1983)らの分析によれば,現在の子どもの数  $N_i$  と生涯 に持つ子どもの数  $N_i^*$ (自然出生曲線に従った場合の出生児数)との比率は  $N_i/N_i^*=[1-\exp\{-\beta_1(age_i-15)\}]^3$  と表すことができる。ただし,15 という値は懐妊が可能になる平均年齢値である。この式を対数変 換し, $N_i^*$  は調査時点では観察されないため,教育費,賃金などの社会経済学的変数  $Y_i$  で推計することで代替し,(9)式を得る

<sup>4) 「</sup>女性の就労と子育てに関する調査」の概要は以下の通りである。

の間に先見的な負の相関関係を導いてしまい,ここでの分析をする上で深刻な問題である.ここで問題となるのは4人以上子どもがいる世帯で3人分の教育費を全て回答しているサンプルである.なぜなら4人以上子どもがいる世帯で3人未満分の教育費を回答しているサンプルは,回答できるにもかかわらず回答していないということなので,このようなサンプルでは子どもに対する補助的教育費はすべて回答されているとみなしてよい.今回の調査でこのようなサンプルが全サンプルに対してどの程度の比重を占めるのかを見ると,子どもが4人以上いる世帯は1,757 サンプル中73,さらに問題の4人以上が子どもがいて且つ3人の子ども全てについて補助的教育費を回答しているサンプルは1,757 サンプル中12 サンプルであった.またここでの出生行動の推計で用いたサンプル1293 サンプル中このような問題のサンプルは9 サンプルであった.したがって,このようなサンプルの分析への影響は少ないと考えられ,また,これらを分析対象から除外することはバイアスを更に拡大する可能性もあるため,問題に留意した上でこのまま分析を進める<sup>5</sup>).

被説明変数が予定子ども数と出生児数の場合の予想される係数符号は以下のようになろう。 一人当たり教育費は子どもの価格を表すため予想される符号は負である。一人当たり教育費 シェアは父親の年収で基準化した一人当たり教育費である。但し、対数を取るため1からの差 とし、この値が小さいほど父親の年収に対する補助的教育費の支出が大きいことを示す。した がって,期待される符合は正である。母親の賃金の係数については前述のように所得効果が代 替効果より大きければ正、その逆であれば負と予想される、父親の年収については正、同居ダ ミー(母親か父親の両親のいずれかが同居していれば1)については同居は教育費以外の子ど もにかかる(育児)コストを低下させると考えられるため正、都市ダミー(政令指定都市に居 住していれば1)は都市部ほど子どもを育てるコストが高いとすれば負と予想される。双子ダ ミー(双子がいる世帯は1)は予定外に子どもの数を増加させるため正となると考えられる。 母親の結婚年齢については日本においては法律上の婚姻関係が出産の条件となっていると指摘 されていることから、結婚年齢は出生行動に対して負の影響を与えると予想される。母親の年 齢については年齢が高いほど出生行動を完結していると想定されるため、出生児数に対しては 予想される符合は正である。予定子ども数に対しては年齢が高いほど出生児数との誤差が少な くなるため,元々の予定よりも出生児数が多いサンプルが予定子ども数を高めに回答していれ ば正、あるいは年齢が高い世代ほど子どもに対する選好が高いという傾向があるならば予想さ れる符号は正である.

被説明変数が予定と理想の格差 (理想子ども数/予定子ども数) の場合は予想される結果は少

<sup>5)</sup> 第3節での出生行動に関する推計では、問題のサンプルを除いたサンプルでの推計も行ったが、結果は 係数の大きさが若干大きくなり、符号及び有意性は変化がなかった。また一人当たり教育費の額ではなく、 最低一人の子どもに対して補助的教育を行っているということが出生行動に有意な負の影響を与えてい るという結果を得た。

し異なる。一人当たり教育費が高いほど予定子ども数が少なくなり、理想子ども数との格差が大きくなると考えるならば、予想される符号は正である。一人当たり教育費シェアは逆に負と予想される。母親の賃金についてはここでも不明である。父親の年収は格差を縮小をさせるとすると負、同居ダミーについては同様に負、都市ダミーは格差を拡大する要因と働くと考えられるため正と予想される。双子ダミーは予定外に子どもの数を増加させ格差を縮小させるため負と予想される。母親の結婚年齢は結婚年齢が遅いほど出産開始年齢が遅くなるため格差を拡大させると考えられるため正、母親の年齢については年齢が高いほど出生行動を完結しており、予定子ども数や理想子ども数が出生児数に収斂していくと考えると、格差が収縮するため予想される符号は負である。あるいは年齢が高い世代ほど子どもを育てるコストが小さく、理想と予定の格差は小さくなると考えても予想される符号は負である。

