

中国農村における非農業就業選択・労働供給分析

—河北省獲鹿県大河郷の事例を中心に—

ほう けん ひき とし
寶 劍 久 俊

はじめに

- I 調査対象地域の経済構造
 - II 農民の就業形態の決定因
 - III 就業構造変化の実証分析
- まとめ

はじめに

中国経済は、1978年の改革・開放以降、急速な経済発展を遂げてきた。その原因の1つとして考えられるのが、農村における制度改革である。農村部では、特に生産責任制の導入とそれに関連した人民公社制度の解体が、農業生産にとって大きなインパクトをもった^(注1)。つまり生産責任制が導入されることで、集団農業から農家を中心とする農業経営が普及し、共産党の農業生産への統制力は以前よりも弱まっていったのである。同時に、中国全体としての農業生産性が大きく向上したといわれている^(注2)。

しかし制度改革の効果は、農業面にとどまるものではない。生産責任制導入とともに、農村における就業構造は、大きな変貌を遂げていった。つまり生産責任制の導入が、農民の農業労働への締め付けを弱め、農民の非農業労働力化・兼業化をもたらす契機になったのである。その理由としては、第1に生産責任制（特に、各戸責任制）の下では、農民は農業生産の一定量を国や生産隊へ納めればよいので、労働時間配

分の自由度は高まり、以前よりも非農業部門での就業や兼業化が行いやすくなったという点が挙げられる^(注3)。そして第2に、生産責任制の導入によって、従来ならば集団農業に吸収されていた労働力が、農家の合理的な農業経営の結果、農家から排出されたことが指摘できる。

ただし中国農村では、1980年代まで地域間労働移動が厳しく制限されていたので、就業構造の変化は、必ずしも労働力の地域間移動を伴わなかった^(注4)。そのため、農村内部に郷鎮企業を育成することで、農村における余剰労働力を吸収するという政策がとられたのである。これは、一般に「離土不離郷」（農業を離れるが、農村から離れない）型発展モデルと呼ばれるものである。このような中国農村の経済発展を、二重経済モデルやトドロ・モデルを応用して考察している研究は幾つか挙げられる^{(注5)(注6)}。

しかし従来の研究では、農村工業化と就業構造変化のマクロ的な現象についての分析が中心であり、そこに内在するメカニズムをミクロ経済学的視点から解明しているとはいえない。例えば二重経済モデルやトドロ・モデルは、均質な労働者を仮定している。だが、現実の労働市場は教育水準、性別、年齢、出身階層、経歴、人的関係などの労働者の属性に応じた分断構造や階層性をもっている。労働供給面からいうと、個々の労働者は所与の社会・経済環境の中で、

自らの属性や効用に基づき、限られた情報の中で意思決定を行っている。他方、企業の労働需要は利潤最大化の結果としての派生需要であるため、企業が選択した生産技術によって必要とされる労働力の質は規定されるのである。二重経済モデルは、このような労働者・企業の多様性には焦点を当てておらず、農工間（都市農村間）賃金格差に基づく確率的な労働移動を描いているに過ぎない。そこで本稿の課題は、二重経済モデルをミクロ経済学的に掘り下げ、河北省獲鹿県大河郷の事例を用いて、就業構造変化を主として労働供給面から分析することにある。

ミクロ的な就業決定・労働供給決定において、特に重要な要素として挙げられるのは教育である。近年の内生的成長理論の展開に伴い、学校教育や実務訓練 (on-the-job-training) を通じた人的資本の蓄積が経済発展に対して多大に貢献している点が指摘されている^(注7)。しかし中国農村についての実証研究では、教育投資の収益性はそれほど高くないという論説も根強い^(注8)。それらの研究に関する共通点は、企業従業員データを利用している点にある。だが従業員データでは、教育による農業部門から非農業部門への就業確率の上昇という点を看過してしまう危険性がある。最近の研究では、教育は単に農業生産性に対してのみ影響を持つのではなく、むしろ農業部門から非農業部門への労働再配分効果を持つことが主張されてきている^(注9)。

そこで、本稿では教育投資の世帯純収入、農業生産性、非農業就業確率、そして労働供給に対する効果を、家計調査データを用いて検証することに焦点をおく。そのとき、単に世帯データのみを利用するのではなく、夫婦データを用いて分析を進める。それにより世帯属性と個人

属性を組み合わせた分析が可能となると同時に、非農業就業決定における男女間格差を明確にできる。

以上の理論モデルを実証するために、本稿の分析ではパターマン (L. Putterman) による河北省獲鹿県大河郷調査データ（以下、「大河郷データ」）を主として利用する^(注10)。このデータ・セットは、世帯・個人情報について家計調査に基づく詳細な情報（1979年・85年）を含んでおり、1983年に大河郷で導入された各戸責任制の世帯行動・所得水準に対する効果を解明するうえでも、時期的に适当である^(注11)。

本稿の構成としては、まず第Ⅰ節で獲鹿県および大河郷の概況とその分析意義をまとめる。第Ⅱ節で既存研究のサーベイとモデルの構築を行う。そのモデルに基づき、第Ⅲ節において世帯・夫婦に関する実証研究を行う。それらの分析結果と今後の課題を最後に要約する。

I 調査対象地域の経済構造

1. 獲鹿県および大河郷の特徴

ここでは獲鹿県の経済構造について、河北省のデータと比較しながらその特徴を簡単にまとめる^(注12)。まず農村社会総生産額から見ていく。獲鹿県および河北省の農村社会総生産額とその構成比については、表1に表わされている。それによると獲鹿県の1986年の農村社会総生産額において、農業部門の構成比が23.8%であるのに対して、工業部門の構成比が57.2%と極めて大きい比重を占めていた^(注13)。他方、河北省の農村社会総生産額の構成比は、農業部門が46.1%とかなりの比重を占めたが、工業部門は38.4%にとどまっている。1990年になると、獲鹿県

表1 農村社会総生産額構成

(1) 獲鹿県

(単位：万元)

	1986年		1990年	
	数 値	構成比(%)	数 値	構成比(%)
農村社会総生産額	55,857	100.0	135,061	100.0
(1) 農業	13,271	23.8	28,264	20.9
(耕種業)			15,089	11.2
(林業)			725	0.5
(牧畜業)			8,914	6.6
(副業)			3,115	2.3
(漁業)			421	0.3
(2) 工業	31,924	57.2	88,212	65.3
(3) 建設業	3,263	5.8	5,492	4.1
(4) 運輸業	4,068	7.3	8,362	6.2
(5) 商業・飲食業	3,331	6.0	4,731	3.5

(出所) 河北省統計局・河北省社会科学院経済研究所編『河北経済統計年鑑 1987年版』北京 中国統計出版社 463ページ／『河北経済統計年鑑 1991年版』632ページ。

(注) (1) 数値は名目価格表示である。

(2) 1986年における農業の内訳についてはデータが入手できなかったため、空欄としている。

(3) 1985年の農業総生産額が農村社会総生産額に占める比重は33.0%である。
国家統計局農村社会経済統計司編『中国分県農村経済統計概要 1980～1987』北京 中国統計出版社 1989年 6ページより推計。

(2) 河北省

(単位：億元)

	1986年		1990年	
	数 値	構成比(%)	数 値	構成比(%)
農村社会総生産額	378.3	100.0	873.0	100.0
(1) 農業	174.4	46.1	357.6	41.0
(耕種業)	125.3	33.1	238.6	27.3
(林業)	5.8	1.5	9.6	1.1
(牧畜業)	33.3	8.8	83.3	9.5
(副業)	7.2	1.9	16.3	1.9
(漁業)	2.9	0.8	9.9	1.1
(2) 工業	145.3	38.4	405.4	46.5
(3) 建設業	34.0	9.0	57.9	6.6
(4) 運輸業	5.5	1.4	23.0	2.6
(5) 商業・飲食業	19.1	5.0	29.2	3.3

(出所) 河北省人民政府办公厅・河北省統計局編『新河北四十年 1949～1989』北京 中国統計出版社 1989年 325ページ／『河北経済統計年鑑 1993年版』288ページ。

(注) 数値は名目価格表示である。

の工業化は一層進み、農村社会総生産額に占める工業生産額の割合は65.3%に達している(注14)。

さらに、国家統計局の農家調査に基づく世帯1人当たり平均純収入についても、獲鹿県は河北省平均と比べて高いことがいえる(注15)。獲鹿県の1980年の世帯1人当たり平均純収入は210元であったのに対して、河北省の平均は175元であった。そして1986年では、獲鹿県は655元であるのに対し、河北省平均は408元であった(注16)。獲鹿県と河北省全体との1人当たり平均純収入の格差は一層広がったのである。以上から、獲鹿県は工業化が進展した経済的に豊かな地域であると主張できる。

次に、大河郷の概況について簡単に述べておく(注17)。大河郷は、河北省の省都である石家庄市の北西15キロの所、また獲鹿県の中心地から

北東10キロの所に位置する郷である。大河郷の地形は全体的に平地で、土地は肥沃であり、1985年時点の人口は2万2980人、世帯数は5818である。そして郷内には16の生産大隊(村)、約100の生産隊数が存在する(注18)。大河郷の面積は40.07平方キロメートル、公式の耕地面積は3万1500畝(2100ヘクタール)である。耕地の多くは、ディーゼルあるいは電気ポンプを利用した井戸によって灌漑されている。大河郷の農業近代化状況についてのデータは入手できなかったため、獲鹿県のデータを代理として用いる。獲鹿県および河北省の農業近代化の状況は表2に示されている。それによると、獲鹿県の1980年時点での灌漑率は82.3%、85年では82.9%であり、それぞれ河北省全体の平均値である54.5%、54.1%を大きく上回っている。また獲鹿県

表2 河北省および獲鹿県の農業近代化状況

(1) 獲鹿県

	単位	1980年	1985年	1990年
灌漑率	%	82.3	82.9	82.4
機耕率	%	70.8	72.2	87.9
耕地面積当たり化学肥料投入	kg/畝	14.4	15.3	16.7
耕地面積当たり農業機械動力	kW/畝	270.0	537.1	667.7

(2) 河北省

	単位	1980年	1985年	1990年
灌漑率	%	54.5	54.1	57.3
機耕率	%	57.5	42.3	64.8
耕地面積当たり化学肥料投入	kg/畝	7.5	11.1	14.8
耕地面積当たり農業機械動力	kW/畝	125.8	201.4	287.0

(出所) 国家統計局農村社会経済統計司編『中国分県農村経済統計概要』北京 中国統計出版社 各年版／『河北経済統計年鑑』各年版／『新河北四十年 1949～1989』。

(注) (1) 灌漑率、機耕率とは全耕地面積に占める有効灌漑面積、機械耕作地面積の割合のことである。有効灌漑面積とは、一定の水源をもち、比較的平地な土地で、灌漑設備・工程が整っており、通常の年に灌漑可能な面積のことである。

(2) 化学肥料投入、農業機械動力は耕地面積当たりの数値である。

(3) 1畝=6.67a, 15畝=1ha。

は機耕率が高く、1980年には70.8%、85年には72.2%と河北省平均より高い水準にあった。加えて耕地面積当たり農業機械動力においても、獲鹿県は河北省平均の2倍以上の水準に達していた。

1960年代から70年代にかけて、大河郷経済の中心は農業であり、穀物生産（小麦・トウモロコシ）と綿花栽培を主としていた。特に1970年代は、食糧作物の作付面積当たり生産量が高く、河北省の平均水準を大きく上回っていた。河北省の食糧作物の作付面積当たり生産量は、1970年代の平均が123キログラム/畝、80～85年の平均は170キログラム/畝であったのに対し、大河郷の平均はそれぞれ270キログラム/畝、325キログラム/畝と2倍程度であった（1畝＝6.67アール）^(注19)。ただし郷営企業、村営企業、隊営企業なども1970年代には発展してきており、80年には工業部門が大河郷全体の総生産額の50%程

度を占めるようになっている^(注20)。

2. 大河郷の経済構造

大河郷の就業者構成（表3）を見ると、1980年には耕種業就業者が全就業者数の7割以上を占めていたことがわかる。しかし1983年の各戸責任制の導入以降、その割合は大幅に低下し、83年には68%、85年には61%にまで低下した。また、林業、漁業、牧畜業も含めた農業就業者の割合は、1980年の78%から、83年では70%、85年に至っては63%にまで下がっている。河北省農村の農業就業者比率が1980年では92%、85年でも80%であることと比較すると、大河郷の非農業就業の進展が明らかである^(注21)。

