

# 都市・農村二元構造に基づく社会保障制度からみた

## 中国における後期親子関係

——潜在クラス分析による検討——

楊

葉

- 一 はじめに
- 二 先行研究と研究課題
  - (一) 世代間関係の方向性
  - (二) 世代間関係の類型化
  - (三) 中国における世代間関係
  - (四) 本研究の仮説
- 三 分析方法
  - (一) 使用するデータ
  - (二) 分析枠組みと変数
- 四 分析結果
  - (一) 後期親子関係の類型化
  - (二) 後期親子関係の類型の分布
- 五 結論と考察

## 一 はじめに

高齢化問題は、従来先進国の問題であると考えられてきた。しかし、近年においては途上国でも高齢化が急速に進んでおり、大きな社会問題となっている。中国でも高齢化が急速に進行している。二〇二〇年の「人口普查」のデータ<sup>1)</sup>によれば、中国において、六五歳以上の高齢者は一・九億人を超え、総人口の一三・五パーセントを占め、六〇歳以上の人は二・六四億人であり、総人口の一八・七パーセントを占めている（国務院第七次全国人口普查領導辦公室、二〇二〇）。二〇一〇年と比べて、中国における六五歳以上の高齢者が総人口に占める割合は、四・六三パーセントほど増加した。また、中国の高齢化率は二〇一九年から二〇四四年にかけて一三・二四パーセントほど増加すると予想されており、このスピードは日本よりも速い（Chen et al., 2019）。

家族による介護は中国の伝統的な養老形式であり、現代社会においても重要な養老形式として期待されている。例えば、呉（二〇一四：二五四）は中国における家族法と社会保障法との関連を論じる時に、「憲法」や『高齢者權益保障法』では、国家及び社会・地域の高齢者に対する責任と義務を確認しながらも、現段階において高齢者の介護などは家庭がその中心になって担うべきとし、家族と子女の高齢者への介護義務を強調している。国家と社会の役割は、高齢者の生活、健康及び社会参加の条件を改善する措置を講じることだとされている」と指摘した。

家族による介護は確かに中国の伝統的かつ重要な養老形式である。ただし、都市化による流動人口の増加、価値観の変動、少子化・核家族化などの要因を考慮してもなお、親は子供からの介護を変わらず求められるか、また、社会保障制度の完備が中国の伝統的な養老形式にどのような影響を与えるかといった問題を改めて考える必要がある。高齢化に直面した今日の中国において、親子関係に示される世代間関係の変化とそのメカニズムを都市化・社会保障制

度と関連付けて分析することは、急速に進む高齢化問題だけでなく、中国の社会福祉全般の問題を考える際にも重要となる。

都市化や社会保障制度と世代間関係との関係を論じることは、少子高齢化時代に持続可能な社会保障制度の構築という政策課題の検討に貢献できる。また、中国の事例を分析することにより、家族主義を中心とする東アジア社会の福祉モデルに関する議論に、新たな視点と知見をもたらすことも期待できる。

親子関係に関する研究には、親子関係の規定要因に関する研究と親子関係に関する研究がある。前者は特に特定の援助行動の発生率について、親からの援助行動と子からの援助行動の規定要因を研究するものであり、研究に基づき多くの知見が蓄積されてきた(白波瀬、二〇〇〇・田淵・中里、二〇〇四・岩井・保田、二〇〇八・施、二〇〇六)。一方、親子関係の類型に関する研究は、親からの複数の援助行動と子からの複数の援助行動の組み合わせのパターンについて分析している。このような実証研究はいくつか存在するものの(保田、二〇〇三; Guo et al., 2012; Hogan et al., 1993)、研究の蓄積は十分とはいえない。特に、全国規模のデータに基づく実証研究は少ない。

そこで、本稿は、中国における後期親子関係を取り上げ、①後期親子関係を親子双方からの複数の援助発生によりパターン化することができるか、②都市化が中国における後期親子関係にどのような影響を与えているか、③社会保障制度への加入が後期親子関係にどのような影響を与えるかの三点を検証する。中国全体を分析対象とするために、中国の全国調査「中国家庭追跡調査 (China Family Panel Studies、略称C.F.P.S.)」の二〇一〇年データを分析データとして使用する。また、分析手順として、まず、世代間関係の類型と中国における世代間関係に関する先行研究を整理した上で、それらの問題点について考察する。その上で、仮説を提示する。次に、「中国家庭追跡調査」の二〇一〇年の個票データを用いて、親子両方の援助行動を顕在変数として、中国における世代間関係の類型を潜在クラス分析により類型化する。最後に、世代間関係を類型化した上で、都市化と世代間関係、社会保障制度への加入状況と世代

間関係との関係について、クロス集計表を作成し、分析を行う。

## 二 先行研究と研究課題

本章では、世代間関係の類型化及び中国の世代間関係に関する先行研究を紹介した上で、本稿の仮説について述べる。

### (一) 世代間関係の方向性

親子関係に代表される世代間関係は、主に援助の方向性と援助の種類<sup>②</sup>の組み合わせという二つに分けて考えることができる。

世代間関係における援助の方向性に関する理論については、自律型モデルと互酬型モデルが対比的に論じられてきた(小池、二〇二二)。祖父母世代・親世代・子世代からなる三世代の家族をモデルとして想定すると、自律型モデルでは、介護の方向性は常に上位世代から下位世代に向かって行われる。祖父母世代の介護を受けて成人した親世代は、祖父母世代を介護する義務が求められる代わりに、子世代の介護が求められる。それに対して、互酬型モデルでは、祖父母世代の介護に対し、親世代が介護で報いるという典型的な「親孝行」の互酬的な関係が特徴的である。

ただし、親子関係は長期的に継続している関係であり、期間区分の側面からいえば、援助の方向性は人生段階と研究対象によって異なる。親子関係を大きく区別すると、前期・中期・後期の三つに分けられる(保田、二〇〇三；春日井、二〇〇九)。それぞれの時期における親子関係には、親子勢力のバランスの違いに起因する援助方向の差異が想定される。親が子をケアする前期親子関係の特徴として、親が子より強い資源と勢力を持つために、親子間の援助は親から子への援助に一方的に偏っている。逆に、成人した子が親を介護する後期親子関係においては、年老いた親が身

体的にも経済的にも弱っているため、親子間の援助は子から親への援助に偏りやすい。それに対して、子が成人した親も元気で要介護状態でない時期の中期親子関係においては、親子の勢力バランスが相対的に均衡しており、親子相互の援助が可能となっている。ただし、上述した親子関係の区分は、対象社会の長寿化と健康構造の転換といった影響を考慮すると、年齢層を基準として区分しにくい一面もある。

また、親子の勢力バランスが相対的に均衡する時期であっても、その援助関係の方向性は必ずしも一つのパターンになっているわけではなく、いくつかの可能性が考えられる。例えば、保田（二〇〇三）は親子双方から行う経済的・実践的・情緒的な援助により、中期親子関係の類型の把握を試み、中期親子関係の類型に関する仮説として、「偏向援助仮説」と「互酬的交換仮説」を提示した。「偏向援助仮説」では、中期親子の援助関係は親からの一方的な援助に偏っており、親からの援助の発生率の方が子からの援助の発生率より全体的に高いとしている。これに対して、「互酬的交換仮説」は、親子双方からの援助における互酬的な交換の側面が支配的であると強調している。この仮説は、さらに互酬的な交換を「多様であり、組み合わせの全く異なる相互援助」と定義する「多形的互酬性仮説」とそれを「単純な互酬的交換関係」として捉える「単型的互酬性仮説」に区分している（保田、二〇〇三）。

## （二）世代間関係の類型化

世代間関係の具体的な内容については、Bengstonらが提唱する「世代間連帯 (intergenerational solidarity)」モデルが挙げられる (Bengston and Robert, 1991)。Bengstonらによると、世代間連帯は六つの要素——「結合的な連帯 (associational solidarity)」、「愛情的な連帯 (affectual solidarity)」、「意識的な連帯 (consensual solidarity)」、「機能的な連帯 (functional solidarity)」、「規範的な連帯 (normative solidarity)」と「構造的な連帯 (structural solidarity)」から構成される。そのうち、前の三つ——「結合(連絡)の頻度」、「意識(価値・態度・信仰など)に対する合致度」、「愛情(親密度や互恵の

合意)は社会心理学的な軸により抽出された要素であり、後の三つ——「機能(実際的な援助行動)」、「規範(家族規範への忠実)」、「構造(居住距離・家族人口構成・家族健康状態などの実状況)」は社会学との関連が強い。また、世代間連帯に関する計量的な実証研究が積み重ねられた結果、Bengstonモデルは実質上構造行動的(structural-behavioral)次元と認知情緒的(cognitive-affective)次元という二つの次元に分けて捉えられるようになった(吉原、二〇一八)。言い換えれば、Bengstonモデルが提唱した世代間連帯の六つの要素は理論的に重要であるものの、実証においては、構造行動的な要素と認知情緒的な要素という、相互に独立した二つの軸に収束させ、分析する傾向にある。

