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

《論説》

標準偏差要因分解式の応用可能性

木　村　和　範

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）.

【謝辞】本稿の執筆にあたり，坂田幸繁中央大学経済学部教授から懇切なご教示を得た。また，Excelの活用にあたっては，沖山翠さん（北海学園大学事務部）のご教示を得た。記して，謝意を表す。

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)]。

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

${}^i x_j$ ：第 i 年齢階級に落ちる世帯の所得

k_i ：第 i 年齢階級を構成する世帯数

$\overline{x_i}$ ：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。

$$\begin{aligned}\sigma_i&=\sqrt{\sigma_i^2}\\&=\sqrt{\frac{1}{k_i-1}\sum_{j=1}^{k_i}({}^i x_j-\overline{x_i})^2}\end{aligned}\qquad(1)$$

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)」${}^p\sigma_i^2$)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。

$${}^p\sigma_i^2=\frac{1}{k_i-1}\sum_{j=1}^{k_i}({}^i x_j-\overline{X})^2$$

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。

$$\begin{aligned}{}^p\sigma_i&=\sqrt{{}^p\sigma_i^2}\\&=\sqrt{\frac{1}{k_i-1}\sum_{j=1}^{k_i}({}^i x_j-\overline{X})^2}\end{aligned}\qquad(2)$$

(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.

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

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
k_i ：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。

$$\begin{aligned}\sigma&=\sigma\cdot\frac{N}{N}\\&=\frac{\sigma}{N}\cdot\sum_{i=1}^{m}k_i\\&=\sum_{i=1}^{m}\frac{\sigma}{N}\cdot k_i\\&=\sum_{i=1}^{m}\frac{k_i}{N}\cdot\sigma \quad (4)\end{aligned}$$

(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(人口シェア)であるから，(4)式は，総標準偏差 σ が人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[7)]。

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。

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

$$\text{比較時点：}{}^t\sigma=\sum_{i=1}^{m}{}^tp_i\cdot{}^t\sigma \quad (4)''$$

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

$${}^0p_i\cdot{}^t\sigma \quad (5)$$

となる。(5)式を(4)″式に代入すれば，比較

5) 木村(2011)，p.101f.
6) 木村(2011)，p.105。

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 $\overline{x}$（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 $\overline{x_j}$ を定義しておく。

総平均 $\overline{x}$ は

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

であり，第 j 階級の相加平均 $\overline{x_j}$ は

$$\overline{x_j}=\frac{1}{k_j}\sum_{j=1}^{k_j}x_j \quad ②$$

である。

②式より

$$k_j\overline{x_j}=\sum_{j=1}^{k_j}x_j \quad ③$$

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，

$$\sum_{i=1}^{N}x_i=\sum_{j=1}^{k_1}x_j+\sum_{j=1}^{k_2}x_j+\cdots+\sum_{j=1}^{k_m}x_j \quad ④$$

④式に③式を代入すると，

$$\begin{aligned}\sum_{i=1}^{N}x_i&=k_1\overline{x_1}+k_2\overline{x_2}+\cdots+k_m\overline{x_m}\\&=\sum_{i=1}^{m}k_i\overline{x_i} \quad ⑤\end{aligned}$$

⑤式を①式に代入すると

$$\begin{aligned}\overline{x}&=\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{m}k_i\overline{x_i}\\&=\sum_{i=1}^{m}\frac{k_i}{N}\overline{x_i} \quad ⑥\end{aligned}$$

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。

表 1　年齢階級別の寄与とその変動

	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	${}^{0}p_i \cdot {}^{0}\sigma$	${}^{t}p_i \cdot {}^{t}\sigma$	${}^{0}p_i \cdot {}^{t}\sigma$

時点における全年齢階級の仮想的な総標準偏差 ${}^{t}\sigma'$ は

$$ {}^{t}\sigma' = \sum_{i=1}^{m} {}^{0}p_i \cdot {}^{t}\sigma \qquad (6) $$

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 ${}^{0}\sigma$，比較時点(t)の総標準偏差を ${}^{t}\sigma$ としたときに，その差 $\Delta\sigma(={}^{t}\sigma-{}^{0}\sigma)$ 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

