

表 3-5 糖尿病

		千葉	福岡			千葉	福岡			千葉	福岡
男女計	全年齢	8.03%	6.64%	男	7.29%	5.97%	女	8.90%	7.33%		
	00—14	7.14%	7.14%		10.00%	12.50%		0.00%	0.00%		
	15—59	7.09%	6.41%		6.78%	5.93%		7.56%	7.03%		
	60—69	8.35%	6.77%		7.57%	6.06%		9.32%	7.55%		
	70—99	8.31%	6.62%		7.36%	5.90%		9.21%	7.27%		

全疾病の患者を対象として作成した表 3-3 と比較すると、表 3-4、3-5 とともに重複割合(確率)が高い。重複患者のコストについては、添付表 にあげてあるが、ここではそれをコンパクトにまとめた表 3-6 から 3-7 で論じることとする。以下にあげた表 3-6~3-8 は県別・疾病別・男女別・年齢階級別で重複患者の決定点数のシェアを示したものである。

すなわち、各年齢階級の重複、非重複受診患者の決定点数を合計し、それぞれのシェアを求めた。表 3-6 は全疾病について、表 3-7 は癌、3-8 は糖尿病の患者である。一見してわかることは、癌、糖尿病のコスト、特に糖尿病のコストが著しく高くなることである。もちろん、さらなる詳細な分析が必要であるが、重複患者のコストは癌あるいは、糖尿病といった合併症を引き起こしやすい疾病で高くなるように思われる。

表 3-6 全疾病 重複患者決定点数のシェア

		千葉	福岡			千葉	福岡			千葉	福岡
男女計	全年齢	4.59%	4.54%	男	4.87%	5.13%	女	4.35%	4.09%		
	00—14	5.80%	6.57%		5.94%	7.06%		5.63%	5.98%		
	15—59	6.06%	5.69%		6.24%	6.05%		5.91%	5.41%		
	60—69	4.83%	5.00%		5.25%	5.59%		4.43%	4.54%		
	70—99	3.61%	3.93%		3.80%	4.54%		3.45%	3.46%		

表 3-7 癌 重複患者決定点数のシェア

		千葉	福岡			千葉	福岡			千葉	福岡
男女計	全年齢	8.14%	11.37%	男	7.07%	12.09%	女	9.60%	10.31%		
	00—14	0.00%	0.00%		0.00%	0.00%		0.00%	0.00%		
	15—59	10.30%	12.56%		5.88%	9.75%		12.50%	13.91%		
	60—69	8.63%	11.89%		7.67%	13.73%		9.90%	9.45%		
	70—99	6.99%	10.91%		6.96%	11.61%		7.05%	9.59%		

表 3-8 糖尿病 重複患者決定点数のシェア

		千葉	福岡			千葉	福岡			千葉	福岡
男女計	全年齢	15.30%	11.90%	男	14.27%	11.23%	女	16.56%	12.58%		
	00—14	24.12%	5.08%		27.42%	9.92%		0.00%	0.00%		
	15—59	13.87%	12.00%		13.29%	11.09%		14.66%	13.08%		
	60—69	16.69%	13.28%		15.49%	13.09%		18.31%	13.50%		
	70—99	14.88%	11.10%		13.66%	10.11%		16.15%	12.02%		

また、以下に掲げている表 3-9～3-11 については、決定点数と同様に全疾病、癌、糖尿病に分類して、おのこのシェアを診療実日数について算出した。ここでも、決定点数と同様に重複患者の診療実日数は、全疾病に比べて、癌や糖尿病の重複患者の日数が長いという結果が得られている。

この点については、特に糖尿病の場合のように、合併症が併発されているのか、あるいは単に経口糖尿病薬を重複して処方されているだけなのかといったさらなる情報が必要である。この点は、今後、調剤レセプトをも統合したデータセットで分析可能と思われる。

表 3-9 全疾病 診療実日数のシェア

		千葉	福岡			千葉	福岡			千葉	福岡
男女計	全年齢	3.75%	3.55%	男	4.09%	3.97%	女	3.51%	3.26%	3.71%	3.72%
		5.13%	5.61%		5.25%	5.95%		4.99%	5.21%		
		4.67%	4.45%		5.14%	4.71%		4.35%	4.26%		
		3.71%	3.72%		4.07%	4.27%		3.45%	3.37%		
		3.13%	3.05%		3.37%	3.40%		2.97%	2.81%		

表 3-10 癌 診療実日数のシェア

		千葉	福岡			千葉	福岡			千葉	福岡
男女計	全年齢	8.65%	12.66%	男	8.39%	14.06%	女	8.95%	10.92%	0.00%	0.00%
		0.00%	0.00%		0.00%	0.00%		0.00%	0.00%		
		10.43%	14.86%		7.65%	12.24%		11.75%	16.17%		
		9.38%	13.73%		8.88%	16.69%		9.97%	10.23%		
		7.53%	11.86%		8.25%	13.16%		6.36%	9.99%		

表 3-11 糖尿病 診療実日数のシェア

		千葉	福岡			千葉	福岡			千葉	福岡
男女計	全年齢	14.30%	11.26%	男	13.31%	10.46%	女	15.45%	12.06%	21.74%	10.00%
		21.74%	10.00%		26.32%	20.00%		0.00%	0.00%		
		13.56%	11.08%		13.53%	10.84%		13.61%	11.37%		
		14.42%	11.95%		13.18%	11.33%		15.98%	12.64%		
		14.57%	10.91%		13.29%	9.82%		15.80%	11.89%		

以上、基本統計により得られたことをまとめると、

- 疾病および性別によって、重複割合（確率）は変化する。
- 重複患者は、非重複患者より決定点数は高く、かつ、診療実日数は長くなる。となる。

4 年齢別・年齢階級別 重複確率の男女間格差についての分析

次に、重複受診行動の男女格差について検討する。いま、患者数を $N(i, a, s, y)$ で表すものとする。ただし、 i は疾病分類コード (ICD10) を、 a は年齢、 y は重複受診の場合は 1、非重

複受診の場合は 0 をとり、また、s は男性なら 0、女性なら 1 をとる。この場合、重複受診の確率を以下のように定義できる。すなわち、

$$P(i, a, s) = \frac{N(i, a, s, 1)}{N(i, a, s, 0) + N(i, a, s, 1)} = \frac{N(i, a, s, 1)}{N(i, a, s, \bullet)}$$

$$P(i, a, \bullet) = \frac{\sum_{s \in \{0,1\}} N(i, a, s, 1)}{\sum_{s \in \{0,1\}} N(i, a, s, \bullet)} = \frac{N(i, a, \bullet, 1)}{N(i, a, \bullet, \bullet)}$$

また、

$$P(\bullet, a, \bullet) = \frac{\sum_{i \in I} N(i, a, \bullet, 1)}{\sum_{i \in I} N(i, a, \bullet, \bullet)} = \frac{N(\bullet, a, \bullet, 1)}{N(\bullet, a, \bullet, \bullet)}$$

