

中原・農村部における就業形態としての自営業の選択要因

村 上 直 樹¹⁾

I 序

安定成長期に移行したと見られる中国にとっても農村部における経済発展の促進は依然、最重要課題の1つである。この課題に対応するためには農林水産業そのものの生産性向上を図るとともに、非農業部門を発展させることも欠かせない。後者を実現する主体は都市部（あるいは海外）から農村部に移転する企業であり、また、農村部で新たに設立される企業・事業体であろう。

40年ほど前の1970年代末に改革開放政策が始動すると「郷鎮企業」と呼ばれる農村企業が誕生し農村工業化を推進する原動力となった。この「郷鎮企業」には人民公社体制下での社隊企業を前身とする集団所有制企業と農民による自営業が含まれていた。近年では「大衆よ、起業しよう。万人よ、革新しよう。」（「大衆創業、万衆創新」）というスローガンのもと企業家精神に基づく新規企業の設立が奨励されており、農村部における自営業の広がりにも期待が集まっている。

本稿はそうした農村部における自営業に焦点を当て、農村部の住民がそれまでの農業従事とは異なる非農業の自営業を選択する際の要因を、地元

での非農業雇用労働あるいは他地域に移動しての非農業雇用労働という選択肢も考慮して検討する。この目的のために、2016年夏に（狭義の）中原すなわち河南省の農村部で実施されたアンケート調査によるデータを用いて多項プロビットモデルを推計する。河南省は農業大省であり農業生産を維持しつつ農村の非農業部門を拡大することが政策目標として掲げられている。

本稿でとくに注目するのは個人特性としての人的資本（学校教育等）の効果である。また、個人の決定に家族特性が影響するか否かも検討する。さらに地域特性としてより狭い範囲（村レベル）と広い範囲（県レベル）とに分けその効果を推計する。本稿ではサンプル全体を世帯主とそれ以外の家族構成員とに分けた推計も行う。世帯主が家族全体の利害を考慮しているとするなら、その就業形態選択要因が家族内の他の構成員と異なる可能性がある。

つづく第Ⅱ節では中国農村部の自営業に関する既存の文献を整理検討する。第Ⅲ節では、本稿における就業形態選択モデルを示し、その推計のために用いるデータについて紹介する。多項プロビットモデルの推定結果は第Ⅳ節で検討する。第Ⅴ節では同様のモデルを世帯主サンプルと非世帯主サンプルに分けて推定した結果を示す。本稿で得られた暫定的結論は最後の第Ⅵ節で述べる。

II 自営業の選択と既存研究

中国農村部の経済発展における自営業（个体戸）の貢献をあらためて喚起したのは Zhang et. al (2006) である。この論文では、自営業の位置づ

¹⁾ 本稿の内容に対しては中国経済経営学会 2018 年度全国大会および京都大学中国経済研究会において劉徳強、矢野剛（以上、京都大学）、馬欣欣（一橋大学）、白石麻保（北九州市立大学）の各氏より貴重なコメントをいただいた。記して感謝の意を表したい。なお、本研究は新型城镇化与中原经济区建設河南省協同創新センター国際合作プロジェクト「基於労働力流動的中原经济区現代化轉型研究」の成果の一部である。同センター責任者・耿明齋教授（河南大学中原發展研究院院長）による物心両面の支援に衷心より感謝したい。

けについて懐疑的な見方、すなわち近代部門への就業が困難な労働者の受け皿となっているという見方と、積極的な見方、すなわち、自営業は企業家精神の発露であって農村部における経済発展と近代化の進展に多大な役割を担っているという見方がある中で、後者の見方を支持する分析が展開されている。そこでは、学校教育、職業訓練を通じた人的資本の蓄積が自営業の選択を促進するという結果も得られている。この論文で分析に用いられているのは2000年に6つの省の60カ村における1199の農村家庭をサンプルとして実施されたアンケート調査から得られたデータであり、そこにはとくに「自営業」の経営状態に関する詳細なデータが含まれている。

同じ個票データを用いた分析はMohapatra, Rozelle and Goodhue (2007)でも展開されている。この論文では生産性の高い自営業を対象に農村部における自営業選択の要因がプロビット分析により明らかにされている。その結論は自営業選択者の教育水準が相対的に高く、専門技術を身につけていることなどから、自営業の役割を積極的に評価するものとなっている。

以上の論文は中国農村部における自営業従事者の増加という当時の時系列的趨勢を受けたものである。しかし、そうした趨勢は正に上記の2つ分析が対象としていた2000年を過ぎたころに変化した。すなわち、都市部への移動(出稼ぎ)賃労働者が増加する一方、地元での自営業を選択する者の人数は停滞するようになったのである。こうした変化を受けて、Wang et. al (2011)ではZhang et. al (2006)で用いられたアンケート調査の2回目として実施されたアンケート調査の結果を用いた比較分析が試みられている。そこでの結論は自営業選択者の特性が2000年の分析と同様であることから、都市部における賃金上昇がとくに若年層における移動賃労働の選択を促進しているとしても、農村部における自営業の役割は基本的に変わらないとするものである。

中国農村部で収集された個票データによる最近

の就業形態選択の分析としてはWang, Li and Lien (2016)があげられる。この研究では2010年の夏に陝西省の6つの県でアンケート調査が実施され、農村居住者の就業形態選択について地元における場合と移動先での場合に分けた回帰分析が試みられている。その結果はたとえば学校教育および社会人教育を通じて蓄積された人的資本は地元における場合に比べて、移動先でよりランクの高い就業形態を実現するためにプラスの効果をもたらすといったものである。同論文では就業形態の1つとして自営業が含まれている。