他方、村営企業や運輸業・労務輸出への就業者が増加している^(注22)。運輸業・労務輸出就業者の割合は1980年の11%から、85年には18%と7%程度も増加している。また村営企業就業者の割合も、1983年に大きく上昇し、7%以上を

表3 大河郷の就業者構成

（単位：人）

	1980年		1983年		1985年	
	数	値	構成比(%)	数	値	構成比(%)
全就業者数	10,499		100.0	11,707		100.0
(1) 農業	8,180		77.9	8,164		69.7
(耕種業)	7,646		72.8	7,962		68.0
(林業)	423		4.0	130		1.1
(牧畜業)	107		1.0	72		0.6
(漁業)	4		0.0	0		0.0
(2) 郷営企業	281		2.7	196		1.7
(3) 村営企業	368		3.5	851		7.3
(4) 契約工	303		2.9	304		2.6
(5) 運輸業・労務輸出	1,143		10.9	1,556		13.3
(6) 文教衛生	70		0.7	143		1.2
(7) その他	154		1.5	493		4.2

（出所） L. Putterman ed., *Hebei Province, Dahe Commune/ Township Data Sets and Codebook* (Ann Arbor: Center for Chinese Studies, University of Michigan), 1989より推計。

（注） 労務輸出とは、生産隊メンバーが、外部の建設プロジェクトなどに就業することである。

表4 大河郷の収入構成

(1) 生産隊の平均収入構成

(単位：元)

	1980年		1983年		1985年	
	数 値	構成比(%)	数 値	構成比(%)	数 値	構成比(%)
収入合計	73,027	100.0	114,830	100.0	176,878	100.0
(1) 農業	56,572	77.5	77,076	67.1	108,983	61.6
(耕種業)	54,220	74.2	71,944	62.7	90,039	50.9
(林業)	509	0.7	161	0.1	999	0.6
(牧畜業)	1,839	2.5	4,972	4.3	17,735	10.0
(漁業)	3	0.0	0	0.0	210	0.1
(2) 工業	1,333	1.8	4,985	4.3	13,542	7.7
(3) 労務輸出	5,109	7.0	10,465	9.1	21,954	12.4
(4) 運輸業	2,157	3.0	3,947	3.4	17,157	9.7
(5) 公社・大隊からの収入	4,168	5.7	139	0.1	38	0.0
(6) その他	3,688	5.1	18,217	15.9	15,205	8.6

(出所) 表3に同じ。

(注) (1) 数値は、生産隊の平均値である(名目価格表示)。

(2) 大河郷では、1985年末に生産隊は解体され、経済的機能は行政村やその下部組織に引き継がれた。

(2) 生産隊・生産大隊(村)の総収入構成

(単位：千元)

	1980年		1983年		1985年	
	数 値	構成比(%)	数 値	構成比(%)	数 値	構成比(%)
収入合計	8,066	100.0	12,855	100.0	19,493	100.0
(1) 農業	5,900	73.1	7,881	61.3	11,223	57.6
(耕種業)	5,468	67.8	7,180	55.9	9,026	46.3
(林業)	237	2.9	204	1.6	418	2.1
(牧畜業)	189	2.3	497	3.9	1,758	9.0
(漁業)	6	0.1	0	0.0	21	0.1
(2) 工業	968	12.0	1,629	12.7	2,783	14.3
(3) 建設運輸業	217	2.7	435	3.4	1,710	8.8
(4) 労務輸出	506	6.3	1,036	8.1	2,173	11.1
(5) その他	474	5.9	1,874	14.6	1,603	8.2

(出所) 表3に同じ。

(注) (1) 数値は名目価格表示である。

(2) 表は全生産隊の収入の合計と村レベルの収入の合計値である。ただし公社・大隊からの収入は除いてある。

(3) 生産大隊(村)レベルの収入の内訳では、建設業と運輸業が分けられていないため、ここでは両者を合計している。

(4) 表には、郷レベルの収入は含まれていない。

(5) 農村改革によって、1980年代初めに生産大隊は行政村に改編された。

占めるに至った。故に非農業分野での就業が、1983年の各戸責任制導入以降急速に増加しているといえる。

今度は収入額の構成比の変化について見ていく。まず大河郷の生産隊レベルの収入構成について見ると(表4-(1))、1980年には耕種業収入が生産隊収入の約74%を占めていたのに対して、85年には約51%と大幅に低下したことがわかる。また農業全体の構成比も1980年の78%から、85年には62%へ低下している。他方、非農業部門では工業、労務輸出、運輸業の部門での伸びが大きい。

次に、生産大隊(村)レベルの収入と生産隊レベルの収入を合わせた収入の構成を見てみる。表4-(2)に示されているように、やはり耕種業の全収入に占める割合は、1980年の68%から85年には46%と大幅に低下している。他方、建設・運輸業収入と労務輸出の構成比の上昇は著しく、5年間で両者を合わせて約10%上昇している。ただし工業収入の構成比については、1980年から85年にかけて大きな上昇を見せていない。

以上から、大河郷では収入面・就業面において非農業部門の比重が高まってきており、1983年の各戸責任制導入は、非農業部門が躍進する1つの契機となったことが主張できる。

このように、大河郷は地理的に恵まれた環境にあるため、非農業部門の発展水準が河北省全体の中で高い位置を占めていた。従って、当時の中国農村の典型的な地域とはいえない。しかし、大河郷のような先進地域を分析することは、農村工業化が進展してきている1980年代後半から90年代にかけての農村発展パターンの先行事例として重要な意義を持つ。同時に、都市近郊農村における労働市場の展開やそれに伴う地域内

所得格差の変容を見るうえでも非常に興味深い事例といえる。

II 農民の就業形態の決定因

この節では、はじめに中国の農家行動、所得決定因に関する既存研究をまとめ、その特徴と問題点を明らかにする。そのうえで、「ハウスホールド・モデル」(household models)に基づき、農家・農民の就業決定・労働供給をモデル化するとともに、それを実証するための計量モデルを提示する^(注23)。

1. 中国の農家行動、所得決定因についての既存研究サーベイ

中国における農家行動研究では、兼業は非農業就業リスク(解雇・失業)の削減効果、いわば「(失業)保険メカニズム」としての機能を持つことが強調されてきた^(注24)。そして、その背景には土地の又貸し(「転包」)市場の未発達や、土地の使用に対する村政府の対応の緩さがある点も実地調査によって明らかになっている^(注25)。ただし廬・戴が指摘するように、非農業就業・兼業化が、所得(消費)安定化のための手段であると同時に、所得増大効果を持つ点も看過すべきではない。農村における農業部門と非農業部門との間の賃金格差は、公式統計から把握することはできないが、いくつかの研究において、非農業就業と家計所得水準との間に正の関係があることが指摘されている。

例えばシオン・パターマン(B. Hsiung and L. Putterman)、カーン(A. Khan)、佐藤宏は農村調査による家計データを利用して、非農業就業が世帯1人当たり農家所得(純収入)に対して有意な正の効果を持つことを、回帰分析によっ

て実証している^(注26)。そのうえで、佐藤は非農業就業と所得水準との関係の背後に存在する非農業就業に対するアクセスの格差について分析を進めている。彼は非農業雇用機会へのアクセスの違いを、個人属性、世帯属性、地域の特徴という3つの要因によって解明している。結論として、男性、若年者、高学歴者、党員という属性を持つ人が非農業雇用へのアクセスがよいのに対して、世帯属性の影響は小さいという結果が提示されている。それと同時に、調査村の経済発展水準や労働市場構造の重要性も主張している。

同様に、ナイト＝宋 (J. Knight and L. Song) は全国農村データを利用して、賃金労働就業確率についてのロジット分析を行っている^(注27)。ロジット分析では男性、党員、高学歴者が賃金労働に就業しやすいという結果が出ている。さらに、家計を単位とした賃金労働への就業確率のロジット分析では、賃金労働への就業確率に対して世帯人数（労働者数）が有意な正の効果を持ち、世帯1人当たり耕地面積は負の効果を持つことが明らかになった。これらの結果は、四川省家計調査データを利用した趙の推計結果や、江蘇省家計調査データに基づく張他の研究結果とほぼ一致する^(注28)。

他方、非農業就業機会や農家所得水準と市場経済化との関係を、政治力学的側面を含めて分析した研究としては、ニー (V. Nee) やパリッシュ他 (W. Parish et al.) の研究がある^(注29)。彼らの研究においても、教育水準が非農業就業機会と所得水準向上に対して有意な効果を持っている点が指摘されている。さらに幹部経験などの政治的・人的ネットワーク要因は、家計所得や非農業就業確率に対して有意な効果を持たない

という推計結果を導出している。その結果から、コーポラティズム的關係、あるいは政治力の経済活動への介入は、市場経済の浸透とともに弱体化するという仮説を提起している^(注30)。

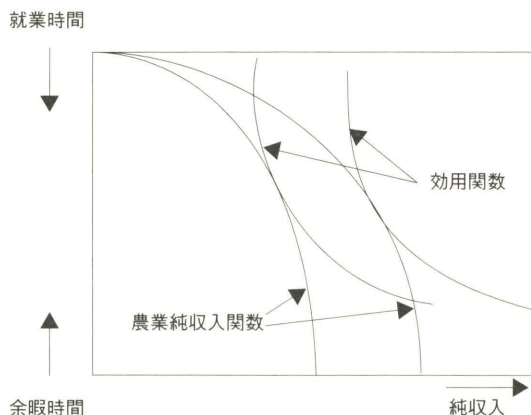
以上の既存研究から、非農業就業機会は教育水準などの個人属性、耕地面積などの世帯属性と密接な関係を持つことが指摘できる。しかし既存研究の欠点として、個人属性と世帯属性との相互関係についての分析が不十分であり、かつ理論的に精緻化されていないという問題がある。同時に、中国農家行動研究では、全体的に厳密な統計手法による分析が不足しており、印象論的な記述が目立つという欠点がある。近年の就業決定研究ではそのような欠点が克服される傾向にあるが、経済モデルに基づく理論化と統計的分析は決定的に不足しているといえる^(注31)。そこで、本稿では「ハウスホールド・モデル」に基づき、農家経済行動をモデル化し、既存研究における欠点を克服することを目指す。

2. 非農業就業選択モデル^(注32)

(1) 理論モデル

「ハウスホールド・モデル」の基本的なアイデアは、途上国世帯に関する2つの特徴に基づいている。第1に、家計と自営業（農業生産、家内工業など）会計が未分離であり、生産・消費・再生産に関する経済決定が1つの世帯のなかで統合されている点である。そして第2に、世帯内の個々人の意思決定が、その他の世帯構成員の意思決定から独立しておらず、相互に影響しあう点にある。従って、就業選択や労働供給は、単に本人の属性のみによって決定されるのではなく、自営業に関する要因や世帯員の就業状況・属性によって影響されるのである。この視点を導入して分析を行うことが、本稿のコ

図1 農業純収入関数と効用関数の形状



(出所) 筆者作成。

ントリビューションである。

まず分析の前提として、土地賃貸市場は存在しないこと、および外部からの農業労働者雇用は行われないことを想定する^(注33)。農家は、図1で示されるような農業純収入関数をもっており、その主たる労働者は夫・妻の2人で構成されていると仮定する^(注34)。その農業純収入関数の形状は、農業資本、土地面積、農業経験の高低によって決まる。また農業のほかに、この経済では工業部門などの非農業部門が存在し、非農業部門の雇用機会は一定の賃金率 W を伴って提示されると想定する。そのとき農家の総収入は、以下のように表現できる。

$$Y = f(L_f^M, L_f^F; K, T, E^M, E^F) + W^M L_w^M + W^F L_w^F \quad (1)$$

Y : 純収入

f : 農業純収入関数

L_f : 農業就業時間 (M : 夫, F : 妻)

K : 農業資本

T : 耕地面積

E : 農業経験年数

W : 非農業部門の賃金率

L_w : 非農業就業時間

農家の農業純収入関数に対して、次の仮定をおく。

$$\frac{\partial f}{\partial L_f^i} > 0, \quad \frac{\partial^2 f}{\partial L_f^i \partial L_f^i} < 0 \quad i = M, F$$

農家・農民は所得・余暇の選好を行っている。農家の効用は、以下の効用関数によって表わされている。

$$U = U(Y, L_h^M, L_h^F; \delta) \quad (2)$$

δ : 世帯類型 L_h : 余暇時間

効用関数については次の仮定をおく。

$$\frac{\partial U}{\partial \Omega} > 0, \quad \frac{\partial^2 U}{\partial \Omega \partial \Omega} < 0, \quad \Omega = L_h^M, L_h^F, Y$$

