HOKUGA 北海学園学術情報リポジトリ

タイトル	標準偏差要因分解式の応用可能性
著者	木村,和範; KIMURA, Kazunori
引用	季刊北海学園大学経済論集,59(1):1-19
発行日	2011-06-30

標準偏差要因分解式の応用可能性

木 村 和 範

はじめに

- 1. 単一時点における標準偏差の要因分解
 - (1) 年齢階級別標準偏差
 - (2) 年齢階級別要因分解式
- 2. 2 時点間にかんする標準偏差の差の要因分解
 - (1) 総標準偏差の差の要因分解(その1)
 - (2) 総標準偏差の差の要因分解(その2)
- 3. 人口動態効果の計測指標
 - (1) 年齢階級別人口シェアの変動と年齢階級別標 準偏差の変動
 - (2) 余弦関数と人口動態効果
 - (3) 年齢階級別人口シェアの変動と年齢階級別標 準偏差の変動の数学的関係

おわりに

付表

付図

はじめに

単一時点における全年齢階級にかんする所得分布(総分布)は、標準偏差でその所得格差を統計的に計測できる。そして、この総分布を年齢階級別にグループ分けしたデータを用い、年齢階級ごとの要因分解によって、さらに格差分析を進めることができる。

他方で、2時点間における全年齢階級の所 得格差の増減をもとめ、その増減にたいする 年齢階級別の寄与を計測することができる。 このような統計的計測方法を一般に要因分解法と言い、とくに所得分布の研究分野においては、年齢階級別要因分解法と言う。この方法では、平均対数偏差や対数分散が使用されることが少なくない。年齢階級別の人口構成の変化が格差の拡大(縮小)にあたえる効果(人口動態効果とか年齢効果と言われる)を計測できるということがその理由である。

ところが、平均対数偏差と対数分散のいずれもが、原系列の対数変換を要する。対数変換は低額所得者層の所得変動を鋭敏に反映する手法であるが¹⁾、このことは逆に言えば、高額所得者層の所得変動には感度が低いことを意味する。このために、元の所得分布を変容することなく、しかも、平均対数偏差や対数分散が果たすと期待される機能に類似した機能を果たす測度があれば、それを採用するのが望ましい。このことから、原系列にたいする対数変換を必要としない、所得格差の指標として標準偏差に着目し、その要因分解式の誘導とその分解式を応用する格差分析のあ

¹⁾ Sen, Amartya, *On Economic Inequality*, Expanded Edn., with James E. Foster, Oxford 1997(鈴村興太郎・須賀晃一訳『不平等の経済学』 東洋経済新報社, 2000年, 36 頁以下).

り方を検討してきた²⁾。しかしながら、そこでは、人口構成の変化が所得格差の拡大(縮小)に果たす寄与(いわゆる人口動態効果)を計測するという点では、論述が不十分であった。そのため、本稿では、これまでに誘導してきた要因分解式に言及した後に、人口動態効果の統計的な計測手法にかんする試論を述べ、現実分析にたいする応用可能性の途を探る。

1. 単一時点における標準偏差の要因分解

(1) 年齢階級別標準偏差

第 i 年齢階級における所得分布の不偏標準偏差は σ_i は,次式で定義される不偏分散 σ_i^2 の平方根 $\sqrt{\sigma_i^2}$ としてあたえられる 3 。

$$\sigma_i^2 = \frac{1}{k_i - 1} \sum_{j=1}^{k_i} (i\chi_j - \overline{\chi_i})^2$$

ⁱx; : 第 *i* 年齢階級に落ちる世帯の 所得

ki:第i年齢階級を構成する世帯

数

xi : 第 i 年齢階級に落ちる世帯所

得の相加平均

すなわち,不偏標準偏差は次式であたえられる。

$$\sigma_{i} = \sqrt{\sigma_{i}^{2}}$$

$$= \sqrt{\frac{1}{k_{i}-1} \sum_{i=1}^{k_{i}} (^{i}x_{i} - \overline{x_{i}})^{2}}$$

$$(1)$$

これによって、年齢階級別の所得格差が計 測される⁴⁾。しかし、これは特定の年齢階級 だけを1つのグループにまとめたデータ系列にかんする分布の計測指標であるから、総標準偏差にたいする特定の年齢階級の寄与を計測するものではない。(1)式はあくまでも年齢階級別の分布尺度としての機能を果たすに過ぎない。この(1)式は、それぞれの年齢階級ごとの所得分布の相加平均を基準にして、当該年齢階級の所得格差を計測しているからである。

すべての年齢階級の所得分布を統一的基準によって計測することができれば、少なくとも(1)式によるよりは、年齢階級ごとの所得格差が比較可能になると期待される。この目的のために、「擬似標準偏差(pseudo-standard deviation)」を構想した。これは、全年齢階級の所得分布の相加平均(総平均) \overline{X} を基準にして、それと個々の世帯所得との偏差を計測し、その偏差二乗和の(有限修正項による)相加平均(すなわち、次式で定義される「擬似分散(pseudo-variance)」 $^{\rho}$ σ_i^2)の平方根である。年齢階級別の擬似分散は次式であたえられる。

$${}^{p}\sigma_{i}{}^{2} = \frac{1}{k_{i}-1} \sum_{j=1}^{k_{i}} ({}^{i}\chi_{j} - \overline{X})^{2}$$

したがって,年齢階級別擬似標準偏差は次 式で定義される。

(2) 式を用いれば、年齢階級別の所得分布が統一的基準によって計測することができる(付図1(a)(b),付図2(a)(b))。しかし、この(2) 式によっても、全年齢階級の所得分布にかんする総標準偏差にたいする年齢階級別の寄与を計測することはできない。次項で取り上げる年齢階級別要因分解式による必要がある。

(2) 年齢階級別要因分解式

総標準偏差 σ は

²⁾ ①木村和範「分散と標準偏差にかんするさまざまな分解式」『経済論集』(北海学園大学)第58巻第2号,2010年;②同「所得分布の要因分解」同,第58巻第4号,2011年(木村(2011))。

³⁾ 以下では、この不偏標準偏差を標準偏差と表記する。ミクロデータのようにレコード数が十分大きいときには、有限修正項を使用せずに k_i で割ってもとめた標準偏差でも同様の値が得られると期待できる。

⁴⁾ 木村(2011), pp.112ff.

$$\sigma = \sum_{i=1}^{m} \frac{k_i}{N} \sigma_i + \sum_{i=1}^{m} \frac{k_i}{N} (\sigma - \sigma_i)$$
(3)

σ:全年齢階級の所得分布の標準 偏差(総標準偏差)

σ_i:第 i 年齢階級の所得分布の標 準偏差

ki: 第 i 年齢階級の世帯数

m:年齢階級の個数 N:世帯総数 $\left(N = \sum_{i=1}^{m} k_i\right)$

と要因分解される⁵⁾。右辺第1項は級内変動,第2項は級間変動を示す。(3)式を全国消費 実態調査ミクロデータ(1989年・2004年、二人 以上世帯・単身世帯)に応用したところ,二人 以上世帯については標準偏差の9割強が,ま た単身世帯については8割強が,級内変動に よって説明できることが明らかになった⁶⁾。 他方で,総標準偏差にたいする年齢階級別の 寄与を考察するときに、あえて級内変動と級 間変動に要因分解する(3)式を採用するより も、年齢階級別の寄与分をより単純に計測で きる要因分解式を用いるほうが分りやすくて 望ましいという事情がある。

このために、標準偏差 σ の要因分解式を別に誘導することにした。それは以下のように誘導される。

$$\sigma = \sigma \cdot \frac{N}{N}$$

$$= \frac{\sigma}{N} \cdot \sum_{i=1}^{m} k_{i}$$

$$= \sum_{i=1}^{m} \frac{\sigma}{N} \cdot k_{i}$$

$$= \sum_{i=1}^{m} \frac{k_{i}}{N} \cdot \sigma$$
(4)

(4)式右辺の $\frac{k_i}{N}$ は総世帯に占める第i年齢階級の割合 $(\Lambda$ 口シェア)であるから,(4)式は,総標準偏差 σ が Λ 口シェアをウェイト

