

投稿（研究ノート）

児童扶養手当の遞減制の就業抑制効果と所得再分配効果

浜 田 浩 児

I はじめに

児童扶養手当は、手当額が勤労収入に応じて減額される仕組みになっているため、手当の対象者である母子家庭の母の就業意欲に対する手当減額の影響が問題となる¹⁾。

しかし、就業や勤労収入は、就業意欲のような個人の選択だけで決まるのではなく、個人で左右できない雇用環境、健康状態、子どもの世話等の外的要因から受ける影響も大きい。厚生労働省「全国母子世帯等調査」(2006年度調査)によれば、無職の母子家庭の母の8割が就職したいのにできず、そのうち、47%は求職中等で仕事が得られておらず、26%は病気で働けず、13%は子供の世話をしてくれる人がいないとの回答である。児童扶養手当減額の仕組みには、こうした外的要因に応じて給付を行い、就業できる者とできない者の間、勤労収入の多い者と少ない者の間等で所得再分配を行う機能がある²⁾。

このような児童扶養手当の減額の仕組みが就業に及ぼす影響については、阿部・大石〔2005〕において支給上限収入の影響を推定しているが、2001年までの厚生労働省「国民生活基礎調査」に基づいており、2002年改定前の児童扶養手当制度についての分析である。2002年改定により、児童扶養手当の支給額は、それまでの2段階から、勤労収入に応じて徐々に減額される遞減制になった。また、所得再分配効果については、阿部〔2005〕や日本労働研究機構〔2003〕において所得階層別の手当額等が推計されているが、やは

り2002年改定前の制度についての分析である他、不平等度への影響や所得再分配効果は推計されていない。

そこで、本稿では、児童扶養手当の対象となる母子家庭の母に関し、2002年改定後の現行児童扶養手当の遞減制について、就業抑制効果と所得再分配効果を推計し、両者を比較する。さらに、両効果について、2002年改定前との比較も行う。

以下、IIで、現行児童扶養手当の遞減制の就業抑制効果や所得再分配効果について、2002年改定前との比較も踏まえて理論的に考察する。IIIでは、遞減制の就業抑制効果と所得再分配効果に關し、使用データ、不平等度、就業閑数等の推計方法について述べ、IVで推計結果を示す。最後に、Vで本稿の結論を述べる。

II 児童扶養手当の遞減制と就業、所得分配

1 遅減制の仕組み

現行の児童扶養手当制度は、勤労収入が全部支給上限収入以上になると、手当が支給されなくなる一部支給上限収入まで、手当額が勤労収入に応じて徐々に減額される遞減制になっている。たとえば、母と子ども1人の母子家庭の場合、勤労収入（給与年額）について全部支給上限収入は130万円、一部支給上限収入は365万円であり、手当（減額前月額41720円）の減額は、下記のように、勤労収入 w (万円) から給与所得控除を差し引いた額が全部支給上限（給与所得控除後）を超える分に比例する。

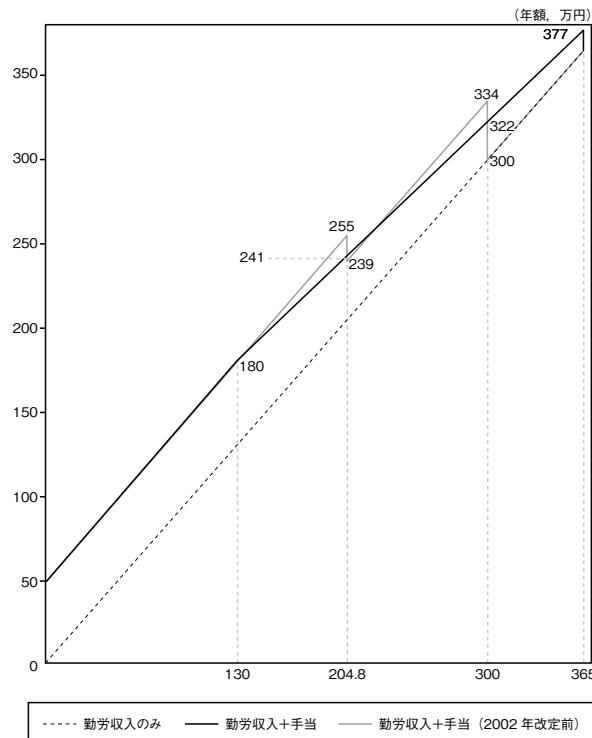


図1 児童扶養手当の仕組み

$$\begin{aligned}
 \text{手当の減額} &= [\{w - \max(0.4w, 65) + 0.1\max(w - 180, 0 \\
 (\text{月額, 万円}) &+ 0.1\max(w - 360, 0)\} - (130 - 65)] \\
 &\times 0.0184162 \quad (\text{2006年度})
 \end{aligned}$$

これに対し、2002年改定前は、児童扶養手当の支給額は、勤労収入に応じて全部支給、一部支給の2段階であった。たとえば、母と子ども1人の母子家庭の場合、全部支給上限収入は204.8万円、一部支給上限収入は300万円であり、一部支給の手当（月額）は28350円であった。

したがって、現行制度と2002年改定前の制度について、母と子ども1人の母子家庭の児童扶養手当（年額）を勤労収入ごとに比較すると、図1のようになる。勤労収入と手当の合計を示す線は、現行制度と改定前制度で交わっており、児童扶養手当の減額は、一律に緩和されているわけでも強化されているわけでもない。

