

【論文】

中国における公的年金が現役世帯員の
労働供給に与える影響
－CHIP2013に基づく実証研究

王 威

中国経済経営研究

第5巻第2号

[通巻10号]

2022年3月

〈別刷〉

【論文】

中国における公的年金が現役世帯員の 労働供給に与える影響 －CHIP2013に基づく実証研究*

王 威

【キーワード】：中国、労働供給、公的年金

【JEL 分類番号】：J22、I38

はじめに

現在の中国では、ベビーブームの後1979年から実施された一人っ子政策によって、少子高齢化問題が最も重要な課題になっている。そして少子高齢化を背景に、これまでの高度成長を支えた労働力が徐々に不足してくる。

労働力不足を解消する根本的な方法は少子化を解決することだが、先進国の経験を見れば、これは簡単にできることではない。実行可能性を考慮すれば、残る道は労働力率の上昇（非労働力、特に主婦と高齢者の労働市場への参入）および非労働力化（定年、育児による退職など）の阻止が最も有望な解決策となろう。

非労働力化の阻止方法として定年延長や育児休暇制度などがしばしば議論され、その結果政府の第14次五カ年計画では正式に定年年齢の延長が公表された。本稿は主に労働力供給を増加する方法を探るために、特に高齢者の年金受給が同一世帯に属する20～49歳世帯員（以下では

現役世帯員と略）の労働供給に与える影響を分析する¹。国民の所得の増加とともに年金の給付額は徐々に増加している²。Boskin（1977）と清家・馬（2008）によれば年金受給は高齢者の労働供給を抑制する。これによって、まず高齢者自身の労働供給が影響され、さらに現役世帯員の労働供給も徐々に影響されてくるだろう。

中国には世帯単位で家計を顧慮する伝統があり、成人の子供にも親が金銭を支援することがある³。高齢者が年金受給者の場合、現役世帯員はその生活費を心配する必要が減るため、ニート（非労働力化）とフリーター（非正規化、労働供給時間の減少）の現象が増える。高齢者

1 現役世帯員は一般的に18歳以上65歳未満の者を指すが、本稿では高齢者と区分するため20歳以上50歳未満の20～49歳の者に限定する。

2 公的年金には、現在の日本の厚生年金に相当する「都市職工養老保険」（以下は「都市従業員基本年金」）と国民年金に相当する「城郷居民基本養老保険」（以下は「居民基本年金」）が存在する。2つの年金制度の間には大きな差があり、その中でも福祉厚生水準の差異は特に大きい。人力資源和社会保障部（2014）が公表した2013年度の年金受給者数と年金基金支出額によれば、年金受給者1人当たり年金基金支出は、「都市従業員基本年金」では22,970元、「居民基本年金」では979元で、両制度には23.5倍の格差がある。

3 徐（2004）は2004年に上海市でアンケート調査を実施し、その結果には85%の未婚成人は親から金銭支援を受けている。

* 【謝辞】本稿は日本学術振興会科学研究費補助金基盤研究B（課題番号20H01512、研究代表者：馬欣欣）から研究助成を頂いた。本稿執筆に際し、日常的に御指導いただいた牧野文夫先生（法政大学）と馬欣欣先生（法政大学）には特に厚く御礼申し上げたい。また貴重なコメントをいただいた本誌の複数のレフェリー、および全国大会での報告に対する先生方のコメントに対しても深く感謝したい。

の年金受給は経済発展とともに増加すると、現役世帯員の労働供給が抑制されるだろう（抑制効果）。

他方で、蔣・趙・任（2016）によれば、大都市の生活コストは高く、高齢者はより多くの金銭を成人の子供に援助する。すなわち、高齢者の年金受給によって、現役世帯員が自立できるまでの生活費が確保でき、都市部で就職することを選択する可能性が高くなるだろう。それ以外にも、鄭（2017）と黄（2020）によれば、中国現代社会における子育てには祖父母の支援は欠かせない。高齢者は年金受給によって余暇時間を増やし、現役世帯員の子育てを支援できる時間も増加するだろう。そうすると、現役世帯員は子育てから解放され、その労働供給が増加する可能性がある（促進効果）。

以上のように、高齢者の生活を保障するために存在する年金は様々な世代の労働力の供給に影響する。本稿は個票データを利用して高齢者の年金受給が現役世帯員の労働供給に与える影響（抑制効果と促進効果）を検証する。これによって、中国における現在と将来の労働力不足問題を緩和する方法を探りたい。

本稿の構成は以下のとおりである。Ⅰ節では、先行研究を整理する。Ⅱ節では、仮説を設定する。Ⅲ節は分析方法を説明する。Ⅳ節では、計量分析の結果を検討する。

Ⅰ 先行研究のサーベイ

労働供給に関する経済理論については、Mincer（1962）が主体均衡モデルを使って、家計が所得制約のもとで効用を最大化するによって、線形の労働供給関数を導出した。この労働供給関数によれば、市場賃金率と非勤労所得は、代替効果または所得効果を通じて労働供給に影響する。

清家（2010）は日本の高齢者の労働供給について、年金給付が就業行動を規定する要因として最も重要であることを指摘した。Boskin（1977）によるアメリカの社会保障が定年決定

に与える影響の分析によれば、年金所得は基本的に非勤労所得の所得効果として高齢者の労働供給に影響を与える。

Samwick（1998）とVere（2011）のアメリカ、Oshio, Oishi, and Shimizutani（2009）の日本、Borsch-Supan（2000）のドイツ・欧州諸国、Ranchhod（2006）の南アフリカ、de Carvalho Filho（2008）のブラジル、Kaushal（2014）のインドを対象とした研究によれば、年金所得が高齢者の労働供給を抑制することを実証した。中国の高齢者を対象とする研究については、程（2014）と張・Giles・趙（2014）が各年金制度の加入と年金所得が高齢者の労働供給を減少することを実証した。

以上の研究から、高齢者の年金所得は自分自身の労働供給を抑制する効果があることがわかる。しかし高齢者の年金所得は同様に現役世帯員の労働供給を抑制するのであろうか。

世帯主の所得と妻の労働供給については、Douglas（1934）と有沢（1956）によるダグラス・有沢法則は代表的な仮説であり、夫の所得が高いほど、妻の労働供給は低くなる⁴。Chiappori（1988）の理論研究によれば、各世帯員労働供給は世帯主に限らず任意の世帯員の所得や労働供給に影響され、世帯全体としてパレート最適で全員の労働供給が決定される。またRodriguez and Tiongson（2001）は、フィリピンの移民の所得とその親戚の労働供給の関係について実証研究を行い、世帯所得が世帯員の労働供給に影響することを証明した。すなわち、対象を世帯内の既婚女性からすべての現役世帯員に拡大すると、夫の所得のみならず世帯所得全体が労働供給に影響するだろう。

高齢者の年金所得が現役世帯員の労働供給に与える抑制効果については、Juarez（2010）はメキシコのUrban Employment Survey 2000, 2004を使って検証した。女性の年金受給

4 中国については、馬（2009）がダグラス・有沢法則が成立することを実証した。

者と同居する現役世帯員の女性に対してのみ、年金受給は労働供給を抑制するが、他の世帯員の労働供給に対しては有意な影響を確認できなかった。

Ma (2020) は中国における健康・栄養世帯調査 (CHNS2000-2011) を使用し、農村高齢者の年金受給が現役世帯員の労働供給に与える影響を分析した。高齢者が年金受給者の場合、現役女性の労働参加率は低く、25-34歳の若い現役世帯員は労働時間が短い非正規雇用を選ぶ可能性が高い。中国にも、高齢者の年金所得は現役世帯員の労働供給を抑制する。

高齢者の年金所得が現役世帯員の労働供給に与える促進効果についてもいくつかの研究で検証された。Ardington, Case, and Hoseigood (2009) は南アフリカの The Africa Centre Demographic Information System (ACDIS) を使用し、高齢者の年金受給が現役世帯員の労働供給に与える影響を分析した。年金受給者がいる世帯の現役世帯員は出稼ぎ就業する可能性が高くなる。他方、年金受給者が死亡した場合、出稼ぎ就業の現役世帯員は労働市場から退出する可能性も高くなる。すなわち、高齢者の年金受給は現役世帯員の出稼ぎ就業を促進することによって労働供給を促進する。