とする σ の積和に分解されることを示す 70 。 ここで、基準時点を 0、比較時点を t とおき、人口シェア $\frac{k_i}{N}$ を p_i とおくと、時点別の総標準偏差は以下のようになる。

基準時点:
$${}^{0}\sigma = \sum_{i=1}^{m} {}^{0}p_{i} \cdot {}^{0}\sigma$$
 (4)

比較時点:
$${}^t\sigma = \sum_{i=1}^m {}^tp_i \cdot {}^t\sigma$$
 (4)"

この(4)"式の tp_i (比較時点の人口シェア)の代わりに,基準時点の人口シェア 0p_i の値を代入すれば,比較時点における第 i 年齢階級の仮想的な寄与分は

$${}^{0}p_{i} \cdot {}^{t}\sigma \tag{5}$$

となる。(5)式を(4)"式に代入すれば、比較

7) 標準偏差の要因分解式 [(4)式] を誘導したと きと同様にすれば、分布の相加平均 ₹(総平均) を次のように年齢階級別に要因分解できる。

あらかじめ、全年齢階級の相加平均 \overline{x} と第j階級の相加平均 \overline{x} を定義しておく。

総平均 x は

$$\overline{x} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} x_i$$
 ①

であり、第j階級の相加平均 \overline{x} は

$$\overline{x_i} = \frac{1}{b} \sum_{i=1}^{k} x_i$$
 (2)

である。

②式より

$$k_{i}\overline{x_{i}} = \sum_{i=1}^{k_{i}} x_{i}$$

総個数 $N = \sum_{i=1}^{N} x_i$ は階級別の個数 $\sum_{j=1}^{k_j} x_j$ の総和であるから、

$$\sum_{i=1}^{N} \chi_{i} = \sum_{j=1}^{k_{1}} \chi_{j} + \sum_{j=1}^{k_{2}} \chi_{j} + \dots + \sum_{j=1}^{k_{m}} \chi_{j}$$
 (4)

④式に③式を代入すると,

$$\sum_{i=1}^{N} x_i = k_1 \overline{x_1} + k_2 \overline{x_2} + \dots + k_m \overline{x_m}$$

$$= \sum_{i=1}^{m} k_i \overline{x_i}$$
(5)

⑤式を①式に代入すると

$$\overline{x} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{m} k_i \overline{x_i}$$

$$= \sum_{i=1}^{m} \frac{k_i}{N} \overline{x_i}$$
(6)

を得る。この分解式は年齢階級別の所得格差分析 への応用可能性を内包している。

⁵⁾ 木村(2011), p.101f.

⁶⁾ 木村(2011), p.105。

	21 - 1 - 1 - 1 - 1 - 1		
	基準時点(実際)	比較時点(実際)	比較時点(仮想)
第 i 年齢階級の寄与	0 h; • 0 σ	$^{t}p_{i} \cdot {}^{t}o$	⁰ <i>p</i> _i • ^t σ

表1 年齢階級別の寄与とその変動

時点における全年齢階級の仮想的な総標準偏差 $t\sigma'$ は

$${}^{t}\sigma' = \sum_{i=1}^{m} {}^{0}p_{i} \cdot {}^{t}\sigma \tag{6}$$

となる。このとき,比較時点における実際の 総標準偏差 ${}^t\sigma$ と仮想的総標準偏差 ${}^t\sigma$ の間で

$$^{t}\sigma = ^{t}\sigma'$$

が成立する可能性は否定できない。他方で, つねにそれが成立することは期待できない。 すなわち,一般に(6)式は,(4)″式の値にか んする復元力がない。

しかしながら、比較時点において人口シェアが ${}^{0}p_{i}$ から ${}^{t}p_{i}$ へと変化したときに、あえて「人口シェアが基準時点と同一である」(時点を通じ ${}^{0}p_{i}$ のままである)と仮定して(5)式を応用し、年齢階級ごとに寄与分を計算すれば、第i年齢階級にかんする仮想的な寄与をもとめることができる(表1、付表3(a)(b)、付表4(a)(b)、付図3(a)(b)、付図4(a)(b))。

以上,(単一)時点別所得分布(全年齢階級)の 総標準偏差を年齢階級別に要因分解し,総標 準偏差にたいする年齢階級ごとの寄与を計測 する尺度を取り上げて,人口動態効果の計測 指標を考察してきた。

しかし、年齢階級別の寄与は、単一時点の所得分布においてしか見られないというものではない。基準時点(0)の総標準偏差を $^{\circ}\sigma$ 、比較時点(t)の総標準偏差を $^{t}\sigma$ としたときに、その差 $\Delta \sigma (=^{t}\sigma - ^{\circ}\sigma)$ にたいして果たす年齢階級別の寄与もあって、それは別途考察することが必要である。次に項を改めて、 $\Delta \sigma$ にたいするこの寄与を媒介として、総標準偏差の差(増減)で計測される格差の拡大もしくは縮小にたいする人口動態効果を検出するための計測指標を考察する。

2. 2 時点間にかんする標準偏差の差の 要因分解

(1) 総標準偏差の差の要因分解(その1)

基準時点を 0, 比較時点を t とおくと, 総標準偏差の要因分解式

$$\sigma = \sum_{i=1}^{m} \frac{k_i}{N} \cdot \sigma \tag{4} [再掲]$$

は、時点別に次のように表すことができる。

基準時点:
$${}^{0}\sigma = \sum_{i=1}^{m} \frac{{}^{0}k_{i}}{{}^{0}N} \cdot {}^{0}\sigma$$
 (7)

比較時点:
$${}^t\sigma = \sum_{i=1}^m \frac{{}^tk_i}{{}^tN} \cdot {}^t\sigma$$
 (8)

総標準偏差の差 $\Delta \sigma (=^t \sigma - {}^0 \sigma)$ は

$$\Delta \sigma = {}^t \sigma - {}^0 \sigma \tag{9}$$

である。ここで、(9)式に(7)式と(8)式を代 入すれば、

$$\Delta \sigma = {}^{t} \sigma - {}^{0} \sigma
= \sum_{i=1}^{m} \frac{{}^{t} k_{i}}{{}^{t} N} \cdot {}^{t} \sigma - \sum_{i=1}^{m} \frac{{}^{0} k_{i}}{{}^{0} N} \cdot {}^{0} \sigma$$
(10)

となる。このために、総標準偏差の差 $\Delta \sigma$ にたいする第 i 年齢階級の寄与 $\Delta \sigma_i$ は、

$$\varDelta \sigma_{i} = \frac{{}^{t}k_{i}}{{}^{t}N} \cdot {}^{t}\sigma - \frac{{}^{0}k_{i}}{{}^{0}N} \cdot {}^{0}\sigma \tag{11}$$

で計測される。

(2) 総標準偏差の差の要因分解(その2)

総標準偏差 σ は次式のようにも要因分解される。

$$\sigma = \sum_{i=1}^{m} \frac{k_i}{N} \sigma_i + \sum_{i=1}^{m} \frac{k_i}{N} (\sigma - \sigma_i)$$
 (3) [再掲

この(3)式右辺第1項は級内変動を示し、第2項は級間変動を示している。この(3)式についても、基準時点を0、比較時点をtで表わせば、総標準偏差の差 $\Delta \sigma (= t\sigma^{-0}\sigma)$ は、

表 2 総標準偏差の差にたいする 第 *i* 年齢階級の寄与

級内変動	$rac{{}^tk_i}{{}^tN}{}^t\sigma_i - rac{{}^0k_i}{{}^0N}{}^0\sigma_i$
級間変動	$\frac{{}^tk_i}{{}^tN}({}^t\sigma-{}^t\sigma_i)-\frac{{}^0k_i}{{}^0N}({}^0\sigma-{}^0\sigma_i)$

$$\Delta \sigma = {}^{t}\sigma - {}^{0}\sigma
= \left(\sum_{i=1}^{m} \frac{{}^{t}k_{i}}{{}^{t}N} {}^{t}\sigma_{i} - \sum_{i=1}^{m} \frac{{}^{0}k_{i}}{{}^{0}N} {}^{0}\sigma_{i}\right)
+ \left\{\sum_{i=1}^{m} \frac{{}^{t}k_{i}}{{}^{t}N} ({}^{t}\sigma - {}^{t}\sigma_{i}) - \sum_{i=1}^{m} \frac{{}^{0}k_{i}}{{}^{0}N} ({}^{0}\sigma - {}^{0}\sigma_{i})\right\}$$
(12)

