研究ノート

出生時平均余命格差の人口学的要因分解

——大阪府における相対的短命をめぐって——

大　谷　憲　司

はじめに

俗にいう平均寿命とは出生時平均余命のことである。出生時平均余命は年齢別死亡率から生命表関数として導かれ，ある時点における一定地域の死亡秩序を代表する生命表関数のひとつである。生命表関数における生存関数を $l(x)$ で表す。ここで，x は年齢であり，ω を年齢の上限とすると，$0 \leq x \leq \omega$ である。年齢 x 歳における平均余命［$\mathring{e}(x)$］は $\mathring{e}(x)=\dfrac{\int_x^w l(t)dt}{l(x)}$ である。したがって，出生時平均余命すなわち平均寿命は $\mathring{e}(0)=\dfrac{\int_0^w l(t)dt}{l(0)}$ である。なお，本稿では $l(0)$ (radix) は1に等しいとして扱うので，$\mathring{e}(0)=\int_0^w l(t)dt$ となる。

この出生時平均余命を国勢調査年について都道府県別に比較してみると[1)]，大阪府の男性の値は1985年，1990年ともに47都道府県中第46位であり，大阪府の女性のそれは1985年，1990年ともに最下位の第47位である。表1，2は，1965年から1990年までの各都道府県の相対的順位と絶対値を男女別に示している。東京都と大阪府を比較してみると，両者ともに次第に順位を下げてきているが，特に大阪府の順位低下が著しいことは明らかである。もちろんこの間出生時平均余命は男女とも大阪府でも一貫して伸長してきているから，他県の伸長がより大きかったのである。

1990年の数値に限定すれば，大阪府の男性の出生時平均余命は75.02年，女性のそれは81.16年である。同じ年の東京都の男性の値は76.35年，女性の値は82.09年である。また，男性で1位，女性で4位の長野県では，男性で77.44年，女性で82.71年である。大阪府との格差は男性で2.42年に達しており，女性でも1.55年の差がある。女性で1位，男性で5位の沖縄県では男性が76.67年，女性が84.47年となっている。沖縄県の女性の出生時平均余命が際立って高くなっているとはいえ大阪府との格差は3.31年となっている。このよう

1）厚生省（1992）参照。

表１　都道府県別出生時平均余命：男性，1965−1990年

順位	1965年		1970年		1975年		1980年		1985年		1990年	
1	東京	69.84	東京	71.30	東京	73.19	神奈川	74.52	沖縄	76.34	長野	77.44
2	京都	69.18	京都	71.08	神奈川	72.95	沖縄	74.52	長野	75.91	福井	76.84
3	神奈川	69.05	神奈川	70.85	京都	72.63	長野	74.50	福井	75.64	岐阜	76.72
4	愛知	69.00	愛知	70.74	長野	72.40	東京	74.46	香川	75.61	神奈川	76.70
5	岐阜	68.90	岐阜	70.69	愛知	72.39	香川	74.28	東京	75.60	沖縄	76.67
6	岡山	68.68	岡山	70.69	静岡	72.32	福井	74.24	神奈川	75.59	静岡	76.58
7	三重	68.61	長野	70.46	岡山	72.25	岡山	74.21	岐阜	75.53	新潟	76.49
8	広島	68.61	兵庫	70.32	福井	72.21	京都	74.20	静岡	75.48	千葉	76.46
9	長野	68.45	静岡	70.31	岐阜	72.18	岐阜	74.13	愛知	75.44	京都	76.39
10	兵庫	68.29	奈良	70.29	沖縄	72.15	静岡	74.10	京都	75.39	石川	76.38
11	静岡	68.21	三重	70.23	広島	72.04	愛知	74.08	滋賀	75.34	山形	76.37
12	大阪	68.02	福井	70.18	奈良	72.00	千葉	73.85	島根	75.30	群馬	76.36
13	奈良	67.97	大阪	70.16	千葉	71.99	三重	73.83	石川	75.28	滋賀	76.36
14	福井	67.96	広島	70.15	香川	71.91	埼玉	73.79	岡山	75.28	東京	76.35
15	愛媛	67.81	香川	69.95	埼玉	71.88	群馬	73.72	千葉	75.27	愛知	76.32
16	島根	67.77	石川	69.77	兵庫	71.82	広島	73.69	熊本	75.24	岡山	76.32
17	和歌山	67.75	滋賀	69.66	三重	71.75	滋賀	73.61	埼玉	75.20	埼玉	76.31
18	千葉	67.71	千葉	69.61	山梨	71.66	熊本	73.61	広島	75.19	宮城	76.29
19	香川	67.67	島根	69.54	石川	71.63	石川	73.48	宮城	75.11	熊本	76.27
20	山梨	67.56	宮城	69.49	大阪	71.60	奈良	73.43	群馬	75.11	山梨	76.26
21	北海道	67.46	和歌山	69.48	島根	71.55	宮城	73.40	山梨	75.02	広島	76.22
22	鹿児島	67.36	山梨	69.42	滋賀	71.51	島根	73.38	山形	74.99	奈良	76.15
23	群馬	67.34	埼玉	69.38	宮城	71.50	兵庫	73.31	三重	74.87	島根	76.15
24	福岡	67.32	福岡	69.32	北海道	71.46	新潟	73.29	奈良	74.87	富山	76.14
25	山口	67.30	鳥取	69.29	鳥取	71.42	富山	73.27	新潟	74.83	香川	76.09
26	宮城	67.29	北海道	69.26	福岡	71.41	山梨	73.26	大分	74.82	三重	76.03
27	埼玉	67.26	愛媛	69.26	熊本	71.36	大分	73.21	富山	74.81	大分	75.98
28	滋賀	67.26	群馬	69.22	和歌山	71.25	愛媛	73.16	愛媛	74.75	愛媛	75.82
29	新潟	67.18	富山	69.18	愛媛	71.25	山形	73.12	北海道	74.50	山口	75.74
30	鳥取	67.18	山口	69.16	群馬	71.23	佐賀	73.09	兵庫	74.47	福島	75.71
31	熊本	67.18	新潟	69.07	山口	71.20	鳥取	73.02	山口	74.45	北海道	75.67
32	石川	67.14	熊本	69.06	新潟	71.14	福岡	72.99	鳥取	74.40	茨城	75.67
33	茨城	66.99	大分	68.99	富山	71.11	北海道	72.96	宮崎	74.39	鳥取	75.66
34	高知	66.94	佐賀	68.83	佐賀	71.10	大阪	72.96	福島	74.38	兵庫	75.59
35	宮崎	66.93	山形	68.71	大分	71.03	山口	72.96	栃木	74.36	徳島	75.47
36	大分	66.83	徳島	68.56	山形	70.96	福島	72.90	茨城	74.35	佐賀	75.45
37	富山	66.70	福島	68.52	宮崎	70.75	栃木	72.86	徳島	74.35	宮崎	75.45
38	徳島	66.69	宮崎	68.40	長崎	70.74	和歌山	72.79	佐賀	74.32	高知	75.44
39	佐賀	66.69	茨城	68.32	福島	70.71	茨城	72.78	岩手	74.27	岩手	75.43
40	山形	66.49	栃木	68.30	徳島	70.71	宮崎	72.77	和歌山	74.19	鹿児島	75.39
41	栃木	66.47	長崎	68.17	栃木	70.61	岩手	72.72	福岡	74.19	栃木	75.38
42	福島	66.46	鹿児島	68.14	茨城	70.58	徳島	72.54	秋田	74.12	秋田	75.29
43	長崎	66.29	岩手	68.03	鹿児島	70.54	鹿児島	72.53	長崎	74.09	福岡	75.24
44	岩手	65.87	高知	68.02	岩手	70.27	秋田	72.48	鹿児島	74.09	和歌山	75.23
45	秋田	65.39	青森	67.82	高知	70.20	長崎	72.41	高知	74.04	長崎	75.14
46	青森	65.32	秋田	67.56	秋田	70.17	高知	72.20	大阪	74.01	大阪	75.02
47	*沖縄	—	*沖縄	—	青森	69.69	青森	71.41	青森	73.05	青森	74.18

