

新型農村社会養老保険が中国農村中高 齢者の労働参加に与える影響 —CHIPsデータに基づく実証研究*—

王 威
 馬 欣欣

1. はじめに

中国では、高度経済成長とともに高齢化問題が深刻化している。中国人口センサスによれば、60歳以上人口の割合は、2000年の10.46%から2010年の13.32%、さらに2020年の18.70%へと上昇した¹⁾。その主な要因としては、1979年以降実施された一人っ子政策が挙げられる。少子高齢化の進展とともに、高成長を支えた豊富な労働力が減少し、余剰労働力が多い人口ボーナスから労働力不足の人口オナスとなりつつある。今後、労働力不足は、中国経済が直面する大きな問題となる。

高齢化社会対策の1つとして、公的年金制度が実施されている。1990年以降、公的年金制度が改革されたが、公的年金制度は、戸籍制度によって異なる²⁾。1980年代から、農村戸籍者を対象とした「農村社会養老保険」

* 本研究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。2022年中国経済経営学会で日本大学・村上直樹教授から多くの有益なコメントを頂いた。また法政大学・牧野文夫教授から有益なご助言いただいた。記して感謝の意を表したい。

1) 65歳以上人口割合は2000年の7.10%から2010年の8.92%に、2020年にはさらに13.50%まで上昇した。

(以下では「旧農保」と略称)が、選定された地域(「実験地域」)に施行された。その経験を踏まえて、2009年中国政府は、全農村地域で新たな公的年金制度すなわち「新型農村社会養老保険」(以下では「新農保」と略称)を施行し始めた。その後、政府は「新農保」への加入を促進し、制度実施の範囲は拡大し、加入者数が増えてきた。

公的年金制度は高齢者の生活を保障する役割を果たす一方で、年金受給は労働供給を抑制し、長期的視点から見ると、公的年金は経済成長にマイナスの影響を与えることが議論されている。Samwick(1998), Vere(2011), Oshio, Oshio, and Shimizutani(2009), Börsch-Supan(2000), Ranchhod(2006), de Carvalho Filho(2008), 清家・馬(2008)およびKaushal(2014)は、先進国(米国, 日本など)を対象とした実証研究を行い、年金受給は高齢者の労働供給を抑制すると指摘している。

公的年金制度はどのように中国中高齢者の労働供給に影響を与えるのか。本稿の研究対象である「新農保」の労働供給効果に関して、程(2014), 張(2015), 劉・鐘・王(2016), 劉(2017)およびMa(2018a)は、「新農保」が高齢者の労働供給を抑制することを示している。一方、張・Giles・趙(2014), 解(2015)およびNing et al.(2016)は、「新農保」が高齢者の労働供給に与える影響は、統計的に有意ではないと指摘している。これらの分析結果が異なる理由としては、用いるデータの種類, データがカバーする地域の範囲, 分析時期, および分析方法が異なることにあると考えられる。

本稿の主な貢献としては、第1に、本研究は、初めて全国を代表する中国国家計所得調査(Chinese Household Income Project Survey: CHIPS)データを活用し、準自然実験の手法(Difference in Difference: DID法)を用い、

2) 中国の公的年金改革の詳細に関しては、Ma(2021a), Zhan and Jia(2021)を参照されたい。中国では、戸籍制度によって加入できる年金制度は異なる。具体的には、農村戸籍者は主に「新農保」、都市戸籍者は「都市従業員基本年金」または「都市住民基本年金」に加入する。現在、戸籍制度の制限緩和によって農村戸籍者も「都市従業員基本年金」に加入できるが、その割合は低い。

「新農保」の加入が農村中高齢者の労働参加に与える影響を分析する。新たなデータおよびより厳密な分析モデルを用いることにより、「新農保」の労働供給効果に関する因果関係を解明する。第2に、研究対象は農村に居住する農村戸籍者（農村住民）、および農村戸籍を有する出稼ぎ労働者（以下では、「農民工」と略称）の両方を含む³⁾。第3に、「新農保」による年金受給年齢の規定を活用し、年金の期待効果および実際効果を分析する⁴⁾。これらの分析結果により、この課題に関する新たなエビデンスを提供できる。

本稿の構成は以下のとおりである。次節では、先行文献をサーベイしたうえで、仮説を設定する。第3節では仮説検証の分析方法を説明する。第4節では、計量分析の結果を考察する。最後に、実証研究から得られた結論および政策示唆をまとめる。

2. 先行研究のサーベイと仮説設定

2.1 先行研究のサーベイ

労働供給に関する個人の主体均衡モデルによると、個々の労働者は、予算制約と個人余暇（就業）選好のもとで効用を最大化することによって、労働供給を決定する。市場賃金率が上昇する場合、代替効果または所得効果を通じて労働供給に影響する。また、余暇が上級財であり、他の要因（個人の余暇選好など）が一定であれば、非勤労所得が増加すると、労働供給は減少する。年金受給は高齢者の非勤労所得となるため、公的年金は高齢者の労働供給を抑制する効果を持つと考えられる。

3) 戸籍登録地で就業する農民工は現地農民工、戸籍登録地以外の地域で就業する農民工は出稼ぎ農民工と呼ぶ。本稿の農民工は後者の出稼ぎ農民工のみを指す。出稼ぎ農民工は、都市で就業し生活するが、戸籍は依然として農村戸籍であるため、「新農保」に加入する割合は高い（Zhan and Jia, 2021）。

4) 劉(2017)と程(2014)は、年金加入は労働供給を促進する効果を持つが、年金受給は労働供給を抑制する効果を持つことを示している。

先進国を対象とした実証研究に関しては、清家・馬（2008）、清家（2010）は日本の高齢者の労働供給の抑制要因としては年金受給が最も重要な要因であることを指摘している。

Boskin（1977）は、アメリカの5,000世帯を対象とした1968年から1972年までの5年間のパネルデータを用いて実証研究を行い、年金受給が非勤労所得としてアメリカ高齢者の労働供給にマイナスの影響を与えることを示している。

Samwick（1998）は、アメリカの1983年Survey of Consumer Finances（SCF）と1992年Health and Retirement Study（HRS）のデータを用い、年金受給額が定年退職時期の選択に与える影響を分析し、年金受給額が高い（上位10%）グループでは、定年退職年齢のピークは55歳と60歳であり、平均定年退職年齢より低いことを明らかにしている。一方、年金受給額が低い（下位10%）グループでは、高齢者の就業確率が高く、定年退職年齢は平均年齢よりはるかに高いことを示している。

