科学方法論からみたコウホート分析の新解釈
―危機からの脱出のパラダイム―

川口　雅正・森　　　宏

序

『経済白書―昭和31年度』は「もはや戦後ではない」を謳ったが、日本経済は1950年以降40年にわたって右肩上がりの成長を遂げた。食料消費は質量ともに大きく変貌したが、伝統的な経済モデル、主として価格と所得のそれで説明しうるものであった。1990年代初頭に「バブル」が崩壊して以来、我が国経済は「失われた20年余」と呼ばれる長期停滞に入り、いまだに抜け出していない。以前と比べ国民所得と諸物価は大きく変わらないが、食料消費は急速に変貌しつつある。これは従来の「洋風化」とか「健康志向」ではない。人口が急速に「少子・高齢化」し、合わせて戦前－戦直後に育った古い人々と「高度成長期」、近年の「情報化時代」に育った新しい人々との世代交代によるところが少なくない。

われわれは、1994年に園芸振興松島財団から創立20周年記念事業として、その後農畜産振興事業団(旧)から二度、さらに専修大学社会科学研究所から1996‐98年度にそれぞれ研究助成を受け、食料消費の変貌に、年齢・世代の側面から接近してきた。成果はその都度報告書や学会報告などで発表されたが、2001年に本研究所叢書2『食料消費のコウホート分析―年齢・世代・時代：Cohort Analysis of Japanese Food Consumption − New and Old Generations』森宏編（和英半々）として上梓された。その後、『専修経済学論集』や内外の学会誌と合わせ、本『年報』には第38号（2004）から第47号（2013）まで、連続してコウホート関連の論稿を掲載していただいた。 それらの多くは、コウホート分析を異なった品目に適用して、高齢化と世代交代の効果を析出する作業、シミュレーションによってわれわれが主として依存するベイズ型モデルの適合性を検定する作業、最近では従来のA/P/C 3効果モデルに、価格や所得などの経済変数を加えて、デモグラフィック要因から自由な経済弾力性を決定する試みであった。

本稿は、ベイズ型に固執することなく、コウホート分析の統計理論的な骨組みを科学方法論の基本にさかのぼって徹底的に検証し、新しいパラダイムと、従来のそれに捉われない、統計処理的にも実行し易い接近法を提案しようとするものである。その方法の理解をたすけるための事例として、これまでにも多く手掛けてきた生鮮果物：タイプの異なる品目としてりんごとバナナに適用したが、結果は、特に後者のケースでは期待したものではなかったようにみえる。実際の消費動向に詳しい現場の専門家の助言などを受け、価格や所得以外に当該食品の家計消費を動かす要因があればそれらを変数化することによって、より納得しうる結果が得られるのではないかと期待している。今後の具体的な課題である。

科学方法論からみたコウホート分析

（川口 稿）

はじめに

トーマス・クーンはその著書『科学革命の構造』中山訳（1971）の中で、「科学革命」、「パラダイム」、「通常科学」、「危機」という新たなコンセプト（用語）を科学史の分野に導入したことで有名である。「通常科学」とは、特定の科学者集団が一定期間、一定の過去の科学的業績を受け入れ、それを基礎として進行させる研究を意味している（ibid., p.12）。パラダイムという用語は、通常科学という用語と密接に関連するものである。実際の科学の仕事の模範となっている例（法則、理論、応用、装置を含めた）があって、それが一連の科学研究の伝統をつくるモデルとなるようなものを、クーンはパラダイムという用語で示そうと考えたのである（ibid., p.13）。通常科学の研究の中で、専門家の期待どおりの結果にならず、繰返し変則性が生じ「危機」に直面すると、ついにその専門家たちを新しい種類の前提、新しい科学の基礎に導くという異常な追求が始まるのである。専門家たちに共通した前提をひっくり返してしまうような異常な出来事を、クーンは「科学革命」と呼んでいる。上掲書の訳者中山はあとがき（ibid., p.271）の中で次のように述べている。「クーンが本書で導入した新しい用語を簡単に結びつけてみると、「科学革命」が起こって科学者たちは新しい「パラダイム」の下に「通常科学」の伝統を拓き、その伝統の中で「危機」が起ると、次の科学革命を準備する、ということになる。」。

なお、科学史や科学方法論でいう科学とは何であろうか。この点について、後の議論で必要となる範囲内で、筆者の考え（川口、1981）を簡潔に述べておきたい。自然および社会を支配する客観的法則を人間の意識に反映させる、人間の認識活動が「科学」であり、それによって得られる知識の体系は科学の結果にほかならない（牧、1967；武谷、1968 a,b）。科学は社会的活動として行われるので、クーンが述べるように認識の深化の過程は実際には大変複雑である。しかし、理論的仮説と科学的経験との間の矛盾を原動力として繰返される理論的仮説の修正を通して、理論的仮説は普遍的な法則に一層近いものとなっていく、と考えられる。従って科学的認識の深化にとって、科学的経験に基づく理論的仮説の検証は不可欠であろう。

以上のようなクーンの分析の枠組みを利用すると、本研究の課題は簡潔に次のように述べられる。つまり、A / P / C コウホート分析の現在のパラダイムはどのようにして形成され、そのパラダイムの下でどのように研究が進展してきたのであろうか。また現在のパラダイムの下で、A / P / C コウホート分析はどのような危機に瀕しているのであろうか。特に科学方法論からみてどのような危機に瀕しているのであろうか。そのような危機（迷路）から脱出するためには、どのような新たなパラダイムが必要であろうか。本研究の課題はこれらの点について分析し、危機からの脱出のパラダイムについて考察することである。

＜A / P / C コウホート分析のパラダイムの形成と研究の進展＞

以下のコウホート分析の基礎データは所謂コウホート表である。コウホート表は纏め方によって

次の三つのケースに分けられる。表1（川口、2007、p.39）のように**年次間隔**と**年齢区分**の間隔が等しいコウホート表は「**標準コウホート表**」と呼ばれている。

表1 「標準コウホート表」―ある食品の年齢階級別消費の推移、1970、1980、1990および2000年（1人当たり ―架空例）

	20-29歳	30-39歳	40-49歳	50-59歳
1970年	10	15	18	18
1980年	10	17	20	19
1990年	8	14	21	18
2000年	6	11	18	17

年次間隔と年齢区分の間隔が異なるコウホート表は「**一般コウホート表**」と呼ばれている。年次間隔ではなく**年次区分**を利用して纏めたコウホート表を、本稿では「**年次区分コウホート表**」と呼ぶ。年次区分コウホート表では、特定の個人群が年次によって二つのCohortに属するという重複が生じる点で厳密にはケース1の標準コウホート表とは異なるが、通常形式的には、標準コウホート表と同様に扱われているので、本稿でも同様に扱う。

A / P / Cコウホート分析とは、回帰分析等の統計的な計量モデルを利用して、以上のようなコウホート表の形に纏められた観察結果の変動を、年齢効果（age：A効果と略記）、時代効果（period：P効果と略記）、コウホート効果（cohort：C効果と略記）、という3要因で説明しようとする分析のことである。

このようなA / P / Cコウホート分析のパラダイムがどのようにして形成され、そのパラダイムの下でどのように研究が進展してきたのか、以下簡潔に考察する。考察に当たっては標準コウホート表を利用する。その理由は、①上述のどのタイプのコウホート表を利用しても直面する理論的・本質的な問題点は同じである、②これまでの多くの理論的な議論が標準コウホート表を利用して行われている、ということである。また議論を理解し易くするために、（必要な場合には補足説明をするが）原則として、上述の表1を事例として議論を展開する。

現在のA / P / Cコウホート分析のパラダイムはメイソンら（Mason et al. 1973）によって形成されたと一般に言われている。メイソンらは『識別問題』の存在とその回避の仕方についても詳しく論じており、それがA / P / Cコウホート分析の始まりと考えられる。メイソンらの論点で本稿の以下の議論と密接に関連する部分を要約すると次のとおりである。第一に、A、P、Cの3要因を同時に考慮することが望ましい。第二に、A、P、Cの各要因の効果は、その要因の区分（分割）された水準毎の効果を示すパラメータの線形関数（合計）としてダミー変数を利用して自由（functional free）な形で表わすことが望ましい。第三に、その一般的なモデルの各パラメータの値を統計的に推計するには、『識別問題』を回避するための付加的な制限が必要であるが、限られた知識の下でその制限は必要最小限にすべきである。具体的には「ある一要因の二水準の効果を示すパラメータの**推計値**は等しい」という制限でよい（メイソンらはここでパラメータの**推計値**と**真の値**とを区別していないが、後述のようにこの区別は理論上決定的に重要である）。第四に、仮説的なデータと普通の最小二乗法によるシミュレーション分析の結果によれば、どの要因のどの二水準へ上述の制限を課すかによって、決定係数は変わらないが、一般に各パラメータの推計値は大幅に異なる。ま

たどの制限を課しても一般に推計値は大なり小なり真の値と異なる（Yang and Land、2013、Chap.4も参照）。

メイソンらの以上の論点とその後の研究の展開を、上述の表1の事例を利用して、現代ふうに説明すると次のとおりである。表1の年齢区分毎の効果・時代区分毎の効果・コウホート区分毎の効果を示すパラメータを表2の記号β_i^A（i=1, 2, 3, 4）、β_t^P（t=1, 2, 3, 4）、β_k^C（k=1, 2, 3, 4, 5, 6, 7）で表わす。また総平均効果を示すパラメータをμで表わす。

表２　表1の年齢効果、時代効果、コウホート効果の表記法

	20-29歳　β_1^A	30-39歳　β_2^A	40-49歳　β_3^A	50-59歳　β_4^A
1970年　β_1^P	$Y_1 = 10$　β_4^C	$Y_2 = 15$　β_3^C	$Y_3 = 18$　β_2^C	$Y_4 = 18$　β_1^C
1980年　β_2^P	$Y_5 = 10$　β_5^C	$Y_6 = 17$　β_4^C	$Y_7 = 20$　β_3^C	$Y_8 = 19$　β_2^C
1990年　β_3^P	$Y_9 = 8$　β_6^C	$Y_{10} = 14$　β_5^C	$Y_{11} = 21$　β_4^C	$Y_{12} = 18$　β_3^C
2000年　β_4^P	$Y_{13} = 6$　β_7^C	$Y_{14} = 11$　β_6^C	$Y_{15} = 18$　β_5^C	$Y_{16} = 17$　β_4^C