2 通減制と就業

児童扶養手当の就業抑制効果の大きさは、手当額が勤労収入に応じて減額される程度と関連する。図1のように、2002年改定前の制度では、勤労収入が支給上限を超えた途端、手当が急に減額（全部支給上限超過）または不支給（一部支給上限超過）となり、勤労収入が増加するとかえって手当との合計収入が減ってしまうという逆転が起きるため、支給上限収入における就業抑制効果は大きいと考えられる。これに対し、現行制度では、手当額が勤労収入に応じて徐々に減額される通減制の導入により、改定前のような逆転はほぼなくなっている。

ただし、図1の勤労収入と手当の合計を示す線について、現行制度のほうが改定前を下回り手当の減額が大きいことから就業抑制効果が強いと考えられる部分と、逆に現行制度のほうが上回り手当の減額が小さいことから就業抑制効果が弱いと

考えられる部分がある。

したがって、総体的な就業抑制効果が現行制度と改定前のどちらで大きいかについては、手当対象者の勤労収入の分布に依存するため、実証を要する。

3 遷減制と分配の公平

分配の公平（垂直的公平）については、児童扶養手当の減額が、勤労収入と手当（就業に伴う減額前）を合わせた当初所得に対して累進的であり、減額後の所得順位が減額前と逆転しなければ、所得分布の不平等度は低下する³⁾。

現行児童扶養手当制度は、1のように、勤労収入が全部支給上限収入以上になると、その超過分に比例して手当額が減額される。したがって、手当減額は当初所得に対して累進的とみなせ、かつ、減額後の所得順位が減額前と逆転することもないから、手当減額によって所得分布の不平等度は低下する。これに対し、2002年改定前には、児童扶養手当の支給額は、勤労収入に応じて2段階であった。したがって、図1のように、勤労収入が支給上限を超えて増加するとかえって手当との合計収入が減ってしまうため、支給上限収入の近傍では、減額後の所得順位が減額前と逆転する。このため、手当減額によって所得分布の不平等度が低下するとは限らない。

しかし、2002年改定の遷減制導入によってこのような逆転をなくしたことは、図1のように、減額後の手当額が改定前に比べて、改定前の支給上限収入の手前近傍では下回り、支給上限収入を超えた近傍では上回ることを伴う。これを反映して、全部支給上限収入の引下げと一部支給上限収入の引上げ（前述1）が生じ、現行制度の減額後の手当額は概ね、勤労収入の低い範囲で改定前を下回り、勤労収入の高い範囲で改定前を上回っている。この点は、現行制度のほうが改定前より不平等になる要因である。

したがって、所得再分配効果が現行制度と改定前のどちらで大きいかについては、手当対象者の勤労収入の分布に依存するため、実証を要する。

III 推計方法

1 データ

データは、独立行政法人労働政策研究・研修機構「母子家庭の母への就業支援に関する調査」（以下、アンケート調査という）の個票による。アンケート調査は、全国20の自治体の「死別、離別、未婚などにより現に配偶者のいない女性が20歳未満の子どもを育てている世帯」を対象に、2007年12月に実施され、1311人から回答を得た。ただし、アンケート調査は母子家庭等就業・自立支援センター等に登録している母子家庭の母を対象としていることから、死別母子家庭は、「全国母子世帯等調査」（2006年度）で22.1%を占めるのに対し、アンケート調査では5.2%とわずかである⁴⁾。死別母子家庭は児童扶養手当ではなく遺族年金を受給している場合が多いため、アンケート調査は、本稿において児童扶養手当の対象となる母子家庭の母について分析するのに適したものといえる⁵⁾。

アンケート調査における母の年齢、末子の年齢、世帯人員等の平均属性は、「全国母子世帯等調査」に近いものになっている⁶⁾。また、アンケート調査では、「全国母子世帯等調査」と異なり、勤労収入に応じた減額後の児童扶養手当額（実際の受給額）や就業時間、留保賃金が得られる。ただし、これらを含め、本稿の推計に必要な賃金、児童扶養手当額、就業時間等のデータが揃っているのは、895サンプルである。

(1) 勤労収入と就業時間

アンケート調査では、実施の前年度（2006年度）の勤労収入（年額）に加え、「全国母子世帯等調査」ではわからない就業時間も得られるため、両者より、時間当たり賃金が算出できる。非就業者については勤労収入、就業時間が0であるが、アンケート調査から、フルタイムで就業する場合の留保賃金（就業・非就業の境界の賃金水準）が得られるため、これに基づき、非就業者が就業するとした場合の勤労収入、就業時間、時間当たり賃金も求めた。

(2) 児童扶養手当

アンケート調査では、「全国母子世帯等調査」と異なり、勤労収入に応じた減額後の児童扶養手当額（実際の受給額）が得られる。また、減額前の手当額は、受給対象となる子どもの数が得られることから、児童扶養手当制度に基づいて推計できる。両者の差が、手当の減額となる。非就業者については手当の減額は0であるが、就業した場合の児童扶養手当の減額も、(1)の留保賃金により児童扶養手当制度に基づいて推計した。

2 使用する不平等度

不平等度については、ジニ係数、変動係数、タイル尺度、平均対数偏差、アトキンソン尺度を用いた。

ジニ係数は、最も弱い価値判断に基づく格差の順序づけであるローレンツ曲線とその完全平等線の囲む面積が、完全平等線の下の面積に占める割合を表わす。変動係数は標準偏差の平均に対する比率である。タイル尺度は各自の所得と平均所得の対数の差を所得シェアで加重平均したもの、平均対数偏差はこの差を単純平均したものであり〔Theil 1967〕、Shorrocks〔1980〕のように構成集団による分解ができるため、不平等度に対する就業者内、非就業者内、両者間の格差の寄与度が得られる⁷⁾。

