

を供給することになる。離婚は、夫婦にとって交渉が決裂した時の究極の脅しではあるが、家庭内公共財の結合消費からなにがしかの便益を得ることのできる非協力的な結婚のほうが、夫婦の日々の交渉においては、もっともらしいと言える。内生的に決定される威嚇点を導入することによるインプリケーションとしては、separate sphere model における家族の需要は、離婚後に誰がどれだけ所得を受け取るのかにではなく、結婚において誰がどれだけ所得を受け取り、管理できるのかに依存するということである。

Cooperative bargaining model の一般化として、Chiappori (1988, 1992) による家族の collective models がある。Collective models では、(a) それぞれの家計のメンバーは異なる選好を持ち、(b) 決定プロセスはパレート効率的なアウトカムをもたらす、と仮定する。夫と妻の二人からなる家計を考える。両者とも通常の効用関数  $u^i(x^A, x^B, X)$  を持つとする。ここで、 $x^i$  はメンバー  $i$  の私的な財の消費のベクトルを表し、 $X$  は公共財のベクトルを表す<sup>2</sup>。私的財の価格のベクトルを  $p$  で、公共財の価格のベクトルを  $P$  で、家計の総支出を  $y$  で表す。また、 $s$  によって distribution factors のベクトルを表す。Distribution factors とは、選好や予算制約に影響を与えることなく資源の家計内での配分に影響を与える外生的な変数である。例えば、それぞれのメンバーへの外生的な所得の給付であったり、結婚市場の状況や離婚法制があたる。

単純化のため、 $\pi = (p', P')$  で価格のベクトルを表す。効率性の仮定 (b) から、家計行動は次の功利主義的な社会的厚生関数の最大化で記述できることがわかる：

$$\max_{\mu, x^A, x^B, X} \mu(\pi, y, s) u^A(x^A, x^B, X) + (1 - \mu(\pi, y, s)) u^B(x^A, x^B, X)$$

制約条件は、 $p'(x^A + x^B) + P'X = y$  である。ここで  $\mu$  はパレートフロンティアにおける家計の均衡の位置を決定する関数である。もし  $\mu = 1$  ならば、家計メンバー  $A$  が決定を行うことになるし、もし  $\mu = 0$  ならば、メンバー  $B$  が決定を行うことになる。上記の問題の解を  $x^A(\pi, y, s)$ ,  $x^B(\pi, y, s)$ ,  $X(\pi, y, s)$  で示すことにする。Collective models の研究の最初の貢献は、この家計の需要を示す解がどのような性質を持つのかを明らかにしたことである。

Browning and Chiappori (1998) や Chiappori and Ekeland (2006) が示したところによると、家計需要  $z = (x, X)$  は次の性質を持つ。つまり、(a) 予算制約によりパレートフロンティアを  $p$  と  $y$  の関数として決定し、(b)  $p$  の値が、家計の均衡がパレートフロンティアの上でどこに位置するのかを決定する。つまり、 $p$  の変化はパレートフロンティアをシフトさせることになる。また、 $p$  の変化は  $\mu$  の値をも変化させるので均衡をパレートフロンティアに沿って動かすことになる。

Bourguignon et al (1993) は、distribution factors が二次元、つまり、 $s = (s_1, s_2)$  の場合を考え、distribution factors の変化は、均衡をパレートフロンティアの上で位置を変化させることを示した。

Bourguignon et al (1995) は、次の効用関数を分析した。つまり、 $u^i(x^i, X)$  であり、これは、各主体は、効用が配偶者の消費に依存しないという意味で「エゴイスティック」であると言うことを意味する。この効用関数に関する仮定のもと、第一段階で、家計の各メンバーは公共財の水準と残りの支出の夫婦間での配分に関して合意する。続く第二

<sup>2</sup> この選好の特定化は一般的なものであり、利他性や外部性、また選好の相互依存を排除しない。

段階で、公共財の水準と自身の予算制約を考慮に入れて、それぞれが効用関数の最大化を行うことになる。

### (c) non-cooperative bargaining models

このモデルでは、Konrad and Lommerud (2000) や Lundberg and Pollak (2001) が、一方の配偶者が将来の夫婦間の交渉力を高めるために、いくつかの行動における過剰な投資が行われることを明らかにしている。

Konrad and Lommerud (2000) では、結婚に先立って個人が教育に対して過剰な投資を行なうことで結婚における交渉力を高めることを示している。また、Lundberg and Pollak (2001) では、共稼ぎの夫婦による立地の問題を二段階のゲームで考えている。夫婦は、どこに住むのか、および、一緒に住むのかを決定するが、その決定に関して一段階目で高速的なコミットメントを行うことができないという設定を行なっている。Lundberg and Pollak (2001) はこの二段階ゲームにおける均衡はかならずしも効率的ではないということを示している。

## 2. 社会保障と公共財

政府は政策的に、非協力均衡における不十分な家族公共財の供給を緩和することができる。Laitner (1988) は、双方向の利他性を仮定しており、親と子はお互いのことを気にかけているものの、他方のことを自分ほどには気にかけてはいないと設定している。このようなケースにおいて、所得の低い親は、意図的に若年期のライフサイクル貯蓄を低く抑え、退職期に子どもからより多く金銭の移転を引き出そうとすることを示した。この論文は、人は、老後に困窮したならば、子どもや隣人が助けてくれると期待するという良きサマリア人のジレンマを応用しており、子どもや隣人の援助を予想するならば、人は自分で将来に備えた「自助」の誘因を持たないことになる。また、将来援助を期待される側は、公的にファイナンスされる再配分制度を支持することになるとの結果が得られている。

## 3. 実証分析

### Unitary Model の検証に関して

Thomas (1990) は、もし家計の所得がプールされ、厚生が最大化されるように配分されるのであれば、母親と父親のコントロールのもとにある所得は需要に対して同等のインパクトを与えるはずであるとした。ブラジルの家族の健康と栄養状態の調査データを用い、親の所得の影響が等しいということは棄却された。母親が手にする不労所得は、父親のそれよりも、家族の健康に大きな影響を与えている。とくに、子どもの生存率は約20倍大きかった。家計の common preference モデルは否定された。つまり、もし、所得がプールされるのであれば、母親と父親の所得の比率の影響は同じであるはずである。しかしながら、比率の影響が等しいということは棄却された。また、母親は娘の栄養状態を改善する資源への投入を好むのに対し、父親は息子のそれを好むことがわかった。

Haddad and Hodinott (1994) は、所得の家計内での配分が、コートジボワールの子どもの人体計測上の状況に与える影響を分析している。彼らは、女性の所得の比率の上昇は、男の子の女の子に対する対年齢身長比の統計的に有意な上昇に結びついていることを明らかにしている。