世代間関係の類型化に関するその他の実証研究を見ると、複数の要素を選択しそれらの組み合わせで世代間関係を捉える研究(Guo et al. 2012; Silverstein et al. 1997; Hogan et al. 1993)や、一つの要素に注目し、その内容をさらに分解して世代間関係の様態を探る研究(保田、二〇〇三; Chan, 2008)がある。それらの先行研究によれば、世代間関係の方向性については、複数のパターンの世代間関係が析出される一方で、その分布は国ごとに異なっている。アメリカ(Hogan et al. 1993)とイギリス(Chan, 2008)では、すべての面で親子双方から援助がほとんど発生しないパターンが圧倒的に多かったのに対して、日本については比較的均衡の取れた多様な援助パターンが析出された(保田、二〇〇三)。

世代間関係の類型の分布の違いは、複数の観点から解釈できる。まず、文化的な側面から考えれば、自立を重視するアメリカ社会の世代間関係は「自律型モデル」で説明できる。それに対して、儒教文化圏の東アジア社会では、古くより多くの人々の間に「親孝行」ないし「孝」の規範が浸透しており、それにより世代間関係の主流が「互酬型モデル」となっていると考えられる。ただし、このような差異は世代間関係をパターン化する際に用いられる連帯の要素の種類と分析対象の選択によって生じうる。観測できる世代間援助は家族構造や各世代の保有している資源などの要因によって制約を受けるため、単に観測された世代間援助によってのみ世代間関係を把握することは、潜在的な援

助の可能性を看過し、世代間関係を過少評価する危険がある (Hogan et al., 1993; Silverstein et al., 1997)。例えば、Chan (2008) の研究対象は別居している親子に限定されており、居住距離による援助の発生率の違いが十分に考慮されていない。また、保田 (二〇〇三) は中期親子関係に注目し、研究対象を五三歳から六二歳に限定したため、その分析結果を中・後期親子関係をも含む他国のケース分析の結果と比較することは難しい。以上から、二つの軸の援助行動を顕在変数として使いつつ、分析対象を同別居に分けた中後期親子関係についての研究が求められる。

### (三) 中国における世代間関係

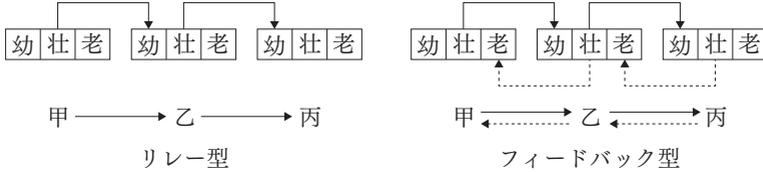
#### 1 都市・農村二元構造に基づいた世代間関係

次に、中国における世代間関係を考えていこう。古典的な研究によれば、中国における世代間関係は都市・農村二元構造<sup>3)</sup>に基づいたものであり、農村部では「フィードバック型」、都市部では「リレー型」となっている (費、一九八五・施、二〇一八)。

中国における世代間関係については、費孝通 (一九八五) の理論と彼が一九八二年に江蘇省呉江県開弦弓村で行った調査が代表的である。費によると、中国の親子関係が西洋のそれの異なるところは、子供の父母に対する介護の違いにある。具体的に、甲乙丙という三つの世代があった場合、西洋における世代間関係は甲代が乙代を介護し、乙代は丙代を介護するという「リレー型」である。一方、中国における世代間関係は甲代が乙代を介護し、乙代が甲代を介護し、乙代は丙代を介護し、丙代はまた乙代を介護するという「フィードバック型」となっている (費、一九八五)。この二つのモデルをさらに幼・壮・老といった人生の時期区分と合わせて図で表すと、図1のようになる。

費が中国と西洋との比較に基づいて立てた世代間関係の方向性に関する仮説は、実際に第一節で述べた「自律型モデル」と「互酬型モデル」に対応している。ただし、費の理論には、独自の観点も認められるのだという (費、一九

図1 「リレー型」と「フィードバック型」の親子関係の図式化



注：図1は、筆者が費（1985）の理論的な記述を参照し作成したものである。

八五)。それは、彼がこの二つのモデルについてそれぞれ授受の関係が均衡していると指摘したことである。つまり、リレー型では、乙代は甲代から受け丙代に授けるのであり、フィードバック型では、乙代は甲代から受け、そして自ら甲代に授ける。授受の対象世代は異なるが、授受の内容は均衡している。授受の関係が均衡しているからこそ、様式の異なるモデルであってもともに持続性が認められるのだという。

費の理論に基づいて、施利平は中国における世代間関係に関して、都市・農村二元構造という社会背景下での産物であると述べた。具体的には、一九五八年に公布された「戸口登記条例」によって分離された都市部においては、公的な年金制度や医療保険制度などの社会保障制度が相対的に充実しており（柯、二〇一四）、高齢者が子供に頼る必要性は経済的にも身体的にも低い（施、二〇一八）。その結果、農村で形成される「フィードバック型」の世代間関係と比較して、都市部はむしろ欧米のような「リレー型」の世代間関係が特徴的となる（施、二〇一八）。中国における世代間関係が戸籍制度に基づいた都市・農村二元構造により分断されているという論点は多くの研究者に支持されている（施、二〇一三）。ただし、その分断がどのようなメカニズムの下で形成されてきたものか、また、都市・農村二元構造に基づく中国の世代間関係が今後どのように発展していくか、という問題については、見解が一致していない。このような問題について、次項では費孝通が一九八二年に江蘇省呉江県開弦弓村で行った調査を例として、農村における「フィードバック型」の世代間関係の内容を確認したい。

## 2 「フィードバック型」の四つの原動力

費が一九八二年に江蘇省呉江県開弦弓村で行った調査によれば、中国の農村の「フィードバック型」の世代間関係において、子供の父母に対する介護を持続させる原動力としては、①文化的な「親孝行」の規範、②家父長制による継承・相続権に基づく利益交換、③宗族・コミュニティによる監督効果、④公的な社会保障制度の不完備という四つの要因が挙げられる（費、一九八五）。

まず、文化規範の側面については、子供特に息子の父母に対する介護の義務を強調する儒教の影響がある。このような「親孝行」の規範と理念は、父母が生きている時だけではなく、死後の時期でも祖先祭祀の儀式により強化される（小池、二〇二一）。

また、経済的な側面では、子供の父母に対する介護は結婚時に父母から受ける資金提供及び財産（特に土地と家屋）継承権の承認と直接的に関連している。このような利益交換は特に土地私有制が未だ廃止されず、生産単位が家に留まっていた時期の農村において盛んであった。さらに、このような利益交換は、一つのコミュニティに住む宗族・親戚によって監督される。これについて、費は下記の場面を詳しく記した。

息子の扶養の義務、どちらの息子が父親を養い、母親は誰が養うのかを定めねばならなかった。話し合いがまとまると、字の書ける者に頼んで文書してもらい、父方のおばと母方のおじの双方の親戚も文書に花押しし、立証しなければならなかった。将来紛糾が生じた場合は彼らに登場してもらい、断を下してもらうのである。花押が終わると宴會が催された（費、一九八五：三一七―三一八）。

最後に、社会保障制度の不完備も、子供の父母に対する介護の代替案を制限し、子供による父母の介護を促す。このメカニズムについては、エスピノーアンデルセン（二〇〇二）が福祉国家を分類する際に「福祉は、国家・政府、市場と家族という三つのファクターの相互作用の下で成り立っている」と述べたとおりである。すなわち、公的な社

会保障制度がまだ完備されておらず、かつ市場もうまく機能していなかった当時の中国農村においては、父母の介護は家族に頼らなければならなかった。

### 3 「現代化」による世代間関係の変動

以上に論じたように、都市・農村二元構造に基づく中国の世代間関係は、農村部では「フィードバック型」、都市部では「リレー型」となっていた。ただし、中国社会は一九七八年からはじまる改革開放政策により大きな変化を遂げてきた。したがって、都市・農村二元構造に基づく世代間関係が、現代の中国全体にどの程度適用できるかという点は検討する余地がある。本研究は、複雑で多面性を持つ中国社会の変化の中でも、特に都市化と社会保障制度の整備という二つの側面から、それらが及ぼす影響を検討する。

まず、都市化は従来の「フィードバック型」の世代間関係を弱めると考えられる。一九七八年から二〇一六年にかけて、中国の都市人口は一七・九パーセントから五七・四パーセントに増加した(Li et al., 2018)。また、このまれば、中国の都市人口は二〇二〇年頃に一〇億人に達すると予測されている(Bär et al., 2014)。都市化は複雑な過程であり、農村部から都市部へ移動する移民（これを「流動人口」と定義）と都市の土地拡張に伴う農村地域の都市化という二つのパターンに分けられる(Chen and Song, 2014)。二〇〇〇年から二〇一〇年にかけての都市人口の増加うち、四〇・六パーセントが農村部から都市部への移動、三九・九パーセントが農村地域の都市化に伴う身分の再定義、残り一九・五パーセントが都市人口の自然増加に伴うものであった(Chen and Song, 2014; Naughton, 2018)。施利平は都市化が都市・農村の世代間関係に与える影響を論じた際、先行研究から二つの仮説をまとめた(施, 二〇一八)。まず、楽観的な見方に基づくならば、都市化により高齢者の経済的な自立が高まり、子供への経済的依存が低下する(王, 二〇〇八)。これは、主に都市化がもたらす親世代の経済力の上昇と社会福祉による恩恵に着目し、それらが彼