Posel, Fairburn, and Lund (2006) は Project for Statistics on Living Standards and Development (PSLSD) を使って、南アフリカの年金受給が現役世帯員、特に農村部現役世帯員の出稼ぎ就業行動に与える影響を分析した。年金受給者 (特に女性) と同居する現役世帯員の女性の出稼ぎ就業可能性が高くなる。さらに、6歳以上の子供を持つ現役世帯員の出稼ぎ就業可能性は高くなるが、5歳以下の子供を持つ現役世帯員の出稼ぎ就業可能性が逆に低くなる。

中国では、程 (2014) と張・Giles・趙 (2014) のように高齢者の年金受給が自分自身の労働供給に影響する研究は多いが、Ma (2020) のように高齢者の年金受給が現役世帯員に与える影響を分析する研究はまだ少ない。

前段で紹介した程 (2014) は四川省のアンケー

ト調査、張・Giles・趙 (2014) は中国健康と養老追跡調査 (CHARLS)、Ma (2020) は CHNS データを使用した。中国居民収入調査 (CHIP) データは世帯所得に関する信憑性は高いが、高齢者の年金受給が現役世帯員労働供給に与える影響についてそれを使用する研究はまだ少ない。本稿は先行研究の結果を参考に、CHIP データを使用して新しく設定した仮説を検証する。

先行研究と本稿の新しい研究内容の違いについては、研究テーマに近い Ma (2020) と比較しながら説明する。第1に、Ma (2020) の研究対象は農村部の「新型農村養老保険」に注目したが、本稿の研究対象は農村部だけでなく、都市部まで拡張する⁵。第2に、Ma (2020) の研究は農業労働と非農業労働を識別していないが、本稿は全体の労働と非農業労働を分析し、農業労働と非農業労働の比較を行う。第3に、Ma (2020) の研究は子供が持つグループと持たないグループを分析したが、本稿は子供を末子とその年齢を基準に、15歳以下の子供がいないグループ、末子の年齢が学齢前のグループと学齢後 (義務教育対応 7-15歳) のグループに分けて分析する。

II 仮説設定

労働供給モデルによれば、個人の労働時間と労働参加は主に市場の賃金率と非勤労所得で決定される。市場の賃金率が一定の場合、非勤労所得の増加は所得効果によって個人の余暇時間を増やし、労働時間を減らす。さらに、非勤労所得の増加は労働供給のコナー解を導出する可能性を増やし、個人が労働市場に参加しないことを選択する可能性が増加する。すなわち、非勤労所得の増加は留保賃金を引き上げる。

5 農村部の年金制度「新型農村養老保険」は2009年に施行し、2014年に「都市居民養老保険」と一緒に「城郷居民基本養老保険」に統合された。本稿も農村部と都市部の居民年金を同じく「居民基本年金」と呼ぶ。

労働供給モデルを前提にすれば、高齢者の年金所得による移転で現役世帯員の非勤労所得が増加され、その労働供給は減少するだろう。しかし、高齢者の年金所得の使い道によっては、たとえばArdington et al. (2009) が検証した出稼ぎ就業やPosel et al. (2006) とMa (2020) が検証した子育ての場合、逆に現役世帯員の労働供給を引き出す可能性がある。

すなわち、高齢者の年金受給は現役世帯員の労働供給に影響を与えるが、その影響は高齢者の年金額、農村・都市の地域別、現役世帯員の子育て状況によって異なるだろう。そこで以下のように仮説を設定する。

仮説1 高齢者の年金受給は世帯の非勤労所得を増加し、現役世帯員の労働供給を抑制する。

高齢者の年金所得は主に世帯内所得移転を通じて現役世帯員の非勤労所得を増やす。これによって、現役世帯員の労働時間と労働参加の決定に影響を与える。しかし、高齢者自身も生活する必要があるから、年金の一部だけを現役世帯員に移転するだろう。それゆえ年金額によって、現役世帯員の非勤労所得の増加幅が変動するだろう。

Ben-Porath (1973) によれば、市場賃金が一定の場合、非勤労所得が高いほど、労働時間が減少し、労働参加率も減少する。馬 (2014) によれば、中国の家族伝統では、現役世帯員は自分の労働所得の一部を高齢になった親に仕送り、親孝行を施すが、年金受給者の増加と一人っ子政策の影響でこの伝統は崩れ、逆に高齢者は自分の年金で老後生活を賄い、その余剰額で子供の生活を支援する。すなわち、高齢者の年金額が高いほど、現役世帯員を支援できる金額が増え、現役世帯員の非勤労所得が増加し、その労働供給が減少するだろう。

農村部の郷・鎮地域に存在する郷鎮企業などの非農業就業機会によって、農村部にも「都市従業員基本年金」に加入する高齢者は存在する⁶。しかし、農村・都市の間に存在する年金制度の普及格差や所得水準の差異による年金給付水準の

格差によって、高齢者の年金額には大きな農村・都市間格差が存在する。そして、農村部と都市部の就業行動にも大きな差異が存在するため、本稿はサンプルを農村部と都市部に分けて分析を行う。

仮説2 高齢者の年金受給は、現役世帯員の現地非農業就業を促進する。

一般的に、高齢者の年金受給は仮説1のように現役世帯員の労働参加を抑制する。しかし、中国は発展途上国として農村・都市の二重労働市場が存在する。農業を行う農民は統計上では就業状態にあるが、余剰労働力は農民工の源泉になる。侯 (2004) によれば、1999年の農村部の余剰労働力は約1億3772万人、蔡・王 (2007) は、2005年に最大1億698万人の余剰労働力が存在すると推計した。

Minami and Ma (2010) の推計によれば、1990年～2005年の期間中農村部の余剰労働力は2億6591万人から1億5890万人まで減少した。農村部の余剰労働力は減少しつつあるが、その規模は依然大きい。この膨大な農村余剰労働力は非農業就業を通じて、低賃金の第1次産業から高賃金の第2次産業と第3次産業へ移動する。

本稿が使用するデータによれば、2013年における第1次産業の平均月間労働時間は182時間であり、それに対して第2次産業と第3次産業は212時間と209時間である。すなわち、第1次産業から第2、3産業に転職すると、平均労働時間が増加し、労働供給は増加するだろう。

他の途上国と違い、中国には農村と出稼ぎ就業の間にもう一つの段階（郷鎮企業など非農業労働市場）が存在する。農村から離れる都市部へ出稼ぎ就業以外には、農村に近い郷・鎮で非

6 本稿が使用するCHIP2013データには、「都市従業員基本年金」を受給する高齢者がいる世帯の現役世帯員は少ないが219人（農村部の4%）がいる。それに対して、都市部では870人（都市部の48.4%）である。

農業就業ができる。実際には、中国の農民工の規模は2019年で現地農民工は1億1652万人、出稼ぎ就業農民工は1億7425万人、合計3億人近くになった（国家統計局2020）⁷。

Todaro（1971）の実証研究は農民の出稼ぎ就業に際しての初期費用の重要性を検証した。汪・王（2015）によれば、世帯所得の増加によって出稼ぎ就業をする世帯員の数が増える。これ以外にも、朱・丁（2013）によれば、60歳以上の高齢者がいる世帯では、現役世帯員は高齢者を扶養するために出稼ぎ就業を抑制する。逆に言えば、60歳以上高齢者が自分自身の年金で生活できるなら、現役世帯員は出稼ぎ就業を選択する可能性が増えるだろう。

中国の出稼ぎ就業は主に現役世帯員が高い移動コストと生活コストを負担して、単身で遠い都市部へ移動する⁸。これに対して現地で非農業就業する場合、現役世帯員は農村部に近い郷・鎮へ移動し、他の世帯員（親、子供）を連れて移動することが多い⁹。移動コストと生活コストが低いため、農村部の低い年金額でも現役世帯員の現地非農業就業に支援できるだろう。

すなわち、高齢者の年金受給は現役世帯員の現地非農業就業にかかる費用を補い、その結果、農村部の現役世帯員の現地非農業就業を促進し、労働供給を増加させることができるだろう。本稿が使用するCHIP2013データは出稼ぎ就業をする世帯員の特定が難しいため、高齢者の年金受給が農村部の労働移動に与える影響に関して、現地で非農業労働に参加する行動だけ

分析を行う。

仮説3 高齢者の年金受給は、育児女性の労働供給を誘発する。

Connelly（1992）によれば、子育て（特に乳幼児）負担の増加は既婚女性の労働供給を抑制する。世帯所得が増加すれば子育てを外部に委ね、既婚女性の労働供給は増加するかもしれない。しかし、世帯所得が不足するなら、既婚女性は自分の時間を使って子育てをしなければならない。そう考えると、高齢者の年金受給によって世帯所得が増加され、既婚女性の育児を外部に委託させる可能性を高め、その結果育児女性の労働供給を誘発するだろう。