＊沖縄返還前のため国勢調査，人口動態統計の対象外。

表 2　都道府県別出生時平均余命：女性，1965—1990年

順位	1965年		1970年		1975年		1980年		1985年		1990年	
1	東　京	74.70	岡　山	76.37	沖　縄	78.96	沖　縄	81.72	沖　縄	83.70	沖　縄	84.47
2	神奈川	74.08	神奈川	75.97	東　京	77.89	高　知	79.98	島　根	81.60	島　根	83.09
3	静　岡	74.07	東　京	75.96	神奈川	77.85	岡　山	79.78	熊　本	81.47	熊　本	82.85
4	岡　山	74.03	静　岡	75.88	岡　山	77.76	香　川	79.64	静　岡	81.37	長　野	82.71
5	広　島	73.93	広　島	75.80	静　岡	77.64	静　岡	79.62	岡　山	81.31	岡　山	82.70
6	京　都	73.75	京　都	75.66	島　根	77.53	神奈川	79.55	香　川	81.28	新　潟	82.50
7	愛　知	73.67	兵　庫	75.63	広　島	77.48	広　島	79.51	神奈川	81.22	静　岡	82.47
8	和歌山	73.57	鳥　取	75.44	鳥　取	77.45	東　京	79.49	山　口	81.16	山　口	82.46
9	兵　庫	73.48	香　川	75.44	福　岡	77.44	鳥　取	79.45	長　野	81.13	高　知	82.44
10	鳥　取	73.39	福　岡	75.44	山　梨	77.43	長　野	79.44	鳥　取	81.11	山　梨	82.39
11	三　重	73.32	愛　媛	75.41	京　都	77.30	愛　媛	79.43	東　京	81.09	広　島	82.38
12	高　知	73.32	山　梨	75.38	山　口	77.27	島　根	79.42	福　井	81.01	福　井	82.36
13	大　阪	73.30	島　根	75.37	兵　庫	77.13	熊　本	79.37	愛　媛	81.01	神奈川	82.35
14	愛　媛	73.30	千　葉	75.33	香　川	77.12	山　梨	79.21	高　知	80.97	富　山	82.35
15	千　葉	73.29	山　口	75.33	千　葉	77.07	京　都	79.19	山　梨	80.94	鳥　取	82.33
16	山　梨	73.29	宮　城	75.30	宮　城	77.00	福　井	79.18	広　島	80.94	宮　崎	82.30
17	宮　城	73.19	三　重	75.29	長　野	77.00	山　口	79.14	佐　賀	80.94	石　川	82.24
18	香　川	73.16	愛　知	75.28	愛　媛	76.91	千　葉	79.07	福　岡	80.91	愛　媛	82.24
19	福　岡	73.11	長　野	75.22	熊　本	76.89	三　重	79.07	石　川	80.89	千　葉	82.19
20	岐　阜	73.03	大　阪	75.21	三　重	76.84	佐　賀	79.02	千　葉	80.88	福　岡	82.19
21	島　根	73.01	和歌山	75.19	佐　賀	76.83	新　潟	78.97	山　形	80.86	佐　賀	82.17
22	山　口	72.98	奈　良	75.16	福　井	76.81	富　山	78.93	新　潟	80.86	宮　城	82.15
23	奈　良	72.89	石　川	75.04	和歌山	76.81	石　川	78.88	宮　崎	80.84	香　川	82.13
24	福　井	72.87	福　井	75.04	宮　崎	76.77	宮　城	78.85	長　崎	80.81	山　形	82.10
25	北海道	72.82	高　知	74.99	新　潟	76.76	兵　庫	78.84	富　山	80.80	長　崎	82.10
26	長　野	72.81	熊　本	74.97	奈　良	76.76	宮　崎	78.84	岩　手	80.69	鹿児島	82.10
27	鹿児島	72.71	岐　阜	74.96	北海道	76.74	愛　知	78.73	宮　城	80.69	東　京	82.09
28	佐　賀	72.65	佐　賀	74.85	大　分	76.73	埼　玉	78.68	京　都	80.68	大　分	82.08
29	熊　本	72.60	富　山	74.78	愛　知	76.63	長　崎	78.67	埼　玉	80.65	京　都	82.07
30	茨　城	72.52	滋　賀	74.75	埼　玉	76.61	奈　良	78.65	滋　賀	80.63	三　重	82.01
31	滋　賀	72.48	北海道	74.73	石　川	76.58	秋　田	78.64	三　重	80.61	福　島	81.95
32	埼　玉	72.45	青　森	74.68	大　阪	76.57	滋　賀	78.64	大　分	80.58	岩　手	81.93
33	宮　崎	72.45	大　分	74.66	富　山	76.56	岩　手	78.59	徳　島	80.56	徳　島	81.93
34	栃　木	72.44	新　潟	74.65	鹿児島	76.53	北海道	78.58	愛　知	80.51	北海道	81.92
35	石　川	72.40	埼　玉	74.62	青　森	76.50	山　形	78.58	北海道	80.42	群　馬	81.90
36	群　馬	72.38	宮　崎	74.62	高　知	76.50	大　分	78.54	兵　庫	80.40	奈　良	81.89
37	新　潟	72.19	鹿児島	74.62	滋　賀	76.47	徳　島	78.48	群　馬	80.39	滋　賀	81.88
38	徳　島	72.14	群　馬	74.50	長　崎	76.46	岐　阜	78.47	鹿児島	80.34	秋　田	81.80
39	大　分	72.07	山　形	74.46	群　馬	76.42	和歌山	78.47	岐　阜	80.31	埼　玉	81.75
40	長　崎	72.06	福　島	74.46	岐　阜	76.41	福　島	78.46	秋　田	80.29	和歌山	81.70
41	福　島	72.04	茨　城	74.43	山　形	76.35	群　馬	78.46	奈　良	80.27	岐　阜	81.69
42	富　山	72.04	長　崎	74.37	福　島	76.35	鹿児島	78.44	福　島	80.25	兵　庫	81.64
43	山　形	71.94	徳　島	74.30	栃　木	76.31	青　森	78.39	和歌山	80.13	愛　知	81.63
44	青　森	71.77	栃　木	74.27	岩　手	76.20	大　阪	78.36	栃　木	79.98	茨　城	81.59
45	岩　手	71.58	秋　田	74.14	茨　城	76.12	茨　城	78.35	茨　城	79.97	青　森	81.49
46	秋　田	71.24	岩　手	74.13	徳　島	76.00	福　岡	78.21	青　森	79.90	栃　木	81.30
47	*沖　縄	—	*沖　縄	—	秋　田	75.86	栃　木	78.13	大　阪	79.84	大　阪	81.16

* 沖縄返還前のため国勢調査，人口動態統計の対象外。

な出生時平均余命の格差はどのような人口学的要因によって引き起こされているのであろうか？　同じ様に大都市化した東京都と大阪府の間においてさえこのような差が生じているのはなぜであろうか？