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

は，時点別に次のように表すことができる。

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

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

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

$$ \Delta\sigma = {}^{t}\sigma - {}^{0}\sigma \qquad (9) $$

である。ここで，(9)式に(7)式と(8)式を代入すれば，

$$ \begin{aligned} \Delta\sigma &= {}^{t}\sigma - {}^{0}\sigma \\ &= \sum_{i=1}^{m} \frac{{}^{t}k_i}{{}^{t}N} \cdot {}^{t}\sigma - \sum_{i=1}^{m} \frac{{}^{0}k_i}{{}^{0}N} \cdot {}^{0}\sigma \qquad (10) \end{aligned} $$

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，

$$ \Delta\sigma_i = \frac{{}^{t}k_i}{{}^{t}N} \cdot {}^{t}\sigma - \frac{{}^{0}k_i}{{}^{0}N} \cdot {}^{0}\sigma \qquad (11) $$

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。

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

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	$\frac{{}^t k_i}{{}^t N}{}^t\sigma_i - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N}{}^0\sigma_i$
級間変動	$\frac{{}^t k_i}{{}^t N}({}^t\sigma - {}^t\sigma_i) - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N}({}^0\sigma - {}^0\sigma_i)$

$$\begin{aligned}\varDelta\sigma &= {}^t\sigma - {}^0\sigma \\ &= \left(\sum_{i=1}^{m}\frac{{}^t k_i}{{}^t N}{}^t\sigma_i - \sum_{i=1}^{m}\frac{{}^0 k_i}{{}^0 N}{}^0\sigma_i\right) \\ &\quad + \left\{\sum_{i=1}^{m}\frac{{}^t k_i}{{}^t N}({}^t\sigma - {}^t\sigma_i) - \sum_{i=1}^{m}\frac{{}^0 k_i}{{}^0 N}({}^0\sigma - {}^0\sigma_i)\right\}\end{aligned} \tag{12}$$

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)]，

$$\begin{aligned}\varDelta\sigma &= {}^t\sigma - {}^0\sigma \\ &= \left(\sum_{i=1}^{m}\frac{{}^t k_i}{{}^t N}{}^t\sigma_i - \sum_{i=1}^{m}\frac{{}^0 k_i}{{}^0 N}{}^0\sigma_i\right) \\ &\quad + \left\{\sum_{i=1}^{m}\frac{{}^t k_i}{{}^t N}({}^t\sigma - {}^t\sigma_i) - \sum_{i=1}^{m}\frac{{}^0 k_i}{{}^0 N}({}^0\sigma - {}^0\sigma_i)\right\}\end{aligned}$$

(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 $\varDelta p_i$ は次のようになる（表3）。

この人口シェアの差

$$\begin{aligned}\varDelta p_i &= {}^t p_i - {}^0 p_i \\ &= \frac{{}^t k_i}{{}^t N} - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N}\end{aligned} \tag{13}$$

に対応しているのは，年齢階級別の標準偏差の差 $\varDelta\sigma_i$ である。これは次式であたえられる。

$$\varDelta\sigma_i = \frac{{}^t k_i}{{}^t N}\cdot{}^t\sigma - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N}\cdot{}^0\sigma$$

(11)［再掲］

さしあたり，この2つの変量のうち，$\varDelta p_i$ を横軸に，$\varDelta\sigma_i$ 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

人口シェア		人口シェアの差
基準時点	比較時点	
${}^0 p_i = \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N}$	${}^t p_i = \frac{{}^t k_i}{{}^t N}$	$\varDelta p_i = {}^t p_i - {}^0 p_i = \frac{{}^t k_i}{{}^t N} - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N}$

8）木村(2011)，p.102。
9）木村(2011)，p.115。
10）木村(2011)，p.102，脚注13。

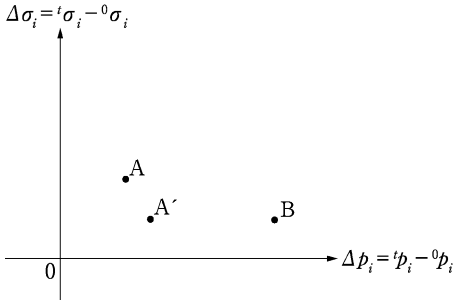


図 1　人口シェアの変動と標準偏差の変動
(年齢階級別)

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($x \to 0$)，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