Vere（2011）は、HRS（1992-2006）データを用い、年金受給が高齢者の労働時間に与える影響を分析し、年金額がわずかに減少しても、単身、高卒以下の低学歴者の週間労働時間は大幅に増加することを示している。また、年金受給額の変化が高齢者の定年時期の選択に大きな影響を与えることを指摘している。

Oshio et al.（2009）は、日本に年金制度の改革が高齢者の定年退職選択に与える影響を分析し、年金受給額の増減による効果に関するシミュレーションを行い、年金受給額が減少すると高齢者の退職年齢は高くなり、労働供給が増加することを示している。

中国以外の発展途上国を研究対象とした実証研究に関しては、Bertrand et al.（2003）は、南アフリカを対象とし、年金受給が労働供給に与える影響を分析し、年金受給開始年齢（女性は60歳、男性は65歳）に達した後、高齢者の労働時間は急に減少すると指摘している。

同じ南アフリカを対象としたRanchhod（2006）は、年金受給者の労働供

給は大幅に減少し、また年金受給者が就業する場合、労働時間を調整できる仕事を選択する可能性が高いと述べている。

de Carvalho Filho (2008) は、ブラジルで1991年に施行した年金制度の効果を分析し、年金受給が高齢者の就業確率を38%、週間労働時間を22.5時間減少させる効果を持つことを示している。

Kaushal (2014) によれば、インドの公的年金の拡大によって、年金受給者およびまだ年金を受給していない中高齢者の両方の労働供給が減少する傾向があり、特に低学歴の男性グループでその抑制効果が高い。

本稿に関連する中国の「新農保」を対象とした実証研究に関しては、以下の3つの効果が示されている。

第1に、多くの先行研究は、抑制効果が存在すると指摘している。たとえば、張(2015)は、2011年中国健康と退職パネル調査(China Health and Retirement Longitudinal Study: CHARLS)のデータを用い、「新農保」の年金受給が高齢者の労働供給を抑制する効果を持ち、健康状態が悪い高齢者ではその抑制効果がより大きいことを指摘している。

劉・その他(2016)は、2011年に中国農業部が実施した農村調査データを用い、「新農保」の加入は高齢者の労働参加に有意な影響を与えないが、非加入者に比べて、加入者の労働時間が短いと指摘している。また、労働時間の抑制効果は、西部地域において東部地域より大きいことを示している。

Ma (2018a) は、2000-2011年中国健康と栄養調査(Chinese Health and Nutrition Survey: CHNS)のパネルデータを活用し、Difference in Difference (DID)法を用い、「新農保」が農村高齢者の労働供給に与える影響を分析し、「新農保」が高齢者の労働供給を抑制し、この抑制効果は制度実施の経過年とともに小さくなり、またその効果は西部地域において東部地域より大きいことを明示している。

第2に、年金には労働供給を促進する効果があり、さらにその効果は、年金変数の類型(例えば、年金加入、年金受給、年金受給額など)、また労

働供給の類型（例えば、農業就業、非農就業など）によって異なることが報告されている。

たとえば、劉（2017）は、2013年CHARLSデータを用い、年金加入と年金受給の2つ指標を農村年金の代理指標として使用し、前者は労働参加および労働時間を増加する効果を持つが、後者は抑制する効果を持つと指摘している。程（2014）は、2011年に四川省成都市の農村部を対象にアンケート調査を行い、異なる年金制度が高齢者の労働供給に与える影響を分析し、「新農保」に加入する場合、非農業就業の確率は6.0%下がるが、農業就業の確率は7.0%高くなり、また総労働参加率は4.9%高くなることを指摘している。

第3に、「新農保」は高齢者の労働供給に有意な影響を与えていないことも指摘されている。たとえば、張・その他（2014）は、2011年CHARLSデータを用いた分析結果により、「新農保」が高齢者の労働供給に有意な影響を与えないことを示している。2008年CHARLSデータおよび2012年CHARLSデータを用いた解（2015）、2011年CHARLSデータおよび2013年CHARLSデータを用いたNing et al.（2016）は、張・その他（2014）と類似する結論を得ている。

中国以外の先進国および発展途上国を対象とした実証研究では、年金が高齢者の労働供給を抑制する効果を持つことが示されている。しかし、中国を対象とした実証研究の結果では、年金効果は必ずしも一致していない。その主な原因は、用いるデータや分析モデルなどが異なることにあると考えられる。これまでの中国を対象とした先行研究は、個別地域を対象とした独自の調査データ、CHARLSデータとCHNSデータを用いて分析したものである。新たなデータおよびより厳密な分析モデルを用い、「新農保」の労働供給効果を再検証する必要がある。そこで、本稿では、CHIPsデータを活用し、準自然実験としてのDID法を用い、この課題に関する新たなエビデンスを提供する。

2.2 仮説設定

かつて農村地域では、「旧農保」制度が存在していたが、その保障水準は低く、加入率は低かった⁵⁾。そこで2009年に中国政府は「新農保」制度を導入し、その普及を促進した。しかし、「新農保」の実施には、様々な問題が存在した。たとえば、「新農保」の年金給付水準は依然として低く、また年金給付額の地域間の差が大きい⁶⁾。

本稿では、新古典派経済学における労働供給理論、この分野の先行研究、および「新農保」の実施状況を考慮し、以下のような4つの仮説を設定して検証する。

【仮説1】「新農保」は高齢者の労働参加を抑制する。

主体均衡労働供給モデルによれば、個人の労働供給は主に予算制約と個人余暇選好によって決定される。また、他の要因が一定であれば、非勤労所得が高くなると、労働供給が減少する。年金所得は、高齢者の非勤労所得の一部となる。年金受給によって予算制約線が変化し、個人の余暇時間を増やし、労働時間を減らす可能性がある。すなわち、年金受給は労働供給のコナー解を導出する可能性を増やし、個人が就業しないことを選択すると考えられる。「新農保」の加入者は60歳になると、年金を受給し、非勤労所得が増加する。したがって「新農保」は高齢者の労働参加を抑制する効果を持つと考えられる。

【仮説2】年金受給の期待効果によって、「新農保」は中年齢者の労働参加を抑制する。

5) 「旧農保」と「新農保」の比較に関しては、附表1を参照されたい。

6) 「新農保」は全国統一な公的年金制度であるが、年金基金は中央政府補助金、地方政府補助金、および個人年金保険料の3つによって構成される。地方財政状況によって年金基金補助金が異なり、年金給付額における地域間の格差が生じている。