Ma and Deng (2016)は都市に移動して来た農民の就業形態選択の1つとして自営業を捉え、自営業に関する懐疑的な見方「偽装失業仮説」と積極的な見方「企業創出仮説」のいずれが妥当するかを検証している。同論文では2007年のCHIPデータを用いてサンプルセレクションバイアスを考慮した賃金関数を推計し、自営業が賃金(収入)面で不利であるにも関わらず止むを得ず選択されているという「偽装失業仮説」の妥当性を支持する結果を得ている。

個票データではなく集計データを用いて自営業就業者比率(非農業就業者全体に占める自営業就業者の比率)の省別差異の要因を回帰分析によって明らかにしようと試みた分析としてLi and Zhao (2011)をあげることができる。そこでは1999年から2008年までのパネルデータにより、経済が発展しているほど自営業の割合は小さくなるという分析結果が得られており、著者はここから自営業が経済発展に貢献するとしてもそれは経済発展の水準が低い段階において当てはまるにすぎないと結論づけている²⁾。

自営業と経済発展の関係については、中国以外を対象にした研究も数多く存在する。そのなかで、Pietrobelli, Rabellotti and Aquilina (2004)は国

2) 省別のパネルデータを用いて自営業就業者比率の違いを説明しようとする計量分析は高波(2011)にも見られる。

別の自営業就業者比率の違いを統計的に分析している。同論文では64の発展途上国と19の先進国を含む国単位のパネルデータを用いて1人当りGDPと製造業分野における自営業就業者比率との間にマイナスの関係があるという結果を得ている。そこから著者は自営業が他の選択肢がない場合止むをえず選択される就業形態であり、経済発展とともに減少していくと結論づけている。自営業に対する懐疑的見方を支持しているのである³⁾。

以上のように過去さまざまな分析がなされている中、本稿では2016年という比較的新しい個票データを用いた回帰分析により「自営業」を中心に中国農村部における就業形態選択の決定因を明らかにすることを試みる。なお、データの制約等から本稿は、本来そうあるべき仮説の提示とその検証という明確な形式とはらず、推定結果の解釈を通じていくつかの可能性を議論するという叙述形式に従う。

Ⅲ 自営業の選択要因の分析

1 回帰モデルの設定

本稿では農村部において選択される就業形態として「自営業」以外に、「農業」の継続、地元における非農業（「地元雇用就業」）、地元から移動しての非農業（「非地元雇用就業」）の3種類を考慮した。推定モデルは標準的多項プロビットモデルである⁴⁾。モデルの背景は以下の式で表される。

³⁾ Matsumoto, Kijima and Yamano (2006) はアフリカの3カ国（エチオピア、ケニヤ、ウガンダ）の農村部で収集された個票データを用いて、地元および労働移動先での非農業の選択を規定する要因を多項プロビットモデルを推計することによって明らかにしている。同論文では「自営業」を独立の選択肢としてはいない（「地元非農業」に含めている）が、本稿は分析手法について同論文から示唆を受けている。

⁴⁾ 多項プロビットモデルは多項ロジットモデルに比べて「無関係な選択肢からの独立性の仮定（IIA）」、すなわち、任意の2つの選択肢の相対確率がそれら2つの選択肢の特性のみに依存するという仮定を満たし

$$M_{ihvp}^s = I_{ihvp} \beta_I^s + H_{hvp} \beta_H^s + V_{vp} \beta_V^s + P_p \beta_P^s + u_{ihvp}^s, \quad s \in \{1, 2, 3, 4\},$$

$$\Pr(m_{ihvp} = s) = \Pr(M_{ihvp}^s > M_{ihvp}^{s'}, M_{ihvp}^s > M_{ihvp}^{s''})$$

$$M_{ihvp}^s > M_{ihvp}^{s'}, \quad s', s'' \neq s \in \{1, 2, 3, 4\},$$

ただし、 M_{ihvp}^s は第 p 県の第 v 村に住む第 h 家族の一員である第 i 個人が第 s 就業形態を選択することによって得られる間接効用である。 I_{ihvp} は個人特性、 H_{hvp} は家族特性、 V_{vp} は村の特性、 P_p は県の特性を表し、 β は推定係数、 u は確率誤差項を示す。また、 m_{ihvp} は実際に選択された就業形態、 \Pr は対応する選択確率を表す。

被説明変数に関するインデックス s の値は「自営業」($s=1$)、「非地元雇用就業」($s=2$)、「地元雇用就業」($s=3$) および「農業」($s=4$) である。間接効用を決める4つの特性（説明変数）として、まず個人特性である世帯主か、それ以外の家族かの区別、性別、年齢、婚姻者であるか否か、を考慮した。本分析における焦点の1つである人的資本については健康状態と就学年数を含めた⁵⁾。2番目に家族特性として家族の人数および家族1人当り請負地面積をとった。村レベルの地域特性としては村の人口および人口密度を、またより広域の県（市区を含む）レベルの地域特性として県の常住人口と都市化率を説明変数とした。

2 アンケート調査の実施概要

本稿の分析に用いるデータは2016年夏に（狭義の）中原すなわち河南省の農村部で実施されたアンケート調査の結果から得た。この調査は河南省開封市に所在する河南大学中原発展研究院が主体となって進められている『「百県千村」人口流動とデータベース構築プロジェクト』によるものである（以下、「百県千村調査」）。このプロジェ