アトキンソン尺度Aは、平均所得uと、それと社会的厚生が等しい平等分配の所得である均等分配等価所得（equally distributed equivalent income） y_e との乖離率 $A=1 - y_e/u$ を表す。社会的厚生関数Wは、通常、

$$W = \sum_{i=1}^n \{ \alpha + \beta y_i^{1-\varepsilon} / (1-\varepsilon) \}$$

$$(\varepsilon > 0, \varepsilon \neq 1, y_i : i\text{番目の者の所得})$$

$$W = \sum_{i=1}^n \log y_i$$

$$(\varepsilon = 1)$$

が想定され、したがって、

$$A = 1 - \left\{ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i/u)^{1-\varepsilon} \right\}^{1/(1-\varepsilon)} \quad (\varepsilon > 0, \varepsilon \neq 1)$$

$$A = 1 - \left\{ \prod_{i=1}^n (y_i/u) \right\}^{(1/n)} \quad (\varepsilon = 1)$$

である。 ε は社会的厚生関数の不平等回避度を表す。

3 就業関数の推定

児童扶養手当が母子家庭の母の就業に及ぼす効果の推計については、手当受給額が就業に影響を及ぼす一方、就業に伴い手当が減額されるという内生性に対処する必要がある。この内生性は在職老齢年金の場合と類似するため、在職老齢年金と就業の内生性に対処した小川〔1998a, b〕、樋口・山本〔2002〕、樋口他〔2006〕の分析にならい、減額後である実際の手当受給額ではなく、減額前の手当額と就業に伴う減額を説明変数とする。

ただし、アンケート調査で就業時間が得られることから、上記の在職老齢年金に関する研究が就業率を被説明変数としているのとは異なり、就業時間被説明変数とし、時間当たり賃金とこれに対する児童扶養手当の減額（その分手取り時給が少なくなる）、減額前の児童扶養手当を説明変数とする就業関数の推計を行った。なお、就業意欲への影響を分析するという観点から、非就業者についても、1のように、就業した場合の就業時間、時間当たり賃金、児童扶養手当の減額を推計して用いている⁸⁾。

表1、2は、就業関数の変数の記述統計量と最小二乗法による関数推定結果である。表1の平均就業時間（年間）は女性労働者の平均より長い

表1 記述統計量

| 変数 | 平均 | 標準偏差 |
|------------------|------|------|
| 就業時間（年間） | 1974 | 470 |
| 時間当たり賃金（円） | 940 | 410 |
| 児童扶養手当の減額（円） | 72 | 117 |
| 減額前児童扶養手当（年額、万円） | 53.1 | 3.7 |
| 自身の健康状態（良くない） | 0.29 | 0.46 |
| 子の健康状態（良くない） | 0.21 | 0.40 |
| 親からの家事・育児援助（有） | 0.55 | 0.50 |
| 親からの金銭的援助（有） | 0.42 | 0.49 |
| 子の父からの養育費（年額、万円） | 11.3 | 25.0 |

表2 就業関数の推定結果

| 変数 | 係数 | 標準誤差 | t 値 | 有意確率 |
|------------------|---------|--------|-------|-------|
| 定数項 | 1979.10 | 233.42 | 8.48 | 0.000 |
| 時間当たり賃金（円） | 0.08 | 0.04 | 2.05 | 0.040 |
| 児童扶養手当の減額（円） | -0.56 | 0.14 | -4.04 | 0.000 |
| 減額前児童扶養手当（年額、万円） | -0.83 | 4.22 | -0.20 | 0.845 |
| 自身の健康状態（良くない） | -11.21 | 35.31 | -0.32 | 0.751 |
| 子の健康状態（良くない） | -69.87 | 39.37 | -1.78 | 0.076 |
| 親からの家事・育児援助（有） | 66.67 | 33.32 | 2.00 | 0.046 |
| 親からの金銭的援助（有） | -19.81 | 33.24 | -0.60 | 0.551 |
| 子の父からの養育費（年額、万円） | -0.64 | 0.63 | -1.01 | 0.311 |

注) F 値 3.49 (有意確率 0.001), サンプル数 895

が、時間当たり賃金はかなり低く、1000 円弱となっている⁹⁾。これに対する児童扶養手当の減額は約 70 円であり、その分手取り時給が少ないとなる。減額前の児童扶養手当額の平均（年額）は約 53 万円で、18 歳未満の子供数（平均 1.6 人）から見てほぼ制度どおりの額となっている。

表2 の関数推定結果を見ると、就業時間に対して、時間当たり賃金の係数が正で有意であるのに対して、児童扶養手当の減額の係数は負で有意（1% 水準）となっており、想定通り就業意欲に抑制的な影響を示している。ただし、その影響は、平均就業時間を 2%（年 40 時間）減少させる程度にすぎない。また、減額前の手当額の係数は、非勤労収入が得られることによる所得効果の想定通り負であるものの、有意ではない¹⁰⁾。

なお、他の属性をコントロールするための変数として、自身及び子の健康状態ダミー、自身の親からの家事・育児援助及び金銭的援助ダミー、子の父からの養育費（いずれもアンケート調査による）を用いた¹¹⁾。就業時間に対して、自身及び子の健康状態（良くない）の係数は想定通り負である。ただし、自身の健康状態の係数は有意でないのに対して、子の健康状態の係数は 10% 水準で有意であり、自身の健康には無理を押して働いても子の健康には気を遣うことがうかがえる¹²⁾。また、親からの家事・育児援助の係数は正で有意であり、子の世話等をしてもらうことで就業しやすくなると考えられる。一方、親からの金銭的援助、子の父からの養育費の係数は所得効果の想定通り負であるものの、有意でない¹³⁾。

IV 推計結果

1 就業抑制効果

上記 III 3 の就業関数の推定結果に基づく個々のサンプルについてのシミュレーションにより、児童扶養手当が勤労収入に応じて減額される現行通減制と仮に手当減額がなかったとした場合との、就業時間の差とそれによる勤労収入の変化を求めた。シミュレーション結果によれば、手当減額によって、就業時間が 2%, 平均勤労収入（年額）が 4 万円低下する程度と推計され、児童扶養手当の通減制の就業抑制効果は小さい。