従って、農家・農民の最適化問題は、

$$\text{Max } U = U(Y, L_h^M, L_h^F; \delta)$$

$$\text{s.t. } Y = f(L_f^M, L_f^F; K, T, E^M, E^F)$$

$$+ W^M L_w^M + W^F L_w^F$$

$$\bar{L} = L_f^i + L_h^i + L_w^i \quad \bar{L}: \text{総時間}$$

となる。

ここで農業労働の限界収入と、余暇と農業純収入との限界代替率が等しいときの賃金率を「留保賃金率」とする。その「留保賃金率」は、均衡条件から

$$W_r^i = W_r^j(W^j, E^M, E^F, K, T, \delta) \quad (3)^{\text{注35}}$$

$$i, j = M, F, \quad i \neq j$$

という誘導型で表現される。この誘導型の特徴は、留保賃金率が個々人の属性のみによって決定されるのではなく、自営農業の農業資本額・耕地面積や配偶者の市場賃金率によって決まる点である。特に、自営農業に関する変数が留保賃金率に影響を与えることが、先進国の労働供給モデルとの大きな違いとなっているのである。

この最適化問題の解についてのインプリケーションを、図による表現を利用しながらまとめ

表5 非農業就業選択・労働供給に関する変数の仮説

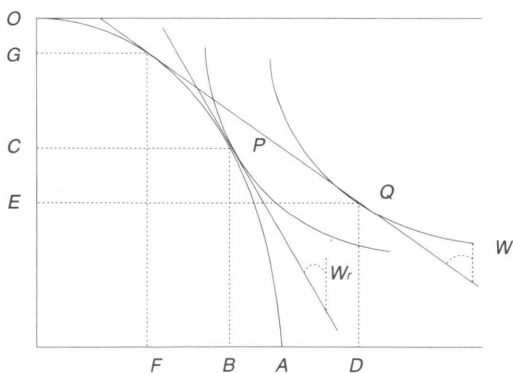
説明変数	市場賃金率 (+)	留保賃金率 (-)	アクセス要因 (+)	予想される符号
年齢	+	++		-
本人の教育水準	++	+		+
性別(男性労働力比率)	++			+
耕地面積		++		-
農業資本額		++		-
幼児の存在		++		-
拡大家族		--		+
配偶者の教育水準		++		-
政治的地位			++	+
非農業就業経験	+		++	+
幹部経験	+		++	+
兵役経験	+		++	+

(出所) 筆者作成。

(注) (1) 「+」は説明変数がプラスの効果を持つこと、「-」はマイナスの効果を持つことを表わしている。符号の数は、影響の大きさを示している。そして予想される符号は、すべての効果のネットの符号である。

(2) 変数の詳細な定義については表6を参照のこと。

図2 非農業就業選択および労働時間配分



(出所) 筆者作成。

(注) 図では、夫婦の就業決定を世帯単位で集計した形で単純化して表現している。従って、理論モデルにおける配偶者賃金変化の効果は、図では示されていない。

る。図2の点Pでは、農業純収入関数と効用関数との接線が、市場賃金率の直線と一致する。このとき賃金率 W は、「留保賃金率」 W_r と等しい。この点Pを「兼業化点」と呼ぶ。それより

賃金率が高くなると、農民は兼業・非農業就業を選択する。つまり

$$W^i \geq W_r^i \text{ ならば 兼業・非農業就業}$$

$$W^i < W_r^i \text{ ならば 農業専業}$$

という選択を農民が行うのである(注36)。仮に、農民が兼業・非農業就業を選択可能であれば、点Qにおいて効用最大化が実現できる。このときの農民の農業就業時間はOG、非農業部門での就業時間はGEとなるのである。

「留保賃金率」 W_r に系統的な影響を与える変数をベクトル X とすると、 W_r は次の式で近似できる。

$$\log W_r^i = w_r^i = X\alpha + \varepsilon \quad (4)$$

α : パラメーター ε : 攪乱項

また市場賃金率 W に影響を与える変数をベクトル Y とすると、 W は、

$$\log W^i = w^i = Y\beta + u \quad (5)$$

β : パラメーター u : 攪乱項

と表わされる。ただし ε, u は平均ゼロ、分散 $\sigma_\varepsilon^2, \sigma_u^2$ 、相関係数 ρ の 2 次正規分布を形成すると仮定する。すべてのサンプル N 人のうち、はじめの K 人が兼業・非農業就業者、残りの $N-K$ 人が農業専業労働者とする、サンプル全体の尤度関数は、以下ようになる。

$$L(\alpha, \beta, \sigma) = \prod_{j=1}^K \Pr[w_j^i > w_{rj}^i] \\ \cdot \prod_{j=K+1}^N \Pr[w_j^i < w_{rj}^i]$$

これを最大にする α, β, σ が最尤推定量である。

さらに非農業就業時間 (図 2 の GE) についての労働供給関数は、以下のように定義できる。

$$W^i > W_r^i \quad L_w^i = L_w^i(W^i, W^j, E^M, E^F, \\ K, T, \delta) \quad (6)$$

ただし非農業時間比率がデータとして存在するのは、非農業就業者のみであり、その他の人について非農業就業時間データは存在しない。従って、非農業就業者のみを対象として非農業労働供給関数の推計を行うと、推計値にバイアスが発生してしまう。セレクションによるバイアスを抑える手法としては、ヘックマン (J. Heckman) のセレクション・モデル (selection model) による推計がある。これはプロビット分析によるセレクション項 (ミルズ比の逆数) を回帰式に加え、労働供給関数を推計するという手法である (注37)。本稿ではこの手法を用いて、非農業労働供給関数の推計を行う。そこで以下では、就業決定・労働供給決定に関する各変数についての仮説をまとめていく。

(2) 市場賃金率に影響を与える変数

ここでは教育水準、性別という 2 つを考える。教育水準は人的資本の高さ、つまり労働生産性の高さのシグナルである。他方、性別と市場賃

金の関係は、その地域の産業構造に依存する。大河郷では、郷営企業と村営企業の集団所有企業が発展しており、1985年の大河郷に登録されている全企業の総収入に占める郷営・村営企業の収入の割合は約91%、全企業の就業者数に占める郷営・村営企業の就業者数比率は約93%である (注38)。そこで集団企業の産業分類を見てみると、65ある郷営・村営企業のうち機械部品関係が14社を占め、ついでレンガ工場が13社、繊維関係が5社など、比較的肉体労働を中心とする産業が発展している。この点を考慮すると男性に対する労働需要が高いことが予想される。

(3) 留保賃金率に影響を与える変数

留保賃金率の誘導型である (3) 式から、年齢、耕地面積、農業資本額、世帯類型、配偶者の教育水準が決定因となる。年齢は農業経験年数の代理変数である (注39)。また耕地面積、農業資本額についてはそれらが大きいほど、農業の限界純収入が上昇するので、留保賃金率にプラスの効果を与える。世帯類型については、幼児の存在と拡大家族という面から捉える。幼児が存在すると、その世話が必要となるので、農業労働や家事労働が好まれると考えられる。また拡大家族であれば、それだけ非農業労働に対するプッシュ要因が強くなることが予想される。他方、配偶者の市場賃金率は教育水準によって決まる。夫婦の労働が代替的であれば、配偶者の教育水準上昇は留保賃金率に対してプラスの効果を持つ。

(4) アクセス要因

賃金労働へのアクセスの良さを表わす変数としては、政治的地位、幹部経験の有無、兵役経験などの政治的・人的ネットワーク要因がある (注40)。党員、幹部経験者、兵役経験者であ

ば、一般の農民に比べて農村外部と接触する機会が多く、外部の人・組織との間のネットワークが形成され、それを通じて有利な情報を獲得

していることが考えられる。また企業にとっても彼らを雇用することは、資金面での融通や党との良好な関係を築くうえでもメリットがあ

表6 変数の定義、およびカテゴリーの分けかた一覧表

変数	カテゴリー数, 単位	分類方法
世帯純収入	元	世帯の総収入から自営経営費支出, 課税公課, 生産性固定資産減価償却, 調査補助金を差し引いたもの
耕種業純収入額	元	「農業」(耕種業, 林業, 牧畜業, 漁業, 副業の合計)のうち, 作物栽培である耕種業収入額から, 機械耕作・機械播種費, 役畜使用料, 農機具購入・修理費, 種子費, 肥料費, 水力・電力費の中間投入支出額を差し引いた金額
非農業就業者	2	郷営企業, 村営企業, 契約工, 共同企業(「連合企業」), および運輸業, 建設業, 商業, 飲食業, その他賃金労働への就業者
非農業就業時間比率	%	非農業部門での就業時間比率の合計
年齢	歳	満年齢
教育水準	6	非識字=1, 初級小学校(1~4年)程度=2, 高級小学校(4~6年)程度=3, 初級中学校程度=4, 高級中学校程度=5, 高級中学校以上=6
拡大家族ダミー	2	「拡大家族」=1, それ以外=0
幼児ダミー	2	世帯内に6歳未満の幼児がいる=1, いない=0
政治的地位ダミー	2	党員・団員である=1, 党員・団員ではない=0
幹部経験ダミー	2	1979年以前で生産大隊, 公社, 国家幹部経験者=1, 未経験者=0
兵役経験ダミー	2	1979年以前に兵役経験あり=1, なし=0
非農業就業経験ダミー	2	1979年以前に幹部, 医者, 工場労働者などの非農業就業経験あり=1, なし=0
労働者数	人	世帯内の15歳以上70歳未満の労働者数
男性労働力比率	%	労働者に占める男性労働者の割合
耕地面積	畝	自留地, 口糧田, 責任田の合計面積
作付面積	畝	作付(「播種」)面積の合計
総固定資本額	元	世帯が保有する総固定資本額
農業資本額	元	世帯が保有する農業に関する資本額

(出所) 筆者作成。

(注) (1) 小学校のカテゴリーを1つにした分析も行ったが, 以下の推計結果に対して大きな変化をもたらさなかった。

(2) 「拡大家族」とは, 「夫婦と未婚の子以外に父母, 親戚などが1人でもいる家族」と定義している。

る(注41)。さらに党員、幹部経験者、兵役経験者は生産大隊の管理・運営の経験によって、労働者・企業家としての経済的価値が高いとの指摘もある(注42)。

以上が農外就業決定・非農業労働供給についての仮説である。仮説の概要は表5にまとめている。これに基づいて、世帯全体および夫婦の就業決定について次節で検証していく。

III 就業構造変化の実証分析

1. 使用するデータについての説明

就業決定・労働供給モデルの実証分析では、「大河郷データ」のうち、世帯と個人についての個票データを利用する。「大河郷データ」の1979年家計調査では、サンプリングの方法として有意選出法が採られている。具体的にいうと、生産隊を抽出単位として、経済水準(上・中・下)に応じて5つの生産隊を有意に選出し、その抽出単位内のすべての調査単位(世帯)を調査対象としているのである。そして1986年にパターマンがそれらの世帯に対して追跡調査を行い、85年度のデータを収集した(注43)。ここでは主に、1985年調査の世帯・個人データを利用している。本稿の分析対象となるのは、1組以上の夫婦が存在する世帯であり、単身・片親世帯は分析対象としていない(注44)。さらに、世帯構成員間(夫婦間)の行動様式をより明確化するため、世帯・個人データを世帯単位データと夫婦単位データに再編集した。世帯・夫婦に関する基本統計量はそれぞれ、付表3、4に要約されている。

就業構造の変化を実証するためのデータの加工方法については、表6にまとめている。本稿

では、15歳以上70歳未満の人をサンプルとして取り上げている。特に重要な変数である「非農業就業者」については、以下の職業に就業している人と定義した。

・郷営企業、村営企業、契約工、共同企業(「連合企業」)、輸送業、建築業、商業、飲食業、その他の賃金労働への就業者(注45)

他方、「家事・農業専従者」を自営農業(耕種業、林業、牧畜業、漁業)に専業している人、あるいは農業と家事労働のみをしている人と定義した(注46)。また「非農業就業時間比率」は、上記の部門への就業時間比率の合計である。

2. 世帯に関する推計結果

(1) 世帯純収入の決定因

まず世帯純収入に対する教育や非農業就業時間比率の影響を分析する。純収入関数についての推計結果は、表7に示されている。そこでは通常最小二乗法(OLS)による推計結果と2段階最小二乗法(2SLS)による推計結果の2つが提示してある。前者は世帯純収入の決定要因を完全誘導型で推計したものであり、後者は非農業就業時間比率が内生変数であることを考慮して、第1段階で推計された内生変数(非農業就業時間比率)の値を誘導方程式による予測値で置き換え、第2段階でOLSによって推計したものである。

