

老人保健施設の全国調査における在所者レコードのリンケージ

土井 徹* 陳 颯*

老人保健施設実態調査（厚生省）の初回である1989年から92年まで4年間の在所者に関する利用者票を総務庁へ目的外使用申請し、許可された各年の磁気テープ転写分を資料として、施設、性、生年月日、最終入所年月日をリンク変数とした年次間の個人リンケージをFORTRANプログラムによりパーソナルコンピュータ上で実施した。リンケージは、各年の資料を最終入所年月日により1989年調査前に入所した集団である89年コホート、89年調査後90年調査前に入所した90年コホートならびに90年調査後91年調査前に入所した91年コホートの3コホートに分けて行い、リンクされた人数等について解析した。なお調査間隔は89年から90年までが15カ月、それ以後は12カ月である。その結果次のような知見が得られた。

1. 上記のような非常に基本的なリンク変数でも、複数マッチ（すべてのリンク変数が複数対象で一致）の数は極めて少なかった（最大0.5%）。また同定率は90%以上であった。
2. リンクしなくても算出できる在所の継続率は約40%前後で、コホートが新しい年になるにつれ減少していた。一方1つのコホート内では、在所期間が増えるとともに継続率は増加していた。これらは、入所時から1回も退所せず継続して在所している高齢者は近年減少しているが、在所が長びく者ほど退所する可能性が低くなることを示している。
3. リンクできた集団から算出する追跡継続率（継続率の代用）は、通常の継続率よりも3%程度低い値で、通常の継続率と同様の傾向だった。
4. リンクできた集団の各調査時における入所時情報の一致度（本来は100%を期待）は80%前後であり、属性の内識別に継続率を算出する場合、リンケージを行わずに各年調査の内訳数を使用して継続率を算出する通常の方法は危険であることが示唆された。
5. リンクできた集団については、ADL等属性の内識別の追跡継続率を算出できることに加え、調査時の間の変化も知ることができるので、全国的な公的調査のリンケージは有用であろうと思われる。

Key words : 高齢者, 老人保健施設, レコードリンケージ, 継続率, 老人保健施設実態調査

I 緒 言

86年の老人保健法一部改正に基づき全国に設置され始めている老人保健施設は、高齢社会において病院と家庭をつなぐ中間施設としての役割を期待されている。この施設に関する全国的な公的統計調査として、老人保健施設実態調査（厚生省）が89年以降実施されている。この調査は89年のみ7月1日現在を調査日とし、翌年からは調査日を10月1日現在に変更し、94年に至るまで毎年、全国の老人保健施設を調査対象、その全利用者を調査客体とした全数調査で実施されている。この間調査の主要項目に変更はなく、在所者については個人毎に、施設番号、在所者番号（年によって異

なる）、性、生年月日、入所年月日（繰り返し入所の場合は複数）、入所前の場所、入所時の判定理由、主な傷病、心身の状況、日常生活動作（ADL）の状況、家族の状況を調査している。その結果、老人保健施設は中間施設と位置づけられているものの、94年在所者のうち26%が1年以上の在所と報告される等、調査年次毎の調査結果ならびにそれをつなげた経年的な結果が毎年報告されている¹⁾。我々はこの調査の元票を使用して、各年の結果を単につなげること以上の経年的な検討を加えたいと考えた。特に、各年調査を個人別にリンクできれば、長期在所者の属性別の分布や在所中の心身状況の変化を把握できる可能性がある。

そこで本論文では、これら経年的研究のための資料の作成として、各年調査の元票についてのリンケージを試み、その利用法の1つである継続率

* 国立公衆衛生院保健統計人口学部
連絡先：〒108 東京都港区白金台4-6-1
国立公衆衛生院保健統計人口学部 土井 徹

表1 各年調査ファイルの再構成

最終入所年月日	調 査 年			
	89年	90年	91年	92年
1989年1月1日—89年6月30日	A	B	C	D : 89年コホート
89年7月1日—90年9月30日		H	I	J : 90年コホート
90年10月1日—91年9月30日			M	N : 91年コホート
91年10月1日—92年9月30日				P
備考：調査日	7/1	10/1	10/1	10/1

を検討することを目的とする。

Ⅱ 資 料

承認統計「老人保健施設調査（老人保健施設実態調査）」の89年（初回，平成元年）から92年（第4回，平成4年）までの在所者についての利用者票磁気テープ転写分を資料とした。なお，この資料は統計法の規定に基づき，厚生省大臣官房統計情報部を經由して総務庁に目的外使用の申請を行い，許可されたものである（統収708号）。

