

ベトナム農業における所得格差の諸要因

—ベトナム農村調査データによる計量経済学的分析—

栗田匡相ゼミ

立石和己、木島卓耶、荻野岬平、森岡美咲、福井なつみ、榮口徹哉

1. はじめに

ベトナムは、南北 1650km にも伸びる反面で東西の幅は最も狭いところで 50km にも満たない非常に細長い本土と南シナ海に浮かぶホアンサー・チュオンサー両群島とタイ湾のフークオック島などの島々からなる。2001 年現在、面積は 3292 万 ha（九州・沖縄を除く日本の面積とほぼ同じ）、人口は 7869 万人（東南アジアではインドネシアに次ぐ人口）、総人口うち 75% が農村部に住む。

国土が南北に細長いことにより、各地域間での違いが大きい。代表的な農業地帯として北部の紅河デルタと南部のメコンデルタがあげられ、この二つで平地の 81% を占める。この二つのデルタ以外では、海岸線に沿う海岸平野、中小河川の河口にある小規模デルタ、山間部に点在する小規模な平地、中央高地の緩やかな起伏をもつ台地が農耕地として利用されている。我々が調査を行った北部の紅河デルタと南部のメコンデルタの概況を述べると以下のようなものである。

<紅河デルタ>

北部の最も肥沃な土壌からなっており、米生産の約 20% を占める。紅河デルタは総面積 148 万 ha（全国土の 4.5%）に 1724 万人（全国の 21.9%）の人口が住む、ベトナムで最も人口稠密な地域である。紅河デルタ総面積のうち、農地が 58%、林地が 8% を占める。紅河デルタは東南アジアで唯一の亜熱帯デルタである。標高は一般に海拔数 m である。7 月下旬から 8 月上旬には北部山岳地域からの河川の運ぶ土砂の堆積のため紅河の水位は平野部より 14 m も上昇する。雨期は 4 月から 11 月上旬で、年平均降水量は約 1700 mm である。北部ベトナムの稲作は、7 月移植→11 月収穫の雨季作（冬作）と 12～3 月移植→4～6 月移植の乾期作（春作）の二期作である。雨季作には夏の南西モンスーンのもたらず大量で急激な降雨による洪水という問題が待ち構えている。また、乾期作にも低温（東北モンスーンの強い年には 1 月 2 月の気温がしばしば 10 度を割る）と干ばつ（絶対的な降水量の少なさに加えて漢土より乾いた風がおしよせる）という問題がある。コメ以外の

主要作物はトウモロコシ、甘藷、キャッサバ、などである。また家畜では豚が貴重な現金収入源である。

<メコンデルタ>

総面積 397 万 ha（全国土の 12%）のうち農地が 75%、林地が 9% を占める。ベトナム最大のコメ生産地域で、コメ生産の 50% を占める。メコンデルタにおける稲作は 2～4 月の春作、5～9 月の秋作、10～1 月の冬作、の三期作である。また輸出入のほとんどがこのメコンデルタ地域で栽培されたコメである。標高は一般に海拔 10 m 以下である。年平均降水量は約 2000 mm その大部分は 6 月から 10 月に降る。年平均気温は 26～27℃ である。メコンデルタは水産養殖とくに海老・魚の養殖に好適な環境を持っている。コメ以外の主要農産物はココナッツ、果物、野菜、豆類、豚、アヒル、牛乳である。

かつてコメの恒常的な輸入国だったベトナムは、89 年以降コメの輸出国に転じ、今やタイに次ぐコメの輸出国となっている。ドイモイ開始以降、主食であるコメはひたすら量的拡大が求められ、劣等地へも生産拡大が進められた。そのため、肥沃なデルタ地帯では 6t/ha 以上の生産をあげる一方、山間地や土地条件の悪いところでは 2t/ha 程度のところもある。

このようなコメの量的拡大政策は 2001 年に転換点を迎えた。この年にベトナム農業省は 2010 年までの食糧安全保障政策を打ち出し、稲作に関しては 30 万 ha の減反を実施する一方で、紅河・メコン両デルタに政府の投資を集中させることとなった。この時にコメ政策の転換がなされた背景には、国際的なコメ価格の下落がある。2001 年のコメ輸出は、数量では前年比 7% 増にもかかわらず、金額では 6% の低下となった。このため、ベトナム米の品質向上による単価底上げが、量的拡大よりも重要となったのである。

またベトナムでは 1986 年 12 月の第六回ベトナム共産党大会でドイモイ政策が導入され、社会主義路線の見直し、産業政策の見直し、市場経済の導入、農村金融の再構築、国際協力への参加を進めるなど、多くのスローガンがたてられた。

農業部門では 1981 年の 100 号指示¹⁾により、農民世帯の生産意欲を刺激し、その結果 1981 年から 1985 年の食糧生産は急上昇した（岡江 2004）。しかし①多くの作業が合作社の管理に残っていたこと②生産物のうち農家の手元に残るのはわずか 20% であったこと、などから、88 年に北部では 930 万人の食糧難者がでて、南部では土地分配紛争などが多発し、多くの問題を抱えることとなった。そこで 100 号指示以上の政策が必要とされ、

1) 正式名称「農業生産合作社における請負活動の改善及び労働グループと労働者に対する生産物請負拡大に関する党中央書記局 100 号指示」農民は・田植え・栽培管理・収穫を請け負う権利を得たがその他の作業（水利・品種選択・肥料・殺虫剤分配など）は合作社の管理に残った。

1988年4月5日に共産党政治局10号決議²⁾が發布された。これにより農民は、機器・水牛・農具などの所有を認められ、これら農業資材の市場での売買も認められるようになった。すると、10号決議後わずか一年で、農家世帯の農耕用の水牛や牛の所有が1.5倍になり、多くの世帯がこれまで共有だったポンプ、スプリンクラーなどの機器を購入しだした。

また農業金融の面でも改革が行われた。ドイモイ政策の一環として、設立された農業銀行や貧民銀行は、他のアジア諸国の農業金融機関と違い、農民会などの仲介・共同債務グループの結成などを行い、それによって高い回収率と取引費用の削減をもたらし、良好なパフォーマンスを続けている。ベトナムでの農業金融の発展に伴い、これまでは米、粉（もみ）という形での貯蓄が多かったが、ベトナムドン「預金」という形での貯蓄が増えてきた。特に、貧困層ではおよそ二倍、富裕層ではおよそ二倍から三倍増加した（岡江2004）。これはつまり、①自国通貨に対する信頼の増大②農作物の販売による所得の増加を表していると思われる。

また、農業に次ぐ重要な農産物である畜産物についてはどうか。畜産は農民に所得と、重要な就業の機会を提供している。下図のように、鶏、豚の数は、1985年から1998年にかけて、増加しており、水牛は耕作の機械化に伴い役畜としての役割が減ったため、減少している。