図1は，1990年について，全国の男女出生時平均余命から各都道府県の男女値がどれほど乖離しているのかを示している。男性では，第47位である青森県についで大阪府の寿命の相対的な短さが明らかである。それに対し沖縄県，長野県の寿命の長さが際立っている。また，東京都の出生時平均余命は全国値の男性76.39年，女性82.07年にかなり近い値となっている。次に，60歳時における平均余命を同様に都道府県別に比較してみると（図2），全体の散らばりはかなり縮小するが，大阪府では女性についてはもちろん男性の値も青森県の値に近づいている。したがって，大阪府における出生時平均余命の短さはそのかなりの部分が60歳以上の死亡力の大きさに起因していると想像される。

本稿では，1990年における大阪府の男女別出生時平均余命と年齢別死因別死亡秩序を東京都，沖縄県，長野県のそれぞれの値と比較することによって大阪府とそれぞれの都県の間の出生時平均余命格差の人口学的要因を明らかにしよう。

図1　出生時平均余命の全国値からの乖離，1990年

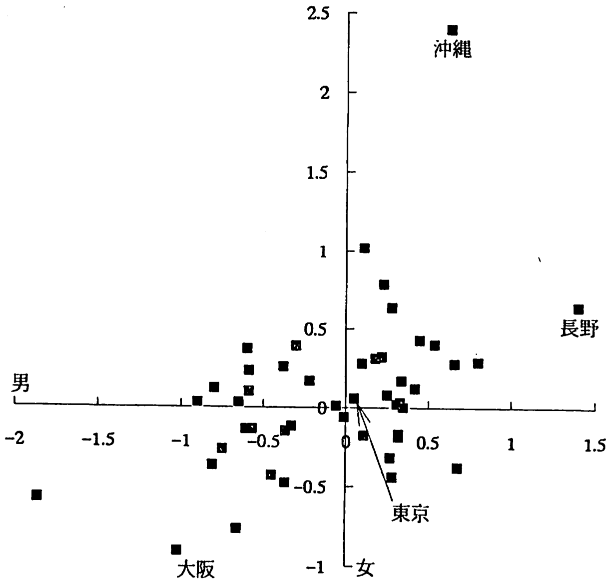
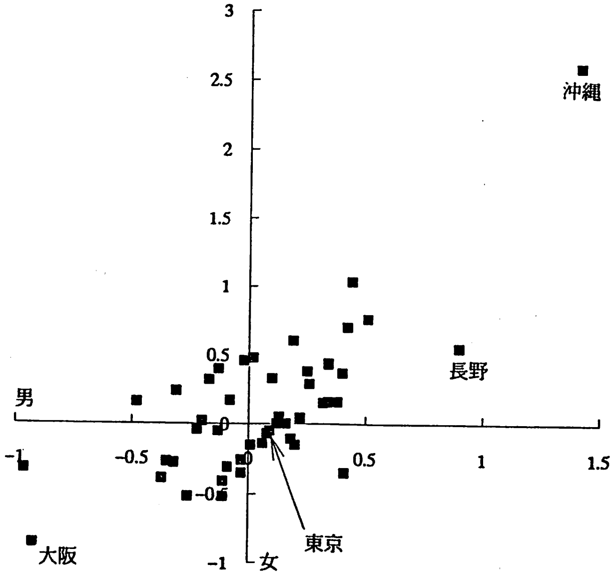


図 2　60歳時平均余命の全国値からの乖離，1990年



年齢別死亡力および年齢別死因別死亡力が出生時平均余命に与える影響

関数 $\mu(x)$ を死亡力（force of mortality）と呼び，$\mu(x)=-\frac{d}{dx}\ln\ l(x)$ と定義される。すなわち，死亡力は瞬間的な死亡ハザードである。この死亡力の格差が出生時平均余命に対してどのような影響を与えるのかが問題となる。2つの異なった死亡秩序の生命表関数を下付番号（1と2）によって区別し，$\mu_2(x)$ について $\mu_2(x)=\mu_1(x)+\phi(x)$ と仮定しよう。そうすると，$\phi(x)$ が十分に小さい場合には，死亡秩序間の出生時平均余命格差は次のように表される。

$$
\begin{aligned}
\mathring{e}_2(0)-\mathring{e}_1(0)&=\int_0^{\omega}[l_2(x)-l_1(x)]dx\\
&=\int_0^{\omega}(e^{-\int_0^x \mu_2(t)dt}-e^{-\int_0^x \mu_1(t)dt})dx\\
&=\int_0^{\omega}(e^{-\int_0^x \mu_1(t)dt}e^{-\int_0^x \phi(t)dt}-e^{-\int_0^x \mu_1(t)dt})dx\\
&=\int_0^{\omega}l_1(x)(e^{-\int_0^x \phi(t)dt}-1)dx\\
&\fallingdotseq -\int_0^{\omega}l_1(x)(\int_0^x \phi(t)dt)dx
\end{aligned}
$$

$$= -\mathring{e}_1(0)\bar{\Phi}(x) \tag{1}$$

ここで，$\Phi(x)=\int_0^x \phi(t)dt$ として，$\bar{\Phi}(x)=\dfrac{\int_0^w l_1(x)\Phi(x)dx}{\int_0^w l_1(x)dx}$ である。$\phi(x)=\theta$，すなわち各年齢における死亡力の差が一定であるとすると，Keyfitz(1977) が示すように $\mathring{e}_2(0)-\mathring{e}_1(0)=-\theta\mathring{e}_1(0)\bar{x}$ となる。ここで，$\bar{x}$ は生存関数 $l_1(x)$ で示される静止人口の平均年齢である。この方法は死亡力格差全体の出生時平均余命に対する寄与を示してはいるが，各年齢における死亡力格差のそれぞれの寄与を明らかにしていない。

特定の年齢層における死亡力格差の出生時平均余命差に与える寄与を測定するためには，その年齢層における死亡力格差以外の要因によって生ずる $l(x)$ の差を取り除く必要がある。そこで，高橋（1983）は，小林（1963）の方法を参考としつつ，$\mathring{e}_2(0)-\mathring{e}_1(0)=E(0,\alpha)+E(\alpha,\beta)+E(\beta,\omega)$ という要因分解を行った。ここで，α，β は $0\leq\alpha<\beta\leq\omega$ という関係を満たす年齢であり，

$$E(0,\alpha)=\int_0^\omega[l_2(x)-l_1(x)]dx-\left(\frac{l_1(\alpha)}{l_2(\alpha)}\int_\alpha^\omega l_2(x)dx-\int_\alpha^\omega l_1(x)dx\right) \tag{2}$$

$$E(\alpha,\beta)=\left(\frac{l_1(\alpha)}{l_2(\alpha)}\int_\alpha^\omega l_2(x)dx-\int_\alpha^\omega l_1(x)dx\right)-\left(\frac{l_1(\beta)}{l_2(\beta)}\int_\beta^\omega l_2(x)dx-\int_\beta^\omega l_1(x)dx\right) \tag{3}$$

$$E(\beta,\omega)=\frac{l_1(\beta)}{l_2(\beta)}\int_\beta^\omega l_2(x)dx-\int_\beta^\omega l_1(x)dx \tag{4}$$