「新農保」によると、2009年時点の年齢（60歳以上あるいは60歳未満）によって、年金加入と受給の内容が異なる。たとえば、2009年に、年金受給の開始年齢60歳に達した高齢者（60歳以上の高齢者）の場合、同世帯の成人家族（高齢者の子供）が「新農保」に加入している場合、保険料の納付が免除され、2009年から年金を受給できる⁷⁾。他方、50歳代の中年年齢者に関しては、年金保険料を納付することによって「新農保」に加入することが可能である。現時点では年金を受給できないが、60歳以降に年金を受給できる⁸⁾。

中国政府は「新農保」の普及を促進するため、毎年補助金を増額し、年金給付を増額している。しかし年金給付の増加幅は地域によって異なり、経済発展レベルが高い地域で大きい⁹⁾。経済成長とともに、中年年齢者が「新農保」の受給額の上昇を期待すると、年金加入はその労働参加に対し負の影響を与えると考えられる。本稿では、年金受給の期待効果によって「新農保」は50歳代の中年年齢者の労働参加を抑制し、労働市場からの早期退出を誘発する可能性が存在すると推測している。

【仮説3】「新農保」が農民工の労働参加に与える影響は小さい。

「新農保」は、農村に居住する農村戸籍者を対象として設定したものである。平均所得・消費水準は、農村住民の方が都市住民より低いため、「新農保」の保険料は低い水準に設定されたが、それに応じて「新農保」の年金受給額も低い。大多数の農民工は都市で生活しているが、「都市従業員基本

7) 制度移行のコストとして、政府は財政から補助金を提供する。しかし、個人口座はゼロであるため、基礎年金だけが給付される。

8) 保険料の追納によって15年の納付期限を満たさない高齢者も「新農保」の年金を受給できる。

9) たとえば、人力資源和社会保障部が毎年発表する「新農保」の改正報告によると、先進地域の代表といえる北京市では、「新農保」基礎年金の月額額は2009年の280元から2021年の850元までおよそ3倍上昇した。これに対し、後進地域である四川省では、2009年の60元から2020年の105元への1.8倍の増額にとどまった。そのため、北京市と四川省の間の給付額の格差は拡大した。

年金」には加入できず、「新農保」に加入している（王,2019;Zhan and Jia, 2021）。

中国では、都市と農村間の所得・消費格差が大きい。国家統計局のデータ（国家統計局, 2020）によると、2019年の都市の1人当たり世帯可処分所得は、農村の2.64倍となっている。生活コスト・消費水準も、都市の方が農村より高い。とくに2000年以降、都市不動産価格が高騰しているため、農村自宅を離れる農民工は、都市で高い家賃を負担する必要がある。

「新農保」から受給できる年金額は、農村地域居住者の生活の一部を支えることが可能であるが、その受給額は都市生活の最低水準（生存水準）より低いいため、都市生活を維持できないと考えられる¹⁰⁾。農民工は、都市生活を維持するために、60歳を超えても就業し続ける可能性が高い。したがって、「新農保」は農民工の労働参加への影響が小さいと推測している。

【仮説4】「新農保」の労働参加の抑制効果は地域（東部・中部・西部）に応じて異なる。

中国では、改革開放初期（1980年代）に「先富論」が提唱され、東部地域を優先に発展させる地域発展政策が実施された。その結果、現在では経済発展のレベル、所得および生活水準の地域間格差が大きい。そのため、公的年金が労働供給に与える影響には、地域によって異なると考えられる。劉・その他（2016）とMa（2018a）は、「新農保」の労働供給抑制効果は東部・中部・西部の順で大きくなることを指摘している。その理由は、平均所得水準が西部地域の方が東部・中部地域より低いため、年金の所得代替率は西部地域で相対的に高いからである（所得代替率効果）。

また、「新農保」の年金給付額には、地域間の格差も存在している。「新農保」は全国統一の制度として設計されたが、地方政府は補助金を提供し、

10) たとえば、2013年北京市で最低生活保障水準は毎月580元であるが、「新農保」の平均年金受給額は毎月390元であり、年金受給額は最低生活保障水準より低かった。他の地域でも、年金受給額と最低生活保障水準間の差異が存在すると推測できる。

年金基金を支援すると規定されている。地方政府の財政状況が異なるため、その補助金は異なり、年金給付額も異なっている。北京市と四川省を例とすると、北京市の平均年金受給額は2009年280元、2013年390元、さらに2020年820元へと大幅増加した。それに対して、四川省では2009年と2013年のいずれも60元、2020年105元へと増加は小幅にとどまった。年金受給額は東部地域の方が中・西部地域より高いため、年金受給の労働供給抑制効果は、東部地域において中・西部より大きい可能性が存在する（受給額効果）。

年金効果における地域間の差異に関しては、2つの効果（所得代替率効果、受給額効果）が存在するため、その方向性を推測しにくい。実証研究の結果は2つの効果が相殺されたものである。

3. 分析方法

3.1 モデル

本稿では、「新農保」の加入が労働参加に与える影響に関する因果関係を分析するため、準自然実験としてDIDモデルを用いる。DIDモデルは、式（1）で示す。

$$L_i = \alpha + \beta_1 T_i + \beta_2 P_i + \beta_3 DID_i + \beta_4 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

添字 i は個人、 L は労働参加に関する二項変数、 T は「新農保」実施時期（本稿では2009年）ダミー、 P は「新農保」加入ダミー（ $1 =$ 「新農保」加入、 $0 =$ 非加入）、 DID は T と P の交差項、 X は他のコントロール変数（個人属性、家族構成、地域など）を示す。 α は定数項、 ε は誤差項、 β は推定係数をそれぞれ示す。推定結果としては、とくに β_3 に注目したい。 β_3 が負の値で統計的に有意であれば、「新農保」の加入が労働参加を抑制する効果を持つことを示すからである。

被説明変数 L は、二項選択変数であるため、ロジット回帰モデルを用い

る。

推定式（1）を用い、全サンプル、およびグループ別（年齢階層別、農村住民・農民工別、東部・中部・西部別）分析を行い、4つの仮説を検証する。

3.2 データ

本稿は、1989年から2019年まで6回にわたって調査が行われたCHIPsデータを用いる。その理由は、以下の通りである。第1に、CHIPsデータは、中国社会科学院経済研究所、北京師範大学、海外研究機関および中国国家統計局が実施した全国調査であり、中国を代表する地域をカバーしている。国家統計局の全国調査の台帳に基づいて、層化無作為抽出によって調査サンプルを抽出し、また個人属性、家族構成や所得などに関する詳細な調査を行い、データの代表性と信憑性は高く評価できる¹¹⁾。CHIPsは都市住民、農村住民、および農民工をそれぞれ対象とする調査データを含むが、本稿では「新農保」に加入できる農村住民と農民工の調査データを使用する。