OLSでは、平均教育水準、労働者数、耕地面積、総固定資本額、2つの村ダミーは純収入に対して有意な正の効果をもたらすという結果となった。他方、政治的地位、幹部経験という政治的・人的ネットワーク要因は有意ではなかった。

ただし教育には、直接純収入を高める効果と、非農業就業時間比率増大を通じた間接効果の2

表7 世帯純収入関数の推計結果

変数	OLS		2SLS	
	偏回帰係数	標準回帰係数	偏回帰係数	標準回帰係数
労働者平均年齢	8.6 (0.422)	0.029		
労働者平均教育水準	326.4* (1.875)	0.121	-162.5 (-1.056)	-0.060
男性労働者比率	9.539 (0.883)	0.046		
非農業就業時間比率			50.8*** (4.160)	0.243
耕地面積	137.0** (2.305)	0.156	211.2*** (4.283)	0.240
総固定資本額	33.9×10^{-2} *** (5.650)	0.306	32.1×10^{-2} *** (5.687)	0.289
労働者数	417.2*** (4.077)	0.292	505.3*** (6.544)	0.353
幼児ダミー	-135.2 (-0.553)	-0.032		
拡大家族ダミー	415.4 (1.529)	0.099		
政治的地位ダミー	45.8 (0.181)	0.010		
幹部経験ダミー	-621.3 (-1.623)	-0.093		
村ダミー1	49.7 (0.126)	0.009		
村ダミー2	1291.4*** (4.070)	0.264		
村ダミー3	838.0** (2.110)	0.128		
村ダミー4	178.9 (0.564)	0.037		
定数項	-1218.4 (-0.858)		-924.2* (-1.661)	
修正決定係数	0.489		0.473	
サンプル・サイズ	203		203	

(出所) 筆者推計。

(注) (1) ***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを示す(以下、同様)。

(2) カッコ内の値はt値である。

(3) 標準回帰係数とは、説明変数と被説明変数双方を、各々の変数の平均と分散で標準化し、回帰分析を行ったときの係数である。

(4) 政治的地位ダミーは世帯内の夫について、党員・団員の人がいるかどうかのダミー変数であり、幹部経験ダミーも世帯内の夫について、幹部経験者がいるかどうかのダミー変数である。

つがあると推測される。従って、第1段階で世帯非農業就業時間比率に関する回帰分析を行い、世帯全体としての非農業就業の決定因を明らかにすると同時に、第2段階推計で教育の直接・間接効果を分ける必要がある。そこで2SLSによる推計を実施した(注47)。

第1段階である世帯平均非農業就業時間比率についての推計結果によると(表8)、労働者平均教育水準、男性労働力比率、3つの村ダミーは非農業就業時間比率に対して有意な正の効果を持つのに対し、耕地面積と幼児ダミーは有意な負の効果を持つことが明らかになった。他方、労働者平均年齢、農業資本額、拡大家族ダミー、政治的・人的ネットワーク要因は有意ではなかった。しかし、概ね表5でまとめた仮説と一致する結果となっている。また標準回帰係数の大きさから、教育水準と村ダミーが、非農業就業時間比率の主要な決定因であることが指摘できる。

さらに表7の2SLSの結果から、非農業就業時間比率は、世帯純収入に対して有意な正の効果を与えていることが実証された。例えば非農業就業時間比率0%の世帯と50%の世帯では、世帯純収入に関して後者が前者に比べて約2500元高いという結果になった。ただし教育の直接効果については、有意とならなかった。その他の変数に関する結果は、OLSによる推計結果とほぼ一致している。以上の推計結果から、教育は世帯純収入に対して直接的な効果を持つのではなく、むしろ非農業就業時間比率の上昇を通じて、世帯純収入に有意なプラスの効果をもたらしていると主張できる。

(2) 耕種業生産関数推計結果

次に農業純収入のうち、耕種業に関する生産

表8 世帯非農業就業時間比率に関するOLS推計結果(第1段階推計結果)

変数	偏回帰係数	標準回帰係数
労働者平均年齢	-0.114 (-0.470)	-0.041
労働者平均教育水準	6.947*** (3.331)	0.270
男性労働力比率	0.348*** (2.680)	0.174
耕地面積	-1.516** (-2.310)	-0.180
農業資本額	0.102×10^{-2} (1.417)	0.097
幼児ダミー	-6.094** (-2.080)	-0.151
拡大家族ダミー	2.094 (0.743)	0.052
政治的地位ダミー	0.351 (0.116)	0.008
幹部経験ダミー	1.638 (0.357)	0.026
村ダミー1	-0.174 (-0.038)	-0.003
村ダミー2	13.197*** (3.578)	0.282
村ダミー3	13.932*** (2.945)	0.222
村ダミー4	13.428*** (3.526)	0.287
定数項	4.540 (0.268)	
修正決定係数	0.198	
サンプル・サイズ	203	

(出所) 筆者推計。

関数推計を行った。中国の広義の「農業」には耕種業、牧畜業、林業、副業、漁業が含まれる。ここでは、大河郷農業における耕種業の比重の高さ、牧畜業・副業との生産技術体系の違い、食糧買付制度による世帯に対する食糧生産割当の存在などの点を考慮して、耕種業に絞った生

産関数分析を実施した(注48)。

モデルとしてはコブ=ダグラス型生産関数を想定し、被説明変数として耕種業純収入額をとり、生産要素として作付面積、農業資本額、農業労働(非農業就業時間の割合をウェイトとした労働者数)を用い、自然対数をとっている。ここでは作付面積と農業労働が内生変数であることを考慮し、誘導型方程式を用いた2段階推計(2SLS)を行い、内生バイアスを除去している(注49)。またヒックス中立的な技術的効率性を表現する変数として、労働者平均年齢、労働者平均教育水準、男性労働力比率を第2段階推計式に導入している。

耕種業生産関数の推計結果は、表9に示されている。ここでは、村ダミーを挿入したモデル1と村ダミーを外したモデル2という2つの推計を行った。2つのモデルによる推計結果の共通点は、土地弾力性の高さにある(注50)。これは中国農業における耕地面積不足の状況および土地賃貸市場の欠如を表現しているといえる。さらに、労働者平均教育水準は農業生産性に対しては有意な効果を持たないという結果も共通である。また、教育水準以外の労働者平均年齢と男性労働力比率という技術的効率性に関する変数も、モデル1における労働者平均年齢を除き、有意ではなかった。この結果から、平均教育水準、年齢構成、男性比率といった技術的効率性に関する世帯属性は、必ずしも農業生産性に影響を与えないことが明らかになった。

他方、双方の推計法で農業労働に関する結果が異なっている。モデル1では農業労働の弾力性は有意ではなかったのに対し、モデル2による農業労働の係数は有意であった。モデル1では村ダミー1が有意であることから、地域的要

表9 耕種業生産関数推計結果

変数	モデル1	モデル2
労働者平均年齢	$0.700 \times 10^{-2*}$ (1.741)	0.341×10^{-2} (0.956)
労働者平均教育水準	-0.851×10^{-2} (-0.277)	0.010 (0.317)
男性労働者比率	0.075 (0.446)	0.146 (0.796)
ln(農業労働)	0.013 (0.124)	0.143* (1.760)
ln(農業資本額)	-0.570×10^{-2} (-0.248)	0.026 (1.385)
ln(作付面積)	0.998*** (4.487)	0.615*** (6.674)
村ダミー1	0.291** (2.475)	
村ダミー2	0.054 (1.008)	
村ダミー3	0.010 (0.127)	
村ダミー4	0.042 (0.687)	
定数項	4.599*** (9.423)	5.336*** (17.870)
修正決定係数	0.752	0.682
サンプル・サイズ	200	200

(出所) 筆者推計。

(注) (1) 被説明変数は、耕種業純収入額について自然対数をとったものである。

(2) 耕種業収入額が0である3つの世帯については、サンプルから除いてある。

(3) 作付面積・農業労働が内生変数であることを考慮して、労働者平均年齢、労働者平均教育水準、男性労働力比率、幼児ダミー、政治的地位ダミー、幹部経験ダミー、拡大家族ダミー、村ダミーを外生変数として2SLSで推計している。

因が農業労働と関係している可能性がある。他方、農業資本に関してはモデル2による推計では、プラスの値をとっているが、有意ではない。

以上の世帯純収入関数と耕種業生産関数の推

計結果から、教育投資は世帯純収入、および耕種業生産性に対して直接的な効果を持たず、むしろ非農業就業確率を上昇させる間接的な効果を持つことがいえる。つまり農業就業から非農業就業への労働再配分を通じて、教育は世帯純収入に有意なプラスの効果をもたらしているのである。さらに世帯全体としての非農業就業時間比率決定が、「ハウスホールド・モデル」によって導出された仮説を全体的に支持する結果となったのである。

非農業就業が世帯純収入向上に貢献していることは、表10-(1)の夫婦就業形態別世帯1人当たり純収入のクロス表からも明らかである。この表によると、夫が非農業就業している世帯1人当たり純収入は、夫の農業・家事専業世帯のそれに比べて、有意に高いという結果が出ている(注51)。ただし妻の就業形態別世帯1人当たり純収入には、有意な差が見られなかった。従って、夫の就業形態が世帯1人当たり純収入格差の主要な要因となっていると主張できる(注52)。

また1985年時点での就業形態に基づき79年時点での世帯1人当たり純収入を比較したものが表10-(2)である。それによると、1979年時点での世帯1人当たり純収入について、夫の就業形態間で有意な差は存在しなかった。加えて、大河郷における1979年の世帯1人当たり純収入のジニ係数は0.197、85年のジニ係数0.257と比較して、不平等度が拡大している。これらを考慮すると、経済改革による非農業部門の発展とそれに伴う労働力の再配分は、世帯間の所得格差発生の一因となったと結論づけることができる。

3. 夫婦の非農業就業選択に関する分析結果

非農業就業は、世帯純収入に対して有意な効果をもたらすが、非農業部門への就業確率はす

表10 就業形態別世帯1人当たり純収入

(1) 1985年の夫婦の就業形態別世帯1人当たり純収入平均 (単位：元)

		妻		
		農業・家事専業	兼業・非農業就業	計
夫	農業・家事専業	533.3 (42)	653.9 (5)	546.1 (47)
	兼業・非農業就業	808.8 (157)	865.4 (40)	820.3 (197)
	計	750.7 (199)	841.9 (45)	767.5 (244)

(出所) 筆者推計。

(注) (1) カッコ内の数値はサンプル・サイズを示している。

(2) ここでは、夫・妻が非農業就業していることが収入に対して持つ効果を明確にするために夫婦ごとに世帯1人当たり純収入を計算した。従って、サンプルサイズが244となっている。

(2) 1985年の夫婦就業形態による1979年の世帯1人当たり純収入平均 (単位：元)

		妻		
		農業・家事専業	兼業・非農業就業	計
夫	農業・家事専業	332.1 (42)	279.3 (5)	326.5 (47)
	兼業・非農業就業	298.1 (157)	261.2 (40)	290.6 (197)
	計	305.3 (199)	263.2 (45)	297.5 (244)

(出所) 筆者推計。

(注) 1979年以降分離・独立した世帯については、分離・独立する以前に夫が所属していた世帯についての世帯1人当たり純収入に基づき集計している。

べての個人について一定ではない。ここでは夫・妻各々について非農業就業確率をプロビット・モデルによって推計し、非農業就業確率の差を明らかにする。ただしプロビットに関しては、誘導型モデルを用いた単一式推計を行って

いる。この手法では、配偶者の情報は、その属性に関する外生変数を通じて本人の就業選択に影響を与えること、および就業選択と労働供給が独立した形で決定されることを前提としている。従って、本稿では夫婦の就業選択・労働供給の同時決定性を構造的に取り入れたシステム推計は実施しておらず、推計法に関しては改善の余地があることを記しておく。

夫についてのプロビット・モデル推計結果は、表11に示されている。それによると、非農業就業に対して年齢、夫の教育水準、耕地面積、非農業就業経験は有意で、かつ予想通りの符号をとっている。ただし年齢と教育水準に関しては、有意水準はそれほど高くない（10%有意）。農業資本額については有意ではあるが、予想とは逆に正の符号をとっている。これは、非農業就業による収入増加が農業資本購入を促進し、農業労働が農業資本によって代替されるという逆の因果関係や、農業資本の自営運輸業への流用と関係している可能性がある（注53）。また政治的地位、幹部経験、軍役経験などの政治的・人的ネットワーク要因は、有意ではなかった。政治的・人的ネットワーク要因が有意ではない点は、ニーの分析結果と一致しており、経済発展水準の高い地域ではそれらの影響力が小さくなる、という彼の仮説を支持する結果となった。さらに妻の教育水準についても、夫の就業選択に有意な効果を持たないという結果となった。また幼児ダミーと拡大家族ダミーも、夫の就業決定に関して有意な効果をもたらしていない。

