

経済統計・政府統計の数理的基礎と応用-I¹

国友直人²・山本拓³ 共編

2012年2月

¹この報告書は日本学術振興会・科学研究プロジェクト「経済統計・政府統計の数理的基礎とその応用」(2011年度～2014年度)が開催した研究集会における講演内容をまとめたものである。

²東京大学経済学研究科教授

³日本大学経済学部教授

概要

この報告書は日本学術振興会・科学研究プロジェクト「経済統計・政府統計の数理的基礎とその応用」が東京大学経済学研究科において2011年9月に開催した研究集会における講演内容をまとめたものである。

経済統計、とりわけ政府統計は、経済・社会の動向を理解し、政策を実施、評価するためには不可欠な情報であることは言うまでもない。最近では evidence-based policy というともよく言われ、政府統計の重要性は一般に広く認識されつつあると思われる。しかし、経済統計・政府統計への信頼性は、近年必ずしも増しているとは言えない状況である。経済社会の急激な変化に伴い、政府統計の質の確保が困難になりつつある。マクロ経済統計の側面では、GDP 統計などに代表されるマクロ公表系列の質と信頼性の問題、信頼性の高い将来人口の推計の問題、地域による経済情勢のばらつき等の把握などの問題を挙げることができる。またミクロ経済データにおいては、統計調査をとりまくプライバシー意識の高まりから、調査精度の確保が難しくなりつつあるという問題や、情報開示と秘密保持の両立という匿名化問題などを挙げることができる。これらの困難さの根本的原因の一つは、先に述べた政府統計の重要性の認識とは裏腹に、財政難から政府統計関連の予算が長期的な漸減傾向にあり、政府統計部局には残念ながら上記のような問題に対処するための十分な人的・財政的資源が確保されていないことにある。中・長期的視野に立ち、理論的あるいは学術的基盤まで考慮した新たな確固たる統計的方法を検討するには、余力に乏しい状態なのである。また政府部局の人材採用・育成メカニズム自体も基本的に旧来通り制約的であり、例えば大学院修了者を自由に雇用することはできず、日本政府の統計部局の人的構成は大学院修了者を多量に抱える欧米先進国や新興国とは異なる状況となっている。

新しい統計学的知見の導入に関しては、日本の政府統計部局が分散化されているために、これまで、個別の担当部局あるいはその時々担当者に個別に招かれた研究者によって知見や助言が提供されることが多かった。政府統計を巡る重要な論点について、担当部局をまたいでその知見が共有されることは少なかったと思われる。またそれらの話題が広く研究者間で議論されることも少なかった。そのような意味で、経済統計・政府統計の技術的・制度的問題点を、統計学的立場から総括的に検討していくという本研究プロジェクトは、一つの新しい方向性を示している。また一般の統計学研究者と統計職員がオープンかつ総括的に問題を検討していくという機会は、これまであまり存在しなかったと思われる。(日本統計学会において政府統計のセッションが設けられたことは多々あると記憶するが、日本統計学会に所属している政府統計職員は限られているのが実情である。) 2011年9月に開催した研究集会は、統計学研究者と統計調査担当者がおよそ半々の割合で、さまざまなトピックについて報告を行う構成になっている。このような機会が情報交換ならびにお互いの刺激となり、経済統計・政府統計の今後の改善の一助になることを期待する次第である。なお以下の目次ではコンファレンスのプログラムのタイトルを表示したので、一部には実際に研究報告した論文のタイトルとは異なることに注意されたい

2012年2月
編者

目次

はじめに

山本拓 「経済統計・政府統計の数理的基礎とその応用 2011」開催にあたって

第 I 部：ミクロ経済統計の理論と実際

1. 宇南山卓「家計調査とサンプリング」
2. 星野伸明「匿名化の諸問題(労働力調査への応用)」
3. 北村行伸「パネル・データの作成の実情と課題」

第 II 部：政府統計の現状と課題

4. 上田響(厚生労働省)「国民生活基礎調査の匿名化」
5. 岩佐哲也(統計局)「経済センサスとビジネスレジスター」
6. 増島稔(内閣府)「CIの現状と課題」

第 III 部:マクロ経済統計の理論と実際

7. 高山貢「青森と地域景気動向」
8. 金子隆一(国立社会保障・人口問題研究所)「人口推計の理論と実際」
9. 国友直人・川崎能典「経済時系列とベンチマーク問題(GDPへの応用)」

「経済統計・政府統計の数理的基礎とその応用 2011」開催にあたって

山本 拓
日本大学経済学部

本研究集会は、科学研究費プロジェクト「経済統計・政府統計の数理的基礎とその応用」（2011年度－2014年度、研究代表者：山本 拓）に基づく、2011年度の研究集会である。国友直人と山本拓がオーガナイザーをつとめた。

本プロジェクトの目的は、経済統計・政府統計における主要な課題の、技術的および制度的問題を、統計学的な立場から理論的・学術的に検討し、具体的解決策を提言することである。

経済統計、とりわけ政府統計は、経済・社会の動向を理解し、政策を実施、評価するためには不可欠な情報であることは言うまでもない。最近では **evidence-based policy** ということもよく言われ、政府統計の重要性は一般に広く認識されつつあると思われる。

しかし、経済統計・政府統計への信頼性は、近年必ずしも増しているとは言えない状況である。経済社会の急激な変化に伴い、政府統計の質の確保が困難になりつつある。マクロ経済統計の側面では、GDP 統計などに代表されるマクロ公表系列の質と信頼性の問題、信頼性の高い将来人口の推計の問題、地域による経済情勢のばらつき把握などの問題を挙げることができる。またミクロ経済データにおいては、統計調査をとりまくプライバシー意識の高まりから、調査精度の確保が難しくなりつつあるという問題や、情報開示と秘密保持の両立という匿名化問題などを挙げることができる。

これらの困難さの根本的原因の一つは、先に述べた政府統計の重要性の認識とは裏腹に、財政難から政府統計関連の予算が長期的な漸減傾向にあり、政府統計部局には残念ながら上記のような問題に対処するための十分な人的・財政的資源が確保されていないことにある。中・長期的視野に立ち、理論的あるいは学術的基盤まで考慮した新たな確固たる統計的方法を検討するには、余力に乏しい状態なのである。また政府部局の人材採用・育成メカニズム自体も基本的に旧来通り制約的であり、例えば大学院修了者を自由に雇用することはできず、日本政府の統計部局の人的構成は大学院修了者を多量に抱える欧米先進国や新興国とは異なる状況となっている。

新しい統計学的知見の導入に関しては、日本の政府統計部局が分散化されているために、これまでは、個別の担当部局あるいはその時々担当者に個別に招かれた研究者によって知見や助言が提供されることが多かった。政府統計を巡る重要な論点について、担当部局をまたいでその知見が共有されることは少なかったと思われる。またそれらの話題が広く研究者間で議論されることも少なかった。そのような意味で、経済統計・政

府統計の技術的・制度的問題点を、統計学的立場から総括的に検討していくという本研究プロジェクトは、一つの新しい方向性を示している。

また一般の統計学研究者と統計職員がオープンかつ総括的に問題を検討していくという機会は、これまであまり存在しなかったと思われる。（日本統計学会において政府統計のセッションが設けられたことは多々あると記憶するが、日本統計学会に所属している政府統計職員は限られているのが実情である。）今回の研究集会は、統計学研究者と統計調査担当者がおよそ半々の割合で、さまざまなトピックについて報告を行う構成になっている。このような機会が情報交換ならびにお互いの刺激となり、経済統計・政府統計の今後の改善の一助になることを期待する次第である。

家計調査の課題と改善に向けて

宇南山 卓*

家計調査には、その精度が低いという「標本誤差」に対する批判と、偏りがあるという「非標本誤差」に対する批判があった。標本誤差については、学術的な分析には問題ないレベルであるが、景気指標としての統計ユーザーの要求水準は満たしていなかった。高い精度を確保するには、補完的な統計を活用する必要がある。非標本誤差については、専業主婦世帯の割合が過大である、低所得者が過少であるというサンプルセレクションバイアスがあった。また、高額商品に対する支出および財産所得の受取について、過少となるバイアスがあった。さらに、これらのバイアスの複合的な結果として、貯蓄率が過大になっていた。いくつかの問題点を抱えてはいるが、家計調査は「繰り返しクロスセクション統計」としては国際的にも最高水準の統計と評価できる。将来的には、家計調査をパネルデータ化することが期待される。

1. はじめに

家計調査は「国民生活における家計収支の実態を把握し、国の経済政策・社会政策の立案のための基礎資料を提供することを目的」とした統計であり¹⁾、1946年から調査されている。家計調査の結果は、基本的には消費者物価指数作成のためのウェイト算出に利用され、それ以外にも国民経済計算における四半期別 GDP 速報の家計最終消費支出の推計や景気動向指数にも採用されており、個人消費の動向を判断する指標として活用されている。学術的な関心からは、収入・消費の水準・分布の把握、消費者行動の分析、政策の評価のための重要なデータである。

しかし、家計調査に対しては多くの批判がされており、統計としての信頼性に対する疑問が指摘されている。例えば、総合研究開発機構(2008)による「市場分析専門家の立場から見た経済統計に関するアンケート調査」(以下 NIRA アンケートと呼ぶ)によれば、国などが公表している 23 の統計のうち、家計調査の評価が最も低い。加えて、新聞など一般の媒体でも、家計調査の信頼性が問題とされたり、それに対する反論が掲載されるなど関心は高い²⁾。利用範囲の広さ・関心の高さを前提とすれば、家計調査の信頼性がより厳しく求められるのはもちろんであるが、家計調査の特性からすればやむを得ない欠点への批判も多く、本質的な議論のためには論点の整理が必要である。

本稿では、これまでの家計調査の信頼性に関する議論をまとめ、その妥当性を検討する。また、過去における改善についても概観し、残された課題を明らかにする。さらに一般的な

* 神戸大学大学院経済学研究科, 〒 657-8501 神戸市灘区六甲台町 2-1, E-mail: unayama@person.kobe-u.ac.jp

¹⁾ 総務省統計局ホームページ・家計調査の概要「1. 調査の目的」を参照。

²⁾ 例えば、日本経済新聞 1990年2月21日「経済教室：大きな偏りない家計調査」、同夕刊 1993年6月12日「エコノ探偵団：あてになるか？家計調査」などを参照。

問題として、日本における収入・消費に関する世帯調査の課題について述べる。こうした整理によって、家計調査の特性を明らかにし、適切なデータの利用や統計の改善に資することを目的とする。

家計調査に関する議論を概観してみると、最大のユーザーであり批判者でもあるのが市場の「エコノミスト」であることが分かる。NIRA アンケートの対象となった「市場分析専門家」のほとんどは、家計調査に注目している一方で結果に対し批判的である。具体的な批判のほとんどは、月次の「変動」が大きすぎることの一点に集中している。変動が大きすぎるとは、家計調査の結果が、しばしば、GDP 統計や毎月勤労統計などの景気指標と説明が困難な乖離をすることを指している。言い換えれば、家計調査の精度が低すぎるとの批判である。

実際、景気動向に注目するエコノミストの多くが各種指標に1%ポイント以下の精度を要求しているのに対し、家計調査の標準誤差率は2.0%となっている³⁾。すなわち、要求されている水準よりも精度が低いという意味では、この批判には一定の妥当性がある。しかし、これは統計の目的と利用の実態が乖離していることに起因した問題であるという意味では、不可避的な問題である。

日本の家計のほとんどが月給を受け取り、1カ月を単位とした行動をとっていることを考慮すれば、家計調査が月次で調査されていることは望ましい性質である⁴⁾。すなわち、月次で調査する目的は、必ずしも景気判断のための材料を提供することではないのである。しかし、収入・支出に関する情報が月次で利用可能であるという速報性のために、GDP の推計などにも利用され、景気指標としても注目されてしまうのである。本来の目的である「家計収支の実態を把握」するために想定されている標本誤差の水準が、景気判断の目的に要求される水準よりも大きいため、批判の対象となっているのである。

家計調査に対する批判の大部分が、こうした標本誤差に関する問題であれば、調査世帯を増加させることでより精度の高い統計を作成すればよく、原理的には解決は容易である。しかし、調査の規模の拡大のコストと精度向上の便益の比較・速報性の維持に対する要求も考慮すると、単純に調査世帯を増加させることは最適な対策ではないと考えられる。

より安定的な消費動向の指標を構築するために、家計調査の規模拡大ではなく家計調査を補完する「家計消費状況調査」が2002年から開始されている。実際に、家計消費状況調査と組み合わせることで、家計調査の景気指標としての信頼性は大幅に改善している。そもそも調査統計において一定の標本誤差は不可避であることも考慮すれば、利用者としても利

³⁾ 総務省統計局のホームページから、家計調査のページ> Q&A の Q16 を参照 (<http://www.stat.go.jp/data/kakei/qa-1.htm>)。

⁴⁾ 調査期間は、例えば、英国の Family Expenditure Survey (FES) は各世帯2週間のみ、米国の Consumption Expenditure Survey (CES) は家計簿の記入が1週間、記憶による調査が四半期ごとである。

用可能な統計の標本誤差を考慮した分析手法を開発する必要があるだろう。

一方、学術的な関心に基づく家計行動の分析などにおいては、2%程度の標本誤差は大きな問題ではない。より深刻な問題となるのは、調査の結果が構造的に「真の値」から異なるという意味での「非標本誤差」である。すでに述べたように、批判の多くは「標本誤差」に対するものであるが、本稿では「非標本誤差」が本質的な問題と考え、いくつかの問題を具体的に論じた。

家計調査に対して指摘されている非標本誤差には、大きく分けて2つのタイプがある。一つは、標本である調査世帯の属性が、母集団である日本の家計全体の属性とは異なる「サンプルセレクションバイアス」である。具体的には、公務員世帯の割合が過大である、共働き世帯の割合が過少である、低所得者・超高所得者の割合が過少であるなどの批判である。もう一つは、調査世帯の属性に問題がなくても、特定の項目に対する調査が困難であるために、計測される結果が真の値と異なる「測定誤差」である。例えば、耐久消費財や冠婚葬祭費などの高額商品や、財産所得などの結果に偏りがあることが予想されており、また貯蓄率の動向が他の統計と整合的でないことも指摘されている。

実際に、それぞれの批判についてその妥当性を検証すると、公務員世帯が多いという批判は妥当ではなく結果に与える影響も小さいと予想されたが、専業主婦世帯の割合が過大であるという指摘には妥当性があった。また、所得水準の分布に偏りがあるかについては検証は困難であるが、少なくとも低所得者に関して偏りがあることが示唆されている。項目別の偏りについては、高額商品については家計調査の結果が過少である可能性が高く、財産所得についても多くの記入漏れが発生している。貯蓄率については、先行研究で指摘されていた要因に加え、ここで検証している項目の偏りが原因で、他の統計との乖離が発生していたと考えられる。

このように、いくつかの問題点を抱えてはいるが、家計調査は「繰り返しクロスセクション統計」としては国際的にも最高水準の統計である。しかし、経済学の発展に伴い、研究者の関心が変化してきており、家計調査の構造はその変化に十分には対応できていない。特に、家計の動的な行動を描写するために同一世帯の行動を追跡した「パネルデータ」の重要性が高まっており、日本においてもその構築が期待される。さらに社会経済の変化として、近年のプライバシー意識の高まりがあり、個人情報保持に敏感な世帯が増えている。安定的な調査の継続には、何らかの対応が必要であろう。こうした課題に対応するためには、現行の家計調査の改善にとどまらず、世帯の収入・支出を世帯調査からどのように把握していくかについての体系的な検討が必要であると考えられる。

本稿の構成は以下のとおりである。第2章では、家計調査の概要について述べる。実際の調査世帯の抽出や調査方法について紹介する。第3章では、これまで指摘されている家計調査への批判をまとめ、その妥当性を検証している。また、結果の公表形式についてもこれま

で指摘されている改善点を示した。第4章は、家計調査に限らず、収入・支出に関する世帯調査全般に対する展望を示している。第5章は結論である。

2. 家計調査の概要

家計調査は、1946年に始められた「消費者価格調査」が発展したものである⁵⁾。「消費者価格調査」は都市に居住する単身世帯を除く非農林漁家世帯を対象として、家計の購買行動について、その価格・購入数量・支出金額を調査したものであった。1950年から収入についても調査を開始し、1951年からは「消費実態調査」に名称も変更された。その後さらに、調査方法と費目分類が若干改正され、1953年から「家計調査」と呼ばれるようになった。1962年には母集団地域が全国に拡大され、調査対象が168市町村・約8,000世帯となり、ほぼ現行の家計調査と同じ調査形態となった。

1981年1月に収支項目分類が大幅に改正され、消費支出の5大費目分類が10大費目分類となり、現在の統計とほぼ完全に接続可能な統計となった。さらに、かつては、農林漁家や単身世帯が調査対象とされておらず家計調査の結果が日本の家計全体を代表していないと批判されていたが、2000年には農林漁家が、2002年には単身世帯が調査対象となるように拡大されている⁶⁾。現行の家計調査は、全国約4,700万世帯の家計の中から、毎月9,000世帯が家計簿を記入する方式で月々の収入・支出を調査している。

調査世帯の選定については、その一部が毎月交代する「ローテーションパネル」方式で調査されており、各世帯の調査期間は二人以上の世帯では6ヶ月、単身世帯は3ヶ月となっている。毎月新たに調査される世帯は、層化三段抽出法によって次の三つの段階に分けて選定される。第一段階として、全国の市町村の中から、地理的位置・人口・産業の特色などを考慮して「層」と呼ばれるグループに分類し、それぞれの層から一市町村ずつ合計168市町村を抽出する。第二に、抽出された市町村から無作為に調査地区を選ぶ。最後の第3段階目として、それぞれの調査地区から乱数表を使って無作為に調査世帯を選ぶのである。言い換えれば、調査対象が日本の世帯全体の縮図となるように、できる限り無作為に抽出されているのである⁷⁾。ただし、実際に選定された世帯が調査に協力することを拒否した場合には、一定の手続きに従い代替の世帯が選ばれ調査される⁸⁾。

調査項目としては、勤労者及び無職者世帯については収入と支出を、個人営業世帯などの

5) 以下の記述は、総務省統計局ホームページにおける「家計調査のページ」>家計調査の概要>家計調査の沿革にしたがっている。戦前にも現在の家計調査に類似した世帯調査は行われていた。戦前の状況については、多田(1989)が詳しい。

6) 1999年以前は、農林漁家に対しては農家経済調査などが実施されていた。また、1995年以降単身世帯も単身世帯収支調査の調査対象であった。

7) 松田・伴・美添(2000)は標本調査論の観点から、家計調査の調査方法について厳密に論じている。

8) 家計調査は、統計法に基づく基幹統計(旧統計法に基づく指定統計)であり、調査拒否は認められていない(統計法第13条)。しかし、現実には調査を強制することは困難であり、一定の拒否世帯が発生している。

勤労者以外の世帯(無職世帯を除く)については支出のみを調査している⁹⁾。また、毎月の収入・支出に加え、2002年に貯蓄動向調査が統合され、貯蓄・負債も調査されるようになっており、全ての世帯について調査開始後3ヶ月目に調査されている。さらに、世帯員の属性や住居に関する詳細な情報が収集されており、社会経済学的な分析を可能としている。

調査は基本的に「家計簿」に記入する方法で調査され、収入の源泉や支出の用途ごとに詳細に分類されて公表されている。家計簿には世帯が自由に記入し、その内容を統計局で集計する際に分類番号を付与して分類する「アフターコード方式」を採用している。この方法では、事前に調査する項目を限定する必要がないため、新製品の登場などによる家計行動の変化を的確に把握することができる。家計調査は、消費者物価指数のウエイト算出に利用されるため、記入項目を事前に限定しない調査方式を採用することは極めて重要である。一方で、自由記述であるため調査世帯の負担は大きく、また記入の必要性に関して誤解の余地があり記入漏れが生じる可能性がある。こうした調査方法の性質により、家計調査のサンプルに偏りがあるという批判や、高額商品の記入漏れが発生していると考えられる原因となっているのである。

家計簿は毎月2回集められるが、公表されるのは月ごとに集計された結果である。ただし、2000年以降は、日別の支出についても公開している。各月の調査結果は、翌月末に速報として公表され、翌々月に「家計調査報告」として刊行されている。また、単身世帯及び総世帯の家計収支に関する結果、貯蓄・負債に関する結果は四半期ごとに公表されている。

3. 家計調査に対する批判

3.1 標本誤差に対する批判

家計調査に関する議論を概観してみると、最大のユーザーであり批判者でもあるのが市場の「エコノミスト」である。その批判は、総合研究開発機構(2008)に集約されており、その中で「市場分析専門家」に対するアンケートとして自由記述された意見として見ることができる。その意味では、家計調査の多様な利用目的のうち、景気動向の指標としての側面に最も多くの関心が集まっていると言える。また、具体的な批判のほとんどは、月次の「変動」が大きすぎることの一点に集中している。例えば、NIRA アンケートの対象となった「市場分析専門家」のうち、記名で家計調査への意見を述べたエコノミスト23名のうち17名が、月次変動の大きさについて批判している。

変動が大きすぎるとは、家計調査の結果が、しばしばGDP統計や毎月勤労統計などの景気指標と説明が困難な乖離をしていることを指す。この批判を、家計調査の標本誤差が大きいという意味で解釈すれば、当然の批判である。総務省統計局の公表によれば、標本調査論

⁹⁾ 1986年以前は、無職世帯についても収入は調査されていなかった。

に基づく消費支出の標準誤差率は2.0%であるのに対し、エコノミストの多くが要求する水準は通常1%ポイント以下であり、より高い精度を要求しているのである。また、その原因については、多くのエコノミストは「サンプルサイズが小さいから」と考え、家計調査の調査設計上の問題であると批判している。

こうした標本誤差に対する批判は、調査世帯を増加させて、より精度の高い統計を作成すればよく、原理的には解決は容易である。しかし、調査の規模の拡大のコストと精度向上の便益の比較、さらには速報性の維持に対する要求も考慮すると、単純に調査世帯を増加させることは最適な対策ではないと考えられる。しかも、会田(2000)で指摘されているように、そもそも毎月の家計の支出は様々な特殊要因により変動するという性質がある。例えば、各月の曜日の構成、天候、公共料金等の引き落としのタイミングなどにより支出は不規則に変動する。こうした変動は必ずしも供給側の統計には表れない要因であり、景気動向とも区別されるべき変動である。つまり、調査世帯を増加させても、説明不能な変動を小さくすることはできない可能性がある。一般に、調査統計においては一定の標本誤差は不可避であり、標本誤差に対応した分析手法の開発がより重要である。

家計調査の調査世帯数を拡大する以外の選択肢として、よりサンプルサイズの大きな家計消費状況調査を活用することが考えられる。家計消費状況調査は、2002年から開始されており、約3万世帯を対象としており家計調査よりも標準誤差率が小さいと考えられる¹⁰⁾。また、「消費や購入頻度が少ない高額商品・サービスなどへの消費の実態を安定的に捉えることを目的」とした統計であり、詳細な項目分類別の支出は利用できないが、家計調査を補完する統計となっている。今後は、消費に関する景気指標としては、家計調査と家計消費状況調査を組み合わせる分析することが望まれる。ただし、現時点では、家計消費状況調査の公表のタイミングは家計調査に比べ遅く、詳細な集計にも対応していない。より安定的な消費動向の指標を構築するためには、家計消費状況調査の公表に関する改善が、最も現実的な対応だと考えられる。

3.2 サンプルセレクションバイアスに対する批判

景気指標としては家計調査の標本誤差が最大の問題であったが、家計行動の分析などの目的のためには2%程度の標本誤差は大きな問題ではない。より深刻な問題は、調査の結果が構造的に「真の値」から異なるという意味での「非標本誤差」である。ここでは、非標本誤差のうち標本である調査世帯の属性が、母集団である日本の家計全体の属性とは異なるという意味での「サンプルセレクションバイアス」について論じる。

前節で見たように、家計調査では標本調査論に基づいた標準的な標本抽出方法を採用している。しかし、実際には多くの世帯が調査拒否をしており、日本の家計部門全体に対して

¹⁰⁾ 回収率が70%程度であるため実際のサンプルは2万世帯程度である。

代表性を持っていないとの批判が多くされている。そうした批判の多くが指摘しているのが、家計調査の調査負担の大きさである。調査世帯は6か月間家計簿を詳細に記入する必要があり、しかも調査開始後の最初の1か月は購入した商品の重さなどの「数量」も報告することになっているため¹¹⁾、他の統計調査と比較しても調査客体に大きな負担となる調査である。そのため、調査に非協力的な世帯や調査に協力することが困難である世帯が調査を拒否したり、調査から脱落する可能性が高いとされている¹²⁾。

これまでに指摘された具体的な偏りとして、1. 公務員世帯が多い、2. 専業主婦世帯が多い、3. 低所得者が少ない、4. 超高額所得者が少ない、が挙げられる¹³⁾。公務員世帯については、他の職業の世帯と比較して調査に協力的であると予想され、実際に調査される世帯での公務員世帯の割合が高くなると考えられている。また、共働き・低所得の世帯は家計簿を継続的に記入することが困難であるため、実際に調査される世帯は、相対的に専業主婦世帯や高所得世帯の割合が高くなると考えられているのである。超高所得者については、プライバシーの観点から、調査拒否を起しやすくと考えられるため、ほとんど調査できていないと言われている。

こうした指摘は、新聞等での「識者の発言」として取り上げられることが多く、論文などのまとまった文章で指摘しているものはほとんどない。そのため、多くの指摘が半ば「都市伝説」の域を出ない状態で繰り返し指摘される状態が続いている。しかし、世帯主の職業や世帯主の配偶者の就業状態などの世帯属性の偏りについては、他の統計と比較することで妥当性の検証は可能であり、ここではそうした議論をまとめることとする。

まず、公務員の割合が高いという疑問については、統計局側から多くの反論が提示されている。その代表的なものが会田(2000)であり、労働力調査と比較することで家計調査の妥当性を論じている。また、ほぼ同様の主張は、現在の統計局のホームページでも解説されている¹⁴⁾。ポイントは、家計調査での「公務員の割合」は世帯主に占める割合であり、人口比率での公務員の割合よりも高くとも必ずしもサンプルの偏りを意味しないということである。ただし、厳密には、概念の調整をしても他の統計よりも1%から2%程度家計調査での公務員世帯の割合が高いことが報告されており「都市伝説」の原因になっていると推測できる¹⁵⁾。とはいえ、公務員世帯の収入・支出の動向は他の勤労者世帯とそれほど異ならなかった

11) 2002年以前は、数量についても6ヶ月報告することになっていた。

12) 溝口(1992)では、拒否率が1995年で30.1%、1990年前後で45%程度であるとしている。

13) 例えば、日本経済新聞に掲載された記事として、1993年6月12日号「エコノ探偵団：あてになるか？家計調査」、2000年6月19日号「GDP統計改善急げ：問題多い消費と公共投資」、7月14日号「再考・経済統計第7回：消費その2」、2004年1月9日「数字は踊る(1) あいまいを選ぶ—統計の穴、うたかた景気右に左に(けいざい心理学)」、2006年11月10日「最長景気をみる(中) 統計の「中身」手探り(経済予測というもの)」等で指摘されたもの。

14) 総務省統計局のホームページ>家計調査のページ>Q&A から Q19 を参照のこと(2009年4月1日現在 <http://www.stat.go.jp/data/kakei/qa-1.htm>)。

め、この水準の違いではほとんど影響はないと考えられる。

それに対し、専業主婦世帯が多いという疑問については、容易に検証可能であるにも関わらず批判・反論ともに十分な議論がされていない¹⁶⁾。ここでは、総務省統計局が行なう類似した3つの統計、家計調査・全国消費実態調査・家計消費状況調査を比較することで、この批判の妥当性について検討する。全国消費実態調査は、5年に1度の調査でありサンプルサイズは約6万世帯と大きい。標本抽出や調査の方法は家計調査に類似しているが、調査期間が3カ月と家計調査よりも短い。一方、家計消費状況調査は、調査期間は1年間と長い。特定の品目についてのみの調査であり、事前に調査対象品目が決まっているプリコード方式である。総じて、調査負担は、家計調査>全国消費実態調査>家計消費状況調査の順で重いと考えられている。

それらの3つの統計が利用できる最新の結果である2004年のデータを用いて、世帯属性を比較したものが(表1)である。まず、世帯人員について見ると、3つの統計でほぼ同じ結果となっている。2005年の国勢調査によれば、一世帯あたりの世帯員は2.58となっており、正確に把握できているように見える。しかし、これは、平成12年以降に単身世帯を含めた総世帯の結果を公表するに当たり労働力調査の世帯分布を用いた比例補正した比推定値を公表するようになった結果である¹⁷⁾。すなわち、世帯人員については、そもそも「真の分布」になるように調整されており、一致するのは当然である¹⁸⁾。逆に言えば、以下でみる世帯属性の違いは、世帯人員を調整した後の結果である。

世帯主の年齢については、収入を調査している家計調査と全国消費実態調査では、家計消費状況調査よりも2歳程度低くなっている。世帯主は全て「家計費に充てるための収入を得ている人」と定義されているが、収入を調査していない家計消費状況調査では、例えば同居の親が世帯主になっている可能性がある。家計の行動は年齢と強い相関関係があることが知られており、この点についてはさらなる検討は必要である。

さらに、有業人員についてはより大きな違いが存在している。家計調査の結果が一番小さく、全国消費実態調査、消費状況調査の順になっている。この結果は、二人以上の世帯や二人以上の世帯・勤労者世帯などを見ても同様であり、家計調査において有業人員の多い世帯の割合が過少である可能性が否定できない。例えば、パネルCで世帯主以外の有業者が全て配偶者であるとすれば、就業人員0.2人の違いは、共働き世帯が20%過少になっていることを意味する。これは、公務員世帯のケースより大きな偏りであり、共働き世帯の収入・

¹⁵⁾ 霧島(2000)では、家計調査での公務員世帯の割合が、労働力調査よりも「1.2%も高い」と指摘している。

¹⁶⁾ 日本経済新聞1990年2月21日「経済教室：大きな偏りない家計調査」で、国勢調査と比較して「共働き世帯は...決して低すぎる割合ではない」と論じられている。

¹⁷⁾ 比推定についての詳細については総務省統計局のホームページ>家計調査のページ>「家計調査のしくみと見方」の付録2(<http://www.stat.go.jp/data/kakei/pdf/furoku2.pdf>)を参照のこと

¹⁸⁾ ただし、全国消費実態調査・二人以上の世帯については、世帯人員による比推定をしていない。

表1 3つの世帯調査とサンプルセレクションバイアス (2004年)

パネル A. 総世帯 (単身世帯を含む)			
	家計調査	全国消費実態調査	家計消費状況調査
集計世帯数	8,606	58,048	22,530
世帯人員 (人)	2.59	2.57	2.60
有業人員 (人)	1.19	1.22	1.28
世帯主の年齢 (歳)	53.9	53.7	55.5
パネル B. 二人以上の世帯			
	家計調査	全国消費実態調査	家計消費状況調査
集計世帯数	7,742	53,112	20,104
世帯人員 (人)	3.19	3.26	3.20
有業人員 (人)	1.39	1.49	1.53
世帯主の年齢 (歳)	54.1	53.7	56.4
パネル C. 二人以上の世帯・勤労者世帯			
	家計調査	全国消費実態調査	家計消費状況調査
集計世帯数	4,427	31,025	10,180
世帯人員 (人)	3.48	3.52	3.49
有業人員 (人)	1.63	1.70	1.82
世帯主の年齢 (歳)	46.4	46.5	48.7

支出の構造は専業主婦世帯の構造とは大きく異なるため、影響も大きい。さらに、調査負担が大きい順に有業人員が少ないという結果は、調査負担の大きさがサンプルを特定の世帯に偏らせているという批判が妥当している。

この結果から、家計調査の調査負担が大きいと、共働き世帯の調査が困難であり専業主婦世帯の割合が高くなっているという批判には妥当性があると考えられる。この問題に対処するためには、調査方法を改善することや、集計の段階で事後的に専業主婦世帯と共働き世帯の比率を調整する、すなわち比推定の方法を改善する、などの検討が必要だろう。

次に、所得水準に関する偏り、すなわち低所得者や超高所得者が調査から漏れているという批判について検討する。例えば、大竹 (2005) が「調査対象になった世帯は、家計簿をつける必要があり、調査を拒否する可能性がある。そのため、機会費用の高い高所得の人や家計簿を付ける余裕のない低所得の人のサンプルが落ちる可能性がある。」と指摘している問題である。

上で見たような世帯属性に関する偏りについては、それぞれ他に信頼できる統計が存在しており、他の統計と比較することが偏りを検証することが容易であった。しかし、低所得者が少ない・超高所得者が少ないなどの「収入」に関する偏りについては、家計調査が主たる情報源であり他の統計と比較することは困難である¹⁹⁾。例えば、賃金構造基本調査や毎月勤労統計などの企業側の統計と比較することは可能であるが、対象となる企業規模に違いがあり、世帯主の賃金に限定したり世帯全体の収入を推定することは困難であることから、必ずしも適切ではない。

家計調査以外の収入に関する情報を持つ家計側の統計としては「国民生活基礎調査」が代表的であり、大竹(2005)は「家計簿をつける必要のない『国民生活基礎調査』の場合は、より低所得や高所得の世帯の回収率が高いと考えられる」と述べている。国民生活基礎調査は3年ごとの調査であり比較可能な年次が限られ、調査方法も家計調査と異なるため直接比較は困難であるが、家計調査の方が低所得者の割合が低いことを指摘している先行研究も存在している²⁰⁾。また、大竹(2005)では国民生活基礎調査で計測されるジニ係数が、家計調査で計測されるジニ係数よりも大きいことを示しており、家計調査のサンプルが所得水準について中央に「偏り」を持っていることが示唆されている。さらに、他の統計との比較ではなく、実際に調査を拒否した世帯の属性を観察することでも評価ができる。例えば、溝口(1992)第4章脚注4は、類似の調査である全国消費実態調査において、年間収入の低い階級で調査拒否世帯の割合が顕著に高いことを指摘している。

こうした結果から、家計調査において低所得者のサンプルが脱落している可能性は否定できない。一方、超高所得者については、そもそも母集団が小さいため偏りを検証することは困難であり、先行研究でもほとんど検討されていない。溝口(1992)は「世帯数の分布からみれば低所得階層の行動が過少にしか反映されていないが、その欠点は金額的に大きい高額所得者が標本に採用されにくいという標本調査の特性によって相殺されてきた」と指摘しており、「平均値の動きが比較的良好に家計の消費行動をフォローしてきたこと」が高所得者が調査世帯からもれていることの証拠と考えている。実際、浜田(2007)はSNAの可処分所得と家計調査の可処分所得を比較して、両者の説明できない相違は5%程度であることを示しており、所得水準に関するサンプルの偏りは「平均」に関する限り大きな問題となっていないことが示されている。その意味で、低所得者と超高所得者の両者がサンプルから脱落しているという議論には説得力がある。

¹⁹⁾ 家計調査の標本抽出の単位が住居であることから、住居を持たない世帯、いわゆるホームレス、などについては調査対象から漏れており、そうした人々は一般に低所得者であるため、その意味においては低所得者の割合が低いことは否定できない。しかし、こうした世帯を家計調査の枠組みの中で調査することは現実的ではないため、ここでは考慮しない。

²⁰⁾ この点について、溝口(1992)では、山田(1990)が示しているとの記述があったが、原論文では確認していない。

繰り返しになるが、この所得に関する2つの偏りは相殺されるため、平均には大きな影響を与えない。しかし、近年の格差論争に顕著なように、世帯の経済水準については平均だけではなく分布そのものが関心の対象となっており、調査世帯の代表性を高める努力は必要である。世帯ベースの所得分布に関して、家計調査比較可能な月次の統計である家計消費状況調査が利用可能となったことで、今後の分析の進展が期待できる。ただし、現状において、格差についての分析や、低所得者層および超高所得者層についての分析には、他の統計も併せて活用することが適切である²¹⁾。

3.3 項目別の測定誤差に対する批判

前節で見たように、家計調査のサンプルに偏りがあるという批判があり、その一部には妥当性があることが分かった。それに対し、ここでは、問題があると指摘されている家計調査の調査項目に注目して、その妥当性を確認する。もちろん、偏ったサンプルを対象に調査をすれば各項目について偏った結果となるが、ここではサンプルによる偏りとは別に、固有の原因により偏りがあると考えられている項目、具体的には、高額消費全般・財産所得・貯蓄率について論じる。

家計調査の支出側の項目のうち、単価の大きい「高額消費」は、毎月の購入頻度が少なく結果が安定しないということが知られている。高額消費とはリフォームや増改築などの住宅設備関係・家具・自動車・冠婚葬祭費などであり、購入頻度は極めて小さく9,000世帯程度の調査では月次の誤差が大きいことが予想できる。すなわち、これら的高額消費をした世帯が調査対象になるかどうかによって支出額が大きく変動してしまい、解釈困難な変動を生み出されるのである。しかし、購入頻度が低いことは「標本誤差」を生み出す原因にはなるが、それだけでは結果の偏りを生み出す「非標本誤差」の原因とはならない。その意味では、先行研究の多くが家計調査の高額消費が過少であると考えていた根拠は明らかではない。

高額消費の中でも、典型例として自動車購入がしばしば取り上げられる²²⁾。家計調査における自動車購入に偏りがあるとする根拠として、新車販売(登録車)台数との比較がされている。梅田・宇都宮(2003)では「自動車については、高額で購入頻度が低く家計調査のデータを用いることができないことから、家計消費支出の動向を把握する上では必ず用いられる指標である」とされている。しかし、家計調査の「自動車購入費」と新規登録・届け出台数を比較するのは多くの問題がある。その理由は、まず、第1に登録時期と車の受け取り・支払時期のズレである。すなわち、家計調査が完全に自動車の取引を把握していたとしても若干のタイムラグが生じる。第2に、新車登録の中にながりの数の営業車・社用車が含まれているからである。法人企業による営業車・社用車は家計調査の対象外であり、供給側

²¹⁾ 例えば、超高所得者層については橘木・森(2005)、低所得者層については橘木・浦川(2006)を参照。

²²⁾ 日本経済新聞1999年7月7日号「観潮台：消費動向の盲点」でも指摘されており、NIRA(2008)のアンケートでも数名が指摘している。

の統計との差を生み出す。第3に、重要であるにも関わらずよく知られていない事実として、家計調査では中古車の下取り価格が相殺されていることである。概念的には、中古車の下取りによる収入は資産の売却として計上すべきであるが、実際の取引においては、新たに購入する自動車の実質的な値引きとして運用されることも多い。そのため、家計調査では、新車の購入代金から中古車の下取り代金を差引いた金額を「自動車購入費」として計上しているのである。この取扱いが適切であるかは議論が必要であるが、単純な供給側の統計との比較はできないのである。