Ⅲ 方 法

1. 最終入所日が89年1月1日以降である在所者に限定し，各年の資料を最終入所日により分割して表1に示すようなファイルを作成した。すなわち初回の89年調査票をファイルA，次年の90年調査票のうち，最終入所日が初回調査日以前のものをファイルB，それ以降のものをファイルHとした。同様に，91年調査票からファイルC，I，M，92年調査票からファイルD，J，N，Pを作成した。
2. これらのうちファイルA，B，C，Dはいずれも89年調査を調査初回とする集団で，在所者の包含関係でいえばA⊃B⊃C⊃Dであり，これらをコホートとして考え，89年コホートと呼ぶことにした。同様に，ファイルH，I，Jを90年コホート，ファイルM，Nを91年コホートと呼ぶことにして，各コホート毎に，施設，性，生年月日，最終入所年月日をリンク変数としたリンケージを実施した。
- 図1は89年コホートを例にとってリンケージによって作られるファイルの構成を示したものである。ファイルAのうちファイルBとリンクしてマッチした2年分のデータでファイルEを作成

図1 89年コホートのリンケージの方法とファイル構成

	調 査 年			
	89年	90年	91年	92年
当初のファイル	A	B	C	D
89年ファイル	A-A' (89年のデータ)			
90年とのリンケージ	B' (90年のデータ) E-E' (89, 90年のデータ)			
91年とのリンケージ	C' (91年のデータ) F-F' (89, 90, 91年のデータ)			
92年とのリンケージ	D' (92年のデータ) G (89, 90, 91, 92年のデータ)			

し，マッチしなかった1年分のデータをファイルA'とする。また，ファイルBでマッチしなかった1年分のデータをファイルB'とする。つぎに，ファイルEとファイルCの間でリンケージを実施し，マッチした3年分のデータでファイルF，マッチしなかったデータでファイルE'（2年分のデータ）とファイルC'（1年分のデータ）を作成する。最後に，ファイルFとファイルDの間でリンケージを実施し，マッチした4年分のデータでファイルG，マッチしなかったデータでファイルF'（3年分のデータ）とファイルD'（1年分のデータ）を作成する。このようにして，入所年が89年1月1日から6月末までの入所者についてのリンクできたファイルE，F，Gが作られる。

同様にして90年コホートからファイルK，L，91年コホートからファイルOを作成した。

なおリンケージの際、すべてのリンク変数が一致する対象がいずれかのファイルに2名以上存在する場合(複数マッチ)には、リンケージのマッチから除いた。リンケージはFORTRAN プログラムを作成してパーソナルコンピュータ上で実行した。

3. 本論文で使用する継続率、追跡継続率、把握率、同定率の定義を表2に示すが、その概念は次のようなものである。

各コホートでの2回目以降の調査対象者は在所在が継続していることになり、継続率を算出することができる。この継続率はリンケージを実施しなくても元のファイルを使用して算出可能である(例えば図1のファイルBの総数/ファイルAの総数)。しかし、調査年によって変化する属性(例えばADL)別の継続率はこの方法では算出できず、ファイル間での在在者の同定によるしか算出する方法はない。リンクできたファイルに含まれる対象は継続在在を追跡できたという意味で、この数を分母にした割合(例えば図1のファイルFの総数/ファイルEの総数)を追跡継続率とした。また、分母に2回目以降の元のファイルの総数、分子にリンクできたファイルの総数を使用したものは継続数に占めるリンクできた数の割合を示すもので(例えば図1のファイルFの総数/ファイルCの総数)リンケージによる把握率と解することができる。リンケージの同定率は「同定数/継続者の中で同定を試みた対象数」が本来の定義だが、本研究の場合、「継続者の中で同定を試みた対象数」の算出が容易ではない。それは継続しているはずなのにリンケージの実施でそれまでに同定できなかった対象(例えば図1のファイルB')はその後のリンケージの対象からはずれてしまうため、その中で次回に継続している者(これは継続数、例えば図1のB, C, D, の一部を構成している)は同定を試みられないことになるからである。したがって同定率の分母に使用する対象数はこれらの数を継続数から減じた数を使用することになるが、これらの数は不明なので正確には算出できない。しかし継続率が、リンクできた者とリンクできるはずなのにできなかった者と同じであるという仮定をおけば、前年までリンクできた数に継続率を乗じたものが「継続者の中で同定を試みた対象数」の推定値を与えること