各変数の非農業就業確率への影響をより明確にするために、シミュレーション分析を行った（非農業就業確率の基準値は83%）（注54）。年齢が30歳と60歳のケースでは、それぞれの非農業就業

確率は89%と71%となり、両者の差は約18%と高い値をとっている。他方、教育水準に関して、非識字者と高級中学校程度の場合の非農業就業確率は70%と89%となり、後者のケースの方が約19%高いという結果になった。また耕地面積が9畝と3畝のケースでは、非農業就業確率は72%と92%となり、前者のケースは後者に比べて夫の非農業就業確率が20%低くなっている。

次に妻についてのプロビット・モデルの推計結果を見てみる（注55）。表11によると、年齢、幼児ダミーは予想通りの有意な推計結果を得られたが、村ダミー以外のその他の変数について、すべて有意ではなかった。自らの教育水準は予想通り正の値をとったが、有意ではない。従って、教育は女性の非農業就業確率を有意に高めるとはいえない。その理由としては、女性労働の方が当該地域の経済構造の影響を受けやすく、教育水準の高さが直接非農業就業に結びつかないことが考えられる。この推論は、村ダミーに関するシミュレーション結果（後述）からも支持される。また夫の教育水準の高さ、つまり非農業就業確率の高さは妻の就業選択に有意な効果をもたらさない。

妻の推計結果と夫の推計結果との大きな違いは、幼児の存在が妻の農外就業確率を大きく低下させている点である。これは、妻が育児などの家事労働を主として担っていることを表現していると推測できる。また耕地面積、農業資本額についても有意ではなかった。これらの留保賃金要因が有意ではない理由として、妻と高齢労働者、あるいは女性労働間の代替性が影響していることが考えられる（注56）。つまり代替労働の存在が、妻の就業決定に対する効果を相殺している可能性がある。従って、より純粋な妻の

表11 非農業就業選択のプロビット・モデル推計結果

説明変数	夫		妻	
	係 数	平均での弾力性	係 数	平均での弾力性
夫年齢	-0.027* (-1.772)	-0.232		
妻年齢			-0.032** (-2.026)	-1.941
夫教育水準	0.210* (1.671)	0.174	-0.095 (-0.559)	-0.570
妻教育水準	0.138 (1.194)	0.092	0.165 (1.448)	0.796
農業資本額	$0.202 \times 10^{-3}***$ (2.629)	0.053	0.349×10^{-4} (0.665)	0.066
耕地面積	-0.177*** (-3.162)	-0.253	-0.056 (-1.101)	-0.578
幼児ダミー	-0.178 (-0.713)	-0.017	-0.517** (-2.167)	-0.354
拡大家族ダミー	0.067 (0.285)	0.009	0.093 (0.398)	0.093
政治的地位ダミー	-0.110 (-0.539)	-0.034		
非農業就業経験ダミー	0.530* (1.872)	0.037		
幹部経験ダミー	0.412 (0.827)	0.008		
軍役経験ダミー	-0.048×10^{-1} (-0.011)	-0.092×10^{-3}		
村ダミー1	-0.379 (-1.014)	-0.014	-0.269 (-0.559)	-0.071
村ダミー2	0.503* (1.663)	0.031	0.676* (1.940)	0.298
村ダミー3	1.685** (2.535)	0.037	1.047** (2.490)	0.165
村ダミー4	0.189 (0.605)	0.009	1.090*** (3.123)	0.395
定数項	1.633 (1.423)	0.363	-0.044 (-0.040)	-0.701
$\log L$	-90.09		-97.74	
尤度比検定量	58.94		37.81	
サンプル・サイズ	244		244	

(出所) 筆者推計。

(注) (1) 夫と妻の年齢は、極めて相関が強い(相関係数0.96)ため、多重共線性を考慮して、推計時には片方の年齢のみ導入している。

(2) 妻に関しては、政治的・人的ネットワーク要因変数の欠損が多いため、それらの変数は説明変数に加えていない。

(3) 平均での弾力性とは、平均値で評価した各変数の非農業就業確率に対する弾力性である。

就業選択を見るためには、世帯類型をさらにコントロールする必要がある。実際、世帯類型を世帯内の夫婦数でコントロールした分析結果では、留保賃金率に関する変数が有意となった^(注57)。従って、妻の就業は世帯類型による影響が大きく、世帯類型をコントロールすることで妻の家計内での役割がより明確になる。

夫と同様に、妻についてもシミュレーション分析を行った（基準値は18%）。30歳と60歳のケースの非農業就業確率はそれぞれ24%と6%であり、前者が後者に比べて18%も高くなっている。また幼児の存在は、妻の非農業就業確率を24%から13%へと大きく低下させているのである。ただし妻に関してはむしろ村ダミーの効果が強く、2つの村ダミーについては、妻の非農業就業確率を約28%も低下させている。これは夫の村ダミーの影響が10%程度であるのと比較して、かなり高い数値である。

以上のようにプロビット・モデルの推計結果の特徴として、(1) 夫と異なり、妻の教育水準は自らの非農業就業確率に関して、有意な効果をもたらしていないこと、(2) 夫の非農業就業確率に関して政治的・人的ネットワーク要因が有意でないこと、(3) 妻の非農業就業確率に関して、地域的要因や世帯類型要因が大きく作用していることが主張できる。

4. 夫婦の非農業労働供給関数に関する分析

プロビット・モデルの推計結果に基づき、セレクション・モデルによる非農業労働供給関数の推計を行った。まず夫に関する推計結果を見ていく。表12によると、夫に関しては、年齢が高い人ほど非農業就業時間比率が高くなるという結果が出た。これは非農業就業確率の結果とは逆の符号をとっており、年齢の効果は就業形

態決定と労働時間決定では異なることが明らかになった。また自らの教育水準に関しても、有意ではないがプラスの符号をとっている。しかし、妻の教育水準が有意な正の符号をとっている。理論的には妻の教育水準は負の符号をとると予想されたが、結果は逆であった。このことは、農業・家事労働について夫の労働と妻の労働が完全代替ではないことを示唆すると推測される。

さらに拡大家族要因が、非農業就業時間比率に対してプラスの効果を持つという結果が出ている。これは夫婦以外の労働力の存在がプッシュ要因となり、夫の非農業就業時間比率増進効果を持つことを表現していると解釈できる。他方、農業資本と耕地面積は留保賃金率の点から妥当な符号であるマイナスの値をとっているが、有意ではない。また政治的・人的ネットワーク要因についても、すべて有意ではなかった。

以上から夫の非農業労働供給に対して、年齢の上昇、拡大家族という要因はプラスの効果を持つと指摘できる。

次に妻の非農業労働供給関数の推計結果を見てみる（表12）。妻に関しては、教育が非農業就業時間比率に対してプラスの効果を持つという結果となった。これは世帯についての分析結果、つまり労働者平均教育水準が非農業就業時間比率に対して有意な正の効果を持つことと整合的である。他方、夫の教育水準、農業資本額、耕地面積については予想通りの符号をとったが、有意ではなかった。また夫と同様、拡大家族要因が非農業就業時間比率上昇に対してプラス要因となっている。従って、夫婦以外の世帯内代替労働力の存在が、妻の非農業就業時間比率を高めているといえる。ただし非農業就業選択と

表12 非農業労働供給関数の推計結果

説明変数	夫		妻	
	係 数	標準回帰係数	係 数	標準回帰係数
夫年齢	0.459** (2.422)	0.265		
妻年齢			-0.603 (-1.026)	-0.146
夫教育水準	1.884 (1.302)	0.113	-0.266 (-0.048)	-0.007
妻教育水準	2.532* (1.965)	0.185	8.158* (1.743)	0.276
農業資本額	-0.783×10^{-3} (-1.268)	-0.101	-0.273×10^{-2} (-1.358)	-0.183
耕地面積	-0.546 (-1.006)	-0.080	-1.223 (-0.668)	-0.099
幼児ダミー	-0.166 (-0.063)	-0.005	3.647 (0.410)	0.059
拡大家族ダミー	8.650*** (3.385)	0.247	31.620*** (3.496)	0.511
政治的地位ダミー	-0.292 (-0.152)	-0.012		
非農業就業経験ダミー	2.995 (1.095)	0.084		
幹部経験ダミー	-1.412 (-0.310)	-0.024		
軍役経験ダミー	-3.814 (-0.860)	-0.063		
セレクション項	-11.496* (-1.665)	-0.178	5.756 (0.432)	0.068
定数項	53.747*** (4.333)		36.485 (1.008)	
修正決定係数	0.123		0.325	
サンプル・サイズ	197		45	

(出所) 筆者推計。

異なり、幼児ダミーは有意にならなかった。

以上のセレクション・モデルとプロビット・モデルの推計結果から、教育投資は夫の非農業部門への就業確率に対してプラスの効果を持つのに対し、妻に関しては非農業部門での就業時間比率を高めていると結論づけることができる。従って、世帯に関する推計結果と合わせると、教育は農業生産向上効果よりも、むしろ非農業

部門への就業を促進し、労働再配分を進展させる機能を持っていると主張できる。これは教育投資の収益性分析を重視する、中国における既存研究に欠けていた視点であり、佐藤，ナイト＝宋，バリッシュ他の分析結果と一致するものである。さらに、拡大家族要因が夫婦の非農業就業確率ではなく、非農業就業時間比率に対して有意なプラスの効果をもたらすことも分析

結果から明らかになった。

ただし非農業労働供給に関する推計結果は、全体的に良好ではない。その理由として、就業時間が需要側の要因によって強くコントロールされているため、労働者にとって効率的な労働時間配分が必ずしも実現されていない可能性がある。この点に関する詳細な分析は今後の課題とする。

ま と め

河北省獲鹿県大河郷における1980年代中頃の労働市場の機能を、非農業就業選択過程を中心に労働供給面から分析してきた。本稿の分析から主張できることは、人民公社解体以降、中国農村の先進地域である大河郷において、一定水準の効率的な労働市場が形成されてきていることである。確かに中国には様々な特有の規制、制約が存在するため、労働者や世帯の選択・行動が阻害されうる面も多々ある。例えば、労働移動の制限、農作物の生産割当、農産物価格の規制、土地の平等主義的分配、濃厚な人的ネットワーク関係の存在、地域主義的経済政策など、必ずしも合理的な経済行動が可能な経済環境が完備されていないかもしれない。しかし分析結果から、全体的に見て、河北省大河郷の労働者が労働需要側から提示される市場賃金率と、自営農業から提示される留保賃金率との比較に基づき、就業形態を決定しているという行動原理の存在が主張できる。また非農業就業を通じて、世帯間の所得格差が拡大してきている点も明らかになった。すなわち、人民公社時代に抑制されていた労働市場が、農村改革によってその機能を向上させてきており、個人・世帯属性に応

じた就業形態の差や所得格差を生み出す要因となったのである。

本稿では、特に教育投資の経済効果を「ハウスホールド・モデル」によって分析するという試みを行った。世帯に関する分析結果として、(1) 教育投資の農業（耕種業）生産性向上に対する直接的な効果は存在しないこと、(2) 教育が非農業就業の増大という労働再配分効果を持つこと、(3) 非農業就業を通じて、間接的に教育は世帯純収入水準にプラスの影響を与えることが主張できる。さらに夫婦に関する分析結果から、(1) 夫・妻によって教育の労働再配分効果が異なること、つまり教育は夫の非農業就業確率向上、妻の非農業就業時間比率の上昇効果を持つこと、(2) 政治的要因・人的ネットワーク要因は、夫の非農業就業確率に対して有意な効果を持たないこと、(3) 世帯類型の違いは夫婦の非農業就業時間比率に影響を与えると同時に、特に妻の非農業就業選択に強く影響することなど、既存研究では十分に指摘されていない様々な結果が導かれた。

これらの発見は、中国農村の労働市場を「蘇南モデル」などの地域発展モデルや「余剰労働」という言葉で一括りにしてしまうマクロ的分析の危険性を表現するといえる。世帯・個人情報と当該調査地域の経済構造や制度的側面を組み合わせて、理論的かつ統計学的に分析していくことは、今後の中国における就業選択・労働供給研究を進展させるうえで不可欠である。

また、1990年代以降急増している「出稼ぎ労働」に関する意思決定についても、基本的に「ハウスホールド・モデル」を用いて分析可能であると筆者は考えている。ただし、過酷な肉体労働や失業の危険性が常に伴う「出稼ぎ労働