出生行動の推計に入る前に教育費の支出額が何によって決まるかを分析する。多くの先進諸国で観察された所得と出生率との間の負の関係は所得の増加と共に子どもの価格(あるいは支出を通じた子どもの質に対する需要)が増加することが背景にあると言われている<sup>6</sup>。本稿でも教育費が親の収入との間に正の関係があるかどうかを検証する。推計式は以下のようになる。

 $E_i = \gamma_0 + \gamma_1 age \ chi_i + \gamma_2 girl_i + \gamma_3 I_i + \gamma_4 h \ edu_i + \gamma_5 edu_i + u_i$ 

推計は分析単位を子どもに置いたものと世帯に置いたものの 2 種類に分けて行う。このため、説明変数の教育費、 $age\_chi_i$ (子どもの年齢)と girl(女子ダミー)は世帯の各々の子どもに固有の値と世帯の平均値の 2 種類が存在する。つまり、分析単位が子どもの場合は、 $E_i$ 、 $age\_chi_i$ 、girl は世帯の各々の子どもの教育費、年齢、女子ダミーとなり、分析単位が世帯の場合は、世帯の子ども一人当たり教育費、世帯の 19 歳以下の子どもの平均年齢、世帯の 19 歳以下の子どもに占める女子の比率となる。子ども単位で分析する場合は 19 歳以下の子どもを対象に行った。 $I_i$  は父親の年収、母親の年収、世帯年収などの所得に関する変数と都市ダミー、 $h\_edu$ 、edu は各々父親と母親の教育年数を表す。誤差項には平均 0、分散  $\sigma^2$ の正規分布を仮定する推計方法は被説明変数に 0 が多いため、Tobit 法を用いた。

子どもの年齢は年齢が高いほど補助的な教育費の額が高くなること、また年齢が高くなるにつれて補助的教育に対する支出機会が多くなることなどから係数の符号は正となると予想される。父親の年収、母親の年収、世帯年収は正と予想される。女子グミーについては、男子の大学進学率が女性のそれよりも高いことなどを考慮すると、符号は負と予想される。父親の教育年数と母親の教育年数は各々の教育年数が長いほど、子どもの教育機会を高めたいと考える傾

<sup>6)</sup> Becker (1960) では、子どもの質は親の支出額によって決まるとし、質の向上が親の効用を高めるために、子どもの質と数との間に代替関係があるとしている。このモデルでは所得の増加と子どもの数との間の負の関係は所得が増加した場合、子どもの数に対する所得効果よりも子どもの質に対する所得効果の方が大きいためと説明している。本稿のモデルはより単純で、所得の増加は教育に対する支出を増加させるという Okun (1958) の考え方に近い。

向があるならば予想される符号は正となるだろう。

## 3. 推計結果

表3,4は今回の推計で用いたサンプルの補助的教育費の支出(月額)を見たものである。表3,4とも子ども単位で集計してある。表3はすべての子どもについて集計,表4は補助的教育を行っている子どもについて集計したものである。表3を見ると全ての子どものうち,補助的教育を行っている子どもの割合は38.6%である。年齢ごとの割合を見ると年齢が上がるにつれて補助的教育を行っている割合は上昇するが,4,5歳頃から大きく上昇し始め,小学校・中学校の世代では大体 $60\sim80\%$ でこの期間は年齢とともに割合が上昇するといった一定の傾向は見られない。今回のサンプルでは年齢が高い子どものサンプルが少ないのが特徴であり,

表 3 1ヶ月の教育費(集計対象:子ども単位,教育費=0のサンプルを 含む)

年齢	標本数	教育費> 0 の割合	最小値	最大値	平均
0歳	189	1.1	0	8,000	79
1歳	235	3.0	0	17,000	179
2歳	381	10.2	0	20,000	726
3歳	467	17.3	0	21,000	1,191
4歳	477	36.1	0	70,000	2,744
5歳	418	53.8	0	75,000	4,904
6歳	354	60.5	0	63,000	5,839
7歳	204	66.2	0	85,000	7,211
8歳	182	65.4	0	85,000	7,918
9歳	153	78.4	0	85,000	9,497
10歳	113	72.6	0	30,000	7,841
11歳	68	67.6	0	45,000	9,912
12歳	59	59.3	0	35,000	7,593
13歳	38	50.0	0	30,000	6,500
14歳	27	63.0	0	42,000	13,370
15歳	21	47.6	0	40,000	11,700
16歳	17	0.0	0	0	0
17歳	11	0.0	0	0	0
18歳	7	0.0	0	0	0
19歳	2	50.0	0	20,000	10,000
20歳	2	0.0	0	0	0
22歳	1	0.0	0	0	0
23歳	1	0.0	0	0	0
25歳	1	0.0	0	0	0
28歳	1	0.0	0	0	0
総計	3,429	38.6	0	85,000	3,956

