

郵送調査回収率の計量分析

与謝野 有紀*

Statistical Analysis of Questionnaire Return-Rate for Mail-Surveys

Arinori YOSANO

要 旨

本研究の目的は、郵送調査の回収率をめぐるいくつかの問題に実証的な検討を加えることである。第一は、郵送調査において回収率を上昇させるといわれるテクニックの検討であり、ここでは特に、「返信用封筒への切手の貼付」および「督促ハガキの送付」の効果について検討した。第二は、調査票回収にみられるパターンの同定であり、大きく特徴の異なる二地域（都市－農村）における、回収パターンの類似性の有無を問題にした。第一の点に関しては、「切手貼付」が欧米の研究で示されている効果を持たないこと、その一方、督促ハガキ送付の効果が大きいことを示した。後者に関しては、特徴の異なる二地域においても、回収のハザード率には同型のパターンがあり、回収率の差はこのパターンの単純な比例関係の反映であることを明らかにした。ハザードおよびハザード間の関係の同定には、イベントヒストリー分析を援用した。

1. 研究の目的、方法

昨今のサーベイ調査を巡る環境はいろいろな意味で悪化している。社会学においては面接調査法、あるいは留め置き調査法がおもに採用されてきたが、このいずれも、回収率の全般的な低下、調査コストの高騰、それにとまなう調査員の確保の困難などさまざまな問題を抱えている。たとえば、面接調査法は回答の信頼性の点で優れているとされるが、一方では20代後半～40代の男性、常勤・パート労働の女性など面接しにくい特定の層の未回収率が高くなっており、非回答バイアスの問題が回収票の代表性に大きな陰を投げかけている。また、面接調査法のコストはあいかわらず高く、調査会社への委託の場合、1サンプル5,000円、1500サンプルならば調査管理諸費用、データ入力代金などを含めて、800～1000万円の予算が必要になることも珍しくはない。このコストの高さは、いまや理論と仮説検証の望ましい相互関係を阻害しかねない要因とさえなっている。

では、コストを低くおさえ、面接調査を代替できる方法はあるであろうか。いうまでもなく、面接調査を完全に代替出来る調査法は存在しないが、面接調査法の目的の一部分は、他の調査法によっても代替可能である。留め置き調査、郵送調査がその候補となるが、ここでは、郵送調査についていくつかの検討を加えてみたい。

郵送調査法の長所としては、(1)低コスト、(2)広範囲な調査が、決められた期間内に、少人数で遂行可能（これは、(1)とも密接に関連する）、(3)面接しにくい層へのアクセス可能性などがあげられる。その一方、短所としては、(1)回収率の低さ、(2)回答の信頼性が挙げられる。回収率に関しては、通常20～40%程度とされ、日本の学術調査において郵送調査が用いられることの少ない一因となっている。

本研究では、郵送調査法の回収率の点に問題を絞り実証的に検討を加えていく。郵送調査法では、回収率を上昇させるためのいくつかのテクニックがあるが、日本におけるこれら有効性は必ずしも明らかではない。ここでは、この問題に実証的にアプローチし、その有効性を検討する。また、郵送調査の回収パターンのもつ特質をイベントヒストリー分析を用いて明らかにする。

2. データ

本研究で用いるデータは、1993年10月～11月にかけて、兵庫県長寿社会研究機構のプロジェクト研究^(註1)の一環として行われた郵送調査のデータである。郵送調査の概要は以下の通りである。

対象地域：兵庫県尼崎市および青垣町

対象者：満55才～74才までの男性750名（尼崎市500名・青垣町250名）、女性750名（尼崎市500名、青垣町250名）の合計1500名

抽出方法：尼崎市、青垣町それぞれの住民基本台帳より系統抽出法によるランダムサンプリング。

調査期間 1993年10月28日～11月30日

全体の回収数 有効回収数 911件（11月30日まで）

有効郵送数：1415件（全送付数1500件のうち、転居などの理由により調査票が返送されてきた85件を除く）

回収率：64.38%

調査方法：郵送調査法。ただし、Total Design Method^(註2)に部分的に準拠。

- ① 宛名書き：すべて手書き
- ② 切手の貼付：原則として、返信用封筒はすべて切手を貼付した。（ただし、切手貼付の効果測定のため、100サンプルは料金着払いとした。詳しくは、次節参照）
- ③ 返信用封筒：返信用封筒は定形封筒を使用し、返送宛名はゴム印を使用。
- ④ 督促：督促のはがきを、11月9日に全対象者に送付。
- ⑤ 調査票の再送付：全サンプル1500件のうち、500件については、改めて挨拶状を同封の上、調査表を2回送付。
- ⑥ 調査票の発送：1回目を10月28日に、2回目を11月18日に行った。
- ⑦ 調査票：A4判、12頁。ただし、1頁目は、挨拶および調査協力をお願い。

次節以降では、上記の要領で行われた調査に関する回収数の時系列データを対象とし、回収率上昇のテクニックである「切手貼付」や「督促状送付」の効果の分析、およびイベントヒストリー分析を適用した回収パターンの解析を行っていく。

3. 郵送調査のテクニックとその効果の同定

本節では、郵送調査の回収率を上昇させるテクニックとしてよく用いられる以下の2つについて、その効果の実証分析をこころみる。第一は返信用封筒への切手の貼付であり、第二はハガキによる督促である。第一のテクニックは、欧米での経験に依拠して用いられているが、日本におけるその実際的な効果の有無は必ずしも明らかではない。また、第二のテクニックの効果は、郵送調査の経験があればその回収過程である程度認識されるところであろうが、ここではパラメトリックなモデルの当てはめにより、その効果を推定し、明確にする。

3-1 返信用封筒への「切手貼付」の効果

返信用封筒に「切手を貼付する場合」と「料金着払いにする場合」の回収率の違い、また、その費用効果について、欧米ではいくつかの既存研究があり、切手の貼付が回収率を十分に改善することを指摘している。たとえば、J.R.Harris and H.J.Guffey, Jr (1978) は、返信用封筒に切手をはった場合と料金着払いの場合で6%以上の統計的に有意な差があることを示している（切手：36.4%、着払い：30.3%）。その一方、日本においては、この種の郵送調査のテクニックがもたらす効果に関して、実証的な分析はほとんどない。