働」と村内非農業就業との間には、労働者の質や就業環境に大きな格差があることを考慮しなければならない^(注58)。従って、「農業就業」、「非農業就業」という2つの区分だけでなく、「非農業就業」を細分化するとともに、労働市場の需給均衡を視野に入れて分析を進める必要性がある。

最後に、今後の分析課題として以下の3点を挙げる。まず第1に、教育機会格差に関する研究である。農村部では教育費用（機会費用を含む）の高さから、子供が中退したり進学を断念せざるを得ないというケースがしばしば見られる^(注59)。本稿では非農業就業を通じた教育と所得との正の関係が実証された。このことを踏まえると、貧困者層に対する所得補助や融資制度の拡充などを通じた流動性制約の緩和は、教育機会拡大および長期的視点での貧困解消に貢献すると推察される。ただし、教育機会の分析には郷村レベルの財政負担状況や教育制度に関する詳細な調査が必要となる。

第2に企業・職業属性や内部労働市場構造に関する情報と世帯・個人データの融合である。本稿の分析では、データの制約上、農業・非農業就業選択という外部労働市場分析が中心であり、企業内部の賃金制度、職階制度、就業環境などの側面を分析に導入できなかった。今後の研究では、就業先企業に関する労働需要構造や内部労働市場の情報と世帯・個人データを組み合わせ、就業決定に関する詳細な分類とそれに基づく推計が必要となる^(注60)。これは「出稼ぎ労働」研究にとって重要な視点である。

そして第3の課題として、不確実性や市場の不完全性・不完備性などの視点を導入し、中国を含めた途上国の実状をより反映したモデル構

築と実証研究を行うことが挙げられる。このようなモデルを実証するためには、パネルデータ(panel data)が不可欠である。現在、中国農業部固定観察点調査の農家パネルデータを利用した分析を準備中であり、その結果については別稿に期したい。

(注1) 生産責任制についての主要な研究としては、中国農村発展問題研究組編『農村経済変革の系統考察』北京 中国社会科学出版社 1984年/山本祐美「中国農業の近代化」(紙谷貢編『アジア農業発展の多様性』アジア経済研究所 1986年)/同「中国農業における組織改革」(山本裕美編『アジアの農業組織と市場』アジア経済研究所 1988年)/劉徳強・大塚啓二郎「労働誘因と生産責任制——農業集団の理論と中国農業の制度変革——」(『アジア経済』第28巻第3号 1987年3月)などが挙げられる。

(注2) 生産責任制導入の農業生産への効果に関するマクロ計量分析には、J. McMillan, J. Whalley and L. Zhu, "The Impact of China's Economic Reforms on Agricultural Productivity Growth," *Journal of Political Economy*, vol. 97, no. 4, Aug. 1989, pp. 781-807/S. Fan, *Regional Productivity Growth in China's Agriculture* (Colorado: Westview Press, 1990)/Y. Lin, "Rural Reforms and Agricultural Growth in China," *American Economic Review*, vol. 82, no. 1, March 1992, pp. 34-51/中兼和津次『中国経済論』東京大学出版会 1992年 第4章/G. Wen, "Total Factor Productivity Change in China's Farming Sector: 1952-1989," *Economic Development and Cultural Change*, vol. 42, no. 1, Oct. 1993, pp. 1-41などがある。

(注3) このことは、必ずしも農民負担が軽減したことを意味しない。中国における農民負担の制度的変遷と負担の実態を研究したものとしては、黄麗敏「改革期中国における農民負担問題の研究」(『アジア経済』第39巻第1号 1998年1月)が挙げられる。

(注4) 戸籍(「戸口」)制度と人口移動の関係については、前田比呂子「中華人民共和国における『戸口』管理制度と人口移動」(『アジア経済』第34巻第2号 1993年2月)を参照。ただし一部沿海地域では、1980年代末から農村人口の都市への大規模な移動(一般に「盲流」、「民工潮」と呼ばれる)が顕在化していた。

(注5) 嚴善平「中国における農村労働市場の研究」(『アジア経済』第31巻第3号 1990年3月)/栗林純夫「中国の二重経済発展」(『アジア研究』第37巻第3号 1991年6月)/加藤弘之「経済改革と人口流動」(岡部達味・毛里和子編『改革・開放時代の中国』日本国際問題研究所 1991年)などの研究がある。

(注6) 近年の中国における農村工業化・農村都市化発展戦略は、「離土不離郷」から「離土又離郷」(離農し、離村する)へ重点が移されてきている。中国の地域間労働移動の現状については、大島一二『中国の出稼ぎ労働者』芦書房 1996年/嚴善平「中国の地域間労働移動」(『アジア経済』第38巻第7号 1997年7月)/同「1990年代中国における地域間人口移動の実態とメカニズム」(『大原社会問題研究所雑誌』第468号 1997年11月)/南亮進・牧野文夫編『流れゆく大河——中国農村労働の移動——』日本評論社 1999年を参照。

(注7) この分野に関しては、P. Romer, “Increasing Returns and Long-Run Growth,” *Journal of Political Economy*, vol. 94, no. 2, Oct. 1986, pp. 1002-1037/R. Lucas, “On the Mechanics of Economic Development,” *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, no. 1, July 1988, pp. 3-42など膨大な研究蓄積がある。また農業生産性に対する教育投資の効果についての研究サーベイとしては、M. Lockheed, D. Jamison and L. Lau, “Farmer Education and Farm Efficiency: A Survey,” *Economic Development and Cultural Change*, vol. 29, no. 1, Oct. 1980, pp. 37-76を参照。

(注8) 李実・李文彬「中国教育投資的個人収益率の估計」(趙人偉・基斯格里芬編『中国居民收入分配研究』北京 中国社会科学出版社 1994年)/X. Meng and P. Miller, “Occupational Segregation and Its Impact on Gender Wage Discrimination in China's Rural Industrial Sector,” *Oxford Economic Papers*, vol. 47, no. 1, Jan. 1995, pp. 136-155などの研究は、教育年数を組み込んだ賃金関数推計を行っている。推計結果としては、2つの研究とも中国農村における教育投資の経済効果に対して否定的である。

(注9) 教育の労働再配分効果を理論的かつ実証的に分析した最近の研究としては M. Fafchamps and A. Quisumbing, “Human Capital, Productivity and Labor Allocation in Rural Pakistan,” *Journal of Human Resources*, vol. 34, no. 2, Spring 1999, pp. 369-406が挙げられる。また中国農村を対象とした研

究としては D. Jamison and V. der Gaag, “Education and Earnings in the People's Republic of China,” *Economics of Education Review*, vol. 6, no. 2, 1987, pp. 161-166/H. Wu and X. Meng, “The Direct Impact of the Relocation of Farm Labor on Chinese Grain Production,” *China Economic Review*, vol. 7, no. 2, Fall 1997, pp. 105-122. などがある。

(注10) L. Putterman ed., *Hebei Province, Dahe Commune/Township Data Sets and Codebook* (Ann Arbor: Center for Chinese Studies, University of Michigan, 1989). この調査は1970~79年データについては、79~80年にかけてバトラー (S. Butler) が米中学術交流学会 (Committee on Scholarly Communication with the People's Republic of China) の協賛、中国科学院農業経済研究所の協力の下で調査を行ったものであり(調査期間は約6カ月)、80~85年データについては、バターマンが河北省社会科学院の協力の下、86年に生産隊、家計についての追跡調査を行ったものである(調査期間は約9週間)。

(注11) 大河郷家計調査データの精度を確認するため、教育水準・非識字率に関して人口センサスとの比較を行った。詳細は付表1に示されているが、比較の結果、教育水準・非識字率に関して大河郷データは人口センサスと整合的であるといえる。また中国の人口センサスの評価に関しては松田芳郎・寶劍久俊「中国の政治・経済変動と統計調査データ」(『経済研究』第50巻第2号 1999年4月)を参照のこと。

(注12) 獲鹿県は1994年に市へ昇格しており、地名が鹿泉市に改編されている(国務院1994年5月18日批准)。

(注13) 獲鹿県に関する1986年以前の農村社会総生産額データの詳細は、河北省統計局・河北省社会科学院経済研究所編『河北経済統計年鑑』石家庄 中国統計出版社 各年版、河北省人民政府弁公庁・河北省統計局編『新河北四十年 1949~1989』石家庄 中国統計出版社 1989年、および国家統計局農村社会経済統計司編『中国分県農村経済統計概要』北京 中国統計出版社 各年版には記載されていないので、86年以降のデータを使用した。

(注14) 郷村1人当たり農村社会総生産額においても、獲鹿県は河北省平均を大きく上回っている。1986年における獲鹿県の1人当たり農村社会総生産額が1961元であったのに対し、河北省全体としての値は、わずかに783元であった。『河北経済統計年鑑 1987年

版』274～275, 463ページ, 『河北経済統計年鑑 1988年版』668ページ, 『中国分県農村経済統計概要 1980～87』6ページより推計した。ただし獲鹿県についての1986年郷村人口データが入手できなかったため, 87年の郷村人口/県年末総人口比率を用いて, 86年郷村人口を推計した。

(注15) 「純収入」とは全年総収入から自営業経営費, 課税公課, 生産性固定資産償却費, 調査補助金を差し引いたものである。小島麗逸編『中国経済統計・経済法解説』アジア経済研究所 1989年 308ページ。

(注16) 『新河北四十年 1949～1989』441, 464ページ。

(注17) 大河郷の概況については, L. Putterman, “Entering the Post-Collective Era in North China: Dahe Township,” *Modern China*, vol. 14, no. 3, July 1989, pp. 419-450 / idem, *Continuity and Change in China's Rural Development* (New York: Oxford University Press, 1993), Chapter 3 に依拠している。また当該地域の情報を補完・確認するものとして, 獲鹿県と隣接する欒城県・正定県の県志を利用した。河北省欒城県地方志編集委員会編『欒城県志』北京 新華出版社 1995年 / 河北省正定県地方志編集委員会編『正定県志』北京 中国城市出版社 1992年。

(注18) 農村改革に伴い, 大河郷では1980年代初めに生産大隊は行政村に改編された。また生産隊も1985年末に解体され, 生産隊の経済的機能は行政村やその下部組織に引き継がれた。

(注19) 『河北省統計年鑑 1991年版』408, 410ページ, および Putterman ed., *Hebei Province*... より推計した。ただし1970年代初頭については, 大河郷の生産隊データに1割程度の欠損があるため, それらを除外して計算した。

また獲鹿県と隣接する欒城県や正定県の1970年代における食糧作物の作付面積当たり生産量平均は, それぞれ255キログラム/畝, 251キログラム/畝であり, 80～85年の平均は311キログラム/畝, 310キログラム/畝であった。従って大河郷だけが突出して生産性が高いのではない。欒城県, 正定県データについては, 河北省欒城県地方志編集委員会編『欒城県志』301ページ, 河北省正定県地方志編集委員会編『正定県志』239～240ページ。

(注20) Putterman, “Entering the Post-Collective...,” p. 293.

(注21) 『新河北四十年 1949～1989』323ページ。

(注22) 労務輸出とは, 建設プロジェクトなどの外部労働に生産隊メンバーが就業することである。

(注23) ハウスホールド・モデルの概要については, I. Singh, L. Squire and J. Straus eds., *Agricultural Household Models: Extensions, Applications and Policy* (Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1986) / E. Sadoulet and A. de Janvry, *Quantitative Development Policy Analysis* (Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1995), Chapter 6 / 黒崎卓「アジア農業における経済改革, 構造調整, 市場化——ハウスホールド・モデル・アプローチ——」(アジア経済研究所「経済改革下のアジア農業と経済発展」研究会1997年度報告書) mimeo 1998年2月を参照。

(注24) 主要な研究としては, 廬邁・戴小京「現段階農戸経済行為浅析」(『経済研究』1988年第7期 1988年7月)(後に発展研究所総合課題組『改革面臨制度創新』上海 上海三聯書店 1988年に収録) / 韓俊「我国農戸兼業化行為研究」(『経済研究』1988年第4期 1988年4月) / 大島一二「農村工業は就業構造をいかに変えた」(渡辺利夫編『中国の経済改革と新発展メカニズム』東洋経済新報社 1991年) / 陸学芸主編『改革中の農村と農民』北京 中共中央党校出版社 1992年 / 馬鴻運等『中国農戸経済行為研究』上海 上海人民出版社 1993年などがある。

(注25) 農業部固定観察点調査によると, 世帯当たり平均の又借り耕地面積の全耕地面積に占める割合は, 1986年ではわずか3.3%であり, 90年でも3.8%に止まっている。他方, 村幹部に対する調査では, 粗放な農業経営農家に対する処罰(罰金, 農地の回収)実施率の低さ, 安価な請負費(地代)徴収額という点が実証されている。中共中央政策研究室・農業部農村固定観察点弁公室編『全国農村社会経済典型調査数値匯編』北京 中共中央党校出版社 1992年 6, 420, 441～442ページを参照。

(注26) B. Hsiung and L. Putterman, “Pre- and Post-Reform Income Distribution in a Chinese Commune: The Case of Dahe Township in Hebei Province,” *Journal of Comparative Economics*, vol. 13, no. 3, Sep. 1989, pp. 406-445 / A. Khan, “The Determinants of Household Income in Rural China,” in *The Distribution of Income in China*, ed. K. Griffin and R. Zhao (London: Macmillan, 1993), pp. 95-115 / 佐藤宏「村落レベルにおける所得分配」(中兼和津次編『改革以降の中国農村社会と経済』筑波書房

1997年)／H. Sato, "Income Generation and Access to Economic Opportunities in a Transitional Economy," *Hitotsubashi Journal of Economics*, vol. 39, no. 2, Dec. 1998, pp. 127-144.