表2 継続率、追跡継続率、把握率、同定率の定義

継 続 率	$= \frac{\text{今回調査の対象数}}{\text{前回調査の対象数}}$
追跡継続率	$= \frac{\text{今回調査までの同定数}}{\text{前回調査までの同定数}}$
把 握 率	$= \frac{\text{今回調査までの同定数}}{\text{今回調査の対象数}}$
同 定 率	$= \frac{\text{今回調査までの同定数}}{\text{前回調査までの同定数} \times \text{今回の継続率}}$ $= \frac{\text{追跡継続率}}{\text{継続率}}$

になる。

これらの率を各コホート毎に算出した。ここで追跡継続率の初回調査から2回目調査については、分母の「前回調査までの同定数」という概念が存在しないので「初回調査の対象数」を用いた。

4. 各コホート、各調査年間毎に性、年齢群別の継続率と追跡継続率を算出し、それらの内訳別の分布の一致性を調べた。

5. リンクできたファイルに含まれる対象について、入所時の属性である「入所前の場所」、「入所の判定理由」が調査年によってどの程度一致しているかを調べた。

IV 結 果

1. 表3は新しく構成したファイル内の対象数と、複数マッチのためマッチから除いた数を示したものである。複数マッチの数は極めて少なかった。

2. 89, 90, 91年コホートにおける継続率、追跡継続率、把握率、同定率を示したものが表4である。89年コホートでは、89年調査時の対象数が7,239人、このうち2,351人が90年調査時にも在在し、継続率は $2,351/7,239=32.5\%$ である。この2,351人のうち2,084人については89年のデータと90年のデータをリンクでき、把握率は $2,084/2,351=88.6\%$ となる。このように見ていくと継続率は89年コホートでは調査年とともに49.6%, 53.1%と増加しており、在在が長引くほど継続率が高まる実態を示している。一方把握率は調査年とともに減少しているが、これは一度同定できなかった対象がその後のリンケージの試みからはずされるためである。90, 91年コホートでも継続率

表 3 リンケージ実施後のファイル内の総数

リンケージ対象の 調査年	リンケージ対象の 2つのファイル ¹⁾		リンクされた ファイル	同定できなかった 2つのファイル		複数マッチの数	
89年コホート							
89+90	7,239(A)	2,351(B)	2,084(E)	5,155(A')	267(B')	4(A)	0(B)
(89+90) ²⁾ +91	2,084(E)	1,167(C)	997(F)	1,087(E')	170(C')	0(E)	0(C)
(89+90+91)+92	997(F)	620(D)	499(G)	498(F')	121(D')	0(F)	0(D)
90年コホート							
90+91	21,410(H)	7,756(I)	6,992(K)	14,418(H')	764(I')	7(H)	4(I)
(90+91)+92	6,992(K)	3,505(J)	3,032(L)	3,960(K')	473(J')	0(K)	0(J)
91年コホート							
91+92	26,913(M)	8,830(N)	8,051(O)	18,862(M')	779(N')	1(M)	2(N)

註 1) () 内はファイル名
2) () 内はすでにリンクされている調査年を示す

表 4 各ファイルの対象数と追跡継続率の算出

調査年	対象数 (1)	継続数 (2)	退所数 (3)	継続率% (4)	同定数 (5)	同定不能 (6)	追跡継続率% (7)	把握率% (8)	同定率% (9)
89年コホート									
89年	7,239(A)	2,351(B)	4,888	32.5	2,084(E)	267	28.8	88.6	88.6
90年	2,351(B)	1,167(C)	1,184	49.6	997(F)	170	47.8	85.4	96.4
91年	1,167(C)	620(D)	547	53.1	499(G)	121	50.1	80.5	94.2
92年	620(D)								
90年コホート									
90年	21,410(H)	7,756(I)	13,654	36.2	6,992(K)	764	32.7	90.1	90.1
91年	7,756(I)	3,505(J)	4,251	45.2	3,032(L)	473	43.4	86.5	96.0
92年	3,505(J)								
91年コホート									
91年	26,913(M)	8,830(N)	18,083	32.8	8,051(O)	779	29.9	91.2	91.2
92年	8,830(N)								