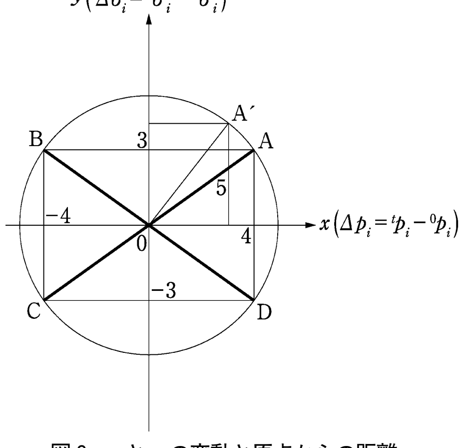


図 2　x と y の変動と原点からの距離 r

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。

⑵　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（$\theta=\theta_1$ の場合）。そこでは，直線OPの距離 r が同一の場合，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 が小さくなっている。横座標の値は人口シェアの変動の規模を示すので，角度 θ を人口シェアの変動を示す指標と見なすことができる。

そこで，角度θが小さいほど，それに対応して大きい値を返す変量があれば，その変量によって人口シェアの変動規模が直接的に計測可能になると期待できる。このような変量として余弦関数（コサイン・カーブ）に着目する[12)]（図4）。

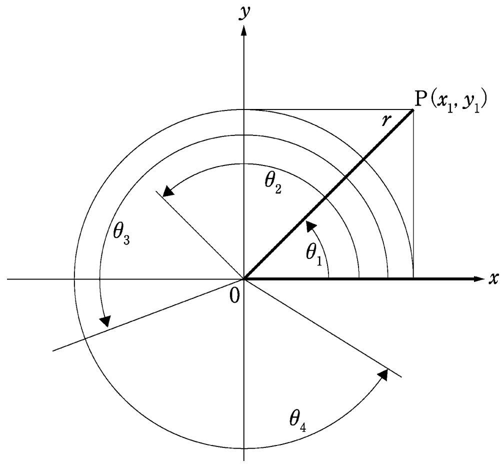


図3　基線からの角度（θ）と原点からの距離（r）

第1象限では角度 θ が $0<\theta<\frac{1}{2}\pi$ であるから（$\theta=\theta_1$，図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（図4）。しかも，第1象

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，Δp_i 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	$0<\tan\theta<+\infty$	$-\infty<\tan\theta<0$	$0<\tan\theta<+\infty$	$-\infty<\tan\theta<0$

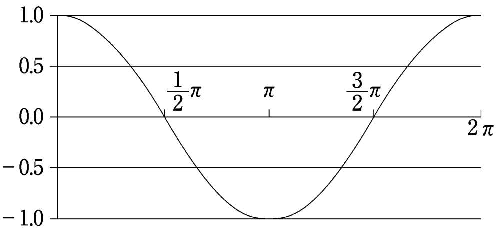


図 4　余弦関数(コサイン・カーブ)

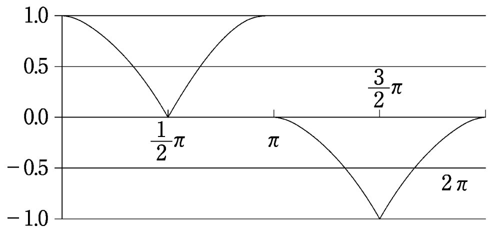


図 5　余弦関数の変換($0<\theta<2\pi$のとき)

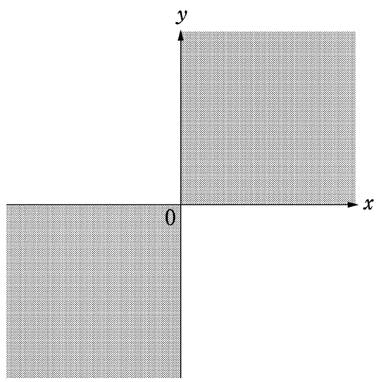


図 6(a)　${}^t\sigma>{}^0\sigma$ のとき

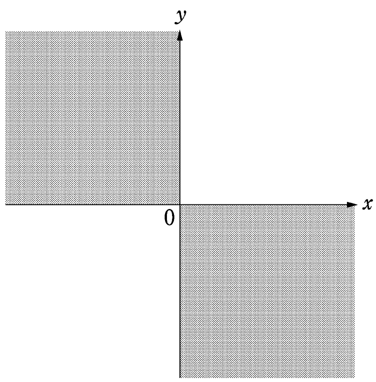


図 6(b)　${}^t\sigma<{}^0\sigma$ のとき

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($\theta=\theta_3$，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齬のあることが分かる($\theta=\theta_4$，図 3，図 4 参照)。

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)