という関係がある。これら3個の式の中でもっとも一般的なのは式(3)であり，式(2)，式(4)が式(3)から導かれる。

Arriaga (1984) も，生存関数の格差が平均余命に与える影響を要因分解する方法を提示している。それによれば，たとえば α 歳と β 歳の間における死亡力格差が年齢 x 歳における平均余命に与える影響は，直接効果，間接効果，交互作用効果の3種類に分類することができる。ここで，直接効果とは問題となっている年齢区間 $[\alpha,\beta]$ における死亡力格差によって生じた $[\alpha,\beta]$ での平均生存年数の差である。α 歳と β 歳の間における平均生存年数[2] を $\mathring{e}(\alpha,\beta)$ とすると，$\mathring{e}(\alpha,\beta)=\dfrac{\int_\alpha^\beta l(x)dx}{l(\alpha)}$ であり，年齢 x 歳における平均余命に与える直接効果 $DE(\alpha,\beta;x)$ は次のように表される。

$$DE(\alpha,\beta;x)=\frac{l_1(\alpha)}{l_1(x)}[\mathring{e}_2(\alpha,\beta)-\mathring{e}_1(\alpha,\beta)] \tag{5}$$

また，間接効果とは年齢区間 $[\alpha,\beta]$ における死亡力格差のみが原因となって生じた β 歳以降における平均生存年数の増加分を指す。注意しなければならないのはこの間接効果には β 歳以降における死亡力格差の影響は全く含まれていないことである。したがって，

2）Arriaga (1984) はこれを temporary life expectancy と呼んでいる。

この間接変果を $IDE(\alpha,\ \beta\,;\ x)$ とすると，それは次のように表される。

$$IDE(\alpha,\ \beta\,;\ x)=\left(\frac{l_1(\alpha)}{l_1(x)}\frac{l_2(\beta)}{l_2(\alpha)}-\frac{l_1(\beta)}{l_1(x)}\right)\mathring{e}_1(\beta) \tag{6}$$

さらに，年齢区間 $[\alpha,\ \beta]$ における死亡力格差と β 歳以降における死亡力格差の交互作用効果がある。これは，β 歳以降にもう一方の死亡秩序で経験される平均生存年数増加分 $\left[\left(\frac{l_1(\alpha)}{l_1(x)}\frac{l_2(\beta)}{l_2(\alpha)}-\frac{l_1(\beta)}{l_1(x)}\right)\mathring{e}_2(\beta)\right]$ から上記の間接効果を除いたものとして定義される。したがって，交互作用効果 $ITE(\alpha,\ \beta\,;\ x)$ は，

$$ITE(\alpha,\ \beta\,;\ x)=\left(\frac{l_1(\alpha)}{l_1(x)}\frac{l_2(\beta)}{l_2(\alpha)}-\frac{l_1(\beta)}{l_1(x)}\right)[\mathring{e}_2(\beta)-\mathring{e}_1(\beta)] \tag{7}$$

となる[3]。これらの諸効果とも α 歳での生存関数 $l_2(\alpha)$ が $l_1(\alpha)$に等しくなるように $l_2(\beta)$ に $\frac{l_1(\alpha)}{l_2(\alpha)}$ を掛けることによって調整されていることに注意しなければならない。また，これら３効果の合計を $E(\alpha,\ \beta\,;\ x)$ と表すことにしよう。

出生時平均余命に対する年齢区間 $[\alpha,\ \beta]$ における死亡力格差の直接効果，間接効果，交互作用効果はそれぞれ $DE(\alpha,\ \beta\,;\ 0)$，$IDE(\alpha,\ \beta\,;\ 0)$，$ITE(\alpha,\ \beta\,;\ 0)$ となる。ところで，$\mathring{e}(\alpha,\ \beta)=\frac{\int_\alpha^\beta l(x)dx}{l(\alpha)}$，$\mathring{e}(\beta)=\frac{\int_\beta^w l(x)dx}{l(\beta)}$ を代入して３効果を合計すると，

$$E(\alpha,\ \beta\,;\ 0)=\frac{l_1(\alpha)}{l_2(\alpha)}\int_\alpha^\omega l_2(x)dx-\frac{l_1(\beta)}{l_2(\beta)}\int_\beta^\omega l_2(x)dx-\int_\alpha^\beta l_1(x)dx \tag{8}$$

となる。これは式(3)に等しい。

先述の $\mu_2(x)=\mu_1(x)+\phi(x)$ において $\alpha\leq x\leq\beta$ の時には $\phi(x)=\theta$ であると仮定し，$\beta=\alpha+\varDelta\alpha$ としよう。$\int_\alpha^{\alpha+\varDelta\alpha} l_1(x)e^{-\theta(x-\alpha)}dx\doteqdot e^{-\frac{\theta\varDelta\alpha}{2}}\int_\alpha^{\alpha+\varDelta\alpha} l_1(x)dx$ とすると，

$$DE(\alpha,\ \alpha+\varDelta\alpha\,;\ 0)\doteqdot(e^{-\frac{\theta\varDelta\alpha}{2}}-1)\int_\alpha^{\alpha+\varDelta\alpha} l_1(x)\,dx \tag{9}$$

$$IDE(\alpha,\ \alpha+\varDelta\alpha\,;\ 0)=(e^{-\theta\varDelta\alpha}-1)\left(l_1(\alpha)\mathring{e}_1(\alpha)-\int_\alpha^{\alpha+\varDelta\alpha} l_1(x)dx\right) \tag{10}$$

$$ITE(\alpha,\ \alpha+\varDelta\alpha\,;0)\doteqdot(e^{-\theta\varDelta\alpha}-1)\left[e^{\theta\varDelta\alpha}l_1(\alpha)\mathring{e}_2(\alpha)-l_1(\alpha)\mathring{e}_1(\alpha)+(1-e^{\frac{\theta\varDelta\alpha}{2}})\int_\alpha^{\alpha+\varDelta\alpha} l_1(x)\,dx\right] \tag{11}$$

$$E(\alpha,\ \alpha+\varDelta\alpha\,;\ 0)=(1-e^{\theta\varDelta\alpha})l_1(\alpha)\mathring{e}_2(\alpha)+(e^{\frac{\theta\varDelta\alpha}{2}}-1)\int_\alpha^{\alpha+\varDelta\alpha} l_1(x)dx \tag{12}$$

となる。さらに，θ が十分に小さい場合には，２次以上の θ のべき乗を無視することによって $e^{-\theta\varDelta\alpha}-1\doteqdot-\theta\varDelta\alpha$，$1-e^{\theta\varDelta\alpha}\doteqdot-\theta\varDelta\alpha$，と表すことができるので，

3）最後の年齢区間を $[\beta,\ \omega]$ とすると，この区間については間接効果と交互作用効果はゼロとなる。

$$DE(\alpha,\ \alpha+\Delta\alpha\,;\ 0)\doteqdot-\frac{\theta\Delta\alpha}{2}\int_{\alpha}^{\alpha+\Delta\alpha}l_1(x)dx \tag{13}$$

$$IDE(\alpha,\ \alpha+\Delta\alpha\,;\ 0)\doteqdot-\theta\Delta\alpha\left(l_1(\alpha)\mathring{e}_1(\alpha)-\int_{\alpha}^{\alpha+\Delta\alpha}l_1(x)dx\right) \tag{14}$$

$$ITE(\alpha,\ \alpha+\Delta\alpha\,;\ 0)\doteqdot-\theta\Delta\alpha l_1(\alpha)(\mathring{e}_2(\alpha)-\mathring{e}_1(\alpha)) \tag{15}$$

$$E(\alpha,\ \alpha+\Delta\alpha\,;\ 0)\doteqdot-\theta\Delta\alpha l_1(\alpha)\mathring{e}_2(\alpha)+\frac{\theta\Delta\alpha}{2}\int_{\alpha}^{\alpha+\Delta\alpha}l_1(x)dx \tag{16}$$