となる⁸⁾。このために、総標準偏差の級内変動の差にたいする年齢階級別の寄与と級間変動の差にたいする寄与は、それぞれ表2で示すことができる。この表に示した分解式を用いれば、(11)式によるよりも詳細な分析が可能となる⁹⁾。

3. 人口動態効果の計測指標

(1) 年齢階級別人口シェアの変動と年齢階級 別標準偏差の変動

格差拡大にたいして果たすとされる年齢階級別の寄与を検出するために、2つの時点で計測した格差指標の差が用いられることがある(たとえば平均対数偏差とか対数分散)。すでに明らかにしたように¹⁰、

$$\Delta \sigma = {}^{t}\sigma - {}^{0}\sigma$$

$$= \left(\sum_{i=1}^{m} \frac{{}^{t}k_{i}}{{}^{t}N} {}^{t}\sigma_{i} - \sum_{i=1}^{m} \frac{{}^{0}k_{i}}{{}^{0}N} {}^{0}\sigma_{i}\right)$$

$$+ \left\{\sum_{i=1}^{m} \frac{{}^{t}k_{i}}{{}^{t}N} ({}^{t}\sigma - {}^{t}\sigma_{i}) - \sum_{i=1}^{m} \frac{{}^{0}k_{i}}{{}^{0}N} ({}^{0}\sigma - {}^{0}\sigma_{i})\right\}$$

$$(12) [再掲]$$

をさらに展開しても、特定の年齢階級が果た

すとされる人口動態効果は、その要因分解式 によっては検出することができない。このた めに、人口動態効果を計測するための指標を 新たに考察することにする。

ここで,人口動態効果を計測するために第 1に考えられる指標は,人口シェアの変動である。総世帯数をN,第i年齢階級に落ちる世帯数を k_i とおき,基準時点を0,比較時点をtとおけば,2時点間の人口シェアの差 Δb_i は次のようになる $({\bf \xi}_3)$ 。

この人口シェアの差

$$\Delta p_{i} = {}^{t}p_{i} - {}^{0}p_{i}
= {}^{t}k_{i} \over {}^{t}N - {}^{0}k_{i} \over {}^{0}N$$
(13)

に対応しているのは、年齢階級別の標準偏差 の差 Δσ_i である。これは次式であたえられ る。

$$\Delta \sigma_i = \frac{{}^t k_i}{{}^t N} \cdot {}^t \sigma - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N} \cdot {}^0 \sigma \tag{11) [再掲]}$$

さしあたり、この2つの変量のうち、 Δp_i を横軸に、 $\Delta \sigma_i$ を縦軸にとり、年齢階級別のデータをデカルト直交座標で表すことにする。人口シェアと標準偏差のいずれもが2時点で変動していない場合には、データは原点O(0,0)に打点される(図1)。

図1の点Aと点Aを比較すると、点Aでは年齢階級別人口シェアの変動は小さいが、年齢階級別標準偏差の変動は大きい。点Aと点Bとでは、2つの変動の関係がそれとは逆である。ところが、図1のような表示方法を現実のデータに適用しようとするとき、横軸にとった人口シェアの変動は、微小な値と

表3 第 i 年齢階級の人口シェア

人口ジ	/ェア	- 人口シェアの差
基準時点	比較時点	人口シェーの定
$^{0}p_{i}=\frac{^{0}k_{i}}{^{0}N}$	${}^{t}p_{i} = \frac{{}^{t}k_{i}}{{}^{t}N}$	$\Delta p_i = {}^t p_i - {}^0 p_i$ $= \frac{{}^t k_i}{{}^t N} - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N}$

⁸⁾ 木村(2011), p.102。

⁹⁾ 木村(2011), p.115。

¹⁰⁾ 木村(2011), p.102, 脚注13。

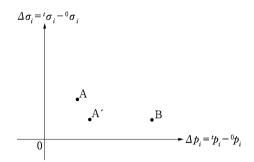


図 1 人口シェアの変動と標準偏差の変動 (年齢階級別)

なる 11 。このために,人口シェアの変動はどの年齢階級にとってもほぼ同一となり,その値はゼロと見なしても構わないことになる。理念的には,図1のような表示方法が妥当と考えられるが,デカルト直交座標表示を用いるとき,人口シェアの変動が横軸の座標の違いとなって表され,年齢階級別のデータが陽表的に識別されるように打点するには, Δp_i を 100 倍して $(\Delta p_i'=100\Delta p_i)$,パーセント・ポイントに変換しなければならない(付表5(a)(b))。

人口動態効果は年齢階級別人口シェアの変動と年齢階級別標準偏差の変動の合成であるので、両者の変動の合成を示す尺度としては、原点からの距離rがふさわしいと考えることもができる。直前で、年齢階級別標準偏差の変動を100倍してパーセント・ポイントに変換する必要性を述べたが、距離rを採用しようとする場合にも、そのような変換の妥当性が明らかになる。デカルト直交座標で表示した原点O(0,0)から任意の点P(x,y)までの距離rは、三平方の定理により、

$$r = \sqrt{x^2 + y^2}$$

である。このとき、横軸の値xが十分小さければ $(x \rightarrow 0)$ 、距離rは

$$r = \sqrt{y^2} \\ = |y|$$

となる。このために、距離rは年齢階級別標準偏差の差で一意的に定まり、すべてのデータが縦軸上に打点されて、年齢階級別人口シェアの変動は反映されることがない。このためにも、人口シェアの変動は比率の差ではなくて、それをしかるべく増幅する変換を経て計測し直す必要がある。そこで、以下では、100 倍してパーセント・ポイントに変換した人口シェアの変動を $\Delta p_i'$ で示すことにする。

以上から,人口動態効果の計測指標としては,人口シェアの差をパーセント・ポイントに変換して打点した点から原点までの距離rが注目される。しかし,以下に述べる理由から,距離rはその機能を果たすことができない。

図 2 には,原点 O(0,0) を中心に半径 r=5 の円が描かれている。したがって,第 1 象限 の点 A と点 A' について原点からの距離を測ると,そのいずれもが 5 である。しかし,点 A と点 A' を比較すると,点 A の方が x 座標の値は大きい。このことを所得分布に適用すれば,点 A の方が人口シェアの変動は大きいことを意味する。原点からの距離 5 はこの

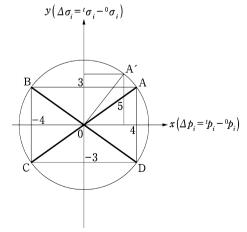


図 2 x と y の変動と原点からの距離 r

¹¹⁾ 付表 1(a)(b), 付表 2(a)(b)にもとづいて, 人口シェアの差を計算すれば,このことは明らか になる。

ような点 A と点 A' の違いを表現しない。このことは他の象限に打点されるデータについても妥当する。

そこで次に,図 2 の第 1 象限の点 A,第 2 象限の点 B,第 3 象限の点 C,第 4 象限の点 Dを取り上げる。これらの点のどれをとっても,原点からの距離はすべて 5 である。すなわち,それぞれの点が示す座標の値は,x 軸方向の変化(所得シェアの変動)と y 軸方向の変化(標準偏差の変動)が異なっているにもかかわらず,原点からの距離 r がすべて同一になる。これでは,距離 r は,人口シェアの変動によってもたらされた格差の変動を計測する指標たり得ないことになる。

(2) 余弦関数と人口動態効果

原点からの距離 r が人口シェアの変動にかんする計測指標として機能を果たしえないので,別の計測指標を構築する必要がある。ここで,横軸の正の部分を示す直線を基線とし,原点と任意の点を結ぶ直線とその基線がなす角度 θ に注目する。単純化のために,図3の第1象限に限定して考察する (θ = θ 4の場合)。そこでは,直線 OP の距離 r が同の場合,角度 θ が小さいほど,横座標の値 x が大きくなり,逆に, θ が大きいほど,横座標の値 x が大きくなり,逆に, θ が大きいほど,横座標の値 x が小さくなっている。横座標の値 x が小さくなっている。