(単位:万)	1985年	1998年
豚	183	259
鶏	2800	3300
水牛	33	9

しかしもちろん農民の所得の増加は農業金融の普及や家畜の増加によるものだけではない。そこで今回我々は、所得に対する6つの仮説を立てて、実際に現地に赴き農家でのフィールドワークを通し、その仮説を検定することにした。仮説は①中間投入財が多いと所得が多い②所有農地面積が広いと所得が多い③自家消費量が多いと所得が多い④家畜の数が多いと所得が多い⑤農業従事年数が長いと所得が多い⑥借金・ローンの有無で所得が変わるといったものである。この仮説についての概要は以下の通りである。

1-2 仮説提示

仮説① 中間投入財が多いと所得が多い

農業や農業用機械、農業従事者の雇用などの中間投入財にお金をかけられるということは、所得に余裕があるということではないか。農業用機械は価格が非常に高く、数世帯で資金を出し合って購入している世帯や、他の世帯から、有償または無償で機械を借りてい

2) 正式名称「農業管理の刷新に関する共産党政治局10号決議」

る世帯が多く見られたので、農業用機械などの中間投入財が多い世帯は、世帯所得が多いということである。また、機械や農薬などを使用することにより、生産効率が上がり収穫が増え、それに伴い所得も増えると仮定する。

データには、農業雇用者に支払っている給料と、肥料や農薬の使用回数と価格を掛けたものと、所有機械数と価格を掛けたものの和を求めて使用した。

仮説② 世帯の所有農地面積が広いと所得が多い

農地面積は農家にとって働くインセンティブとなることが考えられるが、ドイモイによって市場経済を導入したベトナムにおいて実際の土地集積は進んでいないことが分かっている。1993年には農地の交換・譲渡・売買なども許可されているが、特に北部農村における土地使用権の集積は中高原、南部地域と比べて大幅に遅れている（『農民の価値規範と土地所有—ドイモイ後の北部ベトナム農村における土地使用権集積の事例—（吉田恒2008）』より）。実際に農地面積が広くなるにつれて収穫高が増え、それに伴い所得も増加すると考えるのは至極当然のことであると思うが、実際にデータをとり相関があるのか調べてみたい。

ベトナムでは、米・コーン・スースーという野菜・果物・木の生産が多く、それは当然土地がないと育てられない。またベトナムには、田畑・水田・植林用の森・塩田など、様々な農地形態が見られた。今回使用する合計農地面積という変数は、それぞれの農地面積の合計とする。

仮説③ 自家消費量が多いと所得が多い

各家庭において、服や食器など生活必需品の購入等に充てるだけの最低限の所得は必要である。必要最低限の所得を得るために農作物を販売し、残った作物を自家消費し、さらにその余剰分をまた販売にまわし所得の増加につながると考える。つまり、自家消費量が多いということは、最低限の所得を得る以上の収穫物の余裕があるということである。上記の最低限の量を除いてさらに余裕があれば、販売に回す収穫物の量を増やせるので、所得が多くなると考えられる。

今回の調査では自家消費の割合（％）を答えてもらったので、データは、それぞれの作物の収穫総量から自家消費量を求め、その自家消費量に、各作物のおおよその平均価格を掛け合わせて合計してベトナムドン換算して使用した。

仮説④ 家畜の数が多いと所得が多い

家畜の餌は農業の副産物である糠（ぬか）や屑米などを与えており、あまり餌代がかか

らなく、また糞も稲作の肥料として利用できるため、家畜の数が多いほど肥料などの中間投入財にかかる費用が下がり、所得が多くなると考えられる。また家畜の中にはアヒルや鶏なども多く、卵を売ったりして所得を増やすことができる。さらに、卵を孵して育てて販売したり、犬や豚に子供を産ませてそれらを販売することも考えられる。犬や豚はそれなりの価格で取引されると考えられるので、家畜の数と所得には相関があると仮定される。

データは、自家消費量の際と同様に、それぞれの家畜の数に平均価格を掛け合わせて合計してベトナムドン換算して使用した。

仮説⑤ 農業従事年数が長いと所得が多い

農業においては短い年数で安定した収穫高を産出することは難しい。なぜなら、農業におけるノウハウや農地土壌の質的向上には時間がかかると考えられるからである。このことから農業従事年数が長いと、作物の収穫効率が高まったり、農地の質の悪化を防げたり質を向上させることができたり、農地の寿命が長くなったりすることが考えられるので、所得が多くなると考えられる。

データは、農業従事者が多数いる場合は、最も長い従事者の年数を使用した。

仮説⑥ 世帯当たりの借金が少ないと所得は多い

下図は、農業銀行の総貸出額の推移であるが、これを見ると、ここ10年間で総貸出額はおよそ10倍、農村への貸出も、およそ7倍と、飛躍的に増加している。

この増加は所得にどう影響を与えるかを調べる。

年次	総貸出 金額	農村への貸出 金額	単位 10億ドン
1998	123000	34000	
1999	139000	36000	
2000	178000	44000	
2001	219000	58000	
2002	286000	66000	
2003	365000	84000	
2004	465000	111000	
2005	554000	132000	
2006	697000	160000	
2007	1062000	213000	
2008	1252000	245000	

(1998年～2008年の農業銀行の貸出額の推移)

また、借金には教育・農業・リフォームなど様々な要因が考えられるが、教育やリフォームのための借金は最低限の所得があつてするものであると思う。しかし、農業のための借金は、農地をさらに広げるための投資であつたり、農業用機械を購入する際の資金であると考えられ、それらは収穫高に影響を及ぼすものである。この言い回しだと、借金が多いほうが所得が多くなると考えることもできるが、ほんとうに最低限の生活を送ることも困難で借金をしているという家庭も考えられるので、借金が多いと所得が多いとか、借金が少ないと所得が多いという考え方ではなく、純粹に借金の有無は所得にどのように影響を及ぼすのかを調べる。

2. モデルとデータ

今回の調査では北部、南部、ともに4日間滞在し、それぞれに60世帯分、合計120世帯分のデータを得ることができた。これらの世帯のサンプリング方法については、後で述べることにする。

北部班は8月2日から5日にホアビン省、タンラック郡、ナムソン村とディエウギアウ村の2つの村で調査を行い、南部班は9月6日から9日にベンチェ省、ビンタイ郡、ティンフック村とダイホアロック村の2つの村で調査を行った。