ここでは「切手貼付」の費用分析を行う目的で、尼崎市のサンプルを、調査票に同封の返信用封筒に「切手を貼付したもの」と「料金着払いにしたもの」の2つのグループに分け、回収率を比較することにした。

尼崎市の住民基本台帳から抽出したサンプルは1000ケースであるが、調査票を1回のみ送付したのはそのうちの600ケースである^(註3)。この600ケースのサンプルを、返信用封筒に切手を貼付する500ケースと料金着払扱いにする100ケースとにランダムに振り分けた^(註4)。回収の結果を表1に示した（ただし、転居などの理由で調査票が返送された52ケースは分析から除いている）。

表1 返信用封筒に切手を貼付した場合と料金着払いの場合の回収率比較

	発 送 数 (不達を除く)	回 収 数	回 収 率
切 手 貼 付	4 5 5	2 4 5	53.85 %
料 金 着 払 い	9 3	5 0	53.76 %

表1から明らかなように、返信用封筒に切手を貼付した場合と料金着払いにした場合では、残念ながら回収率にほとんど差が見られない。また、比率の差の検定を行っても両者の間には有意な差があるとはいえない ($z = .015$)。つまり、欧米での既存研究の中で主張されている切手貼付の効果は、少なくとも尼崎の中高年層に対しては見られない。

このサンプルの0.1%に満たない回収率の差では、費用効果分析をあえてする必要もないだろう。切手の貼付が、(1)サンプル数の大きな郵送調査ではかなりの労働負担になること、また、(2)料金着払いにすることで郵送料金をかなり節約できることを考えると、これらの回収コストをかけて切手を貼付することの意味はまったくなく、各種資源の無駄使いをしているにすぎないということになる。郵送調査の回収率の上昇という点で、無批判に用いられているこのテクニックの有効性は、日本での調査一般においても疑ってかかる必要がある。

欧米の既存の研究とは異なる結果が出た理由は種々考えられようが、対象者と調査者の関係が必ずしも Dillman がいうような「交換理論的な場」において設定されているのではなく、そのために切手の貼付による互酬関係の促進という過程が働かないためかもしれない。あるいは、本サンプルが中高年層で構成されているために、交換より贈与的な関係として調査への協力がより生じやすくなっているためなのかもしれない。いずれにせよ、回収率のみに関するこの種のデータから、回答者の「行為の意味づけ」について適切な推論をするのは難しい。ただし、もしも切手貼付に対する反応のこのような違いが、欧米と日本との間で一般的に見られるならば、調査協力という行為に対する「意味づけ」や「解釈」の差の存在を見てとることができよう。この点は、単にテクニックとしての切手貼付の効果の問題を越えた興味ある今後の課題である。

3-2 督促状送付の効果の指数モデルによる推定

ここでは、督促状の送付によってどの程度回収率を上昇させ得るのかを、モデルの外挿によって推定する。

分析対象となるのは、図1に示した回収数に関する時系列データである。

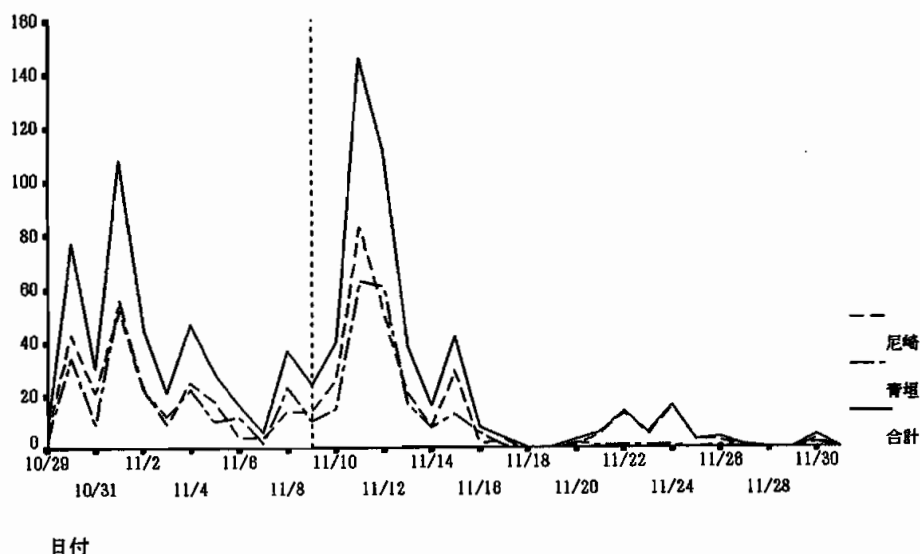


図1 回収数の時系列表示

図1を見ると、大きく分けて、第1回目の調査票送付直後、11月9日の督促状直後、11月18日の第2回目の調査票送付直後の3つ時期に回収数の山があることが分かる。ただし、かなり山谷の凹凸が激しく、回収率の変化を単純な曲線で表現するのがこのままでは困難である。このように細かい凹凸のある複雑な曲線を構成する最たる理由は、7日周期の波が回収数に存在するためである。図1のデータは、調査票が投函された消印をもとに作成されている。そのため、集配の少ない日曜日（あるいは土曜日）は回収数が少なくカウントされ、月曜日には日曜日分の回収数を加えてカウントされることになる。

調査期間の初めての日曜日は10月31日であり、ここでは回収数が落ち込み、翌月曜日（11月1日）に回収数が多くなっている。このパターンは、11月7日（日）と11月8日（月）、11月14日（日）と11月15日（月）にもみられる。これは、実際の対象者の調査協力のパターンの反映というよりも、郵便回収などによるかなりアーティフィシャルなゆがみを受けたものと見てよいだろう。

