経済研究
Vol. 69, No. 2, Apr. 2018

特集：日本の統計――歴史と現在

両大戦間期日本における農家の酒・煙草支出
――農林省第3期農家経済調査(1931-41年)を用いたパネルデータ分析――*

丸　健・草処 基・高島正憲

本研究の目的は，両大戦間期日本における農家の酒と煙草の消費支出について，これらの財が持つ社交的性質の違いに着目し，支出パターンが家計の社交性の高低によって異なるのかを分析することにある．戦前期日本における農家経済調査のパネルデータを用いてHausman-Taylor法に基づく推定をおこなった結果，社交性の高い農家において，酒は家計における個人用途支出が抑制され，煙草への支出は農家の社交性からの影響を受けていなかったことが明らかとなった．酒と煙草は共に習慣性の強い財ではあるが，この時期の日本農村部では，酒は社交のツールとしての性質が強く，それゆえ農家の持つ社交性の高低が酒の支出パターンに影響を与えていたのに対して，個人で消費する性質が強い煙草は農家の社交性との関連は大きくなかったと考えられる．酒のような習慣性だけでなく社交的性質も強い財への支出を分析する際には，共同体との関係性も考慮することが重要であるといえる．
JEL Classification Codes: D12, N35, Z13

1. はじめに

酒や煙草は，食料品と比較すると奢侈的性格が強く課税対象になりやすいこと，長期にわたる過剰摂取は消費者の健康へ悪影響を及ぼす可能性があるため社会が負担する医療費用とのバランスを取る必要があることから，経済学の分野ではこれまで財政・税収との関連という意味において多くの研究がなされてきた(Barzel 1976; Farrell *et al.* 2003; Bowser and Canning 2013)．また，実証研究の手法としては需要体系分析を中心として研究が進められてきており，酒・煙草はその他食料品と比較すると所得弾力性が高いことなどが指摘されている(Banks *et al.* 1997; Duffy 2003; Unayama 2006)．

さらに，酒や煙草の強い習慣性という特徴に焦点を当てた研究も多く存在している．初期の研究では習慣性を消費者が将来的な影響を考慮しない近視眼的な依存(Myopic Addiction)と捉えて分析していた．しかし，健康であることを資本ストックとして捉え，長期的視点で効用最大化行動をとる合理的主体を前提とした合理的依存(Rational Addiction：RA)モデルが提唱され，以後多くの研究がおこなわれた(Grossman 1972; Becker and Murphy 1988; Chaloupka 1991; Becker *et al.* 1994; Tiezzi 2003)．しかし，これらのRAモデルに関する研究は，特にミクロデータを用いた場合は妥当性に疑問が残る，モデルに強い仮定をおいている，といった批判があり，現在は行動経済学の要素を取り込んだ研究がおこなわれている(Chaloupka and Warner 2000)．

しかし，これらの研究では，酒・煙草の習慣性や所得弾力性，税収との関連などには焦点を当ててはいるものの，それ以外の特性に対してあまり注意が払われてこなかった．その中で注目すべき特性として，酒の持つ社交的な性質が挙げられる．「酒は古来人類の消費生活と結びつい」(黒沢 1968a)たものであり，冠婚葬祭をはじめとして社交の場で供されてきた．経済学以外の人文・社会科学系の分野では，このような酒の持つ社交的な性質に言及した文献，焦点を当てた研究がみられる．例えば，柳田(1998)は，古くから祭礼その他の場において多数の人の気持ちを1つの方向にそろえさせるべく酒が用いられてきたことを指摘しており，実際，魏志倭人伝には「喪に際しては，よそから来た人たちが『歌舞飲酒』をする風習」が書かれてい

る(坂口 2007)．また，日本は現在でも，仕事帰りの居酒屋通い，冠婚葬祭での饗応から大学生サークルの場にいたるまで，社会の多くの場で酒が社交のツールとして利用されている[1)]．

一方，過去には煙草は来客への饗応財としても用いられており[2)]，現在でも喫煙者間で煙草を交換するなどして会話のきっかけとすることもある．ただし，財の社交的性質は時代や文化で異なる点に留意する必要があるが，基本的には乾杯の挨拶に用いられるなどする酒と比較すると社交的な性質は薄いといえる．

このように考えると，各財の持つ社交的性質の違いも消費行動に影響を与えている可能性がある．例えば，冠婚葬祭や地域行事への参加が不可欠であるような，社会的繋がりを重視する社会では，スムーズな社会経済活動をおこなうために社会関係資本を構築するインセンティブが高いと考えられる[3)]．そのような社会では，社交性の高い家計は，予算制約下で社交的性質の強い財を社交の場において支出するため，たとえそれが習慣性の強いものであっても日常的な場での当該財の支出を抑制するかもしれない．

また，習慣性の強い財への消費支出パターンがその財のもつ社交的性質によって異なるとすれば，その財の習慣性が消費者に及ぼす影響を考慮する際に重要な意味を持つといえる．例えば，家計が財政的理由から習慣性の強い財への支出を減らす必要性を感じている場合，また，習慣性の強い財は継続的に過剰摂取してしまうことで健康上の問題を引き起こす可能性がゼロではないため習慣性の強い財への支出を減らす必要性を感じている場合を想定する．これらの理由から，家計が習慣性の強い財の消費を全体的に抑制しようとした際に，日常的な消費支出分だけをコントロールしても社交の場で多く消費支出されていれば，全体的な消費支出の抑制には繋がらない．さらに，社交性の高い消費者は，その財の消費支出を止める，もしくは総量を抑えることによって得られる家計の財政上・健康上のメリットと，社会関係資本の構築に対する負の影響によって失うデメリットとの間でのトレードオフに悩むことになる．

そこで本研究では，習慣性の強い財への消費支出パターンが家計の社交性の高低によって異なってくるのかどうかを，第2次世界大戦前後の日本農村における家計調査である「農家経済調査」結果を用いて分析することを目的とする．この時期の農家は，昭和恐慌による不況とそれに伴い冗費節約を勧める経済更生運動，また天候不順による不作などの影響を受けながら，酒や煙草といった習慣性の強い財への支出を日常的におこなっていた(大鎌 2006；大島 2015；西川 2015)．また，近代化が都市部ほど浸透していなかった当時の日本の農村部では，依然として共同体との関係性，すなわち社交的性質を重視する傾向が強かったと考えられるため，本研究の分析に適しているといえる．

2. 戦間期における酒・煙草支出

戦間期における酒・煙草の支出について大島(2015)，西 川(2015)，黒 沢(1968a，1968b)，大鎌(2006)を基にまとめる．

酒類全体の傾向としては，明治以降大正中期頃までは清酒の消費が最も盛んであったが，その後1920年代まで不況が続き戦間期全体としては生産量が減少した．昭和恐慌時には特に低所得層において消費支出が落ち込んだが，恐慌からの回復期には酒類消費は若干の増加傾向を示した．これは新たな酒類であるビールが生産を伸ばしたことによる．また，ビールの1人当たり消費が増えていたが，酒類の1人当たり消費は比較的一定であった．酒は「ある水準の量をもって必需品とされる性格をもっている」(黒沢 1968a)ものとみなされてきた．