である。ここで、I は ICD10 コード全体、 \bullet はすべてのとりうる値を示す。重複受診の確率は、ほとんどすべての年齢で $P(\bullet, a, 0) \geq P(\bullet, a, 1)$ となっており、男性の重複受診の確率が女性のそれを上回っている（添付表 3 参照）。この乖離を以下のようにして求める。

$$\begin{aligned} & P(\bullet, a, 0) - P(\bullet, a, 1) \\ &= \frac{N(\bullet, a, 0, 1)}{N(\bullet, a, 0, \bullet)} - \frac{N(\bullet, a, 1, 1)}{N(\bullet, a, 1, \bullet)} \\ &= \sum_{i \in I} \frac{N(i, a, 0, 1)}{N(\bullet, a, 0, \bullet)} - \sum_{i \in I} \frac{N(i, a, 1, 1)}{N(\bullet, a, 1, \bullet)} \\ &= \sum_{i \in I} \frac{N(i, a, 0, \bullet)N(i, a, 0, 1)}{N(\bullet, a, 0, \bullet)N(i, a, 0, \bullet)} - \sum_{i \in I} \frac{N(i, a, 1, \bullet)N(i, a, 1, 1)}{N(\bullet, a, 1, \bullet)N(i, a, 1, \bullet)} \\ &= \sum_{i \in I} \frac{N(i, a, 0, \bullet)}{N(\bullet, a, 0, \bullet)} P(i, a, 0) - \sum_{i \in I} \frac{N(i, a, 1, \bullet)}{N(\bullet, a, 1, \bullet)} P(i, a, 1) \\ &= \sum_{i \in I} \left\{ \frac{N(i, a, 0, \bullet)}{N(\bullet, a, 0, \bullet)} P(i, a, 0) - \frac{N(i, a, 1, \bullet)}{N(\bullet, a, 1, \bullet)} P(i, a, 1) \right\} \\ &\equiv \sum_{i \in I} D(i, a) \end{aligned}$$

よって

$$D(i, a) / |P(\bullet, a, 0) - P(\bullet, a, 1)|$$

をすべての i と a について計算してやることで、男性の重複確率が女性のそれより高いことへの寄与が求められる。

疾病ごとの寄与 $D(i, a)$ を年齢別・年齢階級別に計算したものが添付表 3 にある。正值でかつ 10% 以上のものは表の上側の 2 重野線 5% 以上 10% 未満は細線、負値のものについては表の下側の二重野線（10% 以上）、細線（5% 以上 10%）で囲まれており、ゼロのものは

非表示としてある。

では添付表3をまとめると、以下のようになる。

1. 30代以下の年齢階級では、1905（その他の損傷及びその他の外因の影響）が常に首位（または、それ近く）である
2. 40代から60代で、0402（糖尿病）が首位
3. 70代以上で、0906（脳梗塞）が常に首位（または、それ近く）なお、「脳梗塞」は、50代以上で上位にある

このうち、いわゆる癌だけで寄与を合計したものを添付表3の下部に載せた。一部の例外を除いて、50代以下では大きな負値を示す。すなわち、女性の重複確率を増加させる方向に寄与している。逆に60代以上では正值、特に70-80代で大きな正值である。

1は、いわゆる骨折等の外傷が大半であり、男女の直面するリスクの差異、すなわち若年男性の活動的な行動が女性よりリスクを上昇させることを裏付けることになる¹⁰。このことは、糖尿病にもあてはまる。飲酒・喫煙等の発症因子が男性の方に多く、これが40～60代男性の糖尿病のリスクを高めることになっている。

以上の結果は、レセプトの解析についての重要な示唆をしめす。すなわち、非重複患者と重複患者が疾病に対して直面するリスクには違いがなく、ただ、病院の選択や受診内容、処方薬のあり方等に起因して重複・非重複の受診行動が生ずる可能性があることである。

5 重複受診分析：Probit model

最後に、簡単にではあるが重複受診をパラメトリックな手段で解析したい。今回用いた手法についての詳細はAppendixに譲ることにし、とりあえずの結果を解説する。得られた結果は、下表Model3に集約される。

これによれば、

1. 年齢(AGE)は重複確率を低める；係数値の符号が千葉、福岡の両方ともにマイナスである
2. 男性(SEX)の重複確率が高い；係数値の符号が千葉、福岡の両方ともにプラスである
3. 老人保健ダミー(D70)と決定点数(MP)の交差項は重複確率を低める；係数値の符号が千葉、福岡の両方ともにマイナスである
4. MD/MP（決定点数金額換算 1万円あたり診療実日数）；係数値の符号が千葉、福岡の両方ともにマイナスである
5. 糖尿病および癌は重複確率を高める；係数値の符号が千葉、福岡の両方ともにプラスである

といった5つの結果が導ける。

¹⁰ この点は、診療機関コードから例えば柔道整復と外科外来の峻別をつけることで、より正確な分析が可能となる。

まず、1 についてであるが、年齢があがると外来受診は本人だけでなく家族にかかわる制約条件を加味しなくてはならない。家族の機会費用をどのようにコントロールするかは重要な問題である。本人自体は、年齢の上昇とともに機会費用は低減するが、通院に付き添う家族の考慮は今後の課題でもある。

2 についてであるが、既述のとおり、疾病に関するリスクの男女差がここに現れているものと思われる。5 にあるように、癌、糖尿病は重複確率を高めるように作用する。この二つの疾病に関しても男女の罹患率には違いがあり、このことが2の結果を導くものと思われる。

3、4については、1で検討した年齢の問題と患者の経済的制約条件が重複確率にどのような影響を与えるかを見たものである。患者は年齢からくる制約とコストに由来する制約にしたがって重複受診に関する意思決定を行っているように思われる。

Model 3

全観察
千葉

全観察
福岡

Var. Name	Analytic Hessian				Var. Name	Analytic Hessian			
	Estimate	Error	t-ratio	P-value		Estimate	Error	t-ratio	P-value
				-136.81					
Constant	-1.743	0.013	6	0.000	Constant	-1.655	0.011	-152.951	0.000
AGE	-0.005	0.000	-26.845	0.000	AGE	-0.005	0.000	-32.575	0.000
SEX	-0.011	0.008	-1.420	0.156	SEX	-0.033	0.006	-5.291	0.000
MP	0.007	0.001	5.759	0.000	MP	0.006	0.001	4.207	0.000
D70*MP	-0.005	0.002	-2.406	0.016	D70*MP	-0.006	0.002	-3.477	0.001
MD/MP	-0.067	0.003	-24.436	0.000	MD/MP	-0.085	0.002	-38.503	0.000
ICD10=0402	0.731	0.013	57.526	0.000	ICD10=40 2	0.615	0.010	61.284	0.000
ICD10=02??	0.358	0.021	16.745	0.000	ICD10=2? ?	0.523	0.014	37.613	0.000
Log Like.	-59435.15				Log Like.	-89622.09			
Log Like. 0	9				Log Like. 0	0			
	-61786.75				Log Like.	-93613.97			
		0: only Constant			0		4: only Constant		
		: McFadden's							
LRI	0.038	LRI			LRI	0.043	McFadden's LRI		
LR stat	4703.182	df = 7			LR stat	7983.767	df = 7		
# of Obs.	669132				# of Obs.	986150			

6 結語

今回得られた結論は、ある意味で通常の受診選択（診療機関に行くか行かないか、あるいはどの診療機関を選択するかといった問題）とどの程度異なるのかといった点には言及できていない。重複受診の研究は、先行研究もほとんどなく、全くの未知の領域である。我々の課題は、見かけ上の重複受診がコストの引き上げる効果を持つのか、あるいは、なんらかのモラルハザ