日本の女性の年齢別労働力率が、育児を原因としてM字型をとることは有名である。中国でも「男主外、女主内（男は仕事、女は家庭）」という伝統的観念が根強い。この家庭内の性別役割分担によって、出産後、女性は育児のため労働市場から退出する。姜・佐々木・八重樫・徐・石川（2002）の調査によれば、性別役割分担だけではなく、「3歳児神話¹⁰」についても日中では共通する。

日本では女性の労働市場進出を促すため、2歳までの乳児を委託できる保育園制度の拡大が推進されている。しかし、中国ではこのような保育園制度は極めて整備が遅れ、3歳以上の幼児が対象とする幼稚園だけが整備されている。保育園制度の欠如を補うために祖父母の支援が要求される。それ以外では、中国には日本のような登校見回り当番習慣が存在しないため、子供の登校はほぼ各家庭に任される。

祖父母の子育て支援は、乳幼児の育児だけではなく学齢児童に対しても拡大される。姜他（2002）の調査によれば、2001年に上海市では80.4%、大連市では81.3%の祖父母が孫の面倒

7 現地農民工とは戸籍登録地で非農業労働に参加する農民であり、出稼ぎ就業農民工は戸籍登録地以外の地域で非農業労働に参加する農民である。

8 Todaro（1980）は、農村から都市への労働移動にともなう（1）精神的なコスト、（2）機会費用、（3）生活コスト、（4）移動コストを提起した。

9 龐（2001）によれば、農村からの労働力移動は世帯を単位で行うことが多く、所在地付近の企業が多いほどその移動は省内に限定する可能性が高い。

10 子供が3歳になるまでは母親は子育てに専念すべきであり、そうしないと子供の成長に悪影響に及ぼすという伝統的な考え方。

を見ている。鄭（2017）によれば、子育ては主に母親が担い、父親の役割は限定されるが、祖父母の援助は非常に有効であり、毎日平均7時間以上を使って孫の面倒をする。黄（2020）の調査によれば、6割の上海市世帯は子育てを祖父母に任せている。

程（2014）と張他（2014）によれば、高齢者の年金受給は高齢者の労働供給を減らす効果がある。年金受給者は余暇時間が多いため、孫の子育てを分担する時間が多いだろう。したがって、女性は子育てから解放され、労働供給が増えるだろう。

Ma（2020）の実証結果では、高齢者の年金受給は子持ち女性の労働参加率を増やす効果があった。Posel et al.（2006）はジェンダー別の分析を行い、子供の年齢に応じて高齢者の年金受給の影響が異なることを検証した。具体的には、子供0～5歳の場合、現役世帯員の労働供給は減少し、6～15歳の場合は現役世帯員の労働供給は増加する。

以上より、高齢者の年金受給は間接的な金銭支援と余暇時間の増加による直接的な支援で女性の子育てを支援し、子育て女性の労働供給は促進されるだろう。

Ⅲ 分析方法

3.1 モデル

現役世帯員の労働供給は、主に市場の賃金率、非勤労所得と家庭状況など所得以外の要因によって決定される。現役世帯員の賃金率はMincer（1974）が提唱する賃金関数を参照し、教育水準、年齢、ジェンダーおよび健康状態によって決定される。非勤労所得は、現役世帯員本人の所得を除く1人当たり世帯所得と高齢者の年金受給で決定される。

説明変数「高齢者の年金所得」についてのモデル上での取り扱いについて改めて説明する。データの制限上、高齢者の具体的な年金額の情報には得られない。しかし受給する年金の種類について情報はあり、各年金制度を受給する高

者の人数も集計できる。以下では「高齢者の年金所得」として2つの代理変数、「年金受給高齢者数」と「年金受給高齢者の年金種類」を適宜使用する。

前者の「年金受給高齢者数」は、単に「年金を受給する高齢者数」というカテゴリー変数（いない、1人、2人以上）を使う¹¹。後者の「年金受給高齢者の年金種類」としては、同じくカテゴリー変数（未加入、「都市従業員基本年金」、「居民基本年金」とする。王（2019）が指摘するように、「居民基本年金」と「都市従業員基本年金」の給付額には大きな格差が存在するため、高齢者が受給する年金制度によって世帯の非勤労所得の多寡を推定できる。なお世帯内に年金受給高齢者が複数いる世帯は全体の25%を占めるが、その世帯内に異なる年金制度を受給する場合は、受給額が高い年金制度、具体的には「都市従業員基本年金」で代表させる。

モデルは以下の式で表す：

$$L_i = \alpha + \beta W_i + \gamma P_i + \delta F_i + \sigma_i$$

L_i ：現役世帯員*i*の労働供給； W_i ：現役世帯員*i*の個人属性； P_i ：現役世帯員*i*の非勤労所得； F_i ：現役世帯員*i*の他の要因；各変数の設定は表1に表す。現役世帯員の労働供給は、労働参加の決定と労働時間の決定を別途で計測する。労働参加の決定は労働参加と参加しない二項選択のため、本稿はロジット回帰を使って分析する。労働時間の決定については、サンプル選択バイアスを解消するため、トービット回帰を使って分析する。

3.2 データ

本稿で使用するデータは中国収入分配研究院が主催し、国家統計局が調査したCHIPデータ

11 本来なら、高齢者の年金所得は、単なる「年金を受給する高齢者数」ではなく「居民基本年金」と「都市従業員基本年金」の受給水準をウェイトにした加重平均を使う方が望ましいと思うが、「都市従業員基本年金」に関するサンプルサイズが小さいので良い推定結果を得られなかった。

表 1：変数設定

変数（調査票の質問番号）	変数定義及び計算方法
L_i ：労働供給	
労働参加（A19）	年末に労働市場に参加している 参加：①就業、⑤失業、⑥家事労働（有給）、⑦産休（有給）、 ⑧病休（有給） 非参加：②機関・事業単位定年退職、③企業・その他単位定年退職、 ④学生、⑥家事労働（無給）、⑦産休（無給）、⑧病休（無給）、 ⑨その他
非農労働参加（B03_1）	2013年に農村部対象者が非農業労働に従事した経験がある ①是 = 1、②否 = 0
非農業月間労働時間（C01）	非農業労働の平均月間労働時間 $C01_1 \text{ 毎日平均労働時間} * C01_2 \text{ 毎月平均労働日数} = \text{毎月平均労働時間}$
W_i ：個人属性	
ジェンダー（A03）	①男性 = 1、②女性 = 0
年齢（A04_1）	20代 = 1、30代 = 2、40代 = 3 年齢 = 調査年次 - 出生年次
学歴（A13_1）	小卒以下（①未就学、②小卒） = 1、③中卒 = 2、高卒（④高卒、 ⑤職高卒、⑥中専卒） = 3、大卒以上（⑦大専卒、⑧大卒、⑨修士以上） = 4
健康状態（A16_1）	①非常に良い = 1、②良い = 2、③普通 = 3、悪い（④悪い、⑤非常に悪い） = 4
P_i ：非勤労所得	
1人当たり世帯所得（C05_1、F01_1）	$(F01_1 \text{ 世帯所得} - C05_1 \text{ 現役世帯員本人労働所得}) / \text{世帯人数}$
年金受給高齢者年金種類 ¹ （A22）	「都市従業員基本年金」：①城鎮従業員基本養老保険、②城鎮靈活就業者養老保険 「居民基本年金」：③（城鎮）居民社会養老保険、④新型農村社会養老保険
年金受給高齢者数 ² （A22）	60歳以上の年金受給者の合計人数
F_i ：他の要因	
家庭内続柄（A02）	①世帯主 = 1、一般世帯員（②配偶者～⑩その他） = 0
婚姻状況（A05）	既婚（①初婚、②再婚、③同居） = 1、未婚（④離婚、⑤死別、 ⑥未婚） = 0
末子の年齢 ³ （A04_1）	いない = 1、0～6歳 = 2、7～15歳 = 3
地域	都市部 = 1、農村部 = 0

注：1. ⑤企業年金、⑥商業養老保険と⑦その他を受給する高齢者がいる世帯は除外した。
 2. 「都市従業員基本年金」と「居民基本年金」は年金受給として定義する。
 3. 15歳超の子どもは就労可能になるため除外した。

(Chinese Household Income Project、中国家計所得調査)の2013年調査である。CHIPデータは1989年から2019年にわたって6回の調査を行ったが、現行の農村部の年金制度は2009年から実施されたため、より詳細な年金情報が備わる2013年の状況を調査したCHIP2013を使用する。