他の「高額消費」に関しては、誤差が大きいという批判はあるが、その原因についてはほとんど指摘されておらず、偏りがあるかどうかについても検討されてこなかった。それに対し、宇南山(2009)では、「家計消費状況調査」を用いて偏りに関して検証をしている。

家計消費状況調査は、上でも述べたように「購入頻度が少ない高額商品・サービスなどへの消費の実態を安定的に捉えることを目的」とした統計であり、対象となる財サービスを事前に調査票に示し消費金額のみが書き込まれる「プリコード方式」で調査されている。調査品目は、基本的に単価が高く購入頻度の低い財・サービスであり、自動車やパソコン・デジタルカメラ・冷蔵庫・エアコン・家賃・学校の授業料・旅行・冠婚葬祭費などが該当する。すなわち、家計消費状況調査は、家計調査に比べサンプルサイズが大きく、従来から家計調査の問題点として指摘されていた品目に特化した統計であり、少なくとも調査対象品目に関してはより正確な支出金額を把握していると考えられる。

宇南山(2009)では、家計消費状況調査の調査対象品目のうち家計調査と比較可能な品目に対する支出額の合計を比較しており、その結果をまとめたものが(表2)である。この表では、2002年から2006年までの年平均の支出額を2つの統計で計算し、家計調査の支出額を家計消費状況調査の支出額で除した「比率」が計算されている。この比率は、標本誤差を除けば100%となるはずで、家計調査の結果が「過少」であるならば100%を下回ることになる。実際に計算された比率は、2002年から2006年まで約70%前後で安定しており、家計調査の支出額が家計消費状況調査の支出額よりも低い水準であることが分かる。さらに、(表3)は、比較可能なすべての品目に対して、対応関係を示しこの比率を計算して、5年分を平均したものである。この表から、固定電話通信料・インターネット接続料・家賃など定期的に支払う通常の支出はほぼ両統計で一致しているのに対し、ステレオセット・食器戸棚・挙式披露宴費用・葬儀法事費用など、購入頻度が低く購入単価の高い財・サービスでは、家計調査の支出額が家計消費状況調査の支出額を大幅に下回っていることが分かる。すなわち、家計調査で把握されている高額消費への支出額は、誤差が大きいだけでなく実際の支出額を過少評価する偏りを持っているのである。

ただし、ここで示された高額消費の過少性がなぜ発生するかについては検討の必要がある。家計消費状況調査との比較に加え、もう一つの世帯調査である、全国消費実態調査を用

表 2 家計調査と家計消費状況調査の比較

	調査年					
	2002	2003	2004	2005	2006	2007
家計調査 (1)	101,824	100,562	107,441	105,235	103,492	104,864
家計消費状況調査 (2)	149,428	147,414	148,996	150,474	152,851	150,772
比率 ((1)/(2))	68%	68%	72%	70%	68%	70%

(1 世帯あたり・月平均・円)

いて同様に比率を計算すると、その比率は 94%ととなり 2つの調査の結果は大きく異なることが分かる。全国消費実態調査のサンプルサイズは家計消費状況調査よりも大きい約 6 万世帯であることを考慮すると、高額消費が過少であることはサンプル数が少ないことが原因ではなく、むしろ家計調査と全国消費実態調査では共通であるが、家計消費状況調査では異なる性質が原因と考えられる。一つには、上で述べた家計調査のサンプルセレクションバイアスの影響が考えられる。例えば、共働き世帯では耐久消費財の購入頻度が高いとすれば、家計調査と家計消費状況調査の違いは、調査世帯の世帯属性の違いで説明できるはずである。また、調査方法が原因となる可能性も考えられる。すなわち、家計消費状況調査で採用されているプリコード方式の方が記入漏れが少ないという可能性である。

しかし、どちらにしても、本質的には家計調査で家計簿を自由記入する方式を採用していることが原因と言える。自由記入の記入負担がサンプルセレクションを引き起こし、さらに記入漏れも発生させていると考えられるからである。ただし、家計調査が消費者物価指数のウェイト算出に使われることを考慮すると、家計調査の調査方法をプリコード方式に切り替えることは困難である。さらに、プリコード方式では、もともと意図していない項目が含まれる危険性もある。例えば、自動車購入に関して、税や手続き費用を含んだ総額で回答されてしまう可能性があり、項目としては過大になる可能性がある。その意味でも、アフターコード方式で、より正確に高額商品への支出を把握する方法については検討が必要である。

つぎに、財産収入について考える。財産収入とは家計の資産から生み出される所得であり、重要な所得の源泉である。家計調査においては、資産からの所得は金融資産・実物資産の区別はなく「財産収入」としてまとめて表象されているが、家計調査年報「収支項目分類の例示」によれば、「金融資産、土地及び無形資産（著作権・特許権など）の賃貸によって発生する収入、預貯金利子 貸金利子 株式配当金 公社債利子 立看板（広告）の貸地料 土地の権利金収入（家計調査年報・家計収支編・平成 19 年 p.481）」によって構成されている。

この「財産収入」が家計調査においては正確に把握されていないという批判が存在して

表3 品目別の家計調査と家計消費状況調査の支出金額の比

家計消費状況調査の品目名	家計調査の品目名	比率
携帯電話(携帯電話・PHS)使用料	該当あり	73%
固定電話使用料	該当あり	100%
インターネット接続料(プロバイダー料)	インターネット接続料	92%
同上(プロバイダー料と通信料)		
ケーブルテレビ受信料(受信料)	ケーブルテレビ受信料	135%
同上(受信料とインターネット接続料)		
衛星デジタル放送受信料	該当無し	
たんす	該当あり	46%
ベッド	該当あり	40%
布団	該当あり	49%
机いす(事務用学習用)	該当無し	
食器戸棚	該当あり	35%
応接セット	該当あり	41%
ピアノ	該当あり	26%
背広服	該当あり	51%
婦人用スーツワンピース	該当あり	44%
和服(男子用婦人用)	該当あり	39%
自動車(新車)	自動車購入	31%
自動車(中古車)		
自動車保険料(自賠責)	該当あり	51%
自動車保険料(任意)	該当あり	81%
自動車以外の原動機付輸送機器	自動車以外の輸送機器購入	29%
自動車整備費	該当あり	30%
家屋に関する設備費工事費修理費(内装)	設備修繕維持	74%
家屋に関する設備費工事費修理費(外装)		
給排水関係工事費	該当あり	28%
庭・植木の手入れ代	該当あり	41%

品目別の家計調査と家計消費状況調査の支出金額の比 (続き)

家計消費状況調査の品目名	家計調査の品目名	比率
家賃	民営家賃+公営家賃+給与住宅家賃	110%
宅地の地代	地代	55%
冷蔵庫	該当あり	58%
洗濯機	該当あり	59%
エアコンディショナ	該当あり	55%
ミシン	該当あり	39%
ステレオセット	該当あり	35%
パソコン	該当あり	63%
パソコン用周辺機器ソフト	該当無し	
移動電話機 (携帯電話機 PHS の本体価格と加入料)	移動電話	53%
インターネット接続機能付固定電話機	該当無し	
ファクシミリ付固定電話機	該当無し	
携帯情報端末 (P D A)	該当無し	
デジタル放送チューナー内蔵テレビ	テレビ	86%
デジタル放送チューナー内蔵テレビ以外のテレビ		
デジタル放送用チューナーアンテナ	該当無し	
インターネット接続機能付テレビゲーム機	該当無し	
デジタルカメラ	カメラ	44%
デジタルカメラ以外のカメラ		
デジタルビデオカメラ	ビデオカメラ	44%
デジタルビデオカメラ以外のビデオカメラ		
インターネット接続機能付カーナビゲーション	該当無し	
歯科診療代	該当あり	63%
歯科以外の診療代	医科診療代	70%
出産入院料	該当あり	52%
出産以外の入院料	該当あり	47%

品目別の家計調査と家計消費状況調査の支出金額の比 (続き)

家計消費状況調査の品目名	家計調査の品目名	比率
国公立授業料等 (幼稚園～大学, 専修学校)	授業料等	76%
私立授業料等 (幼稚園～大学, 専修学校)		
補習教育費	該当あり	80%
自動車教習料	該当あり	39%
航空運賃	該当あり	54%
宿泊料	該当あり	80%
パック旅行費	該当あり	72%
国内パック旅行費	該当あり	82%
外国パック旅行費	該当あり	51%
挙式披露宴費用	婚礼関係費	24%
葬儀法事費用	葬儀関係費	40%
信仰関係費	信仰・祭祀費	52%
仕送り金	該当あり	115%
贈与金	該当あり	104%
合計		69%
支出総額	消費支出	84%

いる。例えば、岩本・尾崎・前川(1996) および浜田(2007) では家計調査の1世帯あたりの金額に世帯数を乗じて「マクロ」の財産収入を計算し SNA の該当項目と比較しているが、家計調査から計算された数値は SNA の数値の約5%に過ぎず、他の収入項目と比較しても家計調査と SNA の乖離が特に大きいことを指摘している²³⁾。また、高山他(1989) では全国消費実態調査の資産・負債編を活用することで「保有する金融資産に比べて利子・配当所得等が過少に記載されている」可能性を指摘している。

実際に、SNA の財産所得を1世帯あたりに換算して家計調査の結果と比較してみると、家計調査の結果が過少であることは明らかである。SNA では1990年の財産収入は約40兆円であり国勢調査での世帯数は4104万世帯となっている。すなわち、1世帯あたりの年間97万円、月平均で約8.1万円の財産収入が記録されているのに対し、家計調査の「二人以上世

²³⁾ 世帯調査における財産所得の過少性については、海外でも指摘されている。例えば、Atkinson *et al* (1995) および Banks and Johnson (1998) を参照。

帯(勤労者世帯と無職世帯の合計)」で計算される平均の財産収入は月0.3万円である。同様に、2005年では、SNAでの1世帯あたり財産収入が1.3万円であるのに対し、家計調査はわずかに991円となっている。2つの統計には、概念上の違い存在しており、厳密な比較は困難であるが、バブルが崩壊してから10年が経過した2000年以後も一貫して家計調査の財産収入が低い水準にあり何らかの調査実務上の問題が存在すると考えられる。

岩本・尾崎・前川(1996)では、財産収入(典型的には利子所得)が再投資された場合(例えば定期預金が自動延長された場合)などでは、財産収入の記入もれが生じやすいと論じている。財産収入の記入もれは、高額商品のケースなどと異なり、家計自身が認識していないケースも多いと考えられるため、調査方法の改善は困難であると考えられる。しかし、今後、高齢化が進展することで、家計の収入源が労働所得から資産所得に移行していくことが予想されたため、資産所得を正確に把握することの重要性は高まるため、何らかの対応は必要であろう。

最後に、家計調査の貯蓄率に対する批判について述べる。日本においては、SNAで計算される家計貯蓄率と家計調査から計算される家計貯蓄率との間に大きな乖離があることが知られている²⁴⁾。(図1)はSNAと家計調査の貯蓄率の推移を示したものであるが、この図から直近では両統計の貯蓄率が20%以上も乖離していることが分かる。特に、1980年以降は、貯蓄率の水準のみならず変化の方向も異なっている。

この問題は、家計調査に対する批判の中で、学術的には最も注目された問題であり、その乖離の原因を解明するために多くの研究が行われてきた(例えば、植田・大野, 1993; 村岸, 1993; 岩本・尾崎・前川, 1995・1996; 中村, 1999)。しかし、これまでのところ乖離の原因は完全には解明されておらず、家計調査の信頼性に対する一つの大きな問題となっている²⁵⁾。

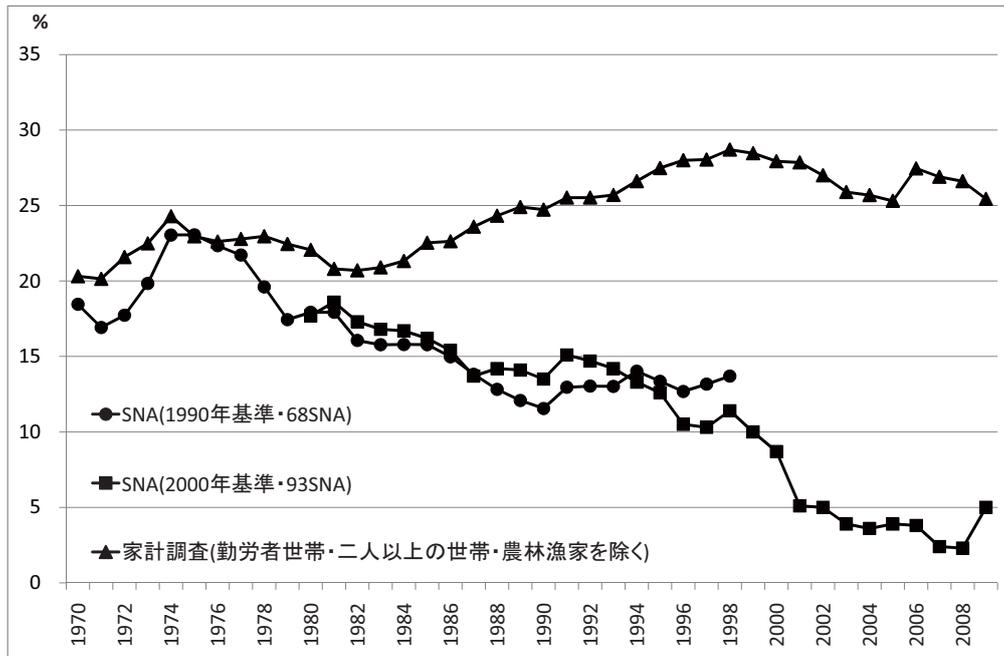
多くの先行研究では、2つの統計の対象範囲の違いや貯蓄の概念的な違いにより、貯蓄率の乖離を説明しようとしてきた。もっとも包括的に論点を整理した岩本・尾崎・前川(1995・1996)では、おおむね貯蓄率の乖離の約70%はそれぞれの統計の制度的・概念的な違いで説明できることを示した。しかし、残された乖離の30%の部分についてその原因は明らかではないと結論付けていた。その後、梅田・宇都宮(2003)でも「1990年代半ばに議論となった際には、標本調査である家計調査の誤差を示唆する結果が相次いだが、コンセンサスは得られていない」としている。

それに対し、宇南山(2009)では、先行研究ですでに指摘されていた要因に加え、上で述べた高額商品への支出・財産所得が過少であることを乖離の原因であると特定した。さらに、

²⁴⁾ Demery and Duck (2006) は、英国について、マクロ統計とミクロ統計から計算される貯蓄率を比較し、長期的には大きな違いがないことを確認している。

²⁵⁾ 1990年代の貯蓄率の乖離に関する論争をまとめたものとして谷沢(1999)が便利である。

図1 SNA と家計調査の貯蓄率の推移



家計消費状況調査や貯蓄動向調査などの統計を活用することで、これらの項目の過少性を補正した上で貯蓄率を比較すると、2つの統計の乖離はほぼ解消されることを示した。言い換えれば、よく知られている貯蓄率の乖離の問題は、その他の家計調査の問題点を反映した副次的な問題と考えられるのである。

以上、家計調査の結果に問題があると批判される項目として、高額商品・財産所得・貯蓄率について、批判の妥当性について検討した。その結果、実際に、これらの項目では、家計調査の結果が過少であることが明らかになった。しかし、家計調査が複数の目的に利用されていることを考慮すると、調査方法をすぐに変更することは困難であり、実際に家計消費状況調査など補完的な統計を調査することで対応が進められている。その意味で、家計調査の結果を利用する際に、特にこれらの項目について分析する場合には、他の統計の結果で補完しながら利用することが重要である。

3.4 その他の改善について

その他の家計調査に関する批判のうち、最も重要なものとして、個人営業世帯等の収入を調査していないことが挙げられる。家計調査における収入の動向や貯蓄率を他の統計と比較する際に、個人営業世帯等が利用できないことは大きな制約となっている。現在、個人営業世帯の収入を調査しないのは「月々の収入を営業上の収入と家計収入に切り離してとら

えることが難しいため」とされている²⁶⁾。しかし、こうした個人営業世帯についても年間収入については調査しており、調査期間が2週間である英国でも個人営業世帯の所得を調査していることから、調査そのものは可能であると考えられる²⁷⁾。今後、個人営業世帯の収入も調査対象とすることは重要な課題であろう。

家計の代表性について関連する点として外国人世帯の問題についても対応が必要である。現在、家計調査の調査対象に含まれていない世帯は(1) 料理飲食店、旅館又は下宿屋(寄宿舎を含む。)を営む併用住宅の世帯；(2) 賄い付きの同居人がいる世帯；(3) 住み込みの営業上の使用人が4人以上いる世帯；(4) 世帯主が長期間(3か月以上)不在の世帯；(5) 外国人世帯；(6) その他(単身の学生世帯など)であり、日本人の収入・支出の動向を捉えるには十分な範囲である。ただし、今後、外国人世帯が増加することが予想され、日本の家計部門全体を把握するために外国人世帯を調査対象とする必要があると考えられる。しかし、調査員の言語の問題など多くの課題があり、調査方法を含めた早めの対応が必要である。

さらに、よりマイナーな点について、2点述べる。まず第1点は、家計調査において無職の世帯員についてその理由を聞いていない。無職であるという就業状態であっても、通学・専業主婦・引退などの「非労働力」であるか、「失業状態」であるかによって経済学的には大きな違いが存在する。英国や米国などの調査では利用可能な変数であり、高齢化が今後ますます進展すると予想されるため、特に高齢者の失業・引退の意思決定の分析が重要となるため、この区別を導入することは大きな意義があるだろう。

もう1点は、世帯員の学歴に関する情報である。この変数も、他の国では一般的に調査されている項目であるが、日本の家計調査では調査されていない。日本においては、学歴を調査することへの抵抗が大きいと予想できるが、近年の研究では所得や就業さらには支出に関しても学歴の影響が無視できないことを示す研究が蓄積されつつあり、経済社会の重要な変数として学歴を調査するニーズは高まっていると考えられる。

3.5 公表に関する改善について

ここまで、家計調査の収集するデータの品質についての批判とその妥当性を検討してきた。しかし、家計調査において収集されるデータの品質が向上しても、それが利用しやすい形態で提供されないと、利用者にとっては意味がない。特に、経済学の発展や社会構造の変化に伴い、研究者が考える最適な表象が変化してきており、現在公表されている集計方法が家計行動を把握する上で最適な表象となっていない可能性がある。

それに対し、統計局も結果の公表についての改善もしばしば行っている。例えば、1980

²⁶⁾ 総務省統計局「家計調査のしくみと見方」p.7より(<http://www.stat.go.jp/data/kakei/pdf/mikata1.pdf>を参照)。

²⁷⁾ Banks and Johnson (1998) では、個人営業世帯の収入の信頼性は低いと述べている。

年時点では5%程度であった無職世帯の割合が、その後の失業率の上昇や高齢化の進展による引退者の増加などによって2005年時点では25%をこえるまでに変化している。その変化に対応して、「無職世帯」に関する詳細な集計結果が、統計局のホームページ上で公開されるようになってきている。また、既存の集計をより容易に可能とするようなデータベース機能も利用可能となっている。さらに、2009年4月から統計法が改正され、データの2次利用の一環として、オーダーメイド集計と呼ばれる研究者の希望に応じた特別集計が、これまでの手続きよりも格段に容易に可能になる可能性もある。しかし、一般的な統計の利用者が入手する公表データを適切に集計することは依然として重要である。

現在、家計調査の家計収支編では、収入階級別・世帯人員別・世帯主の年齢階級別・世帯主の職業別・住居の所有関係別の集計が公表されている。さらに、勤労者世帯については世帯主の産業別・勤め先企業規模別のデータについても公表されている。特に、収入階級別の結果は五分位・十分位が別に用意されるなど、詳細な分析が可能となっている。しかし、この集計パターンは、基本的に過去50年の間変化しておらず、経済環境の変化や経済学の進展に対応していない。

旧来型のケインズ型の消費関数に基づけば、消費の最大の決定要因は同時点での所得である。実際、家計調査でも所得水準別の集計が最も重視されている。しかし、近年の経済学では、所得・消費などの経済活動のライフサイクルを通じた変化に注目するようになってきている²⁸⁾。そのため、現在では、年齢別の集計に対する関心が高まっている。

さらに、消費のライフサイクル仮説に基づけば、消費は家計の期待生涯所得を反映しており、1時点の所得や資産よりも正確な経済厚生 の尺度となると考えられる。その意味で、経済的な豊かさの水準で家計を分類するのにより適した分類は「消費水準別」の集計であると考えられており、大竹(2005)でも「年齢・消費階級別データの整備が望まれる(p.86)」と指摘されている。このように、年齢別・所得水準別のクロス集計や年齢別・消費水準別のクロス集計を整備することへの潜在的な需要は大きく、集計の方法も再検討する必要がある。

また、年齢別の集計をする際に「1歳刻みの年齢別」の集計をすることも検討の価値がある。もちろん、経済分析をする際には、現行の5歳刻みで十分であるケースがほとんどであるが、1歳刻みのデータには「生年別コーホート」データを構築できるという利点がある。繰り返しクロスセクションデータが利用できる場合には、同一生年の集団を追跡することで、パネルデータに近い分析が可能になることがDeaton(1985)で提示されており「擬似パネルデータ(Pseudo Panel)」と呼ばれている。多くの海外での先行研究では、サンプルサイズの関係で、生年を3から5年ごとにプールしていたが、日本の家計調査を用いることで1歳刻みの擬似パネルデータを構築することができる。1歳刻みのデータが利用できれ

²⁸⁾ 消費の決定理論の発展については、例えば、宇南山(2006)を参照。

ば、例えば政策的な制度の変更など、年齢が決定的に重要な経済現象を分析する際に貴重な情報を提供することができる。

さらに、サンプルセレクションバイアスの節で述べたが、家計調査の調査世帯に偏りがあるとの批判は常に存在している。そのため、どのような世帯の拒否率や脱落率が高いのかを検証することは重要である。一般に、サンプルセレクションバイアスの評価には「調査できなかった世帯」と比較が必要なため検証は困難であるが、家計調査においては「準調査世帯票」を用いることで、一定の分析は可能である。

家計調査において、最初に選択された世帯の調査への協力が得られない場合には、その世帯の基本的な特性を「準調査世帯票」によって把握している²⁹⁾。しかし、この準調査世帯票に関する情報は、ほとんど公開されていない³⁰⁾。家計調査は、統計法上の基幹統計であり調査拒否は許されておらず、調査拒否に関する情報を公開することは調査に協力する世帯への心理的影響があるため、慎重に公開する必要がある。しかし、家計調査を適切に利用するためには不可欠な情報であり、より容易にアクセスできるように改善する必要があるだろう。例えば、類似の統計であり基幹統計でもある全国消費実態調査に関しては、準調査世帯票の概要についても公開されており、同様の対応は可能と考える。

このように、家計調査は、調査段階だけではなく、集計・公表段階でも様々な改善が可能である。今後、新統計法の下でマイクロデータそのものが活用される機会が増えると考えられるが、一般的な統計利用者のためにも、理論的な発展を反映した形式で集計・公表されることを期待する。

4. 家計に対する調査全般に関する展望

ここまで見たように、日本の「家計調査」は様々な問題を抱えていることは明らかである。しかし、家計行動の繰り返しクロスセクションデータとして評価するならば、質・量ともに世界最高水準にあると考えられる³¹⁾。例えば、英国の FES は、年間のサンプル数は約 10,000 であり、日本の約 10 分の 1 である。これは、日本と英国の人口比率を考慮しても大きな違いである。調査項目はほぼ同等であるが、FES の調査期間は 2 週間であり、1 ヶ月単位で 6 ヶ月間同一世帯を調査している日本の家計調査の方が優れたデータである。また、米国の家計調査に相当する統計である CES は、調査が開始されたのは 1980 年からと遅れており、1 年間のサンプル数は 7,000 程度である。CES では同一世帯を四半期ごとに 1 年間調査しているが、日々の支出を家計簿をつけて調査するのは 1 週間だけであり、それ以外は耐

²⁹⁾ 準調査世帯票の具体的な内容については <http://www.stat.go.jp/data/kakei/form5.pdf> を参照。

³⁰⁾ 総務省統計局にある統計図書館で閲覧による公表の措置がとられている。この点については、総務省統計局の大貴裕二氏の指摘を受けた。記して感謝したい。

³¹⁾ 世界での「家計調査」に対応する統計の利用可能性については、重川 (2007) が包括的に調査している。

久財等に限定されている。その意味では、家計調査は、日本の貴重な統計であり、改善をしながら維持していくことが重要と考えられる。

しかし、より広く「世帯を対象とした家計行動に関する統計」の利用可能性について考えると、日本の現状が必ずしも優れているとはいえない。特に、近年の経済学・計量経済学の手法の発展に伴い、家計調査のような家計行動の繰り返しクロスセクションだけでは分析できない側面が明らかにされ、同一の家計を長期間追跡したデータとしてのパネルデータに多くの関心が集まっている。国際的に見ても、まだ実験的な段階にあるが、すでに多くのパネルデータが利用可能となってきている。現在、利用可能なパネルデータのうち最も代表的なのが、米国の Panel Study of Income Dynamics(PSID) である。PSID は、1968 年から調査が開始され、断続的にサンプルが追加されているが、基本的に同一家計を追跡して所得や食料費に関するデータを収集している。さらに、英国の British Household Panel Survey が 1991 年から調査開始されており、それを活用した分析も公刊され始めている。また各世帯を 8 四半期合計 2 年のみではあるがスペインの Encuesta Permanente de Consumo(ECP) なども調査されている³²⁾。日本の「家計調査」をパネルデータとして見ると、各月のデータを世帯ごとにマッチングすることで家計ごとに 6 ヶ月追跡が可能であり、短期のパネルデータを作成することができる。しかし、長期のパネルデータがすでに利用可能となっている米国・英国の現状と比較すると、大幅に遅れているといわざるを得ない。

しかも、現在の家計調査を短期パネルデータとして利用する際に、大きな問題が存在していることが知られている(宇南山, 2008)。それは、家計調査の世帯ごとのコード付けが、パネルデータとしての利用を前提としていないため、同一世帯の各月のデータをマッチングすることが必ずしも容易でないことである。家計調査をパネルデータとして利用した研究のさきがけである林(1986)によって、一定の方法が提示され、その後の研究もその方法(もしくはその派生的な方法)を踏襲している(Kohara, Ohtake, and Saito, 2002; 堀・清水谷, 2005; Hori and Shimizutani, 2005a, 2005b, 2006; Shimizutani, 2006; 美添・荒木, 2006)が、宇南山(2008)はそれらの論文で用いられた方法では正しいパネルデータが構築できないことを指摘している。さらに 1980 年から 2005 年のデータについてはその解決方法も示しているが、依然として、コード付けの方法は改善されておらず、パネルデータとしての利用を制約している。少なくとも、現状で利用可能な短期のパネルデータを活用するという観点から、世帯のコード付けの方法を改善する必要があるだろう。

さらに、本格的なパネル調査が家計調査の拡張のような位置づけで可能であれば、大きな

³²⁾ 退職前後の高齢者を対象としたパネルデータとして、米国では Health and Retirement Study (HRS)、イギリスでは English Longitudinal Study of Ageing (ELSA)、大陸ヨーロッパでは Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) が調査されている。ただし、これらに対応する統計としては、日本版 HRS が市村英彦東京大学教授および経済産業研究所を中心としたグループによって調査が開始されている。

改善となるだろう。日本にも、長期のパネルデータである財団法人家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」が存在しているが、日本全体を対象とした標本設計となっていないため、例えば政策分析には利用が困難である。また、家計調査よりは長期のパネルデータという意味では、2000年まで家計調査の付帯調査として実施されていた貯蓄動向調査が存在していた。貯蓄動向調査は、家計調査の調査世帯の一部が調査対象であったが、1年後に同一世帯を再調査するという設計になっていた。そのため、貯蓄・負債に関しては2年分のパネルデータが利用可能となっていたのである。この性質が家計調査に統合される際に廃止されてしまったことは、極めて残念である。いずれにしても、パネルデータは、データが蓄積してこそ価値があるため、一刻も早い対応が重要である。

パネルデータを構築することと関連して、家計調査の調査方法の検討も必要である。パネルデータでは、同一世帯を調査することが重要となるため、調査負担を大きくすることは避けなければならない。また、多くの家計調査の課題も調査負担に関連していたことを考慮すれば、調査負担の軽減は現行の家計調査の改善にも資するだろう。すでに繰り返して述べたが、家計調査の目的からすると、アフターコード方式を維持することは極めて重要であり、プリコード方式に変更することによる負担の軽減は困難である。一方で、米国のCESと同様に記憶による調査をすることにも問題がある。溝口(1992)によれば、総理府統計局の「家計調査調査方法研究会」で、家計簿方式から記憶による調査に切り替えて負担を軽減することが検討されていたが、結果として、記憶方式の誤差が大きかったため導入されなかったとされており、慎重な検討が必要である。例えば、民間の調査の一部で活用されているPDAなどの機器を使った負担軽減などの導入は検討の価値があるだろう。

より長期的な課題としては、他の統計との照合可能性の確保についての検討も必要と考える。米国では、原則的に、世帯は社会保障番号などで管理されている。そのため、例えば、税務関連の情報との照合可能性が確保されており、潜在的には生涯所得のプロファイルなどを知ることができる。もちろん、日本において即座に税務統計などを照合することは、法律的にも調査客体の心理的負担の面でも問題が多いが、十分な議論の上で将来的には検討の価値がある。そのためにも、他の統計との照合可能性を確保しておくことは重要な論点となるだろう。

この節で指摘した点は、多くがすぐに対応できる問題ではないが、研究者と統計当局の間で議論を深め実現する価値があると考えられる。統計当局には、多くの短期的な課題の解決とともに、より長期的な課題への積極的な取り組みを期待したい。

5. 結論

本稿では、家計調査に対する批判を概観し、その妥当性を検討した。景気動向に注目しているエコノミストの家計調査への評価は極めて低い。その理由は、家計調査が数%程度の標

本誤差を想定しているのに対し、景気判断においてははるかに高い精度を要求されているためであった。しかし、調査の規模を拡大することで解決することは、コストの面で困難であると考えられ、その有効性も明らかではない。規模の大きな家計消費状況調査が開始されており、高い精度が必要とされる分析には、そういった他の統計で家計調査を補完することで対応する必要がある。

いわゆるエコノミストが標本誤差を問題として家計調査を批判していたのに対し、学術的な関心を持つ研究者は構造的な偏りを持つという意味での非標本誤差について指摘していた。具体的には、サンプルセレクションバイアスと調査項目ごとの測定誤差であり、本稿ではこれらを中心に検討した。

サンプルセレクションバイアスについては、公務員世帯の割合が過大である、共働き世帯の割合が過少である、低所得者・超高所得者の割合が過少であると指摘されていた。公務員世帯が多いという批判は妥当ではなかったが、専業主婦世帯の割合が過大であるという指摘は一定の妥当性を持っていた。所得水準ごとの割合については検証が困難であるが、偏りがあることを示唆する結果が提示されていた。

一方、測定誤差については、耐久消費財などの高額商品や財産所得に記入漏れが発生していると指摘されており、また貯蓄率の動向が他の統計と整合的でないと指摘されていた。高額商品については、2002年から調査が開始された家計消費状況調査を用いて検証すると、家計調査の結果が過少であった。また、財産所得についても多くの記入漏れが発生していることが示唆された。さらに、貯蓄率については、先行研究で指摘されていた要因に加え、ここでも検証した高額商品や財産所得の過少性が原因で偏った結果になっていたことが分かった。

家計調査は、繰り返しクロスセクション統計としてみれば、国際的にも最高水準の統計であるといえる。しかし、経済学的发展に伴う経済学者の関心の対象の変化には十分には対応できていない。特に、家計の動学的な行動を描写するには、同一の個人の行動を追跡したパネルデータの重要性が増してきている。また、近年のプライバシー意識の高まりを受け、個人情報を出したくない世帯が増えていることを考慮して何らかの対応が必要であろう。そのために、今後は、現行の家計調査の改善とともに、世帯の収入・支出を世帯調査からどのように把握していくかについての体系的な検討が必要であると考えられる。

謝辞

本稿の作成に当たり、総務省統計局の大貫裕二氏、佐藤朋彦氏には多くの情報を提供していただいた。記して感謝したい。

参考文献

- 会田雅人 (2000) 「家計調査批判への反論」『週聞東洋経済』8月12-19日号
Atkinson, A. B., L. Rainwater, and T. M. Smeeding (1995) *Income Distribution in OECD Countries: Evidence*

- from the Luxembourg Income Study, Paris, OECD.
- Banks, J. and P. Johnson (1998) *How Reliable Is the Expenditure Survey?: Trends in Incomes and Expenditures over Time*, Institute of Fiscal Studies: London.
- Deaton, Angus (1985). "Panel Data from Time Series of Cross-Sections," *Journal of Econometrics* vol. 30(1-2), pp. 109-126.
- Demery, D. and N. W. Duck (2006) "Demographic Change and the UK Savings Rate," *Applied Economics*, vol 38, pp. 119-136.
- 浜田浩児 (2001) 『93SNA の基礎: 国民経済計算の新体系』 東洋経済新報社
- 浜田浩児 (2007) 「家計調査とマクロ統計の比較と整合化」 御船美智子/家計経済研究所編 『家計研究へのアプローチ』 ミネルヴァ書房 第 4 章
- 林文夫 (1986) 「恒常所得仮説の拡張とその検証」 『経済分析』 vol.101 pp.1-23.
- Hori, M. and S. Shimizutani (2005a) "Price Expectations and Consumption under Deflation: Evidence from Japanese Household Survey Data," *International Economics and Economic Policy*, vol.2, pp.127-151.
- Hori, M. and S. Shimizutani (2005b) "Consumer Response to the 1994 Tax Cut: Evaluating the Japanese First Tax Cut in the 1990s," *Hitotsubashi Journal of Economics*, vol.46, pp.85-97.
- Hori, M. and S. Shimizutani (2006) "Did Japanese Consumers Become More Prudent During 1998-1999? Evidence From Household Level Data," *International Economic Journal*, vol.20, pp.197-209.
- 岩本康志・尾 哲・前川裕貴 (1995) 「『家計調査』と『国民経済計算』における家計貯蓄率動向の乖離について (1): 概念の相違と標本の偏りの問題の検討」 『フィナンシャルレビュー (財務省財政金融研究所)』 第 35 号
- 岩本康志・尾 哲・前川裕貴 (1996) 「『家計調査』と『国民経済計算』における家計貯蓄率動向の乖離について (2): ミクロデータとマクロデータの整合性」 『フィナンシャルレビュー (財務省財政金融研究所)』 第 37 号
- 霧島和孝 (2000) 「GDP 統計論争 (2): GDP 統計 私の抜本改革案」 『週間東洋経済』 6 月 24 日号
- Kohara, M., F. Ohtake, and M. Saito (2002) "A Test of the Full Insurance Hypothesis: The Case of Japan," *Journal of the Japanese and International Economics*, vol.16 (2002) pp.335-352.
- 小宮隆太郎 (1963) 「個人貯蓄の供給」 小宮隆太郎編 『戦後日本の経済成長』 岩波書店
- 松田芳郎・伴金美・美添泰人編 (2000) 『講座ミクロ統計分析 2: ミクロ統計の集計解析と技法』, 日本評論社刊
- 溝口敏行 (1992) 『我が国統計調査の現代的課題』 岩波書店
- 村岸慶應 (1993) 「SNA と家計調査の貯蓄率の比較」 『季刊国民経済計算』 第 99 号 pp.18-79
- 中村洋一 (1999) 『SNA 統計入門』 日本経済新聞社
- 大竹文雄 (2005) 『日本の不平等』 日本経済新聞社
- Ohtake, Fumio and Saito, Makoto, (1998) "Population Aging and Consumption Inequality in Japan," *Review of Income and Wealth* vol. 44(3), pp. 361-81.
- 重川純子 (2007) 「世界の政府機関による家計調査」 御船美智子/家計経済研究所編 『家計研究へのアプローチ』 ミネルヴァ書房 第 3 章
- Shimizutani S. (2006) "Consumer Response to the 1998 Tax Cut: Is a Temporary Tax Cut Effective?" *Journal of the Japanese and International Economics*, vol.20, pp.269-287.
- 清水谷論・堀雅博 (2005) 「ボーナス制度と家計貯蓄率: サーベイデータによる再検証」 『経済研究』 第 56 巻, pp. 234-247.
- 総合研究開発機構 (2008) 『統計改革への提言: 「専門知と経験知の共有化」を目指して』 NIRA 研究報告書
- 多田吉三 (1989) 『日本家計研究史—わが国における家計調査の成立過程に関する研究』 晃洋書房
- 高山憲之・舟岡史雄・大竹文雄・関口昌彦・澁谷時幸 (1989) 「日本の家計資産と貯蓄率」 『経済分析』 第 116 号 経済企画庁.
- 橋木俊詔・森剛志 (2005) 『日本のお金持ち研究』 日本経済新聞社
- 橋木俊詔・浦川邦夫 (2006) 『日本の貧困研究』 東京大学出版会
- 植田和男・大野正智 (1993) 「家計貯蓄率動向の謎: 世帯調査と国民経済計算との乖離について」 『金融研究 (日本銀行金融研究所)』 第 12 巻第 2 号 127-147 頁
- 梅田雅信・宇都宮浄人 (2003) 『経済統計の活用と論点』 東洋経済新報社

- 宇南山卓 (2006) 「予備的貯蓄とケインズ型消費関数」『社会科学研究 (東京大学社会科学研究所)』第 57 巻第 5・6 合併号
- 宇南山卓 (2008) 「『家計調査』を用いた長期データの作成と応用：パネルデータによる家計消費の分析」総務省統計研修所リサーチペーパー第 10 号
- 宇南山卓 (2009) 「SNA と家計調査における貯蓄率の乖離：日本の貯蓄率の低下の要因」第 10 回マクロコンファレンス (於：一橋大学) 発表論文
- 山田茂 (1990) 「『家計調査』結果の評価に関する一考察」『(国士舘大学) 政経論叢』71
- 谷沢弘毅 (1999) 『経済統計論争の潮流』多賀出版.
- 美添泰人・荒木万寿夫 (2006) 「1980 年代以降における家計の消費と資産に関する実証研究」『総務省統計研修所リサーチペーパー』第 5 号.