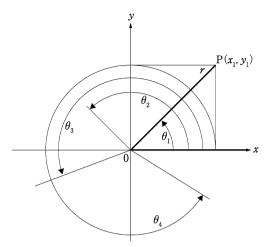


図3 基線からの角度(θ)と原点からの距離(r)

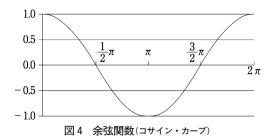
第1象限では角度 θ が $0<\theta<\frac{1}{2}\pi$ であるから $(\theta=\theta_i, \ \boxtimes 3$ 参照),余弦関数の値は,人口シェアの増減 (Δp_i) と同方向に変化していることが認められる $(\ \boxtimes 4)$ 。しかも,第1象

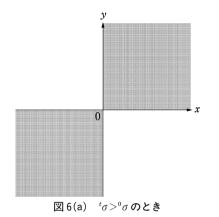
100 倍が横軸の値)が大きくなるとともに、縦軸 の値, すなわち年齢階級別標準偏差の寄与分の変 動幅($\Delta \sigma_i$)は小さくなる。このとき余弦関数の値 は大きい値を返す。これは、Δbiの動きと同方向 である。これにたいして, 正弦関数はシェアの増 加に伴って、小さい値を返す。 余弦関数も正弦関 数もゼロから1までの値をとるので、比較の基準 としてふさわしいと考えられるが, 横軸の変動の 大小との対応関係を勘案して, 余弦関数を採用す ることにした。なお、正接関数(タンジェント・ カーブ)の値は、第1象限では上限が無限大とな る。他の象限でも,上限と下限が正負の無限大と なり、比較の尺度としてはふさわしくない。要す るに、人口動態効果の尺度は、第1にシェアと同 方向の変化を示すこと、第2には、上限と下限の 値が定まっていること、これらの理由から余弦関 数を人口動態効果の計測尺度と措定して, 考察を 進めることにした(表参照)。

表 三角関数とその値

	第1象限	第2象限	第3象限	第4象限
	$0 < \theta < \frac{1}{2}\pi$	$\frac{1}{2}\pi < \theta < \pi$	$\pi < \theta < \frac{3}{2}\pi$	$\frac{3}{2}\pi < \theta < 2\pi$
正弦関数	$0 < \sin \theta < 1$	$1>\sin\theta>0$	$0 < \sin \theta < -1$	$-1>\sin\theta>0$
余弦関数	$1 > \cos \theta > 0$	$0 > \cos \theta > -1$	$-1 < \cos\theta < 0$	$0 < \cos \theta < 1$
正接関数	$0 < \tan \theta < +\infty$	$-\infty < \tan\theta < 0$	$0 < \tan \theta < +\infty$	$-\infty < \tan \theta < 0$

¹²⁾ 正弦関数 (サイン・カーブ) は第1象限では正 の値をとる。原点からの距離が同一の場合、 Δp_i で示される年齢階級別人口シェアの変動幅(その





限では標準偏差の変動(縦軸の値)が正であり、 余弦関数の値の符号と同じである。このこと から、余弦関数の値をもって、いわゆる人口 動態効果の計測指標と見なしうると期待でき る。

ところが, 第2象限 $\left(\frac{1}{2}\pi < \theta < \pi\right)$ では標準 偏差の変動が正の値をとるにもかかわらず, 人口動態効果の指標と期待された余弦関数の 値が負となる($\theta = \theta_2$, 図3, 図4参照)。

第3象限 $\left(\pi < \theta < \frac{3}{2}\pi\right)$ については、標準偏 差の変動と人口シェアの変動を示す値の符号 がいずれも負であるから、符号にかんしては 齟齬がない。しかし、第3象限においては、 角度 θ が大きくなるにつれて、人口シェア の変動規模が小さくなるにもかかわらず、余 弦関数の値は大きくなる。 すなわち、 余弦関 数の変動と人口動態効果の増減とは同方向で はない(0=03, 図3, 図4参照)。

第4象限 $\left(\frac{3}{2}\pi < \theta < 2\pi\right)$ では人口シェアの 変動が正であるが、標準偏差の変動は負にな

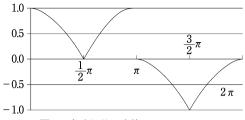


図 5 余弦関数の変換 $(0 < \theta < 2\pi$ のとき)

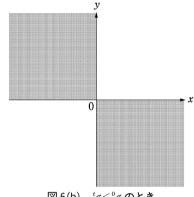


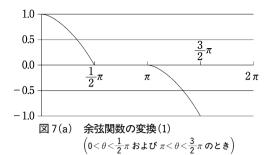
図 6(b) ^t σ <0 σ のとき

る。このことと余弦関数の変化を対照すると, 余弦関数の変動と標準偏差の変動との間に齟

以上から, 第1象限にかんしては余弦関数 が人口動態効果の指標として期待されたが, 第2象限~第4象限については期待どおりの 機能を果たし得ないことが明らかになった。

そこで,この困難を回避する目的で人口 シェアの変動と標準偏差の符号との対応関係 が反映されるように、余弦関数を変換する。 第2象限については、横軸 $(\cos\theta=0)$ にかんし て対称移動する。第3象限と第4象限につい ては、第1象限と第2象限にかんする曲線を 正の方向に π だけ平行移動し、さらに縦軸 のマイナス方向に1だけ平行移動する。この 変換によって、図5が描かれる。

ここで,次のように仮定する。すなわち, ①比較時点における総標準偏差が基準時点よ りも大きくなるとき(${}^t\sigma>^0\sigma$)、x座標(人口シェ アの変動)の値と y 座標の値 (標準偏差の変動)



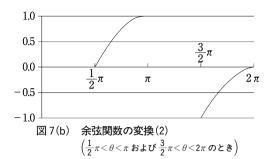
の組(x, y)が第1象限と第3象限だけにプロットされる(図6(a))。②他方で、比較時点における総標準偏差が基準時点よりも小さくなるとき($f_0<^0\sigma$)、x 座標の値とy 座標の値の組(x, y)が第2象限と第4象限だけにプロットされる(図6(b))。

このような仮定のもとでは,図 5 から関連する象限に対応する曲線を抜き出す。そして, $t\sigma>^0\sigma$ のときには $0<\theta<\frac{1}{2}\pi$ (第 1 象限) と $\pi<\theta<\frac{3}{2}\pi$ (第 3 象限) に対応する曲線を抽出し (図 7(a)), $t\sigma<^0\sigma$ のときには $\frac{1}{2}\pi<\theta<\pi$ (第 2 象限) と $\frac{3}{2}\pi<\theta<2\pi$ (第 4 象限) に対応する曲線を抽出すれば (図 7(b)),それぞれの曲線は $t\sigma>^0\sigma$ と $t\sigma<^0\sigma$ という 2 通り の場合における人口動態効果の計測指標として活用することができると期待される。

そこで、基準時点における総標準偏差(当該時点における全年齢階級にかんする標準偏差)と比較時点における総標準偏差(当該時点における全年齢階級にかんする標準偏差)の大小関係に応じて、横軸の値(人口シェアの変動規模: $(\Delta p_i = {}^t p_i - {}^0 p_i)$ の 100 倍)と縦軸の値(年齢階級別標準偏差の変動規模: $\Delta \sigma_i = {}^t \sigma_i - {}^0 \sigma_i$)が如上の仮定どおりに散布するかどうかを数学的に検討する。

(3) 年齢階級別人ロシェアの変動と年齢階級 別標準偏差の変動の数学的関係

①
$$^t\sigma>^0\sigma$$
の場合 (a) $\varDelta p_i'=\left(\frac{^tk_i}{^tN}-\frac{^0k_i}{^0N}\right)\times 100>0$ のとき



よって
$$\Delta \sigma_i$$
 は第 1 象限に落ちる。
(b) $\Delta p_i' = \left(\frac{tk_i}{tN} - \frac{0}{0N}\right) \times 100$

$$= 0 \left(:: \frac{tk_i}{tN} = \frac{0}{0N} = p_c \right) \quad \text{のとき}$$

$$\Delta \sigma_i = \frac{tk_i}{tN} t \sigma - \frac{0}{0N} \sigma \sigma$$

 $\Delta \sigma_i = \frac{{}^t k_i}{{}^t N^T} \sigma - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N^T} \sigma > 0$