これら2つの結果は unitary モデルの枠組みとは非整合的である。

Unitary model の検証において、夫と妻の相対的な資源へのコントロールを測定することが必要になる。相対的な収入が候補として考えられるが、このアプローチの問題点として、収入が家計の時間配分の決定に関して内生的であるということである。この問題を回避するため、収入ではなく不労所得 (unearned income) を用いることが考えられる。不労所得であれば、価格からは影響を受けていないが、過去や現在の家計の行動に関して完全に外生的であるわけではない。McElroy-Horney 型の家族の需要行動に関するナッシュバーゲニングモデルは、夫と妻の不労所得は家族の労働供給と財の消費に同一の影響を与えると制約をゆるめたが、Schultz (1990) は、1981年の Socioeconomic Survey of Thailand をもちい、夫と妻の労働供給と出生の決定要因を検証した。この制約は女性の労働供給と出生に関して棄却された。

とは言え、例えば、財産所得は貯蓄のこれまでの蓄積やつまりは過去や現在の労働供給を反映するし、公的や私的な移転は、失業や病気によって家計が被る経済的困窮と関連している。また、宝くじのような予期しない移転や予期しない贈与や遺産は、個人がコントロールする資産に対して価格を変化させずに影響を与えるが、頻度も多くなく、家計にとっての重要度も低い。夫と妻の相対的な交渉力の代理変数として、相対的な年齢、教育、夫と妻の家族のバックグラウンドの尺度が考えられるが、観察されない特質による選択結婚 (assortative mating)の可能性を捨て去ることはできない。

したがって、理想的には、夫と妻がランダムに所得移転を受けるよう選ばれる様な実験が望ましい。Lunberg, Pollak and Wales (1997) は、1970年代にイギリスで行われた子ども手当を妻に対して行うとした政策変更を「自然実験」としている。Family Expenditure Survey をもちい、彼らは、所得の再分配に応じて、男性の衣服に比べてより多い女性や子供の衣服への支出を発見している。

Duflo (2003) は、見ないアフリカにおける大規模な金銭の移転が子どもの栄養状態に与える影響の評価を行ない、受給者の性別がその大きさに影響を与えるかを見た。1990年代の始めに、南アフリカの社会年金プログラムの受給と適用範囲が黒人に拡大されたことを利用し、女性の年金の受け取りは女兒の身長体重比と対年齢身長比に大きな影響を与えたが、男児のそれらには影響は殆ど無かった。男性の年金受給に関しては同様の影響は見られなかった。

### 3. 交換モデル

交換モデルは、Bernheim et al (1985)や Cox (1987)によって提示された。本節では、Laitner and Ohlsson (2001) の説明に基づいて説明する。交換モデルでは、親は、子に対する不完全利他性を仮定する。つまり、第一に、親は子の消費に関心をもつ。第二に、親は市場で供給されるフォーマルな介護サービスよりも子から提供されるインフォーマルな介護サービスに対してより高い価値をおくと仮定される。また、より多くの遺産を残したり、生前贈与を行うなど、金銭的移転をおこなうことでより多くのインフォーマルな介護サービスを得ることができると仮定される。

ここで、 $C^s$  を親が遺産・生前贈与など金銭的移転の対価として子から得ることができるインフォーマルな介護サービスの量とし、 $P(y^c)$ をインフォーマルな介護サービスを一単位得るために親が残さなければならない遺産・生前贈与や金銭的移転の額とする。つまり、遺産や金銭的移転の額は  $T = P(y^c) C^s$  で示される。

親は、次の効用最大化問題を解いて子から提供されるインフォーマルな介護の量を決定する。

$$\begin{aligned} \max_{C^s} & U(y^p - P(y^c) C^s) + \lambda V(C^s), \\ \text{subject to } & C^s \geq 0. \end{aligned}$$

ここで、 $V(C^s)$ は子によるインフォーマルサービスから親が得る効用を示す。  $y^p$  で親の所得、  $y^c$  で子の所得を示す。 また、この問題の解である、子から提供されるインフォーマルな介護の量を  $C^{s*}$  で表すとする。

関数  $U$  と  $V$  が増加凹関数と仮定することで、Laitner and Ohlsson (2001)は次の結果を得ている。つまり、子から提供されるインフォーマルな介護の量  $C^{s*}$  は親の所得  $y^p$  に関して増加関数、子の所得  $y^c$  に関して減少関数、 $\lambda$ に関して増加関数となる。遺産・生前贈与など金銭的移転  $T$  に対する影響では、 $y^p$  と  $\lambda$ は正であるのに対して、 $y^c$  の影響は不確定である。

まとめると、親の経済的資源が多くなればなるほど、子が親へ提供するインフォーマルな介護の量は増え、子の経済的資源が多くなればなるほど、子が親へ提供するインフォーマルな介護の量は減る、と予想されている。

次に、Angelini (2007)の提示したモデルを拡張し、一人の成人した子と複数の年老いた父母・義父母による交換モデルを考える。子は、親に対して不完全に利他的であると仮定する。つまり、第一に子は親の効用水準から効用を得る。第二に子は親に対してとる行動から効用を得る。この場合、親に対して行う介護である。子の効用関数を  $U_k$  とすると、 $U_k$  は、自身の消費  $c_k$  とそれぞれの親に対して行う介護の量  $a^1, a^2, \dots, a^N$  そして、親の効用水準  $U_p^1, U_p^2, \dots, U_p^N$  に依存する。  $N$  は親の人数である。

$$U_k(c_k, a^1, a^2, \dots, a^N, U_p^1, U_p^2, \dots, U_p^N).$$

対して、親は利己的で、自身の消費  $c_p^i$  と子から受ける介護  $a^i$  のみから効用を得る。そのため、親  $i$  の効用関数は次のように表すことができる：

$$U_p^i(c_p^i, a^i).$$

このモデルの仮定は、子の効用は、親への介護  $a^i$  に関して低い水準では増加するが、その後、減少する。対して、親の効用は、子からの介護  $a^i$  に関して増加し、高い水準においてようやく減少する。

子は、親の行動に依存して介護を提供するルールにコミットすることで、親から遺産・生前贈与を引き出すと想定する。ここで、Bernheim et al (1985)の議論を援用すると、このルールのもとでは、もし親が、子に対してある一定額の遺産・生前贈与を行わないのであれば、子はその親に対して介護サービスを提供しないことになる。それゆえ、このモデルでは、子から親への介護は、すべての交渉力が子に存在するようなバーゲニングプロセスを経て行われる。したがって、親と子の間の相互作用から生まれ得る余剰は、すべて受贈者である子に行くことになる。

このモデルからのインプリケーションは、もし親に対して介護を行わないという、子の「脅し」が信ぴょう性を持つのであれば、子が持つ介護資源は、親から子への遺産に対して正で有意な影響を与える、ということである。親に対して介護を行わないという子の「脅し」が信ぴょう性を持つためには、次の2つの条件が満たされなければならない。一つ目は、少なくとも親が二人しなければならない（どの親に対しても介護を行わないという脅しは信ぴょう性を持たないということである）。二つ目は、子は、信ぴょう性を持って親に対して介護を行える態勢にコミットしなければならない。