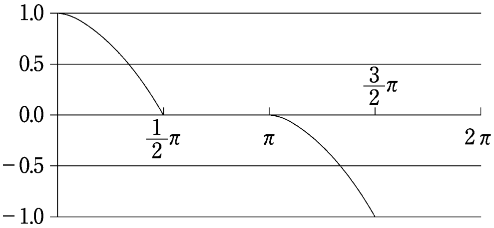


図7(a)　余弦関数の変換(1)
（$0<\theta<\frac{1}{2}\pi$ および $\pi<\theta<\frac{3}{2}\pi$ のとき）

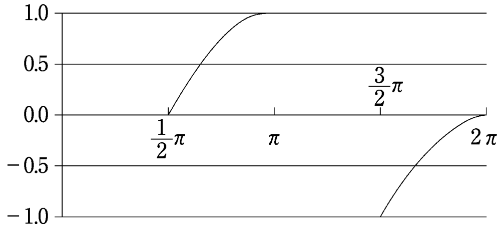


図7(b)　余弦関数の変換(2)
（$\frac{1}{2}\pi<\theta<\pi$ および $\frac{3}{2}\pi<\theta<2\pi$ のとき）

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(${}^t\sigma<{}^0\sigma$)，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：($\Delta p_i={}^tp_i-{}^0p_i$)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

①${}^t\sigma>{}^0\sigma$の場合

(a) $\Delta p_i'=\left(\frac{{}^tk_i}{{}^tN}-\frac{{}^0k_i}{{}^0N}\right)\times 100>0$　のとき

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

よって $\Delta\sigma_i$ は第1象限に落ちる。

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

$=0\left(\because\frac{{}^tk_i}{{}^tN}=\frac{{}^0k_i}{{}^0N}=p_c\right)$　のとき

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

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

よって $\Delta\sigma_i$ は y 軸上の非負の値になる。

(c) $\Delta p_i'=\left(\frac{{}^tk_i}{{}^tN}-\frac{{}^0k_i}{{}^0N}\right)\times 100<0$　のとき

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

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

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

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

$=0\left(\because\frac{{}^tk_i}{{}^tN}=\frac{{}^0k_i}{{}^0N}=p_c\right)$　のとき

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

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

よって $\Delta\sigma_i$ は y 軸上の非正の値になる。

表 4　年齢階級別人口シェア(Δp_i)と年齢階級別標準偏差の変動($\Delta\sigma_i$)の組($\Delta p_i'$, $\Delta\sigma_i$)の領域(2 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
${}^t\sigma > {}^0\sigma$	○	○	○	
${}^t\sigma = {}^0\sigma$	○		○	
${}^t\sigma < {}^0\sigma$	○		○	○

(注) σ は全年齢階級の標準偏差。

(c) $\Delta p_i' = \left(\frac{{}^t k_i}{{}^t N} - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N}\right) \times 100 < 0$　のとき

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

よって$\Delta\sigma_i$ は第 3 象限に落ちる。

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

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

$$\Delta\sigma_i = \frac{{}^t k_i}{{}^t N}{}^t\sigma - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N}{}^0\sigma = \left(\frac{{}^t k_i}{{}^t N} - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N}\right)\sigma_c > 0$$

よって $\Delta\sigma_i$ は第 1 象限に落ちる。

(b) $\Delta p_i' = \left(\frac{{}^t k_i}{{}^t N} - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N}\right) \times 100 = 0 \left(\because \frac{{}^t k_i}{{}^t N} = \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N} = p_c\right)$　のとき

$$\Delta\sigma_i = \frac{{}^t k_i}{{}^t N}{}^t\sigma - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N}{}^0\sigma = p_c\sigma_c - p_c\sigma_c = 0$$

よって $\Delta\sigma_i$ は原点に落ちる。

(c) $\Delta p_i' = \left(\frac{{}^t k_i}{{}^t N} - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N}\right) \times 100 < 0$　のとき

$$\Delta\sigma_i = \frac{{}^t k_i}{{}^t N}{}^t\sigma - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N}{}^0\sigma = \left(\frac{{}^t k_i}{{}^t N} - \frac{{}^0 k_i}{{}^0 N}\right)\sigma_c < 0$$

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(${}^t\sigma = {}^0\sigma$)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(${}^t\sigma > {}^0\sigma$ と ${}^t\sigma < {}^0\sigma$)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，${}^t\sigma < {}^0\sigma$ 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，