らの自立能力を強化した結果、援助に対するニーズが低下したと論じるものである。一方、悲観的な仮説としては、都市化によって子世代が有していた伝統的な「親孝行」の価値観が崩れることにより、親は子世代からの介護を期待できなくなり、世代間関係の均衡の崩壊がもたらされるといふ筋書きが描かれる（金、二〇〇〇；Yan, 2009）。

都市化が「フィードバック型」の世代間関係を弱めるメカニズムとしては、いくつかの経路が想定できる。まず、農村部から都市部への移民（いわゆる「流動人口」）の急増により、従来モビリティの低い農村コミュニティにおける人間関係が瓦解する（Zhan and Montgomery, 2003）。宗族・親戚からなるネットワークは人口の流動性の高まりと少子化に伴う核家族化によって、弱体化する。それにより、世代間関係、特に父母の介護に関わる子供の義務に対して、従来コミュニティが有していた監督機能は低下する。また、農村地域の都市化は、農業戸籍から非農業戸籍に転換された人々に、第二次産業、第三次産業への雇用機会をもたらす。就職先の多様化と経済力の高まりにより、都市化された農村地域の人々は、農地や家屋といった農業のための生産要素への依存を弱め、これらの生産要素を子世代へと継承し、相続させることについても従来ほど重視しなくなる。結果として、交換利益に基づくケア義務の提供が必然的に低下していく。同じロジックは第一次産業から逸脱した「流動人口」にも想定できる。しかし、相続による利益交換からのインセンティブが低下しても、経済力の上昇がもたらす援助能力の上昇も否定できず、それにより「流動人口」グループの子供の父母への介護の提供も十分想定できる（Hehui et al., 2018; Liu, 2016）。援助するかしないかという選択は、従来は家族規範に強く規定されていたが、次第にインセンティブと資源に基づく子世代の自主的な決定へと変化しつつある。

また、社会保障制度の完備も世代間関係に影響を与える。中国における社会保障制度は中華人民共和国成立以降、複雑な改革経緯を経てきた。劉（二〇〇五）によると、中国の社会保障制度の発展は、改革開放を大きな節目として、その前後の二段階に分けられる。改革開放以前の段階において、中国の社会保険は主に国营企業と集団所有制企業の

従業員と政府機関に勤務する公務員に限定されており、農民と無職者にはほとんど提供されていなかった(柯、二〇一四)。それに対して、改革開放後の制度は、経済体制改革に伴って根本的な変革がなされた(劉、二〇〇五)。沙(二〇〇三)は、九〇年代から始まった社会保障制度(年金・医療)改革の特徴として、保険掛け金の個人負担の導入、企業・個人・国の三者が社会保障の財政を負担するシステムへの変更、地区毎に異なる制度に基づく分散的な運用から全国統一制度に基づく運用への転換という三点が挙げられると指摘した。改革開放後、中国における社会保障制度は徐々に完備されてきた。

二〇一〇年時点まで、都市部の医療保険については、保障のレベルの高い順に、公務員を対象者とした「公費医療」、都市従業員を対象者とした「都市職工基本医療保険制度」、都市住民を対象者とした「都市住民基本医療保険制度」が作られた。農村でも「都市住民基本医療保険制度」とほぼ同じ給付水準の「新型農村合作医療制度」が作られている。また、年金制度についても、都市では従業員を対象者とした「都市職工基本養老保険制度」と一般住民を対象者とした「都市住民基本養老保険制度」が作られ、農村では「新型農村社会養老保険制度(以下、「新農保」と略称する)」が設立された。ただし、医療保険制度とは異なり、年金制度、特に都市の一般住民と農民を対象者とした制度への加入は強制的ではないという点は注意が必要である。このように、中国における公的な社会保障制度は階層性と地域格差を有しているが、九〇年代から大きく改善・整備されてきた。

社会保障制度の整備が世代間関係に与える影響に関する研究も蓄積されてきた。陳と曾(二〇一三)は中国の全国的なデータから、「新農保」が世代間関係に与える効果を検証した結果、「新農保」は加入した高齢者の福祉を高める効果を持つ一方で、子供から高齢者への経済的な援助の提供を抑制する効果も同時に備えていることを明らかにした。具体的には、高齢者が「新農保」から受けた給付金が一元上がると、彼らが子供から受け取る現金が〇・八〇八元減少する(陳・曾、二〇一三)。また、「新農保」に加入した人が子供から提供された現金の総額は、平均的に加入して

いない人のそれより五八七・一元少ない(陳・曾、二〇一三)。一方、KoとMöhrling(2021)は同様の問題関心から、「中国健康と養老追跡調査」の二〇一〇年と二〇一三年データを用いた分析を行い、「新農保」への加入は子供から高齢者への経済的な援助の提供を抑制するのではなく、むしろ促進する効果を持つていると示した。KoとMöhrling(2021)は、その理由を、都市化による子供の経済力上昇と都市化後も強く維持されている伝統的な「親孝行」の価値観にあると推測した。

以上、「現代化」(主に都市化と社会保障制度の整備)が中国における世代間関係に与えた影響に関する先行研究から、二つの仮説が導かれる。一つは、中国における世代間関係は都市化と社会保障制度の整備により、弱体化したものである。この仮説については、高齢者自立仮説(施、二〇一八・王、二〇〇八・陳・曾、二〇一三)、価値観変動仮説(金、二〇〇〇・Yan, 2009)から導くことができる。それに対して、もう一つの仮説は中国における世代間関係が「現代化」の過程で強化されたとするものである。この仮説は、都市化がもたらす経済力の上昇は子供が提供できる援助資源の増加につながるという点から導くことができる(Ko and Möhrling, 2021)。ただし、これらの仮説の大半は特定の地域における質的な調査から導かれたものであり、全国的なデータを用いた研究もまた、単一の援助類型にのみ注目しており、世代間関係の全体像を説明するには不十分である。都市化と社会保障制度の完備が中国社会全体の世代間関係にもたらす影響を明らかにするためには、全国的なデータを用いて、複数の援助類型を考慮した分析が求められる。

#### 四 本研究の仮説

以上、第二節で示した先行研究の知見は次のように整理することができる。

①親子関係を考える際には、前期・中期・後期の親子関係を区別する必要がある。中期親子関係がバランスの良い

親子関係を形成しやすいのに対して、後期親子関係は理論的には子からの一方的な援助に偏りやすい。

② 世代間関係を測る指標は、構造行動的な要因と認知情緒的な要因という二つの総合的な次元に分けられる。世代間関係を類型化するには、上述した二つの次元に共に触れる必要がある。それについて、保田(二〇〇三)が、実践的・経済的援助と情緒的な援助とを組み入れて世代間関係を類型化したことは、構造行動的な要因(実践的・経済的な援助)と認知情緒的な要因(情緒的な援助)双方を踏まえたものであり、参考になる。また、同別居親子を分けて、その世代間関係の類型を検証する必要がある。

③ 中国の伝統的な親子関係は、農村部では「フィードバック型」、都市部では「リレー型」となっている。しかし、近年の都市化や社会保障制度の完備といったマクロ的な変動の影響を受け、従来の構造は変化した可能性がある。そのような変化に関する仮説としては、世代間関係が弱まるという仮説と世代間関係が強まるという仮説に分けられる。前者は、高齢者自立仮説(施、二〇一八・王、二〇〇八・陳・曾、二〇一三)や価値観変動仮説(金、二〇〇〇・Yan, 2009)から導かれ、後者について、主に資源増加論(Ko and Möhning, 2021)から導くことができる。

このような先行研究の知見を踏まえて、本研究では以下の仮説を設定する。  
まず、二の(一)と二の(二)によって、中国における後期親子関係は経済的な援助・実践的な援助と情緒的な援助によってパターン化することができる。析出された親子関係のパターンについては、下記の仮説が立てられる。まず、中国は東アジア社会の一つであり、歴史的に儒教文化の影響を受け、「互酬型」あるいは「フィードバック型」の世代間関係が主流であると想定できる。それによって、仮説1が立てられる。一方で、後期親子関係においては、親の勢力が子より弱いので、援助関係が子からの一方的な援助に偏っていると考えられる。それによって、仮説2が立てられる。

仮説1…同別居にかかわらず、中国における親子関係の類型については、親子双方による援助の互酬的な交換のパ

ターンが支配的である。

仮説2…同別居にかかわらず、中国における親子関係の類型の分布については、親の年齢が高くなるほど、子から親への一方的援助に偏る類型の比率が高くなる。

また、二の(三)から、都市化と社会保障制度の整備が世代間関係に与える影響については、それぞれ以下のような仮説が導かれる。まず、都市化がもたらす流動人口の増加を考慮すると、中国の親子関係の類型は農村・都市・流動人口といった区分により異なると考えられる。すなわち、農村居住者は、伝統的な「フィードバック型」の世代間関係を維持しているのに対して、流動人口グループは、都市居住者と類似した「リレー型」の世代間関係を保持していると考えられる。以上の議論から、仮説3が立てられる。