よって $\Delta \sigma_i$ は ν 軸上の非負の値になる。

 $=p_c({}^t\sigma-{}^0\sigma)\geq 0$

$$(c) \Delta p_i' = \left(\frac{{}^t k_i}{{}^t N} - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N}\right) \times 100 < 0 \quad \text{の と } \\ \Delta \sigma_i = \frac{{}^t k_i}{{}^t N} {}^t \sigma - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N} {}^0 \sigma \lessgtr 0$$

よって $\Delta \sigma_i$ は第 2 象限,第 3 象限に落ちる(境界線を含む)。

② $^t\sigma$ < $^0\sigma$ の場合

(a)
$$\Delta p_i' = \left(\frac{tk_i}{tN} - \frac{0}{0}\frac{k_i}{N}\right) \times 100 > 0$$
 のとき $\Delta \sigma_i = \frac{tk_i}{tN} t\sigma - \frac{0}{0}\frac{k_i}{N} \sigma \leq 0$

よって $\Delta \sigma_i$ は第 1 象限, 第 4 象限に落ちる(境界線を含む)。

(b)
$$\Delta p_i' = \left(\frac{tk_i}{tN} - \frac{0k_i}{0N}\right) \times 100$$

$$= 0 \left(\therefore \frac{tk_i}{tN} = \frac{0k_i}{0N} = p_c \right) \quad \emptyset \succeq \mathfrak{F}$$

$$\Delta \sigma_i = \frac{tk_i}{tN} t \sigma - \frac{0k_i}{0N} \sigma$$

$$= p_c (t \sigma - 0 \sigma) \leq 0$$

よって $\Delta \sigma_i$ は y 軸上の非正の値になる。

組(四	p _i ′, Δσ _i) の領域 (2 i	時点間の総標準偏差	の変動規模別)	
	第1象限	第2象限	第3象限	第4象限
$^{t}\sigma>^{0}\sigma$	0	0	0	
	$^{t}\sigma>^{0}\sigma$	$t\sigma > 0\sigma$	$t\sigma > 0\sigma$	^t σ> ⁰ σ

表 4	年齢階級別人ロシェア(Api)と年齢階級別標準偏差の変動(Aoi)の
	組(△pɨ´, △σɨ)の領域(2 時点間の総標準偏差の変動規模別)

	加工水脈	77 4 3 150	かり氷風	77 4 水瓜
$^t\sigma>^0\sigma$	0	0	0	
$^{t}\sigma = ^{0}\sigma$	0		0	
$^t\sigma$ < $^0\sigma$	0		0	0

(注) σは全年齢階級の標準偏差。

(c)
$$\Delta p_i' = \left(\frac{tk_i}{tN} - \frac{{}^0k_i}{{}^0N}\right) \times 100 < 0 \quad \emptyset \succeq \mathbb{R}$$

$$\Delta \sigma_i = \frac{{}^tk_i}{{}^tN} {}^t\sigma - \frac{{}^0k_i}{{}^0N} {}^0\sigma < 0$$

よってДo;は第3象限に落ちる。

③
$$^t\sigma = {}^0\sigma$$
 (∴ $^t\sigma = {}^0\sigma = \sigma_c$)の場合

(a)
$$\Delta p_i' = \left(\frac{t_{k_i}}{t_N} - \frac{{}^0k_i}{{}^0N}\right) \times 100 > 0 \quad \emptyset \geq 8$$

$$\Delta \sigma_i = \frac{t_{k_i}}{t_N} t_{\sigma} - \frac{{}^0k_i}{{}^0N} \sigma$$

$$= \left(\frac{t_{k_i}}{t_N} - \frac{{}^0k_i}{{}^0N}\right) \sigma_c > 0$$

よって $\Delta \sigma_i$ は第1象限に落ちる。

(b)
$$\Delta p_i' = \left(\frac{t_{k_i}}{t_N} - \frac{0}{0}\frac{k_i}{N}\right) \times 100$$

$$= 0 \left(\therefore \frac{t_{k_i}}{t_N} = \frac{0}{0}\frac{k_i}{N} = p_c \right) \quad \emptyset \succeq \overset{\mathfrak{Z}}{\geq}$$

$$\Delta \sigma_i = \frac{t_{k_i}}{t_N} t_{\sigma} - \frac{0}{0}\frac{k_i}{N} \sigma_{\sigma}$$

$$= p_c \sigma_c - p_c \sigma_c$$

$$= 0$$

よって Agi は原点に落ちる。

(c)
$$\Delta p_i' = \left(\frac{tk_i}{tN} - \frac{0}{0N}\right) \times 100 < 0 \quad \emptyset \geq 3$$

$$\Delta \sigma_i = \frac{tk_i}{tN} t\sigma - \frac{0}{0N} \sigma$$

$$= \left(\frac{tk_i}{tN} - \frac{0}{0N}\right) \sigma_c < 0$$

よって $\Delta \sigma_i$ は第3象限に落ちる。

以上を表にまとめる(表4)。全年齢階級の 標準偏差が 2 時点間で不変(*σ=°σ)の場合に は、データの組($\Delta p_i'$, $\Delta \sigma_i$)が第1象限と第3 象限だけにしか落ちないので、図7(a)が適 用できる。しかし、それ以外の場合(fo>%を $t_{\sigma} < {}^{0}\sigma$)には、年齢階級別のデータはさまざま

な象限に落ちる。したがって、角度 θ があ たえる余弦関数の値は、たとえ変換したとし ても,人口動態効果の指標としての機能を果 たすことができない。

 $t_{\sigma}>^{0}\sigma$ の場合を取り上げて、さらにこの ことの含意を考えてみる。表4は、第1象限 (この領域のデータは人口シェアが2時点間で上昇し たことを示す)と第2象限・第3象限(人口シェ アが下落したことを示す)にデータが打点される 可能性を示している。そして,変換後の余弦 関数の値を示す図5によれば、第1象限の データと第2象限の異るデータが、同一の縦 軸の値を返しうることを示している。このよ うな場合には、人口動態効果の指標として期 待される余弦関数の値が、その期待どおりの 機能を果たすことはできない。似たようなこ とは、 $t_{\sigma} < {}^{0}\sigma$ の場合にも第3象限のデータ と第4象限のデータで起こりうる。これらの ことは、 ${}^t\sigma>{}^0\sigma$ のときにデータが第2象限 にも打点される可能性があり、 $t_0 < 0$ のと きには第4象限にも打点される可能性がある からである。

基準時点と比較時点における総標準偏差の 大小関係にかかわらず、データが第1象限と 第3象限だけに打点されるならば、図7(a) に示す変換済みの余弦関数の値は人口動態効 果を計測する指標と見なしうる。しかし、以 上に述べた理由から、さしあたり人口動態効 果を計測するための単一指標の構築は断念せ ざるをえず、その構築は今後の課題として残 される。しかし、単一指標を提示できないと いうことは、人口動態効果を計測できないと いうことを意味するものではない。ここでは,

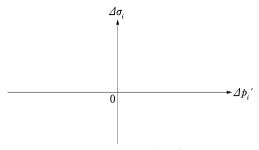


図8 人口シェアの変動 $\left(\Delta p_i' = \left(\frac{k_i}{lN} - \frac{0k_i}{0N}\right) \times 100\right)$ と年齢階級別標準偏差の変動 $\left(\Delta \sigma_i = t\sigma_i - 0\sigma_i\right)$ の領域

これまでの考察にもとづいて、図8のようなグラフ法とともに、デカルト直交座標表示と極座標表示 13 との併用を提唱したい(表5、付表 6 (a)(b))。

表 5 人口動態効果の計測指標

第	1象	限	第	2 象	限	第	3 象	限	第	4 象	限
年齢階級	デカルト直交座標	極座標									

13) 極座標表示とデカルト直交座標表示との対応は 次のように図示できる。

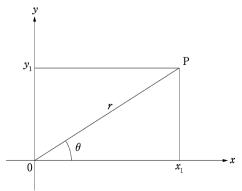


図 点 P の座標(デカルト直交座標表示: (x_1, y_1) ; 極座標表示 (r, θ))