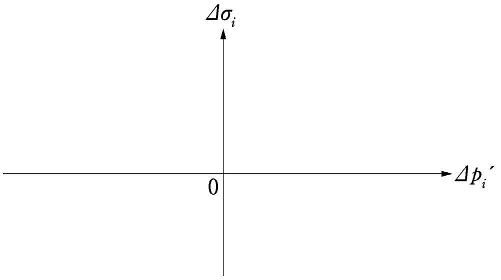


図8　人口シェアの変動$\left(\Delta p_i{}'=\left(\frac{{}^tk_i}{{}^tN}-\frac{{}^0k_i}{{}^0N}\right)\times 100\right)$と年齢階級別標準偏差の変動($\Delta\sigma_i={}^t\sigma_i-{}^0\sigma_i$)の領域

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	年齢階級	デカルト直交座標	極座標	年齢階級	デカルト直交座標	極座標	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。

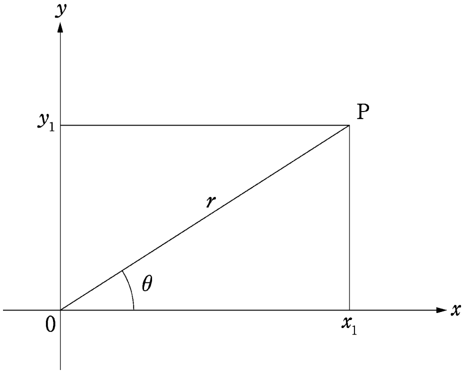


図　点Pの座標(デカルト直交座標表示：(x_1, y_1)；極座標表示(r, θ))

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($\Delta p_i{}'$)と②標準偏差の変動($\Delta\sigma_i$)の組$\mathrm{P}_i(\Delta p_i{}', \Delta\sigma_i)$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${}^tMLD$おくと，次のようになる。

$${}^0MLD={}^0\sum V_1+{}^0\sum V_2$$
$${}^tMLD={}^t\sum V_1+{}^t\sum V_2$$

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($\Delta MLD={}^tMLD-{}^0MLD$)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MLDの差をとれば，次のようになる。

$$\begin{aligned}\Delta MLD&={}^tMLD-{}^0MLD\\&=({}^t\sum V_1+{}^t\sum V_2)-({}^0\sum V_1+{}^0\sum V_2)\\&=({}^t\sum V_1-{}^0\sum V_1)+({}^t\sum V_2-{}^0\sum V_2)\\&=\sum U_1+\sum U_2+\sum U_3\end{aligned}$$

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，$\varDelta MLD$ は$\sum U_1$(年齢階級内効果)，$\sum U_2$(年齢階層間効果)，そして$\sum U_3$(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（$\sum$）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$\sum U_3$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$\sum U_2$(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，$\sum U_3$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，$\sum U_3$(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本稿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）

	全年齢階級	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
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
人口シェア	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）

	全年齢階級	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
相加平均	681.90	397.63	475.09	540.66	627.57	719.78	813.47	854.80	862.43	650.81	534.00
標準偏差	393.73	200.79	201.89	223.60	258.31	312.58	368.29	414.25	460.50	421.00	374.25
擬似標準偏差	393.73	348.03	289.02	264.47	263.97	314.87	391.08	448.89	494.63	422.14	402.42
人口シェア	1.00	0.00	0.03	0.07	0.09	0.10	0.11	0.12	0.12	0.12	0.24

付表 2(a)　年齢階級別基礎データ（単身世帯，1989 年）

（相加平均と(擬似)標準偏差は万円，人口シェアは比率）

	全年齢階級	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
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	93.69	92.39	135.83	173.04	360.68	294.62	233.71	211.85	239.54	162.53
人口シェア	1.00	0.17	0.15	0.07	0.06	0.04	0.04	0.05	0.06	0.10	0.25

付表 2(b)　年齢階級別基礎データ（2004 年，単身世帯）

（相加平均と(擬似)標準偏差は万円，人口シェアは比率）

	全年齢階級	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
相加平均	333.47	260.78	349.15	435.08	484.80	493.88	518.96	396.87	365.12	261.35	240.34
標準偏差	200.05	100.09	109.52	136.20	186.99	231.47	250.65	264.75	256.18	172.91	143.00
擬似標準偏差	200.05	123.70	110.64	169.92	240.55	281.62	311.81	272.23	258.12	187.34	170.66
人口シェア	1.00	0.07	0.11	0.08	0.07	0.05	0.05	0.05	0.08	0.08	0.36