〈北部〉

- ・ホアビン省：ホアビン省はハノイの西南7～80キロほどのところにあつて、山岳地帯で山間部と狭い谷があり、北にフーター省と旧ハータイ省（現ハノイ市）、南にニンビン省とタンホア省、東にハーナム省、西はソンラー省と隣接。ホアビンの街から約5kmのダー河にはベトナムで一番大きな巨大ダム、ホアビン発電所がある。1979年11月に旧ソ連の援助で建設され8機の発電機で240万キロワットを発電する。ホアビンには幾つかの山岳少数民族が共存し独自の言語、伝統習慣、祭礼を持つ。中でもマイチャウのラック村が有名で現地米や竹に入れて焼いた肉などの地元料理、タイ族の伝統舞踊や銅鑼の音（ゴング）などが楽しめる。年平均気温23～25.5度程度
- ・ホアビン省タンラック郡：ホアビン省タンラック郡は、ホアビン省の中心から30km、人口は85000人、23の村と1つの町から成り立っている。人口の70%がムオン民族、その約85%が農業を営み、イネ・トウモロコシ・サトウキビを主に生産している。同地域に住むムオン民族は狭い農地に加え、技術的問題などから、コメの自給率は30～50%にとどまっている。政府の貧困削減政策により改良種と化学肥料などの支援はされているが、その特徴や弊害についての情報は乏しく、病虫害の被害に遭い不作に陥るなどの問題が生じている。また、ムオン民族の暮らしを支えてきた自然資源の減少も深刻

な問題である。1970年代から断続的に行われた商業目的による森林伐採や、焼畑農業のほか、人口増加などにより森林や野生動物が減少した。さらに、著しい土壌流出、土壌の質の低下、耕地面積の減少により、作物の収穫高が低下している。

〈南部〉

今回の調査では、ホーチミン市から車でおよそ2時間南下した、メコンデルタにあるベンチェ省で調査を行った。ベンチェ省はメコンデルタ13省のうちの1つであり、9つある河口のうち4つに河口がベンチェにある。4つの河口が通っており、南側は海に面し、周りを水で囲まれていることから、「陸の孤島」と呼ばれている。南にはチャンビン省、東にはビヒロン省が位置している。1つの都市、8つの市町村があり、都市には166の行政村・地区があり、それらは810の集落に分けられる。勤勉で人と対することが好きで、それでいてかつ礼儀を大切に人が、ベンチェ省には多く、また伝統を重んじる傾向があり先として祖先を崇拝することと、それに加え、仏教、キリスト教、カオダイ教、ホアハイ教などの宗教を新たに信仰しているところも多い。キリスト教は、クリスチャン、プロテスタントに分かれている。省の人口の70%が農家であり、1世帯当たりの土地の保有平均面積は、0.5haと小さい。農地面積を合計すると、18万haであり、その内訳は、ココナッツ53000ha、果樹33000ha、稲35000ha、マングローブ10000ha、畑10000ha、エビ養殖40000ha、輸出用魚500haとなっている。

また、2003年からココナッツとカカオを栽培する農家が増えており、カカオの農地面積は9000haとなっている。

家畜はアヒル、ニワトリが800万羽、豚40万頭、畜牛18万頭となっている。

ベンチェ省の農業普及に携わっているのは、農業普及センターのみならず、民間企業とボランティアワーカーも手を貸してくれている。センターのスタッフは省に30名、8つの郡、1つの市で40名、村単位では合計で153名のスタッフがいる。村によってはスタッフがいないところも出てくる。スタッフの80パーセントが大学を卒業している。

このネットワークが出来て今年（2011年）で17年目であり、その支援対象は世帯ベースであり、グループは対象としていない。

1人当たりの平均年収は、900\$だが、少ない場合は、700\$である。農水産物のエビは日本へも輸出している。

キン民族が多く、家族や祖先を大切にす民族であり、18世紀から地域の発展に尽力を尽くしている。学ぶことが好きであり、またもてなすことが好きである。昔にこだわらずに次の環境に適應する能力が高い。しかし、コミュニティーで何かを成し遂げようとすることは苦手である。

- ・ビンダイ郡：1380km²は農業・水産業で使われている土地であり、農地が25000haでそのうち16000haがエビ、魚の水産業である。10000haはココナッツや果樹。稲作は年に3回。雨季のときは、在来種は1ha当たり5t、改良種は1ha当たり7t収穫されており、水産業はエビが1年中1ha当たり5.5t。エビ養殖は、必ずしも成功して、安定した収入が得られておらず、今後の課題である。海岸線では2つの村でハマグリが年間売上100億VND。漁業で生活している人もおり、船は1300隻。遠洋漁業用の船もある。しかし、港の整備は完全ではない。水産業が安定していない人が多いのが課題であり、技術指導などの介入が求められて入り、現在進めている段階である。今一番問題とされているのが、漁民の安全である。最近台風9号の影響で被害を被っており、台風状況をいち早く知らせるのを目標としている。
- ・タイフック村：人口は10000人程度。貧困率は12.2%。農業は、稲作、エビ養殖、アヒル、塩（海岸で）を行っている。貧困削減が目標。村がお金を貸し出して、アヒルを買ったりしている。今は、まだ少額なので今後もっとお金を貸し出そうと考えている。
- ・ダイホアロック村：4つの集落から成り立っており、2200世帯、8000人が暮らしている。貧困率は24%。最近、水源が塩害で塩分濃度が高くなり、水田が使えなくなったため、稲作からエビ養殖への移行の傾向である。

サンプリングについては、今回は合計で120世帯と、データとしては不十分ととられてしまうかもしれないが、今回の調査では日程的な問題があったためにこの世帯数が限界であった。そこで、サンプリングをするにあたってあえて農業世帯8割、非農業世帯を2割サンプリングし、かつ農業も偏りないようにサンプリングをNPO法人「Seed to Table」の代表である伊能まゆ氏に依頼し、調査を行ったのでこのデータは、無作為にランダムサンプリングを信頼のおける一定数以上行ったものと同じとして扱うことができることとする。

2-1 基本統計量

今回の調査の基本統計量は以下の通りである。南部・北部の合計データ、南部のデータ、北部のデータの3つに分けて示すことにより、南部と北部との違いを見る。

南部・北部の合計データ（サンプル数 120 世帯）

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
世帯所得	8687.11	10189.35	0.00	33000000.00
農業所得	9351686.00	362000.00	-77200000.00	330000000.00
機械の所有数×価格	3199333.00	147000.00	0.00	137000000.00
雇用者数	2.16	7.86	0.00	50.00
借金	8842500.00	28300000.00	0.00	300000000.00
合計農地面積	5645.25	10236.19	0.00	70000.00
農業従事年数	21.57	23.25	0.00	100.00
家畜数×価格	13100000.00	34200000.00	0.00	27700000.00
自家消費量	5748059.00	8600190.00	0.00	66412670.00
農薬の使用有無	0.41	0.50	0.00	1.00
肥料の使用有無	0.84	0.37	0.00	1.00
農地保有年数	17.01	12.14	0.00	56.00