註：(1)：ファイル (ABCD, HIJ, MN) 内の対象数
(2)：ファイル (BCD, IJ, N) 内の対象数
(5)：ファイル (EFG, KL, O) 内の対象数
(3)=(1)－(2), (4)=(2)/(1), (6)=(2)－(5)
(7)=(5)/前年の (5)；初回調査年のみ分母は (1)
(8)=(5)/(2)
(9)=(5)/(前年の (5)×今回の (4))；初回調査年のみ分母は (2)

は30～40％台、把握率は85％以上である。追跡継続率は、継続率よりも3％程度低い値で、継続率は同様に調査年とともに増加している。同定率は約90％以上となっている。

3. 表5は、性・年齢についてその内訳別の継続率と追跡継続率、ならびに属性の内訳間の率の相違を検定した結果について示したものである。

89年コホートの90年から91年への継続率を性別に見ると、男では44.5％、女では51.5％で女の方が有意に高い。同じく追跡継続率を見ると、男では43.2％、女では49.5％でやはり女の方が有意に高くなっている。このように属性の内訳間の率の比較では、継続率も追跡継続率も同じ結果を示している。年齢別（74歳以下と75歳以上）ではいずれ

表5 継続率と追跡継続率の比較（性・年齢別・％）

	89年コホート							90年コホート					91年コホート					
	89		89-90		90-91		91-92		90		90-91		91-92		91		91-92	
	対象数	継続率	追継率	継続率	追継率	継続率	追継率	対象数	継続率	追継率	継続率	追継率	対象数	継続率	追継率			
1)	A	B/A	(E/A)	C/B	(F/E)	D/C	(G/F)	H	I/H	(K/H)	J/I	(L/K)	M	N/M	(O/M)			
合計	7,239	32.5	(28.8)	49.6	(47.8)	53.1	(50.1)	21,410	36.2	(32.7)	45.2	(43.4)	26,913	32.8	(29.9)			
性																		
男	2,322	27.3	(24.0)	44.5	(43.2)	46.1	(44.4)	6,406	31.1	(28.1)	40.2	(38.4)	7,746	28.5	(26.0)			
女	4,917	34.9	(31.0)	51.5	(49.5)	55.4	(51.9)	15,004	38.5	(34.6)	46.9	(45.1)	19,167	34.6	(31.5)			
		***	(***) ²⁾	**	(*)	**	(*)		***	(***)	***	(***)		***	(***)			
年齢																		
74歳以下	1,470	33.9	(29.7)	53.4	(51.0)	53.0	(52.0)	3,746	37.2	(34.0)	45.9	(44.7)	4,372	32.8	(29.8)			
75歳以上	5,762	32.1	(28.6)	48.7	(47.0)	53.2	(49.5)	17,635	36.1	(32.4)	45.0	(43.1)	22,497	32.9	(30.0)			
		—	(—)	—	(—)	—	(—)		—	(—)	—	(—)		—	(—)			

注 1) 該当ファイルと計算方式を示す
2) 属性の内訳における等割合の χ^2 検定 *; $p<0.05$, **; $p<0.01$, ***; $p<0.001$, —; NS

も有意差はなかった。
なお、同定できたファイル（E等）と同定できないはずなのにできなかったファイル（B'等）間で性・年齢（74歳以下と75歳以上）分布に違いは見られなかった。
4. 表6は入所時の属性（本来、同一の人は同じ値となるはず）について、調査年によって本当に相違がないかを調べるために、リンクできたファイルG（499人）内の2年間について(1)入所前の場所の内訳が一致している割合ならびに、(2)入所時の判定理由が一致している割合を調べたものである。入所時の情報の一致度は100％が期待されるものの、実際には80％前後であり、これは調査票記入時の誤記によるものと思われる。

V 考 察

各種の統計資料をリンケージする試みは諸外国でも出生・死亡や病歴等のデータベースについて行われ、疫学的研究に利用されている^{2~5)}。リンケージによる解析の統計学上の問題は、同定が100％ではない場合リンクされた資料は元の資料を代表しているかということである。これは、解析する変数の分布がリンクされた資料とリンクできなかった資料とで同一かどうかをチェックすればよい。本研究ではリンク変数に使用した性と年齢群（74歳以下と75歳以上）についてチェックし