付表 3(a)　年齢階級別寄与分（1989 年，二人以上世帯）

（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
寄与分	1989 年基準	2.32	14.90	33.20	50.86	57.46	51.53	43.51	40.67	32.48	38.60
	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。

付表 3(b)　年齢階級別寄与分（2004 年，二人以上世帯）

（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
寄与分	1989 年基準(*)	2.50	16.05	35.76	54.79	61.89	55.50	46.87	43.80	34.99	41.58
	2004 年基準	1.78	10.97	26.17	34.97	39.10	41.50	47.87	48.39	47.64	95.33

（＊）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 4(a)　年齢階級別寄与分（1989 年，単身世帯）

（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
寄与分	1989 年基準	29.31	26.35	12.20	10.36	7.28	6.55	9.30	9.54	17.48	43.52
	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)　年齢階級別寄与分（2004 年，単身世帯）

（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
寄与分	1989 年基準(*)	34.11	30.67	14.19	12.06	8.47	7.62	10.83	11.10	20.34	50.65
	2004 年基準	13.55	22.28	16.78	13.03	10.86	10.73	9.80	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	0.06	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	86.66	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°)	(4.4, 87°)	(7.8, 81°)	(15.5, 78°)	(58.4, 76°)
象限	3	3	3	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

付表 5(b)　人口動態効果指標(単身世帯，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)	−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°)	(5.9, 70°)	(3.5, 222°)	(31.3, 69°)
象限	3	3	1	1	1	1	2	1	3	1

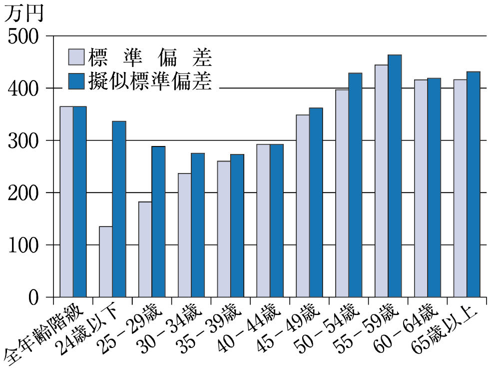
(1)　人口シェアの差はパーセント・ポイントに変換済み
(2)　原点と点(a, b)を結んだ直線と基線(x 軸)のなす角度があたえる余弦関数の値
(3)　図 5 にもとづく変換済み

付表 6(a)　象限別人口動態効果指標(二人以上世帯，1989 年～2004 年)

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 歳以下	(0.5, 251°)	(−0.2, −0.5)			
55-59 歳	(7.8, 81°)	(1.2, 7.7)				25-29 歳	(4.1, 252°)	(−1.3, −3.9)			
60-64 歳	(15.5, 78°)	(3.2, 15.2)				30-34 歳	(7.4, 251°)	(−2.4, −7.0)			
65 歳以上	(58.4, 76°)	(13.7, 56.7)				35-39 歳	(16.7, 253°)	(−5.0, −15.9)			
						40-44 歳	(19.3, 253°)	(−5.8, −18.4)			
						45-49 歳	(10.6, 250°)	(−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)

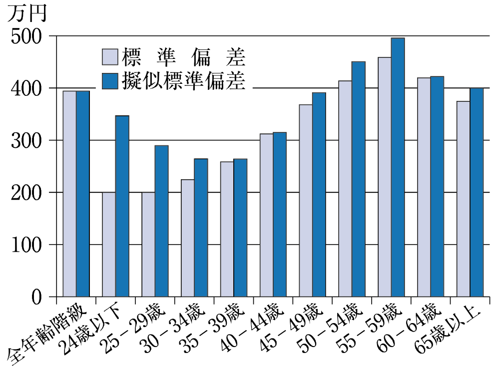
第 1 象限			第 2 象限			第 3 象限			第 4 象限		
年齢階級	極座標	直交座標	年齢階級	極座標	直交座標	年齢階級	極座標	直交座標	年齢階級	極座標	直交座標
30-34 歳	(4.8, 74°)	(1.3, 4.6)	50-54 歳	(0.7, 136°)	(−0.5, 0.5)	24 歳以下	(18.8, 237°)	(−10.3, −15.8)			
35-39 歳	(2.7, 80°)	(0.5, 2.7)				25-29 歳	(5.9, 224°)	(−4.2, −4.1)			
40-44 歳	(3.8, 72°)	(1.2, 3.6)				60-64 歳	(3.5, 222°)	(−2.6, −2.4)			
45-49 歳	(4.5, 70°)	(1.6, 4.2)									
55-59 歳	(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