南部のデータ（サンプル数 60 世帯）

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
世帯所得	42469871.41	65214370.59	840000.00	330000000.00
農業所得	21149125.64	60493450.68	-23400000.00	330000000.00
機械の所有数×価格	4458644.07	19248237.58	0.00	137000000.00
雇用者数	3.56	9.71	0.00	50.00
借金	11998305.08	39600986.11	0.00	300000000.00
合計農地面積	6372.54	13687.34	0.00	70000.00
農業従事年数	13.22	22.12	0.00	80.00
家畜数×価格	2400736.95	5239184.37	0.00	27700000.00
自家消費量	1683157.36	3763504.57	0.00	16200000.00
農薬の使用有無	0.39	0.50	0.00	1.00
肥料の使用有無	0.84	0.37	0.00	1.00
農地保有年数	12.71	18.06	0.00	56.00

北部のデータ（サンプル数 60 世帯）

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
世帯所得	36386225.08	47318816.03	0.00	315750000.00
農業所得	18151225.08	42754917.36	-77200000.00	300150000.00
機械の所有数×価格	2014333.33	8121293.70	0.00	60000000.00
雇用者数	0.67	5.16	0.00	40.00
借金	5886666.68	7403353.94	0.00	40000000.00
合計農地面積	4924.18	5109.54	1021.00	33200.00
農業従事年数	28.48	17.40	0.00	60.00
家畜数×価格	23879701.72	45804381.31	0.00	274400000.00
自家消費量	9841012.33	10056669.88	5051.00	66412671.00
農薬の使用有無	0.41	0.50	0.00	1.00
肥料の使用有無	0.86	0.35	0.00	1.00
農地保有年数	17.18	8.16	0.00	52.00

世帯所得の最小値が、南部の 840000 VND に比べ北部では 0 VND という家庭が数世帯あった。これらの世帯は農業は行っているが、市場に売ったりせずすべて自家消費に回していた。では生活必需品などはどのようにして手にしているのか尋ねると、収穫したコメなどとの物々交換で手に入れているということであった。

南部と北部を比べてみると、北部のほうが平均的に世帯所得・農業所得ともに低いにも関わらず、南部のほうが借金が多かった。これはおそらく貧しいから借金をしているのではなく、生活のためではなく、教育や、農地・家・農業用機械の購入などに充てていると考えられる。

他には、北部では農業従事者をほとんど雇っていなかったり、北部のほうが圧倒的に家畜の所有数が多いことがわかる。

次に説明変数と被説明変数の概要を記述する。

被説明変数 Y	所得	
説明変数 X ₁	機械価格	農家の機械所持の現状を調べ、所得との関係を調べる
X ₂	雇用者数	雇用者数の数と所得との関係について調べる
X ₃	借金	借金の金額と所得との関係を調べる
X ₄	合計農地面積	農地面積が広いほど所得が多くなるという仮定のもと検証する
X ₅	農業従事年数	長いほど生産性が上がると考え検証する
X ₆	家畜価格	家畜の所有数と所得との関係を調べる
X ₇	自家消費量	自家消費量が多いほど、所得が多くなると仮定し検証する
X ₈	農地保有年数	保有年数が長いほどノウハウが蓄積され生産性が上がると考える

3-1 単回帰分析

Y を世帯所得と農業所得に分けて、それぞれ回帰分析を行いその分析結果を比較し、仮説①～⑥について単回帰分析した。その後上述した説明変数で多変数回帰分析を行った。

[仮説①]：中間投入財が多いと所得が多い

被説明変数を家計所得として回帰分析してみると結果は以下の通りである。

被説明変数：家計所得			
	Coef.	t	P> t
機械価格	1.796	5.42	0.000
雇用者数	2155474	3.5	0.001
農薬	22300000	1.68	0.098
肥料	28400000	1.55	0.125
定数項	-415222	-0.02	0.983
サンプル数	75		
F値	14.07		
修正済み決定係数	0.414		

<考察>

農業機械費用、雇用者数、農薬の使用不使用（ダミー変数）、肥料の使用不使用（ダミー変数）をそれぞれ説明変数として回帰分析を行うと以上のような結果が得られ、農業機械費用、雇用者数においてそのデータは信頼でき、農薬・肥料についても 87.～90%程度は信頼できるデータであることが分かった。特に機械価格については信頼度が非常に高い。変数の符号についても我々の仮定と一致する。

以上の結果から、

$$Y = -415222 + 1.8 * X_1 + 2155474 * X_2 \text{ という式が導き出される。}$$

つまり、機械価格（所有農業用機械数×機械の価格）が大きくなれば所得も増加し、雇用者数が増えると所得も増えるということが分かった。

被説明変数を農業所得として回帰分析してみると結果は以下の通りである。

被説明変数：農業所得			
	Coef.	t	P> t
機械価格	1.796	5.42	0.000
雇用者数	2155474	3.5	0.001
農薬	22300000	1.68	0.098
肥料	28400000	1.55	0.125
定数項	-415222	-0.02	0.983
サンプル数	75		
F値	14.07		
修正済み決定係数	0.414		

<考察>

被説明変数が家計所得の時と同様に、機械価格と雇用者数は信頼できる変数である。

以上の結果から、

$$Y = 1.10e + 07 + 1.75 * X_1 + 975118 * X_2 \text{ という式が導き出される。}$$

農業所得には農業機械費用と雇用者数が影響する。

世帯所得と農業所得を比較すると、農業所得を Y としたときのほうが、農業機械費用の信頼度が大幅に上がり、雇用者数の係数も大幅に上がった。

[仮説②]：世帯の合計農地面積が広いと所得が多い

被説明変数を家計所得として回帰分析してみると結果は以下の通りである。

被説明変数; 家計所得			
	Coef	t	P> t
合計農地面積	1161.062	2.33	0.022
定数項	32900000	5.63	0
サンプル数	119		
F値	5.42		
修正済み決定係数	0.0361		

<考察>

世帯の合計農地面積を説明変数として単回帰分析を行うと以上のような結果が得られ、そのデータは信頼できることが分かった。変数の符号も仮定と一致している。

以上の結果から、

$$Y = 32900000 + 1161 * X_4 \text{ という式が導き出される。}$$

したがって世帯所得には世帯の合計農地面積が関係することがわかる。また、合計農地面積が広いと、その農地を耕すのに機械や、家族以外の手も必要だと思うので、中間投入財にかかる費用は高くなる。では合計農地面積と中間投入財の費用は相関があるのではないかと思ったが、今回の我々の分析の目的はあくまでも所得についての分析なので、今回は割愛させていただく。

被説明変数を農業所得として回帰分析してみると結果は以下の通りである。

被説明変数; 農業所得			
	Coef	t	P> t
合計農地面積	1032.278	3.31	0.001
定数項	35377239	0.97	0.335
サンプル数	119		
F値	10.97		
修正済み決定係数	0.0779		