ードに基づく重複受診がどの程度存在するのかといった点に視点を移す必要がある。すなわち、重複受診の場合、患者単独、診療期間・医師単独、その双方が協力といったようにモラルハザードを起こす主体に分析の視点を移す必要がある。

重複患者も非重複患者も疾病に対するリスクに違いはない。それでも、個人が直面するリスクと重複受診という受診行動をとるか否かといった選択の問題は確実に存在しているようである。

Appendix

使用する説明変数候補は AGE, SEX, MP, MD, D70, ICD10=0402, ICD10=02?? である。すべてのモデルは、a (linear) single index model としての probit model すなわち、上の候補の変数あるいはその known (possibly nonlinear) functions を要素とするベクトルを X とし、

$$P(Y = 1 | X) = \text{Normal CDF}(X' B)$$

として表現される。ここで B は推定すべきパラメタのベクトル。また、 X の第 1 要素は、すべてのモデルに共通に 1 (定数項に対応)。推定法は最尤法。対数尤度最大化のアルゴリズムは Newton's method, すなわち analytic Hessian¹¹ を利用する。収束判定条件は、iteration 前後の目的関数値の変化率が 10^{-10} 以下になること。計算は MATLAB 5.3.1.29215a (R11.1) で行った。MATLAB が自動で行ってくれるもの以外の計算誤差回避手段は、説明変数の単位を揃えることのみ¹²。

パラメタ推定量の共分散行列の推定は、

[1] Analytic Hessian * (-1) の逆行列

[2] スコアベクトルの積和行列の左右から [1] を乗じたもの (いわゆる Eicker-White type robust estimator) の 2 通りで行った。若干 [2] の方が大きいようだが、[1] と [2] の差はほとんど無視して良い範囲と思われる。このことは、特定化の誤りの危険があまり無いことを示唆していると読んでも良いであろう。

Goodness-of-fit measure は、

(ア) McFadden (1974, J. Pub. Econ) の likelihood ratio index (LRI)

(イ) 定数項のみを説明変数とする restricted model との比較 (LR test statistic)

の 2 通りで行った。

Models 1--3 は全観察を用いた推定であり、Models 4--6 は糖尿病と癌に注目して選んだ部分標本についての推定である。Model 1 をベンチマークとし、変数選択のために tests for omitted variables を行った。検定方法は artificial regression を用いた LM type tests; see MacKinnon (1992, JEL) and references therein. この方法の基本的アイデアは、Probit model

¹¹ Probit model の対数尤度は globally concave なので BFGS method は採用しなかった。

¹² (各説明変数ベクトルの 2 乗ノルムでスケールしただけ。スケールをしない場合と結果はほとんど同じ。

を非線形回帰モデルと見なすし、Gauss-Newton Regression type の artificial regression を使うこと。(被説明変数が binary {0,1}-variable なので、回帰関数が条件確率関数である。) F, f を、それぞれ、標準正規分布の cdf, pdf とすると、probit model は、

$$Y = F(X * B) + U = P(Y = 1 | X) + U, \quad E(U | X) = 0$$

と読み換えられる。ただし、誤差項 U は heteroskedastic; $V(U | X) = F(X * B) * F(- X * B)$. Omitted variable を加えて、

$$Y = F(X * B + Z * C) + U$$

と書き換えたモデル (これが full model) を $B = b, C = 0$ (MLEs of B & C under the null) の周りでの Taylor の 1 次近似は、

$$Y = f(X * b) * (X * d + Z * e) + U + o(1).$$

square root of $F(X * b) * F(- X * b)$ を weight とする weighted LS で係数 d, e を推定し、 $e = 0$ を検定すれば良い。あらかじめ weight を変数に乗じておけば、 $e = 0$ の t 検定だけでなく、explained sum of squares (ESS) そのものがカイ 2 乗検定統計量になる。

限界効果は連続変数 (というよりもとり得る値の数の小さくない) AGE, MP, MD について推定した。また、MD/MP (決定点数金額換算 1 万円あたり診療実日数) が解釈できそうな変数なので、これを一変数と見なした限界効果も推定した。

限界効果の推定量 d は、パラメタ推定量の関数であり、また、AGE, MP, MD と、ダミー変数 (SEX, ICD10=402, ICD10=2??) の関数である。(D70 もダミー変数だが、これは AGE の関数なので除く。) 限界効果を求める変数ベクトルを $w = (AGE, MP, MD, MD/MP)'$, w から X への関数のヤコビアンを J', b から限界効果への関数のヤコビアンを G とすると、重複確率に対する w の限界効果推定量 d とその共分散行列 $V(d)$ は、

$$d = J * f(X * b) * b$$

$$V(d) = J * G * V(b) G' * J'$$

である。ただし、 $V(b)$ は B の最尤推定量 b の共分散行列である。

$V(b)$ の推定値は 2 通りの方法で求めたので、同様に 2 通りの $V(d)$ を求める。

ダミー変数 SEX, ICD10=402, ICD10=2?? のうち、SEX は全モデルに、他は Model 3 のみに関わる。年齢階級を 1) 0-14 歳, 2) 15-59 歳, 3) 60-69 歳, 4) 70-99 歳の 4 階級に分割し、千葉、福岡を別に 8 通りの AGE, MP, MD のメディアンを求め、d を求める際の評価点ベクトルの要素として用いる。

Models 1--2, 4--6 のそれぞれについては、性別男性:1, 女性:2 の 2 通りと年齢階級 4 通りの組合せで、計 8 通りの限界効果を推定する。

Model 3 については、他モデルと同様の 8 通りと、疾病; 1: 全疾病, 2: 癌 3: 糖尿病の 3 通りの組合せで、計 24 通りの限界効果を推定する。

推定された限界効果は総計で $8 * 5 + 24 = 64$ 通りである。

限界効果については、推定値と 2 通りの標準誤差のみを報告した。t-ratio, P-value などは報告していない。必要に応じて除算で t-ratio を、 $2 * NORMSDIST(-ABS(t-ratio))$

で P-value を Excel でも容易に計算できる。

Model 1

全観察
千葉

全観察
福岡

Var. Name	Analytic Hessian				Var. Name	Analytic Hessian			
	Estimate	Std. Error	t-ratio	P-value		Estimate	Std. Error	t-ratio	P-value
Constant	-1.685	0.015	-109.772	0.000	Constant	-1.598	0.013	-123.873	0.000
AGE	-0.003	0.001	-5.231	0.000	AGE	-0.003	0.001	-5.399	0.000
AGE^2	0.000	0.000	-0.757	0.449	AGE^2	0.000	0.000	-1.440	0.150
SEX	-0.034	0.007	-4.578	0.000	SEX	-0.056	0.006	-9.237	0.000
MP	0.006	0.001	6.019	0.000	MP	0.004	0.001	4.226	0.000
MD/MP	-0.084	0.003	-30.290	0.000	MD/MP	-0.105	0.002	-47.381	0.000
Log Like.	-60939.65	1			Log Like.	-91737.29	9		
Log Like. 0	-61786.75	0: only Constant			Log Like. 0	-93613.97	4: only Constant		
LRI	0.014: McFadden's LRI				LRI	0.020: McFadden's LRI			
LR stat	1694.198: df = 5				LR stat	3753.349: df = 5			
# of Obs.	669132				# of Obs.	986150			