となる。また，$\Delta\alpha$ をも十分に小さくとって，$\int_{\alpha}^{\alpha+\Delta\alpha}l_1(x)dx\doteqdot\Delta\alpha l_1(\alpha)$ とし，$\Delta\alpha$ の2次以上の項を無視すると，$E(\alpha,\ \alpha+\Delta\alpha\,;\ 0)\doteqdot-\theta\Delta\alpha l_1(\alpha)\mathring{e}_2(\alpha)$ となり，$[0,\ \omega]$ で積分することによって，

$$\mathring{e}_2(0)-\mathring{e}_1(0)=\int_0^{\omega}[\mu_1(x)-\mu_2(x)]l_1(x)\mathring{e}_2(x)dx \tag{17}$$

という式が導出される。これは Pollard (1986) によって別途導かれた関係に等しい。Pollard (1986) は，$M(x)=\int_0^x\mu(t)dt=-\ln l(x)$であることから，

$$\mathring{e}_2(0)-\mathring{e}_1(0)=\int_0^{\infty}(e^{M_1(x)-M_2(x)}-1)l_1(x)dx \tag{18}$$

を導き，$l_1(x)=-\frac{d}{dx}l_1(x)\mathring{e}_1(x)$ であることを利用して式(18)を部分積分して

$$\mathring{e}_2(0)-\mathring{e}_1(0)=\int_0^{\infty}[\mu_1(x)-\mu_2(x)]e^{M_1(x)-M_2(x)}l_1(x)\mathring{e}_1(x)dx \tag{19}$$

を得た。式(19)から式(17)が求められ，さらに下付番号を入れ替えることによって

$$\mathring{e}_2(0)-\mathring{e}_1(0)=\int_0^{\omega}[\mu_1(x)-\mu_2(x)]l_2(x)\mathring{e}_1(x)dx \tag{20}$$

が得られることを Pollard (1986) は示した。Pollard (1986) は，式(17)と式(20)における死亡力格差に対するそれぞれの重み，すなわち，$l_2(x)\mathring{e}_1(x)$ と $l_1(x)\mathring{e}_2(x)$ のどちらかをとるのがより望ましいという理由はないとして，両者の算術平均を重みとして用いることを提案している。したがって，$\mathring{e}_2(0)-\mathring{e}_1(0)=\int_0^{\omega}[\mu_1(x)-\mu_2(x)]w(x)dx$。ここで，$w(x)=\frac{1}{2}[l_2(x)\mathring{e}_1(x)+l_1(x)\mathring{e}_2(x)]$ である。

しかし，このような重み付けを行うことは，前述の交互作用効果をゼロとみなすことに等しく，それ自体恣意的な設定である。したがって，本稿では(9)-(16)によって出生時平均余命格差に対する年齢別死因別死亡力格差の寄与を測定することにする。まず年齢別死亡力格差の効果を測定するが，そのためには式(9)-(12)がそのまま用いられる。次に年齢別死因別死亡力格差の効果の測定には式(13)-(16)を用いる。これは，各年齢における死因別死亡力が相互に独立であると仮定すると，k 番目の死因による死亡力を $\mu^k(x)$ とすれば，$\mu(x)=\sum_k\mu^k(x)$ である関係を要因分解に利用できるからである。この関係を用いれば各年齢における全死因に基づくそれぞれの効果を各死因別のそれぞれの効果の和として表すこと

ができる。すなわち，死因 k における全効果，直接効果，間接効果，交互作用効果を E_k, DE_k, IDE_k, ITE_k とすると，$E=\sum_k E_k$, $DE=\sum_k DE_k$, $IDE=\sum_k IDE_k$, $ITE=\sum_k ITE_k$ となる。

本稿では，年齢別死亡力格差の影響を95歳未満の各歳についてまず計算し，次に E（全効果）についての年齢別死因別死亡力格差による影響を5歳未満では各歳で，5歳以上95歳未満では各5歳階級ごとに計算する。なお，DE, IDE, ITE のそれぞれの死因別要因分解については本稿では省略する。いままでの議論は連続な関数を前提としてきたが現実の計算には離散的なモデルを必要とする。そこで，各年齢階層のある1時点において死亡が集中して生ずると仮定することにする。まず，5歳未満の各歳については，Chiang の a（各歳において死亡した者のその1年間の平均生存年数）において死亡が集中的に生じたとする。また，5歳以上95歳未満の年齢階級については，各年齢階級の中央において死亡が集中的に生ずるものと仮定して計算する。また，死亡の集中する時点における死亡力の大きさを各歳については μ_x と表し，5歳階級については ${}_5\mu_x$ と表すことにする。ここで x とは当該年齢階級の基点となる年齢である。そして，それぞれ $\mu_x=\int_0^1 \mu(x+t)dt=-\ln\frac{l(x+1)}{l(x)}$, ${}_5\mu_x=\int_0^5 \mu(x+t)dt=-\ln\frac{l(x+5)}{l(x)}$ として求められる。

したがって，年齢を i とし，離散的生存関数 l_i, 離散的平均余命 $\mathring{e}_i$, 離散的年齢別静止人口 $L_i(\fallingdotseq\int_0^1 l(i+t)dt)$ を用い，下付番号でグループ分けを行うと，年齢各歳別死亡力格差の効果に関する要因分解の和はそれぞれ次のような式によって得られる。ただし，前記のように $i\geqq 5$ の場合には $a_{i,1}=0.5$ と仮定している。

$$E=\sum_{i=0}^{94}(1-e^{\mu_{i,2}-\mu_{i,1}})[(1-a_{i,1})l_{i,1}\mathring{e}_{i,2}+a_{i,1}l_{i+1,1}\mathring{e}_{i+1,2}]$$

$$+\sum_{i=0}^{94}(e^{\frac{\mu_{i,2}-\mu_{i,1}}{2}}-1)[(1-a_{i,1})L_{i,1}+a_{i,1}L_{i+1,1}] \tag{21}$$

$$DE=\sum_{i=0}^{94}(e^{-\frac{\mu_{i,2}-\mu_{i,1}}{2}}-1)[(1-a_{i,1})L_{i,1}+a_{i,1}L_{i+1,1}] \tag{22}$$

$$IDE=\sum_{i=0}^{94}(e^{-(\mu_{i,2}-\mu_{i,1})}-1)[(1-a_{i,1})(l_{i,1}\mathring{e}_{i,1}-L_{i,1})+a_{i,1}(l_{i+1,1}\mathring{e}_{i+1,1}-L_{i+1,1})] \tag{23}$$

$$ITE=\sum_{i=0}^{94}(e^{-(\mu_{i,2}-\mu_{i,1})}-1)[(1-a_{i,1})(e^{\mu_{i,2}-\mu_{i,1}}l_{i,1}\mathring{e}_{i,2}-l_{i,1}\mathring{e}_{i,1}+(1-e^{\frac{\mu_{i,2}-\mu_{i,1}}{2}})L_{i,1})$$

$$+a_{i,1}(e^{\mu_{i,2}-\mu_{i,1}}l_{i+1,1}\mathring{e}_{i+1,2}-l_{i+1,1}\mathring{e}_{i+1,1}+(1-e^{\frac{\mu_{i,2}-\mu_{i,1}}{2}})L_{i+1,1})] \tag{24}$$