2 所得再分配効果

母子家庭について分析する前に、まず社会全体の分配に対する効果について検討する。児童扶養手当の通減制の所得再分配効果には、手当の対象者内の格差に対する効果だけでなく、手当の対象となる母子家庭と他の世帯との間の格差に対する効果があり、こちらの方が社会全体の格差に影響を及ぼす。児童扶養手当の通減制で上述の就業抑制効果による平均所得の低下が生じるだけでなく、手当減額で平均所得が低下し、他の世帯との間の格差が拡大する。これに関し、タイル尺度、平均対数偏差に基づき、全世帯の不平等度に対する手当対象者内の格差、他の世帯との間の格差の寄与度（前述 III 2）を計測し、通減制に伴う変化を見たものが、表 3 である。手当対象者内の格差の寄与度は低下している（タイル尺度で

表3 児童扶養手当の通減制と全世帯の不平等度の変化

| | タイル尺度の寄与度 | | 平均対数偏差の寄与度 | |
|-----------------|-----------|--------|------------|--------|
| | 手当対象内 | 対他世帯 | 手当対象内 | 対他世帯 |
| 現行通減制 | -0.0001 | 0.0004 | -0.0001 | 0.0007 |
| 通減制廃止、手当総額不变の場合 | 0 | 0.0004 | 0 | 0.0007 |
| 通減制維持、手当引上げの場合 | -0.0001 | 0 | -0.0001 | 0 |
| 通減制廃止の場合 | 0 | 0 | 0 | 0 |

- 注) 1) 手当対象内: 手当対象の中での格差に対する通減制の影響による変化。
 対他世帯: 手当対象と他の世帯との間の格差に対する通減制の影響による変化。
 2) 他の世帯は手当対象ではないため、他世帯内の格差は通減制の影響を受けない。
 3) 他の世帯の所得は、厚生労働省「国民生活基礎調査」による。

表4 児童扶養手当の通減制と5分位別の所得構成比

| | 所得シェア(%) | | | | | 平均所得 (万円) |
|----------------|----------|------|------|------|------|--------------|
| | 第1分位 | 第2分位 | 第3分位 | 第4分位 | 第5分位 | |
| 当初所得（賃金+減額前手当） | 5.4 | 14.9 | 19.3 | 24.2 | 36.3 | 210 |
| （就業抑制後当初所得） | 5.4 | 14.9 | 19.4 | 24.3 | 36.0 | 206 |
| 手当の通減制による減額後 | 5.6 | 14.6 | 19.7 | 24.4 | 35.7 | 195 |

-0.0001、平均対数偏差で -0.0001) が、それ以上に他の世帯との間の格差の寄与度が上昇し(同 0.0004, 0.0007), 全世帯の不平等度が高まっている。しかし、これは、通減制というより手当水準の問題である。表3のように、手当総額が同じであれば、通減制を廃止しても代りに手当水準の引上げが必要となり、手当対象者の平均所得の低下は変わらないから、他の世帯との間の格差の寄与度上昇も変わらない(同 0.0004, 0.0007)。むしろ、通減制による手当対象者内の格差の寄与度低下がなくなる(同 0, 0) 分、全世帯の不平等度が高まる。また、手当総額の増加を伴う場合でも、他の世帯との間の格差拡大に対応するには、通減制廃止よりも手当水準の引上げで手当対象者の平均所得引上げを行なうが、通減制による手当対象者内の格差低下の分、全世帯の不平等度が低くなる。すなわち、表3のように、通減制廃止の場合、通減制の影響がすべてなくなるから、不平等度の変化はなく、それに対する寄与度もすべて0である。これに対し、手当水準の引上げの場合は、手当対象者の平均所得が通減制廃止の場合と同じになるように手当水準を引き上げるわけであるから、他の世帯との間の格差の寄与度上昇はなくなり(同 0, 0), 通減制による手当対象者内の格差

の寄与度低下(同 -0.0001, -0.0001) が残る。このように、母子家庭と他の世帯との間の再分配には手当水準が関わり、通減制は手当対象者内の再分配に関わる。以下では、手当対象者内の分配に関する通減制の所得再分配効果について分析を行う。

表4～6は、母子家庭の母に關し、児童扶養手当の通減制の所得再分配効果について、就業抑制効果を考慮した推計を行い、両効果を比較したものである。

表4は、所得5分位階層別の所得の構成比である。賃金と減額前の児童扶養手当を合わせた当初所得は、1のように手当減額がなく就業抑制効果がないものとして推計した。一方、通減制による手当減額後の所得には、就業抑制効果が含まれているため、当初所得に対する所得再分配効果は就業抑制効果を考慮したものとなっている。表4では、当初所得に比べ、通減制によって、第1分位の構成比が高まる一方、第5分位の構成比が低下し、格差縮小がうかがえる。これは、就業抑制効果を考慮しない場合(当初所得が就業抑制効果によって減少した後との比較)でも同様である。なお、当初所得を就業抑制効果による減少後と比較すると、就業抑制効果により第5分位の構成比が低

表5 児童扶養手当の通減制による不平等度の改善度

(不平等度)

| | ジニ係数 | 変動係数 | タイル 尺度 | 平均 対数偏差 | アトキンソン尺度 | | | |
|----------------|-------|-------|-----------|------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | | | | | $\varepsilon = 0.5$ | $\varepsilon = 1.5$ | $\varepsilon = 2.5$ | $\varepsilon = 3.5$ |
| 当初所得（賃金+減額前手当） | 0.300 | 0.579 | 0.159 | 0.185 | 0.082 | 0.260 | 0.425 | 0.537 |
| (就業抑制後当初所得) | 0.298 | 0.572 | 0.156 | 0.182 | 0.080 | 0.255 | 0.419 | 0.530 |
| 手当の通減制による減額後 | 0.296 | 0.572 | 0.154 | 0.177 | 0.079 | 0.248 | 0.404 | 0.512 |