(単位:円,%)

\*出所:「女性の就労と子育てに関する調査」(1998)

表 4 1ヶ月教育費 (集計対象:子ども単位,教育 費>0のサンプル)

左:44	-tim -k	目. 八. 店	日.上店	₩.
年齢	標本数	最小値	最大値	平均
0歳	2	7,000	8,000	7,500
1歳	7	1,000	17,000	6,000
2歳	39	1,000	20,000	7,263
3歳	81	0	21,000	6,938
4歳	172	1,000	70,000	7,726
5歳	225	0	75,000	9,111
6歳	214	1,000	63,000	9,676
7歳	135	1,000	85,000	10,896
8歳	119	2,000	85,000	12,109
9歳	120	1,000	85,000	12,108
10歳	82	1,000	30,000	10,805
11歳	46	2,000	45,000	14,652
12歳	35	0	35,000	12,800
13歳	19	4,000	30,000	13,000
14歳	17	5,000	42,000	21,235
15歳	10	13,000	40,000	26,000
19歳	1	20,000	20,000	20,000
総計	1,324	0	85,000	10,283

(単位:円)

\*1,000円未満は0

\*出所:「女性の就労と子育てに関する調査」(1998)

そのため年齢が16歳以上の子どもについては、一部の例外を除き、補助的教育を行っていないという状況になっている。表4は塾に行っている子どもについて集計をしたものであるが、補助的教育費の平均値を見ると10,283円となっている。これは表3の全ての子どもを対象に集計した場合の平均値、3,956円から大きく乖離した値であり、補助的教育を受けている子どもと受けていない子どもとの間で教育費に関して大きな格差があることが示されている。

推計結果は表  $6 \sim 9$  である $^{7}$ . まず補助的教育支出の決定要因に関する推計結果であるが,子 ども単位での推計結果は表 6 である。子どもの年齢と補助的教育費の支出額との間には正で有 意な関係がある。これは子どもの年齢が高いほど塾や習い事の種類や数が多様になること,また受験対策などの必要性が高くなるためであろう。女子ダミーについては,正で有意な関係があることが示された。補助的な教育支出に関しては男子よりも女子の方が支出額が高い。これ

<sup>7)</sup>推計においては変数間の多重共線性に配慮し、説明変数をいくつか変えて、それらの結果を比較することでその可能性をチェックすることを行った。表6、7の推計では父親の年収、母親の年収、世帯の年収、父親の教育年数、母親の教育年数との間に、表8、9の推計では一人当たり教育費、一人当たり教育費シェア、父親の年収との間に多重共線性の可能性が想定される。推計結果を見ると、推計式を変えても推計された係数の符号や大きさに顕著な変化が認められないことから、多重共線性による推計結果への影響はないと判断する。

表 5 記述統計量(出生行動の推計に用いたサンプル)