家計調査とサンプリング

宇南山 卓 (神戸大学)

家計調査とは？

- ◎ 「国民生活における家計収支の実態を把握し、国の経済政策・社会政策の立案のための基礎資料を提供することを目的」とした統計
 - 政府の公式統計としての利用
 - 消費者物価指数作成のためのウエイト算出
 - 国民経済計算におけるQE推計
 - 景気動向指数
 - 家計の社会経済的分析資料としての活用
 - 景気判断の指標
 - 収入・支出の動向・分布の把握
 - 家計行動の分析
 - 政策評価

家計調査の調査方法

- ◎ 調査世帯数は約9,000世帯
 - 層化三段抽出法による選定
 - 毎月一部が交代するローテーションパネル方式
 - 原則として調査拒否は認められていない
 - 現実には、一定の拒否世帯が存在している
- ◎ 調査項目
 - 世帯員の年齢・性別・就業状態・就学状態
 - 住居の所有形態
 - 毎月の収入(勤労者世帯・無職世帯のみ)・支出
- ◎ 調査方法
 - 自由記入の家計簿記入方式
 - アフターコード方式

調査の母集団世帯の拡大と現状

	二人以上の世帯		単身世帯
	農林漁家を除く	農林漁家を含む	(農林漁家を含む)
勤労者世帯	◎	2000年から	2002年から
無職世帯	1986年から		
その他の世帯	収入は調査せず	収入は調査せず	収入は調査せず

- ◎ 現在調査対象とされていない世帯
 1. 料理飲食店、旅館又は下宿屋を営む併用住宅の世帯
 2. 賄い付きの同居人がいる世帯
 3. 住み込みの営業上の使用人が4人以上いる世帯；
 4. 世帯主が長期間（3か月以上）不在の世帯；
 5. 外国人世帯
 6. その他（単身の学生世帯など）

本日のメニュー

- ◎ 現行の家計調査の問題点の整理
 - 標本誤差
 - 問題の所在とその対応
 - 非標本誤差
 - サンプルセレクションバイアス
 - 測定誤差
 - 調査方法との関係
 - 調査項目・公表項目への要望
- ◎ 収入・支出に関する世帯調査の展望
 - パネルデータ
 - 調査方法の改善

景気指標としての家計調査:標本誤差

- ◎ 家計調査の最大の批判者＝市場エコノミスト
 - 家計調査を景気判断の指標として利用
 - 家計調査の速報性は評価
 - 「毎月の変動が大きすぎる」と批判
 - ◎ 景気判断に求められる「精度」
 - 1%以下の変動によって景気判断が左右される
 - 家計調査の標準誤差率2.0%
- ⇒ たとえ「平均的に見て正しい」としても誤差が大きくては景気指標として役に立たない
- サンプルサイズを増やすことで標本誤差を小さくするべきなのか？

家計の標本誤差とその対応

- ◎ 標本誤差が大きいのは標本数の問題か？
 - 購入頻度の小さな品目は誤差が大きい
 - 標本誤差ではない可能性が高い(=別途対応が必要)
 - そもそも家計消費は実態として不規則
- ◎ 標本数を「十分に」増やすことはできるか？
 - 全国消費実態調査で約6万世帯
 - 家計調査との乖離はそれほど大きくない
 - 現在のサンプル数の400倍が必要(会田,2000)
 - 速報性は維持する必要がある
- ⇒ 他の統計で補完するのが現実的
 - 家計消費状況調査の活用が有効
 - 家計消費状況調査の公表方法の改善が現実的

家計調査の非標本誤差 (1)

- ◎ サンプルセレクションバイアス
 - 日本の「家計全体」を代表したサンプルか？
 - 公務員世帯が多い ⇒ ×
 - 世帯主に限定すれば、1~2%程度多いだけ
 - 公務員世帯の行動は他の世帯とほぼ同じ
 - 専業主婦世帯が多い ⇒ ○
 - 1世帯当たりの有業人員が少ない
 - 次のスライドを参照
 - 低所得世帯・超高所得世帯が少ない ⇒ △
 - 直接比較が可能な統計が限られている
 - 国民生活基礎調査よりは低所得者の割合が低い

家計調査の有業人員

- ◎ 家計調査の有業人員は家計消費状況調査と比較して約0.2人少ない
 - 世帯人員は「比推定」によって調整済み
 - 世帯主以外の有業者を全て「妻」とすれば専業主婦世帯の比率が約20%高いことを意味する
 - 調査負担と関連があると考えられる

パネルC. 二人以上の世帯・勤労者世帯			
	家計調査	全国消費実態調査	家計消費状況調査
集計世帯数	4,427	31,025	10,180
世帯人員 (人)	3.48	3.52	3.49
有業人員 (人)	1.63	1.70	1.82
世帯主の年齢 (歳)	46.4	46.5	48.7

家計調査の非標本誤差 (2)

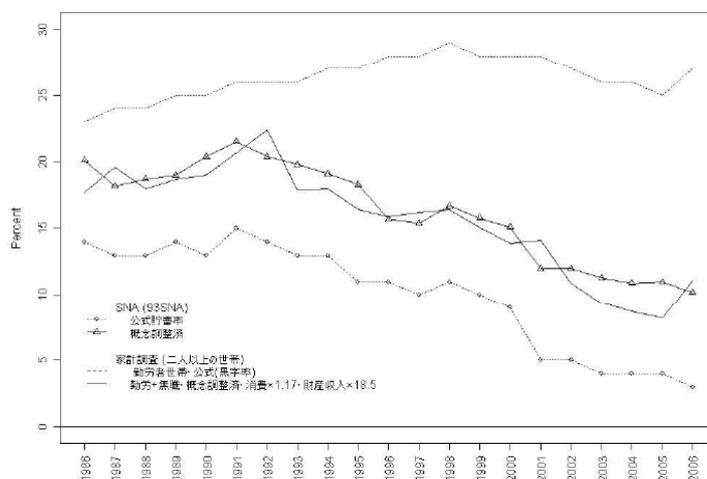
- ◎ 測定誤差
 - 各世帯の支出が正確に把握されているか？
 - 高額消費（耐久消費財・冠婚葬祭費等）が過少⇒ ○
 - 家計消費状況調査と比較して約70%
 - 次のスライドを参照
 - 財産所得が過少 ⇒ ○
 - 1990年の時点で年間3.6万円程度
 - マクロ統計で見れば97万円程度あるはず
 - 家計の金融資産と比較しても過少と考えられる
 - 貯蓄率が低下していない ⇒ ○
 - 岩本・尾崎・前川(1995, 1996)
 - 対象世帯の違いを中心に調整・完全には解明できず
 - 宇南山 (2008)
 - 対象世帯の違い・高額消費・財産所得等の誤差の複合物

高額消費の把握

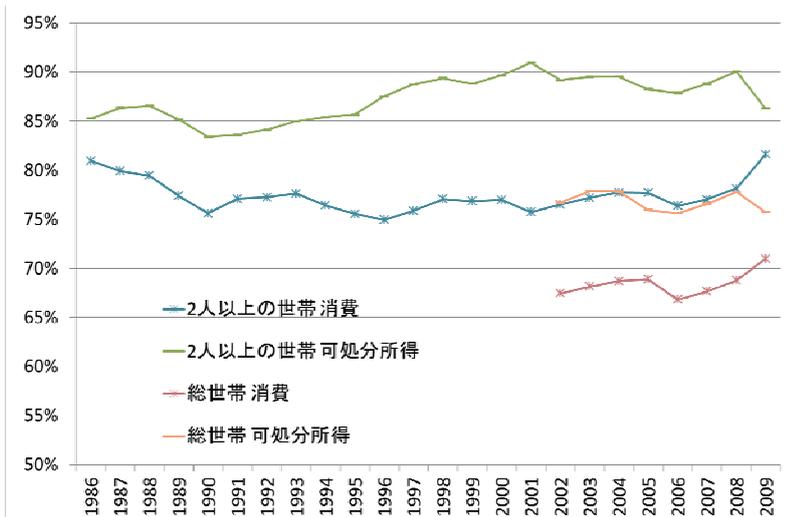
- ◎ 購入頻度が低いため、購入した世帯が調査対象となる可能性が低い
 - 過少となる原因ではないと考えられる
 - サンプル数の大きい全国消費実態調査でも同じ傾向
- ◎ 家計簿に記載すべきかに誤解がある可能性
- ◎ 2002年から家計消費状況調査が開始され、定量的に評価することが可能となった

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
	消費支出						
(1) 家計消費状況調査	360,207	361,483	356,243	355,088	358,620	358,450	352,878
(2) 家計調査	305,953	301,841	302,975	300,531	294,943	297,782	296,932
(2)/(1)	84.9%	83.5%	85.0%	84.6%	82.2%	83.1%	84.1%
(1) - (2)	54,254	59,642	53,268	54,557	63,677	60,668	55,946
	調査対象品目の合計						
(3) 家計消費状況調査	148,568	146,296	141,617	142,606	146,252	144,112	140,136
(4) 家計調査	100,819	99,064	101,323	98,928	97,245	98,616	96,456
(4)/(3)	67.9%	67.7%	71.5%	69.4%	66.5%	68.4%	68.8%
(3) - (4)	47,749	47,232	40,294	43,678	49,007	45,496	43,680

SNAと家計調査の貯蓄率



家計調査の「カバー率」



調査方法と非標本誤差

- ◎ 家計簿自由記入・アフターコード方式
 - 消費者物価指数のウェイト算出に必須
 - 詳細な家計簿の記入は調査客体の負担が大きく、負担に耐えられる世帯だけが調査される
 - サンプルセレクションバイアスの原因
 - どのような項目が調査対象であるかの誤解の余地
 - 記入漏れによる測定誤差の原因
- ◎ 家計消費状況調査はプリコード方式
 - 記入すべき項目を事前に指定して金額のみを記入
 - 調査負担は少なく、誤解の余地も小さい
 - 耐久消費財の調査には適している
 - 家計消費状況調査による補完が有効!
 - 本来区分すべきものが含まれる可能性

調査方法改善の可能性

- ◎ アフターコード方式を維持しながら調査負担を軽減する代替的調査方法
 - 記憶による調査
 - 過去に導入が検討されたが、誤差が大きいため採用されてなかった(溝口, 1992)
 - 調査機器の導入による負担軽減
 - 入力支援機器の導入
 - POSシステムによる購入品目の把握
 - プリコード方式との併用
 - 米国のCEXでは記憶によるプリコード方式の調査と家計簿記入方式を併用している
 - プリコード方式には入力支援機器が有効

調査項目・公表項目への要望

- ◎ 追加的な調査項目
 - 学歴・無職の理由・公的支援の有無など
- ◎ 公表項目への希望
 - 年齢別の統計の充実
 - 1歳刻みの年齢別データ
 - コーホートデータの活用が可能になる
 - 年齢と所得・消費水準のクロス集計
 - 消費水準別集計
 - ライフサイクル仮説に基づく「生涯所得」の代理変数
 - 大竹(2005)でも指摘されている
 - 準調査世帯票に関する情報
 - 調査拒否に関する分析が可能
 - 総務省統計局統計図書館で閲覧は可能

収入・支出に関する世帯調査

- ◎ 繰り返しクロスセクション統計としては、家計調査は極めて質の高い統計
 - 米国のCEX・英国のFESと同等以上の貴重な統計
- ◎ パネルデータへの要請
 - 米国のPSID・英国のBHPSなどの長期パネルの試み
 - 経済学における動学的な側面への関心の高まり
- ⇒ 家計調査のパネルデータ化は可能か？
 - 短期パネルとしては原理的には可能
 - 世帯のIDが整備されていないため、容易ではない
 - 長期パネルとするなら調査負担の軽減が必須
 - 他の統計との照合可能性を高める

まとめ

- ◎ 標本誤差を小さくすることは困難
 - 消費は実態として不規則である可能性がある
 - そのまま景気指標として利用するのは困難
 - 家計消費状況調査の活用が有効
 - 家計消費状況調査の公表形態の改善が望まれる
- ◎ 無視できない非標本誤差が存在している
 - 家計簿記入・アフターコード方式が原因
 - 調査方法の改善を検討する余地はある
 - プリコード方式との併用・IT機器の導入
- ◎ パネルデータへのニーズは高まっている
 - 少なくとも短期パネルとして利用できるIDが必要
 - 長期パネルは導入を検討する価値がある

公的統計の開示リスク評価—労働力調査の論点

星野 伸明*

概要

既に提供されている匿名データについて、個体識別の有無は観測可能な事実である。これはデータの匿名化の程度を定める上で、貴重なエビデンスとしなければならない。一般に多様なデータ提供の経験を統一的に把握するには、同一の開示リスク測度で相対評価するのが適当である。そしてこの評価では、ピットマンモデルにより母集団一意数を推定し、開示リスク測度としてファイルに含まれる母集団一意数を用いるのが現実的である。またこのように考えると、労働力調査のローテーション構造を開示リスク評価の改善に使える可能性が見える。

キーワード: 統計的開示制限, 母集団一意, ピットマンモデル.

1 はじめに

個票データは調査客体が知られたいくない情報を「開示 (disclosure)」する可能性がある。このような危険性は、利用者の制限とデータ情報量の削減を組み合わせる管理すれば良い。ここで情報量を削減するようなデータ変換を「匿名化」と呼ぶ。公的統計について言えば、利用者の制限は法的な制度設計の問題である。制度は頻繁には変わらないので、例えば匿名データ作成のような問題では所与の条件として良い。故に本稿では匿名化の評価のみ考察する。

一般に匿名化の評価基準は「開示リスク」及び「有用性」と考えられている。データの情報量を削減すれば、開示の危険性は減るがデータ分析における有用性も減るはずである。従って相反する基準の間でバランスをとらなければならない。方針としては、開示リスクを許容範囲に収めた上で出来るだけ有用なデータを提供すべきである。従って一義的に問題になるのは、開示リスク評価である。

しかし公的統計の匿名化において、個票開示リスク評価の理論は十分活用されていないように思われる。これは日本の実務家向けに処方箋が書かれていない事も一因であろう。故に本稿では匿名化実務での活用を念頭に置き、開示リスク評価の理論を記す。開示リスク概念は役に立たないと捨てられるほど単純でもなく、理屈抜きに使えるほど単純でもない。

匿名データの提供は匿名化が比較的易しい統計調査から難しい統計調査へ移行しつつあり、開示リスク評価について新しい論点が生まれている。例えば5年毎の統計調査の開示リスク評価で

*金沢大学経済学類, 〒 920-0927, 石川県金沢市角間町, E-mail: hoshino@kenroku.kanazawa-u.ac.jp

は時系列構造は無視されるが、このたび匿名データが提供される労働力調査は月次調査である。時系列構造を利用して開示リスク評価を改善できるかもしれない。

本稿では旧統計法の目的外使用（総務省告示第四百八十三号）で得た労働力調査の（月次）基礎票を匿名化¹し、各月独立で評価した開示リスクを報告しておく。結果として開示リスクは自己相関を示す。労働力調査で採用されているローテーションサンプリングでは近接時点の標本が同一個体を含むので、開示リスクの自己相関は構造的と考えられる。

ローテーションサンプリングが広範に使われていることもあり、開示リスクの自己相関はかなり普遍的な現象のはずである。しかし時系列構造に着目した開示リスク評価は、世界的にもほとんど研究されていない。本稿は超母集団モデルの母数に関する時系列モデリングを示唆し、時系列分析専門家の助力を求めるものである。

2 公的統計の開示リスク評価

センシティブ変数を含む個票データの開示リスクを評価するとして、本当に知りたいのはあるレコードが特定の個体と識別される可能性²であろう。しかしこの可能性は、データの情報量以外の様々な要因に依存する。例えば攻撃者が実際に識別を試みるインセンティブの程度、マッチングによる識別を試みる際に使える外部情報の多寡、などが重要である。つまり本当に知りたい事を測るのは、手元のファイルだけ見えても不可能である。

しかしデータの情報量以外の様々な要因は、匿名化の程度を色々変えても不変³とみなして差し支えない。故に匿名化の程度を定める際、データの情報量だけに依存する開示リスク測度を用いる事は合理的である。

では開示リスク測度がデータの情報量だけに依存するとして、いかに構成すれば良いだろうか。これはデータが嘘（「攪乱⁴」）を含むか否かで分けて考えた方が良い。以下では攪乱を含まない場合の開示リスク測度のみ考察するが、これは日本において攪乱されたデータの受容が進んでいないのと、攪乱を含む場合の研究が未熟なためである。

攪乱無しの匿名化技法は、一部のレコードを非公開とする「サブサンプリング」と「再符号化⁵」に事実上限られる。再符号化とは点の観測値を区間表示する事である。区間がもとの観測値を含んでいれば、攪乱とはみなされない。この再符号化は、全レコードに同じ区間分けを適用する「大域的」な場合と、レコード毎に区間分けを変える「局所的」な場合がある。おそらく公的統計では大域的再符号化しか使われないので、以下では局所的再符号化を無視する。局所的再符号化の開示リスク評価については **Hoshino (2009)** が部分的に議論している。

¹本研究の匿名化は匿名データの提供より前に行われており、匿名データの匿名化手法とは異なる。

²識別による開示の他に推測による開示があり得るが、これは匿名データの作成において直接の統制対象ではない。

³センシティブ変数に匿名化を施すと攻撃のインセンティブを低下させるので「不変」ではない。しかし匿名データの作成など一般的な慣行では個体識別リスクの低減が問題とされ、この場合キー変数だけ匿名化すれば十分である。

⁴ここではレコードの情報と対応する個体が正の確率で母集団に存在しない場合を「攪乱された」と言う。詳しくは星野 (2010) を参照のこと。

⁵トップコーディングや削除 (suppression) も再符号化の特殊ケースである。サブサンプリングも局所的な全変数の削除と見なす事が出来るが、このように考えても益は無い。匿名データでは三つ子のレコードを削除していて、局所的匿名化と見なす事が出来るが、やはりサブサンプリングの一種とした方が扱いやすい。

匿名化手法として大域的再符号化のみ使われる場合、個票データセットは情報損失無く分割表に変換可能である。各変数の区間分けが分割表の（周辺）カテゴリ分けに対応しており、全変数の多元分割表から個票データセットを復元出来る。これは単純な事実だが、表章されているか否かで調査票情報とそれ以外を区別するのは無理がある事を示す。また個票データセットの情報から開示リスク測度を構成する際に、分割表を基礎として良い事になる。

分割表とはセルの番地と度数の組の集合である。番地とは、変数の組み合わせで定まる属性空間でのセルの位置を示す。このような情報から開示リスク測度を構成する場合、番地を無視するか否かが第一の問題である。

例えば最も有名な開示リスク測度である「母集団一意数」は、母集団での度数1のセル数であり番地を無視している。もし番地を用いるなら、同じ一意のセルでもその位置により危険性が違うことになる。レコードレベルリスク⁶概念では、このように考える。比較的計算しやすい例としては、より低次元の周辺分割表で一意になるセルの方が危険とみなす“**Minimum Unsafe Combination**”が挙げられる。一般に属性空間の疎な部分に位置する一意のセルは、密な部分の一意のセルよりも識別しやすい。故に番地を開示リスク測度に用いるのは意味があるかもしれない。

しかし番地を利用するには、属性空間で近さを定めなければならない。公的統計の属性変数は名義尺度から比尺度まで入り交じり、適切な近さの設定には個別性の強いモデリングが要求される。実は識別に使えるキー変数の空間のみ考えれば良く、キー変数は様々な統計調査で共通する部分が多い。故に一度近さを定めれば使い回せる可能性は有る。ただ複雑化は避けられない。そして以下で議論するように、複雑化の損失は利益によって補償しきれないだろう。

本節冒頭で述べたように、本当に知りたいのは個体識別の可能性である。そしてこの可能性を評価するには、攻撃者のインセンティブや外部情報の多寡を評価しなければならない。攻撃により金銭的利益を直接得られる可能性から有名になれる可能性まで、リスク要因を顕在化させる事は重要である。また民間の構築する個体情報データベース群について、実情を把握しておく⁷事も重要である。しかしこれらの要因が個体識別につながる可能性は、計量が難しい。最大の困難は識別が観測されないことである。個票の公開で先行する海外でも識別が起きないように匿名化しているので、ほとんど観測されない事象⁸の確率の推定を強いられる。そして識別の例が少ないと、攻撃者のインセンティブや外部情報の存在など、要因毎の効果をも十分切り分けられるだけの情報があるとは思えない。

ただ、公的統計の匿名化を今後定める上で、要因毎の効果は必ずしも計量しなくてよい。既に提供されている（匿名）データが識別されていないという事実は観測出来て、これはデータセットの情報量とそれ以外の要因が合わさった上での結果である。そして新しいデータセットについて匿名化の程度を定める際に、データセットの情報量以外の要因は既存の提供データとかなり共通する。したがってデータの情報量のみ依存した開示リスク測度で既に提供されているデータと新しいデータセットを比較すれば、データの情報量以外の要因も含めて個体が識別される可能

⁶局所的匿名化には必要な概念である。なおレコードレベルリスクを集計すると通常の（ファイルレベル）リスクとなる。

⁷外部情報の有無は「匿名データの作成・提供に係るガイドライン」でも特記事項である。

⁸開示制限を失敗して個体識別が可能な例は **Sweeney (2002)** が報告している。

性の大小は判断出来る。言い換えれば、データ情報量のみ依存する開示リスク測度は本当に知りたい事を相対的に評価するものである。

匿名データの提供は、日本人の個体識別の可能性についてデータが無い段階から始められた。この場合の匿名性について、安全方向にマージンを大きく取るのはやむをえない。しかし提供実績が重なれば、マージンを減らしデータの有用性が上がるような道筋をつけなければならない。これを合理的に行うには、データ情報量のみ依存する開示リスク測度を比較し、(識別が起きていなければ) 取るリスクを増やしていけば良い。提供するファイルについて全て同じ開示リスク測度で計り、値を蓄積してゆけば、過去の経験を容易に利用出来る。証拠に基づいて二次利用の環境を改善することが重要である。

上記の方向性で開示リスク測度を用いるとして、具体的に構成してみよう。まず個体情報の詳細さに関して、開示リスク測度は単調性を持つことが望ましい。つまり各変数の区間分けが細かくなれば、より危険な値を示すべきである。一般に区間分けを細かくするとセルは分割され、もとのセルより大きな度数を持つセルが生じる事はない。特に度数 **1** のセルの数は、分割について単調非減少である。故に母集団一意数は分割表の解像度について単調性を持つ。この美点は開示リスクの相対比較をする上で際立つ。母集団一意は論理的な識別可能性を持つことから重要とみなされているようだが、別の良い性質を持つことは強調されて良い。

先に述べたように、母集団一意数は分割表の情報のうち度数しか利用していない。しかし番地を用いるように修正すると、単調性が失われてしまうだろう。また一般に開示リスク測度を微修正するような精緻化は必要無い。それは計量されたリスクの微差が本当に知りたいことについてのどの程度の差を生むか、確定出来るだけの観測情報が期待出来ないからである。

とはいえ母集団一意数は、そのままではファイルの開示リスク測度として使えない。あくまでも母集団の性質を表しているのであって、標本(ファイル)の性質は直接表さないからである。ファイルレベルリスク測度への変換は簡単で、「ファイルに含まれる母集団一意の数」を開示リスク測度とすれば良い。これはファイルのレコード数が n で母集団サイズが \tilde{n} ならば、母集団一意数に n/\tilde{n} をかければ推定出来る。この測度はサブサンプリングの効果も素直に反映する。

関連して注意しておく、世帯単位のファイルでは、本来世帯毎の固まりを「レコード」としてリスク評価すべきである。例えば、世帯員のレコードを年齢順に連結したまとまりを一レコードとして扱えば良い。この場合、世帯人数が異なればレコード長も異なる。しかし相対評価が前提ならば、便宜的に一個体を一レコードとして評価しても良いだろう。このようにすれば、(個人単位でサブサンプリングするなどして) 世帯構造を崩して公開されるファイルとの比較も可能となる。

残る問題は母集団一意数の推定である。これが難しい理由はかつて説明した(星野, 2003)。一点つけ加えておくと、母集団一意数の推定改善にセルの番地情報を使うアプローチはあり得る。しかし大規模かつ疎な分割表では絶対的に情報が不足しているので、うまくいかないであろう。またそのようなアプローチは高度なモデリングが要求され、開示リスク評価の試行錯誤にも向かない。故に実務への採用は難しいかもしれない。以下では最も現実的と考えられる推定方法とその

妥当性を説明する。

幅広い母集団について推定精度をルーチンワークとして確保するには、ピットマンモデルを用いるのが良い。このアプローチにおいてデータは、無限母集団すなわち **Pitman** 分布からの標本とみなされる。そして母集団⁹も同一無限母集団からの標本とみなすので、データから **Pitman** 分布の母数を最尤推定し、推定値の下で母集団一意数の挙動を求める。より具体的には、付録の手順書を参照されたい。また **Pitman** 分布は 2.1 節で紹介される。

大事な事は同じ手法で計り続ける事である。開示リスクを評価するファイルのレコード数は、母集団個体数のせいぜい一割程度であろう。この場合にある程度安定的な母集団一意数の推定量は、全てバイアス¹⁰を持つ。手順書の推定量も例外でなく、おそらく過大に一意数を推定する。しかし開示リスクを相対比較するのが目的なので、バイアスは方向がそろっている限り、あまり問題にならない。このように考えると、常に同一手法で母集団一意数を推定するべきである。

なお特定のモデルと決めつけるよりも、モデル集合からデータに良く当てはまるモデルを選択し、そのモデルで一意数を推定する方が正確になろう。しかしモデル集合の空間をうまく張らないと、匿名化の試行錯誤においてリスク評価値がぶれる。また経験的に多くの場合、ピットマンモデルが選択¹¹される。故に手間や精度及び様々な結果の整合性を勘案すれば、母集団一意数は常にピットマンモデルによって推定するのが最善と思われる。

2.1 ピットマンモデルについて

本節では数理に踏み込み、ピットマンモデルによる推定の方法論を理解する。単に母集団一意数を推定するだけなら、付録の手順書に従えばよい。

自然数 $n \in \mathbb{N} := \{1, 2, 3, \dots\}$ を自然数の和で表す事を分割と呼ぶ。この和の中で自然数 i が足される回数を s_i で表せば、 $\mathbf{s}_n := (s_1, s_2, \dots, s_n)$ は (順序無し) の分割を表す。非負整数の集合を \mathbb{N}_0 で表すと、 n の全ての分割の集合は $\mathcal{S}_n := \{\mathbf{s}_n : s_i \in \mathbb{N}_0, i \in \{1, 2, \dots, n\}, \sum_{i=1}^n i s_i = n\}$ で表される。この集合上の分布が自然数の確率分割である。以下では $u := \sum_{i=1}^n s_i$ とする。

Pitman 分布は自然数の確率分割であり、母数 $0 \leq \alpha < 1, \theta > -\alpha$ について確率関数は以下のよう
に書ける。

$$p(\mathbf{s}_1, \mathbf{s}_2, \dots, \mathbf{s}_n) = n! \frac{\theta^{[u:\alpha]}}{\theta^{[n]}} \prod_{j=1}^n \left(\frac{(1-\alpha)^{[j-1]}}{j!} \right)^{s_j} \frac{1}{s_j!}, \quad \mathbf{s}_n \in \mathcal{S}_n, \quad (1)$$

⁹一部が観測されている現実の母集団について推定するのではなく、同サイズの母集団を新たに発生させる場合の挙動が推定される。

¹⁰有限母集団から非復元単純無作為抽出する場合、一意数の不偏推定量は一意に存在する。しかしこの不偏推定量は標準誤差が大きく、標本抽出率がかかり高く (8割程度と思う) ないと実用に耐えない。そして一意な不偏推定量なので、推定を安定させるためのいかなる工夫もバイアスを生む。

¹¹裾の長いモデルとして代表的な負の二項分布は、統計的開示制限の分野ではポアソン=ガンマモデルとして知られている。このモデルは基本的に広義のピットマンモデルの特殊ケース ($\alpha \leq 0$ に対応) である。故にピットマンモデルのデータへのあてはまりは、基本的にポアソン=ガンマモデルを下回らない。そしてポアソン=ガンマモデルによる母集団一意数の推定値は、必ず **Pitman** モデルの推定値より (かなり) 小さくなると考えて良い。

ただし $\theta^{[u;\alpha]} = \theta(\theta + \alpha) \cdots (\theta + (u-1)\alpha)$, $\theta^{[n]} = \theta(\theta + 1) \cdots (\theta + n - 1)$ である。

個票データとの対応を述べておこう。匿名化の程度を定めることで、キー変数に関する分割表が出来る。分割表の情報のうち度数を、第 j セルについて f_j と書く。ただしセル総数が J として $j \in \{1, 2, \dots, J\}$ である。ここで $i = 1, 2, \dots, n$ について度数 i のセルの数を s_i と表す。つまり指示関数 $1(\cdot)$ を使えば、 $s_i = \sum_{j=1}^J 1(f_j = i)$ である。例えば s_1 は標本で一意なレコード数となる。このように作られる s_n を「寸法指標」と呼び、 $n \ll J$ なら Pitman 分布の標本とみなせる。母集団サイズ \tilde{n} も J よりかなり小さいなら、確率変数 $\mathbf{S}_{\tilde{n}} := (S_1, S_2, \dots, S_{\tilde{n}})$ が Pitman 分布に従う場合、 S_1 で母集団一意数の挙動が表せる。 $\tilde{n} \ll J$ でない場合の対応は付録で言及している。

経験ベイズ的に母集団一意数推定の論理を説明すると、以下の通りになる。 $\mathbf{S}_{\tilde{n}}$ の事前分布が Pitman 分布であり、その母数 (α, θ) は超母数である。超母数はデータ s_n により (最尤) 推定される。推定したい母数は S_1 であり、 $(S_2, S_3, \dots, S_{\tilde{n}})$ は局外母数である。このように考えれば母数 S_1 の周辺分布が必要となる。 $U_n := \sum_{i=1}^n S_i$ として、証明抜きで一般の結果を述べる、

Theorem 1 *Let (\mathbf{S}_n, U_n) be Pitman distributed as (1). Then*

$$\Pr(S_i = s, U_n = u) = \frac{n! \theta^{[u;\alpha]} \sum_{j=0}^{u-s} \frac{(-1)^{u-s-j} \alpha^{-j} |C(n-i(u-j), j, \alpha)|}{s! \theta^{[n]} (n-i(u-j))! (u-s-j)!}, \quad (2)$$

$$s \in \{0, 1, \dots, \lfloor n/i \rfloor\},$$

$$u \in \{s, s+1, \dots, s + \lfloor (n-s)/2 \rfloor\} \quad \text{if } i = 1,$$

$$\{s, s+1, \dots, s + (n-is)\} \quad \text{if } i \in \{2, 3, \dots, n\}.$$

定理 1 で $C(\cdot, \cdot, \cdot)$ は C-ナンバーと呼ばれ、一般化されたスターリング数である。C-ナンバーについては Charalambides and Sing (1988) を参照のこと。 S_i の周辺確率は (2) を全ての u について足せば求められる。

Pitman 分布に従う \mathbf{S}_n の任意の周辺階乗モメントは、Yamato and Sibuya (2000) が与えている。すなわち非負整数の $r_i, i = 1, 2, \dots, n$, について

$$E\left(\prod_{i=1}^n S_i^{(r_i)}\right) = \frac{\theta^{[r;\alpha]} (\theta + r\alpha)^{[n-R]} n^{(R)}}{\theta^{[n]}} \prod_{i=1}^n \left(\frac{(1-\alpha)^{[i-1]}}{i!}\right)^{r_i},$$

ただし $r = r_1 + \dots + r_n, R = \sum_{i=1}^n i r_i \leq n$ である。特に

$$E(S_i) = \frac{(1-\alpha)^{[i-1]} n^{(i)}}{i!} \theta \left(\frac{(\theta + \alpha)^{[n-i]}}{\theta^{[n]}}\right), \quad (3)$$

$$\begin{aligned}
V(S_i) &= \left(\frac{(1-\alpha)^{[i-1]}}{i!}\right)^2 \theta^{[2:\alpha]} \left(\frac{(\theta+2\alpha)^{[N-2i]} n^{(2i)}}{\theta^{[n]}}\right) \\
&\quad + \frac{(1-\alpha)^{[i-1]} n^{(i)}}{i!} \theta \left(\frac{(\theta+\alpha)^{[n-i]}}{\theta^{[n]}}\right) \\
&\quad - \left(\frac{(1-\alpha)^{[i-1]} n^{(i)}}{i!} \theta \left(\frac{(\theta+\alpha)^{[n-i]}}{\theta^{[n]}}\right)\right)^2
\end{aligned}$$

となる。

以上の結果について $n = \tilde{n}, i = 1$ とすれば、母集団一意数の挙動となる。超母数の最尤推定量を $(\hat{\alpha}, \hat{\theta})$ と書けば、(3) 式に $\alpha = \hat{\alpha}, \theta = \hat{\theta}$ を代入して母集団一意数の点推定量が得られる。すなわち

$$\hat{S}_1 = \tilde{n} \frac{(\hat{\theta} + \hat{\alpha})(\hat{\theta} + \hat{\alpha} + 1) \cdots (\hat{\theta} + \hat{\alpha} + \tilde{n} - 2)}{(\hat{\theta} + 1)(\hat{\theta} + 2) \cdots (\hat{\theta} + \tilde{n} - 1)}. \quad (4)$$

なお Hoshino (2001, Proposition 3) によれば、 $\alpha \geq 0$ について $\lim_{n \rightarrow \infty} E(S_1)/E(U_n) = \alpha$ である。 U_n は度数が 0 でないセルの総数なので、母集団で空でないセルのうち一意のセル数の割合は α と解釈出来る。このように Pitman 分布の母数 α は、開示リスクと直結する解釈を持つ。

従って超母数、特に α を開示リスク測度とみなすことは自然である。最尤推定量 $(\hat{\alpha}, \hat{\theta})$ は、開示リスクを直接推定していると考えてもよい。この場合に (α, θ) の推定誤差の重要性は増す。フィッシャー情報量を確認しておこう。まず対数尤度関数を

$$L(\alpha, \theta) = \sum_{i=1}^{u-1} \log(\theta + i\alpha) - \sum_{i=1}^{n-1} \log(\theta + i) + s_1 + \sum_{i=2}^n s_i \sum_{j=1}^{i-1} \log(j - \alpha) + \text{Const}. \quad (5)$$

で表す。二次の微分係数は

$$\frac{\partial^2 L(\alpha, \theta)}{\partial \theta^2} = - \sum_{i=1}^{u-1} \frac{1}{(\theta + i\alpha)^2} + \sum_{i=1}^{n-1} \frac{1}{(\theta + i)^2}, \quad (6)$$

$$\frac{\partial^2 L(\alpha, \theta)}{\partial \alpha^2} = - \sum_{i=1}^{u-1} \frac{i^2}{(\theta + i\alpha)^2} - \sum_{i=2}^n s_i \sum_{j=1}^{i-1} \frac{1}{(j - \alpha)^2} < 0, \quad (7)$$

$$\frac{\partial^2 L(\alpha, \theta)}{\partial \theta \partial \alpha} = - \sum_{i=1}^{u-1} \frac{i}{(i\alpha + \theta)^2} < 0 \quad (8)$$

である。(8) 式より $\hat{\alpha}$ と $\hat{\theta}$ は負の相関を持つ。情報量はこれらの式について u を U_n に、 s_i を S_i に置き換えて期待値をとる。 $E(S_i)$ は (3) 式で与えられているので、あとは

$$P(U_n = u) = \frac{\theta^{[u:\alpha]}}{\theta^{[n]}} (-1)^{n-u} C(n, u, \alpha) \alpha^{-u}, \quad u \in \{1, 2, \dots, n\}. \quad (9)$$

を利用して数値的に評価できる。Sibuya and Yamato (2001, Proposition 5) がフィッシャー情報量行列のオーダーを評価しており、 $n \rightarrow \infty$ の時 $I_{\theta\theta} = O(1), I_{\theta\alpha} = O(\log n), I_{\alpha\alpha} = O(n^\alpha)$ である。特に θ の推定精度は悪い。

最尤推定は母数変換について不変¹²である。 (α, θ) という開示リスク測度の関数として書ける任意の開示リスク測度について、 $(\hat{\alpha}, \hat{\theta})$ を代入すれば最尤推定量となる。例えば (3) 式の右辺は (α, θ) の関数であり、一次元に退化するように変数変換した開示リスク測度とみなせる。つまり母集団一意の点推定量 \hat{S}_1 も、開示リスク測度 $E(S_1)$ を最尤推定している。このように最尤推定は開示リスク測度変換について閉じており、開示リスク測度の選択につきまとう恣意性は緩和される。

3 労働力調査について

ここまで考察したことは、異なるファイルの開示リスクを比較する方法論であった。暗黙の前提として各ファイルは独立である。しかし労働力調査の月次のファイルに同一基準で匿名化を施すとして、開示リスクに無視出来ない自己相関が存在するかもしれない。そして労働力調査は、構造的に自己相関を持つような標本設計「ローテーションサンプリング」が採用されている。

労働力調査の標本設計を確認しておこう。総務省統計局 (2011) によれば、労働力調査は層化二段抽出を用いている。国勢調査の約 100 万調査区を特性により層化し、11 地域別に約 2900 調査区を一次抽出する。二次抽出で住戸を抽出し、約 4 万世帯（基礎調査票）及びその世帯員が調査対象となる。就業状態は 15 歳以上の者について調査している。ローテーションは以下のように行われる。まず一次抽出された調査区は、4ヶ月継続して調査される。この期間の終了後、他の標本調査区に交代するが、翌年同期に再び調査される。二次抽出された住戸は、同調査区で調査される 4ヶ月の前半と後半で入れ替えられる。世帯単位で見れば 2ヶ月連続で調査され、10ヶ月空けた後、再び 2ヶ月連続で調査される。分かりにくいのが、表 1 は各月に調査される世帯がローテーションのどの時期にあたるかを示している。例えば A-1 グループは一月に初めて調査される世帯であり、A-2 グループでは一月に 2 年目の 1 回目調査が行われる。B-1 グループは一月に 1 年目の 2 回目調査が行われ、二月には新しい調査区に移る。

調査区は月毎に全体の四分の一ずつ交代し、世帯は月毎に全体の二分の一ずつ交代する。連続する 2ヶ月で同一人物のキー変数が変化する事は少ない。また近接して住む人間は似るということは、地理学の基本命題だそうだ。開示リスクが自己相関を持つことは十分考えられる。

ここでパネルデータの開示リスク評価について述べておく。労働力調査は 2ヶ月+2ヶ月のパネル構造を持つ。故に匿名化の方法によっては、パネルデータとして開示リスクを評価しなくてはならない。一般に T 期間のパネルデータは、キー変数を T 倍にして開示リスクを評価する。これは分割表で考えると理解しやすい。第一期のキー変数から作られる分割表の各セルは、更に第二期の（同一）キー変数で分割される。ここで出来たセルは三期以降も同様に分割される。つまりクロスセクションで見て J 個のセルは、パネルでは J^T 個になる。パネルの期間が長くなる場合に

¹²例えば竹村 (2001, p.139) を見よ。

Group	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec
A-1	1-1	1-2	1-1	1-2]	1-1	1-2	1-1	1-2]	1-1	1-2	1-1	1-2]
A-2	2-1	2-2	2-1	2-2]	2-1	2-2	2-1	2-2]	2-1	2-2	2-1	2-2]
B-1	1-2]	1-1	1-2	1-1	1-2]	1-1	1-2	1-1	1-2]	1-1	1-2	1-1
B-2	2-2]	2-1	2-2	2-1	2-2]	2-1	2-2	2-1	2-2]	2-1	2-2	2-1
C-1	1-1	1-2]	1-1	1-2	1-1	1-2]	1-1	1-2	1-1	1-2]	1-1	1-2
C-2	2-1	2-2]	2-1	2-2	2-1	2-2]	2-1	2-2	2-1	2-2]	2-1	2-2
D-1	1-2	1-1	1-2]	1-1	1-2	1-1	1-2]	1-1	1-2	1-1	1-2]	1-1
D-2	2-2	2-1	2-2]	2-1	2-2	2-1	2-2]	2-1	2-2	2-1	2-2]	2-1

Note: “2-1” implies 2nd year’s 1st month. “[” implies enumeration districts’ change.