Tests for Omitted Variables based on
Model 1

千葉

福岡

	t-ratio	P-value	ESS	P-value		t-ratio	P-value	ESS	P-value
D70	-0.823	0.411	0.685	0.408	D70	-0.277	0.782	0.081	0.776
D70*MP	-3.373	0.001	11.510	0.001	D70*MP	-5.042	0.000	26.790	0.000
D70*MD/M					D70*MD/M				
P	1.788	0.074	3.234	0.072	P	0.775	0.439	0.632	0.426
ICD10=0402	67.469	0.000	4573.571	0.000	ICD10=040 2	64.845	0.000	4412.800	0.000
ICD10=02??	13.770	0.000	191.741	0.000	ICD10=02? ?	34.675	0.000	1265.636	0.000

Model 2

全観察 全観察
千葉

Var. Name	Analytic Hessian			
	Estimate	Std. Error	t-ratio	P-value
			-133.54	
Constant	-1.685	0.013	3	0.000
AGE	-0.004	0.000	-21.563	0.000
SEX	-0.034	0.007	-4.602	0.000
MP	0.008	0.001	7.211	0.000
D70*MP	-0.008	0.002	-3.567	0.000
MD/MP	-0.085	0.003	-30.390	0.000
Log Like.	-60933.21	5		
Log Like. 0	-61786.75	0: only Constant : McFadden's		
LRI	0.014	LRI		
LR stat	1707.071: df = 5			
# of Obs.	669132			

福岡

Var. Name	Analytic Hessian			
	Estimate	Std. Error	t-ratio	P-value
Constant	-1.600	0.011	-150.021	0.000
AGE	-0.003	0.000	-24.640	0.000
SEX	-0.056	0.006	-9.247	0.000
MP	0.009	0.001	7.074	0.000
D70*MP	-0.010	0.002	-5.505	0.000
MD/MP	-0.105	0.002	-47.384	0.000
Log Like.	-91723.192			
Log Like. 0	-93613.974: only Constant : McFadden's			
LRI	0.020	LRI		
			df =	
LR stat	3781.5645			
# of Obs.	986150			

Model 4 糖尿病または癌の観察のみ

千葉

Var. Name	Analytic Hessian			
	Estimate	Std. Error	t-ratio	P-value
Constant	-1.433	0.071	-20.113	0.000
AGE	0.001	0.001	1.115	0.265
SEX	0.087	0.020	4.279	0.000
MP	-0.009	0.004	-2.434	0.015
D70*MP	-0.020	0.006	-3.171	0.002
MD/MP	-0.106	0.009	-11.469	0.000
Log Like.	-8773.012			
Log Like. 0	-8870.296: only Constant : McFadden's			
LRI	0.011: McFadden's	LRI		
LR stat	194.567: df = 5			
# of Obs.	36774			

福岡

Var. Name	Analytic Hessian			
	Estimate	Std. Error	t-ratio	P-value
Constant	-1.347	0.062	-21.686	0.000
AGE	0.000	0.001	-0.229	0.819
SEX	0.028	0.015	1.835	0.066
MP	-0.015	0.004	-3.613	0.000
D70*MP	-0.012	0.005	-2.305	0.021
MD/MP	-0.082	0.007	-12.199	0.000
Log Like.	-15876.50	3		
Log Like. 0	-15976.55	0: only Constant : McFadden's		
LRI	0.006	LRI		
LR stat	200.095: df = 5			
# of Obs.	67880			

糖尿病の観察のみ

Model 5
千葉

Var. Name	Analytic Hessian			
	Estimate	Std. Error	t-ratio	P-value
Constant	-1.489	0.082	-18.074	0.000
AGE	0.003	0.001	2.400	0.016
SEX	0.101	0.024	4.238	0.000
MP	-0.003	0.004	-0.737	0.461
D70*MP	-0.017	0.008	-2.110	0.035
MD/MP	-0.094	0.012	-7.979	0.000
Log Like.	-6651.608			
Log Like.	0			
	-6703.184: only Constant			
	: McFadden's			
LRI	0.008 LRI			
LR stat	103.152: df = 5			
# of Obs.	23977			

福岡

Var. Name	Analytic Hessian			
	Estimate	Std. Error	t-ratio	P-value
Constant	-1.441	0.078	-18.420	0.000
AGE	0.001	0.001	1.098	0.272
SEX	0.105	0.019	5.676	0.000
MP	-0.020	0.007	-2.958	0.003
D70*MP	-0.025	0.008	-3.007	0.003
MD/MP	-0.080	0.009	-9.034	0.000
Log Like.	-10665.377			
Log Like.	0			
	-10743.040: only Constant			
	: McFadden's			
LRI	0.007 LRI			
LR stat	155.324: df = 5			
# of Obs.	43981			

Model 6 癌の観察のみ

千葉

Var. Name	Analytic Hessian			
	Estimate	Std. Error	t-ratio	P-value
Constant	-1.475	0.150	-9.799	0.000
AGE	-0.002	0.002	-1.100	0.271
SEX	0.041	0.043	0.951	0.342
MP	-0.002	0.007	-0.288	0.773
D70*MP	-0.012	0.010	-1.241	0.215
MD/MP	-0.102	0.016	-6.365	0.000
Log Like.	-1995.247			
Log Like.	0			
	-2027.301: only Constant			
	: McFadden's			
LRI	0.016 LRI			
LR stat	64.107: df = 5			
# of Obs.	12797			

福岡

Var. Name	Analytic Hessian			
	Estimate	Std. Error	t-ratio	P-value
Constant	-1.163	0.111	3	0.000
AGE	-0.003	0.002	-1.815	0.070
SEX	-0.140	0.027	-5.119	0.000
MP	-0.010	0.006	-1.805	0.071
D70*MP	-0.004	0.006	-0.699	0.484
MD/MP	-0.085	0.011	-8.079	0.000
Log Like.	-5165.60			
Log Like.	7			
Log Like.	-5221.59			
	0			
	4: only Constant			
	: McFadden's			
LRI	0.011 LRI			
LR stat	111.974: df = 5			
# of Obs.	23899			

参考文献

泉田信行，越境受診の研究，厚生省厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業報告書『縦覧点検データによる医療需給の決定要因の分析』，2000年3月

山田武，エピソードデータを用いた医療需要関数の推定，厚生省厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業報告書『縦覧点検データによる医療需給の決定要因の分析』，2000年3月

厚生省保険局（各年版），国民健康保険事業年報

厚生省老人保健福祉局（各年版），老人医療事業年報

国民健康保険中央会，国民健康保険の実態 平成10年版

Greene, W.H., "Econometric Analysis 4ed", Prentice Hall, 2000

Hausman, J. and Daniel McFADDEN; "Specification Tests for The Multinomial Logit Model", *Econometrica*, Vol 52, No. 5, 1219-1240

Camelton, A.C. et al., "A Microeconomic Model of the Demand for Health Care and Health Insurance in Austria", *Review of Economic Studies*, 1988, LV, 85-106

添付表1

男女別 重複・非重複別 年齢分布 (絶対度数と累積相対度数%)