また，各年齢階級別の死因別死亡力格差の効果（先述のように全効果についてのみ扱う）は次のように求められる。

$$E=\sum_{i=0}^{4}\sum_{k}(\mu_{i}{}^{k}{}_{,1}-\mu_{i}{}^{k}{}_{,2})\left[(1-a_{i,1})(l_{i,1}\mathring{e}_{i,2}-\frac{1}{2}L_{i,1})+a_{i,1}(l_{i+1,1}\mathring{e}_{i+1,2}-\frac{1}{2}L_{i+1,1})\right]$$
$$+\sum_{i=1}^{18}\sum_{k}\frac{1}{2}({}_{5}\mu_{i}{}^{k}{}_{,1}-{}_{5}\mu_{i}{}^{k}{}_{,2})\left[l_{5i+2,1}\mathring{e}_{5i+2,2}+l_{5i+3,1}\mathring{e}_{5i+3,2}\right.$$
$$\left.-\sum_{j=0}^{4}(L_{5i+2+j,1}+L_{5i+3+j,1})\right] \tag{25}$$

ここで，k は死因の種類を表している。

本稿における計算では，年齢別死因別死亡率計算のために厚生省大臣官房統計情報部管理企画課普及相談室を通して入手した人口動態統計保管表データを用いている。このデータでは都道府県別年齢別死因別死亡率が5歳未満については各歳別に，そして5歳以上については5歳階級別にのみ得られる。このため，死因別死亡力格差の効果の測定が5歳以上において5歳階級別にしか計算できなかった。また，厚生省（1992）の場合と同様に，死亡率計算における分子の年齢別死因別死亡数は1989年，1990年，1991年の合計を用い，分母は国勢調査データと人口動態統計から1990年7月1日現在の年齢別人口を推定しそれを3倍して用いた。なお，生命表の計算には厚生省（1992）とは若干異なる方法を使用した。

結果と考察

前節の方法によってまず年齢別死亡力のそれぞれの出生時平均余命格差に与える寄与を計算してみた。東京都，長野県，沖縄県のそれぞれの出生時平均余命から大阪府の出生時平均余命をマイナスした値を用いて[4)]，年齢別死亡力の寄与を各歳について男女別に図示すると図3 a-3 f のようになる。全体的にみて，年齢別死亡力寄与のほとんどが間接効果に由来するものであることがわかる。直接効果と交互作用効果は全効果の大きい高齢者において若干の貢献を示しているにすぎない。このことは各年齢階層における死亡力格差がその他の条件を一定とした場合のその後の平均生存年数の変動を通して出生時平均余命差を生じさせていることを示している。年齢増加とともに死亡力格差が増大する場合には交互作用効果の比重が増大するが，その傾向は大阪府と沖縄県の女性の比較において相対的にはっきりと現れている。この両者の出生時平均余命差がもっとも大きいことを考えると特徴的な現象である。

男女とも50歳以上での大阪府の相対的に高い死亡力が他県との出生時平均余命格差に大

4）すなわち，先述の $\mu_{i,1}$ を大阪府の年齢別死亡力，$\mu_{i,2}$ をその他の都県の死亡力とする。

図 3 a 出生時平均余命差に対する寄与，男性：東京—大阪，1990年

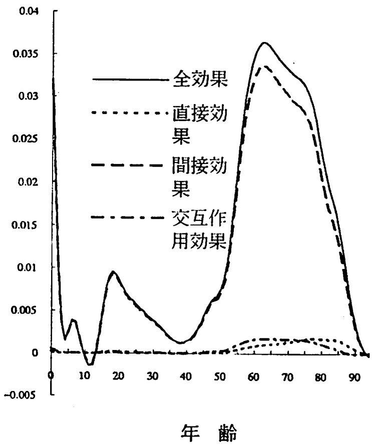


図 3 b 出生時平均余命差に対する寄与，女性：東京—大阪，1990年

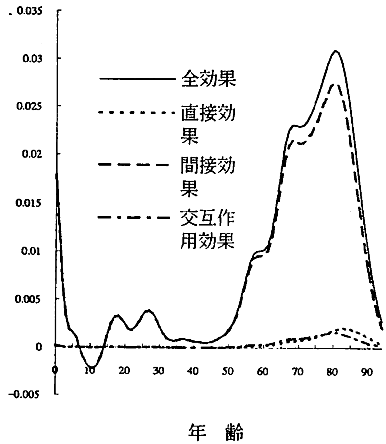


図 3 c 出生時平均余命差に対する寄与，男性：沖縄—大阪，1990年

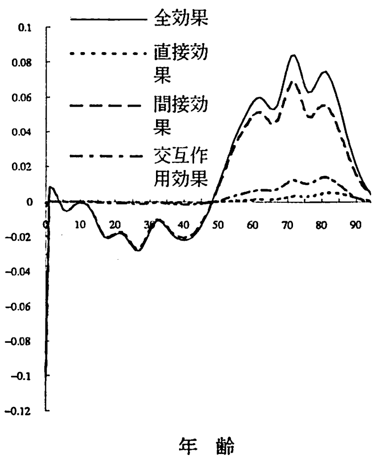


図 3 d 出生時平均余命差に対する寄与，女性：沖縄—大阪，1990年

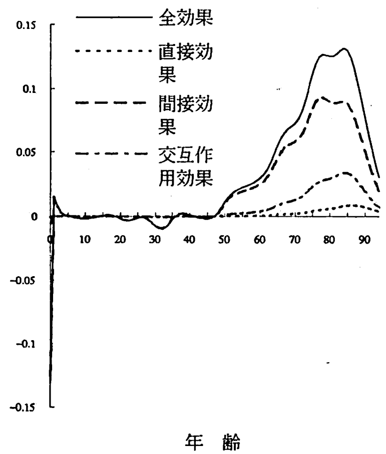


図3e　出生時平均余命差に対する寄与，男性：長野―大阪，1990年

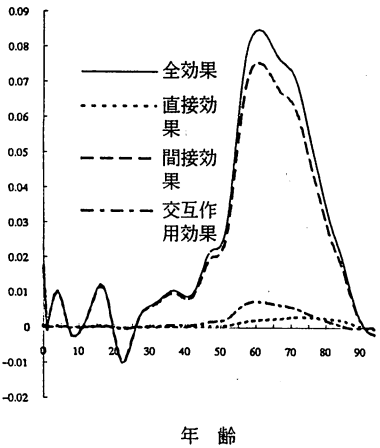
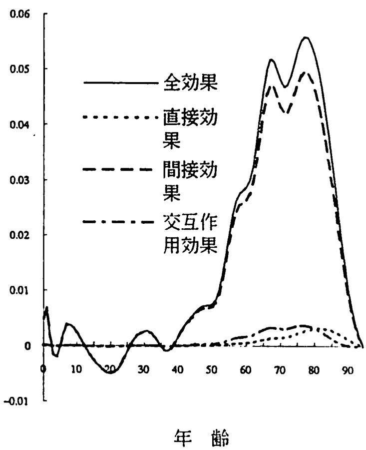


図3f　出生時平均余命差に対する寄与，女性：長野―大阪，1990年



きく貢献していたことが明らかである。沖縄県との比較では沖縄県における0歳児の死亡力の相対的な高さが大阪府との平均余命格差を縮小させる方向に働いており，特に男性では15歳から45歳の間も大阪府に有利な状況にあるにもかかわらず，50歳以上の死亡力格差が大阪府の出生時平均余命を相対的に低くとどめている。ただし，男性に関する長野県との比較では，沖縄県の場合と異なり，10歳近辺を除いて20歳未満においても大阪府の死亡力が高く沖縄県との比較以上に大阪府との出生時平均余命差が生じている。