仮説3…中国における後期親子関係の類型は、戸籍と居住地によって異なる。

仮説3-1…農村居住者は、互酬性の持つ世代間関係が多くを占める。

仮説3-2…都市居住者と流動人口は、親からの一方的な援助に偏っている、あるいは子からの一方的な援助に偏っているという偏向性の持つ世代間関係が多くを占める。

さらに、社会保障制度の完備が世代間関係にもたらす影響については、社会保障制度は親の経済的・身体的な資源を強化するために、社会保障制度に加入した親世代は加入していない親世代より、子への援助を行いやすい一方、子からの援助を受けにくくなる想定できる。また、同じロジックは給付水準のより高い社会保障制度へ加入している親と給付水準の低い社会保障制度へ加入している親にも当てはまる。それによって、仮説4が立てられる。

仮説4…中国における後期親子関係の類型は社会保障制度の加入状況によって異なる。

仮説4-1…社会保障制度に加入している親は、加入していない親よりも子供に援助する傾向が強い。

仮説4-2…社会保障制度に加入している親は、加入していない親よりも子供から支援を受けにくくなる。

仮説4-3…社会保障制度の加入者のうち、高い給付水準を享受している親は、低い給付水準のみ享受している親よりも子供に援助する傾向が強い。  
 仮説4-4…社会保障制度の加入者のうち、高い給付水準を享受している親は、低い給付水準のみ享受している親よりも子供から支援を受けにくくなる。

### 三 分析方法

本章では、まず、分析に使用するデータを紹介する。その後、それぞれの分析枠組みの具体的な分析方法と変数の設定について説明する。

#### (一) 使用するデータ

本研究で扱うデータは北京大学が行った「中国家庭追跡調査」の二〇一〇年成人アンケートである。「中国家庭追跡調査」は、個人、家庭、コミュニティの三つのレベルでのデータを追跡して収集することを通じて、中国の社会・経済・人口・教育・健康の変遷を反映し、学術研究と公共政策分析のためのデータ基盤を提供することを目的としたプロジェクトである。二〇一〇年のベースライン調査は、中国の二五の省／市／自治区（香港特別行政区、マカオ特別行政区、台湾、新疆ウイグル自治区、チベット自治区、青海省、内モンゴル自治区、寧夏回族自治区、海南省を除く）をカバーしており、中国総人口の九五パーセントの人からなる母集団から一万六千戸を世帯単位で抽出している。<sup>(6)</sup> 回収率は家庭レベルで八一・三パーセント、個人レベルで八三・一パーセントとなっている。

今回の分析は、「中国家庭追跡調査」の二〇一〇年のベースライン調査データのうち成人アンケートのデータを用

いる。この調査には、三万三六〇〇人の回答者のデータがあるが、中国の戸籍を持つ六〇歳から九〇歳<sup>(7)</sup>までの、存命している子供がせめて一人いる高齢者に分析対象を限定した結果、分析に用いる高齢者の標本数は、六八一二人となった。本研究では、一对の親子を分析の単位として設定しており、子供が複数いる場合それぞれの子を単位としてデータを累積した<sup>(8)</sup>。さらに子供の年齢を一八歳以上六〇歳以下に限定し、かつ親子関係の項目について無回答であったケースを除いた結果、最終的に一万五二〇六ケースの親子が分析対象となった。

## (二) 分析枠組みと変数

本研究の分析枠組みは二つある。まず、仮説1を検証するために、後期親子関係の類型化を行う。次に、仮説2、3、4を検証するために、第一の枠組みで析出された親子関係の類型を、年齢・戸籍・流動人口属性・社会保障制度への加入状況における分布の違いに基づいて分析する。各枠組みで用いる変数と分析方法は以下の通りである。

### 1 後期親子関係の類型化

まず、後期親子関係の類型化については、一万五二〇六ケースの親子を同居・非同居という変数によって二つの群に分け、それぞれの群の親子の世代間関係を親による経済的・実践的援助の有無を表す二項変数、子による経済的・実践的援助の有無を表す二項変数と関係の親密度に対する親の主観的な五段階評価という五つの変数を用いて、潜在クラス分析 (polynomial Latent Class Analysis, polCA) (Linzner and Lewis, 2013) を行い、パターン化する。

変数の具体的な設定について、同別居を表す変数は「0＝非同居」、「1＝同居」とする。また、潜在クラス分析に用いる潜在変数として、経済的な援助の測定に対して、親が回答する「最近の六ヵ月の間に、あなたはどの子供へ経済的援助を行っていましたか」という指標を用い、親による経済的援助の有無(「1＝なし」、「2＝あり」)を測定する。

同様に、親が回答する「最近の六カ月の間に、あなたはどの子供から経済的援助を受けましたか」という指標を用い、子による経済的援助の有無(「1＝なし」、「2＝あり」)を把握する。また、実践的な援助の測定について、親による実践的援助の有無は、親が回答する家事の手伝いを表す指標(「最近の六カ月の間に、あなたはどの子供に家事の手伝いを提供しましたか」と子育ての手伝いを表す指標(「最近の六カ月の間に、あなたはどの子供に子育ての援助を提供しましたか」という二つの指標から測定する。この中で、家事の手伝いと子育てを共にしたことのない親は、実践的援助を提供しない親(＝1)と定義する。それに対して、家事の手伝いと子育てのいずれかを行った親は、実践的援助を提供する親(＝2)と定義する。同様に、子による実践的援助の有無も、親が回答する家事の手伝いを表す指標(「最近の六カ月の間に、あなたはどの子供から家事の手伝いを受けましたか」と世話の授受を表す指標(「最近の六カ月の間に、あなたはどの子供から世話を受けましたか」という二つの指標から測定する。すなわち、家事の手伝いと世話を共に受けたことのない親は、子による実践的援助を受けていない親(＝1)、家事の手伝いなしは世話の提供を受けた親は、親による実践的援助を受けている親(＝2)と定義する。最後に、情緒的な側面については、「中国家庭追跡調査」の二〇一〇年の成人アンケートでは、子供との関係に関する親による五段階評価が問われている。具体的には、親が「最近六カ月、子との関係はいかがでしょうか」という問題に対して、「非常に不親密」、「不親密」、「普通」、「親密」、「非常に親密」という五段階で評価するものである。分析の際には、「非常に不親密」、「不親密」、「普通」という三つの回答をまとめて「1」とコーディングし、「親密」と「非常に親密」という二つの回答をまとめて「2」とコーディングする。最終的に、親が回答する親子関係を表す変数は、普通ないしは親密でない(「1」と親密以上(「2」)の二段階の評価となる。それぞれの援助行動変数の発生率および親が回答した主観的な子供との関係の五段階評価を、親との同居別居で区分して示したものが表1である。

潜在クラス分析はRのpolCA(Linzer and Lewis, 2013)というパッケージを用いて行う。モデルを説明する数式は、

表1 各援助行動の発生率

援助行動	同居の場合 (n=4047)		別居の場合 (n=11159)	
	親による援助	子による援助	親による援助	子による援助
経済的援助	0.10	0.27	0.05	0.30
実践的援助				
家事の手伝い	0.27	0.14	0.09	0.11
世話をする	0.22	0.21	0.12	0.21
関係の親密度	1.82		1.78	

注：各セルの数値は、支援行動が発生したケースが全体に占めた比率（1を100%とした時の比率）、あるいは平均を表す。

式(1)の関数によって表現できる。このなかには、個人*i*が、*J*個の顕在変数（本論文での経済的な援助などの変数）に対して、変数ごとに、選択できる全ての可能なアウトカムとして $\pi_{jk}$ がある。ここで、 $i=1, \dots, N$ 、 $j=1, \dots, J$ 、 $k=1, \dots, K_j$ となっている。ここでは、観察された個人*i*が*J*個の顕在変数に対して行う選択の状態は $\pi_{i*}$ と定義される。また、 $\pi_{i*}$ を特定のクラスにおける個人*i*が*j*番目の顕在変数に対して、*k*番目の選択肢を選択することの条件付き確率と定義する。それに基づいて、ある個人*i*が、クラス*r*において、顕在変数*j*に対してある特定のパターンで、選択肢を選択する確率 $\pi_{rj}$ は、式(1)の関数によって表現できる。式(1)から算出された確率をクラス数ごとの割合 $\pi_{rj}$ によって加重して総合すれば、全てのクラスに対する確率密度関数が生成される。式(2)はこのことを示している。ちなみに、 $\pi_{rj}$ と $\pi_{i*}$ は未知のパラメータであり、潜在クラス分析によって算出される。

$$f(Y_i; \pi) = \prod_{j=1}^J \prod_{k=1}^{K_j} (\pi_{jk})^{Y_{ijk}} \quad (1)$$

$$P(Y_i | \pi, p) = \sum_{r=1}^R p_r \prod_{j=1}^J \prod_{k=1}^{K_j} (\pi_{rjk})^{Y_{ijk}} \quad (2)$$