#### 4. 考察及び結論

医療や介護のみならず、住まいや予防、生活支援を日常生活の場での一体的な提供体制を進めようとする地域包括ケアシステムにおいては、住宅生活が確保されたうえでのサービスの提供となることから、特に高齢者の生活を支える生活支援において、より一層の家族等によるかかわりが重要になるであろう。その際、本研究のセクション2が示したような、介護や福祉のインフォーマルなサービス供給と家族の関係を理論的にモデル化することは重要な示唆を与えてくれる。特に、家族や地域住民によってしか供給ができないインフォーマルなサービスの場合、家族内の対立関係や協力関係(セクション2-1)や非協力ゲームにおける公共財供給のインセンティブを組み込むこと(セクション2-2)が不可欠である事がわかった。

さらに、セクション3でみたとおり、Bernheim et al (1985)やCox (1987)に始まる交換モデルでは、介護と金銭的移転の交換を考える際、従来の研究では年老いた親が複数の成人した子どもに対して強い交渉力を持つと想定しているのに対し、少子・高齢化が進んでいるわが国を対象とする今後の研究では、複数の親・義理の親と一人または、少数の成人した子の交換モデルを考え、子の世代が、親の世代よりも強い交渉力を持つと仮定した方が現実的な政策的示唆を与えてくれることが示されている。

#### 参考文献

12. Viola Angelini, 2007. "The strategic bequest motive: evidence from SHARE," "Marco Fanno" Working Papers 0062, Dipartimento di Scienze Economiche "Marco Fanno".

Becker, G. S. 1974. A Theory of Social Interaction. *Journal of Political Economy* 82, 1063-93

Becker, G.S. 1981. Altruism in the Family and Selfishness in the Market Place. *Economica* 48, 1-15

Bernheim, B. D., Shleifer, A. and Summers, L. H. (1985) *Journal of Political Economy*, 93, 1045-1076

Bourguignon, F. & Browning, M. & Chiappori, P. A., 1995. "The Collective Approach to Household Behaviour," DELTA Working Papers 95-04, DELTA (Ecole normale supérieure).

Bourguignon, F. and Browning, M. and Chiappori, P.A. and Lechene, V. 1993. Intra household allocation of consumption: a model and some evidence from French data. *Annales d'Economie et de Statistique*. 137-156

Browning, M. and Chiappori, P.A. 1998. Efficient intra-household allocations: A general characterization and empirical tests. *Econometrica* 1241-1278

Chiappori, P.A. 1988. Rational household labor supply. *Econometrica*, 63-90

Chiappori, P.A. 1992. Collective labor supply and welfare. *Journal of Political Economy*. 437-467

- Chiappori, P.A. and Ekeland, I. 2006. The micro economics of group behavior: general characterization. *Journal of Economic Theory*. 130(1)
- Cox, Donald (1987), "Motives for Private Income Transfers," *Journal of Political Economy*, vol. 95, no. 3 (June), pp. 508-546.
- Duflo, E. 2003. Grandmothers and Granddaughters: Old-Age Pensions and Intrahousehold Allocation in South Africa. *The World Bank Economic Review*. 17(1) 1-25
- Haddad, L. and Hoddinott, J. 1994 Women's income and boy-girl anthropometric status in the Cote d'Ivoire. *World Development*, 22(4) 543-553
- Konrad, K.A. and Lommerud, K.E. 2000. The bargaining family revisited. *Canadian Journal of Economics* 33(2) 471-487
- Laitner, John, 1988. "Bequests, Gifts, and Social Security," *Review of Economic Studies*, Wiley Blackwell, vol. 55(2), pages 275-99, April.
- Laitner, J., and Ohlsson, H., "Bequest motives: a comparison of Sweden and the United States", *Journal of Public Economics*, 79(1) (2001): 205-236.
- Lundberg and Pollak (1993). Separate spheres bargaining and the marriage market. *Journal of Political Economy* 101 988-1010
- Lundberg, S. and Pollak, RA 2003. Efficiency in Marriage. *Review of Economics of the Household*. 1(3) 153-167
- Lundberg, S.J. and Pollak, R.A. and Wales, T.J. 1997. Do husbands and wives pool their resources? Evidence from the United Kingdom child benefit, *Journal of Human Resources*, 463-480
- Manser, M. and Brown, M. 1980. Marriage and household decision-making: A bargaining analysis. *International Economic Review* 21 31-44
- McElroy, M.B. and Horney, M.J. 1981. Nash-bargained household decisions: Toward a generalization of the theory of demand. *International Economic Review*. 22(2) 333-349
- Nash, J.F. 1950. The Bargaining Problem. *Econometrica* 18(2) 155-162
- Samuelson, P.A. 1956. Social indifference curves. *The Quarterly Journal of Economics* 70(1) 1-22
- Schultz, T.P. 1990. Testing the neoclassical model of family labor supply and fertility.

Journal of Human Resources. 599-634

Thomas, D.1990. Intra-household resource allocation: An inferential approach. *Journal of human resources*. 635-664

平成 24 年度厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））

「社会保障給付の人的側面と社会保障財政の在り方に関する研究」

研究報告書

世帯所得が子どもの発育や学歴に及ぼす影響について

研究協力者 藤井麻由（国立社会保障・人口問題研究所）

#### 研究要旨

世帯所得が子どもの人的資本に与える影響について実証分析による検証を行うことは、児童手当等の子育て世帯への所得保障の中長期的な効果を評価し、その今後の在り方を考えるうえで必要不可欠な土台を提供する。本研究では、特に因果関係を識別することに留意してマイクロデータによる実証分析を行っている研究のうち、特徴的なものを取り上げて精査した。先行研究からは、世帯所得は子ども期の学力並びに社会性に対して因果的効果を持つこと、子ども期の世帯所得が学歴に及ぼす影響については、必ずしも一貫した結果が得られていないこと、我が国でも、子ども期の貧困は、その後の人生に長期にわたって影響を及ぼす可能性があることが示唆されている。

#### A. 研究目的

本研究では、世帯所得が子どもの人的資本に与える影響について、因果関係を識別することに留意している先行研究を幾つか取り上げ、その分析手法と内容を精査することを目的とする。

#### B. 研究方法

国内外の学術誌から、関連する論文を収集する。

（倫理面への配慮）

該当しない。

#### C. 研究結果

世帯所得が子どもの人的資本に与える影響について、因果関係の識別に留意している先行研究の手法には、因果関係を識別するための条件や、使用する際の注意点などがあり、本稿ではこれをまとめた。また、これらの先行研究からは、世帯所得は子ども期の学力並びに社会性に対して因果的効果を持つこと、子ども期の世帯所得が学歴に及ぼす影響については、必ずしも一貫した結果が得られてい