表 1: The rotation pattern of the Japanese Labor Force Survey

セル数はかなりのオーダーで増加するが、属性が時系列であまり変化しなければ、一意数はあまり増えない。要するに属性の変化というイベント情報は、個体の識別力を持つということである。

労働力調査の匿名データのようにパネルとして再構成出来ない¹³ なら、時点間の不完全な従属性を自己相関のようにモデル化した方が良くもしいない。

時点間の従属性は、超母集団について同定すべきである。標本（ファイル）の開示リスクの比較が最終的な目標なので、標本開示リスクの従属性を直接モデル化するのが自然かもしれない。しかし標本開示リスクは、標本サイズと母集団サイズの変化の影響をうける。例えば図 1 は、2002 年 1 月から 2007 年 12 月まで労働力調査の標本サイズを示している。このような変化は標本開示リスク評価において無視出来ない。そもそも母集団及び標本のサイズは既知¹⁴と考えられる。これらに依存しない未知な要素、すなわち超母集団の開示リスク構造のみにモデル化の対象を限定する方が良い。また超母集団の開示リスク構造が特定されていれば、標本の開示リスク評価は容易である。

超母集団の開示リスクについて、時点間の従属性の有無を実データで確認しよう。以下では労働力調査の基礎票について、2002 年 1 月から 2007 年 12 月まで月次の開示リスクを検討する。これまでの議論より、各ファイルを個人単位とみなし、各月独立にピットマンモデルの母数の最尤推定値を求める。

各月について 8 通りの匿名化パターンを適用し、匿名化手法の効果も計量する。表 2 は各ケースのキー変数とそのカテゴリー数をまとめた¹⁵ものである。下線部は前のケースから変更されたことを意味しており、その他の変数のカテゴリー数は変化しないので省略してある。つまりケース 1 から単調に匿名化を強くした。ケース 2 では産業コードを削除した。ケース 3 では地域区分を 6(北海道+東北, 関東, 中部, 近畿, 中国+四国, 九州) に再符号化した。ケース 4 では 15 歳未満男

¹³前月の同属性の個体を照合して、統計的なパネルデータは構成できる。この場合の開示リスク評価は攪乱データのそれに準じる。

¹⁴特に母集団サイズは人口学的に推計する方が正確なはずである。

¹⁵2002 年 1 月のファイルに存在するカテゴリーを数えた結果なので、他の時期のファイルでは多少異なるかもしれない。

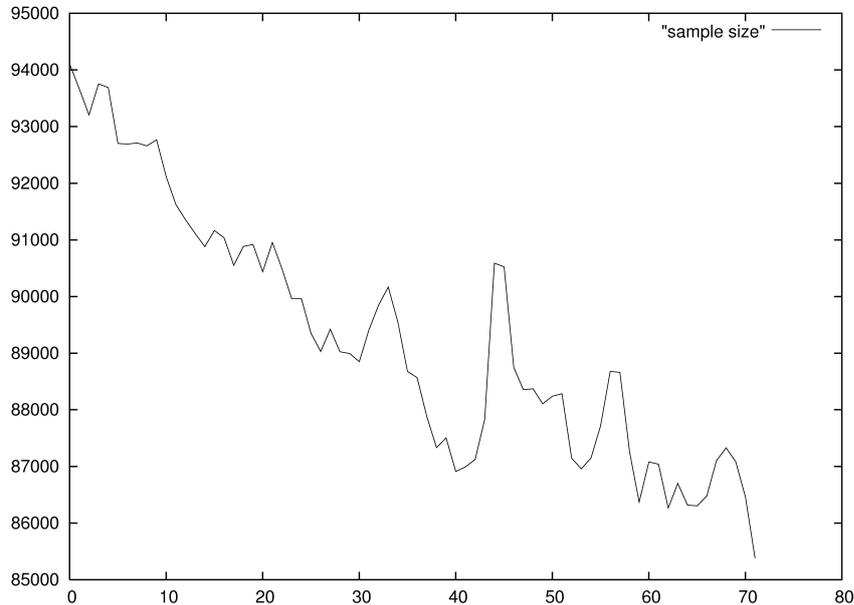


図 1: Sample sizes from 1/02 to 12/07

女数を 3 人以上のようにトップコーディングした。ケース 5 では 15 歳以上総数を 5 人以上のようにトップコーディングした。ケース 6 では続柄について、祖父母、兄弟姉妹、他の親族、その他、不詳を一つのカテゴリーに再符号化した。ケース 7 では 85 歳以上のようにトップコーディングした。ケース 8 では地域区分（都道府県番号）を削除した。

図 2 はケース 3 から 6 について、72 時点の最尤推定値 $(\hat{\alpha}, \hat{\theta})$ の散布図である。最尤推定量の負の相関が確認できる。また匿名化が加わるにつれ、点が単調に左（上）に移動している。これは開示リスク測度として望ましい性質である。

各ケースを比較しやすいように、72 点の“中心”座標を求める。72 ファイルを全て同一の超母集団からの標本とみなし、その母数 (α^*, θ^*) を最尤推定した結果が表 3 である。ケース 2,3,8 で加えた匿名化が特に効いていることが、母数の変化として表れている。ケース 4 から 7 はケース 3 の匿名化を微修正したものなので、母数も変化が小さい。なお匿名化が強化されると (α^*, θ^*) は全体的に左上に変化しているが、ケース 6 から 7 ではわずかに右下にずれている。

次に t 期の最尤推定値を $(\hat{\alpha}_t, \hat{\theta}_t)$ と見て、時系列変化を確認する。図 3 は 1 から 72 期まで $(t, \hat{\alpha}_t)$ を 8 ケースについてプロットした。同期間に超母集団の開示リスクは増大しているはずで、そのような増加トレンドが見られる。佐井至道教授の指摘のとおり、労働力調査では失業者に聞かない変数がある。故に失業率が低下すれば、個人情報により詳細になり開示リスクは増加する。図 4 は同時期の季節調整されていない失業率を示しており、右下がりのトレンドが見られる。

ケース 1 について $\hat{\alpha}_t$ の自己相関係数（コログラム）を図 5 に示した。時差 1 と 12 のピークが目立つ。時差 12 の自己相関はこれほどはっきりしないケースもあったが、時差 1 の自己相関は全ケースで目立つ。各月独立ではローテーションの情報を使い切っていないということになる。

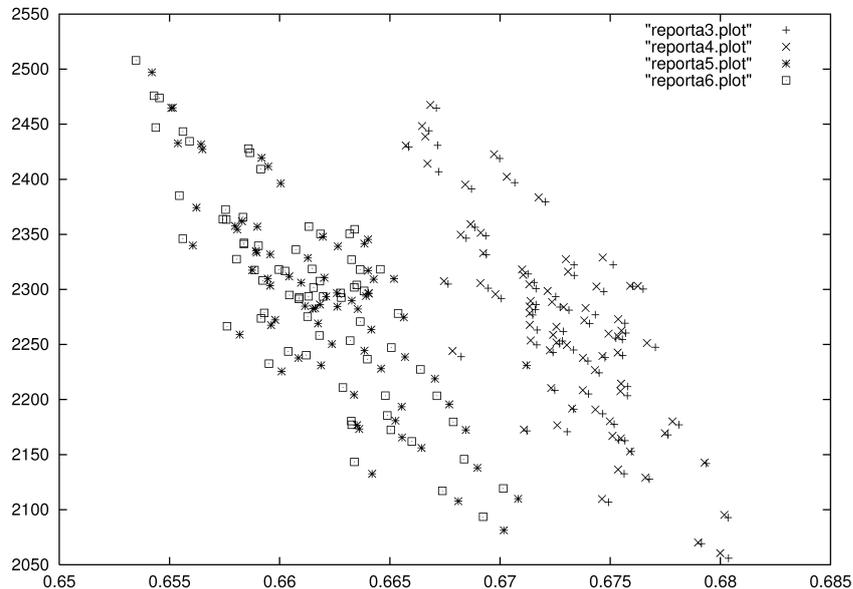


図 2: The plots of $(\hat{\alpha}, \hat{\theta})$ in Case 3-6

ここまで労働力調査の開示リスク評価について、時系列モデリングの必要性を示した。世界的に見ても、既存研究では時間的従属性を利用出来ていない。海外の研究ではクロスセクションのモデリングが複雑で、時系列構造を組み込むのは困難と思われる。一方、超母集団モデルは少数の母数でクロスセクションの開示リスクを表すので、時間依存を利用しやすい。幸い日本の時系列研究者は層が厚いので、協力して重要な貢献が出来るかと期待している。

付録：母集団一意数の推定手順

以下では標本サイズを n 、母集団サイズを \tilde{n} と記す。

1. 評価するキー変数とその精度を決める。
2. 決められたキー変数全てについてクロス集計する。つまり（高次元の）分割表を作り、各セルに所属するレコード数（度数）を数える。
 - 第 j セルの度数を f_j と書く。セル総数が J として $j = 1, 2, \dots, J$ だが、インデクスの順序はいつでも良い。
 - セル総数 J は、全てのキー変数のカテゴリー数の積である。連続変数であっても、開示リスク評価においては（攻撃者の持つ情報精度にあわせて）離散として扱うのが妥当である。
3. 空でないセルの度数の度数（寸法指標）を数える。

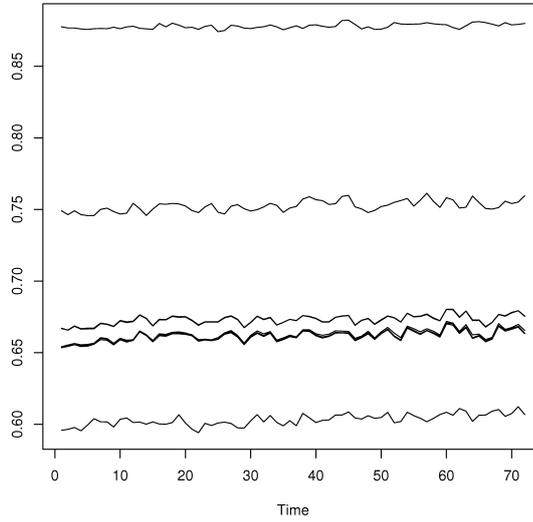


図 3: $\hat{\alpha}_t$ of Case 1-8

- $i = 1, 2, \dots, n$ について度数 i のセルの数を s_i と表す。つまり指示関数 $1(\cdot)$ を使えば、 $s_i = \sum_{j=1}^J 1(f_j = i)$ である。
- 最大のセルの度数が m ならば、 $m < i$ について $s_i = 0$ である。

4. データを生成した構造（確率分布）を推定する。

- 現実の母集団を無限母集団（超母集団）からの標本とみなす。この場合、手元の標本から超母集団の分布を推定すれば、母集団の挙動も推定される。
- 超母集団の分布として広義の Pitman モデルを仮定し、その母数を最尤推定する。
- Pitman モデルは 2 母数 (α, θ) を持ち、 α が負の場合と正の場合で分けて考えた方がよい。どちらの場合も $u = \sum_{i=1}^n s_i$, $n = \sum_{i=1}^n i s_i$ である。

(a) $0 \leq \alpha < 1, \theta > -\alpha$ について Pitman モデルの確率関数は (1) 式で表される。

(b) $\alpha < 0$ の場合は (1) 式で $\theta = -J\alpha$ とおき、さらに $-\alpha = \gamma$ とおく。すると一母数の確率関数を得る：

$$p(s_1, s_2, \dots, s_n) = \frac{n! J! \Gamma(J\gamma)}{\Gamma(J\gamma + n)} \prod_{i=0}^n \left(\frac{\Gamma(\gamma + i)}{\Gamma(\gamma) i!} \right)^{s_i} \frac{1}{s_i!} \quad (10)$$

ここで $\gamma > 0$ であり、 $s_0 = J - u$ である。

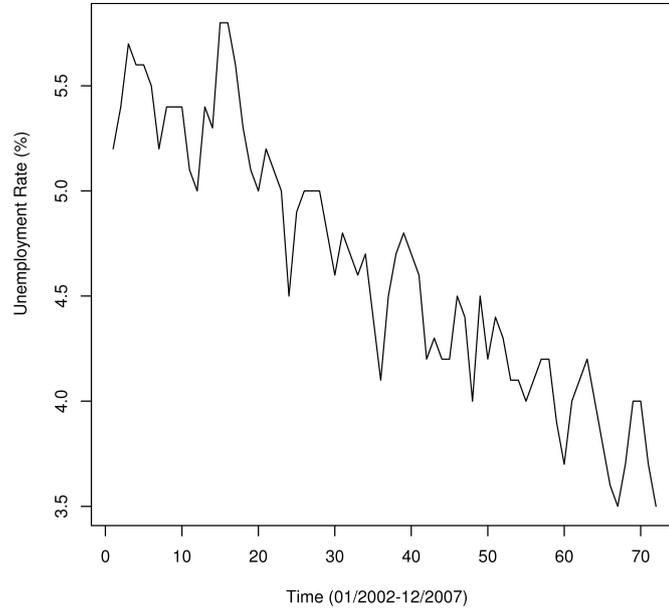


図 4: Unadjusted unemployment rate (01/02-12/07)

- モデル (1) を「(狭義の)Pitman モデル」と呼ぶ。モデル (10) を「多項ディリクレモデル」と呼ぶ。本来は AIC 等によりデータ依存でいずれかをモデル選択するのが良いが、ここでは簡易的な選択基準を示す：
 - (a) 母集団サイズ \hat{n} が総セル数 J より大の場合、多項ディリクレモデルを用いる。
 - (b) その他の場合は Pitman モデルを用いるが、尤度の最大化に失敗する（繰り返し計算が収束しない）場合、多項ディリクレモデルを用いる。
- 狭義の Pitman モデルの最尤推定は以下のように行えば良い。
 - (a) 対数尤度関数は (5) 式で与えられている。
 - (b) 最尤推定量は以下の同時方程式の解である。

$$\frac{\partial L(\alpha, \theta)}{\partial \theta} = \sum_{i=1}^{u-1} \frac{1}{\theta + i\alpha} - \sum_{i=1}^{n-1} \frac{1}{\theta + i} = 0,$$

$$\frac{\partial L(\alpha, \theta)}{\partial \alpha} = \sum_{i=1}^{u-1} \frac{i}{\theta + i\alpha} - \sum_{i=2}^n s_i \sum_{j=1}^{i-1} \frac{1}{j - \alpha} = 0.$$

- (c) $L(\alpha, \theta)$ の最大化は汎用最大化ルーチン (R の `optim()` 関数等) に任せても良いだろう。
- (d) 最尤推定値を自前で評価するなら、二次の微分係数 (6),(7),(8) 式を用いたニュートン＝ラフソン法が適当である。

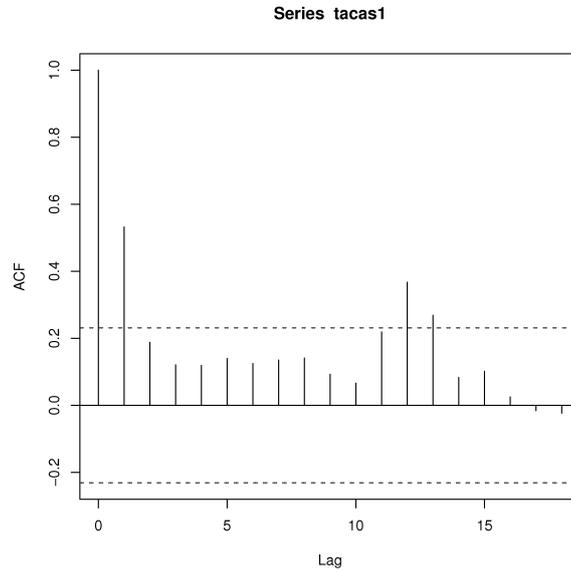


図 5: ACF of $\hat{\alpha}_t$ in Case 1

(e) 近似的モメント推定量 :

$$\hat{\theta} = \frac{nuc - s_1(n-1)(2u+c)}{2s_1u + s_1c - nc}, \quad \hat{\alpha} = \frac{\hat{\theta}(s_1 - n) + (n-1)s_1}{nu},$$

ただし $c = s_1(s_1 - 1)/s_2$ は、ニュートン=ラフソン法の初期値として使えない事もない。

(f) θ の推定は不安定なので、初期値をランダムに変えて繰り返し計算が同じ値に収束するか確認するのが望ましい。

- 多項ディリクレモデルの最尤推定は以下のように行えば良い。

(a) 対数尤度関数は定数を除いて

$$L(\gamma) = -\sum_{i=0}^{n-1} \log(J\gamma + i) + \sum_{i=1}^n s_i \sum_{j=0}^{i-1} \log(\gamma + j).$$

(b) 最尤推定値は尤度方程式

$$\frac{dL(\gamma)}{d\gamma} = -\sum_{i=0}^{n-1} \frac{J}{J\gamma + i} + \sum_{i=1}^n s_i \sum_{j=0}^{i-1} \frac{1}{\gamma + j} = 0$$

の解である。

- (c) $L(\gamma)$ の最大化は汎用最大化ルーチン (R の `optimize()` 関数等) に任せても良いだろう。
- (d) 最尤推定値を自前で評価するなら、二次の微分係数

$$\frac{d^2 L(\gamma)}{d\gamma^2} = \sum_{i=0}^{n-1} \frac{J^2}{(J\gamma + i)^2} - \sum_{i=1}^n s_i \sum_{j=0}^{i-1} \frac{1}{(\gamma + j)^2}$$

を用いたニュートン=ラフソン法が適当である。

- (e) 尤度関数は単峰であり、それほど初期値に依存せず最大化が可能である。ただ最尤推定値が無限大に発散する事はあり得て、それは確率関数が等確率 J 項分布である事を意味する。また最尤推定値が 0 の場合、狭義の **Pitman** モデルの方が適切と思われる。
- 狭義の **Pitman** モデルと多項ディリクレモデルの境界 ($\alpha = 0$) のモデルを **Ewens** モデルという。 **Ewens** モデルの確率関数は以下の通り：

$$p(s_1, s_2, \dots, s_n) = n! \frac{\theta^n}{\theta^{[n]}} \prod_{j=1}^n \left(\frac{1}{j}\right)^{s_j} \frac{1}{s_j!}. \quad (11)$$

- 同じデータについて **Ewens** モデルの最尤推定値を $\hat{\theta}_E$ と書き、 **Pitman** モデルの最尤推定値を $\hat{\alpha}, \hat{\theta}_P$ と書く。もし $\hat{\alpha} > 0$ ならば

$$\hat{\theta}_E > \hat{\theta}_P.$$

- 上の式は **Pitman** モデルのチェックに使える。また最尤推定の繰り返し計算の範囲を限定できる。
- **Ewens** モデルの尤度関数は単峰であり、最大化は容易である。

5. 同定されたデータ構造の下で母集団一意数の推定値 \hat{S}_1 を求める。

- (a) 狭義の **Pitman** モデルの場合、母数の最尤推定値を $\hat{\alpha}, \hat{\theta}$ と書けば (4) で推定される。
- (b) 多項ディリクレモデルの場合、母数の最尤推定値を $\hat{\gamma}$ と書けば

$$\hat{S}_1 = \hat{n}(J-1)\hat{\gamma} \frac{((J-1)\hat{\gamma}+1)((J-1)\hat{\gamma}+2)\cdots((J-1)\hat{\gamma}+\hat{n}-2)}{(J\hat{\gamma}+1)(J\hat{\gamma}+2)\cdots(J\hat{\gamma}+\hat{n}-1)}.$$

- これらの推定値はモデルの下での度数 1 のセル数の期待値である。
- 注1) **Ewens** モデルの母集団一意数推定式は、 **Pitman** モデルの推定式に $\hat{\alpha} = 0$ を代入して得られる。
- 注2) 等確率 J 項分布の母集団一意数推定値は $\hat{n}(1 - 1/J)^{\hat{n}-1}$ である。

参考文献

- [1] Charalambides, C.A. and Singh, J. (1988) A review of the Stirling numbers, their generalizations and statistical applications. *Communications in Statistics, Theoer. Meth.*, **17**, 2533–2595.
- [2] Hoshino, N. (2001) Applying Pitman’s sampling formula to microdata disclosure risk assessment, *Journal of Official Statistics*, **17**, 499–520.
- [3] 星野伸明 (2003) 「超母集団モデルによる個票開示リスク評価」, *統計数理*, **51**, 297–319.
- [4] Hoshino, N. (2009) The Quasi-multinomial Distribution as a Tool for Disclosure Risk Assessment, *Journal of Official Statistics*, **25**, 269–291.
- [5] 星野伸明 (2010) 「公的統計マイクロデータ提供制度の課題」, *日本統計学会誌*, **40**, 23–45.
- [6] Sibuya, M. and Yamato, H. (2001) Pitman’s model of random partitions. *数理解析研究所講究録*, **1240**, 64–73.
- [7] 総務省統計局 (2011) 『労働力調査標本設計の解説 (平成 20 年 4 月)』
- [8] Sweeney, L. (2002) k -Anonymity: a model for protecting privacy. *International Journal of Uncertainty, Fuzziness and Knowledge-based Systems*, **10**, 557–570.
- [9] 竹村彰通 (1991) 『現代数理統計学』, 創文社, 東京.
- [10] Yamato, H. and Sibuya, M. (2000). Moments of some statistics of Pitman sampling formula. *Bulletin of Informatics and Cybernetics*, **32**, 1–10.

Key Variable	Case 1	Case 2	Case 3	Case 4
Prefecture code	47		<u>6</u>	
Persons 15 years old & over	9			
– under 15 years old (male)	5			<u>4</u>
– under 15 years old (female)	5			<u>4</u>
Sex	2			
Relationship to the head	12			
Age	19			
Marital status	4			
Employment status	9			
Hours worked	3			
Occupation	9			
Organizational form	4			
Industry	79	<u>1</u>		
Number of persons engaged in enterprise	5			

Key Variable	Case 5	Case 6	Case 7	Case 8
Prefecture code	6			<u>1</u>
Persons 15 years old & over	<u>5</u>			
– under 15 years old (male)	4			
– under 15 years old (female)	4			
Sex	2			
Relationship to the head	12	<u>8</u>		
Age	19		<u>15</u>	
Marital status	4			
Employment status	9			
Hours worked	3			
Occupation	9			
Organizational form	4			
Industry	1			
Number of persons engaged in enterprise	5			

表 2: The number of categories

	Case 1	Case 2	Case 3	Case 4	Case 5	Case 6	Case 7	Case 8
α^*	.878	.752	.673	.673	.662	.661	.663	.603
θ^*	2608.7	7041.7	2260.1	2263.4	2287.0	2295.3	2224.5	6554.5

表 3: The center of the 72 months

パネルデータの作成の実情と課題

北村行伸

一橋大学経済研究所

1. はじめに

日本では1994年度より家計経済研究所によって「消費生活に関するパネル調査」が始まり、2000年代には21世紀COEプログラムが始まり、大型研究資金等を得ることによって、慶應義塾大学、一橋大学、大阪大学、東京大学、お茶の水女子大学等多くの大学がパネルデータ調査を実施し始めた。

同時に厚生労働省では「21世紀縦断調査」の名のもとに、2001年生まれの新生児、若年者、中高年者といくつかの年齢グループをターゲットにパネルデータ調査を始めた。また、経済産業省と一橋大学が共同でJapanese Study of Aging and Retirement (JSTAR)(通称「くらしと健康の調査」)を2005年より開始し、50歳以上75歳未満の高齢者4200名の健康状態や退職行動を調査している。

これらの調査では、パネル調査先進国の欧米での経験を参考に、調査設計、回収率の確保、サンプル脱落問題などに取り組んできた。多くの問題については想定できたが、中には、想定外の問題もあった。本稿では、そのような日本でのパネルデータ調査の経験から得られた知見を紹介し、皆さんと情報を共有したい。

言うまでもなく、私に関わった調査は多くのパネル調査の一部であり、必ずしも全体像を示すものではないことを、あらかじめお断りしておきたい。

2. パネルデータの調査設計

パネルデータ調査も基本的には統計調査法に基づいて設計され、実施されている。具体的な内容は調査によって違ってくるが、一般的な流れとしては次のようになっている。

(i) 調査目標の設定と調査票の作成

調査の目的と具体的な調査内容が設定され、それに応じて誤解なく答えられるように、後で解釈に困るようなことのないように、適切な質問項目を作る。その際、平均的な回答時間を考慮して質問の数や配列を決め、また個人属性に関する質問にも十分配慮することが必要である。調査票

には調査対象者の属性に関する質問(フェイス項目と呼ぶ)が含まれる¹。調査の内容に関わる項目は、回答内容を予め選択肢として用意したプリコード項目と質問に関する回答を自由に記入させる自由記述項目に大別できる。プリコード項目は回答しやすい反面、回答の選択肢が限定されており、予想外の答えには対応できないという問題がある。具体的には、多肢選択法(一つだけ選択)、無制限複数選択法(複数選択可)、制限複数選択法(選択数を制限)、完全順位法(全てに順位を付ける)、一部順位法(一部選択して順位付けする)などがある。自由記述項目は数値記入法と文字記入法がある。統計分析では数値記入法によるデータが最も用いられるが、質的情報としてプリコード項目の選択肢を用いることもある。質問の設定の仕方には気を付けるべき点もあるし、回答拒否を誘うような質問は回避し、事実と評価を区別することも重要である。

(ii)調査仕様の決定

調査の対象となる母集団を決め、抽出単位が個人か世帯か法人かを定める。調査対象を母集団全てとする場合には全数調査(悉皆調査)、一部を取り出す場合を標本調査という。全数調査には多大な費用と労力がかかるので、一般に標本調査が行われる。また調査期間や費用、調査対象となる標本数も決める必要がある。パネルデータを収集するためにはそれなりのノウハウが必要であり、実際には経験を積んだ各省庁統計担当部局あるいは民間調査会社が仕様を決めて、調査の予算に応じて標本数が決まっているようである。

(iii)標本の抽出

標本抽出の方法は無作為抽出法(random sampling)と有為抽出法(purposive selection)の2つがあり、一般には無作為抽出法が用いられることが多い。母集団の中から標本として等確率で抽出されるような方法が無作為抽出法とよぶ。この無作為抽出の方法はさらに分類することができるが、ここでは代表的な層別抽出法(stratified sampling)と2段階抽出法(two-stage sampling)について見ておきたい。層別抽出法は属性の構成比率の予備知識を利用して母集団を層別し、各層に対して、住民基本台帳などの台帳(フレーム)から乱数を用いて標本を抽出する。層別化しない単純無作為抽出法より精度が高いとされている²。2段階抽出法は母集団を地域によって1次抽出単位(都道府県、市町村等)に分け、まず1次抽出単位を抽出した後で、その単位から標本を抽出する。この2つの抽出方法を組み合わせた層別2段階抽出法では母集団をいくつかの層に分け、層ごとに2段階抽出を行うものであり、全国規模の主要な調査がこの方法を採用している。母集団から標本を抽出するためには、母集団全ての対象が含まれている台帳が必要になるが、世帯であれば、国勢調査や住民基本台帳に基づくことが多い。企業であれば、事業所統計調査、工業統計調査、商業統計調査などの企業センサスや国税庁資料に基づく営利法人名簿、帝国データバン

¹属性を表わす代表的なフェイス項目としては、性別、年齢、学歴、職業、年収、労働経験年数、婚姻形態、住居形態、住所、同居家族、兄弟姉妹の有無、職歴、父母の状況、子供の数などがある。

²JSTARでは、この方法を用いて全国から5市を選んで、その中で無作為抽出を行ってサンプルを選択している。この5市の選択にあたっては調査協力が自治体から得られることなどを理由としており、実際にサンプルの回収率が60%に達するなど、通常のパネルデータ調査の回収率をはるかに上回る結果を得ている。

クのデータベース等に基づいて抽出されることが多い。

(iv) 調査票による調査の実施

調査票に答えてもらうためには一般に次のような方法がとられることが多い。①面接調査 この調査は調査員が直接調査対象者のところまで出向き、調査への協力を依頼する。この方法では回答がその場で得られるため確実に情報が取れるし、調査員が記入するので間違いも少ない。しかし、限られた時間で質問するために質問項目は限定され、記憶に頼るような質問に対しては誤差が入ってくる可能性が高い。②郵送調査 この調査では調査票を郵送で送りつけ一定期間後に郵送によって回収するものであるが、対象者の時間の都合に応じて答えられるし、その分時間も多少かかるような質問もできる。しかし、対象者の自主性に依存しているために回収率は一般に低い。③電話調査 この方法は対象地域の電話帳から無作為に電話番号を抽出して対象者を選ぶものであり、調査費用は上の2つと比べるとかなり安くつく。しかし、電話帳から無作為抽出したとしても、対象地域に住む住民が特定の属性や時間帯によって回答者が偏る場合には問題となる。④留置調査 調査員が調査対象者の住居を訪問し、調査の主旨を説明し、調査票を配布し一定期間内に記入しておくことを頼む。一定期間後、調査員が調査票を受け取りに再び訪問し、調査票に記入漏れがないかどうかを確かめた上で、調査票を回収する。この方法は面接法に近いが一定期間時間を置くので、かなり多項目の調査も可能になる。また、調査員が複数回訪問することで、信頼関係が生まれることも調査にとってはメリットである。パネルデータ調査のように継続的に同一対象者に調査を依頼する場合には、費用はかかるが、この留置法によることが望ましい。⑤集合調査 これは一定の場所に対象者を集めて回答してもらう方式で、学校、会社、病院など人が集まってくる場所が対象になることが多い。これも標本の代表性という意味では問題があるが、一度に回答が回収できるということで費用節約的な調査方法である。

(v) 調査結果の編集・集計

回収された調査票には様々な誤差が入っており、データとして入力する前にそれらの誤差を出来る限り修正する。単純な記入ミスや回答方法の誤解などで適切な回答が類推できる場合には修正を施す。質問とは関係のない答え方をしているものなどは無回答扱いとする。これらの作業は個々の問題に当たってみなければ一般的な解決方法が在るわけではない。調査実施者は修正に恣意性が入らないように厳密な手続きを決めておく必要がある。有効な調査票を標本数で割り、回収率を計算しておくことも重要である。またパネルデータでは累積した脱落者数や脱落率も把握しておくべきである。

パネルデータは具体的には次の3種類の調査方法によって集められている。

(i) クロスセクション調査で調査対象が複数回の調査で重複しているケース

このタイプの調査はパネルデータを作成する目的で行われたわけではなく、一定の条件を満たす経済主体が必ず調査対象となるようにデザインされたものである。例えば、証券取引所に上場

しているすべての企業は『有価証券報告書』を財務省に提出する必要があるが、『有価証券報告書』の企業財務データを同一企業について複数年つなぎ合わせれば企業のパネルデータを作ることができる。同様に経済産業省で調査している『企業活動基本調査』は資本金 2000 万円、従業員数 50 名以上の製造業を中心とするすべての企業を調査対象としている。この調査でも、従業員数が 50 名以下になるか、廃業するのでなければ必ず繰り返し調査対象になるので、事後的にパネルデータとして再構成することが可能になる。これらの調査では一定の条件を満たす主体がすべて調査の対象になるという意味では標本調査ではなく(ある種の全数調査・悉皆調査)、調査対象が途中で理由もなく脱落するという問題もほとんどない。しかし、各年の連続性は意識されておらず、回答者も年によって交代することも多いので、場合によっては、回答者の理解の違いや記入誤差によってデータが大きくぶれることもある。このタイプのデータを利用する場合には、データの非連続性が本当の変化なのか誤差なのかを注意深く吟味する必要がある。

(ii) クロスセクション調査で調査対象が一定期間継続して調査に参加し、一定の割合で調査対象が入れ替わるケース

この調査はパネルデータ調査と考えることもできるが、一般的にはクロスセクション調査として設計されている。具体的な例としては総務省の『家計調査』がある。この調査では 6 ヶ月間同一の家計が家計簿をつけ、毎月 6 分 1 のサンプルが入れ替わる。詳細な家計簿を 6 ヶ月連続して付けることには、調査対象にかなりの負担を強いることになるが、海外の同様の家計調査ではインタビュー形式ではるかに短い期間(例えば 1 週間分)の消費について調査しているのに過ぎないことと比べると信頼のおける調査となっている。また毎月の調査の連続性という意味でも 6 分の 5 が前月と同じ家計であることから、標本の交替による不連続性は小さい。この調査は全国の二人以上の一般世帯および単身の一般世帯を対象に、全国の市町村から調査市町村を抽出し、抽出された調査市町村から調査単位区を抽出した後に、調査単位区の中から調査世帯を抽出する層化 3 段抽出法によっている。調査世帯の交替は 1 調査単位区 6 世帯を単位として全国で毎月 6 分の 1 ずつ行っている。

(iii) パネルデータ調査で調査世帯の交替は行わない

これは当初より同一主体を継続的に調査し、統計を蓄積することを目的に設計されている。このタイプの調査としては、例えば、財団法人家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査』(通称 家計研パネル)がある。この調査は 1993 年から毎年実施されており、1993 年時点で満 24 歳から 34 歳の 1500 人の女性をコーホート A として、1998 年時点で満 24 歳から 27 歳の 500 人の女性をコーホート B として追跡調査している。調査は全国の都道府県を 8 ブロックに分類し、そのブロックを都市規模によって 13 大都市、その他の市、町村に分類した層化 2 段無作為抽出を行っている。また調査票を留め置いて一定期間後に回収するという留置法を用いているのでインタビュー形式に見られる記憶違いなどの問題は少ない。しかし逆に時間が経つにつれてサンプルが脱落していく問題はある。この点については後述する。

調査上の問題点

既に何度も論じてきたように、パネルデータ調査は同じ対象を繰り返し調査するという点でこの対象の時間を通じた変化を捉えることができ経済行動を分析する上で非常に有益ではあるが、そのことは同時に時間を通して回答者集団の母集団に対する代表性が次第に失われていくという問題を抱えていることも意味している。

この問題はいくつかの理由で生じる。第一にパネルデータ調査に対して慣れてくることによって回答に歪みが生じる可能性がある。第二に以前の調査の回答に縛られて正直な回答ができないということも考えられる。第三に次第に調査に参加することがわずらわしくなり回答拒否(脱落)するようになり、第四に転居などによって追跡が難しくなるということも考えられる。

パネルデータ調査において代表性が確保されているかどうかは5つのレベルで検討されるべきである。

(i) 標本設定時脱落による歪み

パネルデータ調査では母集団から無作為抽出した標本に対して、調査に先立ってモニターの受諾を確認する。この時点で拒否されるケースを標本設定時脱落という。この結果、脱落した標本が以後のパネルデータ調査にもたらず歪み(偏り)を測定することは難しい。というのは脱落した標本からは一度も調査を行っていないからである。しかし抽出過程で性別、年齢、地域などの住民代表ベースの情報が用いられていれば、それを用いて調査不能になったグループと調査回収できたグループを比較し、調査不能グループに対しても調査に対する回答を予測(推定)することが可能になる。この推定結果と実際のパネルデータ調査の結果を対照すれば、調査不能グループのもたらした歪み(偏り)が推計できる。このように、標本設定時に脱落したり、調査のかなり初期に脱落するグループに対しては母集団の同位置層から代替標本を無作為抽出して補填することが多いが、その新たに選んだグループが調査不能グループの歪みを補正していることを確かめることが必要になる。

(ii) 継続時脱落による歪み

ある程度、調査を継続したのちに何らかの理由で脱落する標本もある。これがまったくランダムに発生しているのであれば大きな問題ではないが、脱落が一定の理由によるシステムティックなものであれば、それは問題を含んでいる。この歪み(偏り)を評価するためには、途中で脱落した調査継続標本が脱落する前までに回答していた数値を調査継続して脱落してない標本と比較することで、その歪みを評価することができる。

(iii) 調査慣れがもたらす歪み

調査慣れや以前の調査の影響によって回答にどの程度歪みがもたらされているかは、新たに

無作為抽出した標本と比較することで評価できる。この評価のために新たな標本を導入するという事は費用もかかるし、実際の手間も大きい。この種の歪みが大きいとわかっている場合には、調査自体に慣れを生じさせないような工夫、過去の調査の影響を少なくする質問の仕方を考えるべきであろう。

(iv) 回答者の同一性の確認

パネルデータ調査を訪問留置法によって行う場合、標本抽出された本人ではない他の家族が回答するケースも見られる。具体的な数値データであれば、矛盾に気づくことも多いが、意識調査に対する回答に別人の回答がパネルデータとして入ってくると、深刻な誤差を生じさせることになり、この問題に対しては回答者が本人であるかどうかの確認を調査票に入れることが重要である。

(v) 回答誤差

パネルデータ調査で同一の質問を複数回に亘って行う場合、回答に誤差が見られることがある。もちろん本当に意見が変わる場合もあるだろうが、回答者が違っていたり、回答時点での心理状態が違うといったことも考えられる。パネルデータ調査における各回のマージナル分布が同じで、前回と今回のクロス表がほぼ対称という条件を満たすならば、各回答者には本来の態度があり、態度の強度に応じていくつかの集団に分類され、態度強度が異なると質問に対する回答選択の確率が異なる、各質問に対する回答誤差は独立である等を仮定して回答誤差を推計するモデルを構築することができる。

3. 脱落問題

上述の調査上の問題点の中でも、標本が一定期間後に脱落していくケースは広範に見らるが、この問題が検討されることは、これまで統計実務家など一部の関係者に限定されていた。しかし、近年、パネルデータの利用が増えるに従い、またパネルデータの蓄積が進むに従い、脱落サンプルの問題は認知されるようになってきた。

脱落サンプルの実態

まず限定的ではあるが、脱落サンプルが実際のパネルデータ調査でどの程度起こっているのかを確認しておこう。パネルデータ調査の先進国であるアメリカでは代表的なパネルデータ調査である The Panel Study of Income Dynamics (PSID) に関して脱落サンプルの問題が詳細に検討されている、1968 年には 4802 家族が標本抽出され³、翌年には 88%の家族が残り、12%が脱落している。以後、1989 年に至るまで年率 2.5-3%が脱落し、1989 年時点で 49%の家族が残り、51%