農村部における支出を見ると，農業者は給与生活者や労働者と比較して飲食物費に占める嗜好品費の割合が小さかったが，逆に嗜好品費に占める酒類費は大きく，栄養摂取量としては絶対量が給与生活者と同等であった．この時期は農業の機械化も一部導入されはじめていたが，依然として肉体労働の側面が強く，エネルギー補給目的での酒消費が継続していたことによるものと思われる．農業機械が導入される以前，農家は早朝から農作業に従事し，胃に負担をか

けずにエネルギー摂取できる酒を昼から飲んでいたとされており(神谷 1956)，栄養源としての酒の消費が戦間期でもおこなわれていたと考えられる．また所得水準の大きさに比例して酒類消費が増える傾向にあり，自小作別比較では小作＜自小作＜自作，という関係があった(大島 2015)．種類構成としては，農村部でのビール消費は少なく，主に清酒であり，所得水準が低い家計では焼酎を消費していた．昭和恐慌が農村経済に深刻な影響を及ぼした際には，農山漁村経済更生運動による冗費節減の一環で節酒が促されてもいた(大鎌 2006)．

煙草は，江戸時代から刻煙草が，またそれを発展させた口付煙草が生産・消費されてきたが，明治以降に海外から導入された両切煙草が生産力増大によって相対的に安価になって勢力を拡大していった．その結果，1920 年代には煙草は労働者にとっても日常的に消費するものとなっていた．全体としては 1910 年代後半以降の煙草生産は増加傾向にあったが，1920 年代中頃以降は両切煙草の生産が増大し，1930 年代後半には両切煙草が生産量の半分以上を占めていた．昭和恐慌の影響は全体として小さく，低所得層においても煙草支出の大きな落ち込みはみられなかったとされている．また，日清・日露戦争後の財源確保を目的として煙草の専売制が 1898 年から段階的に始まり，1916 年には葉の生産から製品製造，販売までを政府が管理するようになった．1925 年に煙草価格の引き上げがおこなわれた際には，当時の新聞などで生活必需品としての性格が強いため下層労働者への影響が大きいとして政権への非難が上がったとされている．その他，農村部においては，昭和恐慌時には酒と同様に農山漁村経済更生運動において節煙が促された(大鎌 2006)．

3. データ

3.1　農家経済調査

本研究では，酒・煙草支出に関する社交性の役割を，農家経済調査結果を基に分析する．資料としての特性などに関しては佐藤編(2009)や浅見編(2011)などに詳しいのでここでは深く言及しないが，農家経済調査は 1909 年の斎藤万吉による調査以降，改良を続けながら日本の農家の経済活動全般を記録し続けてきたものである．また，この農家経済調査と共に日本の農業簿記論が発展し，ひいてはハウスホールドモデルの成立にも深く関わっている．

農家経済調査は第 2 次世界大戦直後まで比較的頻繁にその調査設計を変更しており，それによっていくつかの期に分類される．これは，稲わらの家畜飼料利用のような中間生産物利用をどう記録するのかといった，調査体系・簿記体系としての試行錯誤の結果である．本研究が使用する農林省第 3 期と呼ばれる時期のものは，昭和恐慌直後の 1931 年から第 2 次世界大戦に突入する 1941 年までの間の，不況期と回復期の双方を含む時期に該当する[4]．

農林省第 3 期の農家経済調査は基本的に各県の標準とされる農家を 1 県当たり 6 戸または 9 戸選抜して調査する方式を取っている．この時期は調査対象の抽出に関して厳密なランダムサンプリングはおこなわれておらず，また，調査農家もローテーションで順次変更されているわけではない．加えて，農家に詳細な記帳を強いることから一定程度の識字・管理能力が求められ，実際には調査地域の比較的優良な農家が選定されており，経営農地面積規模が小さい小農層が少ないことが指摘されている(佐藤編 2009；浅見編 2011)．これらより，農家経済調査は代表性という点である程度のバイアスがあることに留意する必要があるが，それでもなおこの時期の農家行動を詳細に記録したものとして有用である．

3.2　調査家計における酒・煙草支出動向

本研究では，北海道，青森，岩手，秋田，茨城，群馬，神奈川，新潟，富山，長野，愛知，和歌山，島根，岡山，徳島，香川，熊本，沖縄の 18 府県から 225 農家 1,189 件分のデータを用いた．本研究の分析で用いる農家経済調査データの要約統計量を表 1 に示す．また，日常的な酒・煙草消費に支出しているサンプルは全 1,189 件中それぞれ 1,041 件(約 88%)と 894 件

表 1. 要約統計

	平均	標準偏差	最小	最大
家計費総額(円)	708.12	280.97	140.97	2456.80
交際費支出額(円)	56.93	41.03	1.63	311.05
日常酒支出額(円)	11.32	15.35	0.00	162.25
日常煙草支出額(円)	5.96	6.21	0.00	35.32
農家総所得額(円)	884.22	397.62	−41.15	2844.53
平均小作地率(%)	0.48	0.36	0.00	1.00
社交性指標 A	0.00	0.05	−0.17	0.23
社交性指標 B	0.42	0.49	0.00	1.00
家長年齢(歳)	43.12	10.95	16.00	74.00
0-19 歳男性(人)	1.54	1.35	0.00	7.00
0-19 歳女性(人)	1.37	1.20	0.00	6.00
20-59 歳男性(人)	1.45	0.68	0.00	4.00
20-59 歳女性(人)	1.39	0.64	0.00	4.00
60-99 歳男性(人)	0.31	0.49	0.00	2.00
60-99 歳女性(人)	0.35	0.49	0.00	2.00

出所) 農家経済調査データベースより作成.
注) 観測数は 1,189 件. 酒と煙草のどちらかを支出していない家計があるため, 分析時にそれぞれの推定に含まれていない家計も含む. また, 平均小作地率, 社交性指標 A および社交性指標 B は家計ごとに集計した時間不変の家計属性値である(グループ数は 225 家計). 金額は大川他(1967)掲載の各種物価指数を基に実質化している(詳細は注 5 参照).

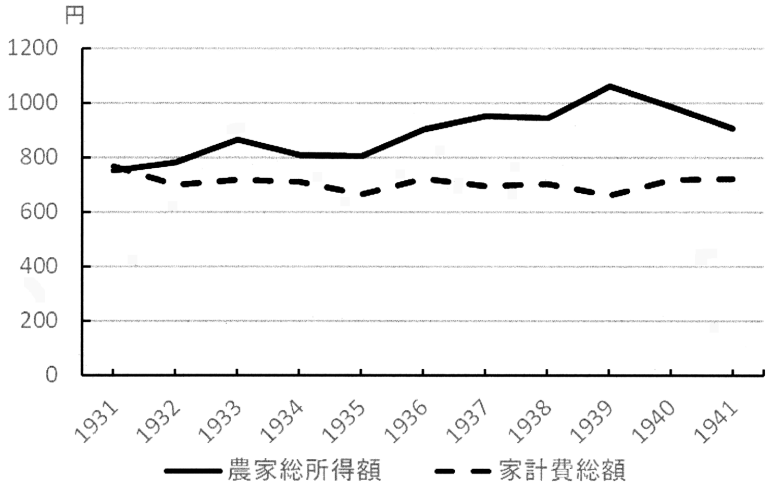
(約 75%)を占めた. 先行研究からは, 戦間期においては酒・煙草とも日常的に消費されていたことがうかがえるが, 農家経済調査結果は, 戦間期日本農村部において, 多くの農家で酒・煙草への消費支出が日常的におこなわれていたことを示している.