ないこと、我が国でも、子ども期の貧困は、その後の人生に長期にわたって影響を及ぼす可能性があることが示唆されている。

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

#### D. 考察及びE. 結論

現在、我が国では、財政の悪化と生活の危機の高まりが進んでいる。子どもの貧困率が、新しい世代ほど上昇していることを示す研究結果もある（大石, 2007）。そのようななかで、社会保障制度の抜本的な見直しは喫緊の政策課題として政府・国民に認識されている。児童手当などの子育て世帯への所得保障の政策も改正がなされているが、その今後の在り方を巡る議論を行うにあたっては、本稿で取り上げたような因果関係の識別に取り組んでいる実証研究から学ぶことは多いと考えられる。先行研究から学び、実証分析の成果を蓄積していくことが重要なのではないだろうか。

#### F. 健康危険情報

なし

#### G. 研究発表

##### 1. 論文発表

あり

##### 2. 学会発表

あり

#### H. 知的所有権の取得状況の出願・登録状況

##### 1. 特許取得

なし

## 世帯所得が子どもの発育や学歴に及ぼす影響について：分析手法の展開

藤井麻由\*

(国立社会保障・人口問題研究所 社会保障基礎理論研究部 研究員)

### 1. はじめに

低所得世帯で育つことは、子どもの発育や健康、学歴等の人的資本の形成にどのような影響を及ぼすのだろうか。子どもの相対貧困率が約 14%と先進国の中で高い水準にある我が国において (UNICEF, 2012)、この問題は重要な研究主題である。特に、世帯所得が子どもの人的資本に与える影響について実証分析による検証を行うことは、児童手当等の子育て世帯への所得保障の中長期的な効果を評価し、その今後の在り方を考えるうえで必要不可欠な土台を提供する。

世帯所得が子どもの人的資本の形成に及ぼす影響を理解するためには、両者の間の相関の大きさを示すだけでは十分ではない。世帯所得が低く子どもの人的資本も低いことの背後には、例えば社会からの孤立など、研究者には観察できないような、世帯が抱える別の問題が存在する可能性がある。このような場合には、世帯所得と子どもの人的資本を表す指標の間の相関の大きさは、世帯所得の影響と観察不可能な要素の影響の両方を反映してしまう。したがって、両者を切り分けるような推定方法により因果関係を識別することが、決定的に重要となる。

本稿では、世帯所得が子どもの人的資本の形成に及ぼす影響について、特に因果関係を識別することに留意してマイクロデータによる実証分析を行っている研究のうち、特徴的なものを取り上げ、これらの研究の分析手法に重点を置いて紹介する<sup>1</sup>。

本稿の構成は、以下の通りである。まず、第 2 節では、世帯所得が子どもの人的資本の形成に影響を与えるメカニズムについて、古典的な経済学の考え方に基づき、概念的な枠組みを記述する。次に、第 3 節では、実証研究が直面する推定上の課題と、それを分析手法の工夫で克服しようと試みた先行研究を幾つか取り上げて紹介する。最後に、第 4 節でまとめを行う。

### 2. 概念的な枠組み

本節では、世帯所得が子どもの人的資本の形成に影響を与えるメカニズムについて、古典的な経済学の考え方に基づき、概念的な枠組みを記述する<sup>2</sup>。まず、子ども

---

\* 研究協力者

<sup>1</sup> 世帯所得と子どものアウトカムに関する包括的なサーベイには、Haveman and Wolfe (1995) や Meyer(2010)がある。

<sup>2</sup> この節の記述は、Becker and Tomes (1986)並びに Heckman(2007)の経済モデルに依っている。

期の人的資本の形成は蓄積的な過程であり、子どもがa歳の時の人的資本は、以下のよう表されると仮定する。

$$H_a = H_a(I^{(a)}, H_0) \quad (1)$$

$I^{(a)}$ は0からa歳までの人的資本への投資を表している。ここで投資とは、 $H_0$ は遺伝的に決まる要素を表している。子ども期の最後の期を  $A$  とすると、子ども期には  $H_A$  の人的資本が形成され、この  $H_A$  が大きければ大きいほど、成人期の所得や健康状態などのアウトカム  $E$  が高くなると仮定する。

$$\partial E / \partial H_A > 0 \quad (2)$$

世帯（家族）の意思決定者、通常親は、現在の家族の消費  $C_a$  だけでなく子どもの将来  $E$  のことも気につけ、両方の要素から効用を得るものと仮定する。

$$u = \sum_{a=1}^A \beta^a u(C_a) + \beta^A u(E) \quad (3)$$

ここで、 $\beta$  は割引率を表す。親は、子どもの人的資本の生産技術(1)式と、以下の家族の予算制約を所与として、効用(3)式を最大にするよう、消費と投資の組み合わせを決定する。

$$\sum_{a=1}^A \beta^a (C_a + I_a) = \sum_{a=1}^A \beta^a Y_a + B = Y + B \quad (4)$$

ここで、 $Y_a$  は子どもがa歳のときの世帯所得、 $B$  は子どもへの所得移転を表す。資本へのアクセスが不完全で、親は子どもに負の所得移転を行えない  $B \geq 0$  と仮定するならば、効用最大化問題の解として得られる子どもの人的資本への投資水準は、この借入制約が効くような低所得世帯では、消費や投資の価格、世帯の効用や子どもの人的資本の生産技術を表す変数  $W$ 、遺伝的な要素  $H_0$  だけでなく、世帯所得  $Y$  にも依存して以下のように決まり、

$$I_a = I_a(Y, W, H_0) \quad (5)$$

最適な投資水準よりも低くなることが示される。(5)式を(1)式に代入すると、子どもの人的資本も世帯所得の関数として表される。

$$H_a = H_a(Y, W, H_0) \quad (6)$$

したがって、世帯所得は、親による投資を通じて、子どもの人的資本の形成に影響を及ぼし得る。

### 3. 過去の実証研究

#### 3.1. 推定の基本モデルと推定上の課題

本小節では、世帯所得が子どもの人的資本の形成に及ぼす影響を推定するための基本モデルと、その推定上の課題を記述する。多くの先行研究で基本モデルとして採用されている推定モデルは、子どもが  $a$  歳のときの人的資本を表す指標  $h_a$

---

この節で概説するモデルでは、子どもの人的資本が世帯所得に影響を及ぼすような逆の因果関係は考慮していない。また、家族の構成員同士の相互作用についても、これを捨象している。

を被説明変数、世帯所得  $y$  と世帯のその他の属性を表す観察可能な変数  $x$  を説明変数とする以下の式で表される。

$$h_{ia} = \beta_0 + \beta_1 y_i + \beta_2 x_i + \varepsilon_{ia} \quad (7)$$

ここで、 $i$  は個人を表すインデックス、 $\varepsilon_{ia}$  はランダム項とその他の観察不可能な決定要因を表している。子どもの人的資本を表す変数としては、多くの場合、学力、社会性、健康状態、最終学歴などを測定する指標が用いられる。また、世帯所得を表す変数としては、モデルやデータの制約によって、入手可能な年数だけの世帯所得の平均値や、単年度の所得の値が用いられる。前者は所得の長期的な水準を表す指標で、後者は短期の水準を表す指標である。世帯の所得以外の属性を表す変数は、子どもの性別や親の学歴など、時間（子どもの年齢）で変わらない変数と、親の年齢、世帯員の人数などの時間で変わる変数を含む。