³ 4802 家族の内、2930 家族(5 分の 3)がミシガン大学の The Institute of Social Research 附属の Survey Research Center (SRC)の台帳(フレーム)から選択され、残りの 1872 家族(5 分の 2)が The Bureau of the Census の Survey of Economic Opportunity(SEO)に含まれている低所得家計(SMSA に入っている)台帳から選ばれた。

が累積して脱落していった。1993年、25年後時点で残っているオリジナルサンプルは約10%であると言われている。すなわち、四半世紀後にはオリジナルサンプルの90%はいずれかの時点で脱落してしまったことになる。

脱落の理由は転居、死亡、家族全体の非回答などが挙げられている。脱落者の属性を分類すると、(1)社会扶助、(2)未婚者、(3)高齢者、(4)有色人種、(5)低学歴、(6)労働時間が短い、(7)低賃金、(8)借家住まい、を満たす家族である可能性が高いことがわかった。これは、脱落者が一般的には社会的に低い地位にいる可能性が高いことを意味している。しかし、脱落者の中には高所得者も含まれていることも確認されている。

我が国のパイオニア的パネルデータ調査である『消費生活に関するパネルデータ調査』(通称家計研パネル)(家計経済研究所)でも脱落サンプル問題が出ており、平成15年度版『家計・仕事・暮らしと女性の現在:消費生活に関するパネルデータ調査(第10年度)』の第III部で、この調査がどの程度問題となっているかを論じている。この調査は1993年より始まっており、2003年で10回の調査が行われているが、その内訳は、1993年時点で24-34歳1500人で始まったコーホートAと1998年度から24-27歳500人で始まったコーホートBに分かれる。その内、脱落サンプルはコーホートAで471人、コーホートBで175人、合計656人となっている。脱落比率に直すとコーホートAが31.4%、コーホートBが35%となっている。この数字をアメリカのPSIDの10年目の数字である30.3%と比べるとほぼ同程度の脱落率であることがわかる。

村上(2003)は脱落理由を分析している。過半数を占める「詳細不明」を別にすると、コーホートAでは「多忙」(25.1%)、「転居先不明」(12.5%)、「(長期)不在」(10.6%)となり、コーホートBでは「多忙」(24.1%)、「転居先不明」「(長期)不在」「結婚」がそれぞれ12.0%となっている。さらにデータを詳しく見ると、調査の初期の段階では「家族の反対」が多く、時間がたつにつれて就職・転居・結婚などのライフイベントの発生によって脱落していく傾向がある。復活したサンプルと復活しなかったサンプルを比べると、「死亡」「転居先不明」などのように物理的に不可能な場合、調査そのものに不信感、負担感がある場合は復活していない。「結婚」「離婚・別居」「転居」「家族の反対」などの理由を挙げる人も復活していない。「結婚」「家族の反対」は結婚相手が調査に反対するケースが多いと言われている。これは質問が本人のみならず、結婚相手やその両親にまで及ぶためであると思われる⁴。「離婚・別居」「転居」を機に脱落するのはいろいろな意味で心機一転したいので、継続的な調査もやめてしまいたいということであろう。逆に、復活しうるのは「(長期)不在」「入院中」「体調不良・病気」「多忙」「出産」「就職・転職」「家族の病気・不幸」など脱落理由が一時的なものである場合に限られる。

坂本(2003)は脱落サンプルの統計的特性を考察している。方法としては「継続回答者」と「脱落

⁴日本の場合、広い意味で結婚を理由に脱落しているサンプルが無視できないほどある。結婚前後の労働供給や出産、育児などの行動を分析することは、女性パネルデータ分析では焦点となるトピックであり、それに該当するサンプルが脱落していくことは統計調査としても重要な問題である。村上(2003)が指摘しているように、対象者およびその家族に調査の意義を理解してもらい信頼関係を築くこと、対象者が多忙な場合にも回答が得られるような工夫をすること、対象者に感謝の気持ちを伝えることなど、地道な努力が必要であることが強く認識されている。

者」を分け、前年の回答データの平均値を比較している。それによると、脱落しやすい属性は、(1)年齢が若い、(2)未婚者、(3)低学歴、(4)有業者、(5)高所得者、(6)子供の人数が少ない、(7)結婚予定者、(8)核家族、となっている。これらの理由は一部アメリカの脱落理由と重なるが、有業で高所得者ほど脱落しやすいというのは逆である。また結婚を機に調査から脱落するというのもこの調査の特徴となっている⁵。

このように、パネルデータからの脱落という同一の行動を見ても、それぞれの国、それぞれの調査によって脱落理由もパターンも異なっている。しかし、脱落率の低い調査はいずれも調査機関が調査対象に対して積極的にアプローチし、移動しても追跡調査するなど、かなりの努力をしていることが見て取れる。これはパネルデータ調査を継続的に行う上で重要な点であり、この眼に見えない努力がパネルデータの利用価値を高めていることを認識しておく必要があるだろう。

脱落問題に関連して、東日本大震災の被災者あるいは本人は被災していなくとも被災地域に居住している人の反応はどうかという点について情報を提供しておきたい。

『慶応家計パネル調査(Keio Household Panel Survey: KHPS)』は2004年1月より調査を開始し、2011年3月で8回目の調査を終了したところである。2011年3月11日の東日本大震災では、被災地域にも調査対象サンプルが含まれており、回答の回収に時間がかかったが、被災地域以外では前年度からの回収率が94.0%(2968サンプル中2789サンプルが回答)に対して、被災地域では91.3%(264サンプル中241サンプルが回答)となり、若干の落ち込みは見られるが、大きな差ではないと調査を行った中央調査社では判断している。実際には、多くの調査は3月11日以前に終了しており、被災によって回答不可能になったというより、調査員が被災したことで調査票の回収が難しくなったケースが見られるということである。

家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査』は毎年9月に調査を行っており、慶応パネル調査のように直接的に調査期間中に大震災の影響を受けた訳ではないが、逆に大震災後時間が経っており、居住地域の変更や離職などが発生している可能性があり、8月現在では所在確認の意味も含めてお見舞い状を郵送しているところである。

もう一つ論じておきたいのは、脱落率によるが、10年ぐらいで半減するとすれば、サンプル数がある程度確保したければ10年に一回ぐらい新しい調査サンプルを追加する(new waveの追加)必要が出てくる。家計研パネルではすでに3回(第5回(1997)、第11回(2003)、第16回(2008))新しいウェーブを追加している。慶応家計パネルでも2007年度に1400件の新しいサンプルを追加している。また、21世紀縦断調査でも2010年5月10-24日(平成22年出生児)に生まれた全ての新生児を新ウェーブとして追加している。

このように、途中で新しいウェーブを追加してサンプル数を確保するという考え方は正当化できるのだろうか。もちろん理想的には、最初にサンプリングされた対象が脱落せずに継続的に回答してくれれば、パネルデータとしての蓄積は進み、経済主体のライフサイクルを通じた変化をより

⁵ 同様の脱落問題に関する研究は慶応家計パネル調査でも行われている。

厳密に追うことが可能になる。しかし、実際には脱落という現実があり、サンプル数が低減していく事実は何の対処もしないですまされるものでもない。そのような事実に対する対処法として新しいウェーブの追加が行われているのである。

パネルデータのサンプルサイズ維持の難しさが、日本でパネル調査を実際に行ってみて次第に実感としてわかってきたのであるが、そもそもパネルデータとして何年ぐらいのデータ蓄積が必要なのか(期間Tのサイズ)についても考える必要がある。例えば、クロスカントリーのパネルデータ、企業財務のパネルデータであれば、景気循環の1サイクル程度(5-8年)あれば、何らかの分析が出来るのに対して、個人ベースのパネルデータであればライフサイクルを通してのデータ蓄積が望ましい。しかし、次節で述べるように調査研究費は無限に続くものではない。これに対する解決策は第5節で論じたいと思う。

4. 政府統計と大学を中心とした研究機関の統計との違い

政府統計は統計調査自体に厳密に目的が設定されており、それから逸脱した質問は出来ない。政府省庁間の縦割り行政のために、個人や家計を総合的に調査することが難しい。それに対して大学の統計では、調査目的に強い縛りがなく、総合的に調査することが可能である。しかし、政府統計ほどの行政上の強制力はなく、回答拒否率も高いなどの弱点もある。

大学で集めているパネルデータは大型科学研究費等を財源として収集されているものであり、大型科研の支給が打ち切られると維持することが難しくなる。近年の大型科研の資金配分の考え方は、拠点となる大学間での競争をベースにしており、それぞれの拠点が特色のある研究テーマを提示し、それに応じたパネルデータ調査を行っている。従って、どこかの拠点での調査が維持できなくなっても、他の拠点での調査で取って代わるということは出来ないというのが実情である。

各大学は各自で開始したパネルデータ調査を今後とも維持するか、ある程度で区切りがついたところで終了するかの決断を迫られている。また継続を決断した大学は資金調達と後継者の育成に努めなければならない。かなりの規模の調査費を競争的資金として、獲得し続けるのは相当難しいと言わなければならないだろう。大学を中心としたパネルデータ調査は危うい基盤の上に乗っているということを知っていただきたい。

もちろん政府統計も財政削減のあおりをうけて大幅な見直しが行われており、こちらでも明るい見通しは立っていない。指定統計が突然打ち切りになるというような状況は何としても回避する必要があるし、承認統計であっても、「21世紀縦断調査」のように、政府が作っている唯一の家計パネルデータであり、このデータを維持することの意義は極めて大きい。

政府統計の重要性は広く認識されているし、大学統計と比較してもその規模も内容も充実しているが、実際の有用性はその利用によって証明されるべきものである。政策立案に関連して決定的に重要な研究が政府統計をつかって行われたというような実績が積み重なって初めて、政府の政策立案にとってこれらの統計が不可欠であると論じることができるのではないだろうか。この点では、政府統計の公開、2次利用の促進が強く望まれるところである。

もう一つ、政府統計と大学統計の違いについて触れておきたい。それは、パネルデータの性格を反映した設問になっているかということである。具体的には、パネルデータの特徴は、①継続して同じ質問を繰り返し、②過去にさかのぼって経験を聞く、③政策変更に対する反応を聞くことができる場所にあり、その特徴を生かすことによって、これまでのクロスセクション統計にない分析が出来るのである。

ところが、厚生労働省が実施している「21世紀縦断調査」ではパネルデータとしての設問の意識が低いのではないかと危惧される程、継続して調査している変数が極めて少ない。実際に、『21世紀出生児縦断調査』では出生児の身長、体重、親の収入、子育て費用などが継続してとれる数少ない変数である。この統計は統計行政上は指定統計ではなく承認統計であり、実施機関内だけで調査項目が設定でき、外部から質問事項に関するチェックが必要のない統計になっており、パネルデータとしての価値が損なわれているように思われる。ただ、『21世紀出生児縦断調査』のために弁明しておく、通常のパネル調査は成熟した大人の家計行動の継続的な調査であり、大きな変化は雇用状況や健康状態を除けばそれほどないので、ある程度、同じ質問を繰り返すことが意味がある。それに対して、2001年の出生児に関しては、成長の記録として、身長体重などを記録する他には、年とともに変化していく子供の関心事や時間の使い方などを聞く必要があり、これは毎年変化していくものであり、必然的に質問内容も継続性がなくなることはやむを得ない面がある。また、この年齢からのパネルデータ調査は世界でも珍しい試みであり、必ずや長期的には価値のあるパネルデータとなると評価できる。

大学発のパネルデータ調査は、家計経済研究所の『消費生活に関するパネルデータ調査』での経験もあり、パネルデータとしての特色を生かしたものになっているように感じられる。また、設問自体に大学院生を含む大学研究者が直接に参加できる機会があるということは、きわめて貴重な経験になっており、広い意味での後継者育成の役割を果たしていることも重要である。

5. 今後のパネル統計調査のありかた

政府財政がひっ迫しており、潤沢な資金が統計調査に回るような環境にないことは周知の通りである。また、少子化、核家族化、単身世帯化する中で、統計調査を従来の方で行ってはいは回収率や脱落問題から解放されることはない。

これらの問題に対して、完全な解決策は無いが、個人識別番号(通称「マイナンバー」)、企業識別番号を導入してレジスター情報(行政記録情報あるいは業務情報)からパネルデータを作る仕組みは魅力的な代替策である。

Røed and Raaum (2003)が論じているように、北欧では個人識別番号をマッチング・キーにして、様々な組み合わせのパネルデータを作ることが可能になっており、実際に作られている。家計関連の情報のうち、所得、社会保障、税、教育、労働(雇用)関係のものはレジスター情報としてかなり手に入るの、基本的に個人識別番号を持つすべての市民に対して、パネルデータを作成することができ、これまでのように新規のパネルデータ調査を費用をかけて行う必要はなくなる。また、

行政記録であれば、脱落や回答拒否は原則としてない⁶。

一般的な行政記録情報や業務統計をパネル化するためには、そのデータが長期間にわたって保存されていることが必要だが、多くの業務統計は、これまで情報保存コストがそれなりに高かったために、一定期間後廃棄されることが多く、また他の目的で利用することを考慮していないがために、加工して目的外利用することが極めて煩雑になっている情報が多い。

すなわち、これまで行政記録・業務統計は各省庁が独自の業務目的のために、データ管理会社を選択し、全く他の利用を考慮に入れない汎用性のないデータベースを構築し、利用してきた経緯がある。レジスター情報を利用するためには、この業務目的に特化したデータベースを汎用性・互換性・接続性のあるものに変えていく必要がある。つまり、レジスター情報を別目的で利用することを視野に入れて、一般目的技術 (general purpose technology) を用いたデータベースへの変換が求められているのである。

また、同時に年金記録問題で明らかになったように、業務情報を当事者がチェックできる仕組みを作る必要がある。これによって行政記録の自己点検、修正が可能になる。

レジスター情報を用いてパネルデータを作ることは、識別番号を導入すれば即解決できる問題ではなく、さらに広範な省庁間のデータベースの調整が必要になることは重ねて指摘しておきたい。しかし、これらのコストをかけても長期的にレジスター情報からパネルデータを作成するという試みは安価で確実な統計情報の収集方法であると考えられる。我が国政府には一考を促したい。

6. データアーカイブの設置

政府統計であれ大学統計であれ、莫大な資金を投入して収集されたマイクロデータ、パネルデータの維持管理のためのデータアーカイブセンターの設立が望まれることは言うまでもないだろう。

一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センターでは、戦前期からの政府統計資料およびその関連の地域データ、マイクロデータを収集し公開している。しかし、政府統計のデジタル情報を継続的に保管し、維持管理するという機能は、残念ながら今のところ果たしていない。多くのデジタル情報も、時間がたつにつれて、適切に維持保管しなければ劣化して、使用に耐えなくなる。政府統計はある程度の時間がたつと顧みられることがなくなり、維持管理がおろそかになる。このようなデータを維持管理するには大学の研究施設が最適だと思われる。

東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターでは、民間研究機関や政府各省が独自に行った統計法に係らない調査の1次データをSSJデータアーカイブとして収集し、保管、公開してきた。

これらの大学機関の実績とノウハウを生かしながら、パネルデータの保管、維持、公開が責任のある機関で行われることが望ましいだろう。

例えばパネルデータ収集が終了し、研究プロジェクトが解散したとしても、集められたパネルデータ

⁶ レジスター情報の統計データへの変換に関しては Wallgren adn Wallgren(2007)を参照。もちろん、すべての個人行動がレジスター情報として記録されている訳ではないので、消費等の個人行動の把握については標本調査が必要となる。

は後の世代の研究者が、全く別の問題意識から利用したいという要請が出てくる可能性がある。とりわけ1990年代から2000年代にかけては日本社会は劇的な変化を遂げた時期であり、この時期に日本社会で起こったことを統計的に解析する意義はかなり大きいものがある。それらの情報を伝える第1次資料であるパネルデータを保存しておくことは真剣に検討すべき課題である。

7. おわりに

日本における社会経済に関する実証研究が盛んになるにつれて、パネルデータを利用した研究が増えていくことは想像に難くない。政府統計も大学を中心とした民間統計も、その公開や利用を促進するという点では認識を共にしている。

1990年代にたまたま、パネルデータ分析という手法の面白さに引き込まれて研究を始めた者として、日本においてパネルデータがこれだけ蓄積されてきたことに、そして実際に多くのパネルデータ調査に関与してきたことに対して、個人的にも感慨深いものがある。また、その過程で、多くの新しい困難に直面してきたことはここで述べた通りである。

今後とも社会経済の問題が無くなることはなく、パネルデータを用いて解決策を立てようという試みは、その方法論や応用分野でも広がりを見せるだろう。そして、パネルデータの作成、質の改善、利用の促進、方法論上の向上などすべての側面において、多くの問題に直面することだろう。この点に関しては皆さんのご協力、ご理解なしには一歩も進まない。絶大なるご支援と知的貢献を期待する次第である。

参考文献

北村行伸(2005)『パネルデータ分析』、岩波書店

坂本和靖(2003)「誰が脱落するのか—「消費生活に関するパネル調査」における脱落サンプルの分析」、財団法人家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査(第10年度)―家計・仕事・暮らしと女性の現在』、国立出版局、pp.123-136.

村上あかね(2003)「なぜ脱落したのか—「消費生活に関するパネル調査」における脱落理由の分析」、財団法人家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査(第10年度)―家計・仕事・暮らしと女性の現在』、国立出版局、pp.115-123.

Røed, Kunt and Raaum, Oddbjørn (2003) “Administrative Registers-Unexplored Reservoirs of Scientific Knowledge?”, *The Economic Journal*, 113, F258-F281.

Wallgren, Anders and Wallgren, Britt (2007) *Register-based Statistics: Administrative Data for Statistical Purposes*, Wiley.

国民生活基礎調査の匿名化

厚生労働省大臣官房統計情報部
社会統計課国民生活基礎調査室長
上田 響

はじめに

平成 23 年 4 月、内閣府統計委員会より答申を得て、提供を開始することとなった「平成 16 年国民生活基礎調査の匿名データ」については、多くの利用者に活用いただき、匿名化措置等に関する忌憚のないご意見を頂くことにより、更なる充実を図りつつ、提供年次を拡大していきたいと考えているところである。

今般、国民生活基礎調査とその匿名データ化について紹介させていただく機会を頂戴したことに感謝いたしたい。

1 匿名データについて

匿名データとは、統計法第 36 条における定義において「一般の利用に供することを目的として調査票情報を特定の個人又は法人その他の団体の識別（他の情報との照合による識別を含む。）ができないように加工したものをいう。」とされているが、一般的に十分な理解が得られているとは言い難い状況がある。

外観から識別できる情報や一般に入手可能な情報との組み合わせにより、被調査者が識別されないように確実に秘匿措置を施す必要がある一方で、過度な秘匿が有用性を低減させてしまうこととなり、秘匿性と有用性のバランスをどのように折り合いをつけるのか、非常に難しい判断となる。そのため、匿名データを作成するにあたっては、十分な検討時間が必要であることはもちろん、匿名化が一般国民に与える効果という点で、本体調査への影響を十分に考慮したものであることが重要である。

2 平成 16 年国民生活基礎調査の匿名データを作成する理由

厚生労働省の調査においては、

- (1) 統計法で定める基幹統計調査として、学術研究や高等教育においても利用ニーズが高く、また、国民からの注目度も高いこと
- (2) 「世帯」を対象とした調査であり、事業所や企業を対象とした調査よりも比較的匿名化しやすいこと
- (3) 平成 16 年調査は大規模調査であり、多様な調査事項を広範囲に渡り調査しているが、被調査者の特定リスクが低減されるという観点から、調査実施から 5 年以上を経過していること
これらの理由により、平成 16 年国民生活基礎調査の匿名データを作成・提供することとした。

3 調査の概要

この調査は、保健、医療、福祉、年金、所得等国民生活の基礎的事項を調査し、厚生労働行政の企画及び運営に必要な基礎資料を得ることを目的とするものであり、昭和61年を初年として3年ごとに大規模な調査を実施し、中間の各年は小規模な簡易調査を実施することとしている。

また、厚生労働省が行う各種世帯調査の調査客体を抽出するための親標本を設定する。

なお、大規模調査年は、世帯票、健康票、所得票、貯蓄票、介護票の5種類の調査票による調査としているが、簡易調査年は、世帯票、所得票の2種類の調査票について、しかも調査事項も基本的なものに絞った形での調査としている。この調査事項の数についてみると、大規模調査年は中間の簡易調査年の2倍の調査事項を調査している。

4 調査事項

- (1) 世帯票；性、出生年月、世帯主との続柄、配偶者の有無、医療保険の加入状況、公的年金・恩給の受給状況、家計支出額 等
- (2) 健康票；傷病の状況、通院・通所の状況、健康意識、悩みやストレスの状況、健康診断等の受診状況 等
- (3) 介護票；要介護度の状況、介護が必要となった原因、介護者の状況、居宅サービスの利用状況等
- (4) 所得票；所得の種類別金額、課税等の状況、生活意識の状況 等
- (5) 貯蓄票；貯蓄現在高、借入金残高 等

5 調査の対象

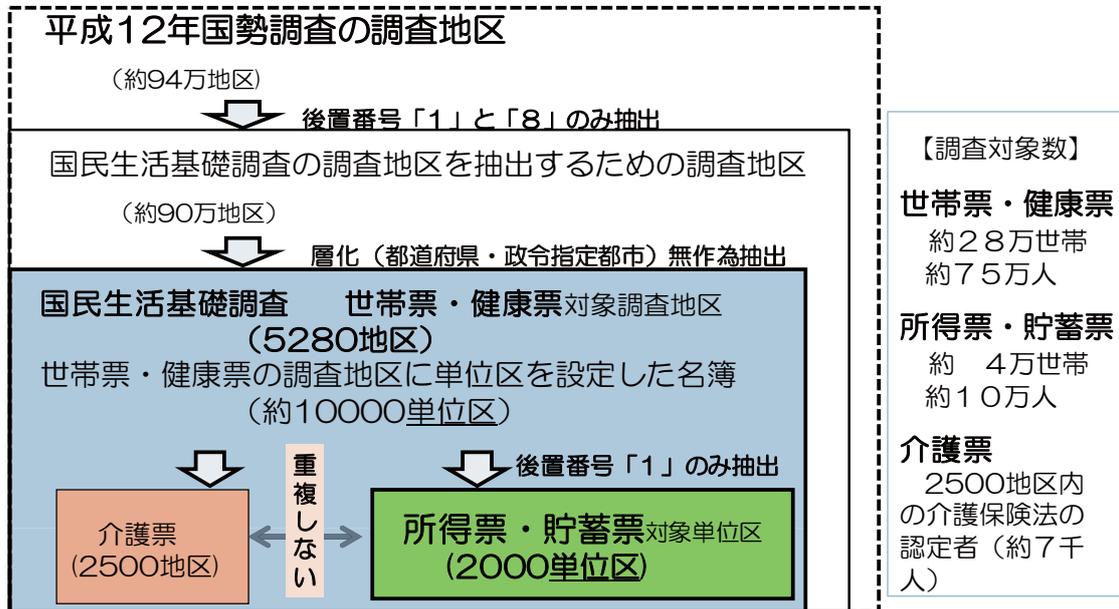
平成12年国勢調査の調査地区（約94万地区）のうち、世帯が居住する地区（後置番号1，8）であり、人口がゼロでない調査地区（約90万地区）から、都道府県・政令指定都市を層化基準として無作為抽出された、国勢調査地区（約5,280地区）に居住する全ての世帯（約28万世帯）及び世帯員（約75万人）を世帯票・健康票の対象とした。

この世帯票・健康票対象地区から、介護票の対象地区を更に無作為抽出（約2,500地区）し、介護保険法上の要介護者及び要支援者（約7千人の在宅者）を対象とした。

また、世帯票・健康票の各対象地区（50～60世帯が居住）を概ね半分（20～30世帯）に地理的に分割した単位区（約10,000単位区）を設定した名簿を用いて、介護票対象地区とは重ならないよう抽出された単位区（約2,000単位区）に居住する全ての世帯（約4万世帯）及び世帯員（約10万人）を所得票・貯蓄票の対象とした。

この単位区制は、推計精度の向上、調査員負担の平準化のために採られたものである。

(概要図)



調査の対象：調査地区(単位区)内の全ての世帯及び世帯員

※ 単位区は、一つの調査地区(50~60世帯)をおおむね20~30世帯ごとに地理的に分割したもの。

6 調査結果の推計方法

(1) 世帯票・健康票

高齢者世帯などの属性別「推計世帯数」等について、各県の世帯人員数を補助変量とする比推定により推計値を算出。全国推計値は各県の推計値を合計している。

(2) 所得票・貯蓄票

各県の調査地区数、調査単位区数を用いたウェイトにより、高齢者世帯などの属性別の「構成割合」、各金額階級別「構成割合」を表章するとともに、「1世帯当たり平均所得・平均貯蓄額」等についても表章している。

7 調査の方法

厚生労働省より各都道府県、保健所、あるいは福祉事務所を経由し、調査員により世帯を訪問して行われる留置(一部面接聞き取り)調査により行った。

8 匿名化の基本的方針

全国消費実態調査等、総務省の4世帯調査は、長期に渡る一橋大学との共同研究で蓄積された知見があったので、新統計法の施行と同時に匿名データの提供が開始された。

本調査の匿名化に当たっては、その匿名化技法を検討の中心とした。加えて、本調査の標本設計、調査事項が多様である等の特徴を踏まえ、人口・社会統計、医学統計等の学識経験者の協力による2年間にわたる調査研究によって得られた秘匿方法を本調査の匿名データの作成方針とした。

被調査者である世帯・世帯員の特定リスクを避けるために必要な秘匿措置と、学術研究及び高等教育における有用性の確保は不可欠であり、相互の関係はトレードオフの関係であることを十分考慮し、今回は、初回の提供でもあることから、相対的には秘匿性を優先して作成したところである。

ただし、有用性にも配慮し、各調査票データをリンケージした2種類の提供用データを作成した。

9 匿名データの特徴

今回作成した2種類の提供用データの特徴は以下のとおりである。

いずれも世帯単位でのリサンプリングとなるが、提供用データは世帯員単位で構成するデータとなる。

(1) 世帯票・健康票のデータをリンケージ（匿名データA）

本調査は、都道府県・政令指定都市別に世帯数等を推計できる調査設計であるから、母集団への復元を行うための拡大乗数が付与されている。

今回の提供用データは、多様な調査事項と詳細な地域情報の組み合わせによる調査客体の特定を回避するために、地域区分は提供しない。また、集落抽出である本調査の特徴を踏まえ、元々の拡大乗数が保持する地域情報を秘匿するため、リサンプリングデータには、日本人人口と提供用データの全世帯員数の比を拡大乗数として付与し、全国推計が可能となるようにした。

この提供用データの利用は、特に人口、社会統計分野での分析等を想定している。

(2) 世帯票・健康票・所得票・貯蓄票のデータをリンケージ（匿名データB）

本調査は、世帯の属性別の構成割合、各金額階級別の構成割合、1世帯当たり平均所得額等について統計を作成する設計としており、提供用データも同様の利用が可能となるように再調整した結果、リサンプリングデータでは一律のウエイトとなるため、母集団への復元を行うための拡大乗数は付与していない。この提供用データの利用は、特に社会保障に関する研究における、世帯の属性別平均所得額等の分析を想定している。

これらの匿名データA、Bの抽出は、複数の調査事項の組み合わせによる世帯特定リスクを考慮し、重複しないようにリサンプルしている。

なお、介護票については、本調査のサンプルサイズが約6千人と極めて小さいため、匿名データ化しないこととした。

10 適用した匿名化技法について

本調査は、集落抽出によって設定した調査区内の全ての世帯及び世帯員を悉皆で調査しているという特性、複数の調査票情報を接続して匿名化すること等からもたらされる固体識別リスクを踏まえた、次の匿名化技法を適用した。

(1) 識別情報の削除等

①リサンプリング

国勢調査地区を用いて、調査地区（又は単位区）、更に当該地区内の世帯についてリサンプリングし、全国推計が可能となるよう、全国一律の拡大乗数となるよう調整した結果、全体として約2割のリサンプリング率となった。

世帯票・健康票のリンケージを行った匿名データAについては、本調査のサンプルサイズ約22万世帯のうちの約4万世帯分であり、世帯員単位の提供データ数は約10万件となっている。

所得票・貯蓄票のリンケージを行った匿名データBについては、本調査のサンプルサイズ約2万5千世帯のうちの約6千世帯分であり、世帯員単位の提供データ数は約1万6千件となっている。

②直接的な識別情報の削除

本調査は集落抽出であるという特徴、また、多様な調査事項と詳細な地域情報の組み合わせによる調査客体の特定を回避するため、地域区分は秘匿した。また、世帯及び世帯員の特定リスクを考慮し、所得、課税等は世帯単位の合計額を提供することとし、種類別の内訳は削除した。

③裾切りによるデータ削除

世帯人員が8人以上の世帯、父子世帯については、外部から比較的容易に把握可能な属性であること、また、母集団である国勢調査における出現率も低いことから、世帯単位でレコードを削除した。

(2) 識別情報の階級区分の統合

①トップ（ボトム）コーディング

極端に大きな（小さな）値は、上限（下限）を設けて統合する。世帯員の年齢については、一定の値以上でまとめる措置を行う。出現率を考慮した結果、85歳以上で統合する。また、世帯の総所得額及び貯蓄現在高等については、一定以上の金額をトップコーディングすることで、所得等が極端に大きい世帯の特定を防ぐこととした。

②リコーディング

世帯員の年齢については、分類の程度を粗いものとし、原則5歳階級別とした。

③出現頻度の低い選択肢のある項目

出現頻度の低い選択肢のある項目については、当該選択肢を「その他」等に統合した。

1 1 今後の課題について

諮問第 34 号の答申「国民生活基礎調査に係る匿名データの作成について」（平成 23 年 4 月 22 日府統委第 52 号）において、学術研究上の有用性も非常に高いという観点より、以下の点について今後速やかに検討する必要があるとされた。

- (1) 地域表章の可能性についての検討
- (2) 世帯員単位でのリサンプリングによる匿名データの作成の可能性の検討
- (3) 所得の種類別の内訳や世帯員別の所得の提供の可能性の検討
- (4) 本調査は 3 年毎に大規模調査が実施されていることを踏まえ、提供時期の短縮についての検討
- (5) 高齢化の進展及び高齢者に関する分析の重要性を踏まえ、年齢階級のトップコーディングを人口構成に応じて行うことの検討
- (6) トップコーディング及びボトムコーディングが行われた変数については、海外における提供事例を踏まえ、当該トップコーディングを行った変数の基本統計量等の提供の可能性の検討

これらの課題については、本匿名データにおける今年度の利用実績を踏まえつつ、外部有識者の意見等も頂きながら、具体的な検討に入りたいと考えている。なお、既に提供実績があり、新たな匿名化技法の検討課題についても本調査と共通部分を持つ総務省とも連携をとりながら、これらの課題への対応として、新たな匿名化技法の方針ができ次第、統計委員会への諮問答申を行い、次の匿名データ提供へと繋げていきたい。

1 2 匿名データの利用にあたって

国民生活基礎調査の匿名データについては、利用にあたっての留意点等を厚生労働省のホームページ、「利用の手引き」などにより詳細に説明しているが、特に以下の点について留意して頂きたい。

- (1) 提供データは「貸与」となるため、返却が必要
- (2) 高等教育目的等による利用に際しては、調査票情報等の利用に関する統計倫理的な教育も併せて必要
- (3) 秘匿措置を施しているため公表されている数値とは一致しないなど、秘匿措置を十分理解した利用が必要
- (4) 研究成果は必ず公表されること

また、利用にあたっての匿名化技法及び運用等についての意見・要望等は、今後の匿名化の検討に直接活かしていきたいと考えているため、厚生労働省の提供窓口にて集約していきたい。

13 おわりに

国民生活基礎調査については、昭和61年の調査開始以来、政府統計調査に対する国民の信頼をよりどころとして実施してきているところではあるが、一方で、調査環境の悪化により回収率も年々低下傾向にあるなど、調査実施に伴う諸課題については、引き続き検討を重ね、より充実した調査にしていきたいと考えている。

今回、厚生労働省で初めて匿名データを提供する国民生活基礎調査については、本調査がこれまで積み上げてきた国民からの信頼を維持できる確実な秘匿措置を講じたと考えているが、利用者におかれても、適切な匿名データの管理による利用をお願いしたい。

今後も引き続き、統計法の「社会の発展に寄与することを通じて国民に還元する」という理念のもと、有用性を高めた匿名データの作成及び提供ができるよう、利用者のご意見を頂きながら、検討を続けていきたい。

厚生労働省

国民生活基礎調査【世帯票】

(平成16年6月10日調査)

指定統計第116号
国民生活基礎調査設計

健康所名

調査員氏名

世帯番号		地区番号		世帯番号		世帯番号	
住所の種類		居住状況		世帯の区分		世帯の状況	
(1) 世帯主との続柄	(2) 居住状況	(3) 世帯の区分	(4) 特定の世帯員	(5) 所得	(6) 所得	(7) 乳幼児	(8) 世帯収入
(9) 世帯員	(10) 世帯主との続柄	(11) 性別	(12) 出生年月	(13) 配偶者の有無	(14) 医療保険の加入状況	(15) 公的年金・恩給の受給状況	(16) 世帯収入
(17) 世帯収入	(18) 「所得を伴う仕事の有無」と「就業希望の有無と理由」	(19) 現在の公的年金の加入状況	(20) 別居している子の有無				

◎在宅の6歳以上の者で1面の(16)欄が「1 手助けや見守りを必要とする」者の者及び(17)欄が「1 要介護認定を受けている」者のみ記入。

◎在宅の15歳以上の者で1面の(18)欄の所得を伴う仕事の有無が「1」～「4」の仕事ありの者のみ記入。複数の仕事をした者は労働時間を除いて主な仕事について記入。休業していた者は休業前の状況について記入。

世帯番号	(21) 仕事のある者のみ記入 「勤めか自営かの別」と「仕事の内容(職業分類)」	(22) 雇用関係の加入状況 「就業開始時期」及び「通勤時間」	(24) 手助けや見守りを要する者の世帯員番号	(25) 日常生活の自立の状況	(26) 手助けや見守りを要する者との続柄	(27) 同別居の別	(28) 性
01	<p>【職業分類番号】</p> <p>(企業規模・官公庁の別)</p> <p>1 経営者(個人あり) 2 経営者(個人なし) 3 家族従業員 4 会社・団体等の役員 5 一般常雇者 6 1年以上1年未満の契約の雇用者 7 日々又は1月未満の契約の雇用者 8 家庭内職者 9 その他</p> <p>(勤め先での呼称)</p> <p>1 正社員の職員・従業員 2 パート 3 アルバイト 4 労働者派遣事業所の派遣社員 5 契約社員・嘱託 6 その他</p> <p>9 官公庁</p>	<p>【就業開始時期】及び「通勤時間」</p> <p>(現在の主な仕事に就いた時期)</p> <p>1 大正 2 昭和 3 平成</p> <p>(5月24日～30日の1週間に仕事をした日数・時間)</p> <p>1 加入している 2 加入していない</p>	<p>1面の (9)欄から転記</p>	<p>日常生活の自立の状況</p> <p>1 何らかの障害等を有するが、日常生活はほぼ自力で外出できる</p> <p>2 屋内での生活はほぼ自立しているが、介助なしには外出できない</p> <p>3 屋内での生活は要し、日中もベッド上での生活が主体であるが、1日中ベッド上で過ごす</p> <p>4 1日中ベッド上で過ごす必要とする</p>	<p>1 配偶者 2 子 3 子の配偶者 4 父母 5 その他の親 6 事業者 7 その他</p>	<p>1 同居 2 別居</p>	<p>1 男 2 女</p>
02	<p>【職業分類番号】</p> <p>(企業規模・官公庁の別)</p> <p>1 経営者(個人あり) 2 経営者(個人なし) 3 家族従業員 4 会社・団体等の役員 5 一般常雇者 6 1年以上1年未満の契約の雇用者 7 日々又は1月未満の契約の雇用者 8 家庭内職者 9 その他</p> <p>(勤め先での呼称)</p> <p>1 正社員の職員・従業員 2 パート 3 アルバイト 4 労働者派遣事業所の派遣社員 5 契約社員・嘱託 6 その他</p> <p>9 官公庁</p>	<p>【就業開始時期】及び「通勤時間」</p> <p>(現在の主な仕事に就いた時期)</p> <p>1 大正 2 昭和 3 平成</p> <p>(5月24日～30日の1週間に仕事をした日数・時間)</p> <p>1 加入している 2 加入していない</p>	<p>1面の (9)欄から転記</p>	<p>日常生活の自立の状況</p> <p>1 何らかの障害等を有するが、日常生活はほぼ自力で外出できる</p> <p>2 屋内での生活はほぼ自立しているが、介助なしには外出できない</p> <p>3 屋内での生活は要し、日中もベッド上での生活が主体であるが、1日中ベッド上で過ごす</p> <p>4 1日中ベッド上で過ごす必要とする</p>	<p>1 配偶者 2 子 3 子の配偶者 4 父母 5 その他の親 6 事業者 7 その他</p>	<p>1 同居 2 別居</p>	<p>1 男 2 女</p>
03	<p>【職業分類番号】</p> <p>(企業規模・官公庁の別)</p> <p>1 経営者(個人あり) 2 経営者(個人なし) 3 家族従業員 4 会社・団体等の役員 5 一般常雇者 6 1年以上1年未満の契約の雇用者 7 日々又は1月未満の契約の雇用者 8 家庭内職者 9 その他</p> <p>(勤め先での呼称)</p> <p>1 正社員の職員・従業員 2 パート 3 アルバイト 4 労働者派遣事業所の派遣社員 5 契約社員・嘱託 6 その他</p> <p>9 官公庁</p>	<p>【就業開始時期】及び「通勤時間」</p> <p>(現在の主な仕事に就いた時期)</p> <p>1 大正 2 昭和 3 平成</p> <p>(5月24日～30日の1週間に仕事をした日数・時間)</p> <p>1 加入している 2 加入していない</p>	<p>1面の (9)欄から転記</p>	<p>日常生活の自立の状況</p> <p>1 何らかの障害等を有するが、日常生活はほぼ自力で外出できる</p> <p>2 屋内での生活はほぼ自立しているが、介助なしには外出できない</p> <p>3 屋内での生活は要し、日中もベッド上での生活が主体であるが、1日中ベッド上で過ごす</p> <p>4 1日中ベッド上で過ごす必要とする</p>	<p>1 配偶者 2 子 3 子の配偶者 4 父母 5 その他の親 6 事業者 7 その他</p>	<p>1 同居 2 別居</p>	<p>1 男 2 女</p>
04	<p>【職業分類番号】</p> <p>(企業規模・官公庁の別)</p> <p>1 経営者(個人あり) 2 経営者(個人なし) 3 家族従業員 4 会社・団体等の役員 5 一般常雇者 6 1年以上1年未満の契約の雇用者 7 日々又は1月未満の契約の雇用者 8 家庭内職者 9 その他</p> <p>(勤め先での呼称)</p> <p>1 正社員の職員・従業員 2 パート 3 アルバイト 4 労働者派遣事業所の派遣社員 5 契約社員・嘱託 6 その他</p> <p>9 官公庁</p>	<p>【就業開始時期】及び「通勤時間」</p> <p>(現在の主な仕事に就いた時期)</p> <p>1 大正 2 昭和 3 平成</p> <p>(5月24日～30日の1週間に仕事をした日数・時間)</p> <p>1 加入している 2 加入していない</p>	<p>1面の (9)欄から転記</p>	<p>日常生活の自立の状況</p> <p>1 何らかの障害等を有するが、日常生活はほぼ自力で外出できる</p> <p>2 屋内での生活はほぼ自立しているが、介助なしには外出できない</p> <p>3 屋内での生活は要し、日中もベッド上での生活が主体であるが、1日中ベッド上で過ごす</p> <p>4 1日中ベッド上で過ごす必要とする</p>	<p>1 配偶者 2 子 3 子の配偶者 4 父母 5 その他の親 6 事業者 7 その他</p>	<p>1 同居 2 別居</p>	<p>1 男 2 女</p>