第2に、CHIPsは複数時点のクロスセクション調査であり、各調査年の質問項目には、共通するものがあるため、異時点の分析が可能である。本稿では、「新農保」の導入時期（2009年）を考慮し、「新農保」導入前後の2時点の調査データ（2007年と2012年）を活用し、DID法に基づいて因果関係を分析する。

第3に、この課題に関しては、CHIPsデータを用いる実証研究がまだ行われていない。CHIPsデータを用いる本稿の分析結果によって、この課題に関する新たな根拠を提供できる。以上の理由で、CHIPsは本稿の分析にとって最も適切なデータと判断できる。

労働参加の二項変数（1＝労働参加、0＝非参加）を被説明変数として

11) 中国労働市場に関する実証研究では、CHIPsデータは良く用いられている。関連文献に関しては、Gustafsson and Li(2000)、馬（2011）、Ma(2018b)、Sicular et al.(2020)などを参照されたい。

設定した¹²⁾。説明変数として、年次ダミー（1 = 2012, 0 = 2007）, 「新農保」加入ダミー（1 = 「新農保」加入, 0 = 未加入）, DID項（年次ダミーと「新農保」加入ダミーの交差項）を設定した。他には、コントロール変数として、年齢および年齢の二乗, 性別（1 = 男性, 0 = 女性）, 学歴ダミー（小卒以下, 中卒, 高卒, 大卒以上）, 健康状態ダミー（非常に良い, 良い, 普通, 悪い）, 農民工（1 = 都市で就業する農村戸籍を有する者, 0 = 農村で居住する農村戸籍を有する者）を個人属性変数として設定し, また世帯所得¹³⁾, 世帯類型（単身, 夫婦, 孫と同居, 子と同居）を家族構成要因として設定した。地域間の格差をコントロールするため, 地域ダミー（東部, 中部, 西部）を設定した,

年金受給年齢および年金期待効果を考慮し, 分析対象を50—69歳の中高齢者に限定し¹⁴⁾, 「都市従業員基本年金」や「民間保険」の加入者を除外した。また, 分析に必要なデータが揃わない者も除いた。分析で使用するサンプルサイズは, 2007年調査（以下, CHIPs2007）では農村部8,000世帯, 農民工5,000世帯から8,793人, 2013年調査（CHIPs2013）では農村部11,013世帯, 農民工760世帯から9,303人, 合計18,096人となっている。データの記述統計量は表1にまとめた。

表1の集計結果によると, 年金加入者の割合は, 労働非参加者グループが労働参加グループより高い。しかし, この結果は他の要因をコントロールしなかったものであり, また「新農保」加入と労働参加の因果関係は明確となっていない。より厳密な分析は, 第4節で行う。

他の変数における労働参加グループと非参加グループ間の差異に関して

12) CHIPs調査票の就業状況に関する4つの質問項目（現地農林牧漁業生産に従事したかどうか, 現地雇用者として就業したかどうか, 現地非農業経営者として就業したかどうか, 出稼ぎ就業したかどうか）のいずれかに「Yes」を選択した場合を「労働参加」とみなした。

13) CHIPs2007の農村調査には, 世帯所得に関する質問項目がないため, 本稿では, 全世帯構成員の非農業勤労所得の合計値を世帯所得として用いている。

14) 「新農保」の受給開始年齢は男女ともに60歳であるが, 「新農保」の期待効果を分析するため, 50歳以上の中高齢者も対象に含めた。

表1 サンプルの記述統計量

変数	全体	労働参加	非参加	参加－非参加
労働参加	74.70%			
2013年	54.00%	50.90%	63.10%	-12.20%
年金加入	60.60%	48.40%	54.70%	-6.30%
年齢	57.6歳	57.0歳	59.6歳	-2.6歳
50－54歳	34.50%	38.50%	22.80%	15.70%
55－59歳	28.80%	29.90%	25.60%	4.30%
60－64歳	22.90%	21.30%	27.80%	-6.50%
65－69歳	13.70%	10.30%	23.80%	-13.50%
男性	51.90%	59.50%	29.40%	30.10%
学歴				
小学校卒以下	59.90%	56.20%	70.70%	-14.50%
中学校卒	33.60%	36.50%	24.90%	11.60%
高校卒	6.20%	6.90%	3.90%	3.00%
大卒以上	0.40%	0.30%	0.50%	-0.20%
健康状態				
非常に良い	16.20%	17.60%	11.80%	5.80%
良い	42.90%	45.30%	35.90%	9.40%
普通	30.30%	29.80%	31.60%	-1.80%
悪い	10.70%	7.30%	20.70%	-13.40%
世帯所得 ²	3.5万元	3.4万元	3.6万元	-0.2万元
低所得（下位25%）	27.30%	27.00%	28.20%	-1.20%
中所得（中間50%）	47.40%	47.50%	46.90%	0.60%
高所得（上位25%）	25.40%	25.50%	24.80%	0.70%
世帯構成				
独身	1.70%	1.90%	1.30%	0.60%
夫婦	22.20%	21.90%	23.20%	-1.30%
孫と同居	38.30%	36.10%	44.70%	-8.60%
子と同居（孫がいない）	37.80%	40.20%	30.80%	9.40%
出稼ぎ就業	3.70%	3.70%	3.60%	0.10%
地域				
東部	40.20%	38.30%	45.60%	-7.30%
中部	36.60%	37.00%	35.20%	1.80%
西部	23.30%	24.70%	19.20%	5.50%
サンプルサイズ	18,096人	13,511人	4,585人	

(注)：1. 各変数に対して、労働参加グループと非参加グループ間の有意差検定（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）を行った。「農民工」ダミー変数には有意な差が確認されなかったが、他の変数はすべて1%の水準でグループ間の有意な差が存在することを確認された。

2. 最小値：0万元、最大値は：160万元、標準偏差：3.85万元。

(出所)：CHIPs2007, CHIPs2013。

は、「農民工」以外、各変数の平均値が異なることが示された。非参加グループに比べ、労働参加グループでは、年齢が若い者、男性、中卒者、健康

状態が良い者、低所得層、「独身」または「子と同居」の者、および中・西部地域に居住する者の割合が多い。つまり、労働参加と非参加の両グループでは、個人属性、家族要因などが異なることがうかがえる。そのため、以下の分析では、これらの要因をコントロールする必要がある。

4. 分析結果

本節では、主に4つの仮説を検証した結果について説明する。使用するコントロール変数によって、モデル1（個人属性のみ）、モデル2（モデル1に家族要因を追加）、モデル3（モデル2に地域要因を追加）の3つに分けてそれぞれの分析を行った。主な結果は、以下の通りである。