(7)式の世界所得の係数  $\beta_1$  を推定する際の課題は、所得の内生性に対処することである。第2節の(6)式により、(7)式の  $\varepsilon_{ia}$  には、通常は観察できないであろう遺伝的な要素  $h_0$  や、例えば社会からの孤立など、世帯の効用や子どもの人的資本の生産技術を表す変数で観察できないものが含まれていると考えられる。もし、これらの観察不可能な要素が世帯所得と相関を持つならば、(7)式の最小二乗法 (ordinary least squares, OLS) による  $\beta_1$  の推定値  $\widehat{\beta}_1$  は、世帯所得の影響と観察不可能な要素の影響の両方を捉えてしまうため、真の値から乖離する。この問題は、本来は(7)式を推定する際に制御されているべき変数が、観察不可能なために欠落してしまうことから生じるため、欠落変数 (omitted variables) による所得の内生性の問題と呼ばれている。また、サーベイで集めたデータで、世帯所得として回答者が申告した値が記録されている場合には、正確な値とは限らず、測定誤差が生じている可能性がある。この測定誤差が真の値と相関を持たない場合 (classical errors-in-variables; CEV) には、やはり所得は内生性を持ち、OLS による推定値には下方バイアスがかかることが知られている (c.f., Wooldridge, 2002) <sup>3</sup>。

### 3.2. 過去の実証研究の推定方法

本小節では、世帯所得が子どもの人的資本の形成に及ぼす影響について、前節で議論した推定上の問題に対処する為に、過去の実証分析が採用している推定方法を紹介する。

#### 3.2.1. 固定効果モデル (Fixed-effects model)

固定効果モデルは、一般的には、以下のように表すことが出来る。

$$h_{iag} = \beta_0 + \beta_1 y_{ig} + \beta_2 x_{ig} + \mu_g + u_{iag} \quad (8)$$

$$E[y_{ig}\mu_g] \neq 0 \quad (9)$$

ここで新たに導入されたインデックス  $g$  は、観察不可能で世帯所得と相関を持つ  $\mu_g$  (例えば遺伝的な因子) を共有するグループ (例えば兄弟姉妹) を表している。

<sup>3</sup> 今回のモデルに加えることはできていないが、子どもの人的資本が世帯所得に影響を与えるという逆の因果関係が存在する場合にも、内生性は生じる。

この  $\mu_g$  を固定効果と呼ぶ。

固定効果モデルの手法とは、(8)式の各グループ内の平均を取り、(8)式との差を取ることで  $\mu_g$  を除去して得られる以下の式を、OLS によって推定することである。

$$h_{iag} - \bar{h}_g = \beta_1(y_{ig} - \bar{y}_g) + \beta_2(x_{ig} - \bar{x}_g) + (u_{iag} - \bar{u}_g) \quad (10)$$

この手法の基本的な発想は、目に見えないものが共通な集団ならば、その集団内で、世帯所得の差がどれだけ人的資本の差に結び付いたかを調べることで、その目に見えないものの影響を除去しようというものである。(10)式から、グループの構成員の中での所得の差が、観察不可能な決定要因の差と無相関であるならば、固定効果モデルの手法による推定量は一致性を持つ。

### 3.2.2. 操作変数法 (Methods of instrumental variable)

操作変数とは、以下の2つの条件を満たす変数  $z_i$  (時間で変わる変数ならば  $z_{ia}$ ) のことである。1つ目は、子どもの人的資本の決定式である(7)式の観察不可能な誤差項  $\varepsilon_{ia}$  とは相関を持たないこと：

$$E[z_i \varepsilon_{ia}] = 0 \quad (11)$$

2つ目の条件は、世帯所得とは相関を持つこと：

$$E[z_i y_i] \neq 0 \quad (12)$$

である。操作変数を用いた2段階最小二乗法 (method of two stage least square) とは、以下の2段階の回帰を行うことで、人的資本を表す(7)式を推定する方法である。

<1段階目>

世帯所得を操作変数とその他の制御変数に回帰する。

$$y_i = \gamma_0 + \gamma_1 z_i + \gamma_2 x_i + v_{ia} \quad (13)$$

<2段階目>

(13)式の推定結果から、世帯所得の予測値を  $\hat{y}_i = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 z_i + \hat{\gamma}_2 x_i$  と計算し、人的資本の指標を、この世帯の予測値とその他の制御変数に回帰する。

$$h_{ia} = \beta_0 + \beta_1 \hat{y}_i + \beta_2 x_i + \varepsilon_{ia} \quad (14)$$

このようにして2段階で得られた(14)式のパラメーターの推定値は、(11)式と(12)式が満たされているならば、一致性を持つことを示すことが出来る (c.f., Wooldridge, 2002)。

操作変数法の基本的な発想は、世帯所得の変動の内、人的資本の観察不可能な決定要因とは関係なく決まる部分を操作変数によって切り出し、その変動部分がどれだけ子どもの人的資本の変動に繋がっているかを調べることで、世帯所得の影響を識別しようとするものである。

### 3.2.3. 回帰不連続設計 (Regression discontinuity design)

回帰不連続設計には、Sharp RD と Fuzzy RD と呼ばれるものがあるが、本稿では、

最も単純な Sharp RD だけを取り上げる<sup>4</sup>。

$D_{ia}$  は子ども  $i$  が  $a$  歳の時に所得が増える場合に 1、それ以外の場合に 0 を取る変数で、ある変数  $x_{ia}$  の値によって完全に決定されるものとする。

$$D_{ia} = \begin{cases} 1 & \text{if } x_{ia} \geq x_0 \\ 0 & \text{if } x_{ia} < x_0 \end{cases} \quad (15)$$

$x_0$  は既知の閾値である。ここで、以下のモデルを考える。

$$h_{ia} = \beta_0 + \beta_1 D_{ia} + \beta_2 x_{ia} + \varepsilon_{ia} \quad (16)$$

$E[\varepsilon|x]$  が  $x = x_0$  で連続であるならば、つまり、閾値の周辺では個人がランダムに上下の値に分かれていると仮定するならば、

$$\lim_{x \downarrow x_0} E[h_{ia}|x] - \lim_{x \uparrow x_0} E[h_{ia}|x] = \beta_1 \quad (17)$$

したがって、 $D_{ia}$  の影響が識別可能となる。 $x_{ia}$  が閾値をわずかに上回る個人とわずかに下回る個人で、その性質の分布が同じであるならば、閾値の周辺では、個人はランダムに  $D_{ia}$  を割り当てられているのと等しくなると考えるのである。