千葉									福岡								
年齢	男性				女性				年齢	男性				女性			
	重複	非重複	重複	非重複	重複	非重複	重複	非重複		重複	非重複	重複	非重複	重複	非重複		
0	22	0.4	686	0.2	33	0.5	649	0.2	0	4	0.0	134	0.0	0	0.0	135	0.0
1	135	2.8	2798	1.3	114	2.2	2368	0.8	1	172	2.0	3634	1.0	150	1.5	3129	0.6
2	93	4.4	2443	2.1	60	3.0	2176	1.4	2	160	3.9	3871	1.9	129	2.7	3440	1.2
3	68	5.7	2328	3.0	64	4.0	1998	1.9	3	127	5.3	3507	2.8	98	3.7	3193	1.7
4	78	7.0	2267	3.8	77	5.1	2135	2.4	4	90	6.4	3111	3.6	75	4.4	2753	2.2
5	69	8.3	2206	4.6	62	6.0	1970	3.0	5	90	7.4	2906	4.3	74	5.1	2694	2.7
6	38	8.9	1879	5.3	34	6.5	1582	3.4	6	63	8.1	2459	5.0	50	5.8	2189	3.1
7	46	9.8	1928	6.0	36	7.1	1674	3.8	7	71	9.0	2548	5.6	50	6.1	2190	3.5
8	32	10.3	1577	6.6	36	7.6	1459	4.2	8	49	9.5	2069	6.1	42	6.5	1951	3.8
9	24	10.8	1464	7.1	27	8.0	1481	4.6	9	40	10.0	2109	6.6	30	6.8	1870	4.1
10	33	11.4	1472	7.6	25	8.4	1348	4.9	10	56	10.6	1853	7.1	33	7.1	1744	4.4
11	21	11.7	1487	8.2	18	8.6	1395	5.3	11	34	11.0	1965	7.6	33	7.4	1748	4.7
12	16	12.0	1369	8.7	21	8.9	1247	5.6	12	61	11.7	1954	8.1	25	7.7	1741	5.0
13	22	12.4	1285	9.1	21	9.2	1253	6.0	13	34	12.1	1988	8.6	29	8.0	1632	5.3
14	20	12.8	1340	9.6	13	9.4	1232	6.3	14	48	12.7	1897	9.1	23	8.2	1622	5.6
15	24	13.2	1269	10.1	23	9.8	1228	6.6	15	58	13.3	1904	9.6	36	8.5	1714	5.9
16	33	13.8	1137	10.5	15	10.0	1090	6.9	16	50	13.9	1718	10.0	33	8.9	1732	6.2
17	27	14.3	1061	10.9	19	10.3	1079	7.2	17	45	14.4	1759	10.4	30	9.2	1788	6.5
18	30	14.8	1033	11.2	27	10.7	1204	7.5	18	55	15.1	1785	10.9	35	9.5	1850	6.9
19	22	15.2	809	11.5	22	11.0	1039	7.8	19	33	15.5	1194	11.2	28	9.8	1505	7.1
20	23	15.6	858	11.9	33	11.5	1236	8.1	20	24	15.7	1169	11.5	38	10.1	1579	7.4
21	23	16.0	917	12.2	22	11.8	1226	8.4	21	36	16.2	1155	11.8	38	10.5	1484	7.7
22	27	16.5	929	12.5	24	12.2	1483	8.8	22	34	16.5	1169	12.1	39	10.9	1602	7.9
23	15	16.7	984	12.9	33	12.6	1612	9.2	23	22	16.8	1040	12.3	36	11.2	1613	8.2
24	38	17.4	1108	13.3	40	13.2	1828	9.7	24	31	17.2	1156	12.6	44	11.7	1664	8.5
25	23	17.8	1137	13.7	47	13.9	1947	10.2	25	36	17.6	1026	12.9	46	12.1	1723	8.8
26	36	18.5	1089	14.1	52	14.7	2084	10.8	26	32	17.9	975	13.1	46	12.6	1873	9.1
27	21	18.8	1091	14.5	38	15.3	2039	11.3	27	22	18.2	1000	13.4	49	13.0	1834	9.5
28	30	19.4	1067	14.9	56	16.1	1996	11.8	28	24	18.5	1013	13.6	40	13.4	1963	9.8
29	38	20.0	1164	15.3	36	16.6	1983	12.4	29	32	18.8	1076	13.9	47	13.9	2031	10.2
30	27	20.5	1156	15.7	49	17.3	2164	12.9	30	30	19.2	1013	14.2	39	14.3	2075	10.5
31	15	20.8	849	16.0	27	17.7	1355	13.3	31	32	19.6	965	14.4	52	14.8	1752	10.8
32	36	21.4	1100	16.4	33	18.2	1784	13.7	32	30	19.9	1033	14.7	44	15.2	1900	11.2
33	33	22.0	1134	16.8	40	18.8	1670	14.2	33	17	20.1	1080	15.0	40	15.6	1967	11.5
34	20	22.4	1000	17.2	30	19.2	1414	14.6	34	28	20.4	1106	15.2	43	16.0	1731	11.8
35	20	22.7	982	17.5	35	19.8	1462	14.9	35	34	20.8	1096	15.5	49	16.5	1821	12.1
36	28	23.2	986	17.9	43	20.4	1481	15.3	36	16	21.0	1102	15.8	43	16.9	1718	12.4
37	20	23.6	1016	18.3	31	20.9	1379	15.7	37	29	21.3	1216	16.1	38	17.3	1768	12.7
38	30	24.1	981	18.6	21	21.2	1307	16.0	38	30	21.7	1233	16.4	33	17.6	1836	13.1
39	20	24.5	1050	19.0	31	21.6	1366	16.4	39	29	22.0	1398	16.8	44	18.0	1945	13.4
40	21	24.9	995	19.4	26	22.0	1294	16.7	40	33	22.4	1215	17.1	40	18.4	1730	13.7
41	23	25.3	1028	19.7	23	22.3	1411	17.1	41	27	22.7	1344	17.4	31	18.7	1755	14.0
42	33	25.8	1284	20.2	26	22.7	1459	17.5	42	31	23.1	1448	17.8	49	19.2	1885	14.3
43	20	26.2	1281	20.7	32	23.2	1613	17.9	43	30	23.4	1597	18.2	39	19.6	2073	14.7
44	33	26.8	1450	21.2	43	23.8	1720	18.4	44	35	23.8	1941	18.7	51	20.1	2294	15.1
45	29	27.3	1594	21.8	40	24.4	2054	18.9	45	42	24.3	2016	19.2	55	20.6	2402	15.5
46	44	28.1	1849	22.4	45	25.1	2213	19.5	46	56	24.9	2143	19.7	50	21.1	2821	16.0
47	50	29.0	2148	23.2	56	25.9	2633	20.2	47	75	25.8	2540	20.4	67	21.7	3253	16.6
48	64	30.1	2610	24.2	42	26.5	3302	21.0	48	48	26.4	3019	21.1	74	22.5	3719	17.2
49	59	31.2	2681	25.1	71	27.6	3609	22.0	49	70	27.2	3173	21.9	111	23.5	4338	18.0
50	50	32.1	3057	26.2	92	28.9	3932	23.0	50	69	28.0	3236	22.7	82	24.3	4427	18.8
51	42	32.8	2136	27.0	56	29.7	3036	23.8	51	51	28.6	2858	23.5	80	25.1	3969	19.5
52	34	33.4	1905	27.7	57	30.6	2720	24.5	52	39	29.0	1875	23.9	47	25.6	2704	19.9
53	62	34.5	2611	28.7	89	31.9	3812	25.5	53	54	29.6	2474	24.5	64	26.2	3776	20.6
54	67	35.7	2813	29.7	82	33.1	4434	26.7	54	65	30.4	2659	25.2	92	27.1	4379	21.4
55	62	36.8	2931	30.7	90	34.4	4641	27.9	55	49	30.9	2662	25.9	75	27.8	4550	22.2
56	61	37.9	3255	31.9	92	35.8	5242	29.3	56	68	31.7	3191	26.7	108	28.9	5718	23.2
57	68	39.1	3247	33.1	111	37.4	5390	30.7	57	72	32.6	3365	27.5	125	30.1	6009	24.2
58	59	40.2	2943	34.2	93	38.8	5410	32.1	58	49	33.1	3262	28.4	118	31.2	6207	25.3
59	84	41.6	3230	35.3	85	40.0	6154	33.7	59	77	34.0	3067	29.1	124	32.5	6305	26.4