## 2 後期親子関係の類型の分布

次に、後期親子関係の類型の分布について、仮説2、3、4を検証するために、第一の枠組みで析出された親子関係の類型を親の年齢・戸籍・流動人口属

性・社会保障制度への加入状況における分布をクロス集計表で示し、分析する。<sup>9)</sup>

この分析で用いる変数については、第一の枠組みから析出された世代間関係の類型の他に、親の年齢、都市・農村二元構造を表す親の戸籍状況、流動人口としての属性を表す親の戸籍と親の居住地との組み合わせによって作られた変数、および社会保障制度への加入状況を表す変数を加える。具体的には、親の年齢は、六〇歳から六九歳まで、七〇歳から七九歳まで、八〇歳から九〇歳まで、という年齢区分で三つの年齢層に分ける。また、親の戸籍は、非農業戸籍を持つ人を都市、農業戸籍を持つ人を農村に分ける。その上で、流動人口としての属性を表すために、親の戸籍と居住地を組み合わせて、農業戸籍で農村に居住している人を農村、非農業戸籍で都市に居住している人を都市、農業戸籍で都市に居住している人と非農業戸籍で農村に居住している人を「流動人口」と定義し、四つのカテゴリーを持つ変数を作る。最後に、社会保障制度への加入状況は、医療保険への加入状況と年金の有無という二つの変数によって表す。医療保険への加入状況という変数は、既存の医療保険制度への加入状況と加入している制度の給付水準の違いにより、「加入していない」、「普通型」、「高級型」という三つのカテゴリーに区分する。すなわち、どの医療保険制度にも加入していない人を「加入していない」、「都市住民医療保険」あるいは「新型農村合作医療保険」へ加入している人を「普通型」、「公費医療」、「都市従業員基本医療保険」ないしは「補充医療保険」または同時に二つ以上の医療保険制度に加入している人を「高級型」と定義する。そして、年金の有無については、年金制度に加入している人が全体的に多くないことを考慮し、給付水準にかかわらず、保険に加入しているかどうかを基準として、「あり」と「なし」という二つのカテゴリーを作る。すなわち、どちらの年金制度にも加入していない人を「なし」、「都市基本養老保険」、「農村社会養老保険」、ないしは「補充養老保険」、または同時に二つ以上の年金制度に加入している人を「あり」と定義する。それぞれの変数の記述統計量を表2に記載する。

表2 記述統計

	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
親の属性					
年齢	6812	60	90	68.44	6.80
性別	6812	0	1	.50	.50
戸籍類型	6812	0	1	.33	.47
居住地	6812	0	1	.46	.50
流動人口分類	6812				
農業農村	3313	0	1	0.49	.50
農業都市（流動1）	1283	0	1	0.19	.40
非農業農村（流動2）	340	0	1	0.05	.22
非農業都市	1876	0	1	0.28	.45
子供数	6812	1	10	3.07	1.46
医療保険への加入状況	6812				
加入していない	1117	0	1	.16	.37
普通型	4418	0	1	.65	.48
高級型	1277	0	1	.19	.40
年金の有無	6812	0	1	.24	.43
子の属性					
同別居	15206	0	1	0.27	0.44
年齢	15206	18	59	40.96	7.27
顕在変数					
親による経済的支援	15206	1	2	1.06	0.24
子による経済的支援	15206	1	2	1.29	0.45
親による実践的支援	15206	1	2	1.22	0.41
子による実践的支援	15206	1	2	1.27	0.44
関係の親密度	15206	1	2	1.79	0.41

注：流動1とは農村から都市へ移動した人で、流動2は都市から農村へ移動した人である。本稿は流動1に注目した。流動2は可能な状況として示したが、人数が比較的に少ないので検討しなかった。

## 四 分析結果

本章では、分析結果を分析枠組みごとに記述する。

### (一) 後期親子関係の類型化

第一の枠組みである後期親子関係の類型化に関する分析結果をまとめたものが表3、表4、図2および図3である。まず、表3は同居と別居親子別に、析出された潜在クラス数によってモデルの適合度がどの程度異なるかを示している。表3から、別居親子、同居親子それぞれについて、三クラスモデルが最もデータに適合的であることがわかる。同居親子から見ると、AIC<sup>(10)</sup>を基準とした場合、潜在クラス数を四つに設定したモデルまで適合度が改善された。他方でBICを基準に考えると、潜在クラス数を三つに設定したモデルの方が、四つのクラス数を仮定したモデルよりも、データへの適合度が良い。BICはAICと比べて、より少ないパラメータでデータを説明する(節約的・parsimonious)モデルを支持する傾向にある。こうしたBICの特徴に鑑み、BICの基準を参照し、三クラスモデルを採用することにした。また、別居親子については、三クラスのモデルはAICにおいても、BICにおいても、適合度が四クラスモデルより良いため、三クラスモデルを採用した。

表4は、同別居別に三つの潜在クラス(類型)が析出された時のパラメータ推定値を示す。一番上の行は、各潜在クラス(類型)の構成比率を表す。下の行は、それぞれのパターンの類型をとる場合に各援助行動が発生する(あるいは関係の親密度が「親密」以上を取る)条件付確率を示す。図2と図3は、それぞれのパターンの類型をとる場合に各援助行動が発生する(あるいは関係の親密度が「親密」以上を取る)条件付確率を図式化したものである。横軸は各援助

表3 各モデルの適応度

	潜在クラス数	自由度 (d.f.)	最大対数尤度	情報量基準		尤度比検定	
				AIC	BIC	Likelihood ratio/deviance statistic	Chi-Square goodness of fit
同居 (N=4047)	1	26	-10597.08	21204.16	21235.69	490.0251	735.9375
	2	20	-10437.71	20897.41	20966.77	171.2717	175.2474
	3	14	-10362.42	20758.84	20866.04	20.70101	21.26485
	4	8	-10356.07	20758.14	20903.17	7.999399	8.138289
別居 (N=11159)	1	26	-26230.77	52471.54	52508.14	643.8909	950.3447
	2	20	-26012.73	52047.46	52127.98	207.8106	204.7025
	3	14	-25938.58	51911.16	52035.60	59.50804	51.11728
	4	8	-25919.89	51885.78	52054.14	22.12591	17.97705

表4 各類型への所属率とその内容

	同居親子 (N=4047)			別居親子 (N=11159)		
	類型 1	類型 2	類型 3	類型 4	類型 5	類型 6
	没交渉型 1	共同型 1	子(が親に) 依存型	没交渉型 2	共同型 2	親(が子に) 依存型
類型への所属率 (predicted)	0.8201	0.0788	0.1011	0.6397	0.056	0.3043
子による実践的支援 (2)	0.2736	0.9389	0.0798	0.1505	0.7332	0.4233
親による実践的支援 (2)	0.2380	0.8852	0.5154	0.1530	0.7514	0.0767
子による経済的支援 (2)	0.2938	0.6932	0.0807	0.1622	0.5807	0.5057
親による経済的支援 (2)	0.0000	0.3971	0.2265	0.0515	0.2551	0.0000
関係の親密度 (2)	0.8586	0.9119	0.6963	0.7204	0.9143	0.8914

図2 同居親子の世代間関係の類型

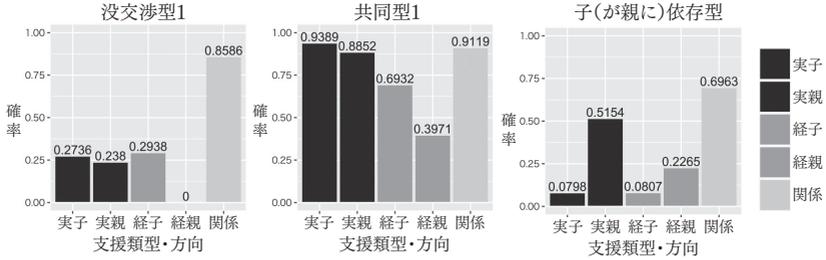
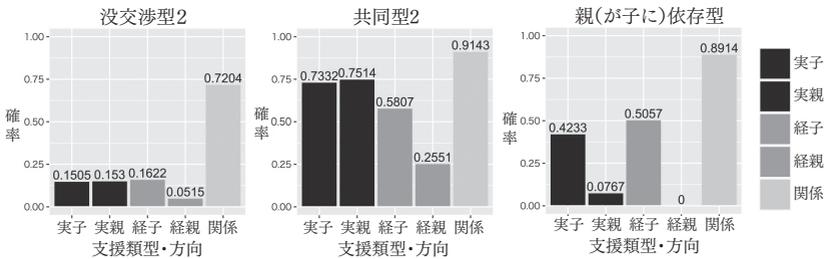


図3 別居親子の世代間関係の類型



注：各図の横軸における「実子」、「実親」、「経子」、「経親」と「関係」といった表記は、順に「子からの実践的な支援」、「親からの実践的な支援」、「子からの経済的な支援」、「親からの経済的な支援」と「親から親子関係に対する評価」を意味している。

行動と関係の親密度、縦軸は、該当するパターンの類型について、それらの援助行動が発生する条件付確率を示す。図2は同居親子の場合に析出された三つのパターンの類型の図式であり、図3は別居親子の場合に析出された三つのパターンの類型の図式である。