国民生活基礎調査【健康票】

(平成16年6月10日調査)

指定統計第116号 国民生活基礎調査

秘

調査員が記入
地区番号 単位数番号 世帯番号

記入上のお願ひ：お答えは、あてはまる番号に○をつけてください。なお、12歳未満の方及び障害などのためにご自分で記入できない方については、保護者、介護者が協力して回答してください。また、ご自分ではわからない質問には、ご家族と相談のうえ記入してください。

1 男 2 女 1 明治 2 大正 3 昭和 4 平成 年 月 生

質問1 あなたは病院や診療所に入院、又は、介護保険施設に入所中ですか。

1 はい 2 いいえ

* 介護保険施設とは、指定介護療養型医療施設、介護老人保健施設及び指定介護老人福祉施設をいいます。

質問2 あなたはここ数日、病気やけがなどで体の具合の悪いところ(自覚症状)がありますか。

1 ある 2 ない

補問2-1 それは、どのような症状ですか。あてはまるすべての症状名の番号に○をつけてください。その中で最も気になる症状名の番号を番号記入欄に記入してください。

01 熱がある 02 体がだるい 03 眠れない 04 いらいらしやしい 05 もの忘れする 06 頭痛 07 めまい 08 目のかすみ 09 物を見づらい 10 耳なりがする 11 きえにくい 12 動悸 13 息切れ 14 前胸部に痛みがある
15 せきやたんが出る 16 鼻がつまる・黄汁が出る 17 ゼイセイする 18 胃のもたれ・むねやけ 19 下痢 20 便秘 21 食欲不振 22 腹痛・胃痛 23 痔による痛み・出血など 24 歯が痛い 25 歯ぐきのはれ・出血 26 かみにくい 27 発疹(じんましん) 28 かゆみ(湿疹・水虫など)
29 肩こり 30 腰痛 31 手足の関節が痛む 32 手足の動きが悪い 33 手足のしびれ 34 手足が冷える 35 足のむくみやだるさ 36 尿が出にくい・排尿時痛い 37 頻尿(尿の出る回数が多い) 38 尿失禁(尿がもれる) 39 月経不順・月経痛 40 骨折・ねんざ・脱臼 41 切り傷・やけどなどのけが 42 その他

補問2-2 最も気になる症状に対して、なんらかの治療をしていますか。あてはまるすべての番号に○をつけてください。

1 病院・診療所に通っている(往診、訪問診療を含む) 2 あんま・はり・きゅう・柔道整復師(施術所)にかかっている 3 薬をのんだり、つけたりしている 4 それ以外の治療をしている 5 治療をしていない

次の頁の質問にお答えください。

質問9 あなたはたばこを吸いますか。あてはまる番号1つに○をつけてください。

1 吸わない 2 毎日吸っている 3 時々吸う日がある 4 以前は吸っていたが1か月以上吸っていない

質問10 あなたは過去1年間に、健診(健康診断や健康診査)や人間ドックを受けたことがありますか。【ここからの質問は、20歳以上の方がお答えください。(20歳未満の方は質問終了です)】

1 ある 2 ない

補問10-1 どのような機会に健診を受けましたか。あてはまるすべての番号に○をつけてください。また、直近の健診の番号についても番号記入欄に記入してください。

1 市区町村で行う健診(医療機関で行う場合も含む) 2 職場における健診 3 学校における健診 4 人間ドック(市区町村や職場など上記1~3以外の健診で行うもの) 5 その他 直近の健診 番号

※ 以後、直近の健診についてお伺いします。健診の結果、何らかの指摘を受けましたか。(健診結果にあわせて書面に記載されている場合を含む) 補問10-2 健診結果の記載例 健診結果の記載例 血圧が高めの場で検取を踏まえました。再度検査を受けて下さい。医療機関を受診して下さい。など 最終的に、医療機関を受診するように勧められましたか。(検査目的の受診を除く) 1 はい 2 いいえ

その後、医療機関に行きましたか。 1 はい 2 いいえ

補問10-3 健診を受診したことをきっかけに、自分の健康管理に注意を払うようになりましたか。 1 はい 2 いいえ 3 どちらともいえない 質問11へ

補問10-4 それは、どのような理由で受けなかったのですか。あてはまるすべての番号に○をつけてください。

01 知らなかったから 02 時間がとれなかったから 03 場所が遠いから 04 費用がかかるから 05 検査等(採血、胃カメラ等)に不安があるから 06 その時、医療機関に入通院していたから 07 毎年受ける必要性を感じないから 08 健康状態に自信があり、必要性を感じないから 09 心配な時はいつでも医療機関を受診できるから 10 結果が不安なため、受けたくないから 11 めんどうだから 12 その他

質問11 あなたは過去1年間に、がん検診を受けましたか。あてはまるすべての番号に○をつけてください。

1 胃がん検診 2 肺がん検診 3 子宮がん検診 4 乳がん検診 5 大腸がん検診 6 1~5は受けていない * これらががん検診については、健診(健康診断や健康診査)や人間ドックの中で受診したものとみなします。

ご協力ありがとうございました。

質問3 あなたは現在、傷病(病名やけが)で病院や診療所(医院、歯科医院)、あんま・はり・きゅう・柔道整復師(施術所)に通っていますか。(往診、訪問診療を含む)

1 通っている 2 通っていない → 質問4へ

補問3-1 どのような傷病(病名やけが)で通っていますか。あてはまるすべての傷病名の番号に○をつけてください。その中で最も気になる傷病名の番号を番号記入欄に記入してください。また、最も長く病院や診療所(医院、歯科医院)等に通っている傷病についても、傷病名の番号を番号記入欄に記入してください。

Table with 16 columns of medical conditions and a form for entering the number of the most concerning condition. Includes categories like 呼吸器系, 消化器系, 循環器系, etc.

補問3-2 最も長く通っている傷病で通い始めてどれくらいの期間になりますか。あてはまる番号1つに○をつけてください。(他の病院や診療所(医院、歯科医院)等へ通っていた期間も含みます。)

Table with 3 columns for duration: 1 1未満, 2 1週~1月未満, 3 1月~3月未満, 4 3月~6月未満, 5 6月~1年未満, 6 1年~5年未満, 7 5年~10年未満, 8 10年~20年未満, 9 20年以上

質問4 あなたは病名やけがなどで、5月中に支払った費用(介護保険の利用者負担は含まれません)はいくらでしたか。

なお、千円未満は四捨五入してください。また、支払った費用がない場合は0と記入してください。

Form for entering payment amount: 万円, 千円

注) お子さま方たちの費用を、保護者の方などが支払われた場合には、お子さま方たちの調査票にその費用を計上してください。

病名やけがなどで、5月中に支払った費用の記入について
ここには病名になったり、けがをしたりして、5月中に支払った費用の合計を記入してください。
次のような費用が含まれます。
○病院や診療所などで支払った費用
・医療保険の自己負担分
・差額ベッドなどの保険適用外費用
○保険薬局で支払った費用
○市販の薬や包帯など
なお、次のような健康維持・増進・予防等のために要した費用は含まれません。
○正容な化粧・美容に要する費用
○人間ドックや健診(健康診断や健康診査)などの検診費用
○予防接種(インフルエンザなど)の費用
○健康の維持・増進を目的としたたスポーツジムの入会金や利用料金など

【6歳未満の方及び入院、又は、介護保険施設に入所の方は質問終了です。】

【ここからの質問は、6歳以上の方がお答えください。(6歳未満の方及び入院、又は、介護保険施設に入所の方は質問終了です。)]

質問5 あなたは現在、健康上の問題で日常生活に何か影響がありますか。

1 あ る 2 な い → 質問6へ

補問5-1 それはどのようなことに影響がありますか。あてはまるすべての番号に○をつけてください。

- 1 日常生活動作(起床、衣服着脱、食事、入浴など) 4 運動(スポーツを含む)
2 外出(時間や作業量などが制限される) 5 その他
3 仕事、家事、学業(時間や作業量などが制限される)

質問6 ここ1か月間に、健康上の問題で1日中床についていた日数はいくらありましたか。あてはまる番号1つに○をつけてください。

1 ない 2 1~3日 3 4~6日 4 7~14日 5 15日以上

質問7 あなたの現在の健康状態はいかがですか。あてはまる番号1つに○をつけてください。

1 よい 2 まあよい 3 ぶつう 4 あまりよくない 5 よくない

【ここからの質問は、12歳以上の方がお答えください。(12歳未満の方は質問終了です。)]

質問8 あなたは現在、日常生活で悩みやストレスがありますか。

1 あ る 2 な い → 質問9へ

補問8-1 それは、どのような原因ですか。あてはまるすべての原因の番号に○をつけてください。その中で最も気になる原因の番号を番号記入欄に記入してください。

Table with 20 categories of stressors and a form for entering the most concerning number. Categories include family relationships, work, health, and social life.

補問8-2 悩みやストレスを、どのように相談していますか。あてはまるすべての番号に○をつけてください。また、最も気になる悩みやストレスについてどのように相談していますか。あてはまる番号の主なものを3つまで番号記入欄に記入してください。

Table with 11 categories of consultation methods and a form for entering the most concerning number. Categories include family, friends, school, and professional help.

次の頁の質問にお答え下さい。

国民生活基礎調査【所得票】

(平成16年7月15日調査)

厚生労働省

指定統計第116号
国民生活基礎統計

地区番号 単市区番号 世帯番号

世帯区分
1 単身世帯者の世帯
2 単身世帯者を送り出している世帯
3 その他の世帯

調査票住所名

調査員氏名

Table with columns for sex (1 male, 2 female), age, and income types (employment, pension, etc.) with corresponding amount fields.

所得の種類 (Income Type) section with checkboxes for various income sources like social security, dividends, etc.

国民生活基礎調査【貯蓄票】

(平成16年7月15日調査)

厚生労働省

指定統計第116号
国民生活基礎統計

地区番号 単市区番号 世帯番号

調査員が記入

質問1 あなたの世帯に以下に掲げる貯蓄はありますか (平成16年6月末日現在)。

- (1) 郵便局、銀行、信用金庫、農業協同組合などの金融機関への貯蓄 (預金) (定期貯蓄、普通預金、定期貯蓄 (預金)、積立貯蓄 (預金)、当座預金等)
(2) 生命保険、個人年金保険、損害保険、簡易保険 (郵便局の原簿商品・年金型商品) のこれまでに払い込んだ保険料 (掛け捨ての保険は除きます)
(3) 株式、株式投資信託、債券、公社債投資信託、金銭信託・貸付信託 (株式等は6月末日の時価、債券等は額面で計算)
(4) その他の預貯金 (財形貯蓄、社内預金等)

(1)~(4)のいずれかが「有」の世帯のみ右欄に合計金額を記入してください。

質問2 あなたの世帯の貯蓄現在高は昨年 (平成15年6月末日) と比べて変わりましたか。

Increased, Decreased, or No Change section with reasons for change.

質問3 あなたの世帯に土地・家屋の購入、耐久消費財の購入、教育資金等の生活のために必要な資金の借入金はありますか (平成16年6月末日現在)。

Borrowing section with amount and purpose fields.

ご協力ありがとうございました。

(平成16年6月10日調査)

地区番号	単位数番号	世帯番号

問1 この調査票の回答者

- 1 介護が必要な者 2 主に介護する者
 1. 2以外の者(3 配偶者 4 子 5 子の配偶者 6 父母 7 その他)

問2 介護が必要な方の性別と出生年月(あてはまる番号を○で囲み、年と月を記入してください。)

(1) 性別	1 男	2 女			
(2) 生まれた年月	1 明治	2 大正	3 昭和	年	月

問3 要介護度の状況

現在(平成16年6月)

1 要介護1	2 要介護2	3 要介護3	4 要介護4	5 要介護5	6 要介護5
1年前(平成15年6月)	1 要介護1	2 要介護2	3 要介護3	4 要介護4	5 要介護5
7 自立と認定された	8 認定を申請中	9 認定を申請していない			

問4 介護が必要となった原因(2つ以上ある場合には、すべての番号を○で囲み、主たる原因の番号を記入してください。)

01 脳血管疾患(脳出血、脳梗塞、脳卒中等)	02 心臓病	03 がん(悪性新生物)
04 呼吸器疾患(肺炎等)	05 関節疾患(リウマチ等)	06 痴呆
07 パーキンソン病	08 糖尿病	09 視覚・聴覚障害
10 脊髄損傷	11 高齢による衰弱	12 その他()
13 不明	14 主たる原因	

問5 居宅サービスの利用状況(5月中に利用したサービスの番号を○で囲み、5月中の利用日数を記入してください。)

1 訪問系のサービス(訪問介護、訪問入浴介護、訪問看護、訪問リハビリテーション)	介護保険等の公的サービス	5月中のサービス利用日数
2 通所系のサービス(通所介護、通所リハビリテーション)		
3 短期入所サービス(短期入所生活介護、短期入所療養介護)		
4 配食サービス		
5 外出支援サービス		
6 要具類等洗濯乾燥消毒サービス		

問6 介護保険によるサービス(問5の1~3に当てはまるサービス)を受けていない理由(介護保険によるサービスを利用していない理由の番号をすべて○で囲んでください。)

- 1 家族介護で何とかやっているといる
 2 介護が必要な者本人でなんとかやっているといる
 3 他人を家に入れたくない
 4 外出するのが大変
 5 どのようなサービスがあるかわからない
 6 サービスを受ける手続きがわからない
 7 利用者負担が払えない
 8 受けたいサービスがない
 9 その他()

保健所名

調査員氏名

問7 介護保険施設における施設サービスの希望状況(介護が必要な方、主に介護する方のそれぞれが回答してください。介護が必要な方が本人が答えられない状態の場合は番号に×をつけてください。)

介護保険施設における施設サービスを希望する	1	主に介護する者本人
介護保険施設における施設サービスを希望しない	2	主に介護する者本人

問8 主に介護する者の介護時間(あてはまる番号を○で囲んでください。)

- 1 ほとんど終日 2 半日程度 3 2~3時間程度 4 必要な時に手をかす程度 5 その他

問9 主に介護する者以外の介護する者の状況(主に介護する方以外の介護する方(事業者を除く)がいる場合のみ(1)~(6)を記入してください。2人以上いる場合は、介護時間の多い方について回答してください(続柄は介護が必要な方との続柄です。))

(1) 人数	主に介護する者以外の介護する者の数 () 人					
(2) 同別居	1 同居の者	2 別居の者	3 同一家庭・敷地	4 同一市区町村	5 その他の地域	6 その他
(3) 性別	1 男	2 女				
(4) 年齢	1 19歳以下	2 20~29歳	3 30~39歳	4 40~49歳		
(5) 続柄	1 配偶者	2 子	3 子の配偶者	4 父母	5 その他の親族	6 その他
(6) 介護頻度	1 ほぼ毎日	2 週2~4日	3 週に1日	4 月に1~3日		

問10 家族・親族等と訪問介護事業者による主な介護内容(主な介護内容を誰が行ったか、行った方のすべての番号を○で囲んでください。複数回答あり。)

主な介護内容	事業者による介護		家族等介護		主な介護内容	事業者による介護		家族等介護	
	1	2	1	2		1	2	1	2
01 洗顔	1	2	3	3	09 食事準備・後始末	1	2	3	3
02 口腔清潔	1	2	3	3	10 食事介助	1	2	3	3
03 身体の清拭	1	2	3	3	11 服薬の手助け	1	2	3	3
04 洗髪	1	2	3	3	12 散歩	1	2	3	3
05 着替え	1	2	3	3	13 掃除	1	2	3	3
06 入浴介助	1	2	3	3	14 洗濯	1	2	3	3
07 体位交換・起居	1	2	3	3	15 買い物	1	2	3	3
08 排泄介助	1	2	3	3	16 話し相手	1	2	3	3

問11 居宅サービスの費用(問5のサービスの費用を受けたことにより、5月中に事業者が支払った費用を記入してください。)

円

問12 65歳以上の介護保険被保険者(第1号被保険者)における介護保険料所得段階(「介護保険料額決定通知書」に記載されている所得段階区分と同じ区分の番号を○で囲んでください。)

- 1 第1段階 2 第2段階 3 第3段階 4 第4段階 5 第5段階 6 第6段階

問13 介護費用の負担力(5月中の介護費用について、あてはまる番号を○で囲んでください。)

- 1 介護費用は介護が必要な者(あるいは配偶者)の収入のみでまかなえた。
 2 介護費用は介護が必要な者(あるいは配偶者)の貯蓄を取り崩して充てた。
 3 介護費用は介護が必要な者(あるいは配偶者)以外の収入・貯蓄を充てた。

経済センサスとビジネスレジスター

総務省統計局 経済基本構造統計課長

岩佐 哲也

1 経済センサスの創設

我が国の産業を対象とする統計調査は、これまで、事業所・企業統計調査は総務省統計局が、商業統計調査は経済産業省が実施するなど、産業ごとに所管府省が異なり、また、実施する年次や周期も異なっており、これらを総合的に利用することが困難であった。また、近年、国民経済に高いウエイトを占めることとなったサービス産業分野の統計の整備が必ずしも十分でないなど、既存の統計調査結果から、我が国の包括的な産業統計データを得ることが困難であり、GDPなどの推計精度にも影響を及ぼしていた。

また、情報通信技術の進展等に伴い、オートロック等のマンションで、看板も掲げず事業活動を行っているような、いわゆるSOHOなど、外観からでは捕捉が困難な事業所・企業が増加しており、従来の事業所・企業統計調査等で行われていた、調査員による調査だけでは事業所・企業の的確な把握が困難になってきているとの指摘もなされていた。

このため、関係府省や有識者において様々な検討が行われ、サービス分野については、幅広いサービス分野を対象として実施する月次統計調査として、平成20年7月から、サービス産業動向調査が開始されている。

また、産業分野の包括的な統計調査については、母集団の事業所・企業の正確な名簿を作成するための経済センサス - 基礎調査を実施し、その結果により精緻化された母集団名簿を活用して、経理事項を包括的に把握する経済センサス - 活動調査を実施することとなり、具体的には、

平成21年7月1日に経済センサス - 基礎調査

平成24年2月1日に経済センサス - 活動調査

を、実施することとなった。その概要は以下のとおりである。

- ・経済センサスの意義及び目的は、農林漁家を除く全ての事業所及び法人企業を対象とする包括的な産業構造統計の整備に加えて、統計精度の向上に資する母集団名簿の拡充を図ることにある。
- ・経済センサスは、市区町村系統の調査員調査を基本としつつ、それに加え、本社等一括調査、郵送・オンライン調査の導入を図る。
- ・平成21年に行政記録等の法人企業の名称・所在地等の情報を利用し、事業所・法人企業の捕捉に重点を置いた経済センサス - 基礎調査（を実施した上で、当該調査により得られた情報を有効に利用して、平成23年に経理事項の把握に重点を置いた経済センサス - 活動調査を実施する。
- ・経済センサス - 基礎調査では、事業所及び法人企業の名称、所在地、従業者数等のフェース項目、複数事業所を有する法人企業についてはその傘下事業所の名称、所在地を把握し、経済センサス - 活動調査では、事業所及び法人企業の名称、所在地、従業者数等のフェース項目、売上高とその内訳、必要経費等を把握する。
- ・経済センサスの創設に伴い、以下の大規模統計調査は統廃合する。

平成21年及び平成23年事業所・企業統計調査、平成21年サービス業基本調査、平成21年商業統計調査、平成22年工業統計調査

- ・平成21年調査は総務省が中心となって実施する。平成23年調査は総務省と経済産業省が中心となって実施する。

2 経済センサス - 基礎調査の実施状況

前述のように、平成21年経済センサス - 基礎調査は、事業所及び法人企業の名称、所在地、従業者数等のフェース項目、法人企業についてはその傘下事業所の名称、所在地を把握し、24年2月に実施する活動調査の企業別、産業別の名簿を整備し、ビジネスレジスター等の産業関連統計の基盤を整備すること等を目的として実施された。

その実施に際しては、従来実施していた事業所・企業統計調査の調査手法に、以下の3点が新たに導入された。

- ①登記情報の利用により、従来把握困難であったSOHOなどの事業所を把握
- ②本社一括調査の導入による調査の効率化
- ③オンライン調査の導入による回答の利便性の向上

①登記簿情報の利用

従来事業所・企業統計調査は、調査員は、前回調査で存在していた事業所のリスト（事前調査名簿）に基づき受け持ち地域内を巡回し、これらの事業所の存続・廃業の状況を把握していた。その際、リストに掲載されていない事業所を発見した場合には新設事業所として調査対象に加えていた。

この方法は、これまで調査されていた事業所を見落とすことなく、新たな事業所を把握する仕組みとして実施されていたが、オートロックマンション等で看板も掲げずに事業活動を行っている事業所などを的確に見つけることは困難となっていた。

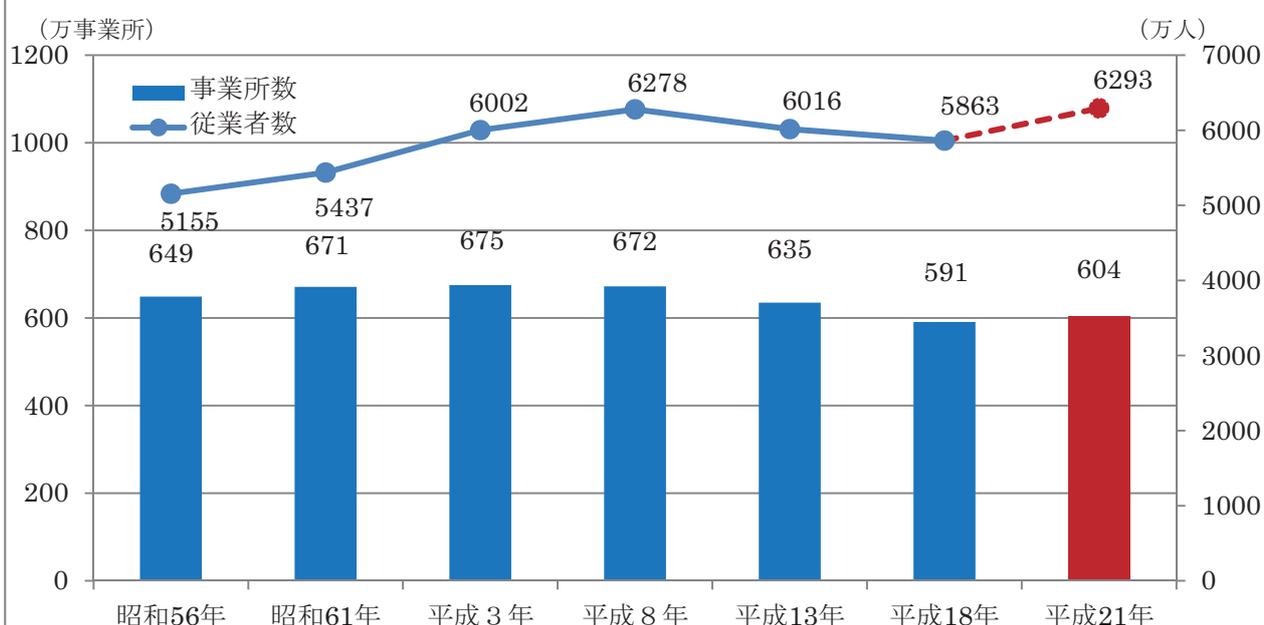
そこで、経済センサス - 基礎調査においては、調査員に配布する事前調査名簿に、前回調査で存在していた事業所に加え、法人登記簿に掲載されている法人を加え、調査の実施の際に把握すべき対象を明確にしたものである。

登記簿情報を活用することにより、これまで調査員調査では把握できなかった、外観からは事業所と判断できない事業所の把握が相当数可能になったと考えられる。

次頁図は、事業所・企業統計調査結果と、今回の経済センサス - 基礎調査の結果を併記して、事業所数と従業者数の推移を見たものである。事業所数は平成3年以降、従業者数は平成8年以降、減少を続けていたが、今回の結果は、平成18年事業所・企業統計調査結果と比べて、事業所数で約13万事業所、従業者数で約430万人の増加となっている。

平成21年経済センサス - 基礎調査は、平成18年事業所・企業統計調査に比べ、①登記簿情報の活用による事業所の把握、②本社一括調査の導入による本社からの事業所の把握、という点で調査方法の改善が図られている。このため、両調査結果の直接的な比較は困難であるが、基本的には、小規模事業所の大規模な店舗への転換、個人事業所の減少、生産年齢人口の減少等のトレンドが続く中、事業所・企業のより適切な把握がなされていると考えられる。

図 事業所数及び従業者数の推移（昭和56年～平成21年）



出典：平成18年以前は事業所・企業統計調査結果、平成21年は経済センサス - 基礎調査の速報結果による。
注：平成21年結果は、平成18年までと調査方法等が異なるため、単純な比較はできない。

②本社一括調査の導入

事業所・企業統計調査においては、本所も支所も、すべてを1つの事業所として調査を行い、支所が調査票に記入した本所の名称・所在地を用いて企業名寄せを行っていた。しかしながら、記入の不備などにより必ずしも完全な名寄せは困難であった。

経済センサス - 活動調査は、経理事項の把握に重点をおいた調査であることから、本社でなければ記入できない調査事項も多く、本社一括調査の導入が必要であった。このため、基礎調査の段階で本所・支所の関係を明確なものとするため、本社一括調査を導入し、支所事業所の調査事項はすべて本所事業所において記入してもらう方式とした。

これにより、本所・支所の名寄せが確実に行えるようになるとともに、これまで自事業所分のみを記入すればよかった本所事業所については負担増となるものの、支所事業所では調査票の記入の必要はなく、企業トータルでの記入負担は減少することになるほか、調査員にとっても、支所事業所への調査票の配布・記入依頼がなくなることから、調査事務の観点からも効率化が図られることとなった。また、前述のように調査員が従来確認できなかった支所事業所を本社から捕捉することができた。

なお、名簿として使用した平成18年事業所・企業統計調査における本支名寄せが必ずしも完全ではなかったことから、支所事業所のプレプリント（あらかじめ調査票に事業所名、所在地、事業の種類などを印刷しておくこと）を実施できなかったこともあり、調査客体の「支所事業所」に関する認識が正確でなく、「支店」のみを提出してきたケースなど、調査票への支所事業所の記入不備が見られ

た。このため、調査後に、調査客体への照会事務を実施し、これらの支所の確認・捕捉を行った。

③オンライン調査の導入

経済センサス－基礎調査においては、支所数10未満の企業のみを調査員が担当する調査員調査とし、それ以外の比較的規模の大きい企業については、国、都道府県、市町村が規模に応じて分担し、直轄調査として直接、郵送調査を実施することとした。これらの大規模企業については、紙の調査票の配布・記入には相当の労力を要すると想定されることから、紙の調査票とエクセルによる電子調査票を選択可能とし、電子調査票についてはオンライン回答が可能なシステムを整備した。今回オンライン調査の対象となった約15,000企業のうち、約4割がオンラインによる回答を行った。

これらの結果を踏まえ、平成24年2月に実施予定の経済センサス－活動調査においても、引き続き行政記録の利用、本社一括調査、オンライン調査を推進するとともに、本社一括調査においては、本社において支所事業所の把握が適切に実施されるよう、基礎調査等で把握された支所分の調査票をプレプリントし、本社に送付することとしている。

また、平成26年に実施が予定されている次回の基礎調査については、企業の構造情報の収集や事業所の把握等をより確実にする等の観点から、今回の基礎調査の実施状況や活動調査の準備状況等も踏まながら、最善の調査方法について検討しているところである。平成26年度には、商業統計調査の実施も予定されており、同時実施の可能性についても併せて検討中である。

3 経済センサス－活動調査の実施計画

平成24年2月1日に予定されている経済センサス－活動調査は、基礎調査と同様、農林漁家等を除く我が国の全事業所を対象とするが、基礎調査では対象とした国・地方公共団体の事業所（役所や公営企業など）は、経理事項等について地方公営企業年鑑（総務省自治財政局）からデータが得られることから、調査対象としないこととしている。

調査方法についても基礎調査と同様、調査員調査と直轄調査による郵送・オンライン調査の併用とするが、調査員調査においては支所を持たない事業所と新設事業所を担当し、支所を有する企業等については国、都道府県、市により分担して直轄調査とすることとした。また、業種ごとに固有の経理事項を調査する必要があることから、業種別等に24種類の異なる調査票を用いて実施することとしている。

調査事項は、基礎調査での調査事項に加え、全業種共通事項として事業別売上高、費用総額及びその内訳、電子商取引の状況、設備投資などを調査する。また、それ以外に業種別調査事項として、人件費、給与総額、リース契約高、在庫額や、売場面積、営業時間、販売形態別売上高、相手先別収入割合などを調査することとしている。

経済センサス－活動調査の実施に伴い、前後の年に実施予定であった商業統計調査と工業統計調査の実施を休止することから、両調査で予定されていた調査事項は活動調査において調査することとしており、製造業、卸・小売業については、両調査の調査事項とほぼ同等のものとなっている。また、新設事業所については、調査員がその場で業種を判断して該当業種の調査票を配布することは困難であることから、どの業種でも対応できるような業種共通調査票を用意している。

この他、調査を実施する2月は厳冬期で、積雪地域では調査員による調査地域の巡回が困難であることから、これらの地域の調査員調査については郵送により調査票を回収するなどの例外も設けている。

4 ビジネスレジスターの整備

ビジネスレジスターは、各種統計調査、行政記録を共通事業所・企業コードを基にデータベース化したものであり、主要国においては、既に産業統計の基盤として整備され、運用が行われている。

これまで、我が国においても、事業所・企業統計調査の結果をベースとする事業所・企業データベースから、国や地方公共団体の実施する各種事業所・企業統計調査の母集団情報として提供していたが、これは基本的には統計調査結果のみから構築されたデータベースであり、調査の実施から提供までに時間を有し、更新も5年に2回程度であった。

諸外国においては、既に基盤的な統計調査情報と行政記録情報とを組み合わせた、ビジネスレジスターを基盤として、精度の高い統計整備、統計母集団の整備が行われており、我が国においても、いわゆる「ビジネスレジスター」の構築が課題とされていたところである。

このため、平成19年5月に改正された統計法において、我が国における「ビジネスレジスター」として、事業所母集団データベースの構築が規定された。現在、これらに基づき、平成25年1月からの、同データベースの本格運用開始を目指し、整備を進めているところである。

具体的には、経済センサス、商業統計調査や工業統計調査などの全数調査結果、法人企業統計調査などの主要な標本調査の結果を収録し、行政情報として、登記簿情報、労働保険情報、有価証券報告書データ（EDINET）などを収録することとしている。（詳細は次頁図を参照）。

このビジネスレジスターの整備により、従来よりもさらに正確かつタイムリーな母集団情報を提供されることとなり、

- ① 正確な母集団情報・統計の補完情報の提供による、正確な統計の作成、SNAの精度向上
- ② 一部の調査客体への統計調査の過度な集中を避けることによる、被調査者の負担の軽減
- ③ 共通事業所・企業コードの付与、各府省への提供を通じた、効率的な統計調査の実施、各種統計調査等を連結した集計・分析
- ④ ビジネスレジスターの集計による新たな統計の作成

などの効果が期待されているところである。

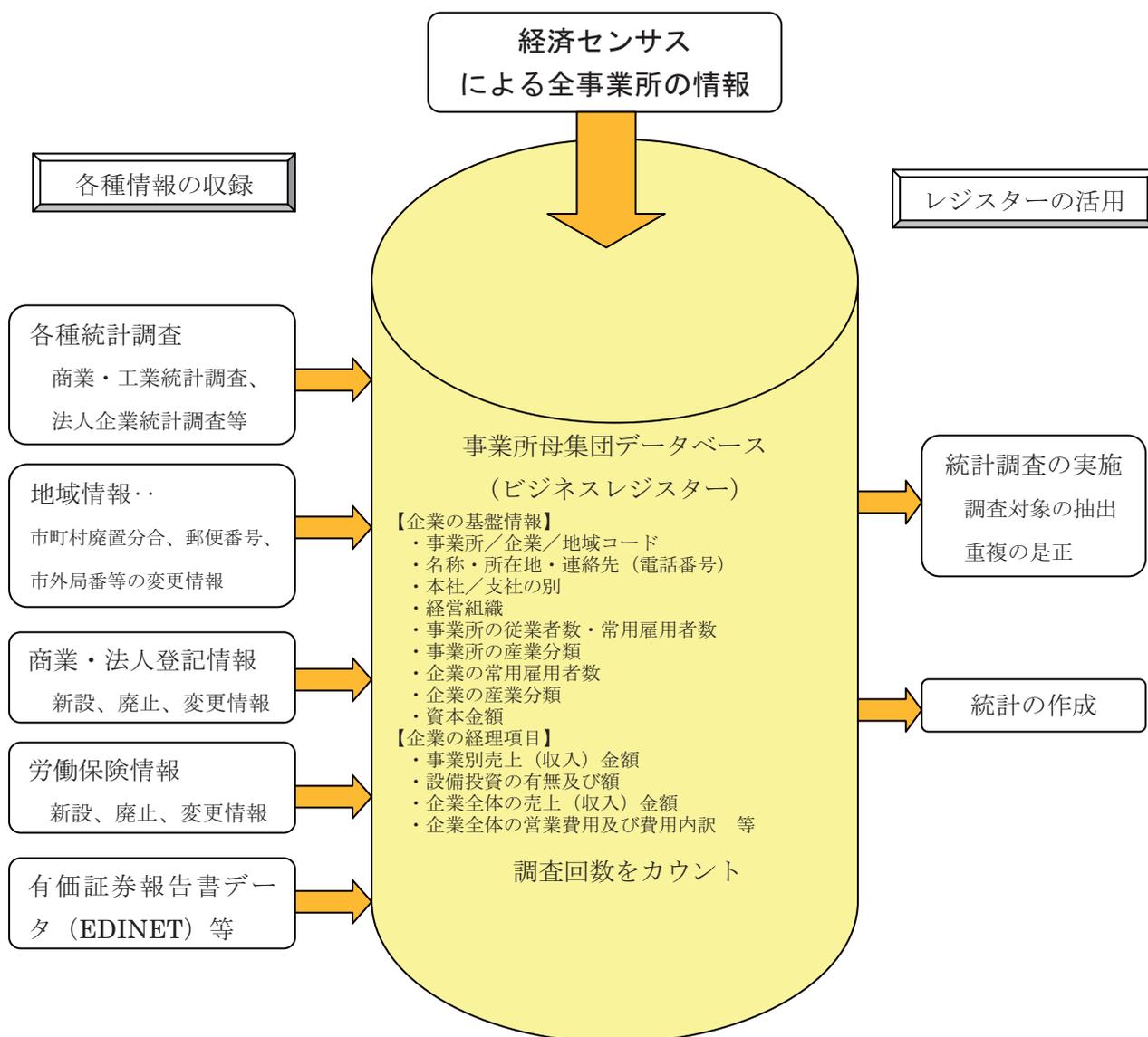
参考 統計法（平成19年法律第53号）

第二十七条 総務大臣は、行政機関、地方公共団体及び第二十五条の規定による届出を行った独立行政法人等（以下「届出独立行政法人等」という。）による正確かつ効率的な統計の作成及び統計調査における被調査者の負担の軽減に資することを目的として、基幹統計調査又は一般統計調査に係る調査票情報の利用、法人その他の団体に対する照会その他の方法により、事業所母集団データベースを整備するものとする。

2 行政機関の長、地方公共団体の長その他の執行機関又は届出独立行政法人等は、次に掲げる目的のため、総務大臣から事業所母集団データベースに記録されている情報の提供を受けることができる。

- 一 その行う事業所に関する統計調査の対象の抽出
- 二 事業所に関する統計の作成

ビジネスレジスターのイメージ図



5 おわりに

以上、今般の統計法の改正、基本計画の策定等に当たっての主要な課題の1つである、経済センサス及びビジネスレジスターの概要について説明した。経済センサスについては、まだ基礎調査の確報結果が公表されたばかりであり、経理事項を調査する活動調査の実施はこれからである。また、ビジネスレジスターについても運用開始に向け整備途上である。

しかしながらこれまでのところ、数々の困難がありつつも、関係者の努力により目標に向けて着実な歩みを続けてきている。引き続き、有識者、関省庁等ともよく連携をしながら、経済統計の基盤整備を進めていきたい。

C I の現状と課題

内閣府経済社会総合研究所
景気統計部 増島 稔

1. C I の現状

(1) C I とは？

内閣府（およびその前身の経済企画庁）は 1960（昭和 35）年から景気動向指数を公表している。景気動向指数とは、生産、消費、雇用などの様々な経済活動を代表し景気に敏感に反応する経済指標の動きを統合することによって、景気の現状把握及び将来予測に資するために作成された指標である。

景気動向指数にはコンポジット・インデックス（C I）とディフュージョン・インデックス（D I）がある。C I は構成する指標の動きを合成することで景気変動の大きさや景気の水準（量感）を、D I は構成する指標のうち改善している指標の割合を算出することで景気各経済部門への波及の度合い（波及度）を測定することを主な目的としている。

従来、景気動向指数はD I を中心とした公表形態であった。しかし、近年、景気変動の大きさや量感を把握することがより重要になっており、先進国ではすでに景気動向指標の主流はC I となっていた。こうしたことから、2008 年 4 月以降、C I 中心の公表形態に移行した。しかし、D I も景気の波及度を把握するための重要な指標であることから、引き続き参考指標として作成・公表している。なお、景気転換点の判定等にはヒストリカルD I（後述の「(5) 景気基準日付」を参照）を用いている。