4.1 仮説1の検証結果

表2には、全サンプルを用いた分析結果をまとめてある。DID項の推定値は、 -6.7% ～ -8.6% であり、統計的有意水準はすべて1%あるいは5%となっている。すなわち「新農保」の実施によって、就業確率は、 6.7% ～ 8.6% ポイント低くなることが示され、仮説1を支持する結果が得られた。年金給付額が少ない「新農保」が農村中高年齢者の労働参加を抑制する効果を持つ理由として、農村では生活コストが低いこと、および消費水準が低いことが挙げられる。

4.2 仮説2の検証結果

年金受給の実際効果と期待効果を分析するため、本稿では、年齢層を50～59歳と60～69歳の2つに分けた。これらの分析結果は表3にまとめた。60歳代の年金加入者は「新農保」の年金を受給できる（受給している）ため、その効果は「新農保」の実際効果とみなす。他方、50歳代の年金加入者はいまだ年金を受給できない（受給していない）ため、その効果は「新農保」に対する期待効果とみなす。

表2 「新農保」と農村中高年齢者の労働参加

	モデル1		モデル2		モデル3	
	限界効果	標準偏差	限界効果	標準偏差	限界効果	標準偏差
2013年度	-0.096 ***	0.011	-0.091 ***	0.012	-0.107 ***	0.012
「新農保」加入	0.117 ***	0.027	0.116 ***	0.027	0.136 ***	0.026
DID	-0.067 **	0.031	-0.068 **	0.031	-0.086 ***	0.031
年齢	0.029 **	0.012	0.036 ***	0.012	0.038 ***	0.012
年齢2乗	-4.00E-04 ***	0.000	-4.00E-04 ***	0.000	-4.00E-04 ***	0.000
男性	0.220 ***	0.006	0.219 ***	0.006	0.215 ***	0.006
教育水準 [小学校卒以下]						
中卒	-0.001	0.007	-0.005	0.007	0.006	0.007
高卒	-0.012	0.015	-0.014	0.015	-0.001	0.015
大卒以上	-0.115 **	0.055	-0.113 **	0.054	-0.101 *	0.053
健康状態 [非常に良い]						
良い	-0.015	0.009	-0.016 *	0.009	-0.021 **	0.009
普通	-0.024 **	0.009	-0.029 ***	0.009	-0.043 ***	0.009
悪い	-0.201 ***	0.013	-0.209 ***	0.013	-0.233 ***	0.013
世帯所得 (万元)			-0.002 ***	0.001	3.00E-04	0.001
世帯規模 [単身]						
夫婦			-0.035	0.022	-0.048 **	0.020
孫と同居			-0.092 ***	0.022	-0.123 ***	0.020
子と同居(孫がいない)			-0.046 **	0.022	-0.071 ***	0.020
農民工					-0.086 ***	0.019
地域 [東部]						
中部					0.067 ***	0.007
西部					0.122 ***	0.008
サンプルサイズ	18,096		18,096		18,096	
Pseudo R2	0.1319		0.1366		0.1498	

(注) : 1. **, ***はそれぞれ5%, 1%の有意水準を示す。

2. [] 内はレファレンスグループ。

(出所) : CHIPs2007, CHIPs2013に基づき推定。

分析結果によると、期待効果が存在することが確認された。具体的には、50-59歳グループで、DID項の推定値は-0.095~-0.106で統計的有意水準は1%となっている。「新農保」加入によって、50歳代の就業確率は9.5~10.6ポイント低くなることが示され、仮説2が支持された。一方、60-69歳グループでは、DID項の推定値は統計的に有意ではない。分析結果によると、「新農保」に対する期待効果については中年齢者の労働参加を抑制する一方で、その実際効果については高齢者の労働参加に与える影響は顕著ではないことが示された。

表3 「新農保」の期待効果と実際効果（年齢階層別分析）

	モデル1		モデル2		モデル3	
	限界効果	標準偏差	限界効果	標準偏差	限界効果	標準偏差
(1) 50～59歳（期待効果）						
2013年度	-0.083 ***	0.013	-0.078 ***	0.014	-0.096 ***	0.014
「新農保」加入	0.124 ***	0.031	0.123 ***	0.031	0.137 ***	0.030
DID	-0.095 ***	0.037	-0.095 ***	0.037	-0.106 ***	0.036
サンプルサイズ	11,470		11,470		11,470	
Pseudo R2	0.1173		0.1202		0.1372	
個人情報	YES		YES		YES	
世帯情報	NO		YES		YES	
地域情報	NO		NO		YES	
(2) 60～69歳（実際効果）						
2013年度	-0.125 ***	0.021	-0.119 ***	0.021	-0.136 ***	0.021
「新農保」加入	0.087	0.055	0.092 *	0.054	0.122 **	0.053
DID	-0.005	0.060	-0.011	0.060	-0.039	0.059
サンプルサイズ	6,626		6,626		6,626	
Pseudo R2	0.1003		0.1092		0.1216	
個人情報	YES		YES		YES	
世帯情報	NO		YES		YES	
地域情報	NO		NO		YES	

(注)：1. *, **, ***はそれぞれ10%、5%、1%の有意水準を示す。

2. 性、教育水準、健康状態、世帯所得、世帯規模、農民工、および地域要因も分析したが、それらの結果の掲載は省略した。

(出所)：CHIPs2007、CHIPs2013に基づき推定。

「新農保」に対する期待効果が存在する理由に関しては、以下のことが考えられる。2009年に「新農保」が施行された時には、年金受給金額は低かったが、その後政府は、「新農保」の普及を促進し、中央政府と地方政府の補助金が増額し、年金給付額が毎年上昇している。また2009年前後、経済成長率は2桁台の高い水準で推移していた。高成長とともに、50歳代の中年層者は将来の年金額上昇に対する期待が高まり、年金加入の抑制効果が大きく現れると考えられる。

また、中国農村地域では、公的保育施設が少ない。祖父母が孫を世話するケースが多い。50～59歳中年層が将来の公的年金受給を期待しながら、成人子供の子育てを支援するため、労働市場から引退する可能性も存在する (Ma, 2021b)。

一方、実際効果の分析結果に関しては、Grossman (1972, 2000) による

と、加齢とともに健康資本が低下すると説明されている。60-69歳の高齢者は、年金受給にもかかわらず、健康状態が悪くなったため、労働市場から引退する可能性が高い（健康要因）。また「新農保」の年金受給額が低いため、60歳代の農村貧困者には就業せざるを得ない可能性が存在している（不本意就業要因）。健康状態（負の効果）と不本意就業（正の効果）の2つの効果が相殺され、「新農保」への加入が60歳以上の農村高齢者の労働参加に与える影響は小さいと考えられる。