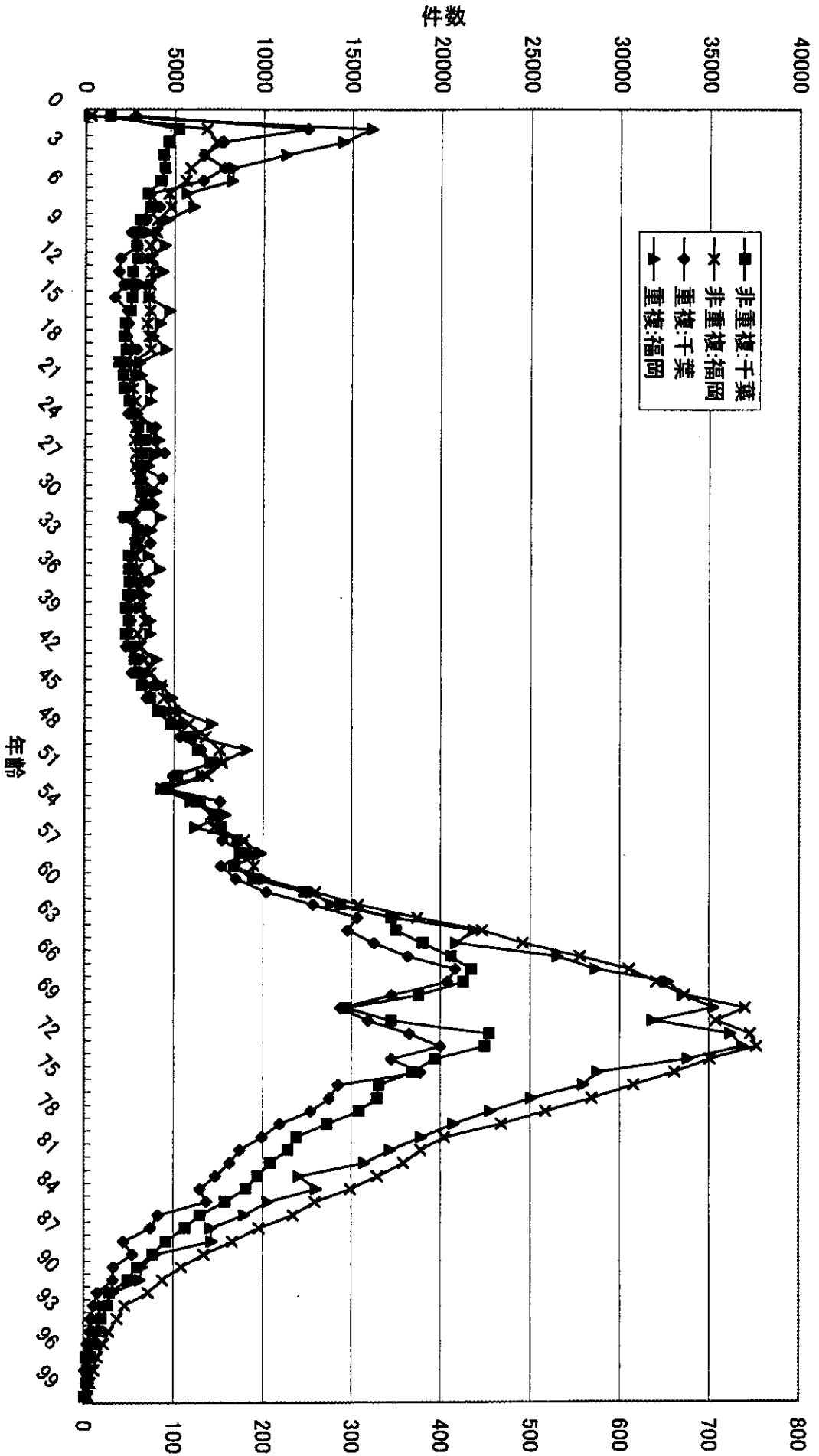
添付表1つづき

男女別 重複・非重複別 年齢分布 (絶対度数と累積相対度数%)