CHIPデータを使用する理由は、CHIPデータは国家統計局が使用するサンプルライブラリーを使用して層化無作為法でサンプルを抽出するため、その信憑性は高い。またCHIPデータの所得や年金状況に関する情報は他の調査から得られるデータより相対的に充実している。

高齢者の年金受給の影響を主に分析するため、本稿の研究対象はすべての年金制度で共通に年金が受給できる60歳以上の高齢者がいる世帯に限定する¹²。CHIPデータでは都市部、農村部と出稼ぎ就業農民工それぞれが調査された。しかし、出稼ぎ就業農民工世帯の場合、高齢者は農村に残されたままで現役世帯員と別居状態にあるので、60歳以上高齢者がいる世帯の割合は極めて低い。そのため、本稿は都市部と農村部のサンプルだけ使用する。

データのクリーニングとして、本稿は高齢者がいる世帯の中から学生を除く20～49歳の現役世帯員の個票を抽出し、そこからモデルが必要とする変数が未回答なサンプルを削除した。結果として、都市部の6,674世帯の19,887人の中から1,791人、農村部の10,490世帯の39,065人の中から5,458人、合計7,249人を抽出した。抽出するデータの記述統計は表2に表す。

表2の年金受給高齢者数と高齢者が受給する年金種類を見ると、都市部世帯と農村部世帯の間(特に年金種類)の差異が大きい。高齢者の年金受給状況以外の説明変数における年金受給

者がいる世帯といない世帯の差については、年金受給者がいない世帯より、いる世帯の現役世帯員の女性、40代、高学歴、世帯主、都市部の割合は高く、1人当たり世帯所得も高いが、現役世帯員の労働参加率は低い。そして、非農業月間労働時間、健康状態、婚姻状況と末子の年齢との間には有意差は表れていない。これらの変数をコントロール変数として使用する。

各仮説を検証するため、サンプルを農村部と都市部に分けて、それぞれ男女別と末子の年齢別に分けた場合を分析する。本稿の目的は、上記の各グループに高齢者の年金受給が現役世帯員の労働供給に与える影響である。

IV 多変量解析による分析結果

本稿の一番重要な目的は、高齢者の年金受給が現役世帯員の労働供給に影響を与えることを検証することである。高齢者の年金所得の代理変数として、受給者数と年金種類の影響を分析する。3節に紹介したモデルにしたがって、CHIP2013データを使用して計量分析を行った。ジェンダー、年齢、学歴、健康状態をコントロールし、現役世帯員の属性別(ジェンダー、農村・都市、末子の年齢)によって、高齢者の年金受給状況が現役世帯員の労働供給に与える影響を分析する。

4.1 仮説1の検証結果

ダグラス・有沢法則を夫婦から世帯全員まで拡張すれば、現役世帯員本人以外の世帯所得が高いほど、現役世帯員の労働供給は低くなるだろう。高齢者の年金受給によって世帯の非勤労所得は増加されることを検証するため、現役世帯員本人の勤労所得を除外した1人当たり世帯所得を被説明変数、高齢者の年金受給状況を説明変数で回帰分析を行う。その結果は表3に表す。

表3を見れば高齢者の年金受給によって現役世帯員本人の勤労所得を除外した1人当たり世帯所得は増加されることが確認できる。「居民

12 「居民基本年金」の受給開始年齢は男女ともに60歳であるが、「都市従業員基本年金」の受給開始年齢は男性が60歳、女性が50歳である。両制度を同時に分析するため、本稿では受給年齢が共通する60歳以上に限定する。

表 2 : 記述統計

変数	都市部世帯	農村部世帯	年金受給者が いる世帯	年金受給者が いない世帯	年金受給者が いる世帯-い ない世帯 ¹
年金受給高齢者数					
1 人	35.3%	38.2%			
2 人以上	38.6%	20.5%			
高齢者が受給する年金種類					
居民基本年金	25.5%	54.6%			
都市従業員基本年金	48.4%	4.0%			
労働参加率	87.8%	86.2%	85.6%	88.3%	-2.7% ***
非農業月間労働時間 ²	169.5時間	152.4時間	156.2時間	157.4時間	-1.2時間
ジェンダー（女性）	50.3%	46.3%	48.2%	45.7%	2.5% **
年齢					
20-29歳	20.7%	28.1%	26.1%	26.6%	-0.5%
30-39歳	45.4%	37.9%	37.6%	43.3%	-5.7%
40-49歳	33.9%	34.0%	36.3%	30.1%	6.2%
学歴					
小学校卒以下	4.3%	20.5%	15.2%	18.7%	-3.5%
中学校卒	28.1%	54.9%	45.6%	52.7%	-7.1%
高校卒	29.3%	15.3%	20.0%	16.7%	3.3%
大卒以上	38.4%	9.3%	19.2%	11.9%	7.3%
健康状態					
非常に良い	31.0%	32.5%	31.7%	32.7%	-1.0%
良い	53.3%	53.8%	53.6%	54.0%	-0.4%
普通	14.0%	10.6%	11.8%	10.9%	0.9%
悪い	1.7%	3.1%	2.9%	2.4%	0.5%
1人当たり世帯所得 ³	1.4万元	0.7万元	0.9万元	0.7万元	0.2万元 ***
家庭内続柄（世帯主）	20.4%	16.1%	18.1%	15.5%	2.6% ***
婚姻状況（既婚）	77.2%	77.4%	77.6%	77.0%	0.6%
末子の年齢					
子供がいない	45.5%	41.4%	43.2%	41.0%	2.2%
0-2歳	9.4%	9.0%	7.4%	8.2%	-0.8%
3-6歳	23.9%	23.8%	16.7%	17.5%	-0.8%
7-12歳	14.3%	17.8%	23.3%	24.9%	-1.6%
13-15歳	6.9%	8.0%	9.4%	8.5%	0.9%
地域（都市部）			29.3%	17.2%	12.1% ***
サンプルサイズ	1,791人	5,458人	4,522人	2,727人	1,805人

注：1. 各変数における年金受給者がいる世帯といない世帯の差について、ダミー変数とカテゴリー変数はカイ2乗検定、連続変数はt検定を行う。**、***はそれぞれ5%、1%の有意水準を表す。

2. 最小値：0時間、最大値：480時間、標準偏差：103.61。

3. 本人の労働所得を除くため、所得が0より低くなる場合がある。最小値：-20.3万元、最大値：14.7万元、標準偏差：1.05。

表3：高齢者の年金受給が1人当たり世帯所得に与える影響

全数	決定係数	標準偏差	全数	決定係数	標準偏差
年金受給高齢者数			年金種類		
1人	0.104 ***	0.0272	都市従業員基本年金	0.550 ***	0.0406
2人以上	0.065 **	0.0308	居民基本年金	-0.020	0.0253
都市部	0.732 ***	0.0277	都市部	0.490 ***	0.0319
定数項	0.604 ***	0.0197	定数項	0.645 ***	0.0197
サンプルサイズ	7249		サンプルサイズ	7249	
R ²	0.0944		R ²	0.1185	

出所：CHIP2013に基づき推定。

注：1. *, **, ***はそれぞれ10%、5%、1%の有意水準を表す。

2. 1人当たり世帯所得は現役世帯員本人の勤労所得を除くため、説明変数には世帯の高齢者の年金受給状況と地域情報の都市・農村だけ使用する。

基本年金」の受給は有意な影響を与えなかった理由はその年金額が低いと考えられる。したがって、高齢者の年金受給状況と現役世帯員本人の勤労所得を除外した1人当たり世帯所得を現役世帯員の非勤労所得の代理変数として分析できる。

高齢者の年金受給が現役世帯員の労働供給に与える影響について農村・都市別とジェンダー別で回帰分析を行う。年金を受給する高齢者数の影響は表4に、高齢者が受給する年金制度の影響は表5に表す。

まずは表4の年金を受給する高齢者数の影響を見る。労働参加の確率については、年金受給者がいない世帯を参照カテゴリーとして比べてみると、年金受給者が1人の世帯の現役世帯員の労働参加の確率は農村部では2.0%、農村部女性では3.5%、都市部男性では3.9%減少し、都市部女性では逆に5.6%増加する。2人以上の世帯は農村部では5.4%、農村部男性では6.7%、農村部女性では4.3%、都市部男性では5.4%減少し、都市部女性では逆に7.0%増加する。