するとこの場合のA / P / Cコウホート分析モデルは次のように表わされる。但し『ゼロ和制約』（$\beta_1^A + \beta_2^A + \beta_3^A + \beta_4^A = 0$；$\beta_1^P + \beta_2^P + \beta_3^P + \beta_4^P = 0$；$\beta_1^C + \beta_2^C + \beta_3^C + \beta_4^C + \beta_5^C + \beta_6^C + \beta_7^C = 0$）を利用して$\beta_4^A$は$-$（$\beta_1^A + \beta_2^A + \beta_3^A$）、$\beta_4^P$は$-$（$\beta_1^P + \beta_2^P + \beta_3^P$）、$\beta_7^C$は$-$（$\beta_1^C + \beta_2^C + \beta_3^C + \beta_4^C + \beta_5^C + \beta_6^C$）と表わされ$\beta_4^A$、$\beta_4^P$、$\beta_7^C$は消去される。

$$
\begin{aligned}
Y_1 &= \mu + \beta_1^A + \beta_1^P + \beta_4^C + \varepsilon_1\\
Y_2 &= \mu + \beta_2^A + \beta_1^P + \beta_3^C + \varepsilon_2\\
Y_3 &= \mu + \beta_3^A + \beta_1^P + \beta_2^C + \varepsilon_3\\
Y_4 &= \mu - \beta_1^A - \beta_2^A - \beta_3^A + \beta_1^P + \beta_1^C + \varepsilon_4\\
Y_5 &= \mu + \beta_1^A + \beta_2^P + \beta_5^C + \varepsilon_5\\
Y_6 &= \mu + \beta_2^A + \beta_2^P + \beta_4^C + \varepsilon_6\\
Y_7 &= \mu + \beta_3^A + \beta_2^P + \beta_3^C + \varepsilon_7\\
Y_8 &= \mu - \beta_1^A - \beta_2^A - \beta_3^A + \beta_2^P + \beta_2^C + \varepsilon_8\\
Y_9 &= \mu + \beta_1^A + \beta_3^P + \beta_6^C + \varepsilon_9\\
Y_{10} &= \mu + \beta_2^A + \beta_3^P + \beta_5^C + \varepsilon_{10}\\
Y_{11} &= \mu + \beta_3^A + \beta_3^P + \beta_4^C + \varepsilon_{11}\\
Y_{12} &= \mu - \beta_1^A - \beta_2^A - \beta_3^A + \beta_3^P + \beta_3^C + \varepsilon_{12}\\
Y_{13} &= \mu + \beta_1^A - \beta_1^P - \beta_2^P - \beta_3^P - \beta_1^C - \beta_2^C - \beta_3^C - \beta_4^C - \beta_5^C - \beta_6^C + \varepsilon_{13}\\
Y_{14} &= \mu + \beta_2^A - \beta_1^P - \beta_2^P - \beta_3^P + \beta_6^C + \varepsilon_{14}\\
Y_{15} &= \mu + \beta_3^A - \beta_1^P - \beta_2^P - \beta_3^P + \beta_5^C + \varepsilon_{15}\\
Y_{16} &= \mu - \beta_1^A - \beta_2^A - \beta_3^A - \beta_1^P - \beta_2^P - \beta_3^P + \beta_4^C + \varepsilon_{16}
\end{aligned}
$$

ここでε_i（$i = 1, 2, \cdots\cdots, 16$）は通常正規分布NID$(0, \sigma^2)$をする誤差項である。

…………………………………………… (1)

なお、観察事項が計量的な事項である場合には、観察結果を直接従属変数とし誤差項が正規分布

をする（1）式のようなコウホート分析モデルがよく利用されるが、観察事項が計数的な事項である場合には、例えばロジットコウホートモデル（Sasaki and Suzuki、1987、p.1062）のように、観察結果のある関数値を従属変数とし誤差項が必ずしも正規分布をするとは限らないようなモデルが利用されることもある。特に断らない限り(1)式のモデルを前提として以下の議論を行うが、議論の本質はモデルが異なっても同じである。

このモデルの各パラメータの値を普通の最小二乗法で推計しようとしても、『識別問題』のために唯一の推計値を得ることは不可能である。川口（2007）が示すように、最小二乗法で得られるのは、t を任意の実数値として、次式で示されるような無数の推計値（ベクトル）である。なお（μ）はパラメータ μ の値の推計値を示し、他も同様である。

$$
\begin{aligned}
(\mu) &= 14.75 + (0)\,t \\
(\beta_1^{A}) &= -5.588 + (-3/2)\,t \\
(\beta_2^{A}) &= -0.5293 + (-1/2)\,t \\
(\beta_3^{A}) &= 3.904 + (1/2)\,t \\
(\beta_1^{P}) &= -0.537 + (3/2)\,t \\
(\beta_2^{P}) &= 1.154 + (1/2)\,t \\
(\beta_3^{P}) &= 0.4707 + (-1/2)\,t \\
(\beta_1^{C}) &= 1.574 + (-3)\,t \\
(\beta_2^{C}) &= 0.3827 + (-2)\,t \\
(\beta_3^{C}) &= 0.6913 + (-1)\,t \\
(\beta_4^{C}) &= 1.50 + (0)\,t \\
(\beta_5^{C}) &= -0.1913 + (1)\,t \\
(\beta_6^{C}) &= -1.883 + (2)\,t
\end{aligned}
\qquad\cdots\cdots\cdots\cdots (2)
$$

ここで上式のtの前の（ ）の中の13個の数（数列）で構成される列ベクトルをB_0で表わす。また右辺第1項の13個の数（数列）で構成される列ベクトルをIEで表す。IE自身も一つの推計値ベクトルであり、Intrinsic Estimator と呼ばれている。上式で同じ行に現れる、B_0の要素、IEの要素、左辺のパラメータは「対応する」ということにする。ベクトルB_0とベクトルIEは直交する。つまり両ベクトルの対応する要素の積和はゼロである。

ベクトルB_0は標準コウホート表のサイズ（行数と列数）だけで決まる重要なものであり、B_0の各要素の値を（1)式の対応するパラメータに代入すると、(1)式の右辺の値は誤差項を除いてすべてゼロとなることが分る。つまり、(1)式のパラメータの係数列ベクトルが一次独立でないことが分る（μ 以外のどれか一つのパラメータの係数列ベクトルを削除すれば一次独立となることが知られている)。『識別問題』とはこのことを指しているのである。

<パラメータの推計値への制限を課すことによる推計のバイアス>

メイソンらが指摘するように、各パラメータの唯一の推計値を得るためには何らかの情報が必要である。メイソンらは例えば（β_1^{A}）=（β_2^{A}）という制限を課した。ところでこのような制限を課

して得た各パラメータの推計値とパラメータの真の値とはどのような関係にあるのであろうか。この点について考える場合に重要な点は次のことである。まず最初に、総平均効果、年齢区分毎の効果、時代区分毎の効果、コウホート区分毎の効果を示す次のような「新たなパラメータ」を導入する。この新たなパラメータは、θを任意の実数値として、真のパラメータに列ベクトルB_0の対応する要素のθ倍を加えたものであり、$\theta=0$の場合には真のパラメータと同じである。

$$
\begin{aligned}
\mu(\theta) &= \mu + (0)\,\theta \\
\beta_1^A(\theta) &= \beta_1^A + (-3/2)\,\theta \\
\beta_2^A(\theta) &= \beta_2^A + (-1/2)\,\theta \\
\beta_3^A(\theta) &= \beta_3^A + (1/2)\,\theta \\
\beta_1^P(\theta) &= \beta_1^P + (3/2)\,\theta \\
\beta_2^P(\theta) &= \beta_2^P + (1/2)\,\theta \\
\beta_3^P(\theta) &= \beta_3^P + (-1/2)\,\theta \\
\beta_1^C(\theta) &= \beta_1^C + (-3)\,\theta \\
\beta_2^C(\theta) &= \beta_2^C + (-2)\,\theta \\
\beta_3^C(\theta) &= \beta_3^C + (-1)\,\theta \\
\beta_4^C(\theta) &= \beta_4^C + (0)\,\theta \\
\beta_5^C(\theta) &= \beta_5^C + (1)\,\theta \\
\beta_6^C(\theta) &= \beta_6^C + (2)\,\theta
\end{aligned}
\qquad \cdots\cdots (3)
$$

(1)式の構造の下で、この新たなパラメータから生み出されるデータ（真のパラータの代わりに対応する新たなパラメータを代入して(1)式から得られるデータ）は、いかなる実数値θに対しても、真のパラメータから生み出されるデータと全く同じである。このことは上述の『識別問題』の説明から明らかであろう。従って、何らかの付加的な情報が無い限り、どのようなθの値に対応する新たなパラメータからデータが生み出されたのか知ることは不可能である。

そこでメイソンらは、過去の経験に基づいて、例えば年齢の「第一区分の効果」と「第2区分の効果」は等しいという考えに基づいて、年齢の「第一区分の効果」の推計値と「第2区分の効果」の推計値は等しい、という制限を付けるのである。ここで重要な点は、$\beta_1^A=\beta_2^A$という関係が本当に成立しているかどうか分らない（神のみぞ知る）のであるが、適当なθの値に対応する新たなパラメータは、年齢の「第一区分の効果」と「第2区分の効果」は等しいという条件を本当に満たしているということである。$\theta=(\beta_1^A-\beta_2^A)$の時第一区分の効果$\beta_1^A(\theta)=\beta_1^A+(-3/2)\theta$と第2区分の効果$\beta_2^A(\theta)=\beta_2^A+(-1/2)\theta$は共に$(-0.5\beta_1^A+1.5\beta_2^A)$で等しい。従ってSearle（1971、p.215）が述べるように、メイソンらが上述のような制限を付けて実際に求めているのは、真のパラメータの推計値ではなく、$\theta=(\beta_1^A-\beta_2^A)$の時の新たなパラメータの推計値（しかも線形最良不偏推定best linear unbiased estimationによる推計値）なのである。もちろん$\beta_1^A=\beta_2^A$という関係が成立している場合には、$\theta=0$となるので、その新たなパラメータは真のパラメータに等しい。かくて、メイソンらの推計値のベクトルには、ベクトルB_0の$(\beta_1^A-\beta_2^A)$倍のバイアスが含まれているのである。以上の考察結果を一般的な命題として纏めると次の命題1のようになる。

（命題1）パラメータの唯一の推計値を得るために、パラメータの推計値へある一つの線形の制限を課すことは、同じ線形の制限を本当に満たす新たなパラメータ（適当な θ の値を選べば必ず一組存在する）の線形最良不偏推定を行うことを意味する。（その線形の制限を利用して一つのパラメータを削除した回帰分析モデルを導き、普通の最小二乗法でパラメータの推計をすると、推計されたパラメータの値はその線形最良不偏推定値になっている。またその線形の制限式に推計されたパラメータの値を代入して、削除された一つのパラメータの値を求めると、その値は削除されたパラメータの線形最良不偏推定値になっている（竹内、1964、pp.109-110)。このようにして得られたパラメータの推計値は、最初の回帰分析モデルの正規方程式を同じ線形の制限の下で解いて得られる推計値と同じである。この命題に関してSearle（1971、p.215）も参照して頂きたい。）

例えば表1の事例で、「パラメータの推計値のベクトルがベクトル B_0 と直交する」という制限を課す場合を考えてみよう。この場合、(2)式から明らかなように、得られるパラメータの唯一の推計値のベクトルはIEである。そして同じ制限を本当に満たす新たなパラメータは、次に示すように、θ の値が $\underline{\theta}$ の時の新たなパラメータである。つまり、新たなパラメータのベクトルとベクトル B_0 との積和は次式の左辺の合計であるから、その合計がゼロとなる（両ベクトルが直交する）のは θ が (4)式に示す $\underline{\theta}$ に等しい時である。

$$
\begin{aligned}
(0)\,\mu(\theta) &= (0)\,\mu + (0)^2\,\theta \\
(-3/2)\,\beta_1^{A}(\theta) &= (-3/2)\,\beta_1^{A} + (-3/2)^2\theta \\
(-1/2)\,\beta_2^{A}(\theta) &= (-1/2)\,\beta_2^{A} + (-1/2)^2\theta \\
(1/2)\,\beta_3^{A}(\theta) &= (1/2)\,\beta_3^{A} + (1/2)^2\theta \\
(3/2)\,\beta_1^{P}(\theta) &= (3/2)\,\beta_1^{P} + (3/2)^2\theta \\
(1/2)\,\beta_2^{P}(\theta) &= (1/2)\,\beta_2^{P} + (1/2)^2\theta \\
(-1/2)\,\beta_3^{P}(\theta) &= (-1/2)\,\beta_3^{P} + (-1/2)^2\theta \\
(-3)\,\beta_1^{C}(\theta) &= (-3)\,\beta_1^{C} + (-3)^2\theta \\
(-2)\,\beta_2^{C}(\theta) &= (-2)\,\beta_2^{C} + (-2)^2\theta \\
(-1)\,\beta_3^{C}(\theta) &= (-1)\,\beta_3^{C} + (-1)^2\theta \\
(0)\,\beta_4^{C}(\theta) &= (0)\,\beta_4^{C} + (0)^2\theta \\
(1)\,\beta_5^{C}(\theta) &= (1)\,\beta_5^{C} + (1)^2\theta \\
(2)\,\beta_6^{C}(\theta) &= (2)\,\beta_6^{C} + (2)^2\theta
\end{aligned}
$$

$$
\begin{aligned}
\text{左辺の合計} = {} & 24.5\,\theta - (3/2)\,\beta_1^{A} - (1/2)\,\beta_2^{A} + (1/2)\,\beta_3^{A} + (3/2)\,\beta_1^{P} + (1/2)\,\beta_2^{P} \\
& - (1/2)\,\beta_3^{P} - 3\,\beta_1^{C} - 2\beta_2^{C} - \beta_3^{C} + \beta_5^{C} + 2\beta_6^{C} = 0
\end{aligned}
$$