図 1 と図 2 は, 調査農家の農家総所得額, 家計費総額, 来客及諸会の支出や贈答への支出などが計上される交際費支出額, および日常的な酒・煙草支出額の推移を示したものである[5]. なお, 農家経済調査の調査要綱によると, 交際費は「交際の為にする一切の消耗品費を記入すること. 他の科目に例示せられたる品名に当る者を之を交際の為にする場合には本科目の所蔵とす. 例えば来客用の煙草には分目『来客及諸会』に入るが如し.」と定義されており, 入営祝や結婚進物, 他人への土産などの「贈答」, 来客の歓待や懇談会, 祝賀会費の類の「来客及諸会」, 便箋や切手などの一切の交際上の通信費, 他人送迎のための車馬賃の類の「其の他の交際」に分類される. 日常的な酒・煙草支出は嗜好費に属しており, 嗜好費の分目は, 酒, ビール, 焼酎などの「酒料」, 煙草器具を含まない部分の煙草としての「煙草」, 菓子や果物, 茶やコーヒー, 常食以外の餅や団子, うどんやそばなどの「嗜好飲食物」となっている(一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センター 2008).

まず図 1 を見ると, 農家総所得額は全体としては昭和恐慌後, 特に 1935 年以降に回復傾向にあり, 日中戦争に入って以降減少している. また, 1934 年にもコメの凶作の為減少している. 1938 年にも所得が減少しているが, この年にはムギ類の凶作が発生している. 一方, 1932 年以降, 家計費総額は大きな増減はなく比較的安定している. 1935 年と 1939 年の若干の落ち込みは, 前年度の凶作が影響している可能性がある.

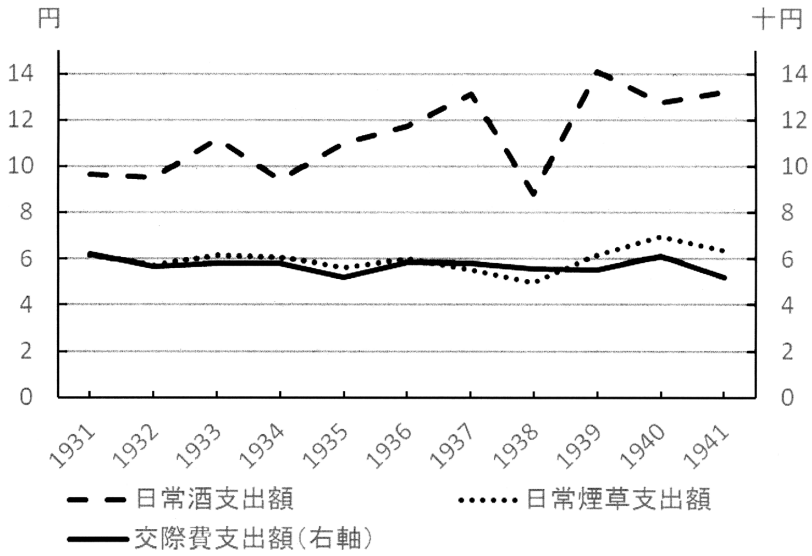
次に図 2 を見ると, 交際費支出額と日常的な煙草支出額はともに大きな変化はなく, 一方で, 日常的な酒支出額に関しては, 若干の増加傾向にあるようにみえる. また, 酒に関してみると変動が大きく, 特に 1934 年と 1938 年とで大きく落ち込んでいる. 一方で, 交際費支出額や煙草支出額にはこのような傾向は観察されない. 上述したように 1934 年はコメの, また 1938 年はムギ類の凶作が発生した年で, 本研究と同じ農林省第 3 期データを用いて農業生産性を推定

図 1.　農家総所得額と家計費総額の推移



出所）　農家経済調査データベースより作成.
注）　金額は大川他(1967)掲載の各種物価指数を基に実質化している(詳細は注 5 参照).

図 2.　農家の各支出額推移



出所）　農家経済調査データベースより作成.
注）　金額は大川他(1967)掲載の各種物価指数を基に実質化している(詳細は注 5 参照).

した Maru *et al.*(2015)では 1934 年と 1938 年の両年における TFP 値が大きく落ち込んでいることが示されている．黒沢(1968b)によると，国全体での清酒や焼酎の生産量は昭和恐慌や戦時体制突入期と比較すると 1934 年と 1938 年は落ち込んでいるとはいえない．また，酒米反収への影響が通常のコメ反収への影響と異なる可能性がある点や，酒造りには一定期間が必要となるため酒類供給への影響がすぐに表れるとは限らない点から，凶作に伴う農家総所得額の減少によって日常的な酒の消費支出額が抑制された可能性がある．

4.　分析枠組み

酒・煙草消費支出に関する回帰式を以下のように設定する．

$$\ln c_{it} = \alpha + \beta_1 \ln x_{it} + \beta_2 \bar{l}_i + \beta_3 s_i + \beta_4 \boldsymbol{h}_{it} + d_i + d_t + \varepsilon_{it} \qquad (1)$$

ここで，i は家計，t は調査年，c_{it} は日常的な酒支出額または日常的な煙草支出額，x_{it} は農家総所得額，$\bar{l}_i$ は平均小作地率，s_i は社交性指標，$\boldsymbol{h}_{it}$ は家計の特徴を表す変数ベクトル，d_i は家計の固有効果，d_t は年効果である．先にみたように，ここでの酒・煙草支出額には日常的な支出分のみが含まれ，来客の歓待や祝賀会といったものに関連するものは交際費に含まれる[6]．また，酒・煙草支出額，農家総所得額などは推定の際に対数化している．

まず社交性指標からみていく．社交性指標は家計の個性としての社交性の高低を測るものとし，推定結果の頑健性を確保する目的で2種類作成する．1つ目の社交性指標は，社交性が高い農家ほど，家計費における交際費支出額の割合が高いと想定し，家計費における交際費支出額の割合が標準的な交際費割合からどれだけ乖離しているかを測るものである．交際費支出額と家計費総額の正の相関の影響を取り除いておく必要がある．まず各年の交際費支出額 e_{it} が家計費総額 k_{it} に占める割合 $r_{it}(=e_{it}/k_{it})$ と家計費総額についてそれぞれ家計ごとの平均値 $\bar{r}_i$ および $\bar{k}_i$ を計算する．そして平均交際費割合を平均家計費総額に単回帰して残差 $\hat{\xi}_i(=\bar{r}_i-\hat{\gamma}-\hat{\delta}\bar{k}_i)$ を得る．さらに，家計費総額の規模が大きい家計と小さい家計とでは，残差の大きさが同じでも家計における相対的な影響の度合いが異なってくることを考慮して，平均家計費総額で割ったもの $(\hat{\xi}_i/\bar{k}_i)$ を社交性指標として用いる(以下「社交性指標 A」)．