表6 89年コホートのファイルG(N=499)における入所時の情報の一致率（％）

(1) 入所前の場所						
比較年	89-90年	89-91年	89-92年	90-91年	90-92年	91-92年
一致率	88.6	89.8	87.6	90.6	88.8	94.0
(2) 入所時の判定理由（89年と90年の比較）						
病弱な寝たきり						82.8％
病弱な寝たきりに準ずる状態						
屋内歩行が困難						74.7％
食事介助が必要						80.6％
排泄介助が必要						78.0％
着脱介助が必要						77.8％
入浴介助が必要						82.0％
痴呆程度						82.8％

たが、相違は見られなかった。藤田ら⁶⁾は人口動態調査の出生票と死亡票のリンケージを実施し96％（1,840人/1,909人）の同定率を得ている。また、彼らは欧米諸国での乳児死亡に関するレコードリンケージ研究についてふれ、同定率は92～98％であったと報告している。本研究の同定率は推定値ではあるが90％程度はあり、リンク操作として特に劣っているとは考えられない。
個人リンケージは詳細な情報をリンク変数として使えれば使えるほど同定率が高まる。一般的に

同定率が下がるのはリンク変数のマッチが複数になる場合であって、本論文における表3のB', C', D' 等のように一致する相手がいないという理由は普通はあまり起こらないことであり、これらは転記の際の誤記によるものと考えられる。実際、表6に見るように、本来一致すべき調査項目でも一致率は80%程度である。これらは公的調査の精度管理の問題として、改善のための十分な議論が今後必要とされよう。諸外国の例でも、Brewster²⁾らはガン登録のランダムサンプル309件の医療記録を調べたところ、名前、生年月日等の基本事項の誤記が5.2%見られたと報告し、Austin³⁾は警察官の事故報告と医療記録のリンケージの際、性の誤りが0.2%、年齢の誤りが15.7%であったと報告しており、基本的な事項でも誤記の生じる可能性は存在している。手作業によるリンケージには扱える量に限界があり、コンピューターによるリンケージが主流となるが、誤記の可能性が少ないようなものをリンク変数とする努力は当然必要である。詳細な情報としては個人名、住所、電話番号等、また国によってはsocial security number (SSN) も使用されており、これらをリンク変数として使用し、誤記の可能性も含めて、リンク変数が合致した組み合わせを判断基準として用いれば同定率は更に上昇することが期待できよう。しかし、これらはプライバシー、人権の問題と絡み、果たして統計調査で許されるのかといった問題はきわめて微妙である^{4,5,7,8)}。特に調査される側からみれば、個人情報が必要に流出することへの懸念は当然のことながら、個人名を使用してのリンケージへの嫌悪感が生じるのも当然である。しかし、個人リンケージをすることによって不必要な調査の量を減らし、対象者の負担、調査の経費を軽くするという大きな利点がある^{9,10)}。Museら¹¹⁾は個人名を使用しなくてもリンケージの同定率は十分高かったと報告しており、統計資料の大半がリンケージへの調査対象のインフォームドコンセントを得ていない現状では、個人名を使用して同定率100%をめざすのではなく、この程度の同定率ならば議論をするのに十分であるという考え方も必要であろう。

つぎに追跡継続率についてだが、同定率が100%であれば、在所の追跡継続率は通常の継続

率に一致する。しかし、表4に見るように追跡継続率の方が継続率よりも値が約3%小さくなっている。このように追跡継続率が継続率より小さい値をとることは、日常生活動作の状況などの内訳の分布の相違を追跡継続率で見ると場合にはそれ程問題ではない。ただ、例数が少なくなっているので分布の同等性の検定をした場合、継続率で差が見られたとしても（これは数が不明なので実際には計算できないが）、追跡継続率では差が見られないということも起こりうる。逆に、追跡継続率で差が見られれば、継続率でも差が見られると考えても良いであろう。属性の内訳別の継続率を検討する場合、調査年によって変化する属性（例えばADL）については追跡継続率を見るしか方法はなく、またたとえ調査年によって変化するはずのものではない属性（例えば入所前の場所）といえども、表6のように誤記の可能性があるので、リンケージを行わないで各年調査の属性の内訳数を使用して継続率を算出する方法は危険であろう。