4.3 仮説3の検証結果

仮説3を検証するため、農村居住者と農民工に分けて分析を行った。分析結果は表4にまとめられている。そこでは以下のような結果が得られた。

まず、農村居住者グループで、DID項の推定値は、 $-0.085 \sim -0.010$ と

表4 「新農保」と農村中高年齢者の労働参加（農村居住者と農民工別分析）

	モデル1		モデル2		モデル3	
	限界効果	標準偏差	限界効果	標準偏差	限界効果	標準偏差
(1) 農村居住者						
2013年度	-0.094 ***	0.012	-0.090 ***	0.012	-0.107 ***	0.012
「新農保」加入	0.132 ***	0.029	0.131 ***	0.029	0.151 ***	0.028
DID	-0.085 **	0.033	-0.085 ***	0.033	-0.100 ***	0.033
サンプルサイズ	17,427		17,427		17,427	
Pseudo R2	0.1307		0.1343		0.1476	
個人情報	YES		YES		YES	
世帯情報	NO		YES		YES	
地域情報	NO		NO		YES	
(2) 農民工						
2013年度	-0.131 **	0.052	-0.087	0.054	-0.085	0.054
「新農保」加入	0.020	0.068	0.044	0.070	0.029	0.072
DID	0.036	0.082	-0.001	0.091	0.010	0.089
サンプルサイズ	669		669		669	
Pseudo R2	0.236		0.243		0.249	
個人情報	YES		YES		YES	
世帯情報	NO		YES		YES	
地域情報	NO		NO		YES	

(注)：1. *, **, ***はそれぞれ10%、5%、1%の有意水準を示す。

2. 年齢、性、教育水準、健康状態、世帯所得、世帯規模、および地域要因も分析したが、それらの結果の掲載は省略した。

(出所)：CHIPs2007、CHIPs2013に基づき推定。

なり、統計的有意水準は1%あるいは5%である。「新農保」は農村居住者の労働参加を抑制する効果を持つことが示され、仮説3通りの結果が得られた。一方、農民工グループでは、DID項の推定値は、統計的に有意ではない。「新農保」の年金給付額は低いため、都市で農民工が最低生活水準を維持できない問題が存在することが示された。

2009年に公表した『農民工参加基本養老保険辦法』によると、農民工を対象とする公的年金制度としては、「新農保」以外にも、「都市従業員基本年金」に加入することが可能である。しかし、農民工は、勤務先が不安定であり、また賃金所得が低いため、「都市従業員基本年金」の保険料を負担できないなどの原因で、「都市従業員基本年金」に加入する意欲は低い（王，2019）。また、企業（特に民営企業）は、人件費を削減するため、農民工の保険料を支払わず、「都市従業員基本年金」の加入を回避する問題が存在している（Ma and Cheng, 2019; 2021）。したがって、実際には農民工は「都市従業員基本年金」に加入する割合は低い。農民工の老後生活を支えるための適切な年金制度の設計・実施が今後の課題となっている。

4.4 仮説4の検証結果

「新農保」効果における地域間の差異を明らかにするため、東部、中部と西部に分け、それぞれの分析を行った（表5）。

東部地域では、DID項の推定値は、 $-0.120 \sim -0.122$ で、統計的有意水準はすべて1%となっている。「新農保」は東部地域の中高齢者の労働参加を抑制する効果を持つことが示された。一方、西部地域では、DID項の推定値は、 $0.107 \sim 0.117$ となり、統計的有意水準は10%である。「新農保」は西部地域の農村中高齢者の労働参加を促進する効果を持つことがうかがえる。また、西部地域では、DID項の推定値は統計的に有意ではなく、「新農保」が中部地域の農村中高齢者の労働参加に与える影響は有意ではないことが示された。以上のように「新農保」が高齢者の労働参加に与える影響は地域によって異なり、抑制効果は東部地域で最も大きい。すなわち仮説

表5 「新農保」と農村中高年齢者の労働参加（東部，中部，西部地域別分析）

	モデル1		モデル2		モデル3	
	限界効果	標準偏差	限界効果	標準偏差	限界効果	標準偏差
(1) 東部						
2013年度	-0.060 ***	0.020	-0.059 ***	0.020	-0.059 ***	0.020
「新農保」加入	0.192 ***	0.029	0.184 ***	0.030	0.185 ***	0.030
DID	-0.120 ***	0.039	-0.121 ***	0.039	-0.122 ***	0.039
サンプルサイズ	7,267		7,267		7,267	
Pseudo R2	0.1631		0.1706		0.1707	
個人情報	YES		YES		YES	
世帯情報	NO		YES		YES	
地域情報	NO		NO		YES	
(2) 中部						
2013年度	-0.138 ***	0.019	-0.140 ***	0.020	-0.140 ***	0.020
「新農保」加入	0.181 **	0.092	0.182 **	0.092	0.185 **	0.091
DID	-0.103	0.099	-0.104	0.100	-0.110	0.099
サンプルサイズ	6,617		6,617		6,617	
Pseudo R2	0.1309		0.1335		0.1348	
個人情報	YES		YES		YES	
世帯情報	NO		YES		YES	
地域情報	NO		NO		YES	
(3) 西部						
2013年度	-0.152 ***	0.018	-0.144 ***	0.018	-0.149 ***	0.018
「新農保」加入	-0.118 *	0.065	-0.115 *	0.065	-0.106 *	0.064
DID	0.117 *	0.063	0.118 *	0.062	0.107 *	0.062
サンプルサイズ	4,212		4,212		4,212	
Pseudo R2	0.1604		0.1722		0.1799	
個人情報	YES		YES		YES	
世帯情報	NO		YES		YES	
地域情報	NO		NO		YES	

(注)：1. *, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%の有意水準を示す。

2. 年齢, 性, 教育水準, 健康状態, 世帯所得, および世帯規模も分析したが, それらの結果の掲載は省略した。

(出所)：CHIPs2007, CHIPs2013に基づき推定。

4は支持された¹⁵⁾。

東部地域で年金の抑制効果が最も大きい理由に関しては, 以下のことが考えられる。経済発展のレベルは東部地域が最も高いため, 中部・西部地域に比べ, 東部地域では地方政府の年金基金への助成金がより多く, 年金

15) 東部地域に関する分析結果に関しては, 本稿は, 劉・その他(2016)およびMa(2018a)と異なっている。用いているデータが異なることが1つの理由として挙げられる。

基金残高が高い¹⁶⁾。その結果、「新農保」の年金給付水準は東部地域が中・西部より高く、受給額効果による労働参加を抑制する効果がより大きいと考えられる。これに対して、中部地域では「新農保」の年金給付水準はほぼ毎月100元以下と低いく、高齢者の労働参加に与える影響は東部に比べ小さくなる考えられる。つまり、東部地域で、先行研究で指摘される年金額効果が所得代替率効果より大きいことがうかがえる。