2つ目の社交性指標は，交際費支出と所得階層との関連から社交性を測るものである．社交性の高い農家は交際費支出が多いと想定されるが，同時に高所得層であるほど交際費支出をおこなう余裕が出てくる可能性がある．その影響を取り除くために以下のような手順でダミー変数を作成する．まず交際費支出額と農家総所得額についてそれぞれ家計ごとの平均値 $\bar{e}_i$ および $\bar{x}_i$ を計算し，平均農家総所得額に基づいて4分位の所得水準階層を作成する．そして各階層において平均交際費支出額 $\bar{x}_i$ が所属階層における $\bar{x}_i$ の平均値より大きい家計を1，それ以外を0とするダミー変数を作成し，社交性指標として用いる(以下「社交性指標 B」)[7]．

次に，その他の変数についてみていく．所得には農家総所得額 x_{it} を用いるが，この時期の農家総所得額はかなり不安定であり，勤労者家計とは異なり農家家計の場合は早くとも収穫後にならないと所得がわからない．農家経済調査の会計年度は3月初頭から2月末までとなっているが，主要作物の米は秋遅くになって収入が得られる．他には梅雨頃から繭や小麦の収入が得られるが，期首からの3分の1程度は当該年度所得ではなく前年度所得による影響を受けている可能性が考えられる．データベースからは月別のデータが得られないことから，当該年度の農家総所得額だけではなく前年度の農家総所得額 x_{it-1} を説明変数に採用した推定もおこなう．なお，前年度所得を採用した推定と当該年度所得を採用した推定において同一のサンプルを用いることとする．例えば，酒支出額の推定であれば，酒に支出しており，2年以上連続して調査がおこなわれている家計に限定する．

小作地率は農家の経営農地のうち借入農地の占める割合を示したものであり，経営農地のうち借入農地の占める割合が低い，すなわち自家所有農地の割合が高い自作農と，借入農地の占める割合が高い小作農との間の，社交性指標を通さない消費パターンの差をコントロールすることを目的として導入した．自作農は小作料を納める必要がなく，同一の所得水準であっても小作農と比較して労働時間当たり所得が高くなる傾向があるため，またいわゆる「旧家」のような村落内における中心的位置にある農家である可能性があるため，消費支出が増加する可能性がある．小作地率には多少の変動はあるが，先行研究との比較の意味も含めて農家の特性として分析に用いることを目的とし，ここでは農家ごとに平均を取った平均小作地率 $\bar{l}_i$ を用いている．

家計の特徴を表す変数には，家長年齢[8]，0歳から19歳まで，20歳から59歳まで，60歳から99歳までの年齢層の男女別家計員数を設定した．また，この頃には未成年(20歳未満)

の飲酒・喫煙は禁じられているため，未成年の符号は負になることが想定される[9]．

推定に際して，家計の特徴として重要な変数として考えられる経営者能力をとらえる変数が含まれることが望ましい．家長の教育水準を用いる場合が多いが，農家経済調査結果からは得られない．この時期の農家経済調査は自計式のため教育水準が比較的高い農家が対象になったといわれている(浅見編 2011)．その中でも自作地比率の高い農家は教育水準が高い可能性がある[10]．一方，教育水準の高い農家はそうではない農家と比較して控えめで適度な飲酒・喫煙をおこなう可能性が考えられる．そのため，欠落変数バイアスによる内生性が生じる可能性がある[11]．通常は時間不変な観測されない変数を固有効果として除去する固定効果モデルが用いられるが，社交性指標は変動するものではないと仮定するため，固定効果モデルでは社交性指標の効果を推定できなくなる．これらの問題に対処するため，Hausman-Taylor 法に基づいたモデル推定をおこなう(Hausman and Taylor 1981)．Hausman-Taylor 法は，一部の説明変数は固有効果と無相関であるという若干強い仮定を置き，それをもとにリスト中にある説明変数から平均や平均からの偏差を取るなどして操作変数として利用し，時間不変な変数を残しながら推定する方法である[12]．推定に使用する変数の要約統計量は表 1 に記載の通りである．

5. 推定結果

5.1　酒支出額

酒支出額に関する推定結果を表 2 に示す．Hausman-Taylor 法モデルでは，社交性指標はすべての推定において負に有意となっている．社交性が高い農家は社交の場での支出を確保するために社交以外の酒消費支出を抑える傾向にあることを示唆する結果となった．また，平均小作地率もすべての推定において負に有意となった．平均小作地率が高いと日常的な酒支出が少ないことになり，自作農と比較して自小作農，自小作農と比較して小作農の酒消費支出が少ないとする先行研究と整合的である．

家計構成員についてみていくと，未成年は男性のみ負になったが男女とも有意ではない．一方，20 歳から 59 歳までの男性および 60 歳から 99 歳までの男性は正に有意であった．20 歳から 59 歳までの女性もモデル(1)を除き正に有意となっており，全体として，成年した家族が増えると酒支出が増加する傾向にあるといえる．

農家総所得額に関しては，当該年度所得，前年度所得ともに有意にはならなかった．また，値自体も 0.100 から 0.161 までと弾力性としては低い値となっているが，所得の季節性によって所得弾力性をすべて捉え切れていない可能性がある．この結果をもって当時の日本農村部では酒が日常的に飲まれていた必需品であったと結論付けることはできない点に留意が必要である[13]．

また，小作地率の内生性に対処した結果を確認するために，ランダム効果モデル推定，プーリング推定もおこなっている．これによると，ランダム効果モデル推定では平均小作地率が有意にならなくなり，その一方で農家総所得額が有意になった．ただし，値は 0.219 から 0.225 までと低いままである．プーリング推定では，所得，平均小作地率共に有意であった．この 2 つの変数は相関があると考えられるため，平均小作地率の内生性を考慮しなくなったことで変化が出ている可能性が考えられる．一方，社交性指標に関しては，ランダム効果モデルのモデル(1)以外のすべての推定において負に有意となった．また，上記以外の家計の特徴に関する変数は，両推定ともいくつか符号が逆転するものがみられるが，基本的に係数がほぼゼロであるか Hausman-Taylor 法モデルにおいても有意ではない場合で，全体としては推定結果に大きな変化は見られない．

5.2　煙草支出額

煙草支出額に関する推定結果を表 3 に示す．Hausman-Taylor 法モデルでは，社交性指標はすべての推定において符号が負になっているものの有意ではなく，係数の値も酒と比較すると小さい．また，農家総所得額もすべての推定に