(注27) J. Knight and L. Song, "Workers in China's Rural Industries," in *The Distribution of Income* . . . , pp. 173-215.

(注28) 趙耀輝「中国農村労働力流動及教育在其中的作用」(『経済研究』1997年第2期 1997年2月)(後に杜鷹・白南生他『走出鄉村——中国農村労働力流動実証研究——』北京 経済科学出版社 1997年に収録)／張林秀・羅澤爾(S. Rozelle)・霍艾米「農村經濟發展労働力市場发育関係研究」(『中国農村經濟』1998年第7期 1998年7月)。

(注29) V. Nee, "Social Inequalities in Reforming State Socialism: Between Redistribution and Markets in China," *American Sociological Review*, vol. 56, no. 3, June 1991, pp. 267-282／idem, "The Emergence of a Market Society: Changing Mechanisms of Stratification in China," *American Journal of Sociology*, vol. 101, no. 4, Jan. 1996, pp. 908-949／W. Parish, X. Zhe and F. Li, "Nonfarm Work and Marketization of the Chinese Countryside," *China Quarterly*, no. 143, Sep. 1995, pp. 697-730.

(注30) ただし彼らの主張と対立するものとしては、ワルダー(A. Walder), オイ(J. Oi)の研究がある。彼らは、毛沢東時代からの地方政府(幹部)の行政能力が改革開放以降も維持・強化されている点を強調する。地方幹部は、地域全体としての経済パフォーマンスの最大化を目的として経済運営に介入し、そこから発生した経済的余剰を地域住民に再分配する利害調整機能を果たしているという。つまり地方におけるコーポラティズムの存在を強調しているのである。A. Walder, "Local Government as Industrial Firm," *American Journal of Sociology*, vol. 101, no. 2, Sep. 1995, pp. 263-301／J. Oi, "The Role of the Local State in China's Transitional Economy," in *China's Transitional Economy*, ed. A. Walder (Oxford: Oxford University Press, 1996), pp. 170-187.

(注31) 理論的かつ実証的に優れた例外的な研究としては、D. Yang, "Education and Off-Farm Work," *Economic Development and Cultural Change*, vol. 45, no. 3, April 1997, pp. 613-632が挙げられる。

(注32) モデル作成にあたって、以下の文献を参照

した。鳥居泰彦「農家家計構成員の労働供給スケジュール(Ⅰ)」(『三田学会雑誌』第58巻第5号 1965年5月)／D. Sumner, "The Off-Farm Labor Supply of Farmers," *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 64, no. 3, Aug. 1982, pp. 499-509／W. Huffman and M. Lange, "Off-Farm Work Decision of Husbands and Wives: Joint Decision Making," *Review of Economics and Statistics*, vol. 71, no. 3, Aug. 1989, pp. 471-480／樋口美雄『日本経済と就業行動』東洋経済新報社 1991年 第6章／J. Newman and P. Gertler, "Family Productivity, Labor Supply and Welfare in a Low Income Country," *Journal of Human Resources*, vol. 29, no. 4, Fall 1994, pp. 989-1026／黒崎「アジア農業における……」／E. Sadoulet, A. de Janvry and C. Benjamin, "Household Behavior with Imperfect Labor Markets," *Industrial Relations*, vol. 37, no. 1, Jan. 1998, pp. 85-108.

(注33) 農業部固定観察点調査によると、家庭経営における臨時工・長期工雇入れ日数が、1986～91年平均でわずかに12.6日であり、全労働投入日数の2.5%の比重しか占めていない。中共中央政策研究室・農業部農村固定観察点弁公室編『全国農村社会……』11ページ。

(注34) 1985年から食糧契約買付制度が導入されるなど、農産物の生産者価格の二重性(「双軌制」)が強まってきているため、実際の農業純収入関数はより複雑なものとなる。ただし本稿では、農産物価格分析が中心テーマではないため、農産物価格を明示的にモデルに採り入れていない。他方、二重価格制下の経済構造を理論的に分析した研究としては、T. Sicular, "Plan and Market in China's Agricultural Commerce," *Journal of Political Economy*, vol. 96, no. 2, April 1988, pp. 283-307がある。

(注35) 正確な数式展開は、

$$W_i^j(D^j=0)=W_i^j(E^M, E^F, K, T, \delta),$$

$$W_i^j(D^j=1)=W_i^j(W^j, E^M, E^F, K, T, \delta)$$

D^j : 非農業就業していれば1、していなければ0を表わす変数

となるが、サンプル・サイズの制約上、夫婦就業タイプ別推計では尤度関数が収束しなかったため、数式モデルの展開も簡略化してある。より正確で、詳細な数式展開(クーン・タッカー条件も含む)については筆者まで請われたい。

(注36) 農業純収入と非農業部門からの収入に不確

実性が存在する場合、農家・農民の期待効用最大化の下での就業形態決定問題は、近似的には以下のように表現される。

$$E[W^i] - A[Cov(Y, W^i)] \geq E[W^j] - A[Cov(Y, W^j)]$$

ならば兼業・非農業就業

$$E[W^i] - A[Cov(Y, W^i)] < E[W^j] - A[Cov(Y, W^j)]$$

ならば農業専業

E : 数学的期待値のオペレータ,

Cov : 共分散のオペレータ,

A : アロー＝プラットの絶対的危険回避度
(Arrow-Pratt coefficient of absolute risk aversion)

従って就業形態は期待賃金率だけでなく、個々人の危険回避度や就業別賃金率と所得との共分散の程度に依存する。データの制約上、本稿ではこのモデルに基づく推計は行っていない。この数式展開は、T. Kurosaki, "Economic Diversification at the Household Level and Development of Rural Markets," (アジア経済研究所「農業発展における市場・組織・制度」研究会 1998 年度報告書) mimeo, March 1999 に依拠している。

(注37) セレクション・バイアスについての詳細は、J. Heckman, "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, vol. 47, no. 1, Jan. 1979, pp. 153-161/樋口『日本経済……』第6章/W. Greene, *Econometric Analysis*, 2nd ed. (New York: Macmillan, 1993), Chapter 21 を参照。

(注38) Putterman ed., *Hebei Province...* の企業調査データより推計。郷営、村営企業という集団企業を主体とする農村工業化モデルは、「蘇南モデル」といわれている。そのような地域では、郷鎮企業は域外の市場変動に応じて生産調整を行うと同時に、郷政府、あるいは村民委員会の強力な指導を受けなくてはならない。例えば郷政府や村民委員会は集団企業に対して、新規労働者の割り当てを行っている。X. Meng, "The Rural Labor Market," in *China's Rural Industry: Structure, Development and Reform*, ed. W. Byrd and Q. Lin (New York: Oxford University Press, 1990), pp. 299-322 を参照。ただし、敵の「蘇南モデル」地域に関する郷鎮企業調査では、企業の労働者採用において個人の属性が反映されていることが指摘されている。つまり、従業員採用に対して教育水準、年

齢、郷村政府の計画、仕事の能力といった要素が重要視されているという。敵善平「郷鎮企業内の労働市場の研究(Ⅰ)」(『アジア経済』第33巻第5号 1992年5月) 53～55ページを参照。

(注39) 理由としては、人民公社制度の下では、基本的に全員が農業労働に従事していたので、年齢の高い人ほど農業を経験した年数が長いと考えられる点にある。従って、年齢の高い人ほど非農業就業に対する機会費用が高くなり、兼業化しにくいといえる。ただし実際の推計に際しては、夫と妻との年齢の強い相関(相関係数0.96)による多重共線性を考慮して、片方の年齢のみを説明変数としている。

(注40) 親戚関係や友人関係などの人的ネットワークは、情報の不完全な市場においてはシグナルとして機能することが予想される。つまり、職業紹介所などの整備が不十分であったり、民間の求人システムが整備されていない状況では、未知の人を雇用するよりも、個人の属性について何らかの情報がある人を雇用した方が、コストは低くなると考えられる。故に、人的ネットワークの存在が賃金労働のアクセスにプラスの効果をもたらす。ただしデータの制約から、親戚関係や友人関係などの人的ネットワークの経済効果については本稿では取り上げていない。

(注41) パターマンは、「新経済連合体」の創設者の多くが幹部経験者であることを指摘している。その理由として(1)幹部経験者は中国農業銀行や農村信用合作社などからの融資の面で有利であること、(2)生産隊や生産大隊運営によって培われた彼らの管理能力が高いことを挙げている。Putterman, "Entering the Post-Collective..." pp. 300-301 を参照。「新経済連合体」とは、農村内部の一部の農民が自らの意思で運営する新たな共同経済組織であり、自由意志・相互利益、協同経営、共同管理を原則とし、一定の規模と作業場、固定人員をもち、比較的安定した経営項目と会計制度、分配制度をもつものである。陳永乘編『農業経済統計』北京 農業出版社 1988年 28～29ページ。

(注42) 佐藤宏「農村における民営企業家の形成」(加藤弘之編『中国の農村発展と市場化』世界思想社 1995年)/同「中国人民解放軍の農村的基盤」(『アジア研究』第43巻第2号 1997年1月)は、浙江省温州における民営企業家には買付・販売員経験者や兵役経験者が多いことを指摘している。特に兵役による教育・職業訓練によって得た技能・知識、そして「戦友」という人脈が、退役後の企業家としての独立に対して

影響を持っていることを主張している。

(注43) 1979年調査における調査世帯数は248であったが、そのうちの32世帯については、他の地域へ移動、あるいは死亡等による世帯の消滅のため、追跡調査が実施されなかった。他方、1985年調査では、新たな世帯サンプルを25加えている。そのサンプルは、1979年調査の対象となった世帯から、分離・独立して新たに生まれた世帯である。従って、1985年調査の世帯に関するサンプル・サイズは241である。情報収集は、3人の郷政府の調査員による調査票に基づく面談調査によって行われた。調査方法の詳細については、S. Butler, "Fields Research in China's Communes: Views of a 'Guest'," in *The Social Science and Fieldwork in China*, ed. T. Anne and P. Burton (Colorado: Westview Press, 1984), pp. 99-121/Putterman ed., *Hebei Province...*, pp. 3-16を参照。

(注44) 1985年調査における全241世帯のうち、主要な変数について欠損がなく、一組以上の夫婦が存在する世帯数は203である。従って、本稿では全調査世帯の84%の世帯に関するデータを利用して分析を行っている。

(注45) 「大河郷データ」では、個人の職業について「第1の職業」、「第2の職業」、「第3の職業」という3つまで調査されている。ここでは、その3つのいずれかで、上記の職に就業しているものを「非農業就業者」としている。同時に各々の職業についての就業時間比率も調査しているので、それを用いて非農業就業時間比率を計算している。

(注46) 本来であれば、家事労働、家庭経営農業労働、非農業労働の3つに分けて分析を行うべきである。しかし、実際には家事労働と家庭経営農業労働との境界線は曖昧であり、かつ非農業就業を行うか否かという点が本稿の主たる研究対象であるため、ここでは両者を1つにして分析している。

(注47) 世帯非農業就業時間比率についてセレクション・モデルによる推計を行った。しかし尤度比検定の結果が有意でなかったため、その手法による推計結果は採用しなかった。ここでは予測値計算の簡便さから、OLSによって推計している。その他にトービット・モデル(Tobit model)による分析も行ったが、OLSの推計結果とほぼ同一であった。

(注48) 3世帯については耕種業収入額が0であったため、生産関数推計サンプルから除いている。またサンプル世帯に関する農業純収入のうち、耕種業純

入が87%の割合を占めている。

(注49) 第1段階推計の外生変数として、労働者平均年齢、労働者平均教育水準、男性労働力比率、幼児ダミー、政治的地位ダミー、幹部経験ダミー、拡大家族ダミー、村ダミー(4つ)を利用している。