非農業月間労働時間については、年金受給者がいない世帯と比べて、年金受給者が1人の世帯の労働時間は都市部男性で21.9時間減少す

る。そして、2人以上の世帯は農村部女性で26.7時間増加し、都市部男性で28.8時間減少する。

次は表5によって高齢者が受給する年金制度の影響を見る。労働参加の確率については、年金受給者がいない世帯と比べて、「居民基本年金」を受給する高齢者だけがいる世帯の現役世帯員の労働参加の確率は農村部で3.6%、農村部男性で3.1%、農村部女性で4.5%、都市部男性で7.9%減少し、都市部女性では逆に6.3%増加する。「都市従業員基本年金」を受給する高齢者がある世帯は都市部女性だけが6.3%増加する。

非農業月間労働時間については、年金受給者がいない世帯と比べて、「居民基本年金」を受給する高齢者だけがいる世帯の労働時間は都市部男性で24.1時間減少し、都市部女性で20.8時間増加する。そして、「都市従業員基本年金」を受給する高齢者がいる世帯は農村部で48.4時間、農村部男性で32.3時間、農村部女性で男性の2倍以上の71.8時間増加し、都市部で10.2時間、都市部男性で26.3時間減少する。

表4と表5の結果をまとめよう。農村部の現役世帯員は高齢者の年金受給者数の影響で労働に参加する確率が減少する。一方、都市部では

表 4：年金を受給する高齢者数の影響

		労働参加		非農業月間労働時間	
		限界効果	標準偏差	限界効果	標準偏差
農村部	1人当たり世帯所得	-0.014 ***	0.0044	-15.730 ***	2.2023
	年金受給高齢者数				
	1人	-0.020 **	0.0097	0.571	4.3889
	2人以上	-0.054 ***	0.0126	6.334	5.2086
	サンプルサイズ	5458		5458	
	Pseudo R ²	0.1246		0.0153	
男性	1人当たり世帯所得	-0.009 **	0.0044	-18.741 ***	2.4205
	年金受給高齢者数				
	1人	-0.007	0.0104	2.805	4.8850
	2人以上	-0.067 ***	0.0149	-7.586	5.7992
	サンプルサイズ	2932		2932	
	Pseudo R ²	0.1938		0.0115	
女性	1人当たり世帯所得	-0.015 *	0.0084	-10.577 **	4.1589
	年金受給高齢者数				
	1人	-0.035 **	0.0170	0.028	8.1788
	2人以上	-0.043 **	0.0209	25.690 ***	9.6557
	サンプルサイズ	2526		2526	
	Pseudo R ²	0.0645		0.0139	
都市部	1人当たり世帯所得	-0.007	0.0064	-7.218 ***	1.8812
	年金受給高齢者数				
	1人	0.008	0.0190	-6.505	6.0556
	2人以上	0.009	0.0192	-8.154	5.9532
	サンプルサイズ	1791		1791	
	Pseudo R ²	0.1600		0.0129	
男性	1人当たり世帯所得	0.001	0.0053	-5.238 **	2.0617
	年金受給高齢者数				
	1人	-0.039 *	0.0206	-21.861 ***	7.4110
	2人以上	-0.054 **	0.0219	-28.799 ***	7.2788
	サンプルサイズ	889		889	
	Pseudo R ²	0.2127		0.0170	
女性	1人当たり世帯所得	-0.021 **	0.0104	-10.402 ***	3.4916
	年金受給高齢者数				
	1人	0.056 *	0.0310	10.092	9.6399
	2人以上	0.070 **	0.0307	15.108	9.4801
	サンプルサイズ	902		902	
	Pseudo R ²	0.1524		0.0112	

出所：CHIP2013に基づき推定。

注：1. *, **, ***はそれぞれ10%、5%、1%の有意水準を表す。

2. ほかの説明変数：年齢、学歴、健康状態、家庭内統柄、婚姻状況と末子の年齢、の回帰結果は省略する。説明変数の定義は表1を参照。

表 5：高齢者が受給する年金制度の影響

		労働参加		非農業月間労働時間	
		限界効果	標準偏差	限界効果	標準偏差
農村部	1人当たり世帯所得	-0.016 ***	0.0044	-17.361 ***	2.2194
	年金種類：				
	都市従業員基本年金	0.030	0.0194	48.388 ***	10.0205
	居民基本年金	-0.036 ***	0.0091	-0.824	4.0046
	サンプルサイズ	5458		5458	
	Pseudo R ²	0.1250		0.0157	
男性	1人当たり世帯所得	-0.010 **	0.0045	-19.679 ***	2.4422
	年金種類：				
	都市従業員基本年金	0.015	0.0219	32.348 ***	11.4607
	居民基本年金	-0.031 ***	0.0100	-3.380	4.4417
	サンプルサイズ	2932		2932	
	Pseudo R ²	0.1863		0.0117	
女性	1人当たり世帯所得	-0.018 **	0.0085	-13.047 ***	4.1927
	年金種類：				
	都市従業員基本年金	0.051	0.0327	71.829 ***	17.9947
	居民基本年金	-0.045 ***	0.0157	4.155	7.4991
	サンプルサイズ	2526		2526	
	Pseudo R ²	0.0671		0.0143	
都市部	1人当たり世帯所得	-0.009	0.0065	-6.872 ***	1.9006
	年金種類：				
	都市従業員基本年金	0.019	0.0185	-10.193 *	5.7861
	居民基本年金	-0.007	0.0208	-2.671	6.5000
	サンプルサイズ	1791		1791	
	Pseudo R ²	0.1616		0.0129	
男性	1人当たり世帯所得	-3.2*e-4	0.0056	-5.170 **	2.0818
	年金種類：				
	都市従業員基本年金	-0.024	0.0200	-26.310 ***	7.1154
	居民基本年金	-0.079 ***	0.0255	-24.142 ***	7.9829
	サンプルサイズ	889		889	
	Pseudo R ²	0.2210		0.0169	
女性	1人当たり世帯所得	-0.021 **	0.0106	-9.611 ***	3.5297
	年金種類：				
	都市従業員基本年金	0.063 **	0.0303	7.962	9.1742
	居民基本年金	0.063 *	0.0322	20.780 **	10.3241
	サンプルサイズ	902		902	
	Pseudo R ²	0.1519		0.0114	

出所：CHIP2013に基づき推定。

注：1. *, **, ***はそれぞれ10%、5%、1%の有意水準を表す。

2. ほかの説明変数：年齢、学歴、健康状態、家庭内統柄、婚姻状況と末子の年齢の回帰結果は省略する。説明変数の定義は表1を参照。

総体的に影響を受けない。公的年金は「居民基本年金」だけの世帯では農村部の男女現役世帯員とともに抑制効果を与え、都市部に有意な影響を与えない理由は男女に与える抑制効果と促進効果が相殺されると思われる。「都市従業員基本年金」を受給する高齢者がいる世帯は都市部の女性の労働参加を促進するが、他のグループの労働参加の確率には有意な影響を与えなかった。しかし、農村部の男女の非農業月間労働時間に促進効果、都市部の男性に抑制効果を与えた。

表4と表5を同時に見れば、1人当たり世帯所得の増加によって、都市部総体と都市部の男性の労働参加以外のすべてのグループの労働供給は減少する。すなわち、非勤労所得の増加は現役世帯員の労働供給を抑制する。非勤労所得の一部として、高齢者の年金所得も同じく抑制効果を持つだろう。実証分析の結果を見れば、農村部総体、農村部男女別の労働参加と都市部男性の労働参加・非農業月間労働時間に対して、高齢者の年金受給の抑制効果は確認でき、仮説1は支持される。

農村部の労働参加に与える抑制効果については、農村部と都市部の所得格差と年金給付水準の格差が原因として考えられる。都市部の所得は農村部より高く、それに相応して年金の給付水準も高くなる¹³。しかし、王(2019)によれば、農村部の年金給付水準は低いものの、基礎年金には国による補助金の割合が高く、都市部の年金より農村部の年金の収益率(年金保険料の総額と年金給付金の期待値の比率)が高い。農村部の年金給付金の金額は低いが、農村部の低い消費水準を考えると、現役世帯員の労働参加が

抑制されるだろう¹⁴。

一方、農村部の非農業月間労働時間は高齢者の年金受給によって増加する。すなわち、高齢者の年金受給は農村部の非農業労働供給を促進する可能性がある。この結論は仮説2を支持するが、より詳細な分析は4.2で行う。

都市部については、1人当たり世帯所得は総体と男性グループの労働参加に有意な影響を与えなかった。すなわち、都市部、特に都市部の男性に対して非勤労所得が労働供給に与える効果は労働時間に限定される。高齢者の年金受給の影響を見れば、労働時間だけでなく、労働参加にも抑制効果を及ぼす。