変数名	Mean	Std. Dev.	Minimum	Maximum
予定子ども数	2.3751	0.70551	1	(
予定子ども数(対数値)	0.82137	0.30048	0	1.79176
理想子ども数/予定子ども数	1.22806	0.40545	0.5	Ę
理想子ども数/予定子ども数(対数値)	0.16262	0.28117	-0.69315	1.60944
出生児数	2.12838	0.76327	1	(
出生児数(対数値)	0.68654	0.38357	0	1.79176
一人当たり教育費(月額・千円)	3.95143	5.92372	0	80
一人当たり教育費(対数値)	1.05432	1.03938	0	4.3944
父親の年収(万円)	553.48028	214.19369	25	1950
父親の年収(対数値)	6.2431	0.40425	3.2581	7.576
一人当たり教育費(年額)/父親の年収	0.0088331	0.014657	0	0.21333
一人当たり教育費シェア(対数値)	-0.0089875	0.01539	-0.23995	(
母親の時間当たり賃金(推計値,対数値,百円)	6.59887	0.44367	5.26155	7.86707
母親の年齢	33.46326	4.17344	21	48
母親の年齢(対数値)	3.50259	0.12596	3.04452	3.8712
母親の結婚年齢	25.01469	2.99493	17	38
母親の結婚年齢(対数値)	3.21245	0.11807	2.83321	3.63759
双子ダミー	0.013148	0.11395	0	
同居ダミー	0.28461	0.4514	0	
都市ダミー	0.24207	0.4285	0	
標本数:734(一人当たり教育費>0の世帯のみ)				
	Mean	Std. Dev.	Minimum	Maximum
予定子ども数	2.43597	0.69542	1	
予定子ども数(対数値)	0.84977	0.28959	0	1.7917
理想子ども数/予定子ども数	1.21721	0.38964	0.5	
理想子ども数/予定子ども数(対数値)	0.15735	0.268	-0.69315	1.6094
出生児数	2.28747	0.73719	1	
出生児数(対数値)	0.7716	0.34675	0	1.7917
一人当たり教育費(月額・千円)	6.96076	6.39339	0.25	80
一人当たり教育費(対数値)	1.85727	0.64099	0.22314	4.3944
父親の年収(万円)	596.35559	224.71257	25	1950
父親の年収(対数値)	6.32203	0.3907	3.2581	7.576
一人当たり教育費 (年額)/父親の年収	0.01556	0.016548	0.000727	0.2133
一人当たり教育費シェア(対数値)	-0.015832	0.017578	-0.23995	-0.0007
母親の時間当たり賃金(推計値,対数値,百円)	6.63902	0.43583	5.3161	7.8670
母親の年齢	34.53678	3.88029	23	48
母親の年齢(対数値)	3.53566	0.11338	3.13549	3.871
母親の結婚年齢	24.8733	2.82244	19	38
母親の結婚年齢(対数値)	3.20755	0.11124	2.94444	3.6375
双子ダミー	0.010899	0.1039	0	
同居ダミー	0.31335	0.46417	0	
	1	1		

<sup>\*</sup>一人当たり教育費シェア=1-(一人当たり教育費(年額)/父親の年収)

表 6 教育費の推計 (子ども単位)

推計方法:Tobit 標本数:3054

被説明変数:教育費(対数値)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
定数項	-14.814 -11.976 [.000]	-12.496 -10.649 [.000]	-14.508 -11.772 [.000]	-14.495 -11.549 [.000]	-12.650 -10.726 [.000]
子どもの年齢 (対数値)	2.467 24.930 [.000]	2.579 25.528 [.000]	2.521 25.163 [.000]	2.477 24.905 [.000]	2.522 25.230 [.000]
女子ダミー	0.329 3.666 [.000]	0.320 3.556 [.000]	0.324 3.626 [.000]	0.317 3.527 [.000]	0.325 3.597 [.000]
父親の年収 (対数値)	0.584 5.800 [.000]		0.539 5.374 [.000]		
母親の年収 (対数値)		-0.095 -4.783 [.000]	-0.083 -4.218 [.000]		
世帯年収 (対数値)				0.468 4.413 [.000]	
父親の教育年数 (対数値)	1.335 4.151 [.000]	1.433 4.458 [.000]	1.163 3.608 [.000]	1.478 4.609 [.000]	1.655 5.169 [.000]
母親の教育年数 (対数値)	1.137 2.493 [.013]	1.549 3.372 [.001]	1.332 2.911 [.004]	1.098 2.391 [.017]	1.344 2.930 [.003]
都市ダミー	0.291 2.719 [.007]	0.283 2.629 [.009]	0.237 2.207 [.027]	0.351 3.289 [.001]	0.350 3.256 [.001]
σ	2.043 42.326 [.000]	2.051 42.314 [.000]	2.034 42.344 [.000]	2.050 42.308 [.000]	2.062 42.290 [.000]
対数尤度	-3474.610	-3480.910	-3465.640	-3482.670	-3492.460

<sup>\*</sup>上段推計值,中段t值,下段P-value

は補助的な教育費の中に習い事などに対する支出が含まれているためと推測される。父親の年収とは正で有意な、母親の年収とは負で有意な、世帯年収とは正で有意な関係があることが明らかとなった。父親の年収、世帯年収が多い世帯の子どもほど多くの補助的な教育を受けている。しかし、母親の年収が高い世帯の子どもほど補助的な教育を受けておらず、これは母親の年収が役親の年収と負の相関関係があることが一因と考えられる。父親の教育年数と母親の教育年数については各々正で有意な関係があることが示された。親の受けた教育年数が長いほど子どもの教育に多くの支出を払う傾向があることが明らかとなった。都市グミーについては正で有意な関係があり、政令指定都市においてより多くの補助的な教育がなされていることが示

#### される.

表7は世帯単位の推計結果である。子ども単位の場合の結果と同様の結果を得ている。世帯の子ども一人当たりの補助的教育費に関しても、子どもの平均年齢、女性比率、父親の年収、世帯年収、父親の教育年数、母親の教育年数、都市ダミーとの間に正で有意な関係が、母親の年収との間に負で有意な関係があることが明らかとなった。