表 2. 酒支出額推定結果

	Hausman-Taylor				ランダム効果				Pooled OLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
農家総所得額	0.100	0.105			0.225*	0.219*			0.540***	0.496***		
(当該年度)	(0.132)	(0.133)			(0.126)	(0.127)			(0.132)	(0.134)		
農家総所得額			0155	0.161			0.219*	0.223*			0.469***	0.449***
(前年度)			(0.131)	(0.131)			(0.128)	(0.129)			(0.137)	(0.136)
平均小作地率	−1.991***	−1.786***	−1.844***	−1.665***	−0.370	−0.349	−0.371	−0.346	−0.396***	−0.391***	−0.430***	−0.417***
	(0.654)	(0.626)	(0.635)	(0.603)	(0.234)	(0.229)	(0.238)	(0.232)	(0.132)	(0.130)	(0.133)	(0.131)
社交性指標 A	−5.561**		−5.384**		−3.034		−3.078*		−4.027***		−4.084***	
	(2.158)		(2.119)		(1.853)		(1.858)		(0.924)		(0.931)	
社交性指標 B		−0.454**		−0.452**		−0.376**		−0.389**		−0.410***		−0.428***
		(0.183)		(0.182)		(0.168)		(0.169)		(0.091)		(0.091)
家長年齢	0.002	0.002	0.002	0.002	−0.002	−0.002	−0.002	−0.002	−0.001	−0.002	−0.001	−0.002
	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.008)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
0-19 歳男性	−0.063	−0.059	−0.060	−0.057	−0.046	−0.045	−0.043	−0.043	−0.032	−0.029	−0.029	−0.028
	(0.055)	(0.053)	(0.055)	(0.053)	(0.052)	(0.051)	(0.053)	(0.052)	(0.036)	(0.036)	(0.036)	(0.036)
0-19 歳女性	0.038	0.048	0.038	0.048	−0.014	0.024	0.017	0.028	−0.031	−0.003	−0.022	0.004
	(0.061)	(0.061)	(0.059)	(0.059)	(0.054)	(0.054)	(0.053)	(0.053)	(0.040)	(0.039)	(0.040)	(0.039)
20-59 歳男性	0.147*	0.153*	0.143*	0.149*	0.128	0.136*	0.129*	0.136*	0.003	0.041	0.011	0.047
	(0.083)	(0.082)	(0.077)	(0.076)	(0.079)	(0.078)	(0.074)	(0.073)	(0.081)	(0.079)	(0.081)	(0.079)
20-59 歳女性	0.108	0.120*	0.110*	0.121*	0.117*	0.128*	0.124*	0.133**	0.107	0.145**	0.120	0.156**
	(0.068)	(0.068)	(0.066)	(0.066)	(0.066)	(0.066)	(0.065)	(0.064)	(0.072)	(0.072)	(0.073)	(0.073)
60-99 歳男性	0.260*	0.259*	0.257*	0.256*	0.191	0.193	0.202	0.202	−0.009	0.002	−0.004	0.004
	(0.141)	(0.140)	(0.142)	(0.142)	(0.131)	(0.130)	(0.134)	(0.134)	(0.108)	(0.107)	(0.111)	(0.108)
60-99 歳女性	0.047	0.055	0.055	0.063	0.069	0.078	0.077	0.085	0.343***	0.351***	0.351***	0.358***
	(0.106)	(0.104)	(0.105)	(0.104)	(0.098)	(0.098)	(0.098)	(0.098)	(0.088)	(0.088)	(0.088)	(0.088)
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
定数項	1.403	1.427	0.980	1.015	−0.011	0.149	0.032	0.139	−1.877**	−0.152*	−1.420	−0.189
	(0.908)	(0.919)	(0.922)	(0.911)	(0.841)	(0.867)	(0.871)	(0.883)	(0.865)	(0.887)	(0.884)	(0.889)
観測数	735	735	735	735	735	735	735	735	735	735	735	735
グループ数	178	178	178	178	178	178	178	178				
F 検定 p 値									0.000	0.000	0.000	0.000
χ^2 乗検定 p 値	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000				
Breusch-Pagan 検定 p 値					0.000	0.000	0.000	0.000				
過剰識別検定 p 値	0.728	0.600	0.708	0.590								

注） 括弧内は標準誤差．***，**，* はそれぞれ有意水準 1%，5%，10% を示す．

表 3. 煙草支出額推定結果

	Hausman-Taylor				ランダム効果				Pooled OLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
農家総所得額	0.151	0.151			0.124	0.123			0.206	0.211		
(当該年度)	(0.116)	(0.116)			(0.109)	(0.110)			(0.157)	(0.160)		
農家総所得額			0.098	0.098			0.095	0.095			0.198	0.202
(前年度)			(0.130)	(0.130)			(0.118)	(0.118)			(0.146)	(0.146)
平均小作地率	−1.537***	−1.480***	−1.620***	−1.562***	0.069	0.070	0.058	0.060	−0.021	−0.024	−0.027	−0.030
	(0.592)	(0.562)	(0.580)	(0.551)	(0.248)	(0.247)	(0.238)	(0.237)	(0.156)	(0.157)	(0.153)	(0.154)
社交性指標 A	−1.291		−1.382		−0.463		−0.484		0.588		0.549	
	(2.406)		(2.415)		(1.964)		(1.964)		(0.994)		(0.946)	
社交性指標 B		−0.109		−0.119		−0.068		−0.073		0.027		0.020
		(0.198)		(0.200)		(0.183)		(0.183)		(0.088)		(0.087)
家長年齢	−0.003	−0.003	−0.004	−0.003	−0.014	−0.014	−0.014	−0.014	−0.011**	−0.011***	−0.011**	−0.011***
	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.009)	(0.009)	(0.010)	(0.010)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
0-19 歳男性	−0.043	−0.043	−0.037	−0.036	−0.044	−0.044	−0.039	−0.039	−0.076**	−0.077**	−0.075**	−0.076**
	(0.049)	(0.049)	(0.050)	(0.050)	(0.044)	(0.044)	(0.045)	(0.045)	(0.032)	(0.032)	(0.033)	(0.032)
0-19 歳女性	−0.041	−0.039	−0.037	−0.036	−0.044	−0.043	−0.043	−0.041	−0.100**	−0.103**	−0.098**	−0.101**
	(0.049)	(0.049)	(0.048)	(0.048)	(0.047)	(0.048)	(0.046)	(0.047)	(0.046)	(0.046)	(0.046)	(0.046)
20-59 歳男性	0.078	0.079	0.086	0.087	0.054	0.055	0.059	0.060	−0.052	−0.056	−0.050	−0.054
	(0.075)	(0.075)	(0.073)	(0.073)	(0.068)	(0.068)	(0.065)	(0.065)	(0.073)	(0.073)	(0.073)	(0.073)
20-59 歳女性	−0.131*	−0.130*	−0.124	−0.122	−0.106	−0.104	−0.100	−0.099	−0.025	−0.029	−0.027	−0.031
	(0.075)	(0.075)	(0.078)	(0.078)	(0.072)	(0.072)	(0.074)	(0.074)	(0.075)	(0.075)	(0.074)	(0.075)
60-99 歳男性	0.215*	0.215*	0.233**	0.233**	0.176*	0.177*	0.188*	0.188*	−0.024	−0.024	−0.019	−0.019
	(0.114)	(0.114)	(0.110)	(0.110)	(0.107)	(0.107)	(0.103)	(0.103)	(0.099)	(0.099)	(0.097)	(0.096)
60-99 歳女性	−0.064	−0.064	−0.056	−0.056	−0.010	−0.009	−0.004	−0.044	0.123	0.122	0.121	0.120
	(0.108)	(0.108)	(0.108)	(0.108)	(0.102)	(0.103)	(0.101)	(0.102)	(0.093)	(0.094)	(0.093)	(0.094)
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
定数項	1.572*	1.572*	1.933**	1.931**	1.384*	1.408*	1.561**	1.582**	1.043	1.103	1.104	1.093
	(0.925)	(0.920)	(0.895)	(0.900)	(0.799)	(0.802)	(0.768)	(0.777)	(0.992)	(1.014)	(0.922)	(0.933)
観測数	629	629	629	629	629	629	629	629	629	629	629	629
グループ数	150	150	150	150	150	150	150	150				
F 検定 p 値									0.000	0.000	0.000	0.000
χ^2 乗検定 p 値	0.000	0.000	0.000	0.000	0.007	0.006	0.014	0.012				
Breusch-Pagan 検定 p 値					0.000	0.000	0.000	0.000				
過剰識別検定 p 値	0.491	0.454	0.504	0.467								