### 3.3. 過去の実証研究の結果

本小節では、世帯所得が子どもの人的資本の形成に及ぼす影響について、前小節で紹介した推定方法を採用し、因果関係の識別を試みている先行研究のうち、特徴的なものを紹介していく。

#### 3.3.1. 世帯所得と子どもの発育

Blau (1999) は、世帯所得が子どもの人的資本の形成（発育）に及ぼす影響について、アメリカの National Longitudinal Survey of Youth 1979 (NLSY79) の 1979-1991 年までのパネルデータを用い、詳細な分析を行っている。彼は、所得の内生性の問題に対処するために、人的資本を表す(7)式に従兄弟姉妹の固定効果を仮定し、共通の祖父母を持つ従兄弟姉妹の集団内で、世帯所得の差がどれだけ人的資本の差に繋がるかを調べている。その結果、全般的に、OLS による所得の影響の推定値の方が固定効果モデルによるものよりも大きいこと、単年度の所得（短期の所得水準）よりも、利用可能な期間の所得の平均値（長期の所得水準）のほうが子どもの人的資本の形成に及ぼす影響は大きいこと、子どもの人的資本（発育）を表す様々な指標の中でも、所得の影響を最も受けにくいのは、語学の能力を測る Peabody Picture Vocabulary Test (PPVT; 4 歳以上)、最も影響を受けやすいのは、問題行動指標 Behavioral Problem Index (BPI; 4 歳以上) の値で、算数や読解力の試験の点数 Peabody Individual Achievement Tests of Mathematics and Reading Recognition (PIATMATH, PIATREAD; 5 歳以上) はその中間であったこと、したがって、認知的な能力よりも社会性のほうが、所得に対して柔軟に変化する可能性があることが示された。具体的な影響の大きさであるが、10,000 ドルの長期の所得水準の増加が、BPI (平均 0、標準偏差 1) を標準偏差の 33.9% だけ減少させる程度である。Blau は、この結果をもってして、所得の影響は必ずしも大きくないと指摘している。

---

<sup>4</sup>回帰不連続設計の詳細については、Van der Klaauw (2008) を参照。

Blau(1999)は、世帯所得が子どもの人的資本に与える影響について、因果関係に留意しながら実証分析を行った経済学の研究としては先駆的なものであった。しかし、固定効果モデルの手法に特有の、幾つかの欠点がある。まず、人的資本を決定する観察不可能な要素のうち、従兄弟姉妹で共通の部分しか世帯所得と相関を持たないという、非常に強い仮定を置いていることである。次に、欠落変数による所得の内生性の問題は処理されても、世帯所得の測定誤差による内生性の問題は考慮されていないことである。最後に、この手法では、NLSY79に姉妹で追跡調査されている母親の子どもという、非常に限定的なサンプルしか分析対象にできないことである。

Milligan and Stabile (2008)は、操作変数 (instrumental variable) を利用することにより、カナダにおいて、世帯所得が子どもの人的資本の形成 (発育) に及ぼす影響を分析している。彼らは、カナダの児童給付 (18歳未満の扶養児童のために毎月支払われる払い戻し型の税クレジットが基本) の額が、世帯所得に加え、年、州、子どもの数によっても大きく異なることを利用して<sup>5</sup>、操作変数を作成している。より具体的には、所得税の申告書から世帯所得を正確に記録した、カナダのクロスセクションデータである Survey of Labour and Income Dynamics (SLID) を用いて、このデータのサンプルとなっている世帯の10%を無作為に抽出し、これらの世帯が、1994年から2003年までの各年に、10州の内の各州に住んで、0から3までの各人数の子どもがいたと仮定した場合に、この $10 \times 10 \times 4 = 400$ 通りの各々のケースで (例: 1994年にオンタリオ州に住んで2人の子どもがいた場合) 受け取るであろう児童給付の額の平均値をシミュレーションにより計算する。そして、こうして計算された、 $t$ 年に $p$ 州に住んでいて世帯の子ども数が $f$ であった場合のシミュレートされた児童給付の額の平均値  $\overline{CB_{tpf}}$  を、カナダのパネルデータである National Longitudinal Study of Children and Youth (NLSCY)のサンプルで、 $t$ 年に $p$ 州に住んでいて世帯の子ども数が $f$ であった子ども  $i$  の世帯所得  $y_{itpf}$  の操作変数として使用する。

外生変数に年ダミー、州ダミー、子どもの数ダミーと、この3つの要素の2次の交差項も含まれているならば、 $\overline{CB_{tpf}}$  は、その作成方法から、個人の人的資本の形成にとっては外生と考えられる制度の違いのみによる、10州の内の各州で0から3までの各人数の子どもを育てている時に得られる児童給付の額の、1994年から2003年までの変動を捉えるため、これが所得の変動に反映されるならば、 $\overline{CB_{tpf}}$  を操作変数とする(7)式の2段階最小二乗推定量は一致推定量となる。

上記のような操作変数を利用した推定により、Milligan and Stabile は、特に母親の最終学歴が低い (高卒以下) である場合に、世帯所得は、子どものPPVTの点数 (4-6歳) と算数の試験の点数 (6-10歳) に対して正の影響を及ぼすこと、暴力的な行動を表す指標の値 (conduct disorder-physical aggregation score; 4歳以上) に対して負の影響を及ぼすこと、男の子についてのみ、身長 (0-10歳) に対して正の影響を及ぼすことなどを示した。

Dahl and Lochner (2012)は、アメリカのNLSY79の1986-2000年までのパネルデータを用いて、固定効果モデルの手法、より正確には一階差分 (first difference) の手

<sup>5</sup> カナダの児童給付制度の詳細については、尾澤(2008)を参照。

法、と操作変数法を組み合わせ、世帯所得が子どもの人的資本の形成（発育）に及ぼす影響を分析している。彼らは、まず、子どもの人的資本を表す(7)式に、同一個人内では時間が経っても変わらない個人の固定効果を仮定し、(7)式の一階差分を取ることによってこれを除去する。そのうえで、さらに、所得の一階差分の内生性に対処するために、操作変数法を適用する。この手法の適用にあたっては、1980年代後半から90年代後半にかけて、アメリカで、連邦政府の給付付き税額控除（Earned Income Tax Credit, EITC）を拡張するような改革が行われたことを利用する<sup>6</sup>。より具体的には、Dahl and Lochner が採用したサンプルの期間中には、連邦政府の EITC の額は、課税前所得の額と子どもの数（1人か2人以上か）にのみ依存していたことから、子どもが  $a-1$  歳から  $a$  歳になるときに、世帯内の子どもの数が変わらなかったと仮定したときの、 $a$  歳のときに受け取ることが出来ると予測される EITC の金額の、 $a-1$  歳のときの金額からの変化分を操作変数として用いている。このような変化分は、EITC のルールの変化のみによってもたらされるものであるため、個人の人的資本の形成にとって外生であると仮定し、(7)式の一階差分を取った式を2段階最小二乗法により推定している。