(不平等の改善度)

| | ジニ係数 | 変動係数 | タイル 尺度 | 平均 対数偏差 | アトキンソン尺度 | | | |
|-----------------|------|------|-----------|------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | | | | | $\varepsilon = 0.5$ | $\varepsilon = 1.5$ | $\varepsilon = 2.5$ | $\varepsilon = 3.5$ |
| 対当初所得（賃金+減額前手当） | 1.5 | 1.3 | 3.2 | 4.4 | 3.6 | 4.6 | 5.0 | 4.8 |
| (対就業抑制後当初所得) | 0.5 | 0.2 | 1.2 | 2.5 | 1.7 | 2.8 | 3.5 | 3.5 |

注) 不平等度の改善度(%) = (当初所得の不平等度 - 児童扶養手当の通減制による減額後の不平等度) ÷ 初当所得の不平等度 × 100

表6 児童扶養手当の通減制による平均所得の低下と均等分配等価所得・平均所得比率の上昇(%)

| 平均所得の 低下率 | 均等分配等価所得・平均所得比率の上昇率(アトキンソン尺度) | | | | | | | |
|--------------|-------------------------------|-------------------|---------------------|---------------------|-------------------|---------------------|-------------------|---------------------|
| | $\varepsilon = 0.5$ | $\varepsilon = 1$ | $\varepsilon = 1.5$ | $\varepsilon = 1.6$ | $\varepsilon = 2$ | $\varepsilon = 2.5$ | $\varepsilon = 3$ | $\varepsilon = 3.5$ |
| 1.8 | 0.3 | 0.8 | 1.6 | 1.8 | 2.6 | 3.7 | 4.7 | 5.5 |

下している。

表5は、児童扶養手当の通減制による不平等度の改善度である。当初所得に比べ、通減制によって、各不平等度とも低下し、改善度に見られるよう格差が縮小している。これは、就業抑制効果を考慮しない場合でも同様である。なお、当初所得を就業抑制効果による減少後と比べると、就業抑制効果により、各不平等度とも低下し、格差が縮小している。

表6は、児童扶養手当の通減制の就業抑制効果による平均所得の低下率と、所得再分配効果によるアトキンソン尺度（前述 III 2）の均等分配等価所得・平均所得比率の上昇率を比較したものである。前者の低下より後者の上昇が大きければ均等分配等価所得は高まり、逆であれば均等分配等価所得は低まる。均等分配等価所得は、平均所得に対応する所得分布と社会的厚生が等しい平等分配の所得であるから、平均所得だけでなく所得分布の公正を加味した社会的厚生を示す指標とみなせる。表6を見ると、所得再分配効果による均等分配等価所得・平均所得比率の上昇は、 ε が大きいほど高まる傾向にあり、 $\varepsilon = 1.6$ 程度を境目に、 $\varepsilon = 0.5, 1, 1.5$ では就業抑制効果による平均所得

の低下を下回るが、 $\varepsilon = 2, 2.5, 3, 3.5$ ではそれを上回る。したがって、通減制の所得再分配効果と就業抑制効果のどちらが大きいともいえない。なお、 ε は社会的厚生関数の不平等回避度を表し、青木〔1979〕のように、アトキンソン尺度は ε が大きいほど低所得層に高い比重がおかれるため、低所得層を重視すれば、就業抑制効果より所得再分配効果のほうが大きいという評価になる¹⁴⁾。

3 両効果の2002年改定前との比較

2002年改定により、児童扶養手当の支給額は、それまでの2段階から、勤労収入に応じて徐々に減額される通減制になり、就業抑制効果と所得再分配効果が変化している。

2002年改定前の児童扶養手当の就業抑制効果については、阿部・大石〔2005〕において、「国民生活基礎調査」に基づき、支給上限収入の影響を推定しており、推定結果によれば、一部支給上限収入の10万円引下げが就業率を0.7%ポイント低下させる。支給上限収入の引下げは支給制限の強化であり、10万円引下げは2002年改定前の一ヶ月支給上限収入300万円（前述 II 1）の約3%になるが、現行児童扶養手当制度に関する本稿の分

表7 児童扶養手当の2002年改定と手当減額後所得の5分位別構成比、不平等度

| | 所得シェア (%) | | | | |
|------------|-----------|------|------|------|------|
| | 第1分位 | 第2分位 | 第3分位 | 第4分位 | 第5分位 |
| 現行制度 | 5.6 | 14.6 | 19.7 | 24.4 | 35.7 |
| 2002年改定前制度 | 5.6 | 15.3 | 20.0 | 24.7 | 34.5 |

| | ジニ係数 | 変動係数 | タイル尺度 | 平均対数偏差 | アトキンソン尺度 | | | |
|------------|-------|-------|-------|--------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | | | | | $\varepsilon = 0.5$ | $\varepsilon = 1.5$ | $\varepsilon = 2.5$ | $\varepsilon = 3.5$ |
| 現行制度 | 0.296 | 0.572 | 0.154 | 0.177 | 0.079 | 0.248 | 0.404 | 0.512 |
| 2002年改定前制度 | 0.283 | 0.541 | 0.143 | 0.169 | 0.075 | 0.242 | 0.404 | 0.517 |

| | タイル尺度の寄与度 | | 平均対数偏差の寄与度 | | |
|------------|-----------|---------|------------|---------|--|
| | 就業者内 | 就 / 非就間 | 就業者内 | 就 / 非就間 | |
| 現行制度 | 0.075 | 0.079 | 0.061 | 0.115 | |
| 2002年改定前制度 | 0.062 | 0.081 | 0.050 | 0.119 | |