都市部については、全体にはあまり有意な影響を与えなかった。その理由は、男性に与える抑制効果と女性に与える促進効果が相殺されたからであろう。都市部女性に対する促進効果は仮説3を支持し、子育てとの関連による詳細な分析は4.3で行う。

4.2 仮説2の検証結果

前項では、農村部の高齢者の年金受給によって現役世帯員の非農業月間労働時間は増加されることが分かった。ここでは、非農業月間労働時間だけではなく、非農業労働参加に対して高齢者の年金受給の影響を検証する。その結果は表6に表す。表6の非農業労働参加の定義は「2013年に非農業労働に参加した経験がある」で、本稿が使用する労働参加の定義とは違いがあることに注意したい¹⁵。

年金を受給する高齢者数については、参照カ

13 国家統計局が公表した2013年の都市部の平均所得は26,467元、農村部の平均所得は9,430元である。年金の給付金は個人口座年金と基礎年金に分かれ、個人口座年金は本人の所得、基礎年金は市町村の平均所得を基準で算出される。そのため、都市部の年金給付水準も農村部より高くなる。

14 2013年の農村部「居民基本年金」の年金額をシミュレーションする。毎年500元の保険金を40年納付する場合、月額=500*40/139(個人口座部分)+60(基礎年金部分)で、年額は約2447元となり、国家統計局が公表した2013年の農村部平均消費水準7409元の約33%に相当する。

15 農村部の現役世帯員では、非農業労働に参加した経験がある人の97.9%が2013年末でも労働に参加していた。カイ2乗検定の有意水準は0.1%である。

表6：農村部における非農業労働参加

全数	限界効果		標準偏差	全数	限界効果		標準偏差
1人当たり世帯所得	0.009	**	0.0037	1人当たり世帯所得	0.006		0.0037
年金受給高齢者数				年金種類			
1人	0.002		0.0080	都市従業員基本年金	0.109	***	0.0265
2人以上	0.021	**	0.0102	居民基本年金	0.001		0.0073
サンプルサイズ		5458		サンプルサイズ		5458	
Pseudo R ²		0.0524		Pseudo R ²		0.0596	
男性				男性			
1人当たり世帯所得	0.009	*	0.0055	1人当たり世帯所得	0.006		0.0056
年金受給高齢者数				年金種類			
1人	0.001		0.0117	都市従業員基本年金	0.104	***	0.0381
2人以上	0.019		0.0148	居民基本年金	0.000		0.0107
サンプルサイズ		2932		サンプルサイズ		2932	
Pseudo R ²		0.0457		Pseudo R ²		0.0508	
女性				女性			
1人当たり世帯所得	0.008	*	0.0047	1人当たり世帯所得	0.005		0.0049
年金受給高齢者数				年金種類			
1人	0.005		0.0107	都市従業員基本年金	0.114	***	0.0364
2人以上	0.023	*	0.0137	居民基本年金	0.003		0.0097
サンプルサイズ		2526		サンプルサイズ		2526	
Pseudo R ²		0.0655		Pseudo R ²		0.0765	

出所：CHIP2013に基づき推定。

注：1. *, **, ***はそれぞれ10%、5%、1%の有意水準を表す。

2. ほかの説明変数：年齢、学歴、健康状態、家庭内統柄、婚姻状況と末子の年齢の回帰結果は省略する。説明変数の定義は表1を参照。

テグリー（年金受給者なし）に比べ、2人以上いる世帯の現役世帯員の非農業労働に参加する確率は、全体で2.1%、女性で2.3%増加する。年金種類については、「居民基本年金」は有意な影響を与えなかったが、「都市従業員基本年金」は全体で10.9%、男性で10.4%、女性で11.4%増加する。この結果は表4と表5の非農業月間労働時間の結果と一致し、仮説2を支持する。

「都市従業員基本年金」の高い促進効果と比

べ、「居民基本年金」は有意な影響を与えなかった。その理由として、農村部を対象とした「居民基本年金」の給付水準が低いことが考えられる。そして、高齢者の年金受給が非農業就業に与える促進効果は男性より女性のほうが高い。

労働参加することは必ずしも非農業労働に従事することを意味しない。農業労働に従事する可能性は否定できない。農村部では、高齢者の年金受給は非農業労働参加を促進し（表6で検証）、総体の労働参加を抑制する（表4

と表5で検証)。すなわち、高齢者の年金受給は主に現役世帯員の農業労働の参加を抑制し、非農業労働の参加を促進するだろう。この結果はArdington et al. (2009) とPosel et al. (2006) の研究と一致する。

データの制約上、本稿では農村部の現役世帯員が高齢者の年金を初期資金として出稼ぎ就業することを表す指標は得られないが、短距離の労働移動として、郷・鎮範囲内の非農業労働への促進効果を検証した。特に、女性に対して促進効果が大きく、公的年金のような有効な支援策があれば、農村部女性の労働供給が増えるだろう。

4.3 仮説3の検証結果

4.1では高齢者の年金受給によって都市部の女性だけについて労働参加の確率と労働時間が増加することを示された。その原因として、高齢者による子育て支援が考えられる。年金を受給することによって高齢者自身が働く必要性が減り余暇時間が増える。この余暇時間を利用して、孫の子育てを支援し、娘を子育てから解放するかもしれない。この子育て支援効果を分析するため、サンプルを末子の年齢によって分け、農村部と都市部を分けて男女別の比較を行う。高齢者が自分の余暇時間を利用するため、主に高齢者の人数の影響を分析する。その結果は表7に表す¹⁶。

15歳以下の子供がいないグループについては、農村部では年金受給高齢者が2人以上の世帯の現役男性の労働参加の確率は7.1%、非農業月間労働時間は22.3時間、現役女性の労働参加の確率は6.8%減少する。これに対して、都市部では年金受給高齢者が1人の世帯の現役男性の労働参加の確率は9.4%減少し、2人以上

の世帯の現役男性の労働参加の確率は14.4%、労働時間は39.5時間減少するが、現役女性には有意な影響を与えなかった。

末子の年齢が0-6歳のグループについては、農村部には年金受給高齢者が2人以上の世帯の現役男性だけが労働参加の確率は8.8%減少する。都市部では年金受給高齢者の人数と関係なく、年金受給高齢者がいれば現役男性の労働時間は約41時間減少し、現役女性では逆に約40時間増加する。都市部の労働参加に関して、現役女性は年金受給高齢者数によって、労働参加の確率が16.5%と19.3%増加する。

末子の年齢が7-15歳のグループについては、農村部には年金受給高齢者が2人以上の世帯の現役男性の労働参加の確率が3.9%減少し、現役女性の労働時間が28.3%時間増加する。都市部には年金受給高齢者が1人の世帯の現役男性の労働時間が17.7%時間減少する。

表7を見れば、子供がいない世帯という世帯、農村部と都市部、男性と女性の間で高齢者の年金受給の影響は異なることが分かる。高齢者の年金受給は末子が0-6歳の都市部女性と末子が7-15歳の農村部女性の労働供給に促進効果を与える。仮説3は支持されるものの、特定のグループに限定される。

都市部の女性の結果を見れば、末子の年齢が0-6歳のグループの労働参加の確率と労働時間は高齢者の年金受給によって大きく促進される。これに対して、高齢者の年金受給は15歳以下の子供がいない世帯と末子の年齢が7-15歳の世帯の女性の労働供給には有意な影響を与えなかった。

程 (2014) と張他 (2014) によれば、年金受給によって高齢者自身の労働供給は抑制される。すなわち、年金受給者の余暇時間は非受給者より多く、年金受給者の数が増えたと、子育てに支援できる時間も増加する。これによって、母親が子育てに費やす時間は減り、労働供給は増加するだろう。

しかし、なぜ0-6歳の子供だけに成立するか。0-6歳の子供はまだ乳児や園児の時期で

16 理想的には、中国の入園・入学年齢を考慮して末子の年齢で0-2歳(乳児)、3-6歳(園児)、7-12歳(小学生)と13-15歳(中学生)に分けるべきであろうが、サンプルサイズの制限上0-6歳(学齢前)と7-15歳(学齢)に分ける。