図表 1 C I 採用系列

先行指数	一致指数	遅行指数
最終需要財在庫率指数(逆)	鉱工業生産指数(鉱工業)	第 3 次産業活動指数
鉱工業生産財在庫率指数(逆)	鉱工業生産財出荷指数	(対事業所サービス業)
新規求人数(除学卒)	大口電力使用量	常用雇用指数(製造業)*
実質機械受注(除船・電民需)	稼働率指数(製造業)	実質法人企業設備投資
新設住宅着工床面積	所定外労働時間指数(製造業)	(全産業)
耐久消費財出荷指数*	投資財出荷指数(除輸送機械)	家計消費支出
消費者態度指数同左	商業販売額(小売業)*	(全国勤労者世帯、名目)*
日経商品指数(42 種総合)*	商業販売額(卸売業)*	法人税収入
長短金利差	営業利益(全産業)	完全失業率(逆)
東証株価指数*	中小企業売上高(製造業)	
投資環境指数(製造業)	有効求人倍率(除学卒)	
中小企業売上げ見通し DI		

(注 1) (逆) は当該系列が減少(増加)すると指数が上昇(下降)する逆サイクル系列。

(注 2) * は前年同期比を用いる系列。

C IとD Iには、それぞれ、景気に対し先行して動く先行指数、ほぼ一致して動く一致指数、遅れて動く遅行指数の3本の指数がある。景気の現状把握には一致指数を利用する。先行指数は、一般的に、一致指数に数ヶ月先行することから、景気の動きを予測する目的で利用する。遅行指数は、一般的に、一致指数に数ヶ月から半年程度遅行することから、景気の動きの事後的な確認に用いる。

C IとD Iは共通の指標を採用しており、現在は、先行指数12、一致指数11、遅行指数6の29系列である(図表1)。採用系列は概ね景気が一循環(谷→山→谷)するごとに見直しを行っており、現行29系列は、第13循環の景気基準日付設定時(平成16年11月)に選定されている。

なお、景気動向指数は、各経済部門から選ばれた指標の動きを統合して、単一の指標によって景気を把握しようとするものであり、すべての経済指標を総合的に勘案して景気を捉えようとするもの(例えば、月例経済報告における景気判断)ではない。

(2) C Iの概要と利用の仕方

C Iは、主として景気変動の大きさや景気の水準(量感)を測定することを目的としている。C Iの作成方法は別紙のとおりである。

一般的に、一致C Iが上昇している時は景気の拡張局面、低下している時は後退局面であり、一致C Iの動きと景気の転換点は概ね一致する。また、一致C Iの変化の大きさから、景気の拡張又は後退のテンポを読み取る。ただし、例えば景気の拡張局面においても、一致C Iが単月で低下するなど、不規則な動きも含まれていることから、実際には、移動平均をとることにより、ある程度の期間の月々の動きをならして評価を行う。毎月の統計表には、足下の基調の変化をつかみやすい3ヶ月後方移動平均と、足下の基調の変化が定着しつつあることを確認する7ヶ月後方移動平均をあわせて掲載している。

景気の基調をみる上では、経済活動の拡張又は後退がある程度の期間、持続しているか、またある程度の大きさで変化しているかが重要である。したがって、一致C Iが続けて上昇又は下降していても、その期間が極めて短い場合は、拡張又は後退と見なすことは適当でない。また、一致C Iがこれまでの基調と逆方向に十分に振れるまでは、その基調が変化したと見なすことはできない。

(3) D Iの概要と利用の仕方

D Iは、景気拡張の動きの各経済部門への波及度合いを測定することを主な目的とする。

D Iは採用系列のうち改善している指標の割合のことである。まず、採用系列の各月の値を3ヶ月前の値と比較して¹、増加した時には+を、保合いの時には0を、減少した時には-をつける(変化方向表)。その上で、先行、一致、遅行の系列群ごとに、採用系列数に占める拡張系列数(+の数)の割合(%)をD Iとする。

¹ 各月の値を3ヶ月前の値と比較するのは、月々の不規則変動の影響を緩和するためである。

$$D I = \text{拡張系列数} / \text{採用系列数} \times 100 (\%)$$

(保合い(0)の場合は0.5としてカウントする)

D Iは景気各経済部門への波及の度合いを表す。月々の振れがあるものの、一致D Iは、景気拡張局面では50%を上回り、後退局面では下回る傾向がある。

D Iは、景気拡張が経済活動のより多くの分野に浸透していったことを示す指標であり、景気拡張が加速していることを示すものではないことに注意が必要である。また、毎月公表されるD Iは、景気転換点を判定するヒストリカルD Iとは異なる指標である。

(4) C IとD Iとの違い

D Iは景気各経済部門への波及の度合いを表す指標であり、各採用系列が大幅に拡張しようとして、小幅に拡張しようとして、拡張系列の割合が同じならば同じD Iが計測される。C Iは景気の強弱を定量的に計測する指標であり、D Iが同じ数値で計測されたとしても、各採用系列が大幅に拡張していればC Iも大幅に上昇し、各採用系列が小幅に拡張しているならばC Iも小幅に上昇する。このように、C Iは、D Iでは計測できない景気の山の高さや谷の深さ、拡張や後退の勢いといった景気の「量感」を計測することができる。

一方、D Iが異なる数値で計測されたとしても、多くの系列で小幅に拡張した時と、一部の系列が大幅に上昇した時とで、同じC Iの上昇幅が得られる場合がある。このように、C Iの変化幅そのものからは経済各部門間の相違を把握することが難しいため、C Iの変化幅に対する各採用系列の寄与度やD Iをあわせて利用するのが望ましい。

(5) 景気基準日付

内閣府経済社会総合研究所では、景気循環の局面判断や各循環における経済活動の比較などのため、主要経済指標の中心的な転換点である景気基準日付(山・谷)を設定している(図表2)。

景気基準日付は、一致C Iの各採用系列から作られるヒストリカルD Iに基づいて設定する。このヒストリカルD Iは、個々のC I採用系列ごとに山と谷を設定し(これを特殊循環日付という)、谷から山にいたる期間はすべて上昇(プラス)、山から谷にいたる期間はすべて下降(マイナス)として、D Iを算出したものである。個々の系列の月々の不規則な動きをならして変化方向を決めているため、それから計算されるヒストリカルD Iは比較的滑らかで、景気の基調的な動きを反映したものとなる。一致指数の採用系列から作成したヒストリカルD Iが50%ラインを下から上に切る直前の月が景気の谷、上から下に切る直前の月が景気の山に対応する。

なお、個々の系列の山谷の日付の設定は、米国のNBER(National Bureau of Economic Research)で開発されたBry-Boschan法(Bry and Boschan(1971))によっている。この手法は、山と谷との間隔が5ヶ月以上、一循環の長さは15ヶ月以上といった制約を与え、12ヶ月移動平均等を掛けるなどして、山谷を確定していく手法である。

図表2 景気基準日付

	谷	山	谷	期間			(参考) 四半期基準日付	
				拡張	後退	全循環	山	谷
第1循環		昭和 26年6月	26年10月		4カ月		昭和 26年4～6月	26年10～12月
第2循環	26年10月	29年1月	29年11月	27カ月	10カ月	37カ月	29年1～3月	29年10～12月
第3循環	29年11月	32年6月	33年6月	31カ月	12カ月	43カ月	32年4～6月	33年4年～6月
第4循環	33年6月	36年12月	37年10月	42カ月	10カ月	52カ月	36年10～12月	37年10～12月
第5循環	37年10月	39年10月	40年10月	24カ月	12カ月	36カ月	39年10～12月	40年10～12月
第6循環	40年10月	45年7月	46年12月	57カ月	17カ月	74カ月	45年7～9月	46年10～12月
第7循環	46年12月	48年11月	50年3月	23カ月	16カ月	39カ月	48年10～12月	50年1～3月
第8循環	50年3月	52年1月	52年10月	22カ月	9カ月	31カ月	52年1～3月	52年10～12月
第9循環	52年10月	55年2月	58年2月	28カ月	36カ月	64カ月	55年1～3月	58年1～3月
第10循環	58年2月	60年6月	61年11月	28カ月	17カ月	45カ月	60年4～6月	61年10～12月
第11循環	61年11月	平成 3年2月	5年10月	51カ月	32カ月	83カ月	平成 3年1～3月	5年10～12月
第12循環	5年10月	9年5月	11年1月	43カ月	20カ月	63カ月	9年4～6月	11年1～3月
第13循環	11年1月	12年11月	14年1月	22カ月	14カ月	36カ月	12年10～12月	14年1～3月
第14循環	14年1月	(暫定) 19年10月	(暫定) 21年3月	69カ月	17カ月	86カ月	(暫定) 19年10～12月	(暫定) 21年1～3月

2. CIの課題

(1) 景気とは何か？

「景気」を迅速かつ正確に判断することは、政府が経済政策を決定したり企業が経営戦略を策定したりするうえで重要な課題である。しかし、そもそも「景気」を一義的に定義することはできない²。CIが数値として表そうとしているものは、観測することができず、また真の値も存在しない「景気」という変数である。この答えのない問題設定こそがCIの抱える宿命的な課題である。

(2) 他の景気指標との比較

景気の量感を表す景気指標としては、GDP、日銀短観、鉱工業生産などがあげられる。

GDPは、米国などでは、景気の局面を判断する際の重要な指標として用いられている。しかし、①付加価値については経済活動を網羅的に把握する指標であるが、雇用や中間投入、金融などが除かれる一方、実際には取引がない「帰属計算」を含んでいる、②四半期統計で速報性が低く改訂による変化が大きい、③変動がスムーズでないため好不況の循環を読み取りにくい、といった点において景気指標として問題がある。

² Burns and Mitchell(1947)によれば、景気とは、総体的な経済活動の変動であり、拡張(回復)と収縮(後退)という明確な好不調の波をえがくものである。

日銀短観の業況判断D Iは、全国の多様な規模や業種の企業の景況感を表している。この指標は動きがスムーズであり速報性もある（調査の翌月に公表）。しかし、①四半期統計であり月次の情報を得ることができない、②企業の実感という主観的なものを表す指標であり客観性や正確さに疑問が残る、といった問題がある。

鉱工業生産は月次統計で速報性があり（翌月末に公表）、景気変動に敏感に反応するといった望ましい特性を備えている。しかし、サービス化が進展する中で、付加価値でみて2割に過ぎない製造業の動向だけではとらえきれない要素が大きいという問題がある。

C Iは、循環的な変動を示す速報性のある経済指標を幅広い分野から収集し合成した指標である。景気連動性と速報性、カバレッジの広さを兼ね備えており、総体的な景気変動を迅速に把握するのに適した指標である。しかし、個別指標の変化を合成するという記述統計的な作成方法であり、合成の過程で異常値処理や基準化変化率への変換等の加工がなされるため、C Iの動きが経済活動の何を表現しているのかがわかりにくいという問題がある。

（3）C Iの表す量感

90年代以降、日本経済は低成長が続いているが、その間にも何度かの景気循環が観測されている。しかし、低成長下での景気循環であるため、景気の拡張局面にあっても景気回復の実感がないという意見が多く聞かれた。

実感を伴う景気判断をするうえで、景気的量感を示すことができるC Iは有益なツールである。C Iは変化率（上昇率、下降率）を合成し、合成された変化率を時間に関して累積し水準に変換したものである。したがって、現在の水準が前月や前年の過去の水準に比べて何ポイント変化しているかを比較することができる。また、前循環の景気変動の拡張（後退）局面の大きさと現循環のそれを比較することによって、景気循環の振幅（山の高さ、谷の深さ）を比較することができる。

しかし、実際にC Iの水準を見ると、リーマンショック前の山（2007年10月）の水準（104.8）はバブル期の山（1991年2月）の水準（104.8）とは同水準である。また、東日本大震災前（2011年2月）の水準（106.5）はリーマンショック前の山の水準を越えている。こうした水準感については、違和感を覚えるエコノミストも多い。

（4）C Iのトレンド

このうち、リーマンショック前の山の水準がバブル期の山の水準と同程度となっているのは、C Iが成長トレンドを含んでいるためである。C Iは、個別の構成指標からトレンドを除き、循環部分の変化率を合成し、最後にトレンドの伸び率を加えて作られる。C Iの構成指標には、鉱工業生産のように緩やかな成長トレンドを持った指標が含まれているので、最近の水準を高くする要因となっている。

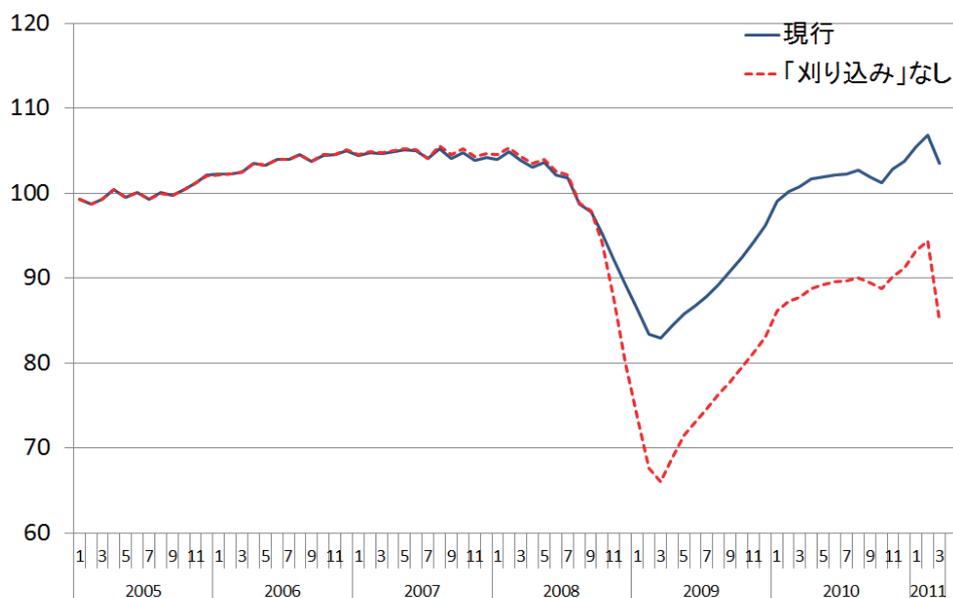
マクロの経済変動からトレンドを除いたものを景気循環と見るのか、それともトレンド

の上昇や下降も含めて景気変動と見るのかは、そもそも景気とは何かという問題にもかかわってくる。C I を循環の波動を示す指標と考え、成長トレンドを除いた指数に改めるべきか否かについては議論があるところである。仮にトレンドを取り除くべきだとしても、真のトレンドはある程度時間がたたなければわからないので、実務的には成長トレンドをどのように推計するかが課題となる。

(5) 異常値処理による歪み

C I の量感に伴う違和感のうち、東日本大震災前の水準がリーマンショック前の山の水準を越えているのは、C I の作成過程で行っている「刈り込み」と呼ばれる異常値処理によって歪みが生じているためである（図表3）。

図表3 「刈り込み」の影響



経済統計には外れ値（分布の裾にある極端な値）が存在する。C I は構成指標の変化率を基準化し平均したものであるため、こうした外れ値に対して脆弱である。そこで、C I の算出においては、時系列的に判断した異常値をあらかじめ定めた臨界値で置き換える「刈り込み処理」を行っている。例えば、1980年以降の鉱工業生産の前月比伸び率のデータは±3.5%の範囲にその95%が分布している。そこで、この範囲よりも高い（低い）伸び率が観測された場合には、これを異常値とみなして+3.5%（-3.5%）で置き換える処理をしている。

ところが、リーマンショックというマクロショックが生じて多くの指標が大幅に低下した場合でも、これを異常値と認識して刈り込んでしまうという問題が生じた。このため、現行のC I はリーマンショック後の落ち込みを過小評価している。また、リーマンショックによる落ち込みに比べてその後の回復は緩やかであったため、回復過程ではあまり刈り

込みが行われず、C I が順調に回復していった。このため、東日本大震災前において、鉱工業生産などの多くの指標がリーマンショック前の水準を回復していないにもかかわらず、C I はその水準を越えてしまったのである。

この異常値処理の方法については、現在、改善方法を検討しているところである。

(6) 個別指標の見直し³

先行、一致、遅行の3系列は、それぞれ複数のマクロ経済指標をもとに作られている（前掲図表1）。いうまでもなく、C I の水準や変化はC I を構成するマクロ指標に何を用いるかによって異なってくる。

例えば、現行のC I 一致指数を構成するマクロ経済指標は、鉱工業生産に関連するものが多数を占めている。このため、C I 一致指数の動きとGDPの動きは必ずしも整合的ではない。C I のレベルや変化は必ずしも経済活動全体のレベルや変化を表しているとは限らないのである。

C I 一致指数を構成する指標が生産に偏っているのは、アメリカのコンファレンスボードが作成しているC I が生産、所得、消費、雇用の4つの指標でバランスよく構成されているのと対照的である。その理由は、景気動向指数がD I 中心で公表されてきたため、D I の当てはまりがよくなるように指数の構成系列が選ばれてきたことによる。こうして選ばれた構成系列はD I からC I に移行する過程でも大きく変更されることはなかった。C I は景気変動のスピードや振れの大きさといった量感をつかむのにすぐれた指標であるが、局面・転換点の判断については、経済諸部門間のばらつきや波及度合がつかみやすいD I が向いている。そのため、前述のとおり、現在でも景気基準日付はヒストリカルD I を用いて設定されている。そして、景気の転換点を判断する上では、消費や雇用などに比べて景気循環に敏感に反応する生産関連の指標が重視されるのである。

現在は、C I とD I およびヒストリカルD I は同じ系列を用いて算出されている。しかし、D I のために選ばれた現在の採用指標がC I にとって必ずしもベストとは言えない。D I とは異なる指標を用いてC I を算出することも選択肢の一つである。ただし、D I と同じ指標を使用している限り、D I を用いて設定された過去の景気基準日付とC I の示す景気の転換点が大きくずれることはないが、D I と異なる指標を用いる場合には、過去の景気基準日付とC I の示す景気の転換点を丁寧に検証する必要がある。

(7) 指標のカバレッジ

個別系列の見直しに関しては、経済構造の変化も考慮する必要がある。経済構造が変わればC I に用いるべき指標の内容も異なるためである。他方、経済構造が変化することを前提にすると、現在の景気動向を説明するのに適切な指標で作成したC I が数十年前の景

³ 指標の見直しに際して、名目値と実質値あるいは前期比と前年同期比が混在している点も問題点として指摘されている。

気動向を説明するのに適切であるとは限らない。そのため、長期にわたる景気の量感の比較は難しい。

近年の景気循環を観察すると、外需や海外経済環境に左右されやすくなっている傾向が伺われる。さらに、電子部品などの IT（情報技術）分野の需給関係が、全体の景気に大きな影響を与えているとみられるケースも増えている。現行の景気動向指数には輸出や海外経済関連の指標、IT 分野の指標が採用されていないため、特に先行指数の部分で採用系列の枠を広げる必要があるとの指摘がみられる。

しかし、①輸出には必ずしも安定した先行性はない、②輸出先として比重が高まっている中国は月次統計が不足している、③IT 分野の調整が景気後退につながらない場合もある、などの指摘もあり、これらの分野の系列拡充が景気の先行予測に資するかどうかは、検討課題となっている。

また、商業・サービス部門が工業部門の 2 倍以上にも拡大し、その結果、経済全体の変動のアップ・ダウンも生産関連指標ほどにははっきりとしなくなっている。加えて、1990 年代後半以降、鉱工業生産指数と第 3 次産業活動指数の動きはかなり異なったものとなっている。そうした状況の中で、景気に敏感な生産関連活動の指標を重視して C I を作成すれば、それは自ずとわれわれが日常的に感じている景況感とはずれてしまう。

C I を構成する指標に経済部門間のバランスをどう反映させるかは議論の尽きない課題である。

（8）より洗練された統計手法の発展

C I が記述統計的な手法であるのに対して、より統計学的に頑健な基礎を持つ手法で景気を推計する方法が提案されている。Stock and Watson(1991)の手法はその一つの代表である。この手法では、観測されるマクロ変数は、「景気」という観測できない共通のコンポーネントとその系列に固有のショックによって変動すると考える。そして、「景気」を状態ベクトルとみなしてカルマン・フィルターによって推計する。

また、主成分分析を使ったファクター分析で景気の波を判別しようという研究も進んでいる。C I では各指標のウェイトは同一であるが、主成分分析を用いることによって、各指標にウェイト付けをすることが可能になる。

（参考文献）

- Bry, G. and Boschan, C.(1971), “Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs”, NBER Technical paper 20.
- Burns, A.F. and Mitchell, W.C.(1947), “Measuring Business Cycles”, NBER.
- Stock, J. and Watson, M.(1991), “A Probability Model of the Coincidence Economic Indicators”, in Lahiri and Moore(eds.), Learning Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records, Cambridge University Press.

1. 採用系列を選択する

(1) 各経済部門を代表する指標を探す。

- 【考え方】 幅広い
経済部門
- | | | |
|-----|-------|-------|
| ①生産 | ④雇用 | ⑦金融 |
| ②在庫 | ⑤消費 | ⑧物価 |
| ③投資 | ⑥企業経営 | ⑨サービス |

(2) 景気循環の対応度や景気の山谷との関係等を満たす指標を探す

- 【考え方】 6つの選定基準
- | | |
|---------------|----------------|
| ①経済的重要性 | ④景気の山谷との時差の安定性 |
| ②統計の継続性・信頼性 | ⑤データの平滑度 |
| ③景気循環の回数との対応度 | ⑥統計の速報性 |

(3) 各経済部門から景気循環との関係を踏まえ選択する

- 【考え方】 先行（主に需給の変動）、一致（主に生産の調整）、遅行（主に生産能力の調整）

2. 各採用系列の前月と比べた変量を算出する

【考え方】 各経済部門の代表的な指標の前月からの変動を計測する。

【計算方法】 ・ 各採用系列について、対称変化率（注1）を求める。

$$\text{前月と比べた変化率} = \frac{\text{当月値} - \text{前月値}}{(\text{当月値} + \text{前月値}) / 2} \times 100$$

- ・ ただし、負の値を取る系列（前年同月比を系列とするもの）や比率（有効求人倍率など）になっている系列は、対称変化率の代わりに前月差を用いる。
- ・ なお、景気が拡張しているときに下降する逆サイクルの系列については、符号を逆転させる。符号の逆転により、景気と同方向に動く系列として扱うことが可能になる。

3. 各採用系列の変化の量感を求める

過去の平均的な動きと比較した変動の大きさ（量感）を見るため、振れ幅の目安と変化率のトレンドを求め、基準化変化率を算出する。

(1) まず振れ幅の目安を求める。（注2）

【考え方】 各系列の平均的な振幅を求め、後述の基準化に用いる他、外れ値を判断するための基準にも用いる。振幅の目安となる統計的指標のうち、外れ値に左右されない四分位範囲を用いる。

【計算方法】 各採用系列において、前月からの変化率を大きい順に並び替え、上位 25%値と下位 25%値との差（四分位範囲）を求める。

$$\text{四分位範囲} = \text{上位 25 \% 値} - \text{下位 25 \% 値}$$

(2) 外れ値を刈り込む。（注3）

【考え方】 外れ値によるCIの値の振れの影響を抑えるため、各採用系列の急激な変動部分を刈り込む。それを合成したCIは、景気変動の量感を安定的に捉えることができる。

【計算方法】

- ・ 各採用系列の前月からの上昇（下降）幅が「閾値×四分位範囲」以上の場合は外れ値とし、上昇（下降）幅を「閾値×四分位範囲」で置き換える。
- ・ 閾値は、全ての系列に共通の値を用いる（現在 1.87）。

(3) 変化率のトレンドを求める。

【考え方】

- ・ 移動平均により、各採用系列の変化率の長期的な傾向（トレンド）を求める。景気循環よりもなめらかな直線的な動きを示す。
- ・ 移動平均にも様々あるが、将来の値が欠損することから、後方移動平均を計算する。また、平均的な過去の景気の一循環の期間を考慮し、60ヶ月後方移動平均を求める。

【計算方法】

変化率のトレンド = X 月後方の前月からの変化量について、
当月を含む過去60ヶ月間を平均したもの

(4) 基準化する。

【考え方】

- ・ 各採用系列の前月からの変化率（ X 月後方）を見ると、トレンドがプラスを示す系列もあればマイナスを示す系列もあり、更に、変化率の振幅が大きい系列もあれば小さい系列もある。
- ・ 変化率のトレンドと振幅を調整することによって、各採用系列の変化率を、量感（基準化変化率）の形に揃える。

【計算方法】

$$\text{基準化変化率} = \frac{X \text{月後方の前月からの変化率} - \text{変化率のトレンド}}{\text{四分位範囲}}$$

4. 各採用系列の量感を合成する（注4）

【考え方】

- ・ 各採用系列の基準化変化率を平均する（合成基準化変化率）。
- ・ 同様に、変化率のトレンドと四分位範囲の平均を求め（合成トレンド、合成四分位範囲）、基準化と逆の操作を行い、変化の大きさを復元する（合成変化率）。

【計算方法】

$$\text{合成変化率} = \text{変化率のトレンドの採用系列の平均} \\ + \text{四分位範囲の採用系列の平均} \times \text{基準化変化率の採用系列の平均}$$

5. 前月のC Iの値に累積する

【考え方】

- ・ 合成変化率は、前月と比較した変化の量感を表している。水準（指数）に戻すため、前月のC Iに合成変化率を掛け合わせるにより、当月C Iを計算する。
- ・ ただし、各採用系列の前月に対する変化率は、主に対称変化率により計算されており、これらを合成した合成変化率についても、C Iの対称変化率として扱う。そのため、当月C Iは、以下の式のように累積させて求める。

【計算方法】

$$\text{当月のCI} = \text{前月のCI} \times \frac{(200 + \text{合成変化率})}{(200 - \text{合成変化率})}$$

(注1) 対称変化率では、例えば、ある指標が110から100に低下した時(9.5%下降)と、100から110に上昇した時(9.5%上昇)で、変化率の絶対値が同じになる。

(注2) 毎年3月分速報時点で1年分データを追加し、昭和55年1月分から直近の12月分までの期間で四分位範囲を計算する。

(注3) 閾値は、毎年3月分速報時点で、昭和55年1月分から直近の12月分までの一致系列データから、5%の外れ値を算出するよう求め直している。

(注4) 先行C Iと遅行C Iの合成トレンドは、それぞれの採用系列から計算したものではなく、一致C Iの採用系列によって計算された合成トレンドを用いている。各C Iで共通のトレンドを用いることで、比較しやすくなる。

青森と地域経済動向:景気動向指数に見る景気変動パターン*

(Regional Economy in Aomori Prefecture)

青森地域社会研究所
高山 貢
(Mitsugu Takayama)

要 旨

本研究[※]の対象分野は青森県における地域経済動向、なかでも青森県の産業構造の変化と景気変動パターンを中心に分析している。

青森県の産業構造は1985年～2005年の20年間で農林水産業の一次産業から、建設業、製造業中心の二次産業、サービス業、政府サービス生産者などの三次産業にウエートがシフトしている。

こうした産業構造の変化に伴い、青森県経済は自給型の経済から域際取引が活発化する開放型の経済構造に変わりつつある。

本研究では、青森県経済は2002年度以降、産業構造、経済構造の大きな転換期を迎えたと仮定し、この仮説をもとに青森県の景気変動パターンが変化したことを多様な分析手法により検証した。

キーワード 産業構造の変化、公共事業の縮減、域際取引の拡大、景気動向指数の変化

はじめに

これまで、都道府県単位の産業構造の変化に焦点を当て、その変化がもたらす景気変動パターンに関する研究はあまり行われていない。これは、地域の景気変動は国とほぼ同期するとの理由から、研究対象としての関心が低かったためと考えられる。しかし、経済のグローバル化、国際分業体制の広がりなどを背景に国内製造業の海外進出が加速し始めた90年以降、地域の景気動向に関する先行研究が散見されている。例えば、林田(2007)は主成分分析をもとに電力供給地域別の景気指標を開発した。七十七銀行(2006年)は主成分分析を用い、宮城県の景気インデックスを開発、月次で発表している。三井(2003)は景気動向指数CIを作成し、岐阜県の景気動向と地域特性を分析している。

本研究の以下の構成は次の通りである。最初に青森県の産業構造を経済構造と域際取引の状況を表すスカイライン分析を用い、産業構造や移輸出・移輸入の変化を分析している。次に、青森県景気動向指数をもとにした4つの分析と新たな景気指標を作成し、作業仮説を検証している。

[※] 本稿は青森公立大学へ提出した2010年度修士論文の内容を配布資料に編集したものである。本稿に関する責任はあくまでも筆者個人にあり、本稿の内容は著者の所属する機関とは関係ないことをお断りしておく。

1 青森県経済の姿

青森県は人口132万人、県内主要都市には県庁所在地の青森市、東北有数の産業都市である八戸市、りんご、桜で知られる弘前市などがある。歴史的には八戸から下北半島全域にかけては南部藩、弘前を中心とした津軽藩に分かれ、南部、津軽両地域の文化、風土、方言、気質には大きな違いがある。

県内総生産ベース(構成比)では、一次産業が全国第2位、二次産業が同37位、三次産業が同25位となり、産業別では農林水産業、サービス業などのウエートが高く、製造業のウエートが低いといった特徴がある。

青森県は農林水産業の付加価値を高め、販路を海外、県外に拡大する「攻めの農林水産業」を展開しているほか、2002年の東北新幹線八戸延伸、2010年の新青森駅開業を機に観光産業の振興を図っている。このほか、風力、バイオマスなどの新エネルギーの産業化でも他を一步リードしている。

1-1 青森県の産業構造

青森県の産業構造は、過去数十年間に劇的な変化を遂げた。第一次産業の占める割合は、表1にみるように1955年度の40.9%から2006年度には県内GDPのわずか4.4%にまで低下した。一方、第二次産業は、1960年代の高度経済成長期に大幅な伸びを示し、1993年度には県内GDPの25.8%を占めた。しかしながら、1970年代の二度に及ぶエネルギー危機、経済のグローバル化、国内製造業の空洞化、財政難による公共工事の縮減といった製造業、建設業への逆風の中、2006年度には24.6%と幾分落ち込んでいる。一方、第三次産業は、人口高齢化、情報化の進展、経済のサービス化を背景にコンピュータ、情報技術の進展、環境関連ビジネスなどの新分野が急速に拡大し、各種サービス産業の占める割合が徐々に拡大、2006年度には、県内GDPの72.4%と大半を占めている。

青森県の産業構造(2006年度)を全国と比較すると、表2にみるように農林水産業のウエートが4.4%と全国(1.5%)を大幅に上回り、建設業が0.8ポイント、政府サービス生産者が6.5ポイントそれぞれ全国を上回っている。逆に、製造業、サービス業は全国をそれぞれ4.2ポイント、2.1ポイント下回っている。

表1 青森県の産業構造

	単位%		
	昭和30年度 (1955)	平成5年度 (1993)	平成18年度 (2006)
一次産業	40.9	5.1	4.4
二次産業	17.5	25.8	24.4
三次産業	45.6	71.5	72.4

資料:青森県経済白書より筆者作成

三次産業には政府サービス生産者、対家計民間非営利サービスを含む帰属子等が含まれているため、合計は100%にならない

表2 青森県と全国の産業構造

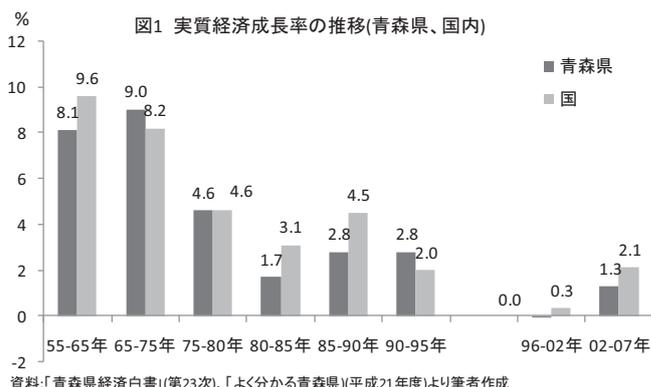
2006年度の主要産業	単位%	
	青森県	全国
農林水産業	4.4	1.5
製造業	17.0	21.2
建設業	7.1	6.3
サービス業	19.7	21.8
政府サービス生産者	15.8	9.3

資料:「青森県県民経済計算」「国民経済計算年報」より筆者作成
主要産業の掲載したため合計は100%にならない

青森県の実質経済成長率は図 1 にみるように、1975 年代以降、1990 年までは全国を下回った。青森県はもともと農林水産業のウエートが高く、製造業も食料品製造業などの生活関連型が大半で、産業構造の高度化に立ち遅れた。建設業は公共工事に依存した脆弱な土木建設業が中心であり、労働生産性、付加価値生産が低い産業構造だった。このため、青森県の経済成長は全国に比べ、見劣りする状況が長く続いた。

ただ、バブル崩壊後の 1990～1995 年、青森県経済は図 1 に示したように一時的ではあるが、全国を上回る経済成長を実現した。この理由として、バブル崩壊後の不況対策として、国、青森県が公共投資を大幅に増額した結果、建設業の総生産額が大幅に伸びたことが挙げられる。

しかし、国、青森県の財政事情悪化により公共投資が 1997 年度以降大幅に縮減され、建設業のマイナス成長が続いた結果、2002 年～2007 年の 5 年間の GDP 成長率は再び全国を下回った。



1-2 産業連関分析による青森県経済の構造変化(1985 年～2005 年)

産業連関表を用い、長期時系列データを用い、産業構造分析を行った。青森県の産業構造と域外取引の関係を把握するためにスカイライン図¹の推移でその変化を見ていくことにする。

1-2-1 青森県経済のスカイライン分析

青森県の産業スカイライン図(1985 年、2000 年、2005 年)の変化を図 2～図 4 で見ると、青森県の産業構造は製造業中心に移輸出型に変化していく過程が分かる。

1985 年の産業スカイライン図 2 をみると、棒グラフの高さは県内産業では農業が最も高く、地域内の生産額が大きく、自給率が高い産業となっている。製造業はグラフの横幅に示されているように食料品製造業中心の産業構造であることが分かる。しかし、総需要に占める移輸出の割合が

¹ スカイライン図の描画には「Ray スカイラインチャート作成ツール」は宇多(2011)を使用した。

50%前後に止まり、総供給でも、自給率が 120%程度と県内需要中心の産業構造が示されている。三次産業では商業、運輸、サービス業などは棒グラフの高さが 100%程度に止まり、域際取引がほとんど見られない。いずれの産業も総需要=総供給の水準は移・輸出、移・輸入が少なく、県内需要に依存する割合が高い産業構造となっている。

次に、2000 年の産業スカイライン図 3 をみると、県(国)外との域際取引が活発になっていることが分かる。製造業の素材型産業、電気機械を中心に移・輸出分が大幅に増加、対事業所サービスにみられるように移・輸入の割合も増えている。いずれの産業も総需要=総供給の水準は域際取引が活発化したことにより、以前に比べ自給型から移・輸入、移輸出取引が増加する域際取引型へシフトしており、青森県の経済構造が変化していることが分かる。

2005 年の産業スカイライン図 4 で見ると、農業、製造業を中心とした域際取引の活発化がうかがわれているが、2005 年はこれが非製造業のサービス業、商業、運輸業、情報通信業まで広がり、県内経済のサービス化、情報化を裏付ける結果となっている。

図 2 1985 年の産業スカイライン図

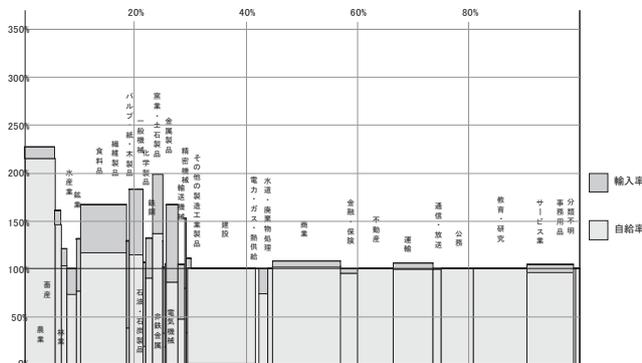


図 3 2000 年の産業スカイライン図

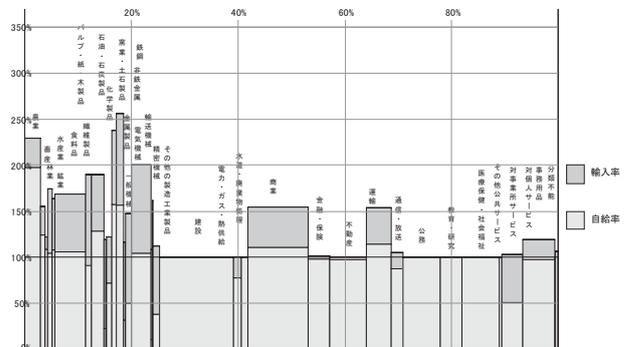
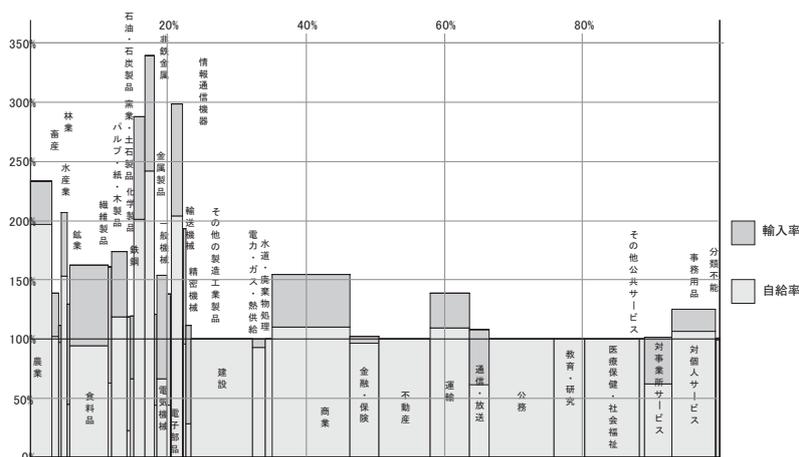