おわりに

本稿の考察では、いわゆる人口動態効果を 計測するための単一指標は提示できなかった。 しかし、複数の指標を組み合わせることに よって, 年齢階級別の人口動態効果を計測す ることができる。それは、一方では、表1に 示した比較時点における2つの年齢階級別寄 与分(現実の寄与分と仮想的寄与分)を比較対照す ることであり、他方では、表5の様式によっ て関連データを表章することである。表5は、 年齢階級別に、①人口シェア(Δpi')と②標準 偏差の変動 $(\Delta \sigma_i)$ の組 $P_i(\Delta p_i', \Delta \sigma_i)$ をデカルト 直交座標表示によって表章しているとともに, その座標を極座標によっても表示している。 この2つの座標表示様式はいずれも数学的に は意味するところは同一である。しかし、両 方の座標表示様式を併用することによって, いずれか一方の座標表示によるよりも、より 詳細に実体を表示できると考えられる14)。さ らにまた、この表5の表章形式を採用すると

14) 人口動態効果を計測するための指標として『経済財政白書』(2006年版)は,平均対数偏差 (mean logarithmic deviation: MLD)を採用している。基準時点の平均対数偏差を ⁰MLD,比較時点のそれを ⁴MLD おくと,次のようになる。

$${}^{0}MLD = {}^{0}\sum V_{1} + {}^{0}\sum V_{2}$$

$$^{t}MLD = ^{t}\sum V_{1} + ^{t}\sum V_{2}$$

ここに V_1 は級内変動, V_2 は級間変動 両方の時点のいずれにおいても,変動(級間と級内)は年齢階級別の変動の総和である。これらはすべて「見かけ上」の格差ではなく,その背後に実体をもつ実質的格差である。2 つの時点における平均対数偏差の差($\Delta MLD=^tMLD-^oMLD$)をとると,そこに人口動態効果が検出され,しかもそれが「見かけ上」の格差であるとされる。ここで,このことを考察する。2 つの時点の

 $\Delta MLD = {}^{t}MLD - {}^{0}MLD$ $= ({}^{t}\Sigma V_{1} + {}^{t}\Sigma V_{2}) - ({}^{0}\Sigma V_{1} + {}^{0}\Sigma V_{2})$ $= ({}^{t}\Sigma V_{1} - {}^{0}\Sigma V_{1}) + ({}^{t}\Sigma V_{2} - {}^{0}\Sigma V_{2})$ $= \Sigma U_{1} + \Sigma U_{2} + \Sigma U_{3}$

MLD の差をとれば、次のようになる。

上式右辺3行目は、MLD の差が級内変動の差

ともに(付表6(a)(b)), グラフ法(付図5(a)(b)) を使用することによって, 所得格差の変動に たいする年齢階級別の寄与を視覚に訴えるこ とができる。このことによって, 表5を単独 で採用するよりも, 人口動態効果を明証的に 示すことができる。以上の考察を1989年と2004年の全国消費実態調査ミクロデータ(二人以上世帯と単身世帯)に適用した¹⁵⁾。その結果を資料として本稿の末尾に掲載した。

と級内変動の差に分解されることを意味する。さ らに、それを要因分解すれば、 ΔMLD は ΣU_1 (年齢階級内効果), ΣU_2 (年齢階層間効果), そ して ΣU_3 (人口動態効果)に分解されるというの が、上式右辺 4 行目の意味である。和記号(∑) を用いたのは、それぞれが各年齢階級の総和とし てあたえられるからである。同上『白書』は ΣU_3 が「見かけ上」の格差と見なしうるとし、 さらにこれが高齢者層によってもたらされたと指 摘している。すなわち、1989年から2004年まで の間に 0.0116 上昇した MLD のうち、 $\sum U_1$ (年 齢階級内効果)には-0.0195の引き下げ効果が、 また ΣU_2 (年齢階層間効果)には-0.0042の引き 下げ効果が計測されるが、 ΣU_3 の値(人口動態効 果)は0.0353となって、それだけ格差が引き上げ られたことになる(同『白書』, p.353)。この引き 上げは、人口高齢化によってもたらされた「見か け上 | の格差拡大であるという趣旨の文言を『白 書』(p.233)に読み取ることができる。ミクロ データによる標準偏差の要因分解でも, 高齢者層 (65歳以上年齢階級)が格差押し上げの主因であ ることは確認できるが(木村(2011)), それは、年 齢階級別の寄与を計算してはじめて指摘できるこ とであり、全年齢階級にかんする人口動態効果

- 0.0353 にもとづいて、高齢者層を格差押し上げの主因と断ずるには無理があるように思われる。さらにまた、上式右辺第 3 行目まではすべて実質的な格差を反映しているにもかかわらず、第 4 行目を誘導するや、その実体的な基礎が明確ではない「見かけ上」の格差が出現するというのも不思議なことである。百歩譲って、 ΣU_3 (人口動態効果)が「見かけ上」の格差であるならば、それを補正して、真の格差を計測して、それを公表する必要があるのではないか。
- 15) 本稿では次の3種類の「年間収入」のうち, ① を用いた。
 - ①「年間収入 |:

「勤め先収入(E)」+「移転収入等(利子,配当金,個人年金,仕送り金,非経常収入(K)」+「事業・内職収入(農林漁業収入,農林漁業以外の事業収入,家賃,地代,内職収入)(SE)」+「公的年金・恩給給付(TR)」

- ②「移転支出調整前年間収入」:「年間収入(公的年金・恩給給付を含まない)|
 - ①「年間収入 |-「公的年金・恩給給付(TR) |
- ③「移転支出調整後年間収入」:「年間可処分所得」 ①「年間収入」-「非消費支出(TA)」
- 【付記】①本縞で使用したデータは、法政大学日本統計研究所(サテライト機関)を経由して統計センターから提供されたミクロデータ(『全国消費実態調査』のリサンプリング匿名個票データ)である。そのため、リサンプリングによらないデータによる分析結果とは異なることがある。
 - ②本稿は経済統計学会関東支部 5 月例会 (2011 年 5 月 7 日,立教大学) における報告 (「所得分布の要因分解 全国消費実態調査ミクロデータを用いて |) にもとづく。
 - ③本稿の執筆にあたり、北海学園学術研究助成(2010年度共同研究)を受けた。

付表(全国消費実態調査の匿名個票データにもとづく独自集計)

付表 1(a) 年齢階級別基礎データ(二人以上世帯, 1989年)

(相加平均と(擬似)標準偏差は万円,人口シェアは比率)

	全年齡階級	24 歲以下	55-29 歳	30-34 歳	32-39 藤	40-44 歳	45-49 歳	50-54 歳	55-59 歳	等 19-09	65 歳以上
相加平均	657.52	350.87	436.26	521.31	586.46	662.36	757.68	820.44	789.99	627.75	533.10
標準偏差	365.52	134.92	183.12	236.17	260.52	290.58	346.55	396.49	444.16	416.46	414.20
擬似標準偏差	365.52	335.02	287.21	272.64	270.03	290.62	360.73	428.66	463.49	417.52	432.48
人ロシェア	1.00	0.01	0.04	0.09	0.14	0.16	0.14	0.12	0.11	0.09	0.11

付表 1(b) 年齢階級別基礎データ(二人以上世帯,2004年) (相加平均と(擬似) 標準偏差は万円,人口シェアは比率)

0.24	0.12	0.12	0.12	0.11	0.10	0.09	0.07	0.03	0.00	1.00	人ロシェア
402.42	422.14	494.63	448.89	391.08	314.87	263.97	264.47	289.02	348.03	393.73	擬似標準偏差
374.25	421.00	460.50	414.25	368.29	312.58	258.31	223.60	201.89	200.79	393.73	標準偏差
534.00	650.81	862.43	854.80	813.47	719.78	627.57	540.66	475.09	397.63	681.90	相加平均
65 歲以上	60-64歳	55-59 歳	50-54 歳	45-49 歳	40-44歳	35-39 歳	30-34歳	25-29 歳	24 歲以下	全年齢階級	
(HOX 8)		以一次十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二	1/1 - C - 1 HVF	415							