そこで、対象者の回答パターンの本質をとらえやすくするために、この郵便回収によるアーティフィシャルなゆがみ除去して回収の動態を把握したい。そのために、ここでは、3時点の移動平均をとることで、データをスムージングして表現し直すことにする^(註5)。データをスムージングして再表示したのが図2である。

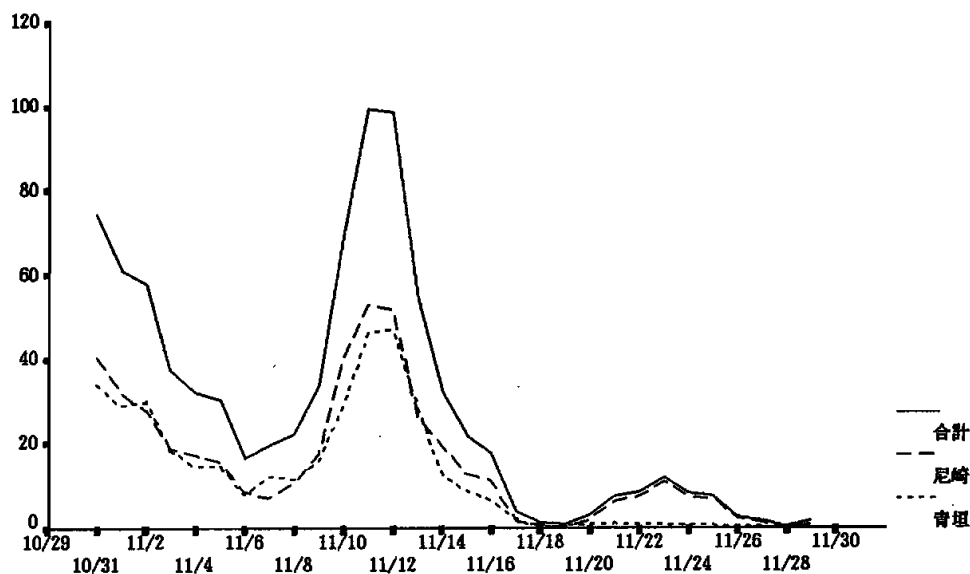


図2 回収数移動平均（3時点）の時系列表示

かなり凹凸が除去され、回収の傾向をとらえやすくなっている。ただし、移動平均をとったために、11月9日、10日の回収数が多く見積もられ、督促状を送付したことによる回収数の増加は図1よりなだらかになってしまっている。

ここでは、このようにスムージング処理したデータをもちいて、督促状送付の効果を明らかにしたい。そのために、督促状送付前（10月31日～11月8日）までの、回収率の変化をモデル化し、それをもとに推定を行う。当てはめには、時間とともに変化する現象の基本的なモデルである指数モデルを試みる。

指数モデルは、微分方程式： $dy/dt = -\alpha y$ に対応し、 y の変化の早さが、常に y の量に比例するというモデルである。このモデルに従う典型は原子崩壊であり、つねに残量の一定の割合での原子が崩壊する。ここでは、調査票の回収に関しても同様の過程を想定していることになる。つまり、未回答者の一定の割合が毎日回答（調査票の返送）するというモデルである。現実的には、回答率が時間依存するモデルをも模索するべきであろうが、スムージングしたデータへのパラメトリックなイベントヒストリー分析には未検討な部分が多い。そのため、時間依存なモデルの利用は見合わせ、第一次近似として指数モデルを適用することにする^(注6)。

先の微分方程式は、 $y_t = y_0 e^{-\alpha t}$ に対応するが、このモデルを督促状送付前の期間について適応し、対数変換した線形モデルに直して最小二乗法でパラメータ推定を行った。その結果は、ケース数が8ケースと少ないながら、ひじょうによりフィットを示している（表2、図3参照）。

表2 線形回帰によるパラメータの推定

変数 (対数変換)	推定値	R ²	0.8835
定数項	4.270541	修正R ²	0.8668
回収数	-0.181939		

ただし、このことが指数モデルが最適であることを意味するのではないことには改めて注意する必要がある^(注7)。表の推定値は、対数変換して線形モデルに直したものであるが、これをもとのべき乗の形で表現すれば、

$$\text{回収数} = 71.56 * \exp(-0.1819 * \text{日数})$$

という形になる。

また、このモデルを督促状回収以降についても外挿していくと、図4の結果が得られる。図4の点線は、回収率の変化が指数モデルに従うと仮定し、督促をしない場合の回収状況を表わしたものである。図4に従えば、第二回目の調査票が送付される11月18日までの回収率は、38.4%（543ケース）となり、実際の回収率の60.3%（853ケース）よりかなり低い回収状況が予測される。ここで予測された38.4%という値は、郵送調査において通常予測される回収率（20%～40%程度：（原純輔、海野道郎、1984））に近い値であり、この調査において、督促状の送付は約22%をも回収率を上昇させていることになる。

上記によって、督促状送付が回収率の上昇に大きく貢献していることがいえようが、この効果はどの程度の大きさなのだろうか。ここでは、一回目に調査票を送付したときの反応の仕方と比べることでその大きさをとらえてみたい。そこで、督促状送付の効果が、一回目の調査票送付と同型であると仮定し、督促状の効果が現れる11月11日から表2で推計したモデルと同型の反応があるとした場合を考えてみる^(注8)。ただし、1回目の調査票送付の効果も相変わらず残存しているとしよう。つまり、回収は2つの効果の加算されたものとして進行するというモデルである。比較にあたっては、督促状の効果をはっきりと識別できるように、11月10日、11日（ハガキが届く日）の値を、単純な移動平均から、表2のモデルに基づいて推計される回収数に修正した。その結果を図示したのが、図5である。