注) 就 / 非就間 : 就業者・非就業者間。なお、非就業者内の格差はほとんどない。

析（前述1）からは、手当減額の3%強化によって就業時間は0.1%弱低下するにとどまるとして推計される。2002年改定前後では制度が大きく異なり、就業抑制効果の推計方法も違うため、単純に比較はできないが、II 2のように勤労収入が増加するとかえって手当との合計収入が減ってしまうという逆転が、現行制度ではほぼなくなったこと等から、2002年改定により就業抑制効果は弱まったことがうかがえる¹⁵⁾。

また、2002年改定前の児童扶養手当の所得再分配効果については、Iのように先行研究で推計されていないため、本稿で用いた個々のサンプルに対して、仮に2002年改定前の制度を適用した場合の手当減額後の所得を推計し、所得5分位階層別の所得の構成比や不平等度を求めた。表7は、所得5分位階層別の所得構成比と不平等度の2002年改定による相違である。現行制度のほうが改定前より、第5分位の構成比が高く、不平等度も概ね大きいが、低所得層を重視する $\varepsilon = 3.5$ のアトキンソン尺度（前述2）は現行制度のほうが小さい。これに関し、タイル尺度、平均対数偏差に基づき、不平等度に対する寄与度（前述III 2）を見ると、就業者・非就業者間格差の寄与度は、現行制度のほうが改定前よりやや小さい。2002年改定によって児童扶養手当の全部支給上限収入が引き下げられた（前述II 1）ため、就業

者の手当減額が大きくなり、減額のない非就業者との所得格差がやや小さくなつたと考えられる。しかし、それ以上に、就業者内格差の寄与度は、現行制度のほうが大きい。II 3のように、2002年改定による全部支給上限収入の引下げと一部支給上限収入の引上げで、現行制度の減額後の手当額は概ね、勤労収入の低い範囲で改定前を下回り、勤労収入の高い範囲で改定前を上回っていることから、就業者内の所得格差が大きくなつたと考えられる。

V 結論

児童扶養手当は、手当額が勤労収入に応じて減額される仕組みになっているため、就業意欲に対する手当減額の影響が問題となる。しかし、就業や勤労収入は、就業意欲のような個人の選択だけで決まるのではなく、個人で左右できない雇用環境、健康状態、子どもの世話等の外的要因から受ける影響も大きい。児童扶養手当減額の仕組みには、こうした外的要因に応じて給付を行い、就業できる者とできない者の間、勤労収入の多い者と少ない者の間等で所得再分配を行う機能がある¹⁶⁾。

そこで、本稿では、児童扶養手当の対象となる母子家庭の母に関し、現行児童扶養手当制度の通減制について、就業抑制効果と所得再分配効果を

推計し、両者を比較した。さらに、2002年改定により、児童扶養手当の支給額が、それまでの2段階から、勤労収入に応じて徐々に減額される通減制になったことから、両効果について改定前と比較した。

推計結果について就業抑制効果を見ると、児童扶養手当の通減制により、就業時間が2%、平均勤労収入（年額）が4万円低下する程度と推計され、就業への影響は小さい。なお、児童扶養手当という非勤労収入が得られることにより就業の必要性が低下する所得効果は、見出せなかった。

こうした就業抑制効果を考慮した所得再分配効果を見ると、児童扶養手当の通減制によって、不平等度が低下し、格差が縮小している。また、通減制の就業抑制効果による平均所得の低下率と、所得再分配効果によるアトキンソン尺度の均等分配等価所得・平均所得比率の上昇率を比較すると、不平等回避度の大きさによって異なり、両効果のどちらが大きいともいえない。

次に、2002年改定の前と比較すると、就業抑制効果については、改定前についての阿部・大石〔2005〕の推定による児童扶養手当の一部支給上限収入の就業率への影響より小さい。2002年改定前後では制度が大きく異なり、就業抑制効果の推計方法も違うため、単純に比較はできないが、勤労収入が支給上限を超えて増加するとかえって手当との合計収入が減ってしまうという逆転が、現行制度ではほぼなくなったこと等から、就業抑制効果は弱まったことがうかがえる。

また、所得再分配効果については、仮に2002年改定前の制度を適用した場合と比較すると、不平等度に対する就業者・非就業者間格差の寄与度は、現行制度のほうが改定前よりやや小さい。2002年改定によって児童扶養手当の全部支給上限収入が引き下げられたため、就業者の手当減額が大きくなり、減額のない非就業者との所得格差がやや小さくなつたと考えられる。しかし、それ以上に、就業者内格差の寄与度は、現行制度のほうが大きい。2002年改定による全部支給上限収入の引下げと一部支給上限収入の引上げで、現行制度の減額後の手当額は概ね、勤労収入の低い範

囲で改定前を下回り、勤労収入の高い範囲で改定前を上回っていることから、就業者内の所得格差が大きくなつたと考えられる。

以上のように、児童扶養手当の通減制の就業抑制効果は小さく、その所得再分配効果より大きいとはいえない。ただし、通減制が導入された2002年改定の前と比較すると、就業抑制効果は弱まつた一方、就業者内の所得再分配効果は小さくなつたことがうかがえる。