左辺の合計がゼロとなる θ の値 $\underline{\theta}$ は

$$
\begin{aligned}
\underline{\theta} = {} & -(1/24.5)\,[-(3/2)\,\beta_1^{A} - (1/2)\,\beta_2^{A} + (1/2)\,\beta_3^{A} + (3/2)\,\beta_1^{P} + (1/2)\,\beta_2^{P} \\
& - (1/2)\,\beta_3^{P} - 3\,\beta_1^{C} - 2\beta_2^{C} - \beta_3^{C} + \beta_5^{C} + 2\beta_6^{C}] \qquad \cdots\cdots\cdots\cdots (4)
\end{aligned}
$$

かくて、この場合の推計値のベクトルIEには、ベクトル B_0 の $\underline{\theta}$ 倍のバイアスが含まれているのである。もちろん真のパラメータベクトルとベクトル B_0 が直交するならば、(4)式から明らかなように $\underline{\theta}$ はゼロであるから、この新たなパラメータは真のパラメータと等しく、

IEにはバイアスは含まれない。

＜どんな推計値に対してもその値が不変な推計値の一次式ーestimable functions＞

メイソンらが指摘するように、どのような制限を課してパラメータの唯一の値を求めるかによって、得られるパラメータの推計値は様々に異なる。しかしどんな推計値を代入して計算してもその値が不変で常に等しい推計値の一次式がある。そのような推計値の一次式はestimable functionsと呼ばれている（Searle、1971、pp.159-162：180-188を参照）。上述の表1の事例を利用して、estimable functionsの例を現代風に示すと次のとおりである。つまり（2)式に示す推計値の一次式 $a(\mu)+b(\beta_1^A)+c(\beta_2^A)+d(\beta_3^A)+e(\beta_1^P)+f(\beta_2^P)+g(\beta_3^P)+h(\beta_1^C)+i(\beta_2^C)+j(\beta_3^C)+k(\beta_4^C)+l(\beta_5^C)+m(\beta_6^C)$ の係数ベクトル（a, b, c, d, e, f, g, h, i, j, k, l, m）がベクトル B_0 と直交し、推計値の一次式に t の項が含まれないことが、その一次式がestimable functionsであるための必要十分条件である（Kupper et al., 1985、pp.828-830を参照）。

A / P / Cコウホート分析のその後の研究の課程で、いくつかのestimable functionsが注目されるようになったが、近年特別なestimable functionsが注目を集めるようになった。このことを上述の表1の事例を利用して説明しておこう。説明を簡潔にするために最初に次のような記号を導入する。(2)式の各行に対応する B_0 の要素を乗じると次の（5)式が得られる。(5)式の左辺の合計を $(B_0, (\ ))$、右辺第1項の合計を (B_0, IE)、右辺第2項の合計を $(B_0, B_0)\,t$ で表わすと、$(B_0, (\ )) = (B_0, IE) + (B_0, B_0)\,t$ という式が得られる。

$$
\begin{aligned}
&(0)(\mu) &&= 14.750(0) &&+ (0)^2\,t\\
&(-3/2)(\beta_1^A) &&= -5.5880(-3/2) &&+ (-3/2)^2\,t\\
&(-1/2)(\beta_2^A) &&= -0.5293(-1/2) &&+ (-1/2)^2\,t\\
&(1/2)(\beta_3^A) &&= 3.9040(1/2) &&+ (1/2)^2\,t\\
&(3/2)(\beta_1^P) &&= -0.5370(3/2) &&+ (3/2)^2\,t\\
&(1/2)(\beta_2^P) &&= 1.1540(1/2) &&+ (1/2)^2\,t\\
&(-1/2)(\beta_3^P) &&= 0.4707(-1/2) &&+ (-1/2)^2\,t\\
&(-3)(\beta_1^C) &&= 1.5740(-3) &&+ (-3)^2\,t\\
&(-2)(\beta_2^C) &&= 0.3827(-2) &&+ (-2)^2\,t\\
&(-1)(\beta_3^C) &&= 0.6913(-1) &&+ (-1)^2\,t\\
&(0)(\beta_4^C) &&= 1.5000(0) &&+ (0)^2\,t\\
&(1)(\beta_5^C) &&= -0.1913(1) &&+ (1)^2\,t\\
&(2)(\beta_6^C) &&= -1.8830(2) &&+ (2)^2\,t
\end{aligned}
$$

上式の両辺をそれぞれ項毎に合計すると次式が得られる。

$$
\begin{aligned}
(B_0, (\ )) &= (B_0, IE) + (B_0, B_0)\,t\\
(B_0, (\ )) &= (0)(\mu) + (-3/2)(\beta_1^A) + (-1/2)(\beta_2^A) + (1/2)(\beta_3^A) + (3/2)(\beta_1^P)\\
&\quad + (1/2)(\beta_2^P) + (-1/2)(\beta_3^P) + (-3)(\beta_1^C) + (-2)(\beta_2^C) + (-1)(\beta_3^C)
\end{aligned}
$$

$$+(0)(\beta_4^C)+(1)(\beta_5^C)+(2)(\beta_6^C) \quad \cdots\cdots (5)$$

上述のように、ベクトルB_0とベクトルIEは直交するから、$(B_0, IE)=0$が成立する。また(B_0, B_0)はベクトルB_0の要素の平方和δを示す正の定数であり、この事例では$\delta=(0)^2+(-3/2)^2+(-1/2)^2+\cdot+(2)^2=24.5$に等しい。従って(5)式から$(B_0, (\ ))/\delta = t$という関係が成立する。

説明の見通しを良くするために、結論を先取りすれば、特別なestimable functionsとは(2)式の右辺第1項のIEベクトルの各要素のことである。つまり、(2)式の右辺第2項（tの項）を左辺に移項し、tの代わりに$(B_0, (\ ))/\delta$を代入するとIEベクトルの要素が右辺に現れる次の(6)式が得られる。(6)式は、唯一のパラメータの推計値を得るために推計値に課す制限がどのようなものであっても、得られたパラメータの推計値と左辺の式を利用して計算した値は不変であり、その値はベクトルIEの要素に等しいことを示している。

$$\begin{aligned}
&(\mu) - (0)\{(B_0,(\ ))/\delta\} &&= 14.75\\
&(\beta_1^A) - (-3/2)\{(B_0,(\ ))/\delta\} &&= -5.588\\
&(\beta_2^A) - (-1/2)\{(B_0,(\ ))/\delta\} &&= -0.5293\\
&(\beta_3^A) - (1/2)\{(B_0,(\ ))/\delta\} &&= 3.904\\
&(\beta_1^P) - (3/2)\{(B_0,(\ ))/\delta\} &&= -0.537\\
&(\beta_2^P) - (1/2)\{(B_0,(\ ))/\delta\} &&= 1.154\\
&(\beta_3^P) - (-1/2)\{(B_0,(\ ))/\delta\} &&= 0.4707\\
&(\beta_1^C) - (-3)\{(B_0,(\ ))/\delta\} &&= 1.574\\
&(\beta_2^C) - (-2)\{(B_0,(\ ))/\delta\} &&= 0.3827\\
&(\beta_3^C) - (-1)\{(B_0,(\ ))/\delta\} &&= 0.6913\\
&(\beta_4^C) - (0)\{(B_0,(\ ))/\delta\} &&= 1.50\\
&(\beta_5^C) - (1)\{(B_0,(\ ))/\delta\} &&= -0.1913\\
&(\beta_6^C) - (2)\{(B_0,(\ ))/\delta\} &&= -1.883 \quad \cdots\cdots (6)
\end{aligned}$$

(6)式の左辺の各項は、(2)式に示す推計値の一次式、$a(\mu)+b(\beta_1^A)+c(\beta_2^A)+d(\beta_3^A)+e(\beta_1^P)+f(\beta_2^P)+g(\beta_3^P)+h(\beta_1^C)+i(\beta_2^C)+j(\beta_3^C)+k(\beta_4^C)+l(\beta_5^C)+m(\beta_6^C)$の形になっており、その値は右辺の定数に等しくtの項を含んでいない。従って係数ベクトル（a, b, c, d, e, f, g, h, i, j, k, l, m）はベクトルB_0と直交しており、(6)式の左辺の各項はestimable functionsである。実際に係数ベクトル（a, b, c, d, e, f, g, h, i, j, k, l, m）がベクトルB_0と直交していることは容易に確かめられる。例えば(6)式の最初の式の係数ベクトルは（1, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0）であり明らかにB_0と直交する。上から2番目の式の係数ベクトルは$(0, 1-(-3/2)^2/\delta$、$-(-3/2)(-1/2)/\delta$、$-(-3/2)(1/2)/\delta$、$-(-3/2)(3/2)/\delta$、$-(-3/2)(1/2)/\delta$、$-(-3/2)(-1/2)/\delta$、$-(-3/2)(-3)/\delta$、$-(-3/2)(-2)/\delta$、$-(-3/2)(-1)/\delta$、$-(-3/2)(0)/\delta$、$-(-3/2)(1)/\delta$、$-(-3/2)(2)/\delta)$でありB_0と直交している。上から3番目以下の式の係数ベクトルがB_0と直交することも同様に確かめられる。実際(6)式の左辺は(2)式の推計値ベクトルからベクトルB_0の成分を取除くためのGram−Schmidtの直交化法（中川・小柳、1982、pp.65−66）の公式そのものである。

このように、(2)式の右辺第1項のベクトルIE（Intrinsic Estimator）は、その要素がestimable functionsであり、ベクトルB_0と直交するパラメータの推計値ベクトルである。推計値ベクトルIEには、既に述べたようにベクトルB_0の$\underline{\theta}$倍のバイアスが含まれている。また、ベクトルIEとベクトルB_0が直交することを利用して、(2)式から容易に

$$(\text{推計値ベクトルの長さ})^2 = (\mu)^2 + (\beta_1^{A})^2 + (\beta_2^{A})^2 + \cdots\cdots\cdots + (\beta_6^{C})^2$$
$$= (\text{ベクトルIEの長さ})^2 + \delta t^2 = (\text{ベクトルIEの長さ})^2 + 24.5t^2$$
$$(\text{ベクトルIEの長さ})^2 = \text{ベクトルIEの要素の平方和}$$

という関係が導かれる。従って推計値ベクトルの長さ（ノルム）が最小になるのは$t=0$の時であり、最小値はベクトルIEの長さである。かくて、(2)式の推計値ベクトルの中で長さが最小である、というベクトルIEの性格が導かれる。

なお、長さが最小の推計値ベクトル（IE）の求め方としては、一般に次のような方法も知られている。つまり、デザイン行列（この事例では（1)式右辺のパラメータの係数で構成される16×13行列）の特異値分解（によって得られる特異値の行列と二つの直交行列）を利用して求められるムーア・ペンローズの一般逆行列をG（この事例では13×16行列）とすれば、長さが最小になる推計値ベクトル（IE）は行列表示で、G（(1)式左辺の従属変数Yの16次列ベクトル)、と表わされる（中川・小柳、1982、pp.58-65)。

＜Intrinsic Estimator（IE）によるパラメータの推計＞

上述のように、どんな推計値を代入して計算してもその値が不変で常に等しい推計値の一次式であるestimable functions が注目される中で、特にIE（Intrinsic Estimator）が注目され始めた。例えばYang et al.（2004）やYang et al.（2008）は、メイソンら（1973）によって形成された従来の方法と比較して、IEの方が優れていることを強調している。しかし彼らはestimable functionsであるというIEの「長所」は強調しても、IEにどのようなバイアスが含まれているかという「短所」は殆ど明らかにしていない。上述のようにIEにはバイアスが含まれているから、彼等が言うように、一致性があるから優れている、とは言えないのである。川口（2007、2008、2009）はIEのこのような構造的問題を明らかにしている（Yang and Land、2013、Chap.5特にpp.118-120；O'Brien、2011；Fu et al., 2011も参照)。