(注50) 世帯レベルデータを用いて耕種業生産関数を推計した B. Fleisher and Y. Liu, "Economies of Scale, Plot Size, Human Capital, and Productivity in Chinese Agriculture," *Quarterly Journal of Economics and Finance*, vol. 32, no. 3, Autumn 1992, pp. 112-123 においても土地弾力性は高く、係数は0.702であった。

(注51) ウェルチ近似による二標本t検定で、帰無仮説が有意水準1%で棄却。ただし就業形態別1人当たり純収入を正規確率プロットしてみると、必ずしも正確な直線にならない。しかしヒストグラムを見ると、いずれのケースでも正の非対称の度合いはそれほど強くない。このため、就業形態別1人当たり純収入は近似的に正規分布をとると想定してt検定を行った。

(注52) その他に、世帯1人当たり純収入格差の要因分解を行った。純収入構成要素は、(1)家庭経営純収入(自営業粗収入から経営費用を差し引いた金額)、(2)郷営・村営企業収入、(3)新経済連合体収入、(4)集団統一経営収入(集団企業からの収入は含まれていない)、の4つである。擬ジニ係数(Pseudo Gini)に基づく所得不平等への貢献度は、それぞれ(1)62.5%、(2)32.7%、(3)6.0%、(4)-1.3%であった。

さらに農業・非農業純収入に分類して、所得不平等度への貢献度を計算した結果、耕種業純収入の貢献度は15.7%、非農業純収入の貢献度は80.7%であり、非農業純収入が所得格差に対して決定的な重要性を持つことが明らかになった。推計結果の詳細については、付表2を参照のこと。また貢献度の推計法については、橋本俊詔・八木匡「所得格差の現状と最近の推移」(石川経夫編『日本の所得と富の分配』東京大学出版会1994年)31~32ページ/A. Shorrocks, "Inequality Decomposition by Factor Components," *Economica*, vol. 50, no. 1, Jan. 1982, pp. 193-211に依拠している。

(注53) 中国ではトラクターなどの農業機械が、輸送に利用されることが頻繁に行われている。そして付表2-(1)で示されているように、大河郷では家庭経営による交通運輸業純収入が、純収入構成において比較的高い比重を占めている。以上を考慮すると、農業資本

は交通運輸業で利用されている可能性が高い。

(注54) シミュレーションの方法としては、プロビット・モデルの予測値を利用した。つまり、特定の外生変数について一定の値をすべてのオブザベーションに代入し、他の外生変数の値は変化させないで非農業就業確率を導出し、その算術平均を計算した。

(注55) 妻については非農業就業経験、幹部・軍役経験などのデータの欠損率が31%と非常に高かったため、それらの変数はプロビット・モデルには加えなかった。

(注56) 農業活動について女性労働と高齢労働者が代替関係にある点は、B. Entwisle et al., "Gender and Family Businesses in Rural China," *American Sociological Review*, vol. 60, no. 1, Feb. 1995, pp. 36-57 によって指摘されている。

(注57) 2組以上の夫婦が存在する世帯をサンプルから除き、夫婦1組世帯の妻についてのプロビット・モデルの推計を行った。推計結果では、年齢の他に農業資本額（符号はプラス）、耕地面積（符号はマイナス）も有意な値をとっており、かつ耕地面積と幼児ダミー（符号はマイナス）の平均での弾力性が高まっている。

(注58) 趙「中国農村労働力流動……」では村内非農業就業確率に比べて、出稼ぎ就業確率に対する教育水準のプラス効果は低いという推計結果が出ている。

また出稼ぎ労働者のおかれている過酷な労働環境については、杜・白他『走出鄉村』271～348ページに収録されている面談記録が非常に示唆的である。

(注59) この点を統計的に実証した研究としては以下のものがある。楊念魯・韓民「我国小学，初中学生辍学和留级問題研究」（『教育研究』1991年第3期 1991年3月）／艾一平・孟鴻偉・G. Postiglione「中国部分边疆民族地区辍学狀況調查」（『教育研究』1995年第1期 1995年1月）／J. Knight and S. Li, "The Determinants of Educational Attainment in China," in *The Distribution of Income...*, pp. 285-330/idem, "Educational Attainment and the Rural-Urban Divide in China," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 58, no. 1, Feb. 1996, pp. 83-117.

(注60) このような点に関して、ヘドニック賃金アプローチや内部労働市場アプローチが有効であると筆者は考える。中村二郎・中馬宏之「ヘドニック賃金アプローチによる女子パートタイム労働者の賃金決定」（『日本労働研究雑誌』第415号 1994年9月）／P. Doeringer and M. Piore, *Internal Labor Market and Man-Power Analysis* (Lexington, Mass.: D. C. Heath, 1971) を参照。

（一橋大学大学院経済学研究科博士後期課程）

付表1 人口センサスと「大河郷データ」との比較

(1) 教育水準

(単位：%)

	大河郷 1985年	獲鹿県 1990年	河北省 1987年	河北省 1990年
大学以上	0.9	0.5	1.4	1.4
高級中学校・ 中等専門学校	17.5	15.5	10.3	10.6
初級中学校	35.4	40.9	35.2	35.3
小学校	46.2	43.1	53.1	52.7

(出所) 河北省人口普查弁公室編『河北省第4次人口普查手工匯総資料』石家庄 中国統計出版社 1991年 147ページ／河北省統計局・人口抽样調査弁公室『中国1987年1%人口抽样調査資料 河北省分冊』北京 中国統計出版社 1988年 40ページ／L. Putterman ed., *Hebei Province, Dahe Commune/Township Data Sets and Codebook* (Ann Arbor: Center for Chinese Studies, University of Michigan).

- (注) (1) 教育水準とは、6歳以上で教育を受けた人の最高学歴、およびそれに相当する水準の学歴のことである。
(2) 獲鹿県は1987年1%抽出人口調査の調査対象県となっていない。

(2) 非識字者の比率

(単位：%)

	大河郷	獲鹿県	河北省
1982年	14.32	19.82	22.24
1990年		12.73	15.21

(資料) 河北省人口普查弁公室編『河北省第4次……』131ページ／Putterman ed., *Hebei Province...*

- (注) (1) 数値は15歳以上総人口に占める非識字者の比率である。
(2) 大河郷に関しては1985年サンプル調査による数値である。

付表2 大河郷の世帯1人当たり収入構成と不平等度要因分解

(1) 収入項目別構成比・不平等度への貢献度 (1985年)

収入項目	所得		擬ジニ係数	不平等度への 貢献度(%)
	金額(元)	構成比(%)		
家庭経営純収入	499.2	65.6	0.245	62.5
耕種業	302.0	39.7	0.102	15.7
牧畜業	44.8	5.9	0.083	1.9
副業	13.5	1.8	0.526	3.6
工業	9.9	1.3	0.731	3.7
交通運輸業	81.1	10.7	0.612	25.4
建設業	36.5	4.8	0.419	7.8
商業飲食業	20.9	2.7	0.269	2.9
サービス業	5.7	0.7	0.772	2.2
その他純収入	8.4	1.1	-0.025	-0.1
国税	-6.5	-0.9	0.149	-0.5
集団堤留・郷統籌	-17.1	-2.3	0.025	-0.2
郷営・村営企業収入	154.9	20.4	0.412	32.7
新経済連合体収入	42.3	5.6	0.279	6.0
集団統一経営収入	64.3	8.5	-0.039	-1.3
合計	760.7	100.0	0.257	99.9

(出所) 筆者推計。

(注) (1) 世帯のサンプル・サイズは203である。

(2) 家庭経営純収入とは、自営業粗収入から経営費用を差し引いた金額である。

(3) 集団堤留とは、村の公共蓄積金・公益金・管理費への支出であり、郷統籌とは農村の教育、計画出産、貧困農家への生活支援、民兵訓練、道路建設などの郷の諸費用への支出のことである。

(4) 家庭経営純収入の内訳における誤差のため、貢献度の合計は100%になっていない。

(2) 農業・非農業収入による構成比・不平等度への貢献度 (1985年)

収入項目	所得		擬ジニ係数	不平等度への 貢献度(%)
	金額(元)	構成比(%)		
耕種業純収入	302.0	39.7	0.102	15.7
耕種業以外の農業純収入	58.3	7.7	0.186	5.5
非農業純収入	359.7	47.3	0.438	80.7
集団統一経営収入	64.3	8.5	-0.039	-1.3
課税公課	-23.6	-3.1	0.059	-0.7
合計	760.7	100.0	0.257	99.9

(出所) 筆者推計。

(注) (1) 非農業収入には、農業以外の家庭経営純収入(課税前純収入)、新経済連合体収入、郷営・村営企業収入が含まれる。

(2) 耕種業純収入、および耕種業以外の農業純収入は課税前の値である。

(3) 課税公課には国税と集団堤留・郷統籌が含まれている。

(4) 家庭経営純収入の内訳における誤差のため、貢献度の合計は100%になっていない。

付表3 世帯データに関する基本統計量

変数	統計量	数値
世帯純収入	平均 標準偏差	3735.50 2079.50
耕種業純収入額	平均 標準偏差	1469.44 713.36
労働者平均年齢	平均 標準偏差	37.81 7.12
労働者平均教育水準	平均 標準偏差	3.36 0.77
男性労働者比率	平均 標準偏差	50.87 11.15
非農業就業時間比率	平均 標準偏差	39.72 19.90
総固定資本額	平均 標準偏差	1032.18 1873.32
農業資本額	平均 標準偏差	992.65 1886.71
耕地面積	平均 標準偏差	6.13 2.36
世帯人数	平均 標準偏差	5.01 1.79
労働者数	平均 標準偏差	3.09 1.45
変数	分類	世帯数
幼児	あり なし	83 120
幹部経験者	あり なし	22 181
政治的地位	党员・团员 非党员・团员	59 144
拡大家族	である ではない	112 91
生産隊別サンプル・サイズ	第1生産大隊第2生産隊	51
	第2生産大隊第2生産隊	33
	第3生産大隊第15生産隊	48
	第6生産大隊第3生産隊	48
	第15生産大隊第3生産隊	23

(出所) L. Putterman ed., *Hebei Province, Dahe Commune/Township Data Sets and Codebook* (Ann Arbor: Center for Chinese Studies, University of Michigan), 1989より推計。

- (注) (1) 世帯のサンプル・サイズは203である。
 (2) 政治的地位とは世帯内の夫について、党员・团员の人がいるかどうかであり、幹部経験とは世帯内の夫について、幹部経験者がいるかどうかというものである。

付表4 夫婦データに関する基本統計量

変数	統計量	夫	妻
年齢	平均	39.25	38.18
	標準偏差	10.60	10.35
非農業就業時間比率	平均	68.28	11.25
	標準偏差	36.65	26.86
変数	分類	夫(人数)	妻(人数)
就業形態	農業・家事専業	47	199
	兼業・非農業就業	197	45
教育水準	非識字	11	53
	初級小学校	7	15
	高級小学校	86	84
	初級中学校	80	62
	高級中学校	54	30
	高級中学校以上	6	0
第1の職種	耕種業	51	176
	牧畜業	2	0
	漁業	3	2
	運輸業	27	1
	郷営企業	9	4
	村営企業	51	18
	県契約工	15	4
	連営企業	14	2
	建設業	19	0
	商業	5	1
	飲食業	4	1
	家事	2	28
	その他	42	7
就業性質	自営(農業)	52	175
	自営(非農業)	7	2
	新経済連合体メンバー	1	0
	企業への就業	174	32
	その他	5	33
	(欠損・記入ミス)	5	2
就業地域	大河郷内	180	238
	大河郷外	64	6
世帯内の夫婦数	夫婦一組	166	166
	夫婦一組以上	78	78
生産隊別サンプル・サイズ	第1生産大隊第2生産隊	58	58
	第2生産大隊第2生産隊	40	40
	第3生産大隊第15生産隊	55	55
	第6生産大隊第3生産隊	67	67
	第15生産大隊第3生産隊	24	24
政治的地位	党員・団員	64	11
	非党員・団員	180	157
	(欠損)	0	76
非農業就業経験	あり	76	13
	なし	168	156
	(欠損)	0	75
軍役経験	あり	21	1
	なし	223	168
	(欠損)	0	75
幹部経験	あり	22	7
	なし	222	162
	(欠損)	0	75

(出所) 付表3に同じ。

(注) 夫婦のサンプル・サイズは夫・妻ともに244である。