							(相	相加平均と(擬似)標準偏差は万円,人ロシェアは比率)	以) 標準偏差に	t万円, 人口シ	/ェアは比率)
	全年齡階級	24 歲以下	25-29 歳	30-34歳	35-39 歳	40-44歳	45-49 歳	50-54歳	第 69-99	60-64歳	65 歲以上
相加平均	273.60	222.51	309.12	360.13	369.14	348.81	453.57	356.20	256.24	266.42	188.86
標準偏差	171.89	78.54	85.29	104.70	144.28	223.26	233.28	218.63	211.15	239.44	138.69
擬似標準偏差	171.89	69.66	92.39	135.83	173.04	360.68	294.62	233.71	211.85	239.54	162.53
人ロシェア	1.00	0.17	0.15	0.07	0.06	0.04	0.04	0.05	90.0	0.10	0.25

付表 2(b) 年齢階級別基礎データ (2004年,単身世帯)

				- 13) —
/ェアは比率)	65 歳以上	240.34	143.00	170.66	0.36
t万円, 人口シ	60-64 歳	261.35	172.91	187.34	80.0
以) 標準偏差は	55-59 歳	365.12	256.18	258.12	80.0
(相加平均と(擬似)標準偏差は万円,人口シェアは比率)	50-54歳	396.87	264.75	272.23	0.05
**************************************	45-49 歳	518.96	250.65	311.81	0.05
	40-44歳	493.88	231.47	281.62	0.05
	35-39 歳	484.80	186.99	240.55	20.0
	30-34歳	435.08	136.20	169.92	0.08
	25-29 歳	349.15	109.52	110.64	0.11
	24歲以下	260.78	100.09	123.70	0.07
	全年齢階級	333.47	200.05	200.05	1.00
		相加平均	標準偏差	擬似標準偏差	人口シェア

			付表:	3 (a)	年齡階級別寄与分	(1989年,	二人以上世帯)				(万円)
		24 歲以下	25-29 歳	30-34歳	35-39 歳	40-44歳	45-49 歳	50-54 歳	55-59 歳	60-64歳	65 歲以上
Ж Т Д	1989 年基準	2.32	14.90	33.20	50.86	57.46	51.53	43.51	40.67	32.48	38.60
E ト	2004年基準(*)	1.65	10.19	24.29	32.47	36.30	38.53	44.44	44.93	44.23	88.50

(*) 2004 年の人口シェアを用いて年齢階級別の寄与分を試算した参考値。

			小	付表3(b) 年齢	年齡階級別寄与分	(2004年,	二人以上世帯)				(万円)
		24 歲以下	25-29 歳	30-34歳	35-39 歳	40-44歳	45-49 歳	50-54 歳	55-59 歳	60-64歳	65 歲以上
* T T T	1989年基準(*)	2.50	16.05	35.76	54.79	61.89	55.50	46.87	43.80	34.99	41.58
日子兄	2004年基準	1.78	10.97	26.17	34.97	39.10	41.50	47.87	48.39	47.64	95.33

			1	付表 4(a) 1	年齡階級別寄与分	分 (1989年,	(崇和传甫				(万円)
		24 歳以下	25-29 歳	30-34歳	35-39 歳	40-44歳	45-49 歳	50-54歳	55-59 歳	60-64歳	65 歳以上
**************************************	1989年基準	29.31	26.35	12.20	10.36	7.28	6.55	9.30	9.54	17.48	43.52
可子为	2004年基準(*)	11.64	19.14	14.42	11.20	9.33	9.22	8.42	12.96	12.99	62.57

(*) 2004年の人口シェアを用いて年齢階級別の寄与分を試算した参考値。

			+	付表 4 (b) 年	年齡階級別寄与分	·分(2004年,	((万円)
		24 歲以下	25-29 歲	30-34 歲	35-39 歳	40-44歳	45-49 歳	50-54 歳	55-59 歳	60-64 歳	65 歲以上
安日氏	(*)棄霍妻 6861	34.11	30.67	14.19	12.06	8.47	7.62	10.83	11.10	20.34	50.65
耳十万	2004年基準	13.55	22.28	16.78	13.03	10.86	10.73	98.6	15.09	15.12	72.82

(*) 1989 年の人口シェアを用いて年齢階級別の寄与分を試算した参考値。

付表 5(a) 人口動態効果指標 (二人以上世帯, 1989 年~2004 年)

	!									
	24 歳以下	25-29 歳	30-34 歳	35-39 歳	40-44歳	45-49 歳	50-54歳	55-59 歳	60-64歳	65 歳以上
人口シェアの差(修正後)(x 座標)(a)(1)	-0.18	-1.29	-2.44	-5.03	-5.79	-3.56	0.25	1.17	3.21	13.65
標準偏差の寄与分の差(y 座標)(b)	-0.54	-3.92	-7.03	-15.89	-18.36	-10.03	4.36	7.73	15.16	56.73
原点からの距離(修正後)(c)	0.57	4.13	7.44	16.67	19.25	10.64	4.37	7.81	15.50	58.35
余弦関数の値(d) ⁽²⁾	-0.32	-0.31	-0.33	-0.30	-0.30	-0.33	90.0	0.15	0.21	0.23
x 軸からの角度 (rad)	1.90	1.89	1.90	1.88	1.88	1.91	1.51	1.42	1.36	1.33
x 軸からの角度(rad)(修正済)(f) ⁽³⁾	4.39	4.40	4.38	4.41	4.41	4.37	1.51	1.42	1.36	1.33
x 軸からの角度(deg)(修正済)(g) ⁽³⁾	251.34	251.82	250.89	252.43	252.50	250.47	99.98	81.42	78.03	76.47
デカルト直交座標(a,b)の極座標(c,g)	(0.5, 251°)	(4.1, 252°)	(7.4, 251°)	(16.7, 253°)	(19.3, 253°)	$(10.6, 250^{\circ})$	(4.4, 87°)	(7.8, 81°)	(15.5, 78°)	(58.4, 76°)
%限	3	3	8	3	3	3	1	1	1	1
(1) 人口シェアの差はパーセント・ポイントに変換済み(2) 原点と点(a,b)を結んだ直線と基線(x 軸)のなす角度があたえる余弦関数の値(3) 図5にもとづく変換済み	'ントに変換? (x 軸)のなす	育み :角度があた.	える余弦関数	女の値						

付表5(h) 人口動能効果指揮(単身抽帯 1989 年~2004年)

	13	表5(b) 人	山町彫刻来指	三烷(甲罗西克	15表 5 (b) 人口凱恩効米指儒 (早身世帯,1989 年~2004 年)	2004年)				
	24 歲以下	25-29 歳	30-34歳	35-39 歳	40-44歳	45-49 歳	50-54歳	55-59 歳	60-64歳	65 歲以上
人口シェアの差(修正後)(x 座標)(a) ⁽¹⁾	-10.28	-4.19	1.29	0.49	1.19	1.55	-0.51	1.99	-2.61	11.08
標準偏差の寄与分の差(y座標)(b)	-15.76	-4.07	4.58	2.67	3.58	4.18	0.50	5.54	-2.36	29.29
原点からの距離(修正後)(c)	18.81	5.85	4.76	2.72	3.77	4.46	0.71	5.89	3.52	31.32
余弦関数の値(d)(2)	-0.55	-0.72	0.27	0.18	0.32	0.35	-0.72	0.34	-0.74	0.35
x 軸からの角度(rad)	2.15	2.37	1.30	1.39	1.25	1.22	2.37	1.23	2.41	1.21
x 軸からの角度(rad)(修正済)(f) ⁽³⁾	4.13	3.91	1.30	1.39	1.25	1.22	2.37	1.23	3.88	1.21
x 軸からの角度(deg)(修正済)(g) ⁽³⁾	236.89	224.17	74.25	79.65	71.56	69.62	136.07	70.25	222.13	69.28
デカルト直交座標(a,b)の極座標(c,g)	(18.8, 237°)	(5.9, 224°)	(4.8, 74°)	(2.7, 80°)	(3.8, 72°)	(4.5, 70°)	$(0.7, 136^{\circ})$	(5.9, 70°)	(3.5, 222°)	(31.3, 69°)
象限	3	8	1	1	1	1	2	1	3	1