2002年改定では、勤労収入が支給上限を超えて増加するとかえって手当との合計収入が減ってしまうことが就業を阻害する効果を、通減制導入によってほぼなくした。しかし、これは、減額後の手当額が改定前に比べて、改定前の支給上限収入の手前近傍では下回り、支給上限収入を超えた近傍では上回るという改定前より不平等になる要因を伴う。児童扶養手当の通減制の就業抑制効果が小さいことを考えると、勤労収入の少ない者の手当減額を緩和するとともに手当の通減をより累進的にすること¹⁷⁾により就業者内の所得格差を縮小し、就業抑制効果のほうが大きくならない範囲で所得再分配効果を高める余地があるといえよう。

（平成20年7月投稿受理）

（平成21年1月採用決定）

謝 辞

本稿は、2008年度統計関連学会連合大会での報告論文を加筆・修正したものである。座長の稻葉由之慶應義塾大学教授をはじめ、有益なコメントをいただき、厚く御礼申し上げる。また、2名の本誌匿名レフェリーには、丁寧に貴重なコメントをいただき、深く感謝申し上げる。ただし、本稿にあり得る誤りは、もちろん筆者の責任である。また、本稿は、筆者の個人的見解である。

注

- 1) 児童扶養手当の就業への影響については、非勤労収入が得られることにより就業の必要性が低下するという所得効果も考えられるが、後述III.3のように、その効果は見出せなかつた。
- 2) ただし、社会全体の分配に関し、児童扶養手当の減額で母子家庭の平均所得が低下し、他

- の世帯との間の格差が拡大する。しかし、後述IV 2 のように、これは減額の仕組みより手当水準の問題であり、このような格差拡大に対応するのであれば、減額廃止より手当水準の引上げを行うほうが、減額の仕組みによる手当対象者内の所得再分配が機能する分、社会全体の分配として望ましい。このように、母子家庭と他の世帯との間の再分配には手当水準が関わり、減額の仕組みは手当対象者内の再分配に関わる。
- 3) ジニ係数、変動係数、タイル尺度、平均対数偏差、アトキンソン尺度等、一般に用いられている不平等度は、移転原理（相対的高所得者から相対的低所得者への、所得順位を逆転させない所得移転によって不平等度が低下する）を満たし、かつ平均独立（不平等度が所得の相対的分布のみにかかわり、その絶対水準、したがって平均所得には依存しない）である。
- 平均独立性により、児童扶養手当の減額で平均所得が減少しても不平等度への影響はない。すなわち、 i 番目の者について、手当減額前の当初所得 y_i から減額によって所得が dy_i 減少するすれば、 y_i の平均 u も $\sum dy_i / n$ 減少するが、平均独立性により各人の所得を比例的に変化させても不平等度は不变だから、全員の所得を $u / (u - \sum dy_i / n)$ 倍して平均所得を手当減額前と同じにしても不平等度は変わらない。したがって、手当減額後の不平等度は、当初所得の分布に対して各人間の所得移転を加えた分布の不平等度と同じである。この所得移転は、

$$(y_i - dy_i)u / (u - \sum dy_i / n) - y_i = (-udy_i + y_i \sum dy_i / n) / (u - \sum dy_i / n)$$

であるから、

j を移転の受け手とすると、

$$-udy_j + y_j \sum dy_i / n > 0 \text{ より、 } dy_j / y_j < \sum dy_i / (nu)$$

k を移転の出し手とすると、

$$-udy_k + y_k \sum dy_i / n < 0 \text{ より、 } dy_k / y_k > \sum dy_i / (nu)$$

$$\therefore dy_j / y_j < dy_k / y_k$$

ここで、手当減額が、当初所得に対して累進的であれば、

$$y_j < y_k \Rightarrow dy_j / y_j < dy_k / y_k$$

であるから、移転の受け手 j より移転の出し手 k のほうが当初所得が高い。したがって、手当減額後の所得分布の不平等度は、当初所得の分布に対して高所得者から低所得者への所得移転を加えた分布の不平等度と同じになる。このため、移転原理により、手当減額後の所得分布の不平等度は、所得順位が手当減額前と逆転することがなければ、手当減額前よりも小さい。

- 4) 離別母子家庭の母は、遺族年金や生命保険が得られない分、就業の必要性が高いため、センターに登録することが多くなると考えられる。
- 5) ただし、母子家庭等就業・自立支援センター等に登録している母子家庭の母は、就業意欲の

高い者が多い可能性がある。

- 6) 周 [2008] のように、アンケート調査の母の年齢、末子の年齢、世帯人員の平均は 39.2 歳、9.5 歳、3.2 人であり、「全国母子世帯等調査」の同 39.4 歳、10.2 歳、3.3 人に近い。

- 7) タイル尺度 T は、

$$T = 1/n \sum_{i=1}^n (y_i/u) \log(y_i/u)$$

(y_i : i 番目の者の所得、 u : 平均所得、 n : 人数)

と表される。対象者が K 個の構成集団に分けられるとすると、タイル尺度による構成集団内の格差 W_k ($k = 1 \sim K$)、構成集団間の格差 B は、それぞれ

$$W_k = 1/n_k \sum_{i=1}^{n_k} (y_i/u_k) \log(y_i/u_k)$$

$$B = 1/n \sum_{k=1}^K n_k (u_k/u) \log(u_k/u)$$

(n_k 、 u_k : k 番目の構成集団の人数、平均所得)

となる。したがって、構成集団内の格差 W_k に所得シェア $(n_k u_k) / (nu)$ を乗じて合計し、構成集団間の格差 B を加えると、タイル尺度 T に等しくなるから、タイル尺度は構成集団による分解ができる。

同様に、平均対数偏差 $1/n \sum_{i=1}^n \log(u_i/y_i)$ も、構成集団

内の格差 $1/n_k \sum_{i=1}^{n_k} \log(u_k/y_i)$ に人員シェア n_k / n を乗じて合計し、構成集団間の格差 $1/n \sum_{k=1}^K n_k \log(u_k/u_k)$ を加