老人保健施設利用者（ショートステイを除く）の研究では、そのほとんどで在所日数の分布あるいはその平均が提示されている。本研究で使用している継続率（追跡継続率）はほぼ1年間隔で実施された老人保健施設実態調査の対象となっているかどうかを見ているものであって、いわば生命表における生存率に相当するものである。本研究の継続率を見ると（表4）、初めて調査の対象となった年から次の年の調査までの継続率は89年コホートで32.5%、90年コホートで36.2%、91年コホートで32.8%となっている。表1に示したように、調査間隔が89年から90年にかけてのみが15ヵ月でそれ以外は12ヵ月であるので、89年コホートの継続率32.5%を単純に比例配分で12ヵ月相当に直すと46.0% $(100 - (100 - 32.5)12/15 = 46.0)$ が得られる。すなわち、調査間隔12ヵ月での継続率はコホートが新しい年になるにつれ、46.0、36.2、32.8%と減少していることになる。また2回目から3回目の調査への継続率は89年コホートで49.6%、90年コホートで45.2%とやはりコホートが新しい年になるにつれ減少している。これらのことは、入所時から1回の退所も経験しないで継続して在所している高齢者は年とともに減少していることを示している。しかしコホート毎に見

れば、調査年数が増えるとともに継続率は増加しており（89年コホートでは、12ヵ月換算46.0, 49.6, 53.1%, 90年コホートでは36.2, 45.2%）、結果で述べたように在所が長引くほど在所が継続する可能性が高まるといえる。

老人保健施設での平均在所日数は年々増加しており^{1,12)}、在所の長期化が問題とされている。しかし、入退所の繰り返し（往復型）がある¹³⁾ため、前者を厳密に評価することは非常に難しい。石崎¹⁴⁾の長野県内1施設の研究では、88年から2年間の退所者190人の利用回数は平均1.56回となっており、川合¹⁵⁾は、96床の施設における89年から2年間の調査で3回以上の入所経験者が12%と報告し、また輪田¹⁵⁾は90年からの1年間の退所者139人のうち、2回の入所が27%、3回以上の入所が11%と報告している。医療機関の退院と異なり、再入所を前提とする場合も多分にある老人保健施設の退所の場合、1回毎の入退所から算出した在所期間にどのような意味を持たせられるのかは疑問である。と同時に、入退所の繰り返しは入所者の固定化という問題を生み出す。しかし老人保健の問題を地域でとらえ、地域に密着した老人保健施設を考えるならば、在宅支援の拠点^{16~18)}として老人保健施設を意味付け、その適切な入所指導、利用者の掘り起こし^{19~21)}を地域保健活動として積極的に計ることが必要である。その場合の中間施設としての意味付けは、入所時の家庭復帰計画¹⁴⁾と同時に入退所の繰り返しを前提とした長期的な老人保健施設での介護計画を相談員を中核として立てることも必要と思われる。そう考えると、中間施設としての役割から見れば平均在所期間が「短ければ良い」という考え方はあまり意味のないものともいえる。むしろ、本研究で行った「今、入所した人がどのくらいの期間、継続在所となる可能性があるのか」を定量化し、その期間を短くする介護計画を立てることが有用であろう。本研究では正確な継続在所期間を測定できないので、今後厳密なコホート研究が望まれる。

最後に、本研究で使用した統計資料は所定の手続きを踏めば、誰でも手に入れることのできるものであり、既存の統計資料をリンクすることにより新たな視点の生まれる可能性もある。全国的な公的調査のリンケージ研究ならびに利用法の研究が今後の課題といえよう。