<考察>

被説明変数が家計所得の時と同様に合計農地面積は信頼できる変数であり、変数の符号も仮定と一致している。以上の結果から、

$Y=35377239+1032*X_4$ という式が導き出される。

したがって農業所得には世帯の合計農地面積が関係することがわかる。

世帯所得と農業所得を比較すると農業所得のほうの信頼度が上がった。これは単純に、農業世帯の世帯所得は、農業収入から中間投入財にかかる費用などを引いた値で、農業世帯の農業所得は、純粋に収穫物の販売から得られる収入なので、農地面積と農業収入の関係は、中間投入財の費用などが影響を与えているということを表している。これからも、合計農地面積と、中間投入財の費用の相関がうかがえるのではないか。

[仮説③]：自家消費量が多いと所得が多い

被説明変数を家計所得として回帰分析してみると結果は以下の通りである。

被説明変数: 家計所得			
	Coef.	t	P> t
自家消費量	0.450	0.74	0.460
定数項	36800000	5.85	0.000
サンプル数	119		
F値	0.55		
修正済み決定係数	-0.0038		

<考察>

世帯あたりの自家消費量を説明変数として回帰分析を行うと以上のような結果が得られ、そのデータは信頼に足らないことが分かった。

よって、世帯所得と自家消費量はそれぞれ単体で相関することはないということが分かった。

被説明変数を農業所得として回帰分析してみると結果は以下の通りである。

被説明変数: 農業所得			
	Coef.	t	P> t
自家消費量	0.236	0.61	0.545
定数項	7985324	1.99	0.049
サンプル数	119		
F値	0.37		
修正済み決定係数	-0.0054		

<考察>

世帯あたりの自家消費量を説明変数として回帰分析を行うと以上のような結果が得られ、そのデータは信頼に足らないことが分かった。

よって、農業所得と自家消費量はそれぞれ単体で相関することはないということが分かった。世帯所得と農業所得を比較すると農業所得のほうの信頼度、係数共にわずかに低下した。

しかし、現地での調査を進めるうちに気付いたことだが、この仮説には大きな勘違いがあった。我々は、「必要最低限の所得を得るために農作物を販売し、残った作物を自家消費し、さらにその余剰分をまた販売にまわし所得の増加につながると思う。つまり、自家消費量が多いということは、最低限の所得を得る以上の収穫物の余裕があるということである。上記の最低限の量を除いてさらに余裕があれば、販売に回す収穫物の量を増やせるので、所得が多くなると考えられる。」と仮定したが、自家消費量が多いということは、収穫物を販売に回すほどの余裕がなく、各家庭に必要な量のコメや野菜のみを栽培しているという家庭も多く見受けられた。ただ、我々が考えた通り、自家消費をして余った作物を出荷に回しているという世帯もあり、データに不備が出てしまった。

[仮説④]：家畜の数が多いと所得が多い

被説明変数を家計所得として回帰分析してみると結果は以下の通りである。

被説明変数：家計所得			
	Coef	t	P> t
家畜価格	0.058	0.38	0.701
定数項	38600000	6.9	0
サンプル数	119		
F値	0.15		
修正済み決定係数	-0.0073		

<考察>

家畜の数×金額を計算し、世帯における家畜の価値を説明変数として回帰分析を行うと以上のような結果が得られた。しかしこの結果は信頼に欠けるということが分かった。

よって、世帯所得と家畜の数はそれぞれ単体で相関することはないということが分かった。考えられる理由としては、家畜から得られる収入は、卵や牛乳などもあるが、一番金額が高い取引、つまり一番データの的に影響を与えそうなのは、家畜（動物）そのものの販売である。しかし家畜の販売はそう頻繁に行われるものではなく、今年は家畜を販売していないから収入は少ないが、去年は家畜を販売したため収入が多かった、ということがあったかもしれない。ここにデータの定義の仕方の不備を感じてしまった。

被説明変数を農業所得として回帰分析してみると結果は以下の通りである。

被説明変数；農業所得			
	Coef	t	P> t
家畜価格	0.014	0.15	0.885
定数項	9163697	2.56	0.012
サンプル数	119		
F値	0.02		
修正済み決定係数	-0.0084		

<考察>

家畜の数×金額を計算し、世帯における家畜の価値を説明変数として回帰分析を行うと以上のような結果が得られた。しかしこの結果は信頼度に欠けるということが分かった。

よって、農業所得と家畜の数はそれぞれ単体で相関することはないということが分かった。

世帯所得と農業所得を比較すると農業所得のほうの信頼度、係数共に大幅に低下した。

[仮説⑤]：農業従事年数が長いと所得が多い

被説明変数を家計所得として回帰分析してみると結果は以下の通りである。

被説明変数；家計所得			
	Coef	t	P> t
農業従事年数	-104527	-0.46	0.643
定数項	41700000	5.82	0
サンプル数	119		
F値	0.22		
修正済み決定係数	-0.0067		

<考察>

世帯における農業従事年数が最も長い人物の従事年数を説明変数として回帰分析を行うと以上のような結果が得られた。しかしこの結果は信頼に欠けるということが分かった。さらに我々が考えていた仮説とは、変数の符号が違っていた。我々は、従事年数が長いと、ノウハウが蓄積され、収穫高に影響を与えると仮定したが分析結果を見るとそうでもないみたいである。昔はすべて手作業や役畜を用いての作業だったが、近年はベトナムでも農業の機械化が進み、ノウハウは収穫高にあまり影響を与えなくなってしまったのではないかと考えられる。

よって、世帯所得と農業従事年数はそれぞれ単体で相関することはないということが分かった。

被説明変数を農業所得として回帰分析してみると結果は以下の通りである。

被説明変数; 農業所得			
	Coef	t	P> t
農業従事年数	98944.86	0.69	0.493
定数項	7199012	1.58	0.118
サンプル数	119		
F値	0.47		
修正済み決定係数	-0.0045		

<考察>

世帯における農業従事年数が最も長い人物の従事年数を説明変数として回帰分析を行うと以上のような結果が得られた。

しかしこの結果は信頼に欠けるということが分かった。しかし変数の符号は仮定と一致している。

よって、農業所得と農業従事年数はそれぞれ単体で相関することはないということが分かった。

世帯所得と農業所得を比較すると農業所得のほうの信頼度、係数共に上昇した。

[仮説⑥]: 世帯当たりの借金が少ないと所得が多い

被説明変数を家計所得として回帰分析してみると結果は以下の通りである。

被説明変数; 家計所得			
	Coef	t	P> t
借金	0.1	0.4	0.691
定数項	38700000	7.08	0
サンプル数	119		
F値	0.16		
修正済み決定係数	-0.0072		

<考察>

世帯が借金をしている金額を説明変数として回帰分析を行うと以上のような結果が得られた。

しかしこの結果は信頼に欠けるということが分かった。

よって、世帯所得と借金はそれぞれ単体で相関することはないということが分かった。

被説明変数を農業所得として回帰分析してみると結果は以下の通りである。

被説明変数：農業所得			
	Coef	t	P> t
借金	-0.044	-0.37	0.709
定数項	9744382	2.79	0.006
サンプル数	119		
F値	0.14		
修正済み決定係数	-0.0073		