上記のような推定方法を用いて、Dahl and Lochner (2012)は、世帯所得は算数と読解力の試験の点数に正の影響を及ぼしていることを示した。具体的には、10,000ドルの所得の増加は、算数と読解力の試験の点数（平均0、標準偏差1）を標準偏差の0.6%だけ高めることがわかった。

Milligan and Stabile (2008)も Dahl and Lochner (2012)も、子育て世帯の所得に影響を及ぼすような外生的な政策の変更のみを反映するように、慎重に操作変数を作成しており、操作変数の妥当性に関して、大きな問題はないように思われる。ただし、Dahl and Lochner 自身も指摘しているように、EITC は主に低所得層に影響を及ぼす政策であるため、所得の影響が人々の間で様でないと仮定するならば、2段階最小二乗法による推定値は、低所得層の平均的な所得の影響を識別していることになる。これに対して、カナダの児童給付の受給率はほぼ100%であるため、2つの研究の推定値は比較可能でない可能性がある。

最後に、Gonzalez (2011)は、Sharp RD の手法を用いて、所得の増加が子どもの健康に及ぼす影響を調べている。その際、2007年にスペインで導入された、出産直後の母親が受け取ることの出来る児童手当（child benefit）の制度の設計を利用している。2007年に導入されたこの制度は、2007年の7月1日以降に子どもを産んだ母親全員に受給資格を与えたため、この年月日を閾値として、この年月日より少し前に生まれた子どもと少し後に生まれた子どもの2歳までの死亡率を比較した。その結果、児童手当は死亡率には影響を与えないことが示された<sup>7</sup>。

以上、手法面を中心に、先行研究の紹介を行ってきたが、これらの研究の結果からは、世帯所得は、子ども期の学力並びに社会性に対して因果的効果を持つことが示唆されている。

<sup>6</sup> EITC の詳細については Scholz (1993)を参照。

<sup>7</sup> Gonzalez (2011)の主な結果は、児童手当は子どもに対する支出には影響を及ぼさないが、出産後の母親の労働供給を減らし、また、離婚率も下げるというものである。



### 3.3.2. 子ども期の世帯所得と学歴

子ども期の世帯所得は、子どもの発育を通じて、或いは直接的に、成人期に達成している学歴に影響を及ぼす可能性がある。Duncan et al (1998)は、固定効果モデルを用いて、世帯所得が子どもの教育年数に与える影響について分析している。使用しているデータは、アメリカの Panel Study of Income Dynamics (PSID) の 1968-1995 年までのパネルデータである。Blau (1999)のように従兄弟姉妹ではなく、兄弟姉妹の間で、0-15 歳の子どもの期の世帯所得の違いが、25 歳時点で測定した教育年数の違いを引き起こしているか否かを検証している。分析結果からは、0-15 歳の子どもの期の世帯所得の 10,000 ドルの増加は、教育年数を 0.22 年だけ延ばすことがわかった。さらに、同じ子ども期であっても、0-5 歳のときの世帯所得が教育年数に及ぼす影響が最も強く、この期の世帯所得の 10,000 ドルの増加は、教育年数を 0.15 年だけ延ばすことが示された。

Van den Berg et al (2009)は、兄弟の固定効果モデルを用いて、子ども期の経済状況が男性の 18 歳時点の身長にどのような影響を与えるかについて分析している。Duncan et al (1998)と同様、主な焦点は、子ども期のいつの経済状況が重要かということにある。使用しているデータセットは、スウェーデン統計局のレジスターに、1984 年から 1997 年の間に徴兵された男性の情報を含む Swedish National Service Administration を接合したものである。このデータセットから、スウェーデンに子どもの頃に移民してきた個人に関する情報を集め、スウェーデンに移民する前を「相対的に悪い経済状況の下にいた」、移民した後を「相対的に良い経済状況の下にいた」と定義し、兄弟の間で、移民した年齢の差が、18 歳時点での身長の差にどれだけ影響を及ぼしているかを推定している。その結果、9 歳以降に移民した男性、つまり、9 歳未満の時に悪い経済状況の下にいた男性は、18 歳時点の身長が、1.5 から 3cm ほど低くなることが示された。また、この影響は、貧しい国からの移民であるほど顕著であるが、母親の学歴が高いと弱くなるという結果を得ている。

Duncan et al (1998)も Van den Berg et al (2009)も、Blau(1999)と同様、固定効果モデルの手法に特有の欠点がある。しかし、Duncan et al では、OLS の推定値に比べて固定効果モデルの推定値の方が小さいというエビデンスはないので、所得の回答誤差に伴う内生性の問題が生じているとは考えにくい。また、子ども期のいつの所得が重要かを調べるために、兄弟（姉妹）の固定効果モデルを採用することは、有効な操作変数を見つけることが難しい状況では、有用であると考えられる。

Shea (2000)は、操作変数法を用いて、世帯所得が子どもの教育年数に及ぼす影響について分析を行っている。使用しているデータはアメリカの PSID のパネルデータである。子ども期の世帯所得は、子どもが 23 歳以下で父親が 25-64 歳までの間で世帯主だった年全ての平均値として計算されており、長期的な水準を測る指標となっている。この子ども期の世帯所得の操作変数としては、同じ期間（子どもが 23 歳以下で父親が 25-64 歳までの間で世帯主だった年）に、父親が労働組合員だった割合、産業における賃金プレミアムの平均値、企業が倒産したことによる失職を経験したことがあるか否かを表す変数が採用されている。つまり、これらの変数は、世帯所

得には影響を及ぼすが、子どもの人的資本に影響を与える、父親の能力や選好のような観察不可能な要素とは相関を持たないと仮定されている。そして、このような仮定の下で2段階最小二乗法による推定を行った結果、子ども期の世帯所得は、教育年数に影響を及ぼさないことが示されている。

Shea (2000)は、この主題で操作変数を用いた先駆的な研究である。しかし、その操作変数が有効であるか否かに関しては、議論の余地がある。父親が労働組合員か否かは、子どもの人的資本への投資に影響するような、父親や家族の選好や思想を反映していないとは言い切れない。また、企業が倒産したことによる失職も、単なる失業よりは外生的に決まることが多いだろうが、そもそも倒産するような企業に勤めていたということが、父親のある種の能力を反映していて、その能力が子どもの人的資本の形成に影響することも考えられるであろう。もしもこのような場合には、2段階最小二乗法によって得られる推定量は一致性を持たず、バイアスの方向性も明らかではない。