＜中村のベイズ型モデルによるパラメータの推計＞

メイソンらが指摘するように、各パラメータの唯一の推計値を得るためには、何らかの付加的情報（side information）が必要である。しかし付加的情報の利用の仕方は、「推計値に一つの簡単な線形の制限を課す」という上述のような利用の仕方だけではない。グレン（Glenn、2005、pp.17-21）は中村のベイズ型モデルによるパラメータの推計法（朝野、2001、pp.350-352）を取上げて、この推計法に関する次のような論争に言及している。

グレン（Glenn、1989）は佐々木と鈴木（Sasaki and Suzuki、1987）による中村のベイズ型モデルの自動的な応用を「不可避的に多くの誤った結論に至る」と批判し、佐々木と鈴木（Sasaki and

Suzuki、1989）はその批判に対して、グレンが指摘するような強い自信（*And they clearly believe that the method will always give correct estimates if the assumption is correct* ／ Glenn, 2005, p.17 ／隣り合うパラメータは緩やかに変化するという仮定が正しければ、この方法は常に正しい推計値を与える、ということを彼らは明らかに信じている）を示しながらも、中村のベイズ型モデルの最終的な評価は種々のコウホートデータへのその適用結果によって行われるべきである、とのグレンの意見に同意している。またそのような一事例として、メイソンらの従来の方法を利用して行われた、レンツら（Rentz, et al., 1983）によるソフトドリンクの消費パターンの変化に関するコウホート分析を取上げ、同じデータと中村のベイズ型モデルを利用して鈴木（1984）によって行われたコウホート分析とを比較し、鈴木の分析結果がより現実的である点を強調している。

なお、佐々木と鈴木（1989）は最後のパラグラフ（pp.764-765）の中で、「コウホートデータは固有の識別問題を持っている」と述べている。しかし同じデータを利用しても、利用するモデルによっては識別問題は存在しなくなるので、識別問題はコウホートデータではなく分析モデルに固有の問題であると考えられる。

グレン（1989）の批判にもかかわらず佐々木と鈴木（1989）が強い自信を示すのは、中村のベイズ型モデルの自動的な応用が誤った推定値を与える場合があることを明確に指摘し得なかったからではないだろうか。川口（2008、2009）は、中村のベイズ型モデルが誤った推定値を与える場合があることを（1)式のようなモデルの場合に指摘したが、ロジットコウホートモデルの場合にも、全く同様の論理で、同じ指摘ができる。この点を佐々木と鈴木（1987）の分析事例を利用して簡潔に説明すると次のとおりである。

つまり、オランダに関する標準コウホート表（p.1069、TABLE 4）の分析結果である、Fig.2（p.1070）を見ると、ハイパーパラメータの値を「HPV」と略記することにして

　年齢効果の（最若年の推定値－最老年の推定値）／年齢効果のHPV
－時代効果の（最先年の推定値－最晩年の推定値）／時代効果のHPV
＋コウホート効果の（最老年の推定値－最若年の推定値）／コウホート効果のHPV
$=(-0.0715+0.0950)/256.0-(-1.2301-0.6177)/2048.0+(-1.2617-0.7742)/2048.0$
$=-0.00000005$（この値は理論的にはゼロであるが計算誤差のためゼロと異なる）

という関係が成立している。パラメータの真の値とは無関係に、パラメータの推定値に関する上式の値は常にゼロになることが理論的に証明される。したがって、「推定値」の代わりに「真の値」を代入して計算した上式の値が、ゼロではない場合には、特にゼロと大きく異なる場合には、推定値は真の値とかなり異なると言える。

日本に関する標準コウホート表（p.1071、TABLE 6）の分析結果であるFig.3（p.1072）を見ると、上式の値は

$$(-1.2586-0.9286)/4.0-(0.2131-0.0031)/2.0+(0.1476+0.0153)/0.25=-0.0002$$

となっており、この場合も計算誤差のためゼロではないが、理論値ゼロに極めて近い値であることが分る。

米国に関するコウホート表（p.1066、TABLE 2）は標準コウホート表ではなく年次間隔が2年で年齢区分の間隔が10年（但し最初の区分18-24は変則的な7年でモデル分析の際に著者らがどのように扱ったか不明であるがここでは簡単のため区分15-24と同じものと見做す）の一般コウホート表である。一般コウホート表の分析では、合成コウホートのコウホート効果に関する仮定を導入する必要があるが、ここでは川口（2008、2009）と同様の仮定を導入する。すると米国の場合

年齢効果の（最若年の推定値－最老年の推定値）／年齢効果のHPV
－0.2×時代効果の（最先年の推定値－最晩年の推定値）／時代効果のHPV
＋コウホート効果の（最老年の推定値－最若年の推定値）／コウホート効果のHPV＝0

というパラメータの推定値に関する理論的関係が、パラメータの真の値とは無関係に成立する。米国に関する分析結果であるFig.1（p.1067）を見ると、上式の実際の値は

$$(-0.1514-0.1136)/1.0-0.2(-0.1464-0.0883)/0.25+(-0.1356+0.3287)/0.5=0.30896$$

となる。この値が理論値ゼロと異なるのは、上述の私の仮定が著者らの仮定と同じであるならば、計算誤差のせいである。川口（2008、2009）の経験によれば、この程度の計算誤差は珍しくない。グレン（1989）の批判にもかかわらず佐々木と鈴木（1989）が強い自信を示したように、川口の上述の批判に対しても我々は同様の自信を持ち続けることが可能であろうか。そのような自信は崩壊せざるを得ないであろう。

＜A/P/Cコウホート分析の直面する危機＞

このようなパラダイムの下で多くの研究者がA/P/Cコウホート分析に関する「通常科学」の伝統を築き上げてきたのである（Yang and Land、2013、Chap.4も参照）。しかし現在のパラダイムの下では、パラダイムの基本的な論点に反するような研究方向は、決して主導的なものとはなり得ないであろう。現在のパラダイムの基本精神を要約すれば「限られた知識の下で可能な限りの一般性を保持する」ということである。このようなA/P/Cコウホート分析モデルは、科学方法論から見て、あらゆる邪悪をもたらす、開けてはいけないパンドラの箱であろうか、それともあらゆる恵をもたらす豊穣の角であろうか。

上述のように、可能な限りの一般性を保持することから『識別問題』が発生し、推計値に不明なバイアスが含まれていたり、不当な制約が課せられていたりするので、何を推計しているのか分らなくなるのである。

科学方法論から見た問題はもっと深刻である。つまりA、P、Cの3要因の効果を例え正確に推計できたとしても、それらの効果が何によってもたらされているのか、その効果をもたらす個別科学上の実体が不明のままである。メイソンらは個別科学の「限られた知識」を理由に、各要因の区分（分割）された水準毎の効果を量的に把握することだけに焦点を合わせたのであろう。メイソンらが考えたように、個別科学によっては、そのような効果を量的に把握するだけでも、大きな恵となるかもしれない。しかし多くの個別科学にとっては、そのような実体を全く解明しえない分析方法を利用し続けることは、認識活動の放棄に他ならない。上述のように、科学の本質は人間の累積的

な認識活動であるから、認識活動の放棄はその個別科学の放棄に他ならない。

科学方法論から見たもう一つの深刻な問題は、上述の統計学上の問題とも深く関っている。つまり、現在利用されている上述のようなA/P/Cコウホート分析の推計法では、科学的ないし統計的な仮説の検証ができないという問題である。上述のように、科学的認識の深化にとって、科学的経験に基づく理論的仮説の検証は不可欠であるから、この問題は深刻である。

現在のパラダイムの下での上述のようなA/P/Cコウホート分析は、科学方法論からみて、また統計学的にみて、以上のような深刻な危機に瀕しているので、私はパンドラの箱であると考えている。しかし「可能な限りの一般性を保持する」ように構成された現在のA/P/Cコウホート分析モデルは、いわばあらゆる可能性を秘めた「IPS細胞」にも例えられるものであり、次に述べるように、その利用の仕方によっては豊穣の角にもなり得ると私は考えている。

＜A/P/Cコウホート分析の危機からの脱出のパラダイム＞

以上の考察から明らかなように、A/P/Cコウホート分析の危機からの脱出のパラダイムは、次のような条件を満たす必要がある。第一に、各要因の効果をもたらす個別科学上の実体の解明に寄与し得ること。第二に、科学的経験に基づいて科学的（統計的）な仮説の検証ができること。第三に、『識別問題』のような解決しえない統計学上の問題が発生せず、適当な推計法を利用すれば、パラメータの推計値に不明なバイアスが含まれたり不当な制約が課せられたりすることがないこと。

このような条件を満たすパラダイムは、「可能な限りの一般性を保持する」ように構成された現在のA/P/Cコウホート分析モデルの一般性を、各要因の効果をもたらす個別科学上の実体の解明に寄与し得るように、次の方法で若干制約するだけで得られる。この点を、(1)式のコウホート分析モデルを利用した簡単な具体例で、分かりやすく説明すると次のとおりである。

この事例はある食品の年齢階級別消費の推移に関するものであるから、経済学の知識に基づいて、{時代効果は当該食品の「価格」Pと「所得」Iによって説明される} という仮説をたてることにしよう[*1]。そこで「価格」Pと「所得」Iの次のようなデータを準備する。なお、小文字の偏差pと偏差iはそれぞれ価格Pと所得Iの平均値からの偏差を示す。仮説に基づいて、

	P	偏差 p	I	偏差 i
1970年	P_1	p_1	I_1	i_1
1980年	P_2	p_2	I_2	i_2
1990年	P_3	p_3	I_3	i_3
2000年	P_4	p_4	I_4	i_4
平均値	$\underline{P}$	0	$\underline{I}$	0

但し、偏差 $p_k = P_k - \underline{P}$、偏差 $i_k = I_k - \underline{I}$

時代効果 β_1^P、β_2^P、β_3^P、$\beta_4^P = -\beta_1^P - \beta_2^P - \beta_3^P$、を次のように表わす。但し次の式に現れるaとbは、価格と所得の変化によって時代効果を表わすための、理論的な未知のパラメータである。

$$\beta_1^P = a\,p_1 + b\,i_1$$

$$\beta_2^{P} = a p_2 + b i_2$$
$$\beta_3^{P} = a p_3 + b i_3$$
$$\beta_4^{P} = a p_4 + b i_4$$