それぞれの類型における相互援助パターンの特徴は次のようにまとめられる。まず、親が回答した主観的な親子関係の親密度という指標について、それが「親密」以上を取る確率は全ての類型のパターンにおいても高いと言える。よって、親の親子関係に対する評価は全体的に高い。また、いずれの援助行動についてもその発生率が低い特徴を持つ類型は、同居親子の約八割、別居親子の約六割を占めることが分かる。この類型を同居親子について「没交渉型1」、別居親子について「没交渉型2」と名付け

る。これに対して、実践的な援助が親子双方からほぼ同程度の確率で盛んに行われ、子からの経済的な援助も○・五パーセントを超える確率で行われる類型は、同居親子か別居親子かを問わず、一割弱しか占めていない。この類型を同居親子については「共同型1」、別居親子については「共同型2」と名付ける。最後に、同別居別に析出された独特な類型がある。同居親子の約一割は、親からの実践的な援助の発生率だけが低い類型に属する。この類型を「子（が親に）依存型」と名付ける。それに対して、別居親子の約三割は、実践的な援助と経済的な援助の全てを子から行う確率が高い類型に属する。この類型を「親（が子に）依存型」と名付ける。

## (二) 後期親子関係の類型の分布

第二の枠組みである後期親子関係の類型と親の年齢・戸籍・流動人口属性・社会保障制度への加入状況といった属性とのクロス集計に関する結果を表5にまとめる。

まず、全てのクロス集計表に対して、カイ二乗検定を行った。その結果、親子関係の類型と全ての属性との間に有意な関係が見られた。つまり、同別居にかかわらず、親子関係の類型は親の年齢・戸籍・流動人口属性・社会保障制度への加入状況といった属性により異なることが確認された。

具体的な違いを見ていくと、年齢層に関しては、親の年齢層が高くなると、同居親子における「子（が親に）依存型」（類型3）が該当年齢層に占める割合が低くなり、別居親子における「親（が子に）依存型」（類型6）の割合が高くなる。ここからは、同居親子の場合、親の年齢の上昇に伴って、親の勢力と援助提供能力の低下が見られるのに対し、別居親子の場合には、親の年齢が高くなればなるほど、子からの一方的な援助を受ける親の割合が高くなるという仮説<sup>2</sup>が支持されることが読み取れる。

次に、戸籍と流動人口属性と親子関係との関連について見ていく。クロス集計とカイ二乗検定を行った結果、親子

表5 サブグループにおける各類型の分布

サブグループ	同居親子 (N = 4047)				別居親子 (N = 11159)			
	類型1	類型2	類型3	n	類型4	類型5	類型6	n
	没交渉 型1	共同型 1	子(が親 に)依存 型		没交渉 型2	共同型 2	親(が子 に)依存 型	
年齢層								
60-69	79.24	9.10	11.66	2462	66.70	7.46	25.84	5859
70-79	84.85	6.92	8.24	1287	61.39	3.60	35.01	4419
80-90	92.62	2.01	5.37	298	58.68	3.29	38.02	881
n	3319	319	409		7138	625	3396	
	$\chi^2 = 46.72^{***}$ (df = 4)				$\chi^2 = 179.08^{***}$ (df = 4)			
戸籍								
農業	85.37	6.45	8.18	2959	64.33	5.07	30.60	7748
非農業	72.89	11.76	15.35	1088	63.15	6.80	30.05	3411
n	3319	319	409		7138	625	3396	
	$\chi^2 = 84.04^{***}$ (df = 2)				$\chi^2 = 13.39^{**}$ (df = 2)			
流動人口分類								
農業農村	85.53	6.09	8.38	2232	65.49	5.03	29.48	5764
農業都市 (流動1)	84.87	7.57	7.57	727	60.94	5.19	33.87	1984
非農業農村 (流動2)	73.02	14.29	12.70	126	56.18	9.72	34.10	566
非農業都市	72.87	11.43	15.70	962	64.53	6.22	29.24	2845
n	3319	319	409		7138	625	3396	
	$\chi^2 = 88.07^{***}$ (df = 6)				$\chi^2 = 46.72^{***}$ (df = 6)			
医療保険への加入状況								
加入していない	82.34	7.50	10.16	640	65.66	4.98	29.36	1788
普通型	84.76	6.60	8.64	2788	63.65	5.04	31.32	7383
高級型	69.31	14.05	16.64	619	63.63	8.25	28.12	1988
n	3319	319	409		7138	625	3396	
	$\chi^2 = 82.66^{***}$ (df = 4)				$\chi^2 = 37.32^{***}$ (df = 4)			
年金の有無								
あり	83.84	7.29	8.87	3224	64.97	5.07	29.96	8565
なし	74.85	10.21	14.95	823	60.64	7.36	32.00	2594
n	3319	319	409		7138	625	3396	
	$\chi^2 = 37.48^{***}$ (df = 2)				$\chi^2 = 27.30^{***}$ (df = 2)			

+ :P<0.1; \* :P<0.05; \*\* :P<0.01; \*\*\* :P<0.001

注：各セルの数値は、行ごとのパーセントを表す。

関係の類型と戸籍および流動人口属性との間に有意な関係が見られた。そのため、仮説3は支持された。ただし、親子関係の類型と戸籍とのクロス集計を見ると、互酬性が見られた「共同型1」と「共同型2」について、別居親子で「共同型2」（類型5）の場合には親が農業戸籍である比率と都市戸籍である比率がほぼ同じであった。また、同居親子については、親が都市戸籍で「共同型1」（類型2）である比率は、むしろ親が農業戸籍を持つ場合の約二倍であった。よって、親が農村戸籍の場合は、都市戸籍の場合より互酬性を持つ世代間関係が形成される比率が高いという仮説3-1は分析結果から支持されなかった。ここから、都市の世代間関係は「リレー式」であり、農村のそれは「フィードバック式」であるという伝統的な世代間関係の図式は、「現代化」した中国社会における世代間関係を説明するには、もはや十分とはいえないことが明らかとなった。

次に、親子関係の類型と流動人口属性とのクロス集計を見ていく。潜在クラス分析を行った結果、偏向性を持つ親子関係類型としては、「子（が親に）依存型」（類型3）と「親（が子に）依存型」（類型6）が析出された。これについて、同居親子の場合、都市に居住している親の「子（が親に）依存型」（類型3）の割合（二五・七パーセント）は農村に居住している親と農村から都市に移動した親（流動1）のそれより高い。一方、流動人口と農村居住者との間に差は見られない。別居親子の場合は、農村から都市に移動した親（流動1）の「親（が子に）依存型」（類型6）の割合（三三・八七パーセント）は、農村に居住する親の割合（二九・四八パーセント）より高い。以上から、流動人口は、農村居住者より偏向性を持つ世代間関係が多く占めるという仮説3-2は、別居親子の場合において支持された。そして、その偏向性を持つ世代間関係は親（が子に）依存型であるので、都市に移動することは、農村戸籍の持つ親が子からの経済的、実践的な援助を受ける可能性を高めることが分かる。

最後に、社会保障制度への加入状況について見ていく。親子関係の類型と医療保険制度への加入状況または年金の有無との間でクロス集計とカイ二乗検定を行った。分析の結果、親子関係の類型と医療保険制度への加入状況または

年金の有無との間に有意な関係が見られたので、仮説4は支持されたといえる。ただし、保険が親子間関係の類型に与える影響は、保険の種類によって異なることも観察できる。

まず、医療保険制度の加入状況と親子間関係の類型との関係を見ていく。同居親子の場合、「普通型」に加入している親の「共同型1」（類型2）の割合（六・六パーセント）と「子（が親に）依存型」（類型3）の割合（八・六四パーセント）は、医療保険制度に加入していない親より低い。別居親子の場合、「普通型」に加入している親の「共同型2」（類型5）の割合（五・〇四パーセント）は、医療保険制度に加入していない親のそれとほぼ大差ない。よって、社会保障制度に加入している親は、加入していない親よりも子供に援助する傾向が強いという仮説4-1は支持されなかった。別居親子の場合、「普通型」に加入している親の「親（が子に）依存型」（類型6）の割合（三一・三二パーセント）は、医療保険制度に加入していない親より高い。このように、社会保障制度に加入している親は、加入していない親よりも子供から支援を受けにくくなるという仮説4-2は、支持されなかった。

次に、年金の有無と親子関係の類型とのクロス集計の結果について確認する。同居親子の場合、年金を受給している親の「共同型1」（類型2）の割合（二〇・二パーセント）と「子（が親に）依存型」（類型3）の割合（一四・九五パーセント）は、年金を持っていない親より高い。別居親子の場合には、年金を受給している親の「共同型2」（類型5）の割合（七・三六パーセント）は、年金を受給していない親よりも高い。よって、社会保障制度に加入している親は、加入していない親よりも子供に援助する傾向が強いという仮説4-1は支持された。ただし、別居親子の場合、年金を受給している親の「親（が子に）依存型」（類型6）の割合（三二パーセント）は、年金を持っていない親よりも高い。社会保障制度に加入している親が、加入していない親よりも子供から援助を受けにくくなるという仮説4-2は、支持されなかった。