世帯が借金をしている金額を説明変数として回帰分析を行うと以上のような結果が得られた。

しかしこの結果は信頼に欠けるということが分かった。さらに、変数の符号も、被説明変数を農業所得とした場合は、仮定と逆の結果となってしまった。よって、農業所得と借金はそれぞれ単体で関連することはないということが分かった。しかしこれは借金の用途の違いによるものではないか。生活苦のために借金をしているのであれば、借金と農業所得との関係はほとんど関係ないといってもよいだろう。しかし仮に、借金の定義を、「農業用機械や土地の購入のための借金」などと定義していたら、また違う結果が得られたかもしれない。

世帯所得と農業所得を比較すると農業所得のほうの信頼度、係数共に低下した。

〈単回帰分析の結果より〉

仮説①②は、信頼できるデータが得られた。そして、仮説①の場合、家計所得と農業所得を比較すると、農業所得を Y としたときの方が、農業機械費用の信頼度が大幅に上がり、雇用者数の係数も大幅に上がっていた。これは、家計所得のすべてが農業収入からではないことを示している。しかし、農薬と肥料は、あまり所得に影響を及ぼしていないことが分かった。仮説②の場合も、家計所得と農業所得を比較すると農業所得のほうの信頼度が少し上がっているが、係数は農業所得の方が下がっている。しかし、信頼度は農業所得の方が高いため、データの的には農業所得の方が信頼できる。農地面積の大きさは農業所得には当然ながら影響を与えている。農業所得からの影響で家計所得に関係している。したがって、農業所得と家計所得の関係の深さもこの仮説②から分かることができる。

仮説③の自家消費が多ければ所得が増えるという我々の予想を裏切った。我々は、自家消費が多いということは、それだけ家庭に余裕があり、余裕がなければ必要最低限しか消費できないと考えていた。これは回帰分析をしないと分からなかった結果である。

仮説④⑤も我々の予想を裏切った。しかし、仮説④の場合、家畜が所得に影響を与えていないということは、あまり考えにくい。なので、直接関係がないだけか、あるいは、説明変数のデータの選択に誤りがあったかと考えられる。仮説⑤は、農業従事年数が長いほ

ど農業の技術、ノウハウが身に付き、農業の効率が上がり、所得が増えると考えていたが、変数の信頼度は低かった。仮説③同様、回帰分析を行わなければ得られない結果であった。

仮説⑥は、借金が多くなると、所得が増える結果となった。一般には、所得が少なければ借が増えるので、このケースは普通考えられない。しかし、現地に赴いてわかったことだが、借金はしているが、返済していない場合が多い。要するに、借金を返済していれば所得は減るが、借金を返済していないため、所得が増えただけの状態なので、借が増えたら所得が増えるという結果となった。もしくは、教育費や家の改築などのためか、所得が多いので資金に余裕があり、新しい農地を開拓しようとする際に、農地や農業用機械の購入などに充てていて、そのローンであるという考え方もできる。

3-2 多変数回帰分析

次は南部・北部の合計データ、南部のデータ、北部のデータ、をそれぞれ多変数回帰分析してみる。被説明変数は農業所得のみとし、説明変数は機械価格、雇用者数、借金、合計農地面積、農業従事年数、家畜価格、自家消費量、農地保有年数とした。

初めに南部について触れようと思うが南部は農業を営んでいない世帯が多く、それらを含めた分析と、それらを除いた分析を行った。以下に示すのは、農業を営んでいない世帯を含んだ分析結果である。

南部農業所得(0を含む)	coef	t	P> t
機械価格	2.34	12.27	0.00
雇用者数	1229742.00	2.67	0.01
借金	0.05	0.62	0.54
合計農地面積	529.15	1.80	0.08
農業従事年数	-300842.00	-1.68	0.10
家畜価格	-0.19	-0.25	0.80
自家消費量	3.08	2.38	0.02
保有年数	-45789.49	-0.19	0.85
定数項	2753058.00	0.57	0.57
サンプル数	57		
F値	31.56		
修正済み決定係数	0.81		

<考察>

機械価格、雇用者数、自家消費量が信頼できる結果となった。また、変数の符号も仮定と一致している。合計農地面積と農業従事年数は有意度 90%で信頼できるが、農業従事年数の変数の符号は我々の考えた仮説とは逆であった。

次は、農業を営んでいない世帯を除いたものである。したがってサンプル数も25世帯と少ない。

南部農業所得(0を含まない)	coef	t	P> t
機械価格	2.19	7.87	0.00
雇用者数	1019193.00	1.39	0.18
借金	1.08	1.87	0.08
合計農地面積	1339.29	1.90	0.08
農業従事年数	-426240.00	-1.42	0.18
家畜価格	-1.12	-0.84	0.41
自家消費量	3.19	1.17	0.26
保有年数	98189.97	0.20	0.84
定数項	-3468795.00	-0.21	0.84
サンプル数	25		
F値	13.86		
修正済み決定係数	0.81		

<考察>

確実に信頼できるのは、機械価格のみで、借金と合計農地面積は少し信頼度が上がったが、上記では信頼できるデータとされていた雇用者数と自家消費量の信頼度が下がった。

非農業世帯を含んだ場合に比べて、非農業世帯を含まない場合のほうが借金のt値が高いのはなぜか。これは、農業を行っている世帯の借金の目的は主に農業で、農業を行っていない世帯の借金の目的は、生活改善のためやリフォーム、教育費の支払いなど、農業とは関係のない目的であると考えられる。

つぎは北部のデータで分析してみる。北部は農業収入が0の世帯が3世帯あったが、全て農業を営んでおり、自家消費と物々交換で生活している世帯なので、それらも含め全ての世帯を用いて分析を行った。農業従事者を雇っている世帯がなかったので省かれた結果を示している。

北部農業所得(0を含む)	coef	t	P> t
機械価格	-0.06	-0.09	0.93
雇用者数	omitted	omitted	omitted
借金	0.56	0.71	0.48
合計農地面積	937.48	0.80	0.43
農業従事年数	-374125.00	-1.01	0.32
家畜価格	0.14	0.96	0.34
自家消費量	0.05	0.09	0.93
保有年数	250116.90	0.30	0.76
定数項	16200000.00	1.01	0.32
サンプル数	60		
F値	0.49		
修正済み決定係数	-0.07		