すると（1)式は（1')式のように変形される。

$$\begin{aligned}
Y_1 &= \mu + \beta_1^{A} + a p_1 + b i_1 + \beta_4^{C} + \varepsilon_1 \\
Y_2 &= \mu + \beta_2^{A} + a p_1 + b i_1 + \beta_3^{C} + \varepsilon_2 \\
Y_3 &= \mu + \beta_3^{A} + a p_1 + b i_1 + \beta_2^{C} + \varepsilon_3 \\
Y_4 &= \mu - \beta_1^{A} - \beta_2^{A} - \beta_3^{A} + a p_1 + b i_1 + \beta_1^{C} + \varepsilon_4 \\
Y_5 &= \mu + \beta_1^{A} + a p_2 + b i_2 + \beta_5^{C} + \varepsilon_5 \\
Y_6 &= \mu + \beta_2^{A} + a p_2 + b i_2 + \beta_4^{C} + \varepsilon_6 \\
Y_7 &= \mu + \beta_3^{A} + a p_2 + b i_2 + \beta_3^{C} + \varepsilon_7 \\
Y_8 &= \mu - \beta_1^{A} - \beta_2^{A} - \beta_3^{A} + a p_2 + b i_2 + \beta_2^{C} + \varepsilon_8 \\
Y_9 &= \mu + \beta_1^{A} + a p_3 + b i_3 + \beta_6^{C} + \varepsilon_9 \\
Y_{10} &= \mu + \beta_2^{A} + a p_3 + b i_3 + \beta_5^{C} + \varepsilon_{10} \\
Y_{11} &= \mu + \beta_3^{A} + a p_3 + b i_3 + \beta_4^{C} + \varepsilon_{11} \\
Y_{12} &= \mu - \beta_1^{A} - \beta_2^{A} - \beta_3^{A} + a p_3 + b i_3 + \beta_3^{C} + \varepsilon_{12} \\
Y_{13} &= \mu + \beta_1^{A} + a p_4 + b i_4 - \beta_1^{C} - \beta_2^{C} - \beta_3^{C} - \beta_4^{C} - \beta_5^{C} - \beta_6^{C} + \varepsilon_{13} \\
Y_{14} &= \mu + \beta_2^{A} + a p_4 + b i_4 + \beta_6^{C} + \varepsilon_{14} \\
Y_{15} &= \mu + \beta_3^{A} + a p_4 + b i_4 + \beta_5^{C} + \varepsilon_{15} \\
Y_{16} &= \mu - \beta_1^{A} - \beta_2^{A} - \beta_3^{A} + a p_4 + b i_4 + \beta_4^{C} + \varepsilon_{16}
\end{aligned} \qquad \cdots\cdots\cdots (1')$$

この（1'）式の回帰分析モデルでは、価格Pと所得Iの値が全く変化しないというような非現実的で特異な場合を除けば、通常独立変数の係数列ベクトルは一次独立となり、普通の最小二乗法（OLS）でパラメータの値を推計することができる。この分析モデルが、A / P / Cコウホート分析の危機からの脱出のパラダイムが満たすべき、上述の三条件を満たしていることは明らかである。

＊1 筆者らが現在取り組んでいる飲用牛乳消費のケースでは、飲用牛乳価格や家計所得以外に、炭酸飲料のほかペットボトル・缶入りの茶系飲料やコーヒー飲料、最近ではミネラルウオーターなどの普及が、きわめて重要なインパクトを与えていることが計量的にも明らかになりつつある。

この事例から明らかなように、危機からの脱出のパラダイムが満たすべき三条件は、現在の極めて一般的なA / P / Cコウホート分析モデルの一般性（自由度）を、少なくとも一つの要因の効果（事例では時代効果）を、その効果をもたらす実体の変化に関する少数の変数（事例では価格と所得）で表わし、制限することによって容易に達成される。

このような研究方向がこれまで見られなかった訳ではない。例えばO'Brien（2000）やWinship and Harding（2008）はその好例であろう（Yang and Land、2013、Chap.4、特にpp.66-67も参照）。しかしO'Brien（2000、p.123及びp.137）が述べているように、このような研究方向は一般に認知さ

れることがなく知られないままであった。その理由としては次のことが考えられる。第一に、現在のパラダイムの下では、パラダイムの基本的な論点に反するこのような研究方向は、決して主導的なものとはなり得ないということである。第二に、科学方法論にまで遡った本格的な論理展開がなされていないということである。この第二の点は私が本稿を書こうと思ったきっかけでもある。第三に、極めて一般的で自由度が大きいにもかかわらず、極めて簡潔で分かりやすい現在のA / P / Cコウホート分析モデルと比較して、彼らのモデルが複雑で分かりにくくなっているということである。私はこの第三の点を考慮して、上述のように、現在のA / P / Cコウホート分析モデルの枠組と同じ枠組の「危機からの脱出のパラダイム」を提案したのである。

＜事例分析＞

リンゴとバナナのコウホート表（付録表1 & 2）を利用して、(1')と同様の分析モデルでコウホート分析を行った結果は次の通りである。但しこの場合のコウホート表は標準コウホート表ではなく一般コウホート表であるから、合成コウホートのコウホート効果に関する仮定が必要であり、その仮定として川口（2008）と同様の仮定を利用した。また消費量、実質価格、実質消費支出（所得）は自然対数値に変換して分析を行った。

表3　年齢・世代効果：りんご　22-72歳、1979-2012　＜両自然対数重回帰モデル＞

決定係数RR= 0.9760 自由度DF=344 定数項 1.2758**					
A1: -0.0837**,	A2: -0.0990**,	A3: -0.0042,	A4: 0.0009,	A5: -0.0415*,	A6: -0.0800**,
A7: -0.0768**,	A8: -0.0004,	A9: 0.1032**,	A10: 0.1296**,	(A11: 0.1519 ゼロ和制約より)	
C1: 0.7765**,	C2: 0.7706**,	C3: 0.7919**,	C4: 0.8328**,	C5: 0.8346**,	C6: 0.8274**,
C7: 0.7848**,	C8: 0.7379**,	C9: 0.6337**,	C10: 0.4023**,	C11: 0.2182**,	C12: -0.0620*
C13: -0.3672**,	C14: -0.6549**,	C15: -0.9756**,	C16: -1.2125**,	C17: -1.4795**,	
					(C18: -2.8591 ゼロ和制約より)
支出弾力性: 1.5349**, 価格弾力性: -0.5712** ＜時代効果の計算値は下記の通り＞					
P1:-0.2914,	P2:-0.2300,	P3:-0.2121,	P4:-0.1648,	P5:-0.1126,	P6:-0.0781,
P7:-0.1707,	P8:-0.0962,	P9:-0.0341,	P10: 0.0411,	P11: 0.0111,	P12: 0.0216,
P13: 0.0071,	P14: 0.0017,	P15: 0.0981,	P16: 0.0961,	P17: 0.0810,	P18: 0.1115,
P19: 0.1270,	P20: 0.1294,	P21: 0.0520,	P22: 0.0562,	P23: 0.0170,	P24: 0.1036,
P25: 0.0921,	P26: 0.0522,	P27: 0.0289,	P28: 0.0206,	P29: 0.0328,	P30: 0.0665,
P31: 0.1045,	P32: 0.0685,	P33: 0.0155,	P34:-0.0460		

表4　年齢・世代効果：バナナ　22-72歳、1979-2012　＜両自然対数重回帰モデル＞

決定係数RR= 0.9429 自由度DF=344 定数項 1.4547**					
A1:-0.8307**,	A2:-0.6784**,	A3:-0.5602**,	A4:-0.5050**,	A5:-0.4188**,	A6:-0.2435**,
A7:0.0271,	A8:0.3744**,	A9:0.7107**,	A10:0.9548**,	(A11: 1.1697 ゼロ和制約より)	
C1:-1.2357**,	C2:-1.0206**,	C3:-0.7466**,	C4:-0.5091**,	C5:-0.2858**,	C6:-0.1437**,
C7:-0.0474,	C8:0.0232,	C9:0.1613**,	C10:0.3285**,	C11:0.4439**,	C12:0.4455**,
C13:0.4371**,	C14:0.4363**,	C15:0.4622**,	C16:0.4934**,	C17: 0.5640**,	
					(C18: 0.1936 ゼロ和制約より)

支出弾力性: -1.5970**,　価格弾力性: -0.3883** <時代効果の計算値は下記の通り>

P1: 0.1528,	P2: 0.1334,	P3: 0.1204,	P4: 0.1077,	P5: 0.0132,	P6: 0.0458,
P7:-0.0045,	P8: 0.0432,	P9: 0.0522,	P10:-0.0270,	P11:-0.0520,	P12:-0.0859,
P13:-0.1056,	P14:-0.1346,	P15:-0.0422,	P16: 0.0104,	P17: 0.0014,	P18:-0.0593,
P19:-0.0670,	P20:-0.0805,	P21:-0.0560,	P22: 0.0068,	P23: 0.0361,	P24:-0.0436,
P25:-0.0253,	P26:-0.0286,	P27:-0.0081,	P28: 0.0284,	P29:-0.0293,	P30:-0.0223,
P31: 0.0005,	P32: 0.0156,	P33: 0.0589,	P34: 0.0449		

備考）＊＊: 1%水準で有意、＊: 5%水準で有意
年齢階級はA1: 20-24,　A2: 25-29,　……,　A11: 70-74歳、年次はP1:1979,　P2:1980,　……,　P34: 2012、コウホートはC1: 1905-09,　C2: 1910-14,　……,　C18: 1990-　出生である。

まとめ

上述の事例分析は、本稿で提案した新たなコウホート分析法による分析の具体例を示すための、単なる事例分析であることをお断りしておきたい。本格的な応用分析は今後の課題として残されている。

かってシュンペーターは、資本主義経済の発展を均衡ではなく技術進歩と新結合に基づく創造的破壊の過程として捉えた。またヴェブレンは、資本主義経済の発展に伴って人々の意識形態（慣習として受入れられている行為規範ないし選好）も進化論的に変化し、競争心に基づく顕示的消費が呼び起こされ、消費パターンも不可逆的に変化すると論じた。

このように経済は長期的には質的変化を遂げ、その分析の論理は形式論理ではなく弁証法的論理でなければならない。形式論理においては、「ひとつのもの」が「あるもの」であり同時に「他のもの」であるということは許されず、また「あるもの」が「他のもの」になるということも許されないからである。なお、人間は自然および社会の中で総経験の所産として質的変化の様相について一定の体系的な知識を持っている。このような体系的な知識は、質的変化を伴う場合の思考を進める際に意識的に利用されるので論理となるが、このような論理は「弁証法的論理」と呼ばれている（川口、1981）。

伝統的な経済学（新古典派経済学）の分析論理は基本的には形式論理であり、質的変化を無視しうる比較的短期的な経済現象の分析のためのものであると考えられる。従って伝統的な需要理論も、ヴェブレンが言うような消費パターンの長期的不可逆的な変化を扱うようにはなっていないのである[*2]。ヴェブレンの著書『有閑階級の理論』（高哲夫訳、1998）の訳者で同僚の高哲夫は、その訳者解説457頁で次のように述べている。「・・経済の世界は究極的には生産と消費の世界ですが、伝統的な経済学は、とくに効率の視点から生産や分配（価格決定）についての詳細な分析を提供してきただけで、消費の具体的な中身はほとんど分析してきませんでした……」。

現在の需要分析のパラダイムは、基礎が曖昧な不変の効用関数から形式論理だけで導出される需要関数に基づいた、形式的で中身のない需要分析ではないだろうか。このようなパラダイムの下での通常科学では、長期的変化をも分析対象とするコウホート分析と伝統的な需要分析とは相性が悪いのかもしれない。しかし人口の年齢構成が大きく変化する中で、真に中身のある需要分析をする

ためには、社会学等の研究成果を取入れ長期的変化をも分析対象とするコウホート分析の考え方を、もっと取入れるべきではないだろうか。

＊2 森・三枝は、伝統的ミクロ経済学の両巨人、Stigler and Becker（1977）の「tastesはcapriciouslyに変化することも、人々の間で有意に異なることもない」を疑問視している（本『年報』44号、2010、p.49）。

なお、上述のような集計データ（aggregate population-level data）ではなく、継続的な標本調査によるマイクロデータ（micro data）や、同一人間集団の時系列的な観察データ（longitudinal data）を利用する、異なったタイプの分析モデル（例えばhierarchical model ／ Yang and Land、2013、Chaps. 3 and 7）による分析も試みられている。しかし、簡潔で一般的な従来のA / P / Cコウホート分析の枠組の中での、新たなパラダイムの確立をまず優先すべきであると私は考えている。何故なら、異なったタイプの分析法は新たな知見をもたらす可能性がある反面、従来の分析を一層複雑にし、コウホート分析の全体の見通しをさらに悪くする可能性もある、と推察されるからである。