以上の結果をまとめると、社会保障制度に加入している親は、加入していない親よりも子供に援助する傾向が強い

という仮説4-1は、年金制度についてのみ支持された。社会保障制度に加入することは、親の独立能力と援助能力の上昇に寄与することが観察されたが、その効果は限定的であることも明らかとなった。一方、社会保障制度に加入している親が、加入していない親よりも子供から支援を受けにくくなるという仮説4-2は支持されなかった。社会保障制度、特に給付水準の低い制度に加入することは、必ずしも親の経済的自立をもたらしていない。分析結果によれば、給付水準の低い制度に加入している親は、子供に一層頼っていることが窺える。

次に、レベルの異なる社会保障制度が親子間関係の類型に与える影響を見ていく。同居親子の場合、「高級型」に加入している親の「共同型1」（類型2）の割合（一四・〇五パーセント）と「子（が親に）依存型」（類型3）の割合（二六・六四パーセント）は、「普通型」に加入している親あるいは医療保険制度に加入していない親よりも高い。別居親子の場合でも、「高級型」に加入している親の「共同型2」（類型5）の割合（八・二五パーセント）は、「普通型」に加入している親あるいは医療保険制度に加入していない親よりも高い。よって、社会保障制度の加入者のうち、給付水準の高い親は、低い親よりも子供に援助する傾向が強いという仮説4-3は支持される。加えて、別居親子の場合、「高級型」に加入している親の「親（が子に）依存型」（類型6）の割合（二八・一二パーセント）は、「普通型」に加入している親あるいは医療保険制度に加入していない親よりも低い。このように、社会保障制度の加入者のうち、高い給付水準を享受する親は、低い給付水準の親よりも子供から支援を受けにくくなるという仮説4-4は支持された。「高級型」の医療保険は確かに親の独立能力と援助能力の上昇に大きく寄与している。

## 五 結論と考察

本稿は中国における後期親子関係を取り上げ、中国の全国調査データ「中国家庭追跡調査」の二〇一〇年データを

使って、二つの分析を行った。

第一の分析として、本稿は親子双方からの経済的な援助・実践的な援助と親子関係に関する親の主観的な評価を变数として、同居親子と別居親子それぞれに対して潜在クラス分析を行い、それぞれのグループにおける後期親子関係を捉えた。結果として、同居親子の場合には、「没交渉型1」、「共同型1」、「子（が親に）依存型」が親子関係の類型として析出された。それに対して、別居親子の場合には、「没交渉型2」、「共同型2」、「親（が子に）依存型」が析出された。このように、潜在クラス分析を用いて親子双方からの複数の援助の発生により世代間関係を類型化することが世代間関係を捉える有効な方法であると判断できる。

またこの分析から、中国における後期親子関係の類型について、相互援助の低い親子関係が後期親子関係の支配的な類型であることも明らかになった。このような結果から、中国における伝統的な相互扶助に基づく世代間関係が弱体化している傾向が見られる。先行研究に依拠すると、高齢者自立仮説（施、二〇一八・王、二〇〇八・陳・曾、二〇一三）、価値観変動仮説（金、二〇〇〇・Yan, 2009）と資源増加仮説（Ko and Mohring, 2021）<sup>3</sup>が、世代間関係の弱体化を説明する有効な理論として考えられる。残念ながら、本研究の分析だけでは、どの仮説がより妥当であるか明確な判断を下すことはできない。しかし、分析結果は、高齢者自立仮説と資源増加仮説に基づく予測とおおむね一致する。とはいえ、本研究の分析は、子供世代の経済状況を考慮しておらず、その点には留意が必要である。後期親子関係の弱体化は、ケアの義務がまだ家族に求められる人たらにとっては大きな問題となる。この問題は少子高齢化の進展に伴い、深刻化するかもしれない。

第二に本稿は、析出された親子関係の類型が都市化および社会保障制度への加入状況とどのように関連しているのか検討した。その結果、①都市に移動することは、農村戸籍を持つ親が、子からの経済的、実践的援助を受ける可能性を高めること、②給付水準の高い社会保障制度への加入は親の独立と援助能力の上昇に強く寄与する一方、給付水

準の低い社会保障制度への加入はそのような効果を持たないことが明らかになった。上述の分析結果から、いくつかのインプリケーションが得られる。まず、都市化が親子関係に与える影響については、都市への移動が、農村戸籍を持つ親が子からの経済的、実践的援助を受ける可能性を高めることから、都市化が農村における「フィードバック」の世代間関係に負の効果を与えることが考えられる。子世代の出稼ぎによってケアが受けられない農村に置かれた高齢者たちの福祉が将来にわたって問題になるかもしれない。

さらに、社会保障制度が親子関係に与える影響については、給付水準の高い社会保障制度に加入することが親の独立と援助能力の上昇に強く寄与する一方で、給付水準の低い社会保障制度に加入している場合には、このような効果をほとんど持たないことが分かった。社会保障制度（医療と年金）は高齢者に提供された公的な福祉資源として、高齢者の生活に重要な意義を持つ。加えて、高齢者に対する社会保障による給付水準は、退職前の現役時代の職業キャリアや階層的地位とも大きな関連があると予想できる。少子高齢化が進む中国において、高齢者の世代間関係については、社会保障制度や社会階層の視点からさらに研究を進めていくことが必要である。

最後に、本研究の課題と展望について述べる。本研究は、潜在クラス分析を用いて、同居親子と別居親子における後期親子関係のパターンとその規定要因を明らかにした。とはいえ、本研究には、以下の三つの問題がある。第一に、本稿は同居親子と別居親子を分けて、それぞれのグループに対して潜在クラス分析を行った。しかし、同居と親子関係の類型との関連については、先行研究に基づき明確な仮説を立てることができなかった。同居と親子関係の類型との関連を明らかにすることは、将来の課題として残されている。第二に、本稿で用いた変数は主に構造的行動的要素に注目したものであった。今後は、より多くの認知情緒的要素、特に価値観に関する変数を用いた分析を行うことが求められる。最後に、今回の分析データは二〇一〇年の横断的なデータであるため、一時点の結果しか観測できていない。中国における後期親子関係の時系列的な変化の特徴を分析するために、今後の研究には、パネルデータを

用いた分析が求められる。

〔付記〕 本稿は、JST博士後期課程学生支援プロジェクト(JPMJSP2123)の助成を受けたものである。

The data are from China Family Panel Studies (CFPS), funded by Peking University and the National Natural Science Foundation of China. The CFPS is maintained by the Institute of Social Science Survey of Peking University.

- (1) 中国の「人口普查」は日本の国勢調査に相当する。本稿で引用する二〇二〇年の「人口普查」は中国国家統計局が二〇二〇年一月一日から二月一〇日にかけて実施した第七回人口センサスである。
- (2) 小池は自律型モデルと互酬型モデルを解釈する際に、上位世代から下位世代に与えられるものとして養育・教育・財産を、それと反対方向に向かうものとして扶養・介護(身体的介護)を想定した(小池、二〇二一・四―五)。本稿で言及した介護・援助は、状況によって上記のいずれかのものを目指す。加えて、理論仮説と操作仮説を区別するために、理論に基づく検討をする際に「介護」を使うのに対して、操作仮説に関する説明には、「援助」という言葉を用いる。
- (3) 青柳(二〇一三年)によると、「中国では、一九五〇年代後半の戸籍制度確立後、人々の戸籍は『農業戸籍』と『非農業戸籍(都市戸籍)』に分けられ、前者から後者への変更ならびに農村から都市への地域移動(中国語・農転非)は厳しく制限されてきた。加えて、戸籍制度とさまざまな公共サービスに関する制度、例えば食糧の配給や教育、就職、住宅、医療に関する諸制度がリンクすることで、都市と農村は分断され、中国社会には二元構造が形成されてきたことといえる」。
- (4) 中国語の「現代化」は英語の modernization にあたり、日本語では近代化と訳されることが多いが、本稿では原文のまま「現代化」と表記する。なお、「現代化」の包摂する意味については、「資本主義化」を前提として用いられる「近代化」とは区別されるという解釈もある。
- (5) 年金制度は中国語の専門用語に対応すると「養老保険制度」となっている。本稿は具体的な制度名を引用する際に中国語の専門語をそのまま用いる。
- (6) 抽出された一万六千戸の中で、八千戸の家庭が独立したサンプリングフレームワークとして、上海市・遼寧省・河南省・甘肅省・広東省という五つの地域(「大省」と呼ぶ)から加重に抽出され(各地域から一六〇〇)、残りの八千戸が独立した

サンプリングフレームワークとして、他の二〇の省（「小省」と呼ぶ）から抽出された。各地域の具体的な加重ウェイトと抽出方法については、KieとLuの技術報告書（Kie and Lu, 2015）を参照してほしい。最終的に、一万九千八百六十九戸の家庭が訪問対象となり、そのうちの一万四千九百六十九戸の家庭がこの調査に協力した。調査された家庭において、三万三千六百〇〇人の成人と八千九百〇〇人の子供が家族メンバーとして訪問面接を受けた。ちなみに、本稿で使ったデータは、加重ウェイトを使っていないものである。