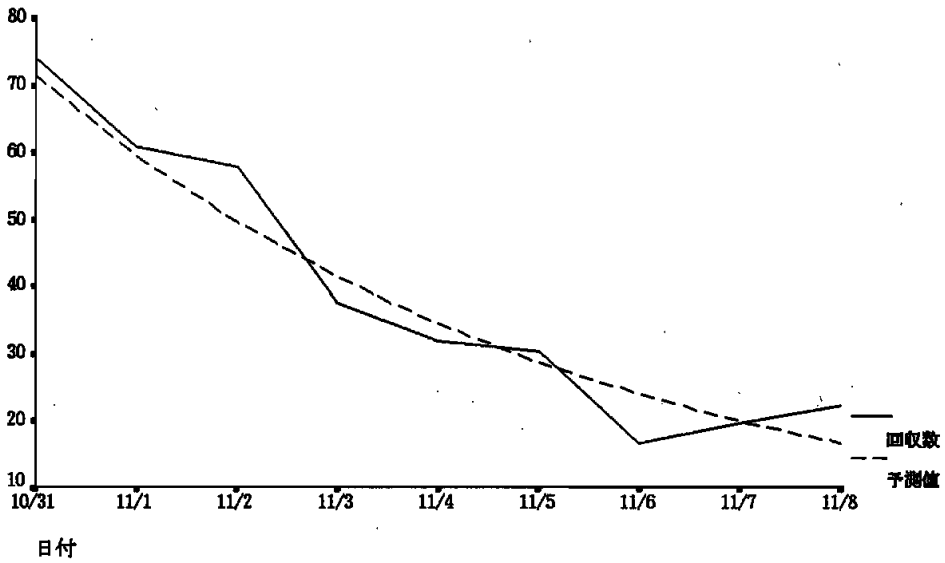


図3 指数モデルによる予測（督促状送付以前）

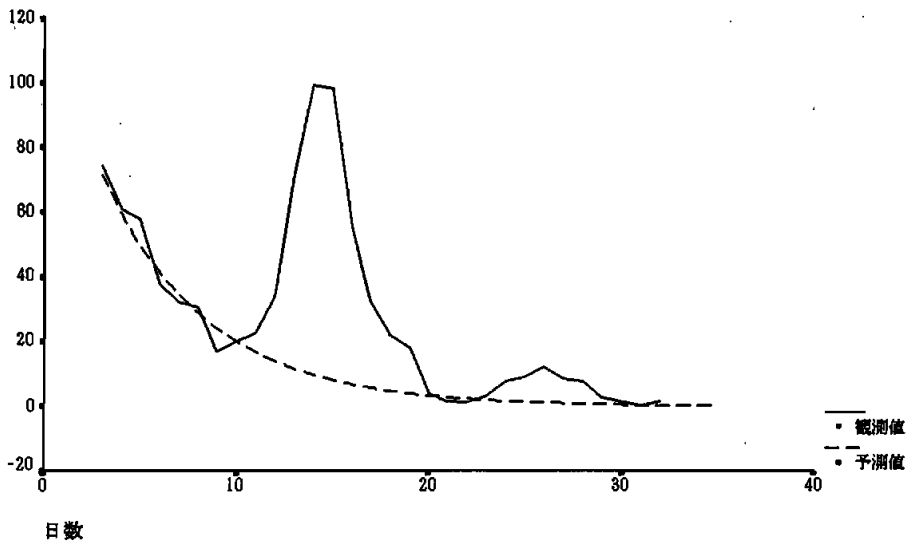


図4 指数モデルによる予測（全体）

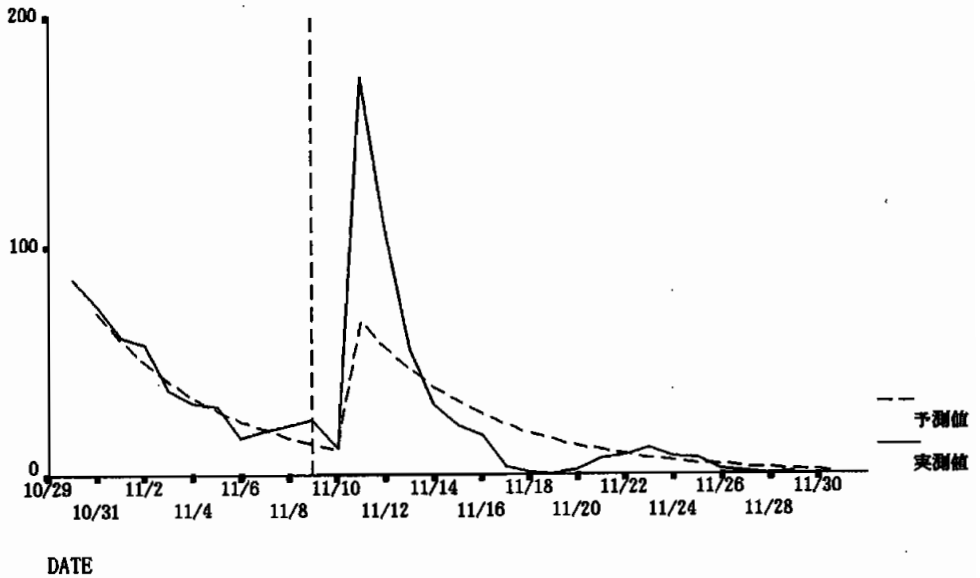


図5 指数モデルの合成による予測

図5から明らかなように、督促状の効果は、1回目の調査票送付の効果とは明らかに異なる。督促状は、一回目の調査票の効果よりも、劇的に回収率を上昇させているが、その後の効果は急激に減衰しているように見える。ただし、この効果に関する正確な評価と詳細な比較をするためには、ハザードを計算し、比較するためのモデルの工夫が必要となろう。ここでは、最単純モデルを用いた以上の比較から、督促状のもつ大きな効果を印象づけるにとどめよう。

以上から、督促状の送付は、郵送調査の回収率の上昇のためにはかなり効果のあるテクニックであるといえることができる。この調査では最終的に65%近い高回収率を達成することができたが、これは主として督促状送付の効果が大きかったことによる。どの時期に、督促状を送付すれば、もっとも回収率を高められるのかは今後の最大の関心事だろう。ただし、上で試みたような数理モデルの中でフィットのよいものを見いだすことができれば、最適な時期を計算することはさほど難しいことではない。この意味で、適切な数理モデルの構築が望まれる。