千葉					福岡												
年齢	男性		女性		年齢	男性				女性							
	重複	非重複	重複	非重複		重複	非重複	重複	非重複	重複	非重複						
60	76	43.0	4379	38.9	127	41.9	7877	35.8	60	96	35.1	3935	30.1	158	34.0	9000	28.0
61	102	44.8	5493	38.9	154	44.2	8819	38.1	61	95	36.2	4917	31.4	181	35.8	10432	29.8
62	136	47.2	6958	41.4	170	46.7	10232	40.8	62	130	37.7	6229	32.9	218	37.9	12455	32.0
63	137	49.7	7496	44.2	158	49.0	9968	43.4	63	197	40.0	8487	35.1	240	40.2	13790	34.4
64	154	52.4	8123	47.1	171	51.5	10825	46.3	64	165	41.9	9685	37.5	252	42.7	14883	37.0
65	166	55.4	9011	50.4	197	54.4	11520	49.3	65	260	44.9	11146	40.3	270	45.3	16612	39.9
66	194	58.8	9366	53.8	222	57.7	12312	52.5	66	265	47.9	12194	43.4	308	48.3	18314	43.1
67	175	61.9	9218	57.1	232	61.1	12015	55.7	67	306	51.5	13163	46.7	348	51.7	18875	46.4
68	169	64.9	8269	60.1	176	63.7	10470	58.4	68	315	55.1	13834	50.2	355	55.1	19778	49.9
69	152	67.6	6743	62.5	135	65.7	7943	60.5	69	321	58.8	15391	54.1	384	58.9	21621	53.7
70	146	70.2	7946	65.4	172	68.2	9239	62.9	70	289	62.1	15016	57.9	348	62.3	20361	57.3
71	164	73.2	10002	69.0	201	71.2	12666	66.3	71	325	65.9	15983	61.9	399	66.1	21288	61.0
72	183	76.4	9815	72.6	216	74.4	12610	69.6	72	338	69.8	16308	66.1	399	70.0	21341	64.7
73	158	79.2	8227	75.6	186	77.1	11398	72.6	73	337	73.7	15056	69.9	339	73.3	19986	68.2
74	154	82.0	7412	78.3	223	80.4	10960	75.5	74	270	76.8	13731	73.3	305	76.3	19333	71.6
75	137	84.4	6540	80.6	147	82.6	9956	78.1	75	225	79.4	12209	76.4	334	79.6	18554	74.9
76	124	86.6	6600	83.0	150	84.8	9806	80.6	76	221	81.9	11322	79.3	280	82.3	17109	77.9
77	108	88.5	6123	85.3	145	86.9	9254	83.1	77	193	84.2	10137	81.8	262	84.8	15705	80.6
78	91	90.1	5540	87.3	127	88.8	8042	85.2	78	182	86.3	9367	84.2	232	87.1	14018	83.1
79	93	91.8	4739	89.0	105	90.3	7083	87.0	79	192	88.5	8388	86.3	186	88.9	11793	85.1
80	70	93.0	4711	90.7	103	91.8	6636	88.8	80	161	90.3	7868	88.3	182	90.7	10998	87.1
81	77	94.4	4173	92.2	85	93.1	6179	90.4	81	157	92.2	7582	90.2	157	92.2	10329	88.9
82	69	95.6	3909	93.6	77	94.2	5758	91.9	82	118	93.5	6875	91.9	122	93.4	9570	90.5
83	51	96.5	3630	94.9	78	95.4	5362	93.3	83	118	94.9	6136	93.5	142	94.8	8770	92.1
84	51	97.5	2985	96.0	85	96.6	4849	94.6	84	89	95.9	5232	94.8	116	95.9	7683	93.4
85	32	98.0	2456	96.9	50	97.3	3980	95.6	85	91	97.0	4593	96.0	88	96.8	7077	94.7
86	32	98.6	2089	97.7	42	98.0	3505	96.6	86	64	97.7	3795	96.9	77	97.5	5954	95.7
87	16	98.9	1605	98.2	28	98.4	2928	97.3	87	68	98.5	3026	97.7	74	98.2	5208	96.6
88	19	99.2	1324	98.7	35	98.9	2486	98.0	88	30	98.8	2303	98.3	49	98.7	4369	97.4
89	13	99.4	989	99.1	20	99.2	1948	98.5	89	29	99.2	1891	98.8	36	99.1	3517	98.0
90	10	99.6	743	99.4	22	99.5	1688	98.9	90	19	99.4	1410	99.1	44	99.5	2960	98.5
91	8	99.8	516	99.5	7	99.6	886	99.2	91	17	99.6	1132	99.4	16	99.6	2453	98.9
92	4	99.8	398	99.7	7	99.7	932	99.4	92	12	99.7	706	99.6	10	99.7	1576	99.2
93	3	99.9	306	99.8	5	99.8	671	99.6	93	9	99.8	543	99.7	4	99.8	1306	99.4
94	3	99.9	200	99.9	4	99.9	490	99.7	94	5	99.9	381	99.8	12	99.9	1004	99.6
95	1	100.0	144	99.9	3	99.9	400	99.8	95	4	99.9	328	99.9	3	99.9	752	99.8
96	1	100.0	88	100.0	3	99.9	287	99.9	96	2	99.9	176	99.9	1	99.9	578	99.9
97	0	100.0	49	100.0	1	100.0	152	99.9	97	2	100.0	134	100.0	4	100.0	415	99.9
98	1	100.0	53	100.0	2	100.0	120	100.0	98	2	100.0	70	100.0	3	100.0	263	100.0
99	0	100.0	23	100.0	1	100.0	91	100.0	99	1	100.0	64	100.0	0	100.0	154	100.0

添付グラフ1

年齢別重複、非重複受診絶対数の分布



添付表2

年齢別重複・非重複割合

千葉							福岡						
男性			女性				男性			女性			
年齢	重複	非重複	重複割合	重複	非重複	重複割合	年齢	重複	非重複	重複割合	重複	非重複	重複割合
0	22	686	3.1073	33	649	4.8387	0	4	134	2.8986	0	135	0.0000
1	135	2798	4.6028	114	2368	4.5931	1	172	3634	4.5192	150	3129	4.5746
2	93	2443	3.6672	60	2176	2.6834	2	160	3871	3.9692	129	3440	3.6145
3	68	2328	2.8381	64	1998	3.1038	3	127	3507	3.4948	98	3193	2.9778
4	78	2267	3.3262	77	2135	3.4810	4	90	3111	2.8116	75	2753	2.6521
5	69	2206	3.0330	62	1970	3.0512	5	90	2906	3.0040	74	2694	2.6734
6	38	1879	1.9823	34	1582	2.1040	6	63	2459	2.4980	50	2189	2.2331
7	46	1928	2.3303	36	1674	2.1053	7	71	2548	2.7110	50	2190	2.2321
8	32	1577	1.9888	36	1459	2.4080	8	49	2069	2.3135	42	1951	2.1074
9	24	1464	1.6129	27	1481	1.7905	9	40	2109	1.8613	30	1870	1.5789
10	33	1472	2.1927	25	1348	1.8208	10	56	1853	2.9335	33	1744	1.8571
11	21	1487	1.3926	18	1395	1.2739	11	34	1965	1.7009	33	1748	1.8529
12	16	1369	1.1552	21	1247	1.6562	12	61	1954	3.0273	25	1741	1.4156
13	22	1285	1.6832	21	1253	1.6484	13	34	1988	1.6815	29	1632	1.7459
14	20	1340	1.4706	13	1232	1.0442	14	48	1897	2.4679	23	1622	1.3982
15	24	1269	1.8561	23	1228	1.8385	15	58	1904	2.9562	36	1714	2.0571
16	33	1137	2.8205	15	1090	1.3575	16	50	1718	2.8281	33	1732	1.8697
17	27	1061	2.4816	19	1079	1.7304	17	45	1759	2.4945	30	1788	1.6502
18	30	1033	2.8222	27	1204	2.1933	18	55	1785	2.9891	35	1850	1.8568
19	22	809	2.6474	22	1039	2.0735	19	33	1194	2.6895	28	1505	1.8265
20	23	858	2.6107	33	1236	2.6005	20	24	1169	2.0117	38	1579	2.3500
21	23	917	2.4468	22	1226	1.7628	21	36	1155	3.0227	38	1484	2.4967
22	27	929	2.8243	24	1483	1.5926	22	34	1169	2.8263	39	1602	2.3766
23	15	984	1.5015	33	1612	2.0061	23	22	1040	2.0716	36	1613	2.1831
24	38	1108	3.3159	40	1828	2.1413	24	31	1156	2.6116	44	1664	2.5761
25	23	1137	1.9828	47	1947	2.3571	25	36	1026	3.3898	46	1723	2.6003
26	36	1089	3.2000	52	2084	2.4345	26	32	975	3.1778	46	1873	2.3971
27	21	1091	1.8885	38	2039	1.8296	27	22	1000	2.1526	49	1834	2.6022
28	30	1067	2.7347	56	1996	2.7290	28	24	1013	2.3144	40	1963	1.9970
29	38	1164	3.1614	36	1983	1.7831	29	32	1076	2.8881	47	2031	2.2618
30	27	1156	2.2823	49	2164	2.2142	30	30	1013	2.8763	39	2075	1.8448
31	15	849	1.7361	27	1355	1.9537	31	32	965	3.2096	52	1752	2.8825
32	36	1100	3.1690	33	1784	1.8162	32	30	1033	2.8222	44	1900	2.2634
33	33	1134	2.8278	40	1670	2.3392	33	17	1080	1.5497	40	1967	1.9930
34	20	1000	1.9608	30	1414	2.0776	34	28	1106	2.4691	43	1731	2.4239
35	20	982	1.9960	35	1462	2.3380	35	34	1096	3.0088	49	1821	2.6203
36	28	986	2.7613	43	1481	2.8215	36	16	1102	1.4311	43	1718	2.4418
37	20	1016	1.9305	31	1379	2.1986	37	29	1216	2.3293	38	1768	2.1041
38	30	981	2.9674	21	1307	1.5813	38	30	1233	2.3753	33	1836	1.7657
39	20	1050	1.8692	31	1366	2.2190	39	29	1398	2.0322	44	1945	2.2122
40	21	995	2.0669	26	1294	1.9697	40	33	1215	2.6442	40	1730	2.2599
41	23	1028	2.1884	23	1411	1.6039	41	27	1344	1.9694	31	1755	1.7357
42	33	1284	2.5057	26	1459	1.7508	42	31	1448	2.0960	49	1885	2.5336
43	20	1281	1.5373	32	1613	1.9453	43	30	1597	1.8439	39	2073	1.8466
44	33	1450	2.2252	43	1720	2.4390	44	35	1941	1.7713	51	2294	2.1748
45	29	1594	1.7868	40	2054	1.9102	45	42	2016	2.0408	55	2402	2.2385
46	44	1849	2.3244	45	2213	1.9929	46	56	2143	2.5466	50	2821	1.7416
47	50	2148	2.2748	56	2633	2.0826	47	75	2540	2.8681	67	3253	2.0181
48	64	2610	2.3934	42	3302	1.2560	48	48	3019	1.5650	74	3719	1.9510
49	59	2681	2.1533	71	3609	1.9293	49	70	3173	2.1585	111	4338	2.4949
50	50	3057	1.6093	92	3932	2.2863	50	69	3236	2.0877	82	4427	1.8186
51	42	2136	1.9284	56	3036	1.8111	51	51	2858	1.7532	80	3969	1.9758
52	34	1905	1.7535	57	2720	2.0526	52	39	1875	2.0376	47	2704	1.7085
53	62	2611	2.3195	89	3812	2.2815	53	54	2474	2.1361	64	3776	1.6667
54	67	2813	2.3264	82	4434	1.8158	54	65	2659	2.3862	92	4379	2.0577
55	62	2931	2.0715	90	4641	1.9023	55	49	2662	1.8075	75	4550	1.6216
56	61	3255	1.8396	92	5242	1.7248	56	68	3191	2.0865	108	5718	1.8538
57	68	3247	2.0513	111	5390	2.0178	57	72	3365	2.0949	125	6009	2.0378
58	59	2943	1.9654	93	5410	1.6900	58	49	3262	1.4799	118	6207	1.8656
59	84	3230	2.5347	85	6154	1.3624	59	77	3067	2.4491	124	6305	1.9288