出生行動に関する推計結果は表8と表9である。表8は予定子ども数と予定と理想の格差(理想子ども数/予定子ども数)に関する分析である。各々全世帯を用いた推計と子どもに対して何

表7 教育費の推計(世帯単位)

推計方法: Tobit 標本数: 1451

被説明変数:一人当たり教育費(対数値)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
定数項	-10.925 -10.028 [.000]	-9.210 -8.809 [.000]	-10.712 -9.911 [.000]	-10.719 -9.609 [.000]	-9.245 -8.753 [.000]
子どもの平均年齢 (対数値)	1.876 18.642 [.000]	2.065 19.826 [.000]	1.981 19.143 [.000]	1.886 18.532 [.000]	1.955 19.210 [.000]
女子比率 (対数値)	0.598 3.805 [.000]	0.562 3.552 [.000]	0.580 3.712 [.000]	0.573 3.623 [.000]	0.580 3.640 [.000]
父親の年収 (対数値)	0.492 5.582 [.000]		0.439 5.013 [.000]		
母親の年収 (対数値)		-0.096 -5.361 [.000]	-0.084 -4.740 [.000]		
世帯年収 (対数値)				0.394 4.080 [.000]	
父親の教育年数 (対数値)	0.952 3.312 [.001]	1.046 3.649 [.000]	0.807 2.814 [.005]	1.086 3.774 [.000]	1.247 4.337 [.000]
母親の教育年数 (対数値)	1.021 2.485 [.013]	1.399 3.385 [.001]	1.211 2.953 [.003]	1.000 2.410 [.016]	1.204 2.900 [.004]
都市ダミー	0.173 1.851 [.064]	0.164 1.748 [.081]	0.134 1.436 [.151]	0.218 2.326 [.020]	0.214 2.264 [.024]
σ	1.380 36.659 [.000]	1.387 36.668 [.000]	1.369 36.691 [.000]	1.390 36.645 [.000]	1.402 36.628 [.000]
対数尤度	-1871.480	-1873.070	-1860.150	-1879.260	-1887.580

<sup>\*</sup>上段推計值,中段 t值,下段 P-value

推計方法:最小二乗法 (White:1980)