4. イベントヒストリー分析による回収パターンの比較

ここでは以下のような問いに対してデータから実証的に回答を与えたい。その問いとは、「郵送調査の回収には、対象によらない何か一定のパターンを見いだすことが可能であろうか」というものである。

一定のパターンをもし回収率自身と考えるならば、この問いに対しては、明らかに否定的に答えざるを得ない。たとえば、この調査対象の二つの地域では、回収率は大きく異なっているからである。

表3 尼崎と青垣町の回収率

	尼 崎 市	青 垣 町
発送件数（不達を除く）	915	500
回 収 数	503	408
回 収 率	55.0%	81.6%

しかし、このように最終的な回収率には大きな差がありながらも、尼崎市と青垣町それぞれの回収数の変動の仕方は、図1を見るかぎりきわめて似通っているように思われる。もし、時間軸に沿った回収数の変動の仕方に着目したならば、前の問いに対して、「一定のパターンが存在する可能性がある」といえるかもしれない。

以下では、「都市部」に位置づけられる尼崎市と「農村部」に位置づけられる青垣町の二群の独立なランダムサンプルの比較を通して、この問題を検討する。ちなみに、この二地域は、職業構造のみならず、学歴構成、住宅形態、同居形態、余暇の活動性など多様な側面において明確な違いを示している^(註9)。

さて、図1における変動パターンのおおよその一致は、尼崎市の回収数を縦軸に、青垣町の回収数を横軸にとってプロットするとさらにはっきりと分かるだろう。（図6参照）。この両地域の回収数の相関係数は、.932ときわめて高い。

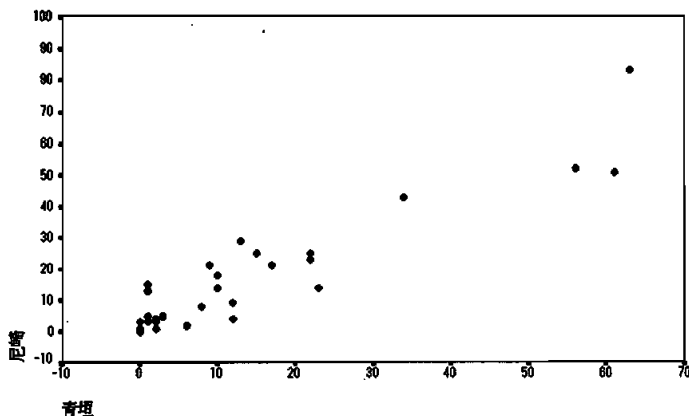


図6 尼崎市と青垣町の回収数の散布図

しかしながら、回収数の変動をそのまま比較することにはいくぶんの問題がある。というのも、回収数の変動は、日々それぞれの回収率の変動とは一致しないからである。より詳しくいえば、日々の調査票の回収率は、その時点での未回収数を分母として計算されなければならない。たとえば、100サンプルのうち、1日目に40、2日目に30ケース回収されたとすると、1日目は $40/100=40\%$ 、2日目は $30/60=50\%$ の割合で回収できたことになる。この観点からすれば、回収数は少なくとも、2日目の方が未回収の人から回収できる率が高い。厳密にこの2つの地域の回収のパターンを比較するためには、各回収日ごとにどの程度の率で回収が期待できるのかをモデル化し、比較する必要がある。この考えは、イベントヒストリー分析（あるいは、生存時間分析）における、ハザード率のアイデアに対応する。

ハザード率は、「ある時点 t までは事象が生起していないという条件の下で、 t から $t + \Delta t$ までのごく短い時間での、単位時間当たりの事象生起率」を表す概念であり、数式的に以下で定義される。

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr[t < T \leq t + \Delta t \mid T > t]}{\Delta t}$$

このハザード率を用いた解析手法は、社会学では、企業の倒産年数、犯罪者の再犯日数、離婚発生年数などの現象を、また、医学、生物学では、生存率（死亡率）を説明するために用いられている。ここでは、まず両地域について、調査票回収に関するハザード率を Kaplan-Meier 法を用いて推定し、比較検討を加える事から始める。