ている必要がないという推計上の優位性を持っている。

⁵⁾ データの制約から経験年数を表す変数を含めることはできなかった。Ma (2001) は都市部から地元農村部に帰郷した人がその就業経験を活かして起業する可能性の高いことを回帰分析により明らかにしている。そうした「帰郷創業」（「回郷創業」あるいは「返郷創業」）については村上（2011）も参照されたい。

クトは2014年に開始され、以後毎年アンケート調査を実施することでパネルデータが構築されつつある。

調査対象地域は河南省の全ての市(18地級市)の130県・区に属する390の村である。調査は大きく2つからなる。1つは村の状況を聞くものであり、この調査は毎年ではなく3-5年に1回実施される。もう1つは各村原則として4農家を対象に毎年実施されているパネル調査である。なお、サンプルとした村の選択は無作為抽出に従っているが、個別農家については調査員(河南大学の大学院生を中心に組織されている)の事情を考慮して選択されている。

村対象の調査では、人口、土地、経済および交通インフラ等の状況に関する情報を収集している。また、農家調査では、個人の特性、家庭の基本状況および経済状況、とくに労働移動の状況に関する質問を行っている。調査形式は調査員が直接農家および村役場を訪問して聞き取る方式である。

以下、本稿で主に用いるのは2014年に実施された村調査および2016年に実施された農家調査の単年クロスセクションデータであり、世帯主および非世帯主を含むサンプル数は最大4968である。

3 就業形態と地域分布

本稿で用いる農家対象の調査では、従事している非農業における職種として「幹部」、「自営業」、

それ以外の職種(「管理者」、「技術者」、「一般工」)が回答されている。また、同時にそれぞれの職種に従事している地域に関する回答を得ている。地域の選択肢は「本村」(戸籍のある村)、「本県」(同じ県内の「本村」以外の地域)、「本省」、「外省」(「本省」以外の省)および「海外」の5つである。本稿ではこの2つの質問に対する回答を用いて以下の手順で4つの就業形態を定義する。

まず、4つの職種のうち公務関係である「幹部」については性質が他と異なると考え、サンプルから除外した。「管理者」、「技術者」、「一般工」の3職種は雇用就業として括り、さらに「本村」と「本県」を地元、それ以外の「本省」、「外省」、「海外」を移動先(非地元)と見なして「地元雇用就業」と「非地元雇用就業」を定義した(第1表の地域分布を参照されたい)。「自営業」についてはその従事地域に関わらず1つの就業形態とした。なお、「農業」従事者については世帯主サンプルと非世帯主サンプルで特定の方法がやや異なる。この点については本稿末の付論を参照されたい。

このように特定された4就業形態の人数および構成比は第1表のとおりである。「自営業」の数は限られているものの最大388人(7.8%)が選択している。約半数は「農業」従事、地元で「自営業」以外の非農業に従事している(「地元雇用就業」を選択している)のは844人(17.0%)、地元から移動して非農業に従事している(「非地元雇用就業」を選択している)のは1186人(23.9%)である。

第1表 就業形態・地域別分布(全サンプル)

	就業形態		地域分布				
	人数	構成比(%)	本村	本県	本省	外省	海外
農業	2550	51.3	2550	-	-	-	-
地元雇用就業	844	17.0	246	598	-	-	-
非地元雇用就業	1186	23.9	-	-	536	647	3
自営業	388	7.8	161	116	59	50	2
全体	4968	100.0	2957	714	595	697	5

同じく第1表の地域分布を見ると「自営業」についてもその従事（営業）地は同じではない。とくに約29%の111人は移動先での営業である。本稿では主に企業家精神の具現化という意味で「自営業」を捉えるため、あえてその従事地は問わなかったが推計結果の解釈においてはこのような従事地のばらつきに注意しなくてはならない。

本項の最後に本稿のデータが河南省全体の状況を代表していると言えるか検討しておこう。国家統計局河南調査総隊編『河南調査年鑑2016』（2016年12月）の312頁に「8-66 農村労働力外出従業状況構成」という表がある（以下本項最後まで『河南調査年鑑2016』の内容は原則として中国語のまま表記する）。この表の「一、年末就業状況」によると河南省農村部の労働力の構成は①本地務農（40.1%）②本地非農自営（6.8%）③本地非農務工（19.7%）④外出従業（26.8%）⑤未従業及其他（6.6%）となっている。これらの数字は、第1表に示した本稿サンプルの就業形態別構成比に近く、本稿のデータは『河南調査年鑑2016』にある河南省全体の状況を概ね代表していると判断してよいであろう。

ただし、『河南調査年鑑2016』のデータと本稿のデータとの比較には問題が存在することに注意を要する。その内の1つは「百県千村調査」では職種として「幹部」という選択肢があり、先に述べたように本稿ではこの「幹部」をサンプルから除外している。『河南調査年鑑2016』ではどうなっているのか。⑤未従業及其他に含まれているのだろうか、確認する必要がある。

また、④外出従業の「外出」について『河南調

査年鑑2016』では「二、外出従業地区」として「1. 本省（1）郷外県内（2）県外省内 2. 省外」と分類されている。一方、本稿では「本村」と「本県」を地元とし、「本省」以上を非地元の移動先（外出）と定義した。すなわち、村から出て県内に留まる限り地元とし、県から出て初めて移動（外出）としたのである。『河南調査年鑑2016』では村から出て同じ郷内である限り地元（本地）に分類される。しかし、両方の分類を統一することは不可能である。なぜなら、「百県千村調査」では郷に関する選択肢が用意されていないため、もし、「本県」を移動（外出）に含めてしまうと、戸籍のある村から出て同じ郷内の他の村で働く場合も移動（外出）となってしまう、今度は地元の範囲が『河南調査年鑑2016』より狭くなってしまう。