		4	サンプル (本	全サンプル (標本数:1293)	(3)		1	一人当たり教育費> 0 のサンプル (標本数:734)	<b>育費&gt;0の</b>	サンプル (オ	標本数:734	
被説明変数	予定子	予定子ども数 (対	(対数値)	理想子ども養	理想子ども数/予定子ども数	数 (対数値)	予定子	予定子ども数 (対数値)	数値)	理想子ども数	理想子ども数/予定子ども数 (対数値)	枚 (対数値)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(2)	(9)	(2)	(8)	(6)	(10)	(11)	(12)
定数項	0.965	1.094	1.105	-0.388	-0.485	-0.492	0.804	1.217	0.989	-0.266	-0.427	-0.327
	3.386	4.016	4.030	-1.420	-1.822	-1.843	2.018	3.007	2.397	-0.750	-1.177	-0.911
	[.001]	[.000]	[.000]	[.156]	[.069]	[990.]	[.044]	[.003]	[.017]	[.454]	[.239]	[.363]
一人当たり教育費	-0.023			0.017			-0.100			0.033		
(対数値)	-2.402			1.778			-6.000			1.875		
	[.016]			[920.]			[000]			[.061]		
一人当たり教育費シェア		1.966			-1.195			2.930			-1.287	
(対数値)		3.242			-1.940			3.323			-1.818	
		[.001]			[.053]			[.001]			[690.]	
父親の年収	-0.002	-0.022	-0.013	0.001	0.014	0.009	0.011	-0.056	-0.016	-0.003	0.024	900.0
(対数値)	-0.087	-0.936	-0.554	0.027	0.724	0.448	0.389	-1.929	-0.590	-0.102	0.936	0.255
	[.931]	[.349]	[.580]	[626.]	[.469]	[.654]	[.697]	[.054]	[.555]	[.919]	[.350]	[662.]
母親の賃金 (推計値)	0.011	0.012	0.012	0.007	900.0	900.0	0.004	0.008	0.006	0.019	0.018	0.018
(対数値)	0.565	0.627	0.612	0.355	0.313	0.321	0.178	0.338	0.267	0.789	0.731	0.758
	[.572]	[.531]	[.541]	[.722]	[.754]	[.748]	[828]	[.736]	[.790]	[.430]	[.465]	[.449]
母親の結婚年齢	-0.922	-0.914	-0.864	0.593	0.581	0.550	-1.050	-1.048	-1.020	0.634	0.636	0.624
(対数値)	-9.675	-9.934	-9.588	6.474	6.525	6.344	-8.284	-8.132	-7.823	5.194	5.192	5.112
	[.000]	[.000]	[000.]	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	[000.]	[000.]	[.000]	[.000]
双子ダミー	0.246	0.248	0.255	-0.193	-0.196	-0.200	0.373	0.366	0.369	-0.223	-0.221	-0.222
	3.406	3.489	3.642	-2.672	-2.704	-2.784	4.879	4.602	4.362	-2.437	-2.437	-2.471
	[.001]	[.001]	[000.]	[800.]	[.007]	[:002]	[.000]	[.000]	[.000]	[.015]	[.015]	[.014]
同居ダミー	0.032	0.034	0.029	-0.011	-0.012	-0.009	0.057	0.058	0.052	-0.031	-0.032	-0.029
	1.775	1.899	1.636	-0.616	-0.671	-0.510	2.781	2.775	2.474	-1.477	-1.517	-1.410
	[.076]	[.058]	[.102]	[.538]	[.502]	[.610]	[900]	[900.]	[.014]	[.140]	[.130]	[.159]
都市ダミー	-0.055	-0.052	-0.059	0.026	0.025	0.029	-0.054	-0.059	-0.073	0.030	0.030	0.037
	-2.919	-2.771	-3.090	1.382	1.312	1.516	-2.271	-2.496	-3.017	1.247	1.259	1.506
	[.004]	[900.]	[.002]	[.167]	[.190]	[.130]	[.023]	[.013]	[.003]	[.213]	[.208]	[.133]
母親の年齢	0.795	0.782	0.713	-0.406	-0.387	-0.345	0.989	0.943	0.902	-0.503	-0.492	-0.474
(対数値)	7.256	7.572	7.220	-4.260	-4.352	-4.080	7.403	6.997	6.721	-4.321	-4.263	-4.133
	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	[000.]	[.000]	[.000]
修正済み決定係数	0.117	0.122	0.113	0.045	0.046	0.043	0.210	0.193	0.165	0.062	0.063	0.058
	7	- 1 当かり 教育費/分割の年IIV)	を動/が報の	(上口)								

\*一人当たり教育費シェア:1-(一人当たり教育費/父親の年収) \*上段推計値,中段 t 値,下段 P-value

— 31 —

表 9 出生行動の分析

推計方法: 非線形最小二乗法 (White: 1980)

被説明変数:出生児数(対数値)

	全サンフ	プル(標本数	ኒ : 1293)		) 教育費> 0 ( 標本数:734	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
定数項	6.244 15.205 [.000]	6.397 15.572 [.000]	6.165 15.331 [.000]	5.623 11.359 [.000]	5.866 11.499 [.000]	5.392 10.569 [.000]
一人当たり教育費 (対数値)	-0.009 -0.890 [.373]			-0.132 -7.467 [.000]		
一人当たり教育費シェア (対数値)		1.629 2.606 [.009]			3.477 5.199 [.000]	
父親の年収 (対数値)	-0.010 -0.425 [.671]	-0.022 -0.918 [.359]	-0.015 -0.599 [.549]	0.015 0.515 [.607]	-0.067 -2.144 [.032]	-0.019 -0.632 [.528]
母親の賃金(推計値) (対数値)	-0.003 -0.124 [.901]	-0.003 -0.108 [.914]	-0.002 -0.100 [.921]	0.026 0.947 [.344]	0.031 1.115 [.265]	0.030 1.040 [.298]
母親の結婚年齢 (対数値)	-1.580 -15.806 [.000]	-1.600 -16.389 [.000]	-1.555 -16.117 [.000]	-1.421 -11.890 [.000]	-1.411 -11.583 [.000]	-1.375 -11.111 [.000]
双子ダミー	0.226 2.760 [.006]	0.224 2.743 [.006]	0.229 2.811 [.005]	0.344 3.264 [.001]	0.336 3.131 [.002]	0.340 3.112 [.002]
同居ダミー	0.065 3.040 [.002]	0.068 3.178 [.001]	0.064 3.001 [.003]	0.095 3.903 [.000]	0.096 3.848 [.000]	0.089 3.524 [.000]
都市ダミー	-0.057 -2.585 [.010]	-0.053 -2.401 [.016]	-0.059 -2.655 [.008]	-0.043 -1.675 [.094]	-0.052 -1.975 [.048]	-0.069 -2.598 [.009]
母親の年齢 (対数値)	0.121 21.090 [.000]	0.119 22.017 [.000]	0.123 22.429 [.000]	0.120 16.872 [.000]	0.124 16.479 [.000]	0.128 16.099 [.000]
修正済み決定係数	0.248	0.252	0.248	0.275	0.248	0.221