それぞれの地域の Kaplan-Meier 法によるハザードの推定結果を時系列プロットしたのが図7である。

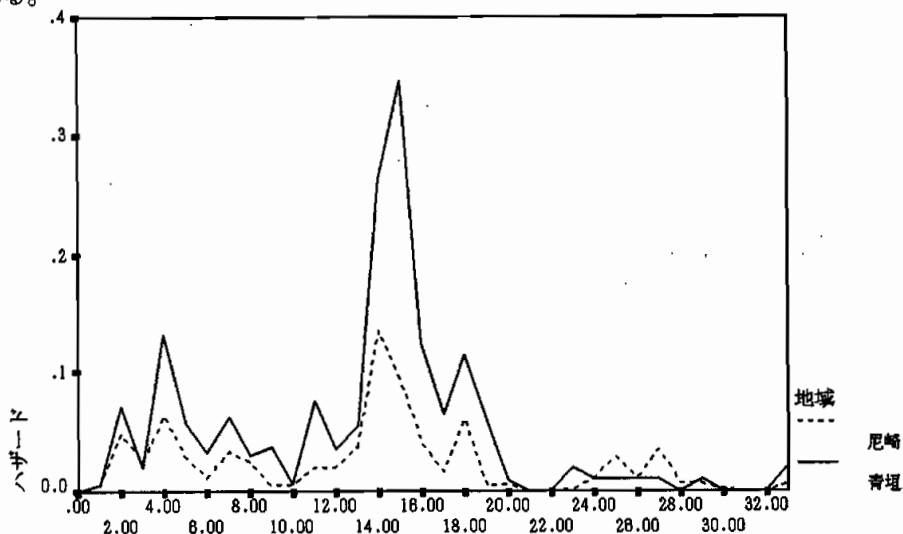


図7 尼崎と青垣のハザード曲線

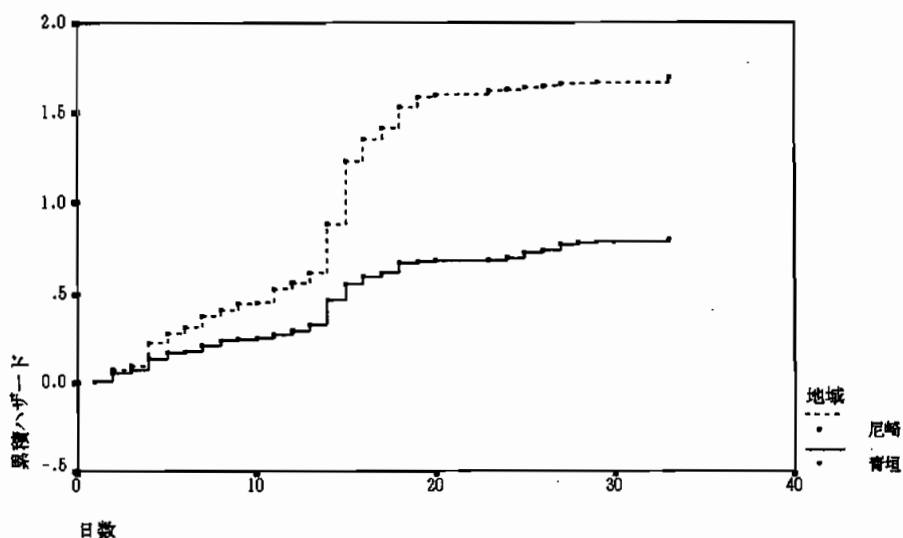


図8 尼崎と青垣の累積ハザード曲線

ハザードは青垣町の方が全体として尼崎よりピークが高いところにあるとはいえ、2つのハザードの推移の仕方は、視覚的にきわめて似通っているように思われる。また、両地域のハザードの比は、どの日をとってもほぼ一定値であるように見える。ただし、図8の累積ハザードの方に注目すると、日にちの経過とともに、青垣町と尼崎市の差が広がっていくことが分かる。この累積ハザードの違いが最終的な回収率の差となって現れているのであって、ハザードの推移そのものには両地域共通の同型のパターンがあり、ハザードは比例関係で単純化してよいように思われる。もし、両地域のハザードが同型で、単純な比例関係にあることが示されるならば、「両地域に共通の回収パターンの存在」をいってよいだろう。

幸いに、このような比例関係は、D.Coxの比例ハザードモデルを用いて検討することができる^(註10)。D.Coxの比例ハザードモデルをもちいれば、まず第一に、2つの層の間で、ハザード比が一定と仮定し、その比例定数を推定できる。また、第二に、その比例定数が時間依存であるモデルをさらに仮定し、時間依存項の有意性をみることで、一定の比例関係(時間依存しない比例関係)を仮定したモデルの妥当性を統計的に検定することができる。もし、時間依存項が小さく、統計的に有意でないならば、二つの層の間での関係は単純な比例関係にあるとよい。つまり、ここでの場合、二つの地域での、回収「パターン」は同型であるといえる。