4 説明変数に係るデータ

前項で述べたように本稿の推定においては、「自営業」など就業形態選択に係る決定要因として4つのカテゴリーの説明変数を考えた。「個人特性」、「家族特性」、「村の特性」および「県特性」である。このうち「個人特性」と「家族特性」に関するデータは「百県千村調査」の「農家調査」より得られた。また、「村の特性」については同じく「百県千村調査」における村対象の調査（「村調査」）より得られた。4番目のカテゴリーである「県特性」については『河南統計年鑑』（2014年版）を利用した。各変数の定義、基本統計量等は第2表に掲げたとおりである。

第2表 説明変数の基本統計量

	定義等	単位	サンプル数	平均	標準偏差	最小	最大	データ出所
[個人特性]								
世帯主ダミー	世帯主を1とした。	-	4968	0.260	0.439	0	1	農家調査
性別ダミー	男性を1とした。	-	4968	0.524	0.499	0	1	農家調査
年齢	2016 - 生年	歳	4962	40.0	14.1	15	88	農家調査
婚姻ダミー	婚姻者を1とした。	-	4968	0.858	0.349	0	1	農家調査

	定義等	単位	サンプル数	平均	標準偏差	最小	最大	データ出所
健康状態ダミー	健康を1, その他(かつて大病を患ったか, 現在何かの障害を持っている)を0とした.	-	4968	0.907	0.290	0	1	農家調査
就学年数	小学校未満を1年, 小学校卒を7年, 中学高校卒を13年, 大卒以上を17年として換算した.	年	4968	11.5	4.2	1	17	農家調査
[家族特性]								
家族人数	-	人	4886	5.1	1.2	1	9	農家調査
家族1人当り請負地面積	請負地面積 / 家族人数	ムー	4564	1.29	5.36	0	183.3	農家調査
[村の特性]								
村の人口	アンケートの質問項目(2013年)	千人	4902	1.820	1.159	0.098	7.8	村調査
村の人口密度	村の人口 / 村の総面積	人 / ムー	4774	0.931	1.059	0.043	10.3	村調査
[県の特性]								
県の常住人口	2013年	万人	4930	64.275	25.159	5.64	143.07	『河南統計年鑑』(2014年版)
県の都市化率	2013年	%	4930	40.3	15.1	23.0	100.0	『河南統計年鑑』(2014年版)

IV 推計結果

1 プロビット推定の結果

「自営業」を含む4つの就業形態選択を対象とした多項プロビットモデルを推定する前に、「自営業」とその他の就業形態間の選択要因を明らかにするプロビットモデルを推定した。被説明変数は「自営業」を1, その他の就業形態を0としたダミー変数であり, 説明変数は第2表に示したとおりである(ただし, 「年齢」の二乗項を追加した)。結果は第3表に平均値で評価した限界効果として示した。

すべての説明変数を含むモデル(1)を見ると個人特性に関してはまず, 世帯主ダミー, 性別ダミー, 年齢, 既婚ダミーの限界効果がいずれも高い有意性(1%)を示している。世帯主であることは「自営業」選択の確率を3.4%ポイント高める。同じく男性であること, 年齢が高いこと, 既婚者

であることは「自営業」の選択確率を高める(ただし, 年齢効果は通減的である)。2つの人的資本関連の説明変数については, 健康ダミーの限界効果が正で有意(10%水準)である一方, 就学年数の限界効果は有意とはなっていない。健康であることは「自営業」の選択を促進するが, どれだけ長さ学校に通ったかは「自営業」の選択に影響しない。

家族特性については家族人数の限界効果が有意(10%水準)であるのに対して, 1人当り請負地面積は有意とはならなかった。地域特性については村の人口の限界効果が有意(5%水準)である一方, 村の人口密度については有意な限界効果が得られていない。村を含むより広域の県の特性については, 常住人口の規模が有意とはならなかったのに対して, 都市化率の限界効果は有意(5%水準)であり, 都市化が進んだ地域ほど「自営業」が選択され易いということを示唆している。

多重共線性の可能性を調べるため説明変数間の

第3表 プロビットモデルの推計結果（全サンプル）^a

	(1)	(2)	(3)
[個人特性]			
世帯主ダミー	0.034 *** (3.59)	—	0.034 *** (3.41)
性別ダミー	0.038 *** (4.71)	0.055 *** (7.75)	0.041 *** (4.88)
年齢	0.007 *** (3.65)	0.008 *** (4.27)	0.008 *** (3.93)
(年齢) ²	− 0.000 *** (4.01)	− 0.000 *** (4.24)	− 0.000 *** (4.24)
婚姻ダミー	0.127 *** (5.71)	0.127 *** (5.67)	0.109 *** (5.49)
健康ダミー	0.023 * (1.90)	0.020 * (1.69)	0.030 ** (2.33)
就学年数	0.001 (1.24)	0.001 (1.33)	0.001 (1.42)
[家族特性]			
家族人数	0.005 * (1.96)	0.006 ** (2.10)	0.005 * (1.86)
家族1人当り請負地面積	0.000 (0.66)	0.000 (0.52)	0.000 (0.52)
[村の特性]			
村の人口	0.007 *** (2.75)	0.007 *** (2.70)	—
村の人口密度	0.000 (0.01)	− 0.000 (− 0.01)	—
[県の特性]			
県の常住人口	0.000 (0.41)	0.000 (0.36)	—
県の都市化率	0.001 ** (2.29)	0.001 ** (2.29)	—
対数尤度	− 1069.9	− 1076.7	− 1136.1
サンプル数	4384	4348	4559

^a 被説明変数は自営業 = 1, その他 = 0 とするダミー変数. 平均値で評価した限界効果である. 括弧内は z 値の絶対値.