<sup>\*</sup>一人当たり教育費シェア:1-(一人当たり教育費/父親の年収) \*上段推計値,中段 t 値,下段 P-value

らかの補助的教育を行っている世帯を対象にした推計の二種類の推計を行った。どちらの世帯 においても結果はほぼ同じであった。予定子ども数の決定に関しては,一人当たり教育費は負 で有意な関係が、一人当たり教育費シェアは正で有意な関係があるという結果であり、補助的 教育支出は世帯の出生行動に影響を与えていることが検証された。全世帯を対象とした場合、 一人当たり教育費の弾力性は-0.023,一人当たり教育費シェアの弾力性は1.966,子どもに何 らかの補助的教育を行っている世帯では各々 $-0.100 \ge 2.930$  であり、後者において弾力性が

大きくなっている。父親の年収と母親の賃金については予定子ども数の決定に影響を与えていないという結果であった。母親の結婚年齢は負で有意な関係があることが示されており出生スケジュールと母親の結婚行動との関係がここでも確認されている,母親の年齢は正で有意な関係がであった。これには二つの解釈が可能である。予定子ども数以上の子どもを出産しているサンプルが多く、このようなサンプルが予定子ども数を高めに回答していることによる影響か、あるいは年齢が高い世代ほど子どもの量的需要が多いというものである。また,双子ダミーと同居ダミーは正で有意な影響がある。都市ダミーは負で有意な影響があり,都市部ほど予定子ども数が少ないという結果であった。

予定と理想の格差に関する推計に関しても、サンプルによる大きな違いはない。一人当たり教育費は正で有意な関係があり、一人当たり教育費が高いほど理想の子ども数を持たないという結果となった。一人当たり教育費シェアも負で有意な関係があり父親の所得水準に対して補助的教育費の支出が大きい世帯ほど理想子ども数との格差が大きいことが明らかとなった。父親の年収と母親の賃金は格差についても影響を与えていない。母親の結婚年齢は正で有意であり、出産開始年齢が遅いほど格差が大きいことが示される。母親の年齢については負で有意な関係があり、これも二つの解釈が可能である。年齢が高いほど予定子ども数と理想子ども数が実際の出生児数に近似していく傾向があるためか、あるいは年齢が高い世代ほど子どもを育てるコストが小さいなどの予定子ども数を実際に持ちやすい環境が整っていたためと推察される。双子ダミーについては負で有意な影響がある。同居ダミーと都市ダミーについては有意な結果は得られなかった。

出生児数の決定要因に関する推計結果は表9である。この推計についても全世帯を用いた推計と子どもに対して何らかの補助的教育を行っている世帯を対象にした推計の二種類を行った。出生児数の推計では対象世帯によって異なる結果を得ている。全世帯を用いた推計では一人当たり教育費は出生児数の決定に影響を与えていない。ただし、一人当たり教育費シェアは正で有意な結果を得ており、父親の年収に対して子ども一人当たりより多くの補助的教育支出を行っている世帯ほど出生児数が少ないことを意味している。子どもに対して何らかの補助的教育を行っている世帯に限定した推計では、一人当たり教育費は負で有意な、一人当たり教育費シェアも正で有意な結果を得ている。一人当たり教育費という絶対値で見た場合、全体としては出生児数の決定には影響を与えていないが、補助的教育を行っている世帯では一人当たり教育費の絶対額は世帯の出生行動に影響を与えていることから、子どもに補助的な教育を行っている家計と行っていない家計とで異なる出生行動を取っていることが示唆される。一人当たり教育費のシェアの場合はどちらも有意であったが、全世帯の場合の弾力性は1.629、補助的教育を行っている世帯の弾力性は3.477と後者は前者の2倍以上になっている。表8の予定子ども数や理想との格差に関する推計においても弾力性に関して同様の結果を得ている。これらのことから、家計の出生行動においては、家計はどの程度の補助的教育を行うかという決定の前

に補助的教育を行うかどうかの決定が重要であると言えよう。

その他の変数については、表8の予定子ども数の推計結果とほぼ同様である。父親の年収と 母親の賃金はどちらのサンプルでも有意ではなかった。母親の結婚年齢は負で有意、母親の年 齢も正で有意であった。双子ダミーは正で有意、同居ダミーは正で有意、都市ダミーは負で有 意という結果であった。