西部地域では、なぜ「新農保」加入は農村高齢者の労働参加を促進する効果を持つのか。2つの理由が考えられる。第1に、生活のための就業、つまり不本意就業が挙げられる。具体的には、西部地域では平均所得水準が低いため、年金所得代替率が東部・西部地域より高いが、年金受給額は東部・中部地域より低い。年金を受給しても、最低生活水準を維持することは困難である。最低生活水準を維持するため、就業せざるを得ない。その結果、「新農保」加入グループの労働参加の可能性は西部の方が東部・中部より高くなると考えられる。

第2に、西部地域では、中小企業・自営業の起業コストは中部・東部地域に比べて低い。西部地域で「新農保」の年金受給金を活用し、小売などの自営業を起業する可能性が高くなると、「新農保」の就業促進効果が現れると考えられる。年金受給と起業に関する実証研究は、今後の課題としたい。

5. おわりに

本稿は「新農保」の加入が中国農村中高齢者の労働参加に与える影響に関して、準自然実験であるDIDモデルを用いて実証研究を行い、4つの仮説を検証した。主な結論は以下の通りである。

16) たとえば、国家統計局のデータ（国家統計局，2012，第23-41表）によれば，2011年の「新農保」の年金基金残高は，東部地域では174.9億元（浙江省），161.5億元（山東省），69.9億元（上海市）であったが，中部地域では5.6億元（吉林省），32.7億元（湖北省），さらに西部地域では5.1億元（青海省），5.9億元（寧夏省）に過ぎなかった。

第1に、「新農保」は農村中高齢者の労働参加を抑制する。

第2に、「新農保」に対する期待効果としては、50歳代の労働市場からの早期退足を誘発する可能性が存在する。

第3に、農村居住者グループでは「新農保」の労働参加の抑制効果が確認されたが、農民工グループではその効果は確認されなかった。

第4に、「新農保」の効果は、東部、中部、西部地域によって異なる。東部地域では、抑制効果が存在する一方で、西部地域では促進効果が存在する。

実証分析の結果からいくつかの政策合意が得られる。第1に、大多数の先進国を対象とした実証分析の結果と同様、中国農村においても、「新農保」の労働供給抑制効果が存在することが明らかになった。「新農保」の経済評価を行うとき、農村高齢者の老後生活を保障する効果（社会厚生・福祉効果）に注目すると同時に、公的年金が労働供給を抑制する効果が存在することも重視する必要がある。つまり、本稿の分析結果によれば、長期的な視点からは公的年金の実施は経済成長にマイナスの影響を与える可能性が存在することが示された。社会福祉と経済成長のバランスを考慮する公的年金制度の設計・実施が重要な課題となっている。しかし、都市戸籍者に比べ、農村戸籍者の年金受給額は低く、「新農保」の労働供給抑制効果が存在しても、年金給付水準を引き下げる政策は望ましくない。年金給付水準における都市と農村間の格差を是正し、農村住民の年金水準を最低生活保障水準までに引き上げることによって、「共同富裕」の目標を達成することは、中国政府の重要な課題となっている。

第2に、「新農保」に対する期待効果としては、50歳代中年齢者の労働市場からの早期退足を誘発する結果が得られたが、近年「新農保」の基本年金給付額は高い水準に上昇しているため、今後「新農保」の期待効果が小さくなる可能性がある。期待効果の変化に関しては、新たな調査データを用いる実証研究は、今後の課題としたい。また、他の要因（たとえば、孫に当たる子どもに対する養育支援）を考慮するさらなる分析も必要である。

第3に、農民工に対して、「新農保」の給付水準は都市最低生活水準に比べて低い。2014年以降、政府は「新農保」と「都市住民養老保険」を一本化する「住民基本養老保険」を促進している。農民工が選択できる年金保険料の上限が引き上げられ、それに応じて年金受給額も引き上げられるため、「新農保」の給付水準が低い問題を一定程度解決できると期待されている。しかし、年金給付水準における「住民基本養老保険」と「都市従業員基本年金」間の格差は依然として存在している (Ma,2021a;Zhan and Jia,2021)。年金格差問題を解決するため、さらなる公的年金制度の改革が求められる。

第4に、「新農保」で、年金給付水準における地域間の格差が大きく、また地域によって年金効果が異なることが明らかになった。その主な理由としては、経済発展レベルにおける地域間の格差および財政分権の2つが挙げられる。具体的に、経済発展レベルが低い地域（たとえば、中部、西部地域）に比べ、経済発展レベル高い地域（たとえば、東部地域）では、地方政府の税収入が多く、年金基金への補助金も高いため、年金給付水準が高くなっている。つまり、財政状況の地域間の差異によって、「新農保」の給付水準の地域間格差が生じている。地域間の年金格差を是正するために、中央政府は、中部・西部地域へより多い財政支援を行う政策（たとえば、年金基金のための地方交付金移転などの政策）を検討すべきである。

最後に、本稿の分析にはいくつかの限界が存在することを指摘したい。まず、CHIPsデータの制約によって、年金受給額に関する情報を入手できないため、受給額の影響に関する分析を行っていない。また、本稿が考える要因以外にも様々な要因（たとえば、祖父母による育児支援要因、労働需要側の要因、個人選好の差異など）も中高年齢者の労働供給に影響を与えると考えられる。これらの要因を考慮したさらなる分析が必要である。労働供給に関しては、本稿では、就業確率を計測したが、労働時間、就業形態（農業就業vs.非農業就業;雇用者vs.自営業者など）に関する分析は、今後の課題としたい。最後に、本稿がDID法を用いて「新農保」加入と労

労働参加の因果関係を解明する試みを行ったが、個人間の異質性問題や内生性問題などに対応するさらなる実証研究は今後の課題となる。

附表1 新・旧「農村社会養老保險」

制度種類	「新型農村社会養老保險」	「農村社会養老保險」
対象者及び要件	農村住民（都市年金に加入していない者）、任意加入	農村住民（都市年金に加入していない者）、任意加入
保険料	定額制： 地方政府負担額：最低30元/年 村負担額：任意 個人負担額：100-500元/年の五段階（地方によって増額可能）	地域によって異なる
財政方式	完全積立方式+政府補助金	完全積立方式
受給資格期間	15年	15年
受給開始年齢	男女ともに60歳	男女ともに60歳
年金受給月額	基礎年金：最低55元+地方政府の補助金 個人口座年金：個人口座/139	地方によって異なる