***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意なことを示す.

相関係数を求めたところ、世帯主ダミーと他の個人特性を表す変数の間でかなり高い値が見られた。そこでモデル（2）として世帯主ダミーを説明変数から除いた推定も行った。結果は限界効果の大きさ、有意性ともモデル（1）の結果にほぼ近いものであった。モデル（3）は説明変数の4

つのカテゴリーの内、個人特性と家族特性だけを含む推定である。結果によるとモデル（1）における個人特性と家族特性が「自営業」の選択に与える効果は地域特性（村および県の特性）を調整するか否かの影響をあまり受けないことがわかる。

2 多項プロビット推定の結果

多項プロビットモデルの推定結果は第4表に示したとおりである。以下では「非地元雇用就業」、 「地元雇用就業」および「農業」の選択要因と比較することを通じて、「自営業」の選択に関してどのような追加的解釈が可能かという観点で第4表の結果を見ることにしたい。

まず個人特性としての世帯主であるかないか、性別、年齢については「非地元雇用就業」、 「地元雇用就業」に関する限界効果がいずれも正で高い有意性を示しており、「自営業」選択と似た傾向にある。これらの要因は（「自営業」だけではなく）非農業一般の選択を促している。婚姻ダミーについては状況が異なる。すなわち、この変数につい

第4表 多項プロビットモデルの推計結果（全サンプル）^a

	自営業	非地元雇用就業	地元雇用就業	農業
[個人特性]				
世帯主ダミー	0.046*** (4.07)	0.056*** (2.65)	0.161*** (8.67)	- 0.264*** (9.29)
性別ダミー	0.049*** (5.17)	0.215*** (13.99)	0.059*** (4.01)	- 0.323*** (16.39)
年齢	0.007*** (3.28)	0.039*** (9.73)	0.015*** (4.44)	- 0.061*** (13.48)
(年齢) ²	- 0.000*** (3.56)	- 0.001*** (12.18)	- 0.000*** (4.62)	0.001*** (16.08)
婚姻ダミー	0.152*** (5.86)	- 0.028 (1.15)	0.023 (0.94)	- 0.148*** (4.48)
健康ダミー	0.030** (2.10)	0.011 (0.39)	0.046** (2.02)	- 0.087*** (2.70)
就学年数	0.001 (0.99)	0.007*** (3.42)	0.008*** (4.42)	- 0.015*** (6.57)
[家族特性]				
家族人数	0.006* (1.84)	- 0.016*** (2.89)	- 0.002 (0.46)	0.013* (1.81)
家族1人当り請負地面積	0.001 (1.37)	0.001 (0.48)	- 0.010 (1.62)	0.007* (1.88)
[村の特性]				
村の人口	0.009*** (2.77)	- 0.005 (0.92)	- 0.002 (0.29)	- 0.002 (0.23)
村の人口密度	0.004 (1.00)	0.009 (1.30)	0.034*** (6.03)	- 0.047*** (4.92)
[県の特性]				
県の常住人口	0.000 (0.55)	0.001* (1.94)	- 0.000 (0.08)	- 0.001* (1.70)
県の都市化率	0.001** (2.32)	- 0.002*** (3.19)	0.002*** (3.39)	- 0.000 (0.73)
対数尤度	- 4323.3			
サンプル数	4384			

a 平均値で評価した限界効果である。括弧内はz値の絶対値。

***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意なことを示す。

では「自営業」の選択に関して限界効果が正で有意となっているが、他の非農業選択に関しては有意な結果とはなっていない（「農業」選択の限界効果が負で有意）。既婚であることがリスクを軽減し、「自営業」選択をより促進していると解釈できるかもしれない。

人的資本の変数ではとくに就学年数に注目したい。「自営業」選択において就学年数は有意な限界効果が得られなかった。しかし、他の非農業、「非地元雇用就業」および「地元雇用就業」の選択に関しては正で有意な限界効果が得られている（「農業」選択の限界効果が負で有意）。学校教育（正規教育）は賃労働に有利な知識を培い、それは「自営業」の選択に対しては必ずしも貢献しないのかもしれない。

家族特性に関しては「非地元雇用就業」の選択に関して負で有意な限界効果が得られた。家族の人数が多いことが移動の費用（機会費用）を高め地元を離れて働く誘因を下げている。そのような解釈に立つと、「自営業」選択に関してこの変数の限界効果が正であることは、とくに地元で営業する場合「自営業」は「非地元雇用就業」に比べて機会費用の低いことが要因であるとも考えられる⁶⁾。

地域特性では村の人口の推定結果が特徴的である。すなわち、「自営業」選択に関しては正で有意な限界効果が得られているが、「農業」を含む他の選択に関しては有意とはなっていない。「自営業」に関してはより狭い範囲の市場規模が重要であることを示唆している。県特性では県の都市化率が「非地元雇用就業」の選択に関して負で有意な効果を持っている。県レベルの都市化が進んでいることが「自営業」の選択を促している一方、地元県の都市化が遅れていることが他地域へ移動して非農業に従事する誘因となっていることを示唆している。

V 世帯主と非世帯主

1 世帯主と非世帯主の違い

前節の分析により世帯主は家族の他の構成員（非世帯主）に比べて「自営業」を選択する可能性の高いことが明らかとなった。では、その選択に係る要因は世帯主と非世帯主で異なるであろうか、この点を検討するため本節では前節と同様のモデルを世帯主サンプルと非世帯主サンプルに分けて推定する。