## 4. 結 論

本稿では補助的教育費の決定要因と補助的教育費が家計の出生行動に与える影響を分析した。

補助的教育費については、補助的教育を受けている子どもと受けていない子どもとの間で教育費の格差があることが示唆される。そのような教育費の支出を決定する要因は、既存の研究で示されているものと同様に、ここでも父親の年収や父親の教育年数、母親の教育年数などであった。父親の年収が高いほど補助的教育支出を多く行っており、補助的教育と子ども世代の将来所得との関係は明らかではないが、仮に正の相関があるとすれば、将来世代における所得格差を拡大する可能性がある。また、父親の教育年数や母親の教育年数が長いほど補助的教育支出額が多く、これも仮に補助的教育支出と学校教育との間に正の相関があるとすれば、子どもに対する教育投資の格差とそれから派生する将来的な所得格差に発展する可能性がある。

出生行動については、予定子ども数、予定子ども数と理想子ども数との格差、出生児数に対して補助的教育費の支出額が影響を持っていることが明らかとなった。補助的教育費が多い家計ほど予定子ども数、出生児数が少なく、予定子ども数と理想子ども数との格差が大きいという結果であった。今回の推計では学校教育の費用を扱っていないため、学校教育の費用も考慮した場合に、全ての教育にかかる費用が出生行動にどのような影響を与えるのか明らかではないという問題がある。家計の補助的教育費と学校教育費との間に正の相関がある場合は、補助的教育に対する支出は、補助的教育を行う家計と行わない家計との間の予定子ども数や出生児数の格差を拡大するであろう。しかし、補助的教育と学校教育が代替的な関係にある場合、例えば公立の学校教育を受けている子どもほど補助的教育を沢山受けるという関係がある場合、補助的教育に対する支出は教育による出生行動の格差を相殺すると考えられる。

補助的教育市場に対して政策的な介入をすることの妥当性については多くの議論を待たねばならない。しかし、ゆとり教育の推進により通塾する子どもの数が増加していることが指摘されており、教育に関する政策次第では少子化を更に加速させる可能性もあること、また将来世代の所得格差の拡大に寄与する可能性があることは留意すべきであろう。

### (付記)

本論文のデータは、平成10年度厚生科学研究(子ども家庭総合研究事業)「子育て支援政策の効果に関する研究」において実施した「女性の就労と子育てに関する調査」である。本調査の個票利用を許可して下さった同研究会主査 浅子和美一橋大学経済研究所教授に記して謝意を表します。なお、本論文の内容は、同研究会のものではなく、筆者個人の見解を著したものである。

## 参考文献

- Anderson, K. H. (1983) "The Determination of Fertility, Schooling, and Child Survival in Guatemala," *International Economic Review*, No. 24, Oct.
- Becker, G. S. (1960) "An Economic Analysis of Fertility," in N. B. E. R.
- Becker, G. S. (1965) "A Theory of Allocation of Time," *Economic Journal*, 75: 299, Sept.
- Boulier, B. and M. R. Rosenzweig (1978) "Age, Biological Factors, and Socio-economic Determinants of Fertility: A New Measure of Cumulative Fertility for Use in the Empirical Analysis of Family Size," *Demography*, Vol. 15, No. 4.
- Butz, W. P., and M. P. Ward (1979) "The Emergence of Coutercyclical U. S. Fertility," *American Economic Review*, 69(3).
- Obuchi, H. (1988) "The Quantity and Quality of Children, Labor Supply and Wages of Married Women in Postwar Japan," Jinko Gaku Kenkyu, No. 11, May.
- Okun, B. (1958) Trends in Birth Rates in the United States since 1870, Baltimore.

- Maddala, G. S., (1983) Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics, Cambrige: Cambridge University Press.
- White, H., (1980) "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," Econometrica, 48, pp. 817-838.
- Willis, R. J., (1973) "A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior," *Jour-nal of Political Economy*, Part II, March/April, pp. S14-64.
- 大淵寬•森岡仁(1981)『経済人口学』新評論。
- 国立社会保障・人口問題研究所 (1997) 『第 11 回出生動向基本調査 (結婚と出産に関する全国調査) 概要』.
- 中村二朗(1993)「家計属性と進学行動に関する実証分析」,『経済研究』,Vol. 44,No. 3,Jul.
- 樋口美雄(1994)「大学教育と所得分配」,『日本の所得 と富の分配』,石川経夫編,東京大学出版会.
- 松浦克己・滋野由紀子(1996)『女性の就業と富の分配・家計の経済学一』,日本評論社.

(2002年5月26日受領)