<考察>

分析結果は面白いほどにすべての変数の信頼度が低い。これは質問票の不備か、使用データの選択ミスか、本当に相関がないかというのが原因として考えられる。

最後に北部と南部を合わせたデータの分析結果を示す。今回は農業を営んでいない世帯を省いて分析した。したがってサンプル数は85世帯である。

全体農業所得(0を含まない)	coef	t	P> t
機械価格	1.78	6.20	0.00
雇用者数	1460828.00	2.29	0.03
借金	0.89	1.82	0.07
合計農地面積	1164.50	2.13	0.04
農業従事年数	-287919.40	-1.15	0.25
家畜価格	0.14	0.98	0.33
自家消費量	0.12	0.22	0.83
保有年数	394778.20	0.87	0.39
定数項	2042557.00	0.17	0.86
サンプル数	85		
F値	9.80		
修正済み決定係数	0.47		

<考察>

今回は、機械価格、雇用者数、合計農地面積が信頼できる結果となり、借金もまずまず信頼できるデータとなった。農業従事年数以外の変数の符号は仮定通りとなったが、終始、農業従事年数の符号はマイナスであった。

<多変数回帰分析の結果より>

北部のみのデータは変数の信頼度が低く、我々が考えていた変数の符号と違っているのが多かった。これは、説明変数の選択を誤ったか、調査が不十分であったか、被説明変数を農業所得ではなく、世帯所得にすべきだったかなどが考えられる。今後フィールドワーク調査を行う場合は、これらの不備を少なくするように心がけたい。

南部のデータは農業を営んでいない世帯を含んだほうが、農業を営んでいない世帯を含まなかったものより、信頼できる変数が多かった。しかし、信頼度が下がった雇用者数と自家消費量も、まったく信頼できなくなったわけではない。逆に、借金と合計農地面積の信頼度が上がった。

北部と南部を合わせたデータは、機械価格・雇用者数・借金・合計農地面積が信頼できる変数となった。農業従事者数以外の変数の符号は我々の仮定と一致した。

仮説①については、機械価格と雇用者数の変数が非常に信頼できる変数となったので、仮定通りの結果となった。中間投入財にはほかにも、家畜のえさ代などが考えられるので、もう少し調査票に質問項目を増やすべきだった。

仮説②については、単回帰分析でも多変数回帰分析でも、北部のみのデータを除いては、信頼できることがわかった。仮説②については満足できる結果が得られた。

仮説③について、もともと仮説の不備に気づいていたので、信頼できない結果となるのは予想通りではあったが、今後このようなことがないように、仮説の時点でも十分に検討し、仮説を立てたい。

仮説④については、信頼度は低いものの、南部では負の相関、北部では正の相関が得られた。信頼度が低いのは、売買するのが数年に一度であったりするので、調査年度によっては結果が変わっていたかもしれないというのが原因として考えられる。また使用用途が売買用であるか、農業用であるかの違いも信頼度が低い原因として考えられる。

仮説⑤について、あまり信頼できる結果は得られなかったが、これは、何世代前までさかのぼるのか、自分が農業をするようになってからの保有年数なのか、というような疑問から「保有年数」という調査の仕方が悪かったのかもしれない。今後はしっかり定義してから調査に挑みたい。

仮説⑥は、南部の農業世帯のみと、南部と北部を合わせたデータではまずまずの信頼度が得られて、ほかの分析においても、変数の符号は全て正だったので、仮定には一致している。借金についてはもう少し相関が高いと思っていたので、今後の調査につなげたい。

3-3 説明変数を絞った多変数回帰分析

最後に、説明変数を絞って多変数回帰分析をした。3-2の分析の南部データでは、機械

価格、雇用者数が有意で、借金、合計農地面積が、やや有意という結果が得られた。しかし借金のt値がもう一歩足りなかったり、北部のデータではあまり良い結果が得られなかったりしたことから、我々は説明変数を絞って回帰分析することにした。

比較しやすいように、以下には左に3-2での結果を、右には説明変数を機械価格、雇用者数、借金、合計農地面積に絞った分析結果を示す。

南部農業所得(0を含まない)	coef	t	P> t	南部農業所得(0を含まない)	coef	t	P> t
機械価格	2.19	7.87	0.00	機械価格	2.14	7.55	0.00
雇用者数	1019193.00	1.39	0.18	雇用者数	1777806.00	2.69	0.02
借金	1.08	1.87	0.08	借金	1.13	1.87	0.08
合計農地面積	1339.29	1.90	0.08	合計農地面積	1196.90	2.05	0.06
農業従事年数	-426240.00	-1.42	0.18	定数項	-8258454.00	-0.59	0.56
家畜価格	-1.12	-0.84	0.41				
自家消費量	3.19	1.17	0.26	サンプル数	23		
保有年数	98189.97	0.20	0.84	F値	23.39		
定数項	-3468795.00	-0.21	0.84	修正済み決定係数	0.80		
サンプル数	25						
F値	13.86						
修正済み決定係数	0.81						

北部農業所得(0を含む)	coef	t	P> t
機械価格	-0.06	-0.09	0.93
雇用者数	omitted	omitted	omitted
借金	0.56	0.71	0.48
合計農地面積	937.48	0.80	0.43
農業従事年数	-374125.00	-1.01	0.32
家畜価格	0.14	0.96	0.34
自家消費量	0.05	0.09	0.93
保有年数	250116.90	0.30	0.76
定数項	16200000.00	1.01	0.32
サンプル数	60		
F値	0.49		
修正済み決定係数	-0.07		

<考察>

比較すると、合計農地面積のt値が、十分信頼できる値まで上がり、雇用者数は大幅に上昇、借金もわずかながらではあるが、上昇した。機械価格は若干減少したが十分信頼できるt値である。

<考察>

今回は、借金は変化なし、雇用者数と合計農地面積はいずれも信頼できる値となった。

南部農業所得(0を含む)	coef	t	P> t	南部農業所得(0を含む)	coef	t	P> t
機械価格	2.34	12.27	0.00	機械価格	2.31	11.88	0.00
雇用者数	1229742.00	2.67	0.01	雇用者数	1740848.00	4.36	0.00
借金	0.05	0.62	0.54	借金	0.06	0.68	0.50
合計農地面積	529.15	1.80	0.08	合計農地面積	609.05	2.22	0.03
農業従事年数	-300842.00	-1.68	0.10	定数項	45610.00	0.01	0.99
家畜価格	-0.19	-0.25	0.80				
自家消費量	3.08	2.38	0.02	サンプル数	59		
保有年数	-45789.49	-0.19	0.85	F値	58.75		
定数項	2753058.00	0.57	0.57	修正済み決定係数	0.80		
サンプル数	57						
F値	31.56						
修正済み決定係数	0.81						

北部農業所得(0を含む)	coef	t	P> t
機械価格	0.08	0.12	0.90
雇用者数	omitted	omitted	omitted
借金	0.66	0.88	0.38
合計農地面積	1151.88	1.08	0.29
定数項	9965696.00	1.08	0.28
サンプル数	60		
F値	1.77		
修正済み決定係数	0.05		