(7) 「中国家庭追跡調査」では、親子関係についての質問が六〇歳以上の回答者だけに回答すると設定された。

(8) 「中国家庭追跡調査」では、一人の親に対して最大一〇〇人の子供の情報まで収集している。今回の分析データでは、一人の親が平均的に三人の子供を持っていた。

(9) 本稿は、分析結果をより直観的に解釈するために、多変量解析である多項ロジスティック回帰分析を用いなかった。その代わりに、二変量解析であるクロス集計を用いて、関心の持つ各変数と析出された親子関係の類型との関連を単純に探った。

(10) 潜在クラスの数を確認する際に、一番良いモデルは、AICあるいはBICが最小になる時のモデルである。AICは(1) 最大尤度数+2 (モデルのパラメータ数) より算出されたのに対して、BICは(2) 最大尤度数+標本数の自然対数 (モデルのパラメータ数) より算出される。言い換えれば、BICは標本数が同時に考慮されているという特徴を持つ。二つの指標の違いについては、BICはモデル選択について節約性を強調するのに対し、AICはモデルへの適合度を重視すると説明される（小西、二〇一九）。本稿は、その両者を同時に考慮してモデルを選択する。

### 参考文献

日本語・

青柳涼子「コラム 進む戸籍制度改革——『農転非』から『農転城』へ」石原邦雄・青柳涼子・田淵六郎編『現代中国家族の多面性』弘文堂、二〇一三年、二三頁。

岩井紀子・保田時男「世代間援助における夫側と妻側のバランスについての分析」『家族社会学研究』、第二〇巻、第二号、二〇〇八年、三四—四七頁。

エスピノーアンデルセン、G. 著、岡沢憲美・宮本太郎監訳『福祉資本主義の三つの世界 比較福祉国家の理論と動態』ミネルヴァ書房、二〇〇一年。

- 柯隆「中国の社会保障制度と格差に関する考察」『ファイナンシャル・レビュー』財務省財務総合政策研究所、第三号（通巻第一一九号）、二〇一四年。
- 春日井典子「中期および後期親子関係」野々山久也編『論点ハンドブック 家族社会学』世界思想社、二〇〇九年、二八三—二八六頁。
- 小池誠「序章 なぜ世代間関係を問題にするか——その多様性と変化」小池誠・施利平編『家族研究の最前線⑤ 家族のなかの世代間関係——子育て・教育・介護・相続』日本経済評論社、二〇二一年、一一—一八頁。
- 小西貞則「情報量規準AICの統計科学に果たしてきた役割」『統計数理』統計数理研究所、第六七巻、第二号、二〇一九年、一九三—二一四頁。
- 呉紅敏「中国における高齢者の扶養と福祉制度」古橋エツ子・床谷文雄・新田秀樹編『本澤巳代子先生還暦記念 家族法と社会保障法の交錯』信山社、二〇一四年、二四七—二六九頁。
- 施利平「世代間関係における非対称性の再考」、第一六回日本家族社会学大会報告資料、二〇〇六年。
- 施利平「第7章 世代間関係」石原邦雄・青柳涼子・田淵六郎編『現代中国家族の多面性』弘文堂、二〇一三年、一九九—二〇四頁。
- 施利平「中国における都市化と世代間関係の変容——浙江省一近郊農村の事例研究より——」『家族社会学研究』、第三〇巻、第一号、二〇一八年、三一—四三頁。
- 白波瀬佐和子「家族内支援と社会保障——世代間関係とジェンダーの視点から——」『季刊社会保障研究』、第三六巻、第一号、二〇〇〇年、一二二—一三三頁。
- 沙銀華「中国社会保障制度改革の現状と今後の課題」『季刊家計経済研究』、第五八号、二〇〇三年。
- 田淵六郎・中里英樹「老親と成人子との居住関係——同居・隣居・近居・遠居をめぐって——」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容』東京大学出版会、二〇〇四年、一二—一四七頁。
- 費孝通著、横山廣子訳『生育制度——中国の家族社会』東京大学出版会、一九八五年。
- 保田時男「中期親子の相互援助関係に見られる多形的互酬性」大阪大学教育学年報、第8巻、二〇〇三年、一一—二二頁。
- 吉原千賀「成人期きょうだい研究に向けての理論枠組みの構築——『アンビバレンス』概念の再検討」『高千穂論叢』、第五三巻、第一号、二〇一八年、三三—四三頁。

劉曉梅「中国における社会変動と社会保障制度改革」『千葉大学 公共研究』、第二巻、第二号、二〇〇五年。  
中国語：

陳華帥・曾毅「『新農保』使誰受益：老人還是子女？」『經濟研究』第八号、二〇一三年、五五—六七頁。

國務院第七次全國人口普查領導辦公室編「二〇二〇年第七次全國人口普查主要數據」中國統計出版社、二〇二一年。

金一虹「父權的式微——江南農村現代化進程中的性別研究」四川人民出版社、二〇〇〇年。

王躍生「中國家庭代際關係的理論分析」『人口研究』第四号、二〇〇八年、一三—二二頁。

英語：

Bai, Xuemei, Peijun Shi, and Yansui Liu. (2014). Society: Realizing China's urban dream. *Nature*, 509, 158–160.

Bengtson, Vern L., and Robert E. L. Roberts. (1991). Intergenerational Solidarity in Aging Families: An Example of Formal Theory Construction. *Journal of Marriage and Family*, 53(4), 856–870.

Chan, Takwing. (2008). The Structure of Intergenerational Exchange in the UK. *Anatomical Record*, 157(4), 559–575.

Chen, Qin, and Zheng Song. (2014). Accounting for China's urbanization. *China Economic Review*, 30, 485–494.

Chen, Rong, Ping Xu, Peipei Song, Meifeng Wang, and Jiangliang He. (2019). China has faster pace than Japan in population aging in next 25 years. *BioSci Trends*, 13(4), 287–291.

Guo, Man, Iris Chi, and Merrill Silverstein. (2012). The Structure of Intergenerational Relations in Rural China: A Latent Class Analysis. *Journal of Marriage and Family*, 74, 1114 – 1128.

Hogan, Dennis P., David J. Egggeben, and Clifford C. Clogg. (1993). The Structure of Intergenerational Exchanges in American Families. *American Journal of Sociology*, 98(6), 1428–1458.

Institute of Social Science Survey, Peking University. 2015, "China Family Panel Studies (CFPS)", <https://doi.org/10.18170/DVN/45LCSO>, Peking University Open Research Data Platform, V42. (2022.6.18. accessed)

Institute of Social Science Survey, Peking University. 2015, "China Family Panel Studies (CFPS)", <https://doi.org/10.18170/DVN/45LCSO>, Peking University Open Research Data Platform, V42; [CFPS User Guide] CFPS User's Manual (3rd Edition) (ENG).pdf. (2022.6.18. accessed)

Ko, Pei-Chun, and Katja Möhring. (2021). Chipping In or Crowding-Out? The Impact of Pension Receipt on Older Adults'

- Intergenerational Support and Subjective Well-Being in Rural China. *J Cross Cult Gerontol*, 36, 139–154.
- Li, Yuheng, Linrui Jia, Weihao Wu, Jiayu Yan, and Yansui Liu. (2018). Urbanization for rural sustainability – Rethinking China’s urbanization strategy. *Journal of Cleaner Production*, 178, 580–586.
- Linzer, Drew A. and Jeffrey B. Lewis. (2013). polCA: Polytomous Variable Latent Class Analysis. R package version 1.4.
- Liu, Jieyu. (2016) Ageing in rural China: migration and care circulation. *The Journal of Chinese Sociology*, 3(9). 1–19.
- Liu, Junqiang, Kai Liu, and Yunong Huang. (2016). Regressive redistribution of social programmes in China. *International Journal of Social Welfare*, 25, 199–210.
- Naughton, Barry J.. (2018). *The Chinese economy : adaptation and growth*, Second edition. MIT Press.
- Nie, Peng, Yan Li, Lanlin Ding, and Alfonso Sousa-Poza. (2021). Housing poverty and healthy aging in china: Evidence from the china health and retirement longitudinal study. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(18), 9911.
- Silverstein, Merrill, Vern L. Bengtson, and Leora Lawton. (1997). Intergenerational solidarity and the structure of adult child – parent relationships in American families. *American Journal of Sociology*, 103, 429–460.
- Warmenhoven, Helmut, Paul R. J. Hoebink, and Jan M. A. M. Janssens. The Chinese Postreform Generation as Caregivers: The Caregiving Intentions Toward Parents and Parents-in-Law of the One-Child Generation. *Journal of Family Issues*, 39(14), 3690–3712.
- Xie, Yu, and Ping Lu. (2015). The Sampling Design of the China Family Panel Studies (CFPS). *Chinese Journal of Sociology*, 1(4), 471–484.
- Yan, Yunxiang. (2009). *The Individualization of Chinese Society*. Oxford: Berg.
- Zhan, Heying Jenny, and Rhonda J. V. Montgomery. (2003). Gender And Elder Care In China: The Influence of Filial Piety and Structural Constraints. *Gender & Society*, 17(2), 209–29.

楊葉 (ヨウ ヨウ)

所屬・現職 慶應義塾大学大学院法学研究科後期博士課程

最終学歴 慶應義塾大学大学院法学研究科前期博士課程

所屬学会 三田社会学会

専攻領域 計量社会学、社会階層論