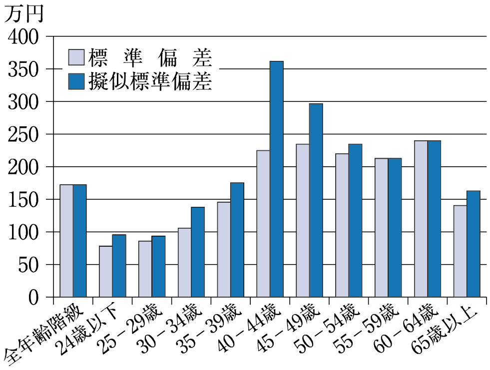
（出所）付表 1（a）



付図 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

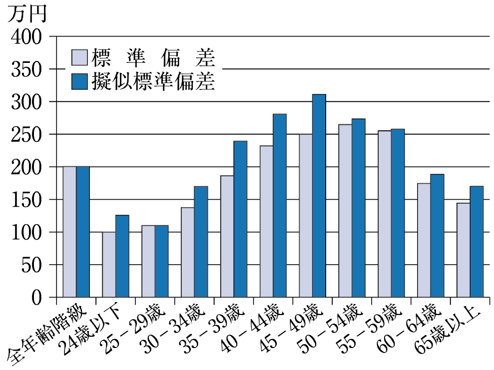
（出所）付表 1（b）



付図 2（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

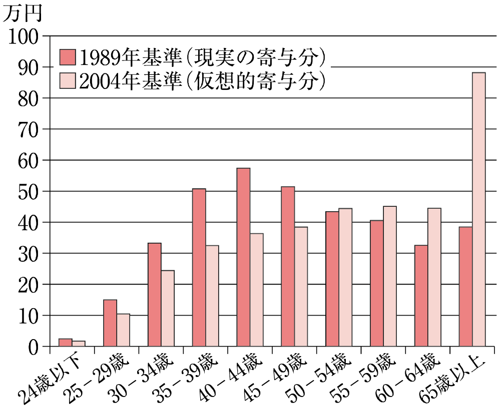
（出所）付表 2（a）



付図 2（b）　年齢階級別標準偏差と擬似標準偏差（単身世帯，2004 年）

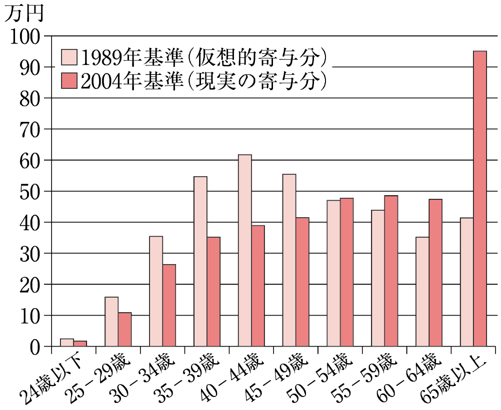
（注）総平均 333 万円，総標準偏差（全年齢階級）200 万円

（出所）付表 2（b）



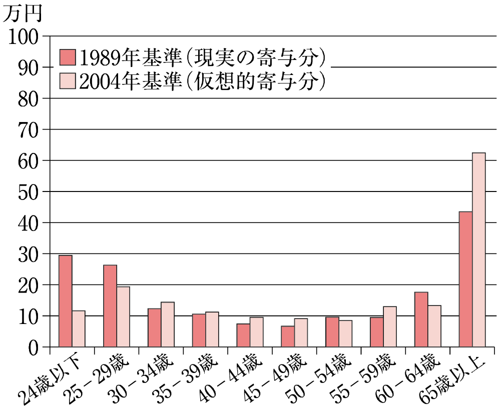
付図 3(a)　年齢階級別寄与分
(二人以上世帯，1989 年)

(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)