（出所）：中国公的年金規定に基づいて筆者ら作成

参考文献

[日本語文献]

- 王威（2019）「中国農民工の年金加入に関する要因分析—「都市従業員養老保險」と「新型農村養老保險」の選択」『中国經濟經營研究』第3巻第2号，37—54頁，12月。
- 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頁，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頁，4月。
- 馬欣欣（2011）『中国女性の就業行動』，慶應大学出版社。

[中国語文献]

- 程傑（2014）「養老保障的労働供給効応」、『經濟研究』，第10期，60—73頁。
- 國家統計局（2012）『中国統計年鑑2012』中国統計出版社。
- 國家統計局（2020）『中国統計年鑑2020』中国統計出版社。
- 劉敏（2017）「社会保障与農村老年人労働供給—基于中国健康与養老追蹤調查

- 数抛の研究』、『労働経済研究』，第5卷（2），96-111頁。
- 劉亞州・鐘甫寧・王亞楠（2016）「新農保对中国農村老年人労働時間供給的影響」、『人口与經濟』，第5期，114-126頁。
- 解堃（2015）「“新農保”对農村老年人労働供給及福利的影響」、『財經研究』，第8期，39-49頁。
- 張川川・J. Giles・趙耀輝（2014）「新型農村社会養老保險政策效果評估—收入，貧困，消費，主觀福利和労働供給」、『經濟学（季刊）』，第1期，203-230頁。
- 張川川（2015）「養老金收入与農村老年人口的労働供給—基于断点回歸的分析」、『世界經濟文匯』，第6期，76-89頁。

[英語文献]

- Bertrand, M., S. Mullainathan, and D. Miller (2003) “Public policy and extended families: evidence from pensions in South Africa,” *World Bank Economic Review*, 17 (1), pp. 27-50.
- Börsch-Supan, A. (2000) “Incentive effects of social security on labor force participation: evidence in Germany and across Europe,” *Journal of Public Economics*, 78, pp.25-49.
- Boskin, M. J. (1977) “Social security and retirement decisions,” *Economic Inquiry*, 15 (1), pp.1-25.
- de Carvalho Filho, I. E. (2008) “Old-age benefits and retirement decisions of rural elderly in Brazil,” *Journal of Development Economics*, 86, pp.129-146.
- Grossman, M. (1972) “On the concept of health capital and the demand for health,” *Journal of Political Economy*, 80, pp.223-255.
- Grossman, M. (2000) “The human capital model,” in Culyer, A. J. and J. P. Newhouse (eds.). *Handbook of Health Economics Volume 1B*, Elsevier, Amsterdam.
- Gustafsson, B., and S. Li (2000) “Economic transformation and the gender earnings gap in urban China,” *Journal of Population Economics*, 13(2), pp.305-329.
- Kaushal, N. (2014) “How public pension affects elderly labor supply and well-being: evidence from India,” *World Development*, 56, pp.214-225.
- Ma, X. (2018a) “Impact of the new rural pension scheme on the labor supply in China,” in Ma, X., *Economic Transition and Labor Market Reform in China*. Palgrave Macmillan, pp.190-215.
- Ma, X. (2018b) “Labor market segmentation by industry sectors and wage gaps

- between migrants and local urban residents in urban China,” *China Economic Review*, 47, pp.96-115.
- Ma, X. (2021a) *Employment, Retirement and Lifestyle in Aging East Asia*. Palgrave Macmillan.
- Ma, X. (2021b) “Grandchildren care and labor supply of middle-aged grandmothers: Evidence from China,” *Journal of Family and Economic Issues*. (Early published on line) doi:10.1007/s10834-021-09794-0.
- Ma, X. and J. Cheng (2019) “The influence of social insurance on wages in China: An empirical study based on Chinese Employee-Employer Matching Data,” *Emerging Markets Finance and Trade* (Early published on line) doi:10.1080/1540496X.2019.1693363.
- Ma, X. and J. Cheng (2021) “The impact of social insurance contributions on Chinese firms’ employment and wage”. in Ma, X. (ed.) *Employment, Retirement and Lifestyle in Aging East Asia*. Palgrave Macmillan, pp. 71-105.
- Ning, M., J. Gong, X. Zheng, and J. Zhuang (2016) “Does new rural pension scheme decrease elderly labor supply?” *China Economic Review*, 41, pp.315-330.
- Oshio, T., A. S. Oishi, and S. Shimizutani (2009) “Social security reforms and labour force participation of the elderly in Japan,” *Japanese Economic Review*, 62(2), pp.248-271.
- Ranchhod, V. (2006) “The effect of the South African old age pension on labour supply of the elderly,” *South African Journal of Economics*, 74(4), pp.725-744.
- Samwick, A. A. (1998) “New evidence on pensions, social security, and the timing of retirement,” *Journal of Public Economics*, 70, pp.207-236.
- Sicular, T., S. Li, X. Yue, and H. Sato (2020) *Changing Trends in China’s Inequality: Evidence, Analysis, and Prospects*. Oxford University Press.
- Vere, J. P. (2011) “Social security and elderly labor supply: evidence from the Health and Retirement Study,” *Labour Economics*, 18, pp.676-686.
- Zhan, P. and H. Jia (2021) “Pension benefit inequality of elderly in China” in Ma, X. (ed.) *Employment, Retirement and Lifestyle in Aging East Asia*. Palgrave Macmillan, pp.107-130.(Endnotes)

The Impact of New Rural Pension Insurance on Labor Force
Participation of Rural Middle-aged and Older Adults in China:
An Empirical Study Based on CHIPs Data

Wei WANG and Xinxin MA

《Abstract》

In 2009, the Chinese government implemented a new public pension system called the New Rural Pension Insurance (NRPI) in rural areas. As the government promoted participation in the NRPI, the coverage rate and the number of members increased. In this paper, we conducted an empirical study using a quasi-natural experiment—the difference-in-difference (DID) method—to investigate the impact of the NRPI on the labor participation of rural middle-aged and older adults in China, and test four hypotheses on the issue.

The main conclusions are as follows. First, the NRPI positively affects the labor force participation rate of rural middle-aged and older adults. Second, the expected effect of the NRPI may lead to an early labor market exit among middle-aged adults (50-59 years.) Third, the NRPI may reduce the probability of work participation among rural residents, without having a significant statistical effect on migrant workers. Fourth, the impact of the NRPI on labor force participation differs from region to region. It has a negative effect on the eastern region, while having a positive one on the west.

The results suggest that to solve the problems, such as low public pension enrollment rate among migrant workers, and pension benefit disparities between regions, revised public pension reforms should be considered by the Chinese government.