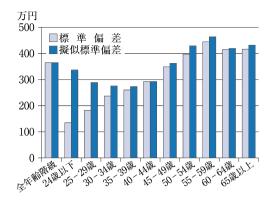
人ロシェアの差はパーセント・ポイントに変換済み 原点と点(a,b)を結んだ直線と基線(x 軸)のなす角度があたえる余弦関数の値 図5にもとづく変換済み 3 (3 (3

1989 年~2004 年)
人以上甘带,
ij
人口動態効果指標
象限別ノ
付表 6(a)

	第1象限			第2象限			第3象限			第4象限	
年齢階級	極座標	直交座標	年齢階級	極座標	直交座標	年齢階級	極座標	直交座標	年齢階級	極座標	直交座標
50-54 歳	(4.4, 87°)	(0.3, 4.4)				24 歲以下	(0.5, 251°)	$(0.5, 251^{\circ})$ $(-0.2, -0.5)$			
55-59 歳	(7.8, 81°)	(1.2, 7.7)				25-29 歳	$(4.1, 252^{\circ})$	$(4.1, 252^{\circ})$ $(-1.3, -3.9)$			
60-64 歳	(15.5, 78°)	(3.2, 15.2)				30-34歳	$(7.4, 251^{\circ})$	$(7.4, 251^{\circ})$ $(-2.4, -7.0)$			
65 歲以上	(58.4, 76°)	(13.7, 56.7)				35-39 歳	(16.7, 253°)	(16.7, 253°) (-5.0, -15.9)			
						40-44歳	(19.3, 253°)	$(19.3, 253^{\circ})$ $(-5.8, -18.4)$			
						45-49 歳	$(10.6, 250^{\circ})$	$(10.6, 250^{\circ})$ $(-3.6, -10.0)$			

付表 6(b) 象限別人口動態効果指標(単身世帯, 1989 年~2004年)

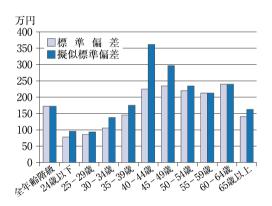
			745	ניטאין אפי (ט) ט	174~0.7) 後ばだいこく 工事が終める 大道 はく 十名 古語・ 1707 十 - 2004 十)	 	+ 1001	(+ 001			
	第1象限			第2象限			第3象限			第4象限	
年齢階級	極座標	直交座標	年齢階級	極座標	直交座標	年齢階級	極座標	直交座標	年齢階級	極座標	直交座標
30-34 歳	(4.8, 74°)	(1.3, 4.6)	50-54歳	(1.3, 4.6) 50-54 歳 (0.7, 136°)	(-0.5, 0.5) 24 歳以下 (18.8, 237°) (-10.3, -15.8)	24 歲以下	(18.8, 237°)	(-10.3, -15.8)			
35-39 歳	$(2.7, 80^{\circ})$	(0.5, 2.7)				25-29 歳	(5.9, 224°)	$(5.9, 224^{\circ})$ $(-4.2, -4.1)$			
40-44 歳	(3.8, 72°)	(1.2, 3.6)				60-64歳	$(3.5, 222^{\circ})$	$(3.5, 222^{\circ})$ $(-2.6, -2.4)$			
45-49 歳	(4.5, 70°)	(1.6, 4.2)									
55-59 歲	(5.9, 70°)	(2.0, 5.5)									
65 歳以上	(31.3, 69°)	(11.1, 29.3)									



付図 1(a) 年齢階級別標準偏差と擬似標準偏差 (二人以上世帯, 1989 年)

(注) 総平均 658 万円, 総標準偏差(全年齢階級)366 万円

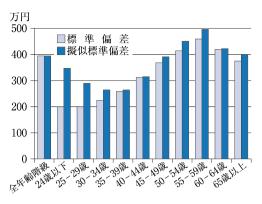
(出所) 付表 1(a)



付図 2(a) 年齢階級別標準偏差と擬似標準偏差 (単身世帯, 2004 年)

(注) 総平均274万円,総標準偏差(全年齢階級)172万円

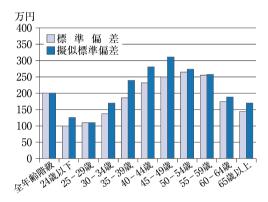
(出所) 付表 2(a)



付図 1(b) 年齢階級別標準偏差と擬似標準偏差 (二人以上世帯, 2004年)

(注) 総平均682万円,総標準偏差(全年齢階級)394万円

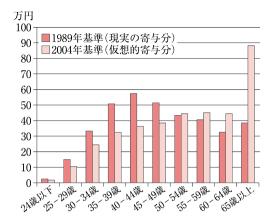
(出所) 付表 1(b)



付図 2(b) 年齢階級別標準偏差と擬似標準偏差 (単身世帯, 2004 年)

(注) 総平均333万円, 総標準偏差(全年齢階級)200万円

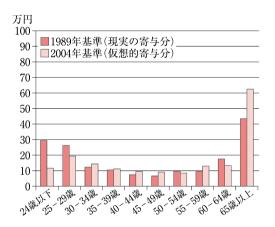
(出所) 付表 2(b)



付図 3(a) 年齢階級別寄与分 (二人以上世帯, 1989 年)

(注) ① 1989 年基準が現実の寄与分,② 2004 年基準のグラフは、人口シェアが 2004 年と同一としたときの仮想的な寄与分。

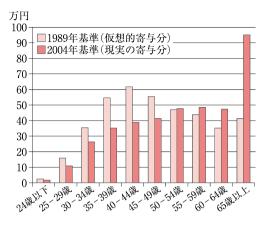
(出所) 付表 3(a)



付図 4(a) 年齢階級別寄与分 (単身世帯, 1989 年)

(注) ① 1989 年基準が現実の寄与分,② 2004 年基準 のグラフは,人口シェアが 2004 年と同一としたと きの仮想的な寄与分。

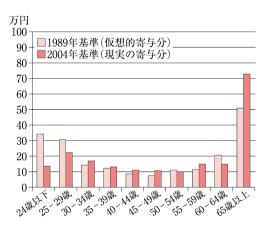
(出所) 付表 4(a)



付図 3(b) 年齢階級別寄与分 (二人以上世帯, 2004 年)

(注)①2004年基準が現実の寄与分,②1989年基準のグラフは、人口シェアが1989年と同一としたときの仮想的な寄与分。

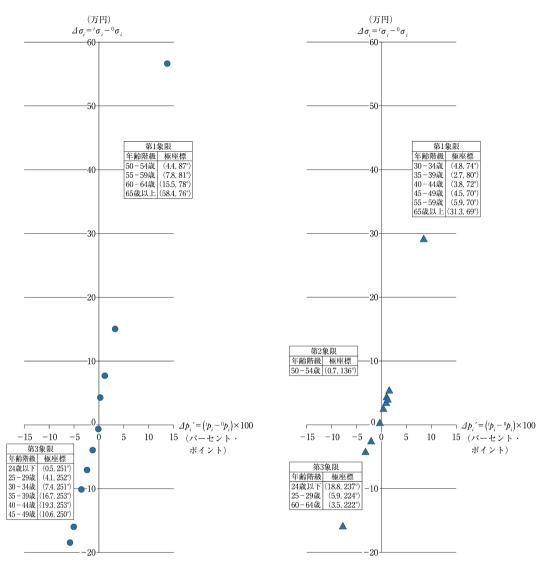
(出所) 付表 3(b)



付図 4(b) 年齢階級別寄与分 (単身世帯, 2004年)

(注) ① 2004 年基準が現実の寄与分,② 1989 年基準 のグラフは、人口シェアが 1989 年と同一としたと きの仮想的な寄与分。

(出所) 付表 4(b)



付図 5(a) 人口シェアの変動と標準偏差の変動 (二人以上世帯, 1989年~2004年) (出所) 付表 5(a), 付表 6(a)

(単身世帯, 1989年~2004年) (出所) 付表 5(b), 付表 6(b)

付図 5(b) 人口シェアの変動と標準偏差の変動