家族を一つの経済主体と捉えると世帯主はその意思決定に中心的に関わっていると考えられる点がある。この点に注目した興味深い実証分析として梶谷・小原（2011）をあげることができる。同論文では農村部において土地経営権の賃貸市場が機能していない場合、1人当たり耕地面積は非農業の選択に対してマイナスの効果を持つという議論につぎのような新たな観点が加えられている。すなわち、家族内で離農者が出てもその土地を家族の別のメンバーが肩代わりして耕作しつづけるかぎり上記のようなマイナス効果が生じないと論じた上で、家族全体が農業を続けるか否かの決定権を有している世帯主については土地面積が就業選択にマイナス効果を有するが、世帯主以外の家族については肩代わりされるためマイナス効果が生じないという仮説が提起されている。同論文はこうした形で世帯主と非世帯主の間で就業選択要因が異なることを四川省における個別農家のデータを用いて検証している⁷⁾。

第5表には本稿における全サンプルを世帯主と非世帯主とに分けて、就業形態別の構成比および従事地の分布を示した。就業形態別構成比は両サンプルでかなり異なる。すなわち、「農業」従事者は世帯主サンプルでは33.3%であるのに対して

6) ただし、先に述べたように「自営業」においても地元ではなく移動先で営まれているケースが含まれている。

7) 農村から都市への短期労働移動（出稼ぎ）が個人の意思決定というより家計内意思決定に基づくことを指摘したのは Stark and Bloom（1985）である。

第5表 就業形態・地域別分布（世帯主・非世帯主別サンプル）

a. 世帯主サンプル

	就業形態		地域分布				
	人数	構成比(%)	本村	本県	本省	外省	海外
農業	431	33.3	431	-	-	-	-
地元雇用就業	398	30.8	159	239	-	-	-
非地元雇用就業	289	22.3	-	-	125	163	1
自営業	176	13.6	113	37	10	16	0
全体	1294	100.0	703	276	135	179	1

b. 非世帯主サンプル

	就業形態		地域分布				
	人数	構成比(%)	本村	本県	本省	外省	海外
農業	2119	57.7	2119	-	-	-	-
地元雇用就業	446	12.1	87	359	-	-	-
非地元雇用就業	897	24.4	-	-	411	484	2
自営業	212	5.8	48	79	49	34	2
全体	3674	100.0	2254	438	460	518	4

非世帯主サンプルでは57.7%と高い比率を示している⁸⁾。「自営業」については世帯主サンプルが13.6%であるのに対して、非世帯主サンプルでは5.8%に留まっている。

従事地の分布についても特徴が見られる。「自営業」について見ると世帯主サンプルでは全体の85.2%が「本村」か「本県」（すなわち「地元」）であるのに対して、非世帯主サンプルでは「地元」は59.9%を占めるにすぎない。また、同じ「自営業」選択について「地元」の中でも世帯主サンプルでは75.3%が「本村」であるのに対して非世帯主サンプルでは「本村」は37.8%にすぎない。非世帯主の「自営業」営業地は世帯主に比べて広域に亘っていると言えよう。先に述べたように本稿では定義上「自営業」の営業地は問わないが、推定結果の解釈においてこの地域分布の違いを考慮

する必要がある。

2 世帯主・非世帯主別の推定結果

世帯主サンプルと非世帯主サンプルに分けて多項プロビットモデルを推定した結果は第6表に示した。第4表と同様平均値で評価した限界効果を表示した。「自営業」の選択要因について両サンプルの間で結果はかなり異なる。まず、個人特性としての性別、年齢、婚姻者か否かについては非世帯主サンプルに関しては全サンプルの場合同様有意な限界効果が得られたのに対して、世帯主の場合はいずれも有意な結果とはならなかった（ただし、世帯主は全て婚姻者であるため、世帯主サンプルの推計においては婚姻ダミーを説明変数から除いた）。家族全体の利害をより考慮していると思われる世帯主の就業形態選択は自分自身の個人特性には依存しないのである。

人的資本の指標の内、就学年数については、世帯主サンプルにおいて正の限界効果が得られたものの有意性は高くなく（10%水準）、やはり学校

⁸⁾ 付論で述べたように「農業」について世帯主サンプルと非世帯主サンプルでは特定方法が異なるため、非世帯主サンプルにおける「農業」選択の比率が過大である可能性がある。