<考察>

北部のデータは相変わらず信頼に欠けるが、借金、合計農地面積ともに、若干ではあるがt値が上がり、機械価格のt値は、負から正に変わった。

<考察>

最後に、南部北部両方のデータであるが、雇用者数の若干の上昇以外は、全て下がっている。下がった説明変数は、南部のみでは上昇していたので、北部がデータをマイナスに引っ張ってしまう形になった。

全体農業所得(0を含まない)	coef	t	P> t	全体農業所得(0を含まない)	coef	t	P> t
機械価格	1.78	6.20	0.00	機械価格	1.74	5.82	0.00
雇用者数	1460828.00	2.29	0.03	雇用者数	1710677.00	2.44	0.02
借金	0.89	1.82	0.07	借金	0.86	1.66	0.10
合計農地面積	1164.50	2.13	0.04	合計農地面積	1028.14	1.78	0.08
農業従事年数	-287919.40	-1.15	0.25	定数項	7946116.00	0.98	0.33
家畜価格	0.14	0.98	0.33				
自家消費量	0.12	0.22	0.83	サンプル数	70.00		
保有年数	394778.20	0.87	0.39	F値	16.87		
定数項	2042557.00	0.17	0.86	修正済み決定係数	0.48		
サンプル数	85						
F値	9.80						
修正済み決定係数	0.47						

<説明変数を絞った多変数回帰分析の結果より>

はじめにこのときの変数を絞った多変数回帰分析では、仮説「③自家消費量が多いと所得が多い」、「④家畜の数が多いと所得が多い」、「⑤農業従事年数が長いと所得が多い」について表す変数「自家消費量」「家畜価格」「農業従事年数」「保有年数」を除いて分析を行った。

このときの南部における多変数回帰分析によると、農業所得0を含むもの含まないものに関わらず、説明変数を絞らなかつたときの多変数回帰分析(3-2)よりも、それぞれのt値が上昇あるいは十分に信頼できる値を維持していることが明らかとなった。特に農業所得0を含まない方の分析結果では、雇用者数、合計農地面積が大幅に上昇し信頼でき得る値をとることになった。

また説明変数を絞らずに行つた多変数回帰分析と同様、北部のみのデータは十分な信頼に足りる数値が導き出されなかつた。回帰分析に使用する説明変数を変えた上で同様の結果が得られたということは、北部における調査、あるいは調査段階で想定していた説明変数の不足ということが考えられる。

南部北部を併せた多変数回帰分析結果を見ると、それぞれ少しずつデータの信頼値が下がってしまったため、上記にもあるように北部データが南部の結果を下方に引っ張ってしまったと考えられる。

仮説①において、北部を除くすべての分析で中間投入財の機械価格、農業者数が所得に影響を与えるという結果が得られた。そのいずれもが+の変数で、それぞれ増やすほど所得が上昇する。特に南部での雇用者数のt値上昇が大幅なものであった。

仮説②においては、南部においてどれも信頼できる値をとつたが、北部、そして北部を併せた全体のデータを見ると、信頼できる値が下がり3-2より信頼できない値をとることが分かつた。

仮説⑥においては、3-2の分析同様十分に信頼できる値をとることはなかつたものの、非常に興味深い数値の動きをとっていることが分かつた。南部の農業所得0を含むものではt値が0.68、農業所得0を含まないものだと1.87と1以上上昇している。これは、農業においては資金が非常に重要となり借金をして初期投資をしなければ農業を営むことができないとしていることを表しているのではないだろうか。

4. おわりに

我々が行つた回帰分析より、中間投入財が多いほど所得も増えるという結果が得られた。なので、中間投入財を使っていくべきなのだが、そうもいかない。今の南部の農村は、エビ養殖で成功した世帯が多くみられ、稲作を営む農家より裕福であった。しかし、エビの

病気を防ぐため薬を散布するのだが、この薬が問題なのである。この薬はエビ養殖に必要な不可欠なのだが、この薬は土地の微生物をも殺すため、薬を使い続けると、将来その土地は死んでしまう。今、稲作からエビ養殖に移行する世帯が格段に増え、農村は活性化してきているが、将来広大な土地が死に失われる。農村の将来が心配である。エビ養殖で活気づいた農村が死んだ土地を前にどうなってしまうのか。早くエビ養殖の次の手立てを考えるべきだ。

次に、回帰分析により、農地面積の広さに所得は比例しているというデータが得られたため、政府は農地を分配するべきだと考える。今現在もベトナム政府は土地分配を行っているが、実際現地赶赴て分かったことだが、分配された土地が塩害のため使えない、土地が痩せていて使えないなど、使えない土地を分配された世帯が多く見受けられた。政府が国民のために土地を分配した事実は、ただの見せかけである。この土地を使えない状況を政府が認知しているのかは定かではないが、農地面積と所得が関係しているデータが得られた以上、何らかの改良策を実施すべきだ。

ベトナム農村の現状を知り、農村が今発展している現実を目の当たりにしたが、さらにその先の大きな問題も露わとなった。ベトナムは今後発展していく有能な国だが、これからぶち当たる問題を解決してさらなる発展ができるか見ていきたい。そして、現状を知り帰国した我々は、調査で得られたデータからさらに自分たちで計算しデータを加え、バリエーションを大幅に増やした。そのため、回帰分析のバリエーションが増え、非常に興味深いデータが得られた。多種多様なため、いろいろなシチュエーションを想定し、回帰分析を行えることは、我々にとって農業をあらゆる視点から見ることを可能にしたが、データが膨大になったため、すべてのデータをまとめ上げ、扱うことが困難になり、回帰分析の信頼度が低くなる場合が多く見られた。ここまで農業のデータが膨大になるとは思っていなかったため、質問票の不備が目立った。次に調査をする場合は、もっと質問票の質問項目を増やし、今回の不備を改良したい。

【参考文献・参考資料】

<論文>

- 岡江恭史『ベトナム農村金融における集落の割合』（2004）
 ゲン・チュンヒュー、秋山邦裕『ベトナムにおける農村金融の現状と問題点』（2010）
 高橋壘『現代ベトナムにおける「逆相関関係」の存在とその要因』（2006）
 清水学『アジア経済-危機の構造と課題（1）-ベトナム-迫られる国有企業改革と金融システムの整備』（1998）
 大西勝明『ベトナムの産業発展と企業改革』（2006）
 仲地宗俊『ベトナムにおける集団農場解体後の農地の保有と利用の構造：紅河デルタの事例』（1997）

仲地宗俊『ベトナム農業の現状と基礎構造』(1997)

農民の価値規範と土地所有—ドイモイ後の北部ベトナム農村における土地使用权集積の事例—(吉田恒
2008)

<参考図書>

松井重雄『変貌するメコンデルタ-ファーミングシステムの展開』(2001)

山田隆一『ベトナム・メコンデルタの複合農業の診断・設計と評価』(2008)