注） 括弧内は標準誤差．***，**，* はそれぞれ有意水準 1%，5%，10% を示す．

おいて有意とはならず，値も 0.098 から 0.151 までと低い．個人で消費する性格の強い煙草は，所得や社交性の影響を特に受けなかったと考えられる．一方，平均小作地率は負で有意になり，酒と同様に自作地比率の高い農家の煙草消費支出が多いという結果になった．家族構成に関する変数では，60 歳から 99 歳までの男性がすべての推定において正に有意となった．また，女性は 20 歳から 59 歳までがモデル(1)および(2)において有意になっているのみだが負の値を示しており，その他も有意ではないがほとんどの推定で負の値を示している．高齢者男性が多い農家では煙草消費支出が増え，20 代から 50 代までを中心に女性が多い農家では煙草消費支出が減少する傾向にあるといえる．

また，酒と同じくランダム効果モデル推定，プーリング推定もおこなった．社交性指標や内生性を考慮すべき平均小作地率などは特に有意になっていない．ランダム効果モデルでは平均小作地率の係数の絶対値が大幅に小さくなり，符号も変化した．酒と同じく内生性に対処しないことの影響が出ていると思われる．それ以外はほぼ同じ傾向を示す結果となった．また，プーリング推定において，社交性指標の符号が正に変化し，Hausman-Taylor 法モデルと比較すると係数の絶対値も小さくなっている．その他，家長年齢と 0 歳から 19 歳までの男女が有意になっているが，一方で 60 歳以上の男性が有意ではなくなり，20 歳から 59 歳までの男性と共に符号が逆になっているなどの変化が出ている．これはパネル情報を有効に使っていないための現象と考えられる．

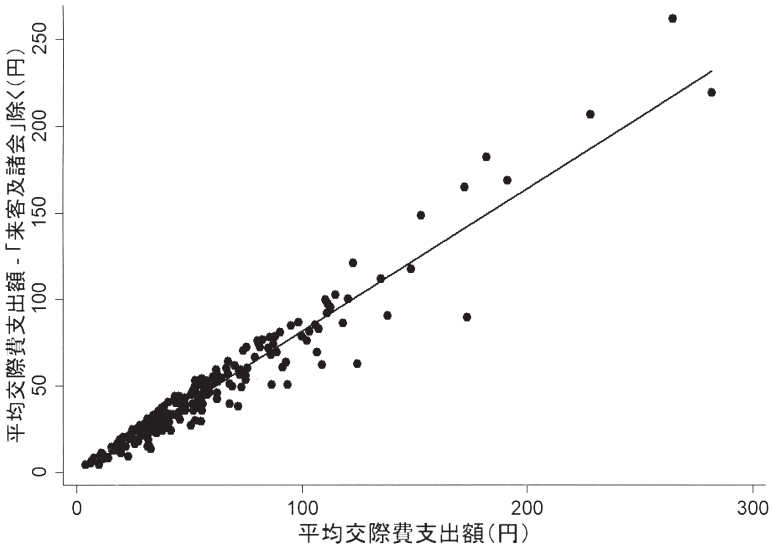
最後に，全体として煙草支出において社交性指標や農家総所得額は有意ではなかった．そのため，どちらかというと家族構成および表には掲載していないが年ダミーで説明される傾向が伺える．煙草は酒と比較すると個人で消費する性質が強く社交的性質が弱いため，農家の社交性は煙草支出には影響を与えないということができる．また，酒と同様，平均小作地率は内生性を考慮した場合に有意になったが，自作農は共同体内での中心的存在であった可能性があることなどから煙草支出が多くなっていた可能性が考えられる．この平均小作地率はこの時代の農家の様々な特徴を包摂したものであるためこのような結果となったと推察される．

6. おわりに

本研究では，農家経済調査結果を基に，昭和恐慌からの回復期における日本の農家の酒・煙草消費支出について分析した．社交性の高い農家において，酒は日常的な支出が抑えられており，煙草は特に影響を受けていないことが明らかとなった．酒と煙草は共に習慣性の強い財ではあるが，前者は社交的性質が強く，後者は弱いことから，各財の社交的性質の違いによって，その支出パターンが異なっていることが確認できる．財の社交的性質は社会や時代によって異なる可能性があるが，この時期の日本農村部では酒の社交的性質が高く，それゆえ社交性が酒の支出パターンに影響を与えていたと考えられる．酒のような習慣性だけでなく社交的性質も強い財への支出を分析する際には，共同体との関係性も考慮することが重要であるといえる．また，本研究の分析結果の現代社会への応用としては，酒のような財の消費支出を抑制したり止めたりするためには，付き合いの場での消費支出も考慮した支援策が求められるといえるだろう．

ただし，本研究にはまだ解決すべき課題，取り組むべき課題もある．まず，酒・煙草支出がない農家の取り扱いがある．Unayama(2006)は，それまでの酒消費支出の Engel 曲線に関する研究ではおこなわれてこなかった飲酒者と非飲酒者とへの分解をおこない，飲酒率と家計当たりの消費支出額の掛け合わせによって酒消費の Engel 曲線が上に凸となることを明らかにし，飲酒者と非飲酒者を区別する必要があることを示した．本研究が使用した農家経済調査結果では 8 割前後で支出があるため，支出がある農家に限定して分析をおこなったが，分析モデルについてはさらなる検討をおこなう必要がある．さらに，動学的観点から習慣性についても分析をおこなうこと，システムとして分析を

図補 1.　農家の平均交際費支出額と「来客及諸会」を除く平均交際費支出額との関係



出所）　農家経済調査データベースより作成.
注）　金額は大川他(1967)掲載の各種物価指数を基に実質化している(詳細は注５参照).