東京都との比較では，やはり50歳以上における死亡力差の貢献が支配的である。なお，50歳以下の年齢でも，大阪府の年齢別死亡力が東京都に比べて出生時平均余命を引き上げる方向に働くことはほとんどなかったことがわかる。また，0歳児における死亡力は東京都より大阪府でかなり高くなっている。男性の10代，20代において大阪府の死亡力が東京都に比べて大きくなっていることに注目する必要がある。なぜこのような格差があるのであろうか？　また，なぜ，50歳以上の死亡力が大阪府ではかくも高いのであろうか？

そこで，年齢別死因別死亡力の出生時平均余命格差に与える影響について検討してみよう。先述の方法にしたがって，東京都，長野県，沖縄県のそれぞれの男女出生時平均余命と大阪府のそれとの差に対する主要な死因の死亡力の貢献の度合を測定した（図4a-4f）。ここで用いた死因は，1.悪性新生物（胃癌，肝臓癌，気管・肺癌，その他），2.糖尿

図４a　出生時平均余命差に対する死因別寄与，男性：東京―大阪，1990年

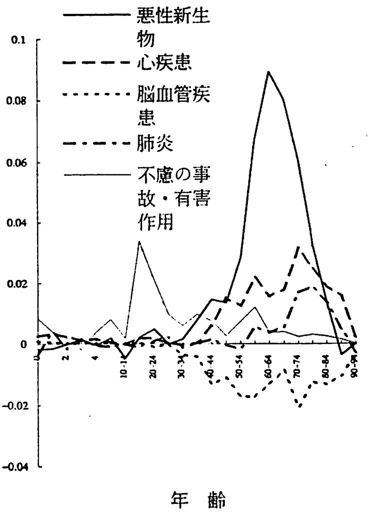


図４b　出生時平均余命差に対する死因別寄与，女性：東京―大阪，1990年

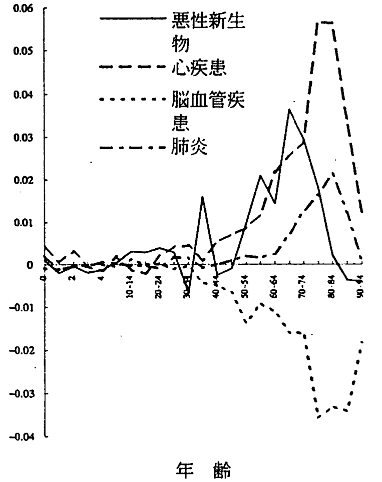


図４c　出生時平均余命差に対する死因別寄与，男性：沖縄―大阪，1990年

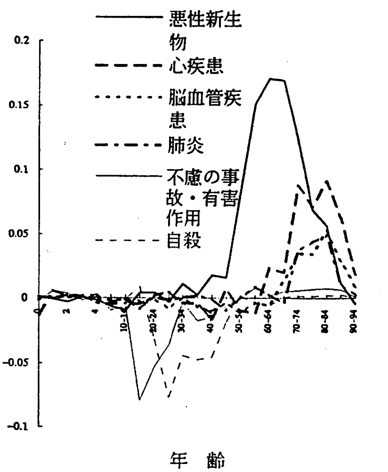


図４d　出生時平均余命差に対する死因別寄与，女性：沖縄―大阪，1990年

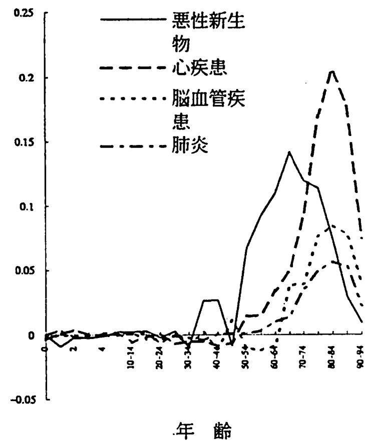


図4e　出生時平均余命差に対する死因別寄与，男性：長野―大阪，1990年

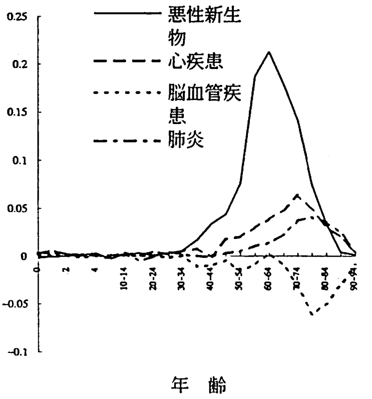
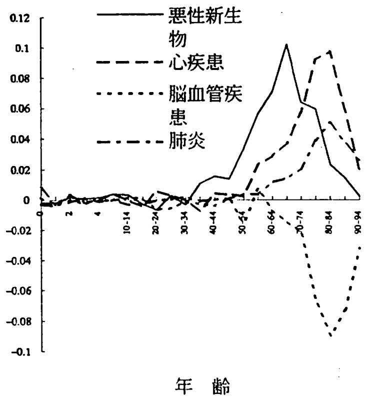


図4f　出生時平均余命差に対する死因別寄与，女性：長野―大阪，1990年



病，3.高血圧性疾患，4.心疾患（虚血性，その他），5.脳血管疾患，6.肺炎，7.気管支炎，8.慢性肝炎，9.腎炎・ネフローゼ症候群，10.老衰，11.不慮の事故・有害作用（自動車事故，その他），12.自殺，であった。ただし，図には主な死因に関する結果のみを示している。

まず，東京都と大阪府の比較を男性について見てみよう。図から明らかなように50歳代以上における東京都と大阪府の死亡力の差とそれに基づく出生時平均余命の差はまず第1にその年齢層における悪性新生物すなわち癌による死亡確率の違いに起因している。次に大きな効果を持つのはやはり50歳代以上における心疾患の頻度である。ただし，脳血管疾患については40歳代以上で大阪府の方が死亡力が低く出生時平均余命を相対的に低下させる役割を演じている。これは，塩分摂取と関係があるであろう。10歳代後半および20歳代前半における大阪府の男性の不慮の事故・有害作用が東京都に比べて出生時平均余命を縮めるのに貢献していることは興味深い。ここでの不慮の事故の大部分が自動車事故である。その出生時平均余命差に与える効果は悪性新生物に比べればわずかではあるが，大阪府における青少年の危険志向が反映されているようである。

女性についての東京都と大阪府の比較では，男性の場合とは異なり，70歳代前半までは悪性新生物と心疾患がほぼ同程度に大阪府の出生時平均余命を相対的に低下させているが，70歳代後半以降においては，心疾患が特に大阪府の女性の出生時平均余命を低下させ

るのに貢献している。悪性新生物は80歳以上ではむしろ東京都の出生時平均余命を相対的に低下させる方向に働いている。また，脳血管疾患については，男性の場合と同様に，30歳代以降で東京都の方が死亡力が大きくそれが東京都の出生時平均余命を大阪府のそれに比較して相対的に低下させる方向に働いている。特に，70歳以上においてはその効果が大きくなっており，心疾患によって拡大された東京都と大阪府の間の出生時平均余命差がかなり相殺されていることがわかる。