第6表 多項プロビットモデルの推計結果（世帯主・非世帯主別サンプル）^a

	a. 世帯主サンプル ^b				b. 非世帯主サンプル			
	自営業	非地元 雇用就業	地元 雇用就業	農業	自営業	非地元 雇用就業	地元 雇用就業	農業
[個人特性]								
性別ダミー	0.010 (0.17)	0.174** (2.41)	0.039 (0.54)	- 0.222*** (3.16)	0.040*** (5.12)	0.216*** (13.71)	0.056*** (4.35)	- 0.312*** (15.75)
年齢	- 0.004 (0.48)	0.023** (2.09)	- 0.015 (1.33)	- 0.003 (0.26)	0.011*** (4.06)	0.052*** (9.92)	0.021*** (5.00)	- 0.084*** (13.52)
(年齢) ²	0.000 (0.26)	- 0.000*** (3.32)	- 0.000 (0.94)	0.000* (1.89)	- 0.000*** (4.05)	- 0.001*** (11.18)	- 0.000*** (4.61)	0.001*** (14.54)
婚姻ダミー	-	-	-	-	0.098*** (5.04)	- 0.024 (1.01)	0.009 (0.43)	- 0.082** (2.55)
健康ダミー	0.072** (2.15)	0.007 (0.20)	0.031 (0.76)	- 0.109*** (2.76)	0.008 (0.45)	- 0.009 (0.22)	0.068** (2.01)	- 0.067 (1.41)
就学年数	0.005* (1.67)	- 0.003 (0.80)	0.000 (0.04)	- 0.003 (0.66)	0.000 (0.08)	0.009*** (3.96)	0.010*** (5.35)	- 0.019*** (7.01)
[家族特性]								
家族人数	0.026*** (2.63)	- 0.002 (0.20)	- 0.028** (2.13)	0.004 (0.29)	0.001 (0.47)	- 0.021*** (3.33)	0.003 (0.61)	0.017** (2.10)
家族1人当り請負地面積	0.014** (2.37)	- 0.012 (1.00)	- 0.024 (1.61)	0.023** (2.16)	0.000 (0.41)	- 0.000 (0.19)	- 0.004 (1.03)	0.004 (1.40)
[村の特性]								
村の人口	0.023** (2.37)	- 0.020* (1.69)	0.004 (0.32)	- 0.008 (0.54)	0.005* (1.69)	- 0.002 (0.28)	- 0.004 (0.81)	0.001 (0.16)
村の人口密度	0.003 (0.21)	0.010 (0.80)	0.035** (2.26)	- 0.048** (2.38)	0.004 (1.04)	0.008 (0.92)	0.030*** (5.77)	- 0.042*** (4.04)
[県の特性]								
県の常住人口	- 0.000 (0.56)	- 0.000* (0.40)	- 0.000 (0.49)	0.001 (1.21)	0.000 (1.20)	0.001** (2.55)	0.000 (0.47)	- 0.001*** (2.78)
県の都市化率	0.001 (1.39)	- 0.002* (1.78)	0.000 (0.20)	0.000 (0.34)	0.001* (1.80)	- 0.002*** (2.63)	0.002*** (3.89)	- 0.001 (0.83)
対数尤度		- 1295.0				- 2981.8		
サンプル数		1089				3295		

a 平均値で評価した限界効果である。括弧内はz値の絶対値。

***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意なことを示す。

b 世帯主は全員既婚者であるため、「婚姻ダミー」は説明変数から除いた。

教育が「自営業」選択に与える効果は弱い。非世帯主サンプルの推計では全サンプルを用いた推計同様、他の非農業、「非地元雇用就業」および「地元雇用就業」の選択に関して就学年数の限界効果が正で高い有意性を示している（「農業」選択には負の効果）。「自営業」選択には学校教育で学ぶ以外の人的資本が必要であることを示唆していると言えよう。

つづいて家族特性については「家族人数」, 「家族1人当り請負地面積」とも世帯主サンプルによる推計において正で有意な限界効果が得られた。それに対して非世帯主サンプルでは有意ではな

い。世帯主が家族全体の利害を考慮していることを示唆する結果と言ってよからう。ただし、世帯主サンプルにおいて「非地元雇用就業」の限界効果が有意ではないため、家族人数が多いことが移動の機会費用を高めるため、（移動しないで済む）「自営業」が選択され易いと解釈することは難しい。なお、「非地元雇用就業」の選択に関して「家族1人当り請負地面積」は世帯主サンプル、非世帯主サンプルとも有意な限界効果が得られず、梶谷・小原（2011）仮説の妥当性を検証することはできなかった。

地域特性としての村の人口については世帯主サ

ンプルが非世帯主サンプルに比べて限界効果、有意性ともに大きい。村の人口が有意に効くことに対して前節では「自営業」にとってより狭い範囲の市場規模が重要であるという解釈を述べた。世帯主の選択においては非世帯主の選択と比べてこの変数の限界効果が大きいというここでの結果は第5表で見たように世帯主による「自営業」は「本村」で営まれているケースが多く、非世帯主では地元から離れた地で営業されている場合が多いという事情を反映していると考えられる。

VI 結論

本稿では(狭義の)中原すなわち河南省農村部を対象として「自営業」選択の要因を明らかにすることを試みた。農村部における「自営業」以外の就業形態としては、農業に従事し続けるほか、地元で工場労働といった非農業に従事すること、地元の外に移動して非農業に従事すること、の3つを想定し、これら4つの就業形態の選択要因を多項プロビットモデルに従って推定した。さらに、サンプル全体を世帯主とその他の家族構成員とに分け、それぞれの就業形態選択を規定する要因を同様の多項プロビットモデルを用いて分析した。

説明変数としては4つのカテゴリーに属する要因、個人特性、家族特性、地域特性としての村の特性および県の特性を取り上げた。個人特性としてとくに注目したのは人的資本の指標である就学年数である。本稿の推定結果によると「自営業」選択にはこの就学年数は有意な効果を持たない。一方「自営業」以外の非農業、「地元雇用就業」および「非地元雇用就業」の選択に対しては就学年数は正で有意な効果を有する。「自営業」が企業家精神の具現化であるとするなら、そのために必要な知識は学校教育(正規教育)を通じて得られるとは限らないという解釈が成り立つかもしれない。

家族特性については、世帯主の「自営業」選択においては有意な効果を持つものの、非世帯主の選択には有意な効果を持たないというかなり明確

な違いが確認された。他方、性別、年齢といった個人特性は非世帯主の就業形態選択には有意に効いているのに対して、世帯主の選択には効かないという結果も得られた。これらは非世帯主の就業形態選択が世帯主のそれに比べてより高い個人的自由度を持っていることを示唆しているようにも思える。