えたものに等しくなるから、構成集団による分解ができる。

- 8) したがって、非就業者について賃金等が観測されないことによるサンプル・セレクション・モデルの推定は行わなかった。なお、就業者に限って推定しても、児童扶養手当の減額の係数が -0.53 (標準誤差 0.15) で、非就業者も含めた表 2 の推定結果 -0.56 (標準誤差 0.14) と誤差の範囲の差である (10% 水準でも有意な差でない) 等、同様の結果であった。また、III 1 のように、アンケート調査で利用できるサンプル数は 895 と多くはないが、被説明変数として就業・非就業選択の 2 値データでなく就業時間のデータが利用できることで、ある程度補えると考えられる。

- 9) 厚生労働省「毎月勤労統計調査」による事業所規模 5 人以上の女性常用労働者平均の 2006 年総実労働時間は 1574 時間であり、これで現金給与総額を割った時間当り賃金は 1625 円となる。

- 10) 年金と就業についての小川 [1998a, b], 橋口・山本 [2002], 橋口他 [2006] の分析とは異なり、児童扶養手当の就業への影響が弱いのは、手当額が年金に比べてかなり小さいことも一因と考

- えられる。
- 11) 阿部・大石〔2005〕では就学前児童数が有意な変数となっているが、本稿で利用したアンケート調査からは得られないため、低年齢のほうが体調を崩しやすいことを考え、子の健康状態を用いた。これに合わせて、母子家庭の母自身についても、年齢でなく健康状態を用いた。なお、阿部・大石〔2005〕で有意である年齢、離別母子家庭ダメーを説明変数に加えてみたが、有意ではなかった。III 1のようにアンケート調査回答者のうち死別母子家庭はわずかであり、それを反映して高年齢層が少ないことが、この一因と考えられる。さらに、学歴も説明変数に加えてみたが、有意ではなかった。
 - 12) ただし、就業の結果、自身の健康が悪化するという逆の因果関係の影響も考えられる。
 - 13) 阿部・大石〔2005〕でも、他の世帯員の収入は有意でない。
 - 14) 社会的厚生関数は、III 2のように、相対的危険回避度一定の効用関数と同様の関数形である。相対的危険回避度は、日本について Szpiro 〔1986b〕で 2.8 (95% 信頼区間 2.0 ~ 4.0), 浜田〔1998〕で 2.5 (同 1.6 ~ 5.6) 等、先行研究で 1.5 程度以上と推定しているものが多い。したがって、 ε を相対的危険回避度との類似で考えるとすれば、就業抑制効果より所得再分配効果のほうが大きい可能性が高い。
 - 15) 大石〔2005〕でも、2002 年改定について、勤労収入が増加するとかえって手当との合計収入が減ってしまう逆転が就業を阻害する効果をなくした点に、一定の評価はしている。ただし、図 1 のように、現行制度でも一部支給上限収入において逆転は起きるが、その程度は改定前よりもかなり小さい。
 - 16) IV 2 のように、社会全体の分配に関し、児童扶養手当の減額で母子家庭の平均所得が低下し、他の世帯との間の格差が拡大するが、これには手当水準が関わり、減額の仕組みは手当対象者内の再分配に関わる。
 - 17) この組合せにより、就業者平均の手当減額が変わらないようにできるから、就業者・非就業者間格差には影響しない。

参考文献

- 青木昌彦 (1979) 『分配理論』, 筑摩書房
- 阿部彩 (2005) 「子どもの貧困—国際比較の視点から」, 国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』, pp. 119-142。
- 阿部彩・大石亜希子 (2005) 「母子世帯の経済状況と社会保障」, 国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』, pp. 143-161。
- 大石亜希子 (2005) 「母子世帯の経済状況と 2002 年改革の評価」, 『生活経済政策』 519 号, pp. 21-25。
- 小川浩 (1998a) 「年金が高齢者の就業行動に与える影響について」, 『経済研究』 Vol. 49, No.3, pp. 245-258.
- (1998b) 「年金・雇用保険改正と男性高齢者の就業行動の変化」, 『日本労働研究雑誌』 No.461, pp. 52-64.
- 周燕飛 (2008) 「アンケート調査—母に聞く「仕事と生活と支援について」—」, 労働政策研究・研修機構『母子家庭の母への就業支援に関する研究』(労働政策研究報告書 No. 101)
- 日本労働研究機構 (2003) 『母子世帯の母への就業支援に関する研究』(調査研究報告書 No. 156)
- 樋口美雄・山本勲 (2002) 「わが国男性高齢者の労働供給行動メカニズム—年金・賃金制度の効果分析と高齢者就業の将来像—」, 『金融研究』 2002.10, pp. 31-78。
- 樋口美雄・黒澤昌子・石井加代子・松浦寿幸 (2006) 「年金制度改革が男性高齢者の労働供給行動に与える影響の分析」, 経済産業研究所ディスカッションペーパー 06-J-033
- 浜田浩児 (1998) 「インフレ・リスク、高齢化と公的年金、個人年金の機能」, チャールズ・ユウジ・ホリオカ, 浜田浩児編著『日米家計の貯蓄行動』(日本評論社), pp. 135-174
- A.F. Shorrocks (1980) "The Class of Additively Decomposable Inequality Measures," *Econometrica* Vol.48, No.3, pp. 613-625
- Szpiro, George G. (1986a), "Measuring risk aversion: an alternative approach", *Review of Economics and Statistics*, vol. 68
- Szpiro, George G. (1986b), "Relative risk aversion around the world", *Economics Letters*, vol. 20
- Theil, Henri (1967) *Economics and Information Theory*, North-Holland Publishing Company

(はまだ・こうじ 労働政策研究・研修機構労働政策研究所副所長)