表7：育児に対する年金受給高齢者数の影響

		労働参加		非農業月間労働時間	
		限界効果	標準偏差	限界効果	標準偏差
子供なし					
農村：男	1人当たり世帯所得	-0.009	0.0070	-14.438	*** 3.3958
	年金受給高齢者数				
	1人	-0.011	0.0194	-5.524	8.1624
	2人以上	-0.071	*** 0.0265	-22.281	** 10.0188
	サンプルサイズ		1305		1305
	Pseudo R ²		0.1708		0.0129
農村：女	1人当たり世帯所得	-0.005	0.0117	-7.1631	5.5208
	年金受給高齢者数				
	1人	-0.038	0.0275	2.552	13.5868
	2人以上	-0.068	** 0.0348	18.200	16.5543
	サンプルサイズ		954		954
	Pseudo R ²		0.1084		0.0137
都市：男	1人当たり世帯所得	0.005	0.0083	-6.459	** 3.0460
	年金受給高齢者数				
	1人	-0.094	*** 0.0342	-17.270	13.2618
	2人以上	-0.144	*** 0.0389	-39.531	*** 13.9833
	サンプルサイズ		420		420
	Pseudo R ²		0.2068		0.0171
都市：女	1人当たり世帯所得	-0.057	*** 0.0172	-18.052	*** 6.3502
	年金受給高齢者数				
	1人	0.048	0.0494	12.849	16.3586
	2人以上	0.042	0.0528	12.057	17.6500
	サンプルサイズ		392		392
	Pseudo R ²		0.1691		0.0165
末子が0-6歳					
農村：男	1人当たり世帯所得	-0.008	0.0085	-20.195	*** 4.8300
	年金受給高齢者数				
	1人	0.002	0.0115	9.878	8.3658
	2人以上	-0.088	*** 0.0280	5.920	10.0230
	サンプルサイズ		719		719
	Pseudo R ²		0.1761		0.0085
農村：女	1人当たり世帯所得	-0.030	0.0204	-9.985	10.0368
	年金受給高齢者数				
	1人	-0.015	0.0363	18.064	17.2310
	2人以上	-0.032	0.0443	32.309	20.0150
	サンプルサイズ		691		691
	Pseudo R ²		0.0128		0.0131

都市：男	1人当たり世帯所得	-0.012	0.0164	-4.815	4.2077
	年金受給高齢者数				
	1人	0.021	0.0463	-41.130	*** 13.4190
	2人以上	0.023	0.0412	-41.297	*** 12.2273
	サンプルサイズ		156		182
	Pseudo R ²		0.2818		0.0112
都市：女	1人当たり世帯所得	0.106	** 0.0468	8.4989	8.0052
	年金受給高齢者数				
	1人	0.165	** 0.0806	40.704	* 23.1352
	2人以上	0.193	*** 0.0734	39.220	* 20.6432
	サンプルサイズ		199		199
	Pseudo R ²		0.1426		0.0065
末子が7－15歳					
農村：男	1人当たり世帯所得	-0.017	* 0.0091	-31.060	*** 5.5027
	年金受給高齢者数				
	1人	-0.007	0.0158	6.000	8.3893
	2人以上	-0.039	* 0.0209	-2.098	9.4427
	サンプルサイズ		908		908
	Pseudo R ²		0.1987		0.0122
農村：女	1人当たり世帯所得	-0.029	* 0.0169	-20.984	** 8.6710
	年金受給高齢者数				
	1人	-0.032	0.0265	-15.289	12.6467
	2人以上	-0.016	0.0311	28.283	* 14.5311
	サンプルサイズ		881		881
	Pseudo R ²		0.0700		0.0165
都市：男	1人当たり世帯所得	-0.008	0.0120	-4.821	4.3050
	年金受給高齢者数				
	1人	0.005	0.0324	-17.743	* 10.0663
	2人以上	0.042	0.0256	-9.175	9.2977
	サンプルサイズ		287		287
	Pseudo R ²		0.2968		0.0215
都市：女	1人当たり世帯所得	-0.002	0.0126	-12.253	*** 4.6163
	年金受給高齢者数				
	1人	0.006	0.0402	-11.725	13.2868
	2人以上	0.018	0.0368	0.289	12.2439
	サンプルサイズ		311		311
	Pseudo R ²		0.1164		0.0087

出所：CHIP2013に基づき推定。

注：1. *, **, ***はそれぞれ10%、5%、1%の有意水準を表す。

2. ほかの説明変数：年齢、学歴、健康状態、家庭内統柄、婚姻状況と1人当たり世帯所得、の回帰結果は省略する。説明変数の定義は表1を参照。

ある。「3歳児神話」のように子供がまだ乳児の場合は成人による世話の必要性が高い。そして、幼稚園に入園しても、世話の一部は幼稚園が負担することになるが、登園の際の付き添いや、日常の世話はまだ必要である。しかし子供が7歳になると、小学校に入校し、世話の必要性も下がる。

有年金の高齢者は労働供給が減り、その分余暇時間と非勤労所得が増え、余暇時間を利用して孫を世話する、または年金を利用して孫が幼稚園に通う費用を金銭的に援助する。また両方同時に援助する可能性もあるだろう。子育ての援助を受ける女性は育児から解放され、労働参加の確率と労働時間が同時に促進されるだろう。

農村部女性の場合、末子の年齢が0-6歳のグループには有意な影響を受けないが、7歳以上のグループには促進効果を受ける。都市部女性と影響が異なる理由は3つ考えられる。第1に、農村部では伝統が強く、女性が子育てをすべて負担する。第2に、農村部では一人っ子政策の優遇措置で現役世帯員には姉妹があることが多く、それに対応して孫の数も多い。そのため、高齢者の支援は軽くなる。第3に、農村部では幼稚園の数が圧倒的に不足し、子供が学齢に達するまでは女性の子育て負担は減らない¹⁷。他方、子供が小学校に入校できる7歳になると、農村部女性は仮説2の影響を受け、高齢者の年金受給によって非農業労働に参加するだろう。

おわりに

本稿は高齢者の年金受給が現役世帯員の労働供給に影響を与えることを検証した。実証分析の結果、3つの仮説はおおむね支持された。

3つの仮説の検証結果をまとめる。第1に、

高齢者の年金所得が多い（年金受給者が2人以上または「都市従業員基本年金」を受給する）ほど、現役世帯員に対する労働供給抑制効果は大きい。第2に、労働供給抑制効果は主に農村部の農業労働の参加と都市部男性に対し影響を及ぼす。第3に、高齢者の年金受給は農村部の現役世帯員の非農業労働の供給を促進し、男性より女性が受ける影響は大きい。第4に、高齢者の年金受給は現役女性の労働供給を促進し、この促進効果は末子の年齢が0-6歳の都市部女性と末子の年齢が7-15歳の農村部女性に限定する。

以上の結果からいくつかの含意が得られる。第1に、高齢者の年金受給が労働市場の供給に与える影響を分析する時、高齢者自身への影響だけでなく、現役世帯員への影響も含めて総合的に分析する必要がある。第2に、高齢者の年金受給は農村部の現役世帯員の非農業部門への労働供給を大幅に促進するので、農村部の年金水準が上がることで農村部の福祉水準の上昇だけでなく、農村部から移動する現役世帯員の労働力も期待できる。

第3に、高齢者の労働供給に依存して労働不足問題を解決しようとする際には、高齢者の年金受給による子育て支援で現役女性の就業支援効果を見逃してはならない。幼稚園や保育園の充実や、スクールバスの普及など、学齢前児童の育てを社会的に支援できる環境が整備されていないと、高齢者の労働供給増加は逆に女性の労働供給を減少し、最悪の場合出生率の減少を誘導する可能性がある。第4に、農村部の女性に対しての、高齢者の年金受給による労働供給促進効果は弱い。農村部の経済発展とともに、子育て支援のために幼稚園や保育園を農村部に普及する必要がある。

本稿の分析にはいくつかの問題が存在する。一番大きな問題はCHIPデータ自体の制約で、高齢者の具体的な年金額の情報がない。そして、高齢者が現役世帯員へ支援するために支出する年金の額もわからない。またCHIPデータの調査対象は同居世帯なので、高齢者と現役世帯員

17 中国教育部が公表した2013年の都市部の幼稚園数は約13万、農村部の幼稚園数は約7万であり、都市・農村間の格差が大きい。

が別居している場合の分析はできない。

それ以外にも、本稿使用するデータはクロスセクションデータのため、各変数の内生性問題の回避は難しく、年金受給と現役世帯員の労働供給の相関性は検証されたものの因果関係の検証はできない。特に、年金受給は長期的に現役世帯員の非勤労所得を変化させるため、将来の労働供給にも影響するだろう。パネルデータを利用できるなら、動学的な分析によって、これらの問題が解決できるだろう。

(おう い・法政大学経済学研究科)