付論：ベイズ型拡大コウホートモデルの適用

（森 稿）

経済分析の領域では、コウホート分析の歴史は極めて浅い。筆者らの目に留まった最初の試みは、Deaton and Paxson（1994）による、台湾の家計貯蓄率の推移に関する分析で、その後Deaton（1997）、Deaton and Paxson（2000）などに、コウホート分析のモデルとしてはそのまま再現されている。ちょうど同じ頃、独立にAttanasio（1993;1998）による米国の家計の貯蓄行動に関するコウホート分析が発表されている。両者は、特にコウホート分析における「識別問題」回避の仕方では、先に詳細に論じてきた疫学や計量社会学における蓄積を踏まえることなく、安易に年齢・時代・世代の3効果のうち実質的に時代効果を無視する（=年々の細かな変動だけを残し、トレンドを見ない）点で似通っている（下のパラグラフ末で簡単に触れる）。

米国農業経済学の分野で最近食料消費のコウホート分析を始めた農務省Stewart et al.（2013）は、「Schrimper（1979）が食料消費の変化における世代効果の必要を提起して以来、多くのコウホート分析が続いた」と述べるが、初めに挙げられたのはMori et al. による日本の生鮮果物の分析（2006）、次がMori and Saegusaによる日本の鮮魚消費（2010）で、米国のケースは彼ら自身による生鮮野菜（2008）と牛乳消費のそれ（2012）にとどまっている（pp.7-9）。本稿執筆段階で、米国経済学会誌、*AER*、農業経済学会誌、*AJAR*のいずれにも、消費・貯蓄行動に関するコウホート分析を冠した論文は1本も見当たらない。

われわれの知る限り、欧米における本格的な食料消費のコウホート分析は、米国農務省のBlisard（2001）、同じくStewart and Blisard（2008）、Stewart et al.（2013）および、ノールウェーのGustavsen and Rickertsen（2009; 2013）など数少ないが、彼らは押しなべて分析モデルの基本を、Deaton, op. cit. に求め、「識別問題」を回避すべく時代効果に（多くの場合）非現実的な制約（上記）を課しているので、時代効果のトレンド部分が、世代効果と一部年齢効果に帰属させれている疑念が残る。上記台湾における貯蓄率のコウホート分析において、無視された時代効果のトレンドの主要部分は、

経済常識的には調査期間における急速な経済成長であったと推測されるから、世帯当たりのGDPを変数として組みこめば、難しい統計処理論はさて置くとして、バイアスのより少ないコウホートパラメータ、特に世代効果の推計が可能であったと思われる*3。Stewart et al.やGustavsen & Rickertsenによる牛乳消費の変化のケースでは、対象期間における牛乳消費の推移にGDPが大きく寄与したしたとは思えないが、世代交代などの人口動態の変化以外になんらか別種の要因を見つけて変数化すれば、年齢・世代効果に過大なバイアスがかからなかったのではないかと思われる。Deatonモデルにおける時代効果の取り扱いの難点については、これまで幾度か指摘してきた（森・Clason、2007、pp.19-21；森、2011、p.122 など）。付録図1にそのまま転記した台湾における家計収入の年齢・年次・コウホート効果の推定値を一目すれば、Deaton モデルの不都合さに気付くだろう（年次効果の縦軸の尺度は、コウホート効果のそれと同じでない点に留意）。Skinner（1994）が見抜いたように、生産性の向上は年々新たに労働市場に参入する最も若いコウホートによってのみ享受されるという想定になっているように思われる（Skinner, p. 360）*4。

＊3 その点を明確に意識したわけではないようだが、Stewart and Blisard（2008）では、「われわれは野菜消費に関する研究に、コウホートモデルを世帯所得と価格で“augment”することで寄与する」（“Fresh Vegetables,” pp.47-8）ことを試みている。

＊4 本節末に添付した付録図1は、Deaton（1997、p.118）に図示されている1976-90年における台湾の世帯（主）年収（1986年1,000台湾ドル）の、年齢・コウホート・年次3効果への分解結果である。図の右上は、1976年時点の年齢で捉えた出生世代別年収の格差だが（左端は1976 − 25 = 1951年出生コウホート；右端は1976 − 52 = 1924年出生コウホート）、最も新しいコウホートと最も古いそれの差は、30,000台湾ドルと推定されている。他方世帯年収の年次効果は、1976年から1990年まで1年に500ドル程度の変動はあるが、全期間通してはゼロ水準に張り付いている。報告書の別ページの表によると、この期間1人当りのGNPは、70,000ドルから180,000ドルに着実に逓増している。

われわれは本付論において、1979年から2012年に至る我が国におけるりんごとバナナの家庭内消費の、世帯員個々の年齢階級別消費（付録表1 & 2）を、中村のベイズ型モデルを使い、はじめに従来のコウホート要因、年齢・時代・世代の3効果に分解した。次にパラメータとしての時代効果は変数としてモデルに残したまま、調査期間における消費変化の主要な背景をなしていると思われる、価格と家計収入を加えた「拡大コウホート」モデルを用いて（Mori, Saegusa, and Dyck, 2012）、人口動態要因から自由な経済弾力性（Mori et al., 2006）と、他方経済効果を考慮に入れた年齢・時代・世代の3効果を推定した*5。紙数の制約から結果の詳細を転記することはできないが、「拡大モデル」によるコウホート3効果の推計値と、経済諸弾力性は、それぞれ表A（りんご）と表B（バナナ）に記載されている。

＊5「拡大モデル」は、その後ワインや牛肉、その他の品目に適用され、微細な修正を経ている。

この際最大の関心は、狭義のA/P/C分析におけるP、すなわち時代効果のトレンドないし傾きが、価格と家計所得の経済要因を加えることで、ほぼ消滅する、フラットになるか否かである。りんごのケースでは、経済変数を加えないコウホート分析では、{総平均効果＋時代効果、自然対数値を実数換算} は、1980年の1人当たり3.0kgから1990年半ばの4.5kgに、右肩上がりに急増し、その後は3-4年サイクルで0.5kg前後下落と増加を繰り返しているが、経済変数を加えると全期間を通

してアップ・ダウンはほぼ消滅し、1人当たり4.0kg水準でほぼフラットになっている（図A参照)。他方同じ生鮮果物でも、バナナのケースでは、経済変数抜きのデモグラフィック分解の場合、時代効果は1980年代前半の3.0kgから2010年の7.0kgまで一貫して増大傾向を示すが、「拡大コウホートモデル」によって経済変数を加えても、推計される時代効果にはほとんど変化は見られない（図B)。すなわち、1980年から2010年に至る一貫した右肩上がりの増大傾向は、価格や所得などの経済要因以外の、何か別の要因（たとえば、バナナの「健康優位性」の社会的認知や、コンビニでも扱うようになったなどが思いつくが、定かでない）によるものであるらしい。後者のようなケースでは、A/P/Cモデルで、Pを残余のコウホート要因：A & Cとの一次線形関係をまぬかれている変数、価格や所得で置き換えても、バイアス・フリーの年齢・世代効果の決定は期待できそうもない。先行の事例分析においても（表3および表4)、バナナのコウホート効果の推定は、Deaton and Paxson（1994）の台湾における家計所得と貯蓄率のケースほどではないにせよ、重大なバイアスを含んでいるように思われる。

表A　りんご消費の年齢・年次・世代効果への分離：
実質価格と実質家計消費支出*1を加えた「拡大」モデル

総平均効果＝ 1.374（0.01）*2　｛自然対数値｝
価格弾力性＝-0.743（0.105）；支出弾力性＝ 1.481（0.422）

年齢効果			年次効果			世代効果		
年齢(歳)		(SD)	暦年		(SD)	出生年		(SD)
20-24	-.043	.041	1979	-.014	.051	1905-09	.853	.065
25-29	-.059	.042	1980	-.002	.049	1910-14	.708	.075
30-34	.010	.043	1981	-.016	.049	1915-19	.736	.073
35-39	.011	.045	1982	-.023	.048	1920-24	.761	.091
40-44	-.033	.049	1983	-.017	.047	1925-29	.775	.105
45-49	-.075	.052	1984	-.022	.046	1930-34	.766	.090
50-54	-.077	.049	1985	-.009	.043	1935-39	.739	.080
55-59	-.014	.045	1986	-.012	.041	1940-44	.670	.082
60-64	.073	.043	1987	-.007	.039	1945-49	.600	.090
65-69	.097	.042	1988	.001	.037	1950-54	.394	.100
70-74	.110	.041	1989	.009	.035	1955-59	.184	.081
			1990	.022	.034	1960-64	-.053	.081
			1991	.042	.033	1965-69	-.382	.086
			1992	.040	.031	1970-74	-.662	.088
			1993	.041	.030	1975-79	-.978	.082
			1994	.034	.029	1980-84	-1.275	.075
			1995	.020	.030	1985-89	-1.523	.068
			1996	-.005	.030	1990～	-2.303	.068
			1997	-.037	.031			
			1998	-.051	.031			
			1999	-.059	.030			
			2000	-.035	.030			
			2001	-.023	.030			
			2002	-.010	.030			
			2003	-.019	.031			
			2004	-.022	.032			
			2005	-.001	.032			
			2006	.018	.033			
			2007	.014	.033			
			2008	.014	.034			
			2009	.028	.035			
			2010	.034	.036			
			2011	.040	.037			
			2012	.027	.038			

注：＊1　成人（換算）1 人当たり年間支出；＊2 ( )=SD.

表B　バナナ消費の年齢・年次・世代効果への分離：
実質価格と実質消費支出*1を加えた「拡大」モデル

総平均効果＝1.450（0.008）*2　｛自然対数値｝
価格弾力性＝ -0.515（0.158）；支出弾力性＝ -0.656（1.024）

年齢効果			年次効果			世代効果		
年齢(歳)		(SD)	暦年		(SD)	出生年		(SD)
20-24	−.178	.024	1979	−.164	.118	1905-09	−.225	.090
25-29	−.153	.025	1980	−.238	.103	1910-14	−.105	.097
30-34	−.167	.026	1981	−.253	.114	1915-19	.035	.102
35-39	−.242	.028	1982	−.268	.113	1920-24	.154	.112
40-44	−.286	.031	1983	−.375	.110	1925-29	.254	.120
45-49	−.242	.031	1984	−.296	.117	1930-34	.297	.119
50-54	−.102	.028	1985	−.217	.097	1935-39	.274	.118
55-59	.112	.026	1986	−.194	.089	1940-44	.219	.120
60-64	.315	.025	1987	−.241	.090	1945-49	.194	.124
65-69	.428	.024	1988	−.203	.083	1950-54	.230	.125
70-74	.514	.023	1989	−.160	.077	1955-59	.235	.120
			1990	−.149	.069	1960-64	.163	.119
			1991	−.110	.063	1965-69	.009	.119
			1992	−.122	.061	1970-74	−.124	.119
			1993	−.103	.051	1975-79	−.247	.113
			1994	−.142	.048	1980-84	−.341	.102
			1995	−.183	.051	1985-89	−.430	.095
			1996	−.137	.045	1990~	−.591	.091
			1997	−.033	.044			
			1998	.013	.046			
			1999	.138	.048			
			2000	.159	.046			
			2001	.086	.044			
			2002	.133	.046			
			2003	.179	.047			
			2004	.227	.047			
			2005	.235	.049			
			2006	.217	.049			
			2007	.226	.050			
			2008	.413	.051			
			2009	.518	.056			
			2010	.390	.056			
			2011	.319	.060			
			2012	.334	.056			

注：表Aに準ず.