地域特性に関してはより狭い地域である村の人口規模が「自営業」選択に対して正の効果を持っている。これは「自営業」の選択が市場の広さに依存していること意味し、その選択が経済的合理性に基づくものであることを示唆する。営業地域を見ると非世帯主の場合はより広域に及んでおり、世帯主の場合は地元での営業が多い傾向にある。村の人口に関する限界効果を比べると世帯主の場合が非世帯主の場合より大きいことも「自営業」選択が市場の広さという経済合理性に基づいている可能性を示しており、「自営業」が積極的性格を持つという仮説を支持している結果と言える。

調査方法、データ数の制約および分析方法等の問題から本稿で得られた「結論」はあくまで暫定的なものであり、未だ仮説の域を脱していないことは言うまでもない。本研究の結論により説得力を持たせるべく研究を続ける所存である。

付論 「農業」従事者の特定について

「農業」従事者の特定については世帯主サンプルと非世帯主サンプルの間で相違がある。アンケート項目には非農業の具体的業種を尋ねる質問が含まれている。まず、非世帯主サンプルについては非農業の業種を聞く質問に対する無回答を「農業」従事者と見なした。一方、世帯主サンプルの場合は同じ質問に対する回答は「その他」が非常に多かった(無回答は皆無であった)ため、「その他」との回答を「農業」従事者と見なした。ただし、世帯主サンプルについても「その他」の具体的記述により明らかに非農業とわかる場合はそ

れに従った。他方、非世帯主サンプルにおいては「その他」回答が極めて少ないため無回答を「農業」従事者と見なしたのである。

非世帯主サンプルにおける「農業」従事者のこのような特定方法には以下のような問題がある。まず、上述の意味で「農業」従事者でないサンプル（すなわち、非農業の業種を聞く質問に対して無回答のサンプル）であるにもかかわらず、（非農業）就業形態あるいは従事地に回答しているサンプルが存在する。こうしたサンプルは数が限られているため、就業形態あるいは従事地に関する回答を優先した（すなわち、そうしたサンプルは非農業従事と判断した）。一方、上述の意味で非農業従事と特定されたにも関わらず就業形態あるいは従事地が無回答のサンプルも比較的多く存在する。また、非世帯主サンプルにおける「農業」従事者のこうした特定方法は、家族中の子供あるいは高齢引退者も「農業」従事者と判断してしまう可能性がある。このことによる問題を緩和するために止むを得ず非世帯主サンプルについては15歳以上65歳未満に限定した。

参考文献

[日本語および中国語文献]

梶谷懐・小原江里香 (2011), 「農民の就業選択行動と土地経営権: 四川省・浙江省の農家マイクロデータ分析から」『中国経済研究』(現『中国経済経営研究』) 第8巻, 第1号, 3月, pp.21-39.

河南省統計局 (2014), 『河南統計年鑑』(2014年版) 北京: 中国統計出版社.

高波 (2011), 『浙商与粤商成長経験的研究』北京: 人民出版社.

国家統計局河南調査総隊 (2016) 『河南調査年鑑 2016』北京: 中国統計出版社.

村上直樹 (2011), 「農村地区工業化と人力資本的作用—以河南省回郷創業為例—」『河南大学学报』(社会科学版) 第51巻, 第2期, 3月, pp.32-42.

[英語文献]

Li, Kun and Changwen Zhao (2011), "Determinants of

Self-employment in China: Evidence from Cross-regional Data," *China & World Economy*, Vol.19, No.3, pp.49-67.

Matsumoto, Tomoya; Yoko Kijima and Takashi Yamano (2006), "The role of local nonfarm activities and migration in reducing poverty: evidence from Ethiopia, Kenya, and Uganda," *Agricultural Economics*, Vol.35, supplement, pp.449-458.

Ma, Xinxin and Quheng Deng (2016), "Economic Transition and Self-employment of Migrants in Urban China," 『中国経済研究』第13巻, 第1号, 3月, pp.78-92.

Ma, Zhongdong (2001), "Urban labour-force experience as a determinant of rural occupation change: evidence from recent urban-rural return migration in China," *Environment and Planning A*, Vol.33, pp.237-255.

Mohapatra, Sandeep; Scott Rozelle and Rachael Goodhue (2007), "The Rise of Self-Employment in Rural China: Development or Distress?" *World Development*, Vol.35, No.1, pp.163-181.

Pietrobelli, Carlo; Roberta Rabellotti and Matteo Aquilina (2004), "An Empirical Study of the Determinants of Self-employment in Developing Countries," *Journal of International Development*, Vol.16, pp.803-820.

Stark, Oded and David E. Bloom (1985), "The New Economics of Labor Migration," *American Economic Review* (AEA Papers and Proceedings), Vol.75, No.2 (May), pp.173-178.

Wang, Wen; Qiang Li; Donald Lien (2016), "Human capital, political capital, and off-farm occupational choices in rural China," *International Review of Economics and Finance*, Vol.42, pp.412-422.

Wang, Xiaobing; Jikun Huang; Linxiu Zhang and Scott Rozelle (2011), "The rise of migration and the fall of self employment in rural China's labor market," *China Economic Review*, Vol.22, pp.573-584.

Zhang, Jian; Linxiu Zhang; Scott Rozelle and Steve Boucher (2006), "Self-employment with Chinese Characteristics: The Forgotten Engine of Rural China's Growth," *Contemporary Economic Policy*, Vol.24, No.3 (July), pp.446-458.