Loken(2010)は、1970年代にノルウェーの一部の地域で起こったオイル景気を利用して操作変数を作成し、世帯所得が子どもの教育年数に与える影響について検証している。ノルウェーでは、1969年に北部の海沿いで油田が発見され、国全体が好景気となったが、そのなかでも、その影響を特に強く受けた地域とそうでない地域があった。Lokenは、まず、ノルウェー統計局の行政データと国勢調査のデータから、オイル景気の影響を特に強く受けた Rogland という地域と、市の人口規模などで同等でありながら、あまり影響を受けなかった Sor-Trondelag という地域に、オイル景気が始まる直前の1967年から1969年に生まれた世代をサンプルとして選んでいる。そして、世帯所得の指標として子どもが生まれてから13歳になるまでの平均値を用いて、この時期に Rogland に生まれた子どもであることを示すダミー変数を世帯所得の操作変数とし、2段階最小二乗法を適用している。つまり、Sor-Trondelag に生まれたサンプルと Rogland に生まれたサンプルの観察不可能な性質の分布は同じと仮定し、後者のグループにオイル景気という外生的なショックによってもたらされた子ども期の世帯所得の増加が、2つのグループの教育年数にどのような違いをもたらしたかを検証している。そして、所得の増加は子どもの教育年数に影響を及ぼさないという結果を得ている。

Loken(2010)は、自然実験を利用することで、有効な操作変数を作成していると考えられる。しかし、その代償として、特定の時代と地域における所得の影響の分析に限定されており、その結果は、必ずしも一般化できるものではない可能性もある。

以上、主に手法に着目して、先行研究の紹介を行ってきたが、子ども期の世帯所得が学歴に及ぼす影響については、必ずしもコンセンサスが得られていないのが現状である。

### 3.3.3. 子ども期の貧困と成人期のアウトカム

子ども期の世帯所得は、子どもの発育、学歴を通じて、或いは直接的に、成人期の所得や厚生にまで影響を及ぼす可能性がある。Oshio et al (2010)は、日本のクロスセクションデータである Japanese General Social Surveys (JGSS)を用いて、子ども期の

貧困が成人期のアウトカムに及ぼす逐次的な影響について分析している。より具体的には、成人期のアウトカムとして、学歴、成人期の所得、幸福度、主観的健康感を考え、子ども期の貧困が、これらのアウトカムに直接的・間接的に及ぼす影響を調べている。これまで紹介してきた先行研究と異なり、子ども期の貧困の指標はJGSSのサンプルから回顧的に得られているため、回答に現在の状況が反映されることで、内生性が生じることも考えられる。筆者らは、子ども期の貧困の内生性に対して、操作変数法の一形態である多変量プロビットモデル(multivariate probit model)を用いて対処している。そして、子ども期の貧困は、学歴、成人期の所得を通して、幸福度、主観的健康感に影響を及ぼすだけでなく、直接的な影響を持つことを示し、子ども期に貧困を経験することの負の影響は持続する可能性があることを指摘している。

阿部(2011)は、日本のクロスセクションデータである「社会保障実態調査」を用いて、Oshio et al (2010)と同様、子ども期の貧困が成人期のアウトカムに及ぼす逐次的な影響について分析している。ただし、Oshio et al と異なり、成人期のアウトカムに非正規労働を加え、幸福度や主観的健康感の代わりに、生活困難(deprivation)を使用している。また、子ども期の貧困が成人期のアウトカムに及ぼす影響について、世代間で異なるかどうかを検証している。Oshio et al と同様の操作変数法の一形態である多変量プロビットモデルを適用し、子ども期の貧困が、学歴、非正規労働を通して現在の生活困難に影響を与えているだけでなく、直接的な影響も持つこと、この影響の大きさは、若い世代の方が大きい傾向があることを明らかにしている。

以上、子ども期の貧困が成人期のアウトカムに及ぼす影響について、我が国の先駆的な研究を紹介した。これらの研究結果から、我が国でも、子ども期の貧困は、その後の人生に長期にわたって影響を及ぼす可能性があることが示唆されている。

#### 4. まとめ

本稿では、世帯所得が子どもの発育や学歴、成人期の厚生に及ぼす影響について、特に因果関係を識別することに留意して、マイクロデータによる実証分析を行っている特徴的な研究に焦点を絞り、これらの研究の分析手法に重点を置いて紹介した。そして、それぞれの分析手法が因果関係を識別するための条件や、それぞれの手法を使用する際の注意点などをまとめた。

ここで取り上げた、因果関係を識別することに留意している先行研究からは、世帯所得が子どもに与える影響について、以下の3点が示唆されている。まず、世帯所得は、子ども期の学力並びに社会性に対して因果的効果を持つ。次に、子ども期の世帯所得が学歴に及ぼす影響については、必ずしも一貫した結果が得られていない。このことが、分析対象となっているサンプルの属性(国籍や世代等)による違いによるものなのか、或いは分析手法による違いによるものなのか、今後更なる実証分析の蓄積と考察が必要である。最後に、我が国でも、子ども期の貧困は、その後の人生に長期にわたって影響を及ぼす可能性がある。

現在、我が国では、財政の悪化と生活の危機の高まりが進んでいる。子どもの貧困率が、新しい世代ほど上昇していることを示す研究結果もある(大石, 2007)。その

ような中で、社会保障制度の抜本的な見直しは喫緊の政策課題として政府・国民に認識されている。児童手当などの子育て世帯への所得保障の政策も改正がなされているが、その今後の在り方を巡る議論を行うにあたっては、本稿で取り上げたような因果関係の識別に取り組んでいる実証研究から学ぶことは多いと考えられる。先行研究から学び、実証分析の成果を蓄積していくことが重要なのではないだろうか。

参考文献：

- [1] Adamson, p. (2012) “Innocent Report Card 10” UNICEF Innocent Research Center
- [2] Becker, G. S. and Tomes N. (1994) “Human Capital and the Rise and Fall of Families” *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education* 257-298
- [3] Blau, D.M. (1999) “Effect of income on child development.” *Review of Economics and Statistics* 81: 261-276.
- [4] Duncan, G. J., Yeung, w. J., Broods-Gunn, J. and Smith, J. R. (1998)”How much does childhood poverty affect the life chances of children?” *American Sociological review* 63:406-423
- [5] Gonzalez, L. (2011) “The Effects of a Universal Child Benefit.” IZA Discussion Paper No.5994
- [6] Haveman, R. and Wolfe, B. (1995) “The determinants of children’s attainments: A review of methods and findings.” *Journal of Economic Literature* 33: 1829-1878.
- [7] Heckman, J.J. (2007) “The Economics, Technology and Neuroscience of Human Capability Formation” Discussion Paper No.2875
- [8] Leibowitz, A. (1974) “Home Investment in Children” *Economics of the Family: Marriage, Children, and Human Capital* 432-456
- [9] Loken, K. V. (2010) “Family income and children’s education: Using the Norwegian oil boom as a natural experiment.” *Labour Economics* 17:118-129
- [10] Mayer, S. E. (2010) “Revisiting an old question: How much dose parental income affect child outcomes?” *Focus* .27: No.2
- [11] Milligan, K. and Stabile, M. (2008) “Do child tax benefits affect the wellbeing of