添付表2つづき
年齢別重複・非重複割合

年齢	千葉						福岡						
	男性			女性			男性			女性			
	重複	非重複	重複割合	重複	非重複	重複割合	64 重複	非重複	重複割合	重複	非重複	重複割合	
60	76	4379	1.7059	127	7877	1.5867	60	96	3935	2.3815	158	9000	1.7253
61	102	5493	1.8231	154	8819	1.7163	61	95	4917	1.8955	181	10432	1.7055
62	136	6958	1.9171	170	10232	1.6343	62	130	6229	2.0443	218	12455	1.7202
63	137	7496	1.7948	158	9968	1.5603	63	197	8487	2.2685	240	13790	1.7106
64	154	8123	1.8606	171	10825	1.5551	64	165	9685	1.6751	252	14883	1.6650
65	166	9011	1.8089	197	11520	1.8813	65	260	11146	2.2795	270	16612	1.5993
66	194	9366	2.0293	222	12312	1.7712	66	265	12194	2.1270	308	18314	1.6540
67	175	9218	1.8631	232	12015	1.8943	67	306	13163	2.2719	348	18875	1.8103
68	169	8269	2.0028	176	10470	1.6532	68	315	13834	2.2263	355	19778	1.7633
69	152	6743	2.2045	135	7943	1.6712	69	321	15391	2.0430	384	21621	1.7451
70	146	7946	1.8043	172	9239	1.8276	70	289	15016	1.8883	348	20361	1.6804
71	164	10002	1.6132	201	12666	1.5621	71	325	15983	1.9929	399	21288	1.8398
72	183	9815	1.8304	216	12610	1.6841	72	338	16308	2.0305	399	21341	1.8353
73	158	8227	1.8843	186	11398	1.6057	73	337	15056	2.1893	339	19986	1.6679
74	154	7412	2.0354	223	10960	1.9941	74	270	13731	1.9284	305	19333	1.5531
75	137	6540	2.0518	147	9956	1.4550	75	225	12209	1.8096	334	18554	1.7683
76	124	6600	1.8441	150	9806	1.5066	76	221	11322	1.9146	280	17109	1.6102
77	108	6123	1.7333	145	9254	1.5427	77	193	10137	1.8683	262	15705	1.6409
78	91	5540	1.6161	127	8042	1.5547	78	182	9367	1.9060	232	14018	1.6281
79	93	4739	1.9247	105	7083	1.4608	79	192	8388	2.2378	186	11793	1.5527
80	70	4711	1.4641	103	6636	1.5284	80	161	7868	2.0052	182	10998	1.6279
81	77	4173	1.8118	85	6179	1.3570	81	157	7582	2.0287	157	10329	1.4972
82	69	3909	1.7345	77	5758	1.3196	82	118	6875	1.6874	122	9570	1.2588
83	51	3630	1.3855	78	5362	1.4338	83	118	6136	1.8868	142	8770	1.5934
84	51	2985	1.6798	85	4849	1.7227	84	89	5232	1.6726	116	7683	1.4874
85	32	2456	1.2862	50	3980	1.2407	85	91	4593	1.9428	88	7077	1.2282
86	32	2089	1.5087	42	3505	1.1841	86	64	3795	1.6585	77	5954	1.2767
87	16	1605	0.9870	28	2928	0.9472	87	68	3026	2.1978	74	5208	1.4010
88	19	1324	1.4147	35	2486	1.3883	88	30	2303	1.2859	49	4369	1.1091
89	13	989	1.2974	20	1948	1.0163	89	29	1891	1.5104	36	3517	1.0132
90	10	743	1.3280	22	1688	1.2865	90	19	1410	1.3296	44	2960	1.4647
91	8	516	1.5267	7	886	0.7839	91	17	1132	1.4795	16	2453	0.6480
92	4	398	0.9950	7	932	0.7455	92	12	706	1.6713	10	1576	0.6305
93	3	306	0.9709	5	671	0.7396	93	9	543	1.6304	4	1306	0.3053
94	3	200	1.4778	4	490	0.8097	94	5	381	1.2953	12	1004	1.1811
95	1	144	0.6897	3	400	0.7444	95	4	328	1.2048	3	752	0.3974
96	1	88	1.1236	3	287	1.0345	96	2	176	1.1236	1	578	0.1727
97	0	49	0.0000	1	152	0.6536	97	2	134	1.4706	4	415	0.9547
98	1	53	1.8519	2	120	1.6393	98	2	70	2.7778	3	263	1.1278
99	0	23	0.0000	1	91	1.0870	99	1	64	1.5385	0	154	0.0000