おこなうことも多角的視点から農家の酒・煙草消費支出行動を見るという意味では望ましい．また，分析に用いる社交性指標にしても，頼母子講のような交際費以外の共同体活動関連支出の利用といった選択肢が考えられる．その他，データの制約上から変数として採用できなかったが，経済更生運動実施村と酒・煙草支出との関連を分析することも，社会関係資本の蓄積と家計財政とのトレードオフという観点から興味深いテーマである．これらの点については今後の課題としたい．

（一橋大学経済研究所，
東京農工大学農学研究院，
日本学術振興会特別研究員 PD
（東京大学社会科学研究所））

補論

社交性指標と酒・煙草消費支出の逆の因果関係による内生性が推定結果に大きな影響を与えている可能性が考えられる．考えられる状況としては，ただ単純に家計内での日常的な酒・煙草支出を抑える必要があるため「来客及諸会」支出が多くなり，交際費支出が多くなっている場合がある．

もしただ酒を飲むためだけに「来客及諸会」に支出しているのであれば，そのような農家は「来客及諸会」支出と比較して「贈答」や「其の他の交際」への支出を大きく減らすと考えられる．しかし，ただ酒を飲むためだけではなく社交的側面を考慮しているのであれば，「贈答」や「其の他の交際」にも同様に支出していると考えられる．そこで，家計の平均交際費支出額とそこから「来客及諸会」分を差し引いたものの関係を見るために散布図を作成した(図補 1)．これによると，「来客及諸会」は交際費支出額のうち６分の１程度の割合を占めていること，両者の間にほぼ直線的な関係があることがわかる．また，両者の相関係数を確認したところ，0.966 と高い相関を示していた．農家はただ酒を飲むためだけに交際費支出をおこなっているわけではないといえ，逆の因果関係による影響は大きいものではないと考えられる．

なお，日常的な酒・煙草支出が多いため交際費支出が抑制されている場合も考えられる．これは予算制約下で日常的な酒・煙草支出を優先させているといえる．しかし，当時の日本の農村部では共同体との関係性，すなわち社交的性質を重視する傾向が強く，共同体との関係を維持するための交際費支出は酒・煙草支出より重

要であったと考えられることから，その家計がすでに社交性が低いために起こりうる状況であると考えられる．また，平均的な酒・煙草支出は家計所得の1% 前後であることから家計予算を圧迫して重要な交際費支出に影響を及ぼすような家計はほとんど存在しないと考えられることも踏まえると，日常的な酒・煙草支出を抑えた結果として交際費支出が増加する場合以上に発生しづらい状況であると考えられる．さらに，そのような場合でもまずは「贈答」や「其の他の交際」への支出から抑制することが考えられるため，2つ目の状況による推定結果への影響は大きくはないと考えられる．

注

＊ 本研究は科学研究費プロジェクト「戦前・戦中・戦後にわたる長期の家計行動のダイナミックスとその制度分析(16H02029)」(代表：北村行伸)の成果の一部である．本稿作成にあたり，一橋大学経済研究所定例研究会および日本農業経済学会大会の参加者・関係者各位，とりわけ定例研究会討論者の小島庸平氏とフロアの阿部修人，有本寛，宇南山卓，黒崎卓，都留康の各氏から改訂のための有益なコメントをいただいたことに感謝する．なお，表題および本文中の「両大戦間期」「戦間期」という言葉の定義には様々な見解があるが，本稿では日本が真珠湾攻撃をおこなった1941年末を基準に，1941年までの間の時期を戦間期と定義して用いる．

1) 日本は「飲酒に寛容な風土文化がある」(上村他2012)とされるためか，依然として酒が社交のツールとして利用されており，時に大学の運動系サークルにおいて一気飲みのような多量飲酒による事故が発生するが，大学生の飲酒行動と意識に関する研究といったものもおこなわれている(上村他2012)．

2) 農家経済調査のマニュアル(一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センター2008)では，交際費分類の例として来客用の煙草が挙げられている．

3) 阿部謹也によれば，「社会」とは明治以降に西洋から導入されてきた概念であり，その前提として個人が存在するが，一方で社会とは別に「世間」という概念があり，個人を前提としているわけではなく，世間の中に個人が位置づけられている(阿部1995)．大学の運動系サークルにおける多量飲酒問題は，社会との関係性が悪い方向へ作用したことが一因となった可能性が考えられ，世間との関係性を重要視する日本独特の性質が同調圧力として機能したといえる．

4) 京都大学や東京大学に保管されている農家経済調査結果資料を，一橋大学がパネルデータとして利用可能なものにすべくデジタルデータベース化事業を進めているが，そのうち農林省第3期結果のデジタルデータベース化が進んでおり，一部データを用いた試行的研究が出始めている(Maru *et al.* 2015；Kusadokoro *et al.* 2016；草処他2016)．

5) 実質化は大川他(1967)による長期経済統計記載の物価指数を基にしている．酒や煙草は政策的に価格がコントロールされる側面があるので，酒は酒類全体の，煙草は煙草全体の小売価格に関する価格指数を用いるのが望ましいが，小売価格指数としては日本酒とビール，刻みたばことまきたばこの個別のものしか得られず，しかも1938年までしか得られない．したがって次善の策として，酒は日本酒とビールの，工業製品価格指数を加重平均して，煙草はまきたばこの工業製品価格指数をそのまま用いる．その他の家計費や所得の実質化には，農村物価指数を用いるのが望ましいが，酒・煙草と同様，1938年までしか得られないため，農産物物価指数を用いる．なお，酒は加重平均する際に消費支出情報が1940年までしか記載されておらず，農産物物価指数も1940年までしか記載されていないため，1941年の値は線形予測による補完をおこなっている．

6) 酒・煙草価格に関する情報は農家経済調査結果では得られないため分析には含まれていない．また，交際費は贈答，来客及諸会，其の他の交際に分類されるが，その中で具体的に酒や煙草にどれだけ支出されているかといったより詳細な費目は得られない．また，記帳上の問題として，例えば日常的な酒・煙草支出を隠す方法として交際費支出に入れている可能性は否定できない．加えて，より安い銘柄や密造品などへの代替の可能性があるが，例えば密造品はこの調査には計上されていないため把握することはできない．また，銘柄などに関する詳細な情報はこのデータベースからは得られない．このように，データ利用上多くの限界が存在する．しかし，この時期には酒や煙草の密造は禁止されており，農家経済調査結果には密造の動機が高いと思われる最貧層が少ない点，分析目的が社交性による支出パターンの差を検証することであるという点から，大きな問題はないと考えられる．

7) 交際費支出に基づく社交性指標を作成する時，贈答を送る方だけではなく，受け取る方も含めて社交性を捉えるという考え方ができるが，使用するデータベースでは受け取り側のデータは得られないため，本研究では送る方のみに基づいた社交性指標を作成した．

8) 家長の扱いに関しては，若干の注意が必要である．「調査者(調査対象者の意味)」として表の最上段に出てくるのが通常であるが，「経営主」や「戸主」，「主人」として記載されている場合がある．そして問題になるのが，たまに最初に「父」と出てきて次に長男が「調査者」と出てくる場合がある．要綱によると，調査の定義上は「調査者」イコール「戸主」というわけではない(一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センター2008)．実際のところは調査者が経営主である場合がほとんどであるが，特定の県・年の複数の結果表で最上段に「父」と出てきて息子が「経営主」や「調査者」として出てくる場合がある．例えば経営主として父が最上段に来て長男が調査者として調査協力しているのか，または例えば引退・代替わりをしていて経営主である長男が「調査者」として出てき

ているのかを慎重に判断することが求められるが，前後の年との比較で判断すると基本的には「父」ではなく「調査者」を「戸主」として考えるのが妥当となり，家長として扱うことになる．そして，このことにより，本研究で分析に使用する際には，各年の値をそのまま用いることとする．