図 A　りんごの時代効果_年齢・時代・世代効果のみ（PE-0）と経済変数を含んだケース（PE-1）

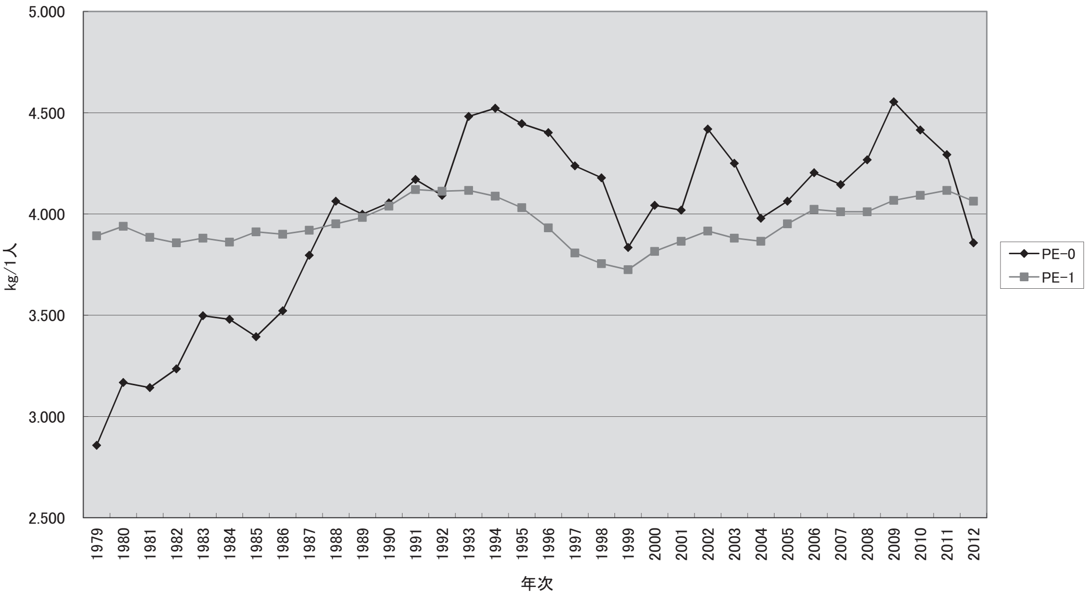
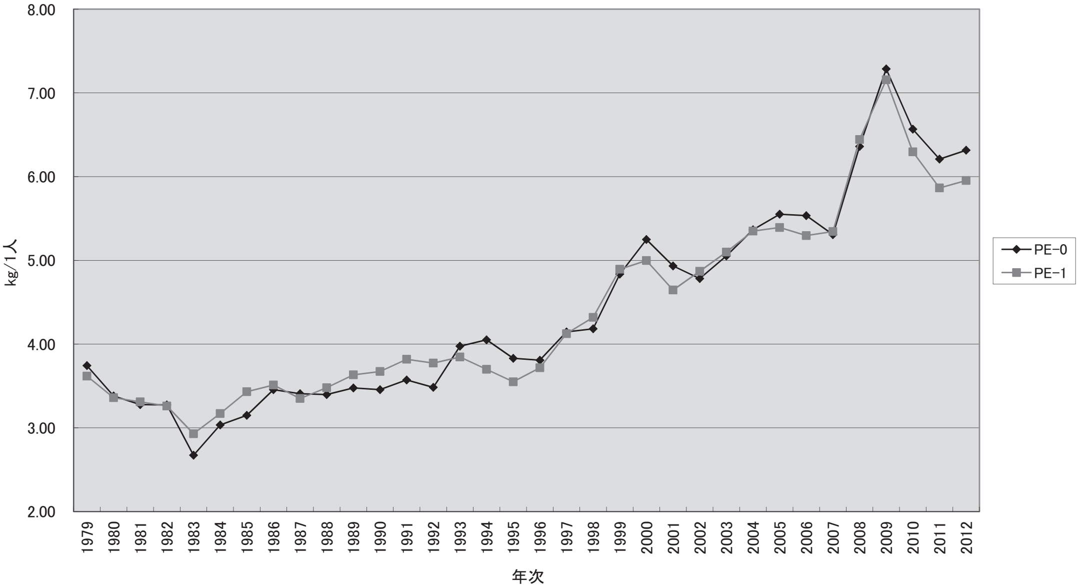


図 B　バナナの時代効果_年齢・時代・世代効果のみ（PE-0）と経済変数を含んだケース（PE-1）



付録表1　年齢階級別りんご家庭内消費の推移、1979-2012年

（kg/1人・年）

	20-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	50-54歳	55-59歳	60-64歳	65-69歳	70-74歳
1979	3.47	3.41	4.45	4.17	4.35	5.76	5.67	5.36	5.88	7.75	7.79
1980	3.48	3.41	5.82	6.21	6.24	6.88	6.37	7.79	7.30	6.82	6.61
1981	3.93	3.91	4.32	5.69	5.23	5.90	6.29	5.52	7.31	7.41	7.48
1982	4.12	3.97	4.34	5.30	5.52	6.29	4.89	8.12	7.95	6.00	5.82
1983	3.21	3.52	4.86	5.90	6.64	6.02	6.99	8.71	9.30	8.11	7.54
1984	3.64	3.71	5.48	5.32	6.63	7.55	5.04	7.57	7.80	8.43	8.75
1985	2.50	2.67	4.77	5.50	6.12	5.79	6.52	6.84	7.70	8.31	8.60
1986	2.27	2.34	3.86	4.46	6.97	5.94	6.33	9.44	8.54	7.91	7.62
1987	2.34	2.83	4.72	5.94	7.17	6.18	7.42	8.71	9.13	8.90	8.77
1988	2.37	2.52	4.25	4.98	8.28	8.00	8.44	9.38	9.58	9.14	8.91
1989	2.60	2.66	4.50	5.07	6.25	8.11	6.66	7.95	8.27	9.58	10.24
1990	2.12	1.92	3.90	4.98	6.77	7.30	6.70	10.29	9.43	9.69	9.86
1991	1.73	2.18	3.16	6.14	6.21	7.50	8.18	9.34	9.20	10.70	11.02
1992	2.03	1.91	3.27	4.64	6.40	6.40	8.59	7.45	10.01	8.86	8.35
1993	1.92	2.08	3.06	4.92	6.94	7.63	7.60	9.61	10.92	11.21	11.34
1994	1.61	2.01	4.34	4.86	6.43	7.60	8.68	8.83	12.23	11.21	10.78
1995	1.72	1.80	2.15	3.64	4.78	7.15	7.23	9.91	10.46	10.46	10.45
1996	1.86	2.27	3.18	4.49	4.97	6.65	7.69	10.85	8.06	10.19	11.01
1997	1.03	1.33	2.28	4.21	4.90	5.41	7.77	8.99	9.46	10.23	10.62
1998	0.84	1.17	2.19	4.10	4.68	5.99	7.99	8.65	9.62	9.98	10.16
1999	0.73	1.09	1.99	2.86	4.03	4.23	6.51	7.59	8.30	9.27	9.72
2000	1.01	1.53	2.37	3.29	4.24	5.11	6.01	7.34	9.27	10.19	10.76
2001	0.67	1.08	2.14	3.27	4.37	5.21	5.92	7.00	8.52	9.14	9.34
2002	0.88	1.54	2.66	3.56	4.27	5.20	6.47	8.43	10.23	10.58	10.50
2003	0.56	1.34	2.11	2.77	3.40	4.44	6.06	7.89	9.70	10.48	10.92
2004	0.72	1.33	1.80	2.33	2.97	3.89	5.13	6.53	8.20	9.11	9.85
2005	1.71	1.99	1.88	2.04	2.51	3.19	3.94	4.31	8.43	8.84	10.16
2006	1.65	1.93	1.86	2.07	2.61	3.32	4.10	4.54	8.06	9.23	10.13
2007	0.66	0.96	1.86	2.30	2.28	2.98	4.22	6.00	8.89	9.79	10.89
2008	0.75	0.87	1.65	2.18	2.49	3.05	3.79	5.74	10.48	10.28	9.91
2009	0.85	1.18	1.63	2.12	2.66	3.44	4.63	5.26	9.49	9.92	10.46
2010	0.84	1.34	1.49	1.61	1.88	2.61	3.67	4.43	6.41	9.99	10.34
2011	0.60	0.75	1.42	1.78	1.84	2.41	3.46	4.64	6.40	8.71	10.15
2012	0.40	0.54	1.13	1.45	1.50	1.98	2.99	4.99	6.45	7.21	8.02