（受付 '96. 9.18）
（採用 '97. 3.25）

文 献

- 1) 厚生省大臣官房統計情報部. 平成6年老人保健施設実態調査. 1996.
- 2) Brewster D, Muir C, Crichton J. Registration of lung cancer in Scotland: an assessment of data accuracy based on review of medical records. *Cancer Causes Control*. 1995; 6: 303-310.
- 3) Austin K. The identification of mistakes in road accident records: Part 2, Casualty variables. *Accid Anal Prev*. 1995; 27: 277-282.
- 4) Jocus S, et al. Monitoring maternal mortality using vital records linkage. *Am J Prev Med*. 1995; 11: 75-78.
- 5) Meux E. Encrypting personal identifiers. *Health Serv Res*. 1994; 29: 247-256.
- 6) 藤田利治, 他. 乳児死亡と出生時要因との関連; 人口動態調査でのレコードリンケージ研究. *日本公衛誌*, 1994; 41: 34-45.
- 7) Sibthorpe B, Kliever E, Smith L. Record linkage in Australian epidemiological research: health benefits, privacy safeguards and future potential. *Aust J Public Health*. 1995; 19: 250-256.
- 8) Newcombe HB. Cohorts and privacy. *Cancer Causes Control*. 1994; 5: 287-291.
- 9) Shevchenko IP, et al. Verification of information in a large medical database using linkages with external databases. *Stat Med*. 1995; 14: 511-530.
- 10) Botman SL, Jack SS. Combining national health interview survey datasets: issues and approaches. *Stat Med*. 1995; 14: 669-677.
- 11) Muse AG, Mikl J, Smith PF. Evaluating the quality of anonymous record linkage using deterministic procedures with the New York State AIDS registry and a hospital discharge file. *Stat Med*. 1995; 14: 499-509.
- 12) 金井 彬, 横森英世. 当院の老人保健施設における退所後の状況. *日本農村医学会雑誌*, 1994; 43: 818-819.
- 13) 川合一良, 他. 老人保健施設の往復型入所者の持つ積極的意義. *日本老年医学会雑誌*, 1993; 30: 759-764.
- 14) 石崎達郎. 老人保健施設利用者の家庭復帰に影響を与える要因—老人保健施設有効利用のために—. *日本公衛誌*, 1992; 39: 65-74.
- 15) 輪田順一. 一老人保健施設利用者の追跡調査. *日本老年医学会雑誌*, 1993; 30: 204-207.
- 16) 柳 修平, 他. 老人保健施設の通過からみた機能評価. *日衛誌*, 1993; 48: 352.

- 17) 柴田裕介. 地域に根づいた組織づくり. 病院, 1988; 10: 833-834.
- 18) 石崎達郎, 甲斐一郎, 平山登志夫. 大都市近郊の老人保健施設利用者の退所先に影響を与える要因. 日本老年医学会雑誌, 1995; 32: 105-110.
- 19) 上田照子, 他. 在宅障害老人の施設入所に関する介護家族の希望とその関連要因. 日本公衛誌, 1993; 40: 1101-1110.
- 20) 寺崎 仁, 他. 病院・老人保健施設・特別養護老人ホームにおける高齢者のケア・サービスに関する比較研究. 日本公衛誌, 1994; 41: 671-681.
- 21) 百瀬由美子, 麻原きよみ. 長野県老人大学受講生の世間体と保健・福祉・看護サービス利用に関する研究. 日本公衛誌, 1996; 43: 209-219.

RECORD LINKAGE OF THE ELDERLY IN THE NATIONAL SURVEYS ON THE GERIATRIC INTERMEDIATE CARE FACILITY

Toru DOR*, Biao CHEN*

Key words: Elderly, GICF, Record linkage, Continuing ratem, National survey

Geriatric intermediate care facility, GICF, have been established since 1986 in Japan. The term of 'intermediate' denotes a facility midpoint between a hospital and home, with a powerful rehabilitation function. The annual governmental survey on GICF has been applied to all GICFs in Japan since 1989. This survey is a cross-sectional-type survey. For evaluating the role of GICF, we considered a type of cohort study using these surveys for four years by means of a record linkage method. This method is possible, because subjects of a survey for any year become subjects in the survey of the following year, if they have been in a GICF for more than one year. In this paper, for the purpose of preparing for a study of the role of GICF, we report some results about a record linkage for these surveys, and two continuing rates were calculated for these cohorts.

Sources were personal records in 1989 to 1992 gathered by The National Survey on GICF in Japan. The record linkage method is as follows. We divided the annual personal records into several files by both the periods of the last admission and the survey year. Three cohorts, i.e. a cohort-89, a cohort-90 and a cohort-91 for persons for whom the first survey was 1989, 1990 and 1991, respectively are thus obtained. Next, we identified individuals from the annual files in each cohort. As personal names were not available, we identified individuals by sex, birth date, date of admission and facility number by the use of a personal computer and a FORTRAN program.

Results were as follows.

1. Multiple matched persons were few (0.5% or less), and identification rates were 90% or more, despite the fact that basic linking variables were used.
2. Continuing rates were about 40% and decreased with new cohorts, while those of a fixed cohort were increased as length of stay increased. These reveal that recent admissions who stay continuously at a GICF were decreasing, but the longer the period for which the elderly stays at a GICF, the less possibility that he will be discharged.
3. Between record agreement rates for individuals over two years for unchangeable characteristics such as a place before admission which are expected to be 100% were about 80%.
4. A record linkage method appears to be useful for calculating continuing rates classified by any attribute.

* Department of Health Statistics and Demography, National Institute of Public Health, Ministry of Health & Welfare, Japan