文献目録

〔日本語文献〕

- 有沢広己 (1956)「賃金構造と経済構造—低賃金の意義と背景」中山伊知郎編『賃金基本調査』東洋経済新報社、40-57。
- 王威 (2019)「中国農民工の年金加入に関する要因分析—「都市従業員養老保険」と「新型農村養老保険」の選択」『中国经济経営研究』第3巻第2号、37-54、12月。
- 姜波・佐々木正美・八重樫牧子・徐祖瓊・石川瞭子 (2002)「岡山・上海・大連における子育てに関する比較考察」『川崎医療福祉学会誌』第12巻第2号、197-208。
- 清家篤 (2010)「高齢者の労働供給に関する分析をめぐって」『日本労働研究雑誌』第52巻第7号、64-68、7月。
- 清家篤・馬欣欣 (2008)「男性高齢者の就業決定の規定要因とその変化:1980~2004」、『高齢者の就業実態に関する研究—高齢者の就労促進に関する研究中間報告』JILPT労働政策研究報告書No.100、(独立行政法人)労働政策研究・研修機構(編)、労働政策研究・研修機構出版、16-65、4月。
- 馬欣欣 (2009)「中国都市部における既婚女性の労働供給の規定要因—1995年、2002年中国都市家計調査に基づいて」『アジア研究』第55巻第3号、35-54、7月。
- 南亮進・馬欣欣 (2009)「中国経済の転換点—日本との比較」『アジア経済』第55巻第12号、

2-20、12月。

〔中国語文献〕

- 蔡昉・王美艶 (2007)「農村労働力剰余及其相關事實的重新考察—一個反設事實法の応用」『中国農村経済』第10期、4-12、10月。
- 程傑 (2014)「養老保障の労働供給効応」『経済研究』第10期、60-73、10月。
- 鄭真真 (2017)「兼顧与分担: 婦女育兒時間及家人影響」『労働経済研究』第5期、3-17、5月。
- 国家統計局 (2020)「2019年農民工観測調査報告」, http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202004/t20200430_1742724.html、2021年4月確認。
- 侯風雲 (2004)「中国農村労働力剰余規模估計及外流規模影響因素の実証分析」『中国農村経済』第3期、13-21、3月。
- 黄娟娟 (2020)「0-3歳嬰幼兒家庭育兒の現状、需求及对策建議」『上海教育科研』第12期、44-48、12月。
- 蔣詩・趙桂艶・任妍 (2016)「“啃老”行為影響的經濟学分析」『経済研究導刊』第2期、121-122、1月。
- 馬書紅 (2014)「“啃老族”形成的社会文化動因」『経済研究導刊』第35期、226-228、12月。
- 龐麗華 (2001)「多層次分析方法在人口遷移研究中的応用: 省際労働力遷移的多層次分析」『中国農村観察』第2期、11-17、2月。
- 人力資源和社会保障部 (2014)「2013年度人的資源和社会保障事業發展統計公報」, http://www.mohrss.gov.cn/SYrlzyhshbzb/dongtaixinwen/buneiyaowen/201405/t20140528_131110.html、2021年9月確認。
- 汪三貴・王彩玲 (2015)「交通基礎設施的可獲得性与貧困村労働力遷移—来自貧困村農戶的証拠」『労働経済研究』第6期、22-37、6月。
- 徐安琪 (2004)「孩子的經濟成本: 転形期的結構变化和優化」『青年研究』第12期、1-8、

- 12月。
- 張川川·J. Giles·趙耀輝 (2014)「新型農村社會養老保險政策效果評估-收入、貧困、消費、主觀福利和勞働供給」『經濟學 (季刊)』第 1 期、203-230、1 月。
- 朱欣樂·丁志國 (2013)「農民外出打工偏好分析-基於影響因素和地點偏好視角」『農業技術經濟』第12期、15-24、12月。
- [英語文獻]
- Ardington, C., A. Case, and V. Hosegood (2009) "Labor supply responses to large social transfers: longitudinal evidence from South Africa," *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 1 No. 1, pp.22-48, Jan.
- Ben-Porath, Y. (1973) "Labor-force participation rates and the supply of labor," *Journal of Political Economy*, Vol. 83 No. 3, pp.697-704, May.
- Börsch-Supan, A. (2000) "Incentive effects of social security on labor force participation: evidence in Germany and across Europe," *Journal of Public Economics*, Vol. 78 No. 1-2, pp.25-49, Oct.
- Boskin, M. J. (1977) "Social security and retirement decisions," *Economic Inquiry*, Vol. 15 No. 1, pp.1-25, Jan.
- Chiappori, P. A. (1988) "Rational household labor supply," *Journal of the Econometric Society*, Vol. 56 No. 1, pp.63-90, Jan.
- Connelly, R. (1992) "The effect of child care costs on married women's labor force participation," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 74 No. 1, pp.83-90, Feb.
- de Carvalho Filho, I. E. (2008) "Old-age benefits and retirement decisions of rural elderly in Brazil," *Journal of Development Economics*, Vol. 86 No. 1, pp.129-146, Apr.
- Douglas, P. H. (1934) *The theory of wages*, New York, MacMillan Publishers.
- Juarez, L. (2007) "The effect of an old-age demogrant on the labor supply and time use of the elderly and non-elderly in Mexico," *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, Vol. 10 No. 1, published online, Jun.
- Kaushal, N. (2014) "How public pension affects elderly labor supply and well-being: evidence from India," *World Development*, Vol. 56, pp.214-225, Apr.
- Ma, X. (2020) "The impact of the new rural pension scheme on labor supply of intra-household prime-age adults in rural China," *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, Vol. 18 No. 1, pp.51-72, Jan.
- Minami, R. and Xinxin, M. (2010) "The Lewis turning point of Chinese economy: Comparison with Japanese experience," *China Economic Journal*, Vol. 3 No.2, pp. 163-179, Sep.
- Mincer, J. (1962) "Labor force participation of married woman: A study of labor supply," Universities-National Bureau Committee for Economic Research, *Aspects of Labor Economics*, New Jersey, Princeton University Press, pp.63-105.
- (1974) *Schooling, experience, and earnings. Human behavior & social institutions No.2*, New York, Columbia University Press.
- Oshio, T., A. S. Oishi, and S. Shimizutani (2009) "Social security reforms and labour force participation of the elderly in Japan," *The Japanese Economic Review*, Vol. 62 No. 2, pp.248-271, Jun.
- Posel, D., J. A. Fairburn, and F. Lund (2006) "Labour migration and households: a reconsideration of the effects of the social

- pension on labour supply in South Africa,”
Economic Modelling, Vol. 23 No. 5,
pp.836-853, Sep.
- Ranchhod, V. (2006) “The effect of the South
African old age pension on labour supply
of the elderly,” *South African Journal of
Economics*, Vol. 74 No.4, pp.725-744,
Dec.
- Rodriguez, E. R., and E. R. Tiongson (2001)
“Temporary migration overseas and
household labor supply: evidence from
urban Philippines,” *International Migration
Review*, Vol.35 No. 3, pp.709-725, Sep.
- Samwick, A. A. (1998) “New evidence on
pensions, social security, and the timing of
retirement,” *Journal of Public Economics*,
Vol. 70 No. 2, pp.207-236, Nov.
- Todaro, M. P. (1971) “Education and rural-
urban migration: Theoretical constructs
and empirical evidence from Kenya,” *In
Conference on Urban Unemployment in
Africa, Institute for Development Studies*,
Brighton, University of Sussex.
- (1980) “Internal migration in developing
countries: A survey,” Easterlin, R. A.
(Ed.), *Population and Economic Change in
Developing Countries*, Chicago, University
of Chicago Press, pp. 361-402.
- Vere, J. P. (2011) “Social security and
elderly labor supply: evidence from the
Health and Retirement Study,” *Labour
Economics*, Vol. 18 No. 5, pp.676-686,
Oct.

The impact of public pension on the labor supply of working-age intra-household members in China: An empirical study based on CHIP 2013

Wei Wang

Keywords: China, Labor supply, Public pension

JEL Classification Numbers: J22, I38

Using data from the Chinese Household Income Project survey of 2013, we conducted an empirical study to investigate the impact of public pension on the labor supply of working-age intra-household members in China and tested three hypotheses on the issue. The conclusions drawn were as follows. First, public pension reduces the supply of working-age labor. Second, public pension has a significant negative impact on the labor supply of urban male residents and the probability of rural residents' participation in agricultural work. Third, public pension positively affects the labor supply of working-age laborers participating in non-agricultural work; the positive effect is greater for women than for men. Fourth, public pension positively affects the labor supply of urban women with preschool children aged 0–6 years. The results suggest that the effects of public pension must be evaluated from multiple perspectives.