出所：『家計調査年報』各年版「世帯主年齢階級別」データから、森がTanaka/Mori/Inaba モデルを使って導出。

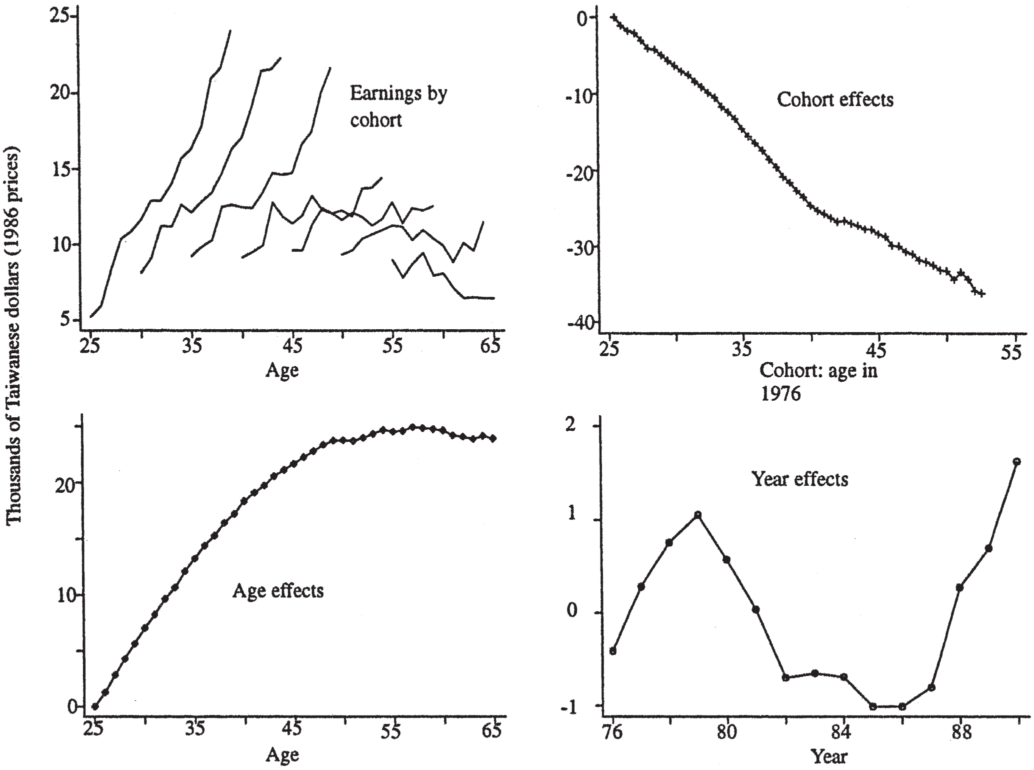
付録表２　年齢階級別バナナ家庭内消費の推移、1979-2012年

（kg/1人・年）

	20-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	50-54歳	55-59歳	60-64歳	65-69歳	70-74歳
1979	4.23	4.57	4.51	3.70	3.84	4.01	4.24	4.88	5.34	5.02	4.84
1980	3.59	3.86	3.94	3.43	3.28	3.63	4.00	4.31	4.55	4.76	4.85
1981	3.66	4.08	3.80	3.18	2.86	3.31	3.88	4.40	4.82	4.80	4.77
1982	3.71	4.09	3.74	3.09	3.20	3.33	3.67	4.43	5.06	5.16	5.18
1983	2.78	3.15	3.00	2.51	2.29	2.40	3.04	3.85	4.15	4.10	4.06
1984	3.14	3.55	3.64	2.86	2.59	2.84	3.12	4.18	5.37	5.33	5.28
1985	3.14	3.61	3.56	2.99	2.60	2.92	3.59	4.28	4.82	5.66	5.98
1986	2.95	3.49	3.90	3.37	3.22	3.45	4.26	5.19	5.93	6.09	6.13
1987	3.08	3.54	3.69	3.36	3.14	3.06	4.10	5.10	5.70	6.07	6.20
1988	3.17	3.52	3.42	3.19	3.05	3.22	4.15	4.85	6.03	6.08	6.08
1989	2.87	3.39	3.68	3.17	3.00	3.22	4.13	5.83	6.20	6.49	6.60
1990	2.56	2.88	3.30	3.23	3.21	3.66	3.97	5.35	6.45	6.79	6.92
1991	2.63	2.95	3.41	3.50	3.38	3.60	4.86	5.29	6.71	6.78	6.79
1992	2.86	3.12	3.13	3.09	3.25	3.26	3.82	5.00	6.11	7.07	7.27
1993	2.82	3.05	3.36	3.68	3.76	3.94	4.48	6.57	7.26	8.84	9.00
1994	2.81	3.05	3.38	3.57	3.85	4.08	4.47	6.38	7.69	8.97	9.16
1995	2.72	2.97	3.23	3.24	3.37	3.57	4.49	5.52	7.81	8.12	8.25
1996	2.54	2.73	3.15	3.34	3.47	3.73	3.95	5.86	7.28	8.20	8.39
1997	2.45	2.81	3.27	3.90	3.75	4.04	4.84	6.48	8.26	9.10	9.39
1998	2.33	2.67	3.03	3.54	3.61	4.25	4.75	6.22	8.34	9.59	9.94
1999	2.95	3.24	3.62	4.03	4.73	4.82	5.37	6.95	9.18	10.46	10.79
2000	3.03	3.42	3.91	4.40	4.88	5.45	6.14	7.34	9.67	11.27	12.25
2001	2.64	2.97	3.47	4.04	4.63	5.16	5.71	6.95	9.37	10.33	11.04
2002	2.30	2.79	3.48	3.94	4.19	4.73	5.55	6.93	9.16	10.03	10.77
2003	2.78	3.15	3.59	4.04	4.49	5.05	5.73	6.96	9.11	10.00	10.71
2004	2.99	3.59	3.76	3.95	4.26	4.94	5.94	7.39	9.71	11.06	12.09
2005	3.15	3.70	3.91	4.15	4.51	5.19	6.16	7.70	9.57	10.51	11.31
2006	2.55	3.14	4.03	4.60	4.87	5.50	6.49	7.71	9.25	10.13	10.75
2007	3.42	4.14	3.85	3.59	3.60	4.20	5.35	6.72	8.35	9.49	10.39
2008	3.16	3.82	4.38	4.80	5.15	6.07	7.87	8.93	9.70	10.63	11.58
2009	3.73	4.52	4.90	5.29	5.81	6.84	8.62	10.10	11.36	12.53	13.52
2010	3.02	3.72	4.27	4.70	5.10	5.99	7.44	8.79	10.04	11.20	12.21
2011	2.89	3.65	4.05	4.25	4.39	5.13	6.46	7.98	9.72	11.04	12.06
2012	2.84	3.60	4.06	4.28	4.34	5.00	6.29	8.11	10.49	11.55	12.37

出所：『家計調査年報』各年版「世帯主年齢階級別」データから、森がTanaka/Mori/Inabaモデルを使って導出。

付録図１ Deatonによる台湾の家計収入の分解



出所：Deaton, op.cit., p.118.

参考文献

朝野煕彦（2001）「コウホート分析の比較方法論的考察」下記 森宏編（2001）、347-366.

川口雅正（1981）「統計学の学問的性質について」『九州大学農学部学芸雑誌』36巻1号、25-46.

川口雅正（2007）「コメント、特にIEを中心に」（コウホート分析における『識別問題』の克服 ―中村・IEモデルの比較検討―／田中・三枝・森・川口 1-44頁の分担部分）『専修経済学論集』42巻1号、39-44.

川口雅正（2008）「シミュレーション結果の差異に関する理論的考察－IE解および中村のベイズ解の構造的問題―」（コウホート分析における識別問題への対処－シミュレーションによる検定－／森・三枝・川口 69-99頁の分担部分）『社会科学年報』42号、専修大学社会科学研究所、81-88.

川口雅正（2009）「推計法の構造的問題について」（コウホート分析におけるベイズ型とIEモデルのシミュレーション比較（標準コウホート表）― 改善のための提案／森・川口・三枝 105-134頁の分担部分）『専修経済学論集』44巻1号、112-117.

牧二郎（1967）「科学論の哲学的諸問題」務台理作・古在由重編『哲学の課題』岩波書店、117-135.

森宏編（2001）『食料消費のコウホート分析 ― 年齢・世代・時代』専修大学出版局、pp.376.

森宏ら（2001）「戦後における食料消費の激変と世代効果 ―報告と討論―」森宏編（2001）、273-309.

森宏・Dennis L. Clason（2007）「社会科学研究のためのコウホート分析 ―考え方と手法―」『社会科学年報』41号、専修大学社会科学研究所、17-38.

森宏（2011）「食料消費の年齢・世代効果 ―文献解題を中心に―」『専修経済学論集』45（3）、113-132.

森宏・三枝義清（2010）「食料消費のコウーホート分析 ― 伝統的ミクロ経済学との関連において」『社会

学年報』44号、専修大学社会科学研究所、49-67.

―― (2013)「牛肉家計消費におけるO-157およびBSEのインパクトの計測 ―「拡大コウホート」モデルを用いて」『社会科学年報』47号、専修大学社会科学研究所、157-182.

中川徹・小柳義夫（1982）『最小二乗法による実験データ解析 − プログラム SALS』東京大学出版会、（2007年9月10日初版第12刷）、pp. 206.

中山茂訳（1971）『トーマス・クーン科学革命の構造』みすず書房、（1997年9月30日初版第27刷）pp.277（Thomas S. Kuhn（1962,1970）*The Structure of Scientific Revolutions*, The University of Chicago Press, pp. 210）.

鈴木達三（1984）「市場調査データとコウホート分析」『ブレーン』24巻9号、（昭和59年9月号）、45-56.

竹内啓訳／ J. ジョンストン著／（1964）『計量経済学の方法』東洋経済新報社、pp. 304.

武谷三男（1968a）「弁証法の諸問題」星野芳郎編『武谷三男著作集1』勁草書房、1-170.

武谷三男（1968b）「続弁証法の諸問題」星野芳郎編『武谷三男著作集1』勁草書房、171-360.

高哲夫訳／ T. B. ヴェブレン著／（1998）『有閑階級の理論 ―制度の進化に関する経済学的研究―』筑摩書房、460頁.

Attanasio, Orazio P.（1993）*A Cohort Analysis of Saving Behavior by U.S. Households*, Working Paper No. 4454, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Ma.

――（1998）"Cohort Analysis of Saving Behavior by U.S. Households," *The Journal of Human Resources*, XXXIII, 3, 575-609.

Blisard, Noel（2001）*Income and Food Expenditures Decomposed by Cohort, Age, and Time Effects*, Technical Bulletin No. 1985, ERS, USDA.

Deaton, A. and C. Paxson（1994）"Saving, Growth, and Aging in Taiwan," *Studies of Aging*, eds. D.A. Wise, Chicago, the University of Chicago Press, 331-357.

――（2000）"Growth and Saving among Individuals and Households," *Review of Economics and Statistics*, 82（2）, 212-225.

Deaton, Angus（1997）*The Analysis of Household Surveys: Micro-econometric Approach to Development Policy*, Baltimore, The Johns Hopkins University Press.

Fu, W.J., K.C.Land and Y.Yang（2011）"On the Intrinsic Estimator and Constrained Estimators in Age-Period-Cohort Models," *Sociological Methods and Research*, Vol.40, 453-466.

Glenn, N.D.（1989）"A Caution about Mechanical Solutions to the Identification Problem in Cohort Analysis: Comment on Sasaki and Suzuki," *American Journal of Sociology*, Vol.95, No.3, 754-761.

――（2005）*Cohort Analysis, second edition*, Sage Publications, Inc., pp. 61.

Gustavesen, G.W. and K. Rickertsen（2009）"Consumer Cohorts and Demand System," a Paper Presented at the International Association of Agricultural Economics Conference, Beijing, China, August 16-22, 1-26.

――（2013）"Consumer cohorts and purchases of nonalcoholic beverages," *Empirical Economics*, Published online: 09 March,.

Kupper, L.L., J.M. Janis, A. Karmous, and B.G. Greenberg（1985）"Statistical Age-Period-Cohort Analysis: A Review and Critique," *Journal of Chronic Diseases*, Vol.38, No.10, 811-830.

Mason, K.O., W.M. Mason, H.H. Winsborough, and W.K. Poole（1973）"Some Methodological Issues in Cohort Analysis of Archival Data," *American Sociological Review*, Vol.38, No.2, 242-258.

Mori, H., D.L.Clason, and J. Lillywhite（2006）"Estimating Price and Income Elasticities for Foods in the Presence of Age-Cohort Effects," *Agribusiness: an International Journal*, 22（2）, 201-217.

Mori, H., and D.L. Clason（2004）" Cohort Approach as an Effective Means for Forecasting Consumption in an Aging Society: The Case of Fresh Fruit in Japan" *Senshu University Economic Bulletin*, Vol.38, No.2, 45-70.

Mori, H. and Y. Saegusa（2010）"Cohort Effects in Food Consumption: What They Are and How They Are Formed," *Evolutionary and Institutional Economics Review*, 7（1）, 43-63.

Mori, H. , Y. Saegusa, and J. Dyck（2012）"Estimating Demand Elasticities in a Rapidly Aging Society − The Cases of Selected Fresh Fruits in Japan," *The Annual Bulletin of Social Science*, 46, Institute of Social Science, Senshu University, 123-144.

O'Brien, R.M.（2000）"Age Period Cohort Characteristic Models," *Social Science Research*, Vol.29, 123-139.

――（2011）"Constrained Estimators and Age-Period-Cohort Models," *Sociological Methods and Research*, Vol.40, 419-452.

OECD Project on Income and Poverty, "What Are Equivalence Scales?"

Rentz, J.O., F.D. Reynolds, and R.G. Stout（1983）"Analyzing Changing Consumption Patterns with Cohort Analysis," *Journal of Marketing Research*, Vol.20, No.1, 12-20.

Sasaki, M., and T. Suzuki（1987）"Changes in Religious Commitment in the United States, Holland, and Japan," *American Journal of Sociology*, Vol.92, No.5, 1055-1076.

――（1989）"A Caution about the Data to be Used for Cohort Analysis: Reply to Glenn," *American Journal of Sociology*, Vol.95, No.3, 761-765.

Searle, S.R.（1971）*Linear Models*, John Wiley & Sons, Inc., pp. 532.

Skinner, Jonathan（1994）"Comment" on Deaton and Paxson's "Saving in Taiwan" in *Aging*, op. cit., 358-361.

Stewart, Hayden and Noel Blisard（2008）"Are Younger Cohorts Demanding Less Fresh Vegetables?" *Review of Agricultural Economics*, Vol. 30, No. 1, 43-60.

Stewart, H., D. Dong, and A. Carlson（2012）"Is Generational Change Contributing to the Decline in Fluid Milk Consumption?" *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 37（3）, 1-20.

――（2013）*Why Are Americans Consuming Less Fluid Milk? A Look at Generational Differences in Intake Frequency*, Economic Research Report No. 149, USDA.

Stigler, George and Gary Becker（1977）"De Gustibus Non Est Disputandum," *American Economic Review*, 67（2）, 76-90.

Winship, C. and D.J. Harding（2008）"A Mechanism-Based Approach to the Identification of Age-Period-Cohort Models," *Sociological Methods & Research*, Vol.36, No.3, 362-401.

Yang, Y., W.J. Fu, and K.C. Land（2004）"A Methodological Comparison of Age-Period-Cohort Models: The Intrinsic Estimator and Conventional Generalized Linear Models," *Sociological Methodology*, Vol.34, 75-110.

Yang, Y., S. Schulhofer-Wohl, W.J. Fu, and K.C. Land（2008）"The Intrinsic Estimator for Age-Period-Cohort Analysis: What It Is and How to Use It," *American Journal of Sociology*, Vol.113, No.6, 1697-1736.

Yang, Y. and K.C. Land（2013）*Age-period-cohort analysis : new models, methods, and empirical applications*, Boca Raton, CRC Press, pp. 338.