9）なお，調査がおこなわれた頃は経済更生運動が盛んであったため，経済更生運動実施村と農家経済調査実施家計の住所とをマッチングさせて経済更生運動が酒・煙草支出に及ぼす影響を分析することも検討したが，農家経済調査結果には1937年以前は県レベルの情報しかないため，経済更生運動実施村とのデータの照合は出来なかった．

10）草処他(2016)では，自作農は自小作農や小作農と比較して教育投資が多かったことが示されている．

11）社交性指標と酒・煙草消費支出の逆の因果関係による内生性については，補論において検討をおこなっている．

12）社交性指標ではなく交際費支出額そのものを用いて，需要体系分析の文脈に則ってシステムで推定することも考えられる．しかし，交際費支出額を被説明変数とする推定式における重要な説明変数として考えられる共同体内部での役職就任状況のような情報は，簿記調査である農家経済調査結果からは得られない．社交性の高低によって酒・煙草の支出パターンに差が出るかどうかを分析することが主目的であることから，社交性指標という時間不変な家計属性値を作成してHausman-Taylor法を適用することとした．もちろん，システムでの推定も併せておこなうことが望ましい．この点に関しては今後の課題とする．

13）なお，所得弾力性の値が低所得層と高所得層とで異なる可能性を考慮し，所得の2乗項を含めた推定もおこなったが，有意な結果とはならなかった．また，酒と煙草の物価指数を農村物価指数に変更した推定もおこなったが，年ダミーおよび定数項が変化したのみであった．パネルデータ分析であるため物価変動に伴う変化が年ダミーに吸収されたといえ，このことから物価指数の選択が主要分析結果に深刻な影響を及ぼすことはないと考えられる．

参 考 文 献

阿部謹也(1995)『「世間」とは何か』講談社．

浅見敦之編(2011)『農家経済調査データベース編成報告書　Vol. 6　戦前期の農家簿記と農林省農家経済調査 ── 京大式簿記を中心に ──』一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センター．

一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センター(2008)『農家経済調査データベース編成報告書 Vol. 1　農家経済調査マニュアル集成　1 ── 復刻農林省統計調査要綱輯覧(農家経済調査の部其の一)第1分冊 ──』一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センター．

神谷慶治(1956)『農村の強みと弱み』同文館．

黒沢一清(1968a)「清酒を中心とした酒類市場の構造変化(その1)」『日本醸造協会雑誌』第63巻第5号，pp. 496–502.

――― (1968b)「清酒を中心とした酒類市場の構造変化(その2)」『日本醸造協会雑誌』第63巻第6号，pp. 621–624.

草処基・丸健・高島正憲(2016)「昭和恐慌からの回復期における農家の教育・医療支出」『農林業問題研究』第52巻第3号，pp. 97–104.

西川邦夫(2015)「煙草消費の変容と煙草専売の運営 ── 消費の階層性に注目して ──」加瀬和俊編著『戦間期日本の家計消費 ── 世帯の対応とその限界 ──』東京大学社会科学研究所，pp. 83–96.

大鎌邦雄(2006)「昭和戦前期の農業農村政策と自治村落(2005年度シンポジウム 近現代日本の村落をめぐって)」『農業史研究』第40巻，pp. 3–13.

大川一司，野田孜，高松信清，山田三郎，熊崎実，塩野谷祐一，南亮進(1967)『物価(長期経済統計8)』東洋経済新報社．

大島朋剛(2015)「家計行動にみる酒類消費の変容 ── 都市における酒の嗜好品化を切り口に ──」加瀬和俊編著『戦間期日本の家計消費 ── 世帯の対応とその限界 ──』東京大学社会科学研究所，pp. 67–82.

坂口謹一郎(2007)『日本の酒(文庫版)』岩波書店．

佐藤正広編(2009)『農家経済調査データベース編成報告書 Vol. 4　農家経済調査の資料論研究』一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センター．

上村義季・小嶋雅代・永谷照男・今枝奈保美・鈴木貞夫(2012)「女子大学生の飲酒行動と意識に関する調査」『日本公衆衛生雑誌』第59巻第1号，pp. 31–38.

柳田國男(1998)「明治大正史　世相篇　第七章　酒」『柳田國男全集　第5巻』筑摩書房，pp. 475–488.

Banks, James, Richard Blundell and Arthur Lewbel (1997) "Quadratic Engel Curves and Consumer Demand," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, No. 4, pp. 527–539.

Barzel, Yoram (1976) "An Alternative Approach to the Analysis of Taxation," *Journal of Political Economy*, Vol. 84, No. 6, pp. 1177–1197.

Becker, Gary. S. and Kevin M. Murphy (1988) "A Theory of Rational Addiction," *Journal of Political Economy*, Vol. 96, No. 4, pp. 675–700.

Becker, Gary. S., Michael Grossman and Kevin M. Murphy (1994) "An Empirical Analysis of Cigarette Addiction," *American Economic Review*, Vol. 84, No. 3, pp. 396–418.

Bowser, Diana and David Canning (2013) "The Effect of Health Improvements Due to Tobacco Control on Earnings in the United States," *Applied Economics*, Vol. 45, No. 36, pp. 5021–5030.

Chaloupka, Frank J. (1991) "Rational Addictive Behavior and Cigarette Smoking," *Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 4, pp. 722–742.

Chaloupka, Frank J. and Kenneth E. Warner (2000) "The Economics of Smoking," in Anthony J. Culyer and Joseph P. Newhouse eds. *Handbook of Health Economics*, Vol. 1B, pp. 1539–1627.

Duffy, Martyn (2003) "Advertising and Food, Drink and Tobacco Consumption in the United Kingdom: A Dynamic Demand System," *Agricultural Econom-*

ics, Vol. 28, No. 1, pp. 51–70.

Farrell, Suzan, Willard G. Manning and Michael D. Finch (2003) "Alcohol Dependence and the Price of Alcoholic Beverages," *Journal of Health Economics*, Vol. 22, No. 1, pp. 117–147.

Grossman, Michael (1972) "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," *Journal of Political Economy*, Vol. 80, No. 2, pp. 223–255.

Hausman, Jerry A. and William E. Taylor (1981) "Panel Data and Unobservable Individual Effects," *Econometrica*, Vol. 49, No. 6, pp. 1377–1398.

Kusadokoro, Motoi, Takeshi Maru and Masanori Takashima (2016) "Asset Accumulation in Rural Households during the Post-Showa Depression Reconstruction: A Panel Data Analysis," *Asian Economic Journal*, Vol. 30, No. 2, pp. 221–246.

Maru, Takeshi, Motoi Kusadokoro and Masanori Takashima (2015) "Productivity and the Growth of Japanese Agriculture in the 1930s: A Panel Data Analysis Using a Survey of the Farm Household Economy," *PRIMCED Discussion Paper Series*, No. 71.

Tiezzi, Silvia (2003) "Addiction and Smoking Behaviour in Italy," *Department of Economics, University of Siena*, No. 412.

Unayama, Takashi (2006) "The Engel Curve for Alcohol and the Rank of Demand Systems," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 21, No. 7, pp. 1019–1038.