表4は、Coxの比例ハザードモデルによる推定結果である。

表4 Cox比例モデルの推定結果

変数	推定値 B	χ^2	自由度	有意性	exp(B) (比例定数)
地域	.6874	100.442	1	.0000	1.9886

ただし、地域変数は、0：尼崎 1：青垣。

このモデルでの、累積ハザードの推定結果を図9に示した。図9とKaplan-Meier法による個別の推定結果(図8)とはきわめて類似している。

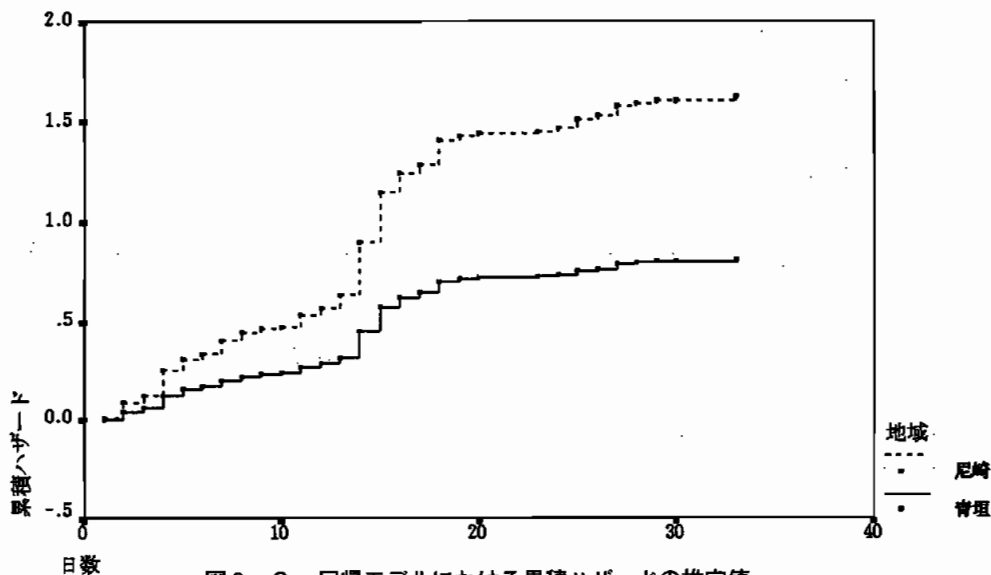


図9 Cox回帰モデルにおける累積ハザードの推定値

また、比例ハザードモデルでは、LML曲線は必ず2層間で平行になる(図10)が、両地域それぞれ個別にもとめたLML曲線(図11)は、ほとんど平行である。

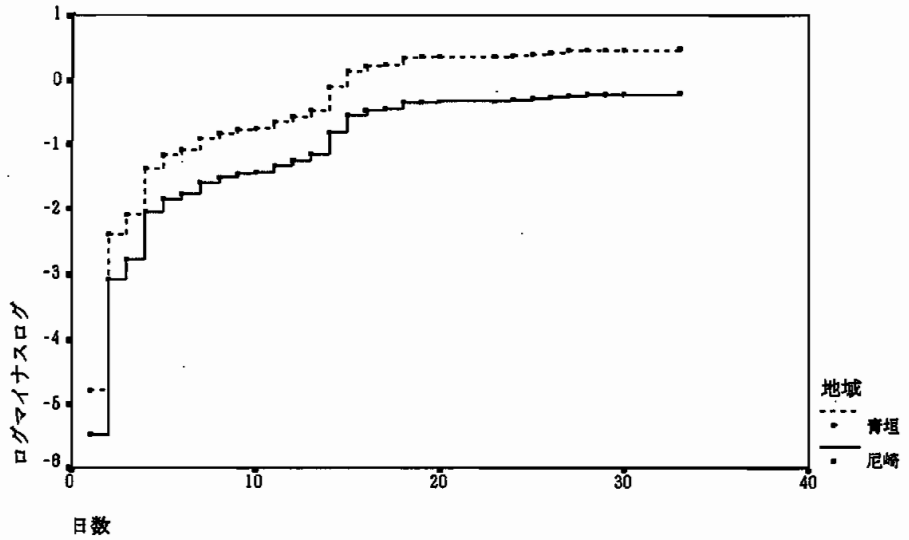


図10 Cox回帰モデルにおけるLMLの推定値

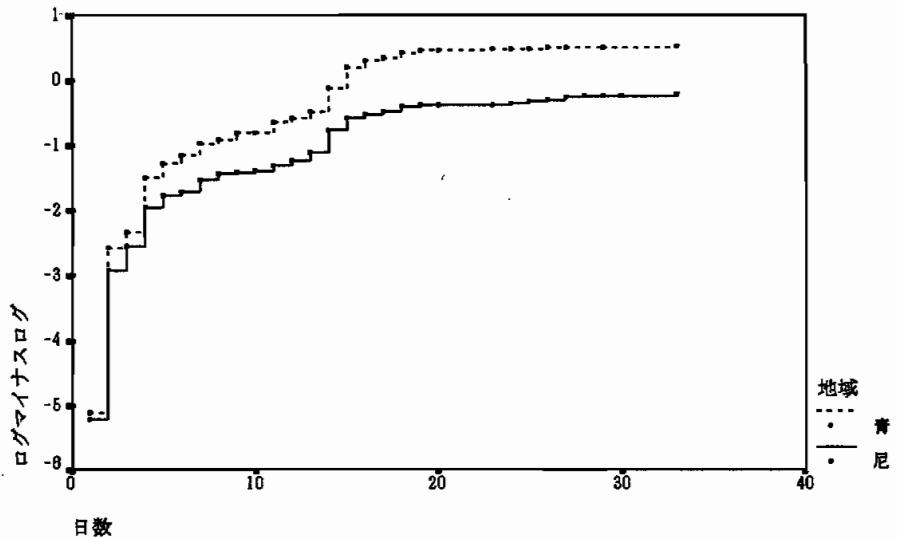


図11 尼崎と青垣の個別のLML曲線

以上から、この両地域の回収率のハザード間には単純な比例関係の存在が想定されるが、これを比例定数が時間依存であるモデルを検討することで統計的に検討する。

表5 時間依存のCox回帰モデルの推定結果

変数	B 推定値	χ^2	自由度	有意性	exp(B)
時間依存項	.0085	0.68	1	.410	1.00
地域	.6032	24.19	1	.000	1.83

ただし、地域変数は、 0：尼崎、 1：青垣。

表5は、時間依存項を入れたCox回帰モデルの推定結果である。時間依存項は、値が小さくexp(B)はほとんど1となっており、有意な効果を持たない。つまり、時間によって比例数項は変化しないといつてよい。以上から、尼崎市と青垣町の回収の動態は、ハザードに注目する限り、比例関係で単純に記述できる同一パターンを有しているといえる。

表4の比例ハザードモデルの推定結果から、青垣町と尼崎市のハザード比は1.99倍であり、どの日にちをみても青垣町の日々の回収率が約2倍高いことがわかる。この日々の回収率の差の集積が、最終的に両者の25%以上の回収率の差となって現れたことになる。つまり、農村部の青垣町と都市部の尼崎市の回収に関する本質的な差は、回収率の差25%ではなく、日々の回収率の比1.99であるという事になる。

以上の分析を通じて、本節の当初の問いに対しては、こう答えることができる。調査票の回収には「対象によらない何か一定のパターンが存在する可能性がある」。ただし、この共通のパターンが、回収率の異なる各種の集団間（男女間など）でも一般に見いだしうるのか否かは今後実証的に検討しなければならない。

5. 要 約

ここでは、以下の二点について実証的に検討を加えた。(1)郵送調査のテクニックの効果の検討、および(2)郵送調査回収にみられるパターンの同定である。

前者に関しては、「切手貼付」の効果がないこと、その一方、督促ハガキ送付の効果が大きい事を示した。後者に関しては、かなり特徴の異なる二地域において、ハザードに着目すれば、同型の回収の動態パターンを見いだせることをイベントヒストリー分析を通じて明らかにした。ただし、「なぜ大きく特徴の異なる両地域で、共通の回収パターンが現れるのか」、その理由はこれから解くべき開かれた課題のままに残されている。また、この現象は、「集団」のもつマクロな特性として解明されるのか、「個人」を通じてミクロな説明が可能なのかといったことも、同様に問いとして残されている。

付 記

本研究の分析に用いたデータは、兵庫県長寿社会研究機構のプロジェクトの一環として収集させていただきました。調査の遂行、データの作成・利用に関して、兵庫県長寿社会研究機構の内田貞夫氏および中西史宏氏には各種の便宜をおはらいいただきました。また、特に、中西史宏氏には、本分析の中心となる時系列データの整理、作成作業に関しまして、多大なご苦勞をおかけいたしました。記してここにお礼申し上げます。