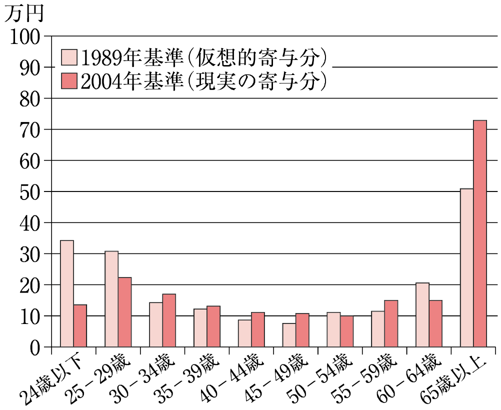
付図 3(b)　年齢階級別寄与分
(二人以上世帯，2004 年)

(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 3(b)



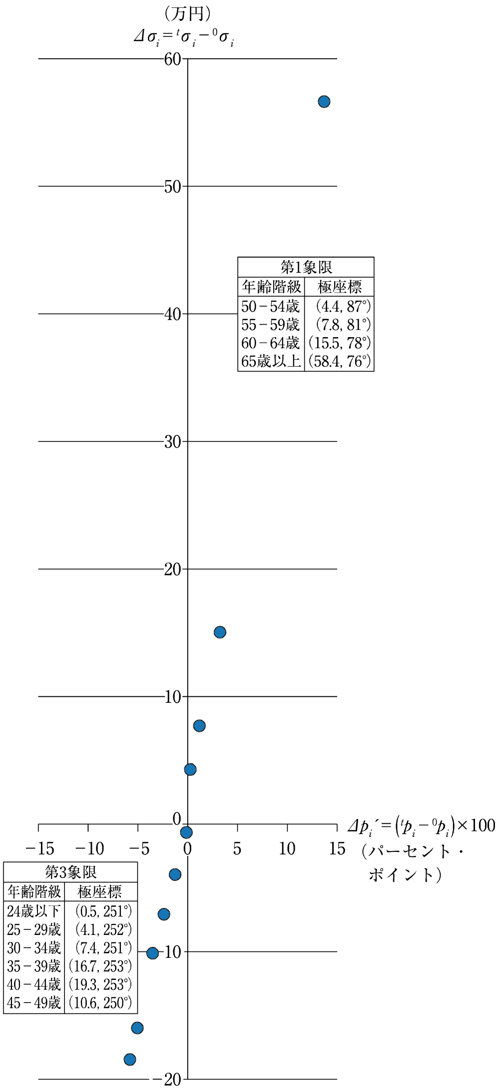
付図 4(a)　年齢階級別寄与分
(単身世帯，1989 年)

(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)

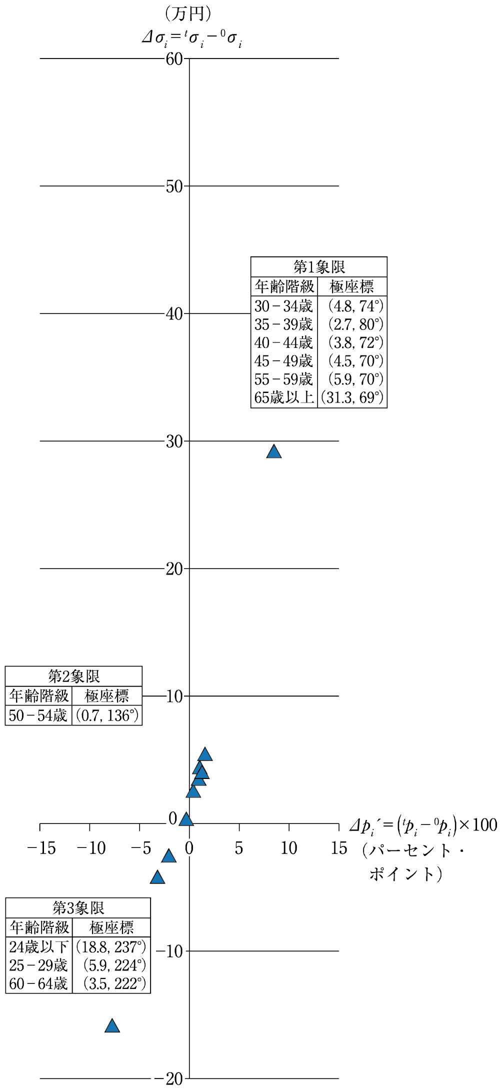


付図 4(b)　年齢階級別寄与分
(単身世帯，2004 年)

(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)



付図5(b)　人口シェアの変動と標準偏差の変動
(単身世帯，1989年～2004年)
(出所) 付表5(b)，付表6(b)