次に大阪府と沖縄県を比較してみよう。まず男性について検討しよう。ここでもやはり50歳代以上における悪性新生物の寄与が際立っている。また，70歳代以上における心疾患の寄与も東京都との比較以上に大きく貢献していることがわかる。また，東京都との場合とは対照的に，70歳以上で脳血管疾患は大阪府の出生時平均余命を沖縄県に比べて相対的に低下させている。また，沖縄県と比較すると大阪府で70歳以上での肺炎による死亡力が相対的に高くなっているが，これは男女ともにその他の都県との比較でも共通した現象である。他方，自動車事故を中心とする不慮の事故は10代，20代で沖縄県の方で死亡力が高くなっており，大阪府以上に沖縄県では若者の無謀な死の多いことがわかる。また，20代から40代にかけて沖縄県の男性の自殺は大阪府のそれを大きく上回っている。このふたつの要因が沖縄県と大阪府の間の男性の出生時平均余命差を若干相殺する働きを示している。

沖縄県と大阪府の女性の出生時平均余命差については，やはり心疾患の効果が60歳代以上においてかなり高く，特に70歳代以上では最大の要因となっている。一方，悪性新生物は50歳代および60歳代においてはもっとも高い寄与を示している。また，60歳代後半以降においては脳血管疾患も男性の場合と同様に大阪府の出生時平均余命を相対的に低下させる方向に働いている。しかし，男性の場合と異なって，沖縄県で若い世代の不慮の事故あるいは自殺が大阪府に比べて高い死亡力を示すということはない。

最後に大阪府と長野県の比較を行ってみよう。ここでも男性における両府県の出生時平均余命差にもっとも大きく貢献しているのは悪性新生物である。50歳代から80歳代にかけて心疾患が悪性新生物ほどではないが大阪府の出生時平均余命を相対的に低下させている。ただし，脳血管疾患の死亡力はやはり大阪府の方が低くなっている。また，東京都よりも長野県の高齢者における脳血管疾患による死亡力の高いことがわかる。

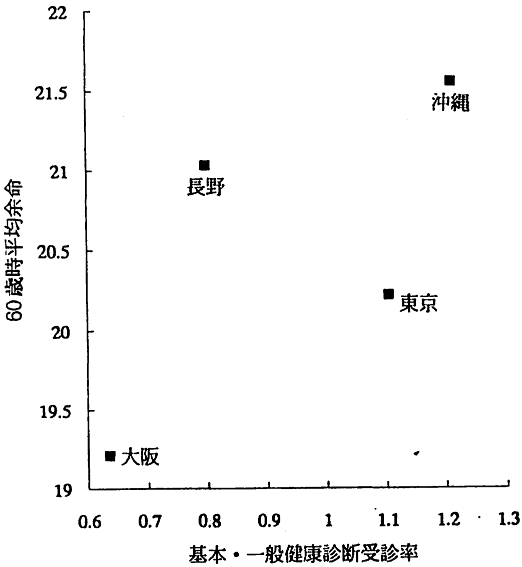
女性に関する大阪府と長野県の比較では，ここでもやはり心疾患がもっとも高い大阪府の出生時平均余命縮小効果を持っている。しかし，東京都や沖縄県との比較の場合と異なり，50歳代60歳代における悪性新生物の寄与もかなり高くなっている。さらに，70歳代以

上では，長野県における脳血管疾患の死亡力の相当な高さが両府県の間の出生時平均余命差をかなり縮小させる働きをしている。

以上の結果から，大阪府の出生時平均余命を相対的に低下させている主な人口学的要因は，その高齢者の死亡力の高さであることが明らかとなった。そこで，厚生省の「老人保健事業報告」に基づき，老人保健法による医療受給者証を受けている65歳以上のなかでの基本・一般健康診査受診者率と60歳時点における平均余命を比較してみよう。上記の４都道府県について男女別に示すと図５ａ，５ｂのようになる。ただし，基本・一般健康診査受診率は男女別の数字が得られないので男女ともに男女合計値を利用している。大阪府との比較に関する限り，60歳時平均余命のより長い他の３都県はなるほどより高い基本・一般健康診査受診率を記録している。たびたび指摘されるように，高齢者における検診率の低さは大阪府における高齢者成人病死亡率の高さと無関係ではないだろう[5]。

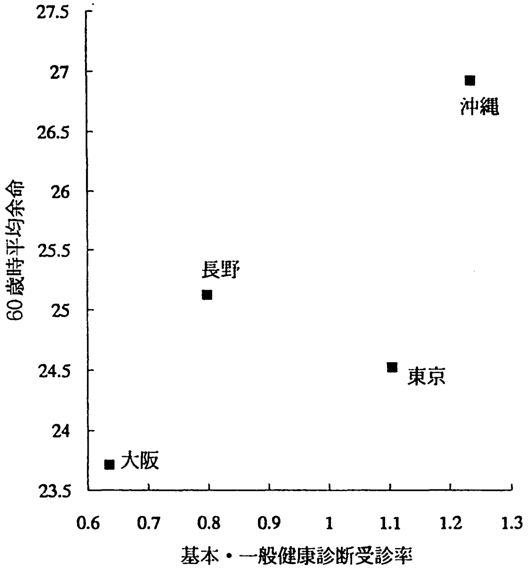
もし，50歳以上の大阪府の男性の死亡力が東京都のそれと等しくしかもその他の条件が同じであったなら（もちろんこの仮定は実際には現実的ではないが），大阪府の1990年の

図５ａ　60歳時平均余命と基本・一般健康
診査受診率の関係：男性，1990年



５）ただし，男女とも長野県と東京都との間には予想とは逆の関係があることに注意しなければならない。

図5b　60歳時平均余命と基本・一般健康診査受診率の関係：女性，1990年



男性の出生時平均余命は 76.11 年になったと推定される。これは同年のその他の府県の男性出生時平均余命を前提とすれば富山県についで第25位となる。また，同じく50歳以上の男性の死亡力が沖縄県のそれに等しくその他の条件が変わりなければ，大阪府の1990年男性出生時平均余命は 77.39年になったと推定される。この値は第１位の 長野県についで第２位となる。さらに，50歳以上の男性の死亡力が長野県のそれに等しくその他の条件を変えないと大阪府の 1990年男の出生時平均余命は 77.12年となり，これも長野県についで第２位を占める高さとなる。

男性の場合と同様に，大阪府の50歳以上の女性の死亡力が他の府県の値に等しくしかもその他の条件が同じであると仮定してみよう。まず，東京都の50歳以上の死亡力に等しいとすると，上記の仮定のもとでは 1990年の大阪府の女性の出生時平均余命は 81.99年となり三重県について第31位となっていたと想像される。また，沖縄県の50歳以上の死亡力に等しいと仮定すると，それは 84.64年となり全国第１位となる。長野県の 50歳以上の死亡力に等しいとすると，それは82.66年であり岡山県に続いて第６位程になる勘定である。

参考文献

Arriaga, E. E. 1984. Measuring and explaining the change in life expectancies. *Demography,* 21 : 83-96.

Keyfitz, N. 1977. *Applied Mathematical Demography,* Wiley.

Pollard, J. H. 1986. *Mortality, Expectation of Life and the Hungarian Experience,* Research Paper No. 304, School of Economics and Financial Studies. Macquarie University.

厚生省，1992，「平成２年都道府県別生命表」，『厚生の指標』，第39巻，第16号。

小林和正，1963，「平均寿命延長の意義，1950年および1964年の日本人男子生命表の 分析より」，『人類学雑誌』，第70巻，第３，４号。

高橋重郷，1982，「戦後のわが国の死亡水準の低下とその人口学的要因」，『人口問題研究』，第164号。