注

- 1) 本研究で用いるデータは、兵庫県長寿社会研究機構の平成5年度プロジェクト「農村と都市の地域間・世代間交流による社会参加と健康づくりに関する調査研究」(座長榎村久子(奈良文化女子短期大学))の一環として行われた郵送調査に関するものである。調査の概要等は、兵庫県長寿社会研究機構報告書(1994)を参照。
- 2) TDMについては、D. Dillman (1974, 1983)に詳しい。また、小島(1991)において簡潔な紹介があり、また、その日本における適用が行われている。TDMにおいては、調査票のサイズ、質問の並びなどにいたるまで細かい指定があり、Dillmanによれば70%以上の回収率が平均的に得られるとされている。
- 3) 尼崎市の400ケース、青垣町の100ケースについて2回目の調査票送付を行っている。ただし、料金着払いにした100ケースについてはすべて一回のみ調査票を送付しているため、ここでは比較のため、尼崎市のサンプルのうち2回調査票を送付したサンプルは用いない。
- 4) 切手を貼付するサンプルと着払いにするサンプルの振り分けは、系統抽出法にならった形式でランダムに行った。そのため、「着払い」にしたサンプルの地域が集中するなどのバイアスは回避されている。
- 5) スムージングすることでデータのと特徴をより明確化しようというアイデアは、EDA (Tukey (1977))の中に典型的にみられるが、移動平均を利用することで準準化する手法は、一般にARIMAモデルにおいて用いられている(与謝野, 1994)。イベントヒストリー型のデータに関するこの手法の適用はあまりなされていないようであり、イベントヒストリー分析において、この種のデータ加工が及ぼす影響はいまのところ明確ではない。
 ちなみに、ここでは3時点の移動平均をとっているが、これは以下の変換を施したものである。 $y'(t) = \{y(t-1) + y(t) + y(t+1)\} / 3$ このため、もとの系列より2時点分短くなっている。
- 6) パラメトリックなイベントヒストリー分析を適用すると、指数モデルより、ワイブル分布を仮定したモデルの方がフィットがよい。ただし、スムージングしたこの種のデータに関するイベントヒストリー分析は例が少ないようであり、未検討な部分が多いため、ここでは基本的な指数モデルを用いることとし、また統計的検定・推定は行わない。
- 7) 指数モデルの代わりに、線形モデルで推定しても比較的よいフィットがえられる。ただし、回収数が負になることはあり得ないので、線形モデルは理論上不適であろうが、注4で指摘したように、ワイブルモデルなどより優れたモデルが存在する可能性は否めない。
- 8) 督促状の効果は、回収数 $= 58.04 * \exp(-0.1819 * \text{日数})$ というモデルで推定している。これは、調査票送付のモデルをもとにして、切片のみ11月11日の未回収数にあわせて調整したものである。
- 9) 有職率、教育年数、余暇の活動性指標などにおいて、両地域は統計的に有意な差を示している。有職率は青垣町が高く、学歴は尼崎が高い。また、職業構成も、現職、主職の両者において、青垣が農業、およびマニュアル労働で特徴づけられるのに対し、尼崎は全体にノンマニュアルにシフトしている。

詳しくは、プロジェクト報告 (1994) を参照。

10) 比例ハザードモデルでは、ハザードの関数形を特定する必要がないため、パラメトリックモデルによる推定よりも、ここでの目的に適している。また、関数形の特定の必要がないため、スムージングなどの加工はここでの分析では行わない。比例ハザードモデルについては、医学データへの適用例を中心にした解説があり、浜島 (1990) が分かりやすい。

文 献

- Dillman, Don A., 1974, "Increasing Mail Questionnaire Response: A Four State Comparison." *American Sociological Review* 39, Pp.744-756.
- Dillman, Don A., 1983, "Mail and Other Self-Administrative Questionnaires", *Handbook of Survey Research*, P.H.Rossi et.al. (eds), London: Academic Press, Pp.359-377.
- 浜島 信之、1990、『多変量解析による臨床研究』、名古屋大学出版会。
- Harris, James R. and Hugh J. Guffey, Jr., 1978 "Questionnaire Returns: Stamps Versus Business Reply Envelopes Revisited." *Journal of Marketing Research* 15, Pp290-293.
- 兵庫県長寿社会研究機構、1994、『農村と都市の地域間・世代間交流による社会参加と健康づくりに関する調査研究』。
- 小島 秀夫、1991、「教育研究におけるパネル調査について」、茨城大学教育実践研究 10。
- 小島 秀夫、1993、「TDMによる郵送調査の実践」、茨城大学教育学部紀要 42、185-194頁。
- 中井 美樹、1994、「SAS/LIFETESTおよびLIFEREGについて」、『社会調査の技法と解析』白倉幸夫編、計量社会学研究会、115-131頁。
- SAS Institute Inc. 1988, *SAS Technical Report: P-179 Additional SAS/Stat Procedures R6.03*. Cary, SAS Institute Inc.
- エス・ピーエス・エス、*SPSS for Windows: Advanced Statistics R.6.0J* (日本語版) . SPSS Inc.
- Tukey, J.W., 1977, *Exploratory Data Analysis*, Addison-Wesley.
- Tuma, Nancy B. and Michael T. Hannan, 1984, *Social Dynamics: Models and Methods*. Orlando, Florida: Academic Press.
- 与謝野有紀、1994、「SAS/ARIMAによる時系列データの解析」、『社会調査の技法と解析』白倉幸夫編、計量社会学研究会、133-156頁。

Summary

This paper tries to give an empirical examination on some issues concerning questionnaire return-rate for mail surveys. The issues examined are largely divided as follows: efficiency of using stamped envelopes and follow-up reminder; identification of the patterns of questionnaire-returns in urban and rural areas. First, it is found that stamped envelopes do not have such an effect as suggested by researches done in the West, while effect of follow-up reminder being substantial. Second, employing Event-history analysis, I find that hazard rate patterns of questionnaire-returns are identical between urban and rural areas. Further analysis elucidates that rural-urban difference in the questionnaire-return rates is a product of area-difference in hazard rates, rather than of area-difference in questionnaire-return rates.