図 4 2005 年の産業スカイライン図



1-3 景気変動パターンの変化

青森県の産業スカイライン図に見る産業構造は、2000年～2005年の変化が著しく、その特徴として移輸出、移輸入の域際取引の拡大が指摘できた。

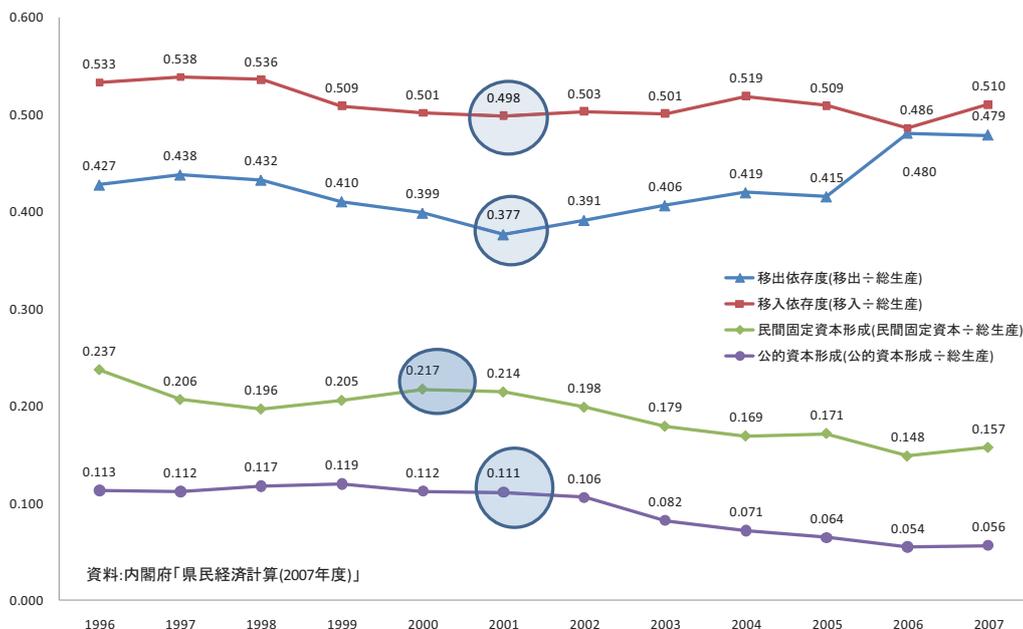
その変化を需要面から検証するために、1996～2007年度の県内需要に対する総生産額の割合を依存度として、移・輸出、移・輸入、民間設備投資、公共投資の推移を示す5図を作成した。

この間の需要項目別の推移で注目した指標が、移出依存度、移入依存度、公的資本形成の三つである。移出依存度は2001年度以降増加傾向を辿り、2006年度は移入水準と一時並び、移出の動きが県経済をリードする形となっている。

一方、公的資本形成は逆に2002年度以降、漸減傾向にある。民間設備投資は2000年にピークアウトし、公的、民間固定資本形成の依存度は低下の一途を辿っている。

これらのことから、県内需要の移輸出、公的資本形成がターニングポイントを迎えた2001年度に着目し、この時期に青森県の産業構造、経済構造に何らかの変化があったと仮定して、次章ではいくつかの代替的アプローチにより、この作業仮説を検証していくことにする。

図5 青森県の移出・移入依存度



2 青森県景気変動パターンの分析、五つの検証方法

2001年度を境にした青森県の産業構造、経済構造の変化と景気変動パターンの関連を多面的に検討する。このような産業構造の特徴と、景気変動パターンの関連を研究した最近の研究として林田(2007)がある。林田は1990年以降の月次の経済変数に基づいて景気循環の特徴、相違について検証した。このほか、三井(2002)は岐阜県のCI一致指数を作成、全国の景気循環と変動パターンを検証した。

本研究は、以下の二つのタイプに分類される五つのアプローチに基づき、青森県の景気動向一致指数を前期(1996年～2001年)、後期(2002年～2010年)に分け、景気変動パターンの変化、景気循環の拡大期間、後退期間の違いなどを検証する。

第一のタイプは景気動向指数を基にする四つの方法によるアプローチである。

- 1) 全国と青森県の景気動向指数(一致系列)のタイミングのズレ、いわゆるラグの存在を前期と後期を比較して分析する。
- 2) 景気動向指数一致系列と個別指標の交差相関を前期、後期別に推計、そのパターンの変化を検証する。
- 3) DECOMPで季節調整を行い、トレンドを取り出し、前期、後期の変動パターンを検証する。
- 4) 時系列分析モデルをBox-Jenkinsの手法を用い、青森県景気動向指数の同定、推計、予測を行う。

第二のタイプは新たに別個の視点から、景気指標を作成し分析しようとするものである

- 5) 県内経済指標をもとに主成分分析により新たな景気指数を開発、それにより県内景気の変動パターンを検証していく

以上のアプローチにより、前期(1996年～2001年)、後期(2002年～2010年)のパターンに違いがあるのか、全国との比較、景気動向指数とのタイミング、景気循環のパターン(拡大期間、後退期間の長さ)などに注目して検討する。

2-1 青森県景気動向指数の概要

景気動向指数は景気の状態(Business Condition)を把握、景気変動を捉える指標であり、青森県企画政策部統計分析課が内閣府の作成手法を参考に毎月作成、公表している。

青森県の場合、景気動向指数の採用経済指標は表3のように、先行系列(9指標)、一致系列(9指標)、遅行系列(5指標)で構成されている。

表3 青森県景気動向指数の個別指標

系	列	名	
先行系列	（9）	乗用車新車登録届出台数	季前
		生産財生産指数	季前
		新規求人倍率（全数）	季前
		所定外労働時間指数（全産業）	季前
		入職率（製造業）	季前
		新設住宅着工床面積	季前
		建築着工床面積	季前
		企業倒産負債額	季前
		中小企業景況DI	季前
		大型小売店販売額（既存店）	季前
一致系列	（5）	鉱工業生産指数	季前
		電気機械生産指数	季前
		大口電力使用量	季前
		有効求人人数（全数）	季前
		総実労働時間数（全産業）	季前
		海上出入貨物量（八戸港）	季前
		東北自動車道IC利用台数	季前
		日銀券月中発行高	季前
		勤労者世帯家計消費支出（実質）	季前
		常用雇用指数（製造業）	季前
遅行系列	（5）	1人平均月間現金給与総額	季前
		単位労働コスト（製造業）	季前
		輸入通関実績（八戸港）	季前
		青森市消費者物価指数（帰属家賃除く）	季前
			季前

資料：「青森県景気動向指数(月報)」(青森県企画政策部)。

※季はセンサス局法X-12-ARIMAによる季節調整値、前は前年比、原は原データを示す。

2-2 青森県の景気転換点

2-2-1 戦後の景気基準日

我が国の戦後の景気基準日は表4-1にあるように第14循環を数える。青森県の景気基準日も第7循環から第14循環までを表4-2に示してある。

表 4-1 戦後の景気基準日

景気循環	景気基準日			期間	景気の名目	景気後退期間		全循環
	谷(底)	山(ピーク)	谷(底)			期間	景気の名目	
1		1951 6	1951 10		特需景気	4		
2	1951 10	1954 1	1954 11	27	三白景気	10		37
3	1954 11	1957 6	1958 6	31	神武景気	12	なべ底景気	43
4	1958 6	1961 12	1962 10	42	岩戸景気	10		52
5	1962 10	1964 10	1965 10	24	オリンピック景気	12	証券不況	36
6	1965 10	1970 7	1971 12	57	いざなぎ景気	17		74
7	1971 12	1973 11	1975 3	23	列島改造ブーム	16	第一次石油ショック	39
8	1975 3	1977 1	1977 10	22		9		31
9	1977 10	1980 2	1983 2	28		36	第二次石油ショック	64
10	1983 2	1985 6	1986 11	28	ハイテク景気	17	円高不況	45
11	1986 11	1991 2	1993 10	51	平成景気	32	バブル崩壊	83
12	1993 10	1997 5	1999 1	43		20	金融不況	63
13	1999 1	2000 11	2002 1	22	ITブーム	14	IT不況	36
14	2002 1	2007 10	2009 3	69	実感なき景気回復	17		86

資料：「景気基準日付けの暫定設定について(2010年6月)」(内閣府)より作成。

注)14循環は暫定含む、景気の名目は通称である。

表 4-2 青森県の景気基準日

景気循環	景気基準日			期間	景気の名目	景気後退期間		全循環
	谷(底)	山(ピーク)	谷(底)			期間	景気の名目	
7	1972 4	1973 9	1975 3	17	列島改造ブーム	18	第一次石油ショック	35
8	1975 3	1976 12	1978 3	21		15		36
9	1978 3	1980 1	1982 3	22		26	第二次石油ショック	48
10	1982 3	1985 4	1987 3	37	ハイテク景気	23	円高不況	60
11	1987 3	1991 3	1994 1	48	平成景気	34	バブル崩壊	82
12	1994 1	1997 3	1999 2	38		23	金融不況	61
13	1999 2	2000 8	2002 3	18	ITブーム	19	IT不況	37
14	2002 3	2007 7	2009 4	64	実感なき景気回復	21		85

資料：青森県企画政策部資料により作成。

注)14循環は暫定含む、景気の名目は通称である。

青森県と全国の景気循環(谷から次の谷までの期間)を比較した表5をみると、景気拡大期間は第9循環を除き、青森県が全国に比べ総じて短く、逆に後退期間は青森県が全国に比べ長くなっている。

全国と比較した拡大期間と後退期間の長短は、拡大期間が後退期間を上回っている。以上からすると、青森県の景気循環は拡大期間が全国に比べ短く、逆に後退期間は全国より長くなっている。

表5 青森県と全国の景気循環

単位:月

景気循環	拡大期間		期間の相違	後退期間		期間の相違	全循環		期間の相違
	青森県	全国		青森県	全国		青森県	全国	
7	17	23	-6	18	16	2	35	39	-4
8	21	22	-1	15	9	6	36	31	5
9	22	28	-6	26	36	-10	48	64	-16
10	37	28	9	23	17	6	60	45	15
11	48	51	-3	34	32	2	82	83	-1
12	38	43	-5	23	20	3	61	63	-2
13	18	22	-4	19	14	5	37	36	1
14	64	69	-5	21	17	4	85	86	-1

資料:表9-1、表9-2より作成。

注)リード・ラグは全国との比較、14循環は暫定含む。

2-2-2 青森県と全国の景気局面

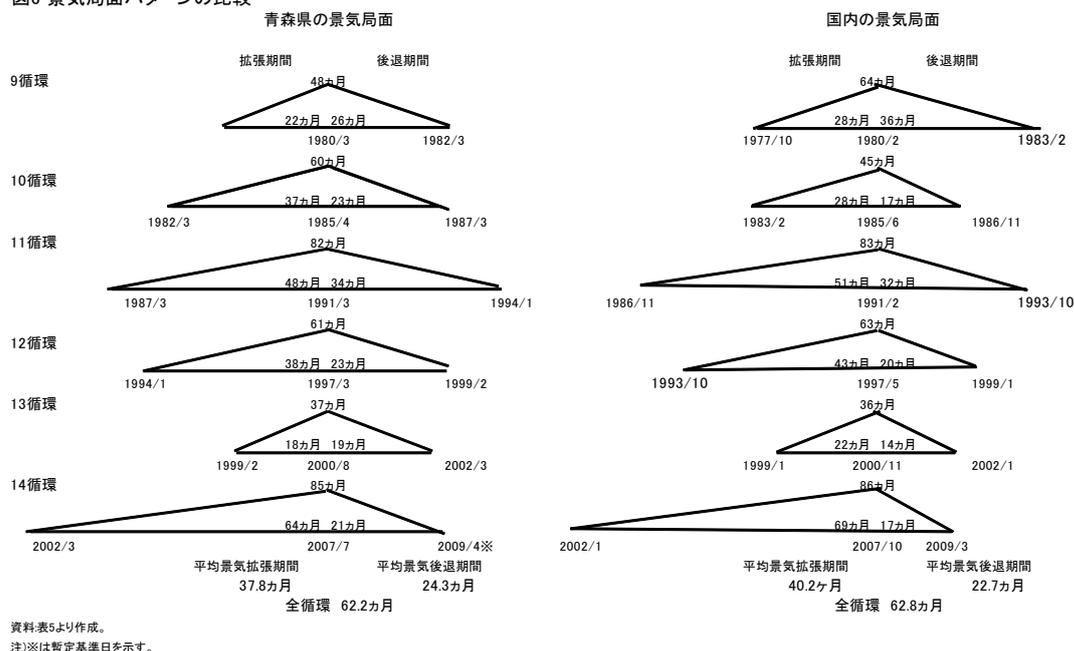
青森県と全国の景気局面の違いを理解するために、景気拡大期間、後退期間を図式化したのが図6である。これによると、青森県の景気拡大(拡張)期間(1980年以降9循環から第14循環まで)は平均37.8カ月、全国の40.2カ月に比べ約3カ月短い。また、景気拡大のスタートから最初の谷を迎えた時期を全国と比較すると、先にふれたように2カ月程度遅れて谷を迎えている。

景気後退期間は第9循環を除き、青森県が24.3カ月、全国が22.7カ月と青森県が約2カ月長くなっている。1982年の第10循環の景気拡大(拡張)期間が全国を2カ月上回った以外、景気拡張期間は青森が全国より短く、景気後退期間が長い状態が見られている。景気後退期に入る転換点である山を迎えた時期は全国に比べ3カ月早くなっている。

景気変動パターンは景気拡大が全国に比べ遅く、景気のピークが全国に比べ早い傾向が見られる。

本研究で注目する2000年代初めからの青森県の景気循環は第14循環のみである。第14循環は景気の最初の「谷」から「山」までの景気拡大期間は64カ月と極端に長く、景気後退期間は21カ月と比較的短い。2008年後半のリーマンショックの景気に及ぼす影響が大きく、急速に景気が落ち込んだと見られる。これは、全国も同様な動きである。

図6 景気局面パターンの比較



2-3 交差相関関係による全国と青森県のラグの分析

景気動向指数は全国、青森県ともに月次ベースで発表されている。そこで、景気動向指数一致系列の相関関係に注目して、青森県と全国の一致指数のラグを見ていく。分析手法は交差相関係数を用いた。

交差相関関係のデータ対象期間(1996年～2010年)を二期間に分け、当初の1996年から2001年までを前期、2002年から2010年までを後期として、交差相関係数を算出した。

前期の交差相関係数を6カ月ラグから6リードまでをグラフにした図7-1を見ると、全国が2期先行する場合の交差相関係数が0.62と最も高くなった。次いで、全国と同期(リード・ラグなし)が0.56、全国に2期遅れるラグ2が0.55となった。

後期の交差相関関係を示した図7-2を見ると、全国が2期先行する場合の交差相関係数が0.54、全国と同期(リード・ラグなし)が0.47、1期先行が0.46となった。前期に比べ、相関係数が幾分低くなったこと、全国が先行する場合の相関係数が幾分高くなっている。

図7-1 交差相関係数(国、青森県) 前期

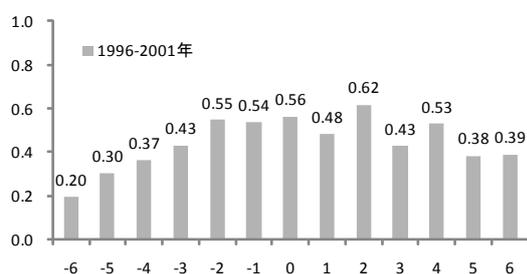
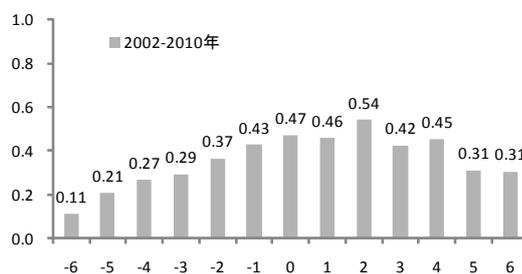


図7-2 交差相関係数(国、青森県) 後期



前期、後期の交差相関係数を推計すると、全国と青森県の景気動向指数一致系列は全国が2期程度、青森県を先行する傾向があることが分かった。ただ、前期、後期では後期の交差相関係数が前期より、水準が低くなっている。これらから、ラグの構造は大きくは変わらないこと、ただし、相関関係がいく分弱まっていると結論付けられる。

2-4 DECOMPによる時系列分析

本節では景気動向指数からトレンドを分解するためにセンサス局法とは異なる季節調整の方法である DECOMP²を用いる。DECOMP は、時系列データから季節要因を除去するため、データ変動を趨勢変動(T)、循環変動(C)、季節変動(S)、不規則変動(I)に分解して分析する。すなわち

$$Y_t = T_t + C_t + S_t + I_t \quad (\text{加法モデル})$$

となる。

期間を、前期(1996年～2001年)、後期(2002年～2010年)に分割し、それぞれトレンドの動向から、時系列パターンを分析した。

青森県の景気動向指数(一致系列)をDECOMPで分析し、トレンド(TとC)を抽出、そのトレンドを前期、後期別にそれぞれグラフにした。図8-1は前期のみのデータによる推計、図8-2は後期のみのデータによる推計である。

前期の6年間、景気動向指数のトレンドは図8-1にあるように、山、谷がそれぞれ2回、谷から次の谷までの景気循環は1循環と緩やかなカーブを描いている。

後期の8年間、景気動向指数のトレンドは図8-2にあるように、山が6回、谷が6回と変動の大きい動きとなった。谷から次の谷までの景気循環は5回と前期に比べサイクルが短く、上下変動が忙しい動きを示している。

以上から、景気動向指数の趨勢変動(トレンド+サイクル)は、前期、後期では変動パターンが明らかに異なっていることが分かった。前期は比較的緩やかなトレンド傾向が見られ、後期はトレンドが短サイクルの上下動を繰り返している。

²統計数理研究所が開発した季節調整法である。時系列分析が可能な DECOMP 法として、今回は WEB 上で利用可能な WEB-DECOMP を用いた。その際、開発者の佐藤整尚氏から有益な助言をいただいた。

図8-1 青森県景気動向指数一致系列のトレンド 前期

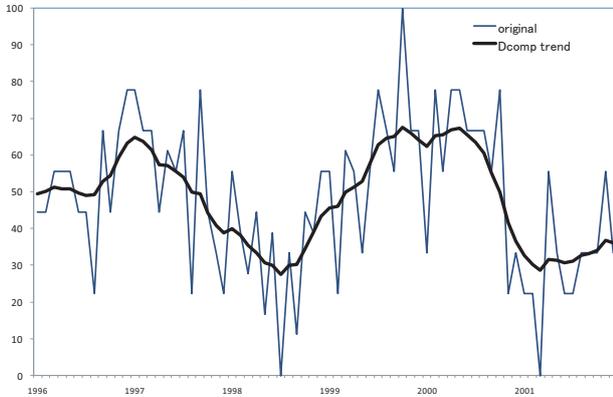
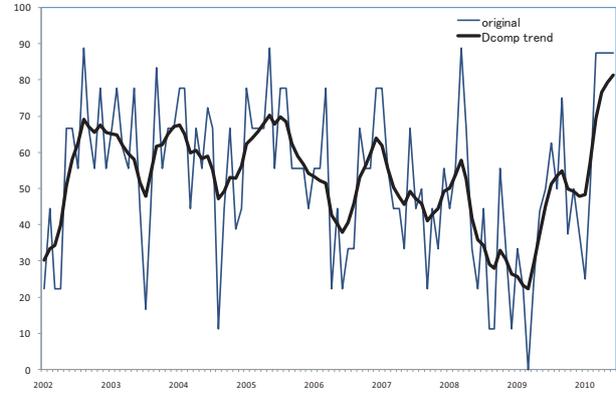


図8-2 青森県景気動向指数のトレンド 後期



2-5 青森県景気動向指数の時系列分析

本節は青森県景気動向指数の一致系列の時系列データ(1996年～2010年)を ARMA モデルで分析する。対象期間は作業仮説である産業構造の変化時点をもとに前期(1996年～2001年)、後期(2002年～2010年)とし、期間中にどのようにパターン変化があったのか、自己相関係数、偏相関係数、次数の変化、予測などの分析を行った。

分析は Box-Jenkins の統計的アプローチの手順に従い、モデル次数の決定(identification)、モデルのパラメータを推計する「推定」(estimation)、景気動向指数の6カ月先を予測する「予測」(forecast)の三つのステップで行った。³

2-5-1 自己相関係数

時系列データの次数を決定するための準備として自己相関係数、偏自己相関係数を算出した。

前期の自己相関係数、偏自己相関係数を示したのが図9-1、図9-2である。自己相関係数は1期以降4期まで徐々に減少、偏自己相関係数は2期以降減少、4期に切断されていることが分かる。

図9-1 自己相関係数(AC) 前期

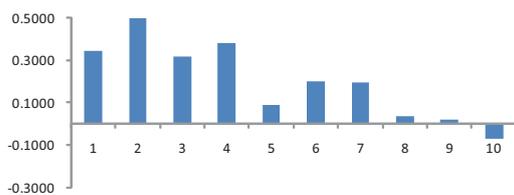
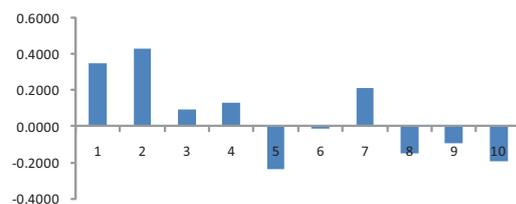
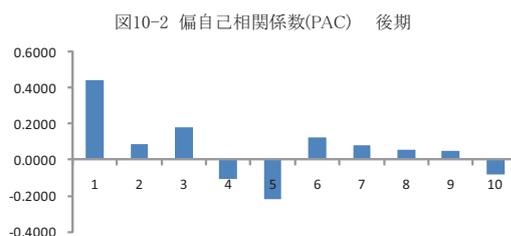
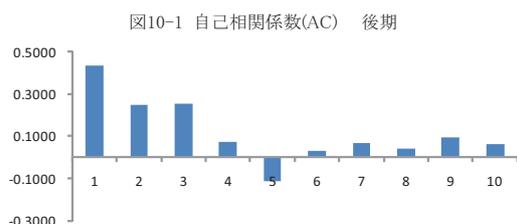


図9-2 偏自己相関係数(PAC) 前期



³ 刈屋(第4章)、森棟(第7章)、縄田(第6章)、佐竹(第4章)参照。統計分析ソフトは TSP を利用した。

後期の自己相関係数、偏自己相関係数を示したのが図 10-1、図 10-2 である。自己相関係数は 1 期以降 3 期まで徐々に減少、偏自己相関係数は 1 期以降に切断されている。



ARMAモデルを時系列分析に当てはめるために、定常性⁴⁾の条件を考慮しなければならない。この具体的指標となるのが自己相関係数であり、ラグが小さな値にならない場合は非定常とみられ、分析することは不適切な可能性がある。

前期、後期の自己相関係数は前期が4次以降、後期が3次以降に急速に低下、定常性が認められる。また、偏自己相関係数においても相関係数が急速に小さくなる次数が最適次数となる可能性が高い。

2-5-2 モデル次数の決定と推定

次に最適なモデル次数を定める。考慮する組合せは前期、後期の自己相関係数、偏自己相関係数のグラフから、ARがラグ2、MAがラグ2の組合せ8パターンから最適モデルを採用した。

ARMAモデルが時系列に対して最適と判断するために、AIC(赤池情報基準)が小さいほどあてはまりが良いことが知られている。

これらの結果をまとめた表6はARMA(1, 0)からARMA(2, 2)までの推計結果を示している。これによると、前期はAR:2、MA:0のAICが最も小さく、最もあてはまりが良かった。すなわち、

$$x_t = \mu_{t-1} + 0.196x_{t-1} + 0.435x_{t-2} \quad \text{となる。}$$

また、後期はAR:2、MA:1のAICが最も小さく、最もあてはまりが良かった。すなわち、

$$x_t = \mu_{t-1} + 1.413x_{t-1} + (-0.419)x_{t-2} \quad \text{となる。}$$

⁴⁾ 変量の確率過程において、時系列データの平均(期待値)が一定、分散が一定で自己相関係数が時間に依存せず、時間差のみに依存している状態。

表6 ARAMAモデルによる次数決定

[景気動向指数 一致系列] 通期										
	AR	MA	Logl	AIC	BIC	C	φ 1	φ 2	θ 1	θ 2
ARMA	1	0	-760.2	1522.4	765.3	29.608	0.419			
ARMA	2	0	-755.3	1514.5	763.0	22.444	0.324	0.238		
ARMA	0	1	-765.8	1533.7	771.0	50.850			-0.293	
ARMA	0	2	-761.5	1527.1	769.3	50.898			-0.309	-0.176
ARMA	1	1	-754.7	1513.3	762.4	9.991	0.806		0.476	
ARMA	1	2	-753.9	1513.7	764.2	13.918	0.729		0.454	-0.144
ARMA	2	1	-754.2	1514.4	764.5	13.156	0.622	0.122		
ARMA	2	2	-751.7	1511.3	764.6	0.829	1.882	-0.898	1.613	-0.620

[景気動向指数 一致系列] 前期										
	AR	MA	Logl	AIC	BIC	C	φ 1	φ 2	θ 1	θ 2
ARMA	1	0	-315.5	633.0	319.8	31.203	0.349			
ARMA	2	0	-308.1	620.1	314.5	17.664	0.196	0.435		
ARMA	0	1	-317.7	637.4	322.0	48.024			-0.197	
ARMA	0	2	-312.9	629.7	319.3	48.020			-0.153	-0.294
ARMA	1	1	-310.2	624.3	316.6	6.148	0.870		0.588	
ARMA	1	2	-307.2	620.5	315.8	14.227	0.703		0.578	-0.376
ARMA	2	1	-307.6	621.2	316.2	11.392	0.397	0.365	0.249	
ARMA	2	2	-307.4	622.8	318.1	12.653	0.082	0.652	-0.105	0.249

[景気動向指数 一致系列] 後期										
	AR	MA	Logl	AIC	BIC	C	φ 1	φ 2	θ 1	θ 2
ARMA	1	0	-444.0	890.0	448.6	28.535	0.461			
ARMA	2	0	-443.6	891.3	450.6	25.931	0.424	0.087		
ARMA	0	1	-446.0	894.0	450.6	52.781			-0.409	
ARMA	0	2	-445.4	894.8	452.3	52.809			-0.435	-0.088
ARMA	1	1	-443.2	890.5	450.2	16.237	0.695		0.298	
ARMA	1	2	-443.1	892.3	452.4	13.971	0.738		0.309	0.075
ARMA	2	1	-441.7	889.4	451.0	0.200	1.413	-0.419	1.000	
ARMA	2	2	-442.8	893.5	454.3	19.873	0.321	0.306	-0.115	0.227

2-5-3 予測と残差の分析

このモデルによる短期の予測を行い、残差分析を行った。

前期(1996年～2001年)モデルの実績値、予測値、残差を示したのが図11-1である。予測値(後半の破線部分)は、短期の上昇トレンドが予測されている。また、残差の平均と標準偏差は表12にあるように-1.295、19.52となった。

後期(2002年～2010年)の実績値、予測値、残差は図11-2に示しているが、短期の予測は下降トレンドが見込まれている。後期の平均は-3.412、標準偏差は19.532となった。

なお、図11-1、図11-2のグラフをみると、後期のグラフの変動サイクルが短いように見える。そこで、それぞれの平均値を標準偏差で除した変動係数を算出すると、表7にあるように後期が大きく、前期に比べ後期のほうがデータのバラツキ、変動が大きいことが分かった。

図11-1 前期 景気動向指数一致系列 ARMA(2,0)

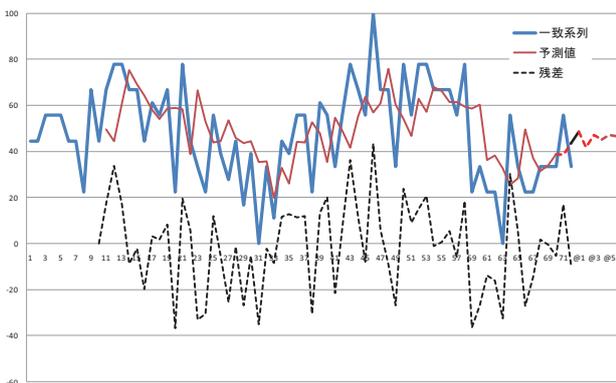
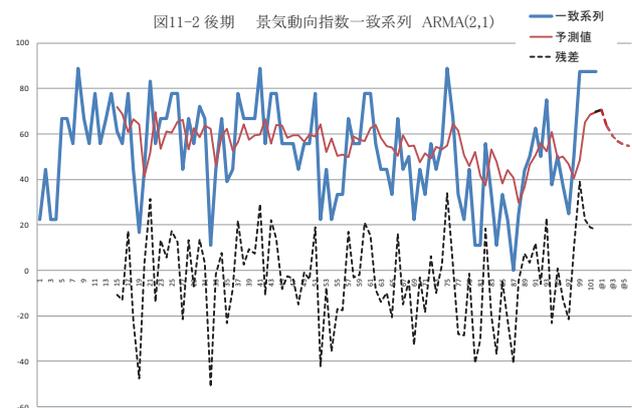


図11-2 後期 景気動向指数一致系列 ARMA(2,1)



以上から、予測の残差に注目すると、明らかに前期と後期の違いが見られる。後期では予測しがたい誤差が拡大しているという意味で、不確実性が高まったのである。

このことは、前章の産業構造の変化の分析で明らかにした域際取引の活発化の影響が表れたと解釈することができる。すなわち、我が国経済の予測しがたい変動が、県内の景気をこれまで以上に左右するようになったことが不確実性を高めた可能性がある。

表7 ARAM 前期 後期の残差統計量

	前期	後期
サンプル数	62	88
平均	-1.295	-3.412
標準偏差	19.520	19.532
分散	381.014	381.502
変動係数	-0.066	-0.175
最小	-36.753	-51.125
最大	43.212	39.137

2-6 景気動向指数一致系列と個別指標の交差相関

この節は、青森県景気動向指数一致系列と個別指標の交差相関係数を算出し、前期(1996年～2001年)、後期(2002年～2010年)で一致系列と個別指標とのリード、ラグ関係がどのように変化したのか、景気変動パターンの変化を見ていく。一致系列の個別指数は景気動向と関連が最も強いと見られる生産関連指標から鉱工業生産指数、雇用関連から1指標（有効求人数）、個人消費から1指標（大型小売店販売）を選び、一致系列と個別3指標の交差相関係数を前期、後期ごとにそれぞれ算出した。

生産関連指標、ここでは鉱工業生産指数の交差相関を表した図12-1、図12-2をみると、前期と後期で大きくパターンが変わったことが分かる。前期の景気動向指数と鉱工業生産指数の関係は交差相関係数が最も大きいのがラグ0であり、同期の状態にある。後期は鉱工業生産指数が景気動向指数に逆相関の関係で先行するパターンに変化している。

[生産活動 図12-1

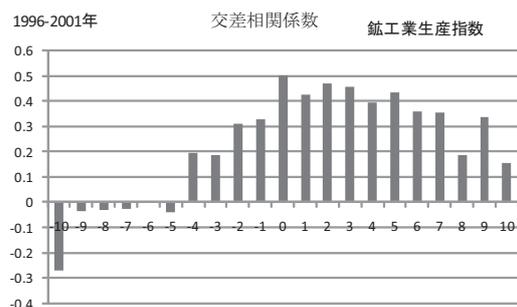
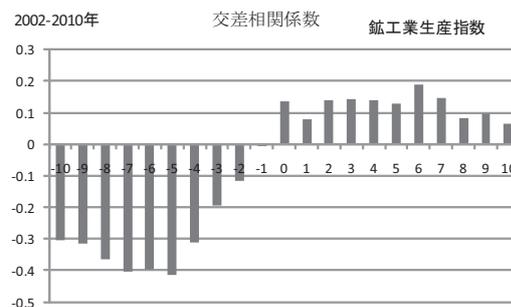
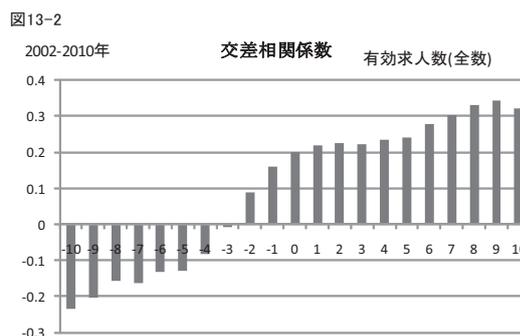
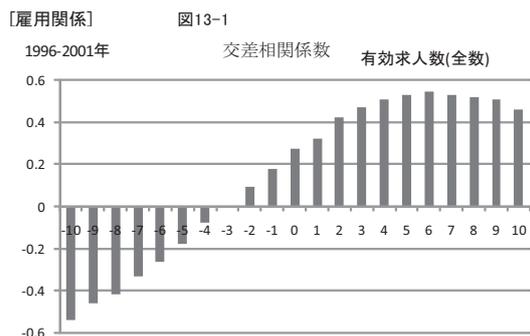


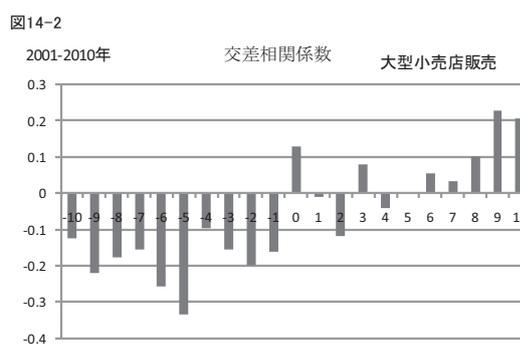
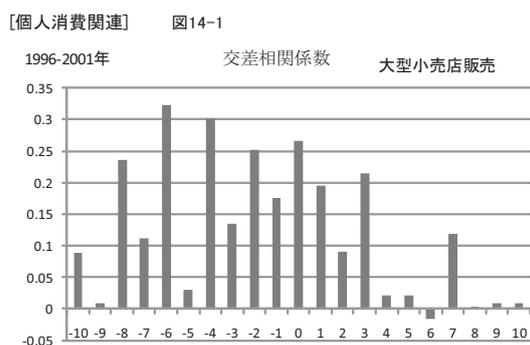
図12-2



雇用関連指標は、ここでは有効求人倍率と景気動向指数の交差相関の関係をしめした図13-1、図13-2をみると、前期、後期ともパターンに変化はない。雇用関係指標は景気に遅行するといわれるが、今回の分析では前期が6カ月程度、後期が9カ月遅れるという結果となった。



個人消費関連として、大型小売店販売と景気動向指数の交差相関を図14-1、図14-2に示した。これによると、前期は相関係数のバラツキが大きく、判断が難しいものの、後期になると、大型小売店販売が景気動向指数を先行するパターンが幾分認識できるようになった。



以上のように、生産活動については、前期と後期で著しいパターンの変化が見られ、産業構造の変化が景気動向に影響を与えたことがうかがわれる。しかし、雇用、消費についてはそのような変化は見られなかった。

2-7 主成分分析によるアプローチ

これまでの各節では、景気動向指数をもとに青森県の経済構造の変化に対するアプローチを試みてきた。ただ、景気動向指数は採用指標に製造業関連データが多く、生産活動に偏重しているとの批判もある。実際、新たな指標を作成し、地域経済の変動をとらえようとする研究も増えている。林田（2007）は主成分分析を用い、北海道地域景気指数を試算した。また、宮城県の地方銀行である七十七銀行は独自に「七十七景気インデックス（主成分分析手法による）」を作成している。

本研究では、先行研究のアプローチを参考に、青森県の景気動向指数の個別指標から、鉱工業生産指数、乗用車登録届出台数、大型小売店販売高、所定外労働時間(全産業)の4指標を採用し、主成分による新たな景気指標を作成し、これにもとづいて産業構造と経済変動パターンの関連を検討する。

データは、①経済活動における重要度が高い、②景気との連動性がある、③青森県、全国と共通した経済指標との理由から採用した。データ収集期間は1996年から2010年9月まで、これまで同様に通期、1996年～2001年を前期、2002年～2010年を後期として主成分分析を行った。⁵

主成分分析結果をまとめたのが表8である。累積寄与率で80%程度となる主成分までを考慮することとし、第2主成分までが考慮されることとなった。

前期の主成分分析結果をみると、主成分1を青森県の景気指数とみなせば、同指数の説明力を示す寄与率は0.59、個別経済指標の景気指数へ影響度を示す因子負荷量は鉱工業生産指数が0.61、大型小売店販売額が0.81、乗用車新車届出台数が0.78、総労働時間数が0.85となった。第2主成分までの累積寄与率は0.81と全体の変動の約8割をカバーすることになる。

後期の主成分結果をみると、景気指数の説明力を示す寄与率は0.38、個別経済指標の景気指数へ影響度を示す因子負荷量は鉱工業生産指数が-0.27、大型小売店販売額が-0.24、乗用車新車届出台数が0.85、総労働時間数が0.77となった。累積寄与率が前期を下回り、景気指数への影響力が低下するなど、後期の主成分の結果は当てはまりが良くなかった。

前期と後期の相違を表8からみると、寄与率が後期は前期を下回り、説明力が低下している。固有ベクトルは前期の4指標がすべてプラスだが、後期は大型小売店販売額、鉱工業生産指数がマイナスと、符号が逆転する結果となった。

後期の主成分分析結果について、各指数の相関係数を算出した表9-2をみると、乗用車新車登録届出台数と大型小売店販売など個人消費関連同士の相関が大幅に低下、鉱工業生産指数、総労働時間との相関も低下している。後期については、採用指数の検討が必要と思われる。

⁵ 主成分分析では、山澤(2010)P-18を参考に行った。統計ソフトはCollege Analysisを使用した。

表8 青森県の主成分分析結果
1996-2001年

	主成分1	主成分2
固有値	2.3741	0.8626
寄与率	0.5935	0.2156
累積寄与率	0.5935	0.8092
固有ベクトル		
乗用車新車届出台数	0.5074	-0.4247
大型小売店販売額	0.5233	-0.3994
鉱工業生産指数	0.402	0.7891
総労働時間数(全産業)	0.5542	0.1936
因子負荷量		
乗用車新車届出台数	0.7817	-0.3945
大型小売店販売額	0.8063	-0.3709
鉱工業生産指数	0.6194	0.7329
総労働時間数(全産業)	0.8539	0.1798

2002-2010年

	主成分1	主成分2
固有値	1.5239	1.3532
寄与率	0.381	0.3383
累積寄与率	0.381	0.7193
固有ベクトル		
乗用車新車届出台数	0.6944	0.1497
大型小売店販売額	-0.2429	0.6407
鉱工業生産指数	-0.2658	0.6591
総労働時間数(全産業)	0.623	0.3643
因子負荷量		
乗用車新車届出台数	0.8572	0.1741
大型小売店販売額	-0.2999	0.7453
鉱工業生産指数	-0.3282	0.7667
総労働時間数(全産業)	0.7691	0.4237

表9-1 1996-2001年の相関係数

	乗用車新車届出台数	大型小売店販売額	鉱工業生産指数	総労働時間数(全産業)
乗用車新車届出台数	1.0000	0.6010	0.2539	0.5063
大型小売店販売額	0.6010	1.0000	0.2551	0.5623
鉱工業生産指数	0.2539	0.2551	1.0000	0.5234
総労働時間数(全産業)	0.5063	0.5623	0.5234	1.0000

表9-2 2002-2010年の相関係数

	乗用車新車届出台数	大型小売店販売額	鉱工業生産指数	総労働時間数(全産業)
乗用車新車届出台数	1.0000	-0.0510	-0.1473	0.5012
大型小売店販売額	-0.0510	1.0000	0.3532	0.0032
鉱工業生産指数	-0.1473	0.3532	1.0000	0.0783
総労働時間数(全産業)	0.5012	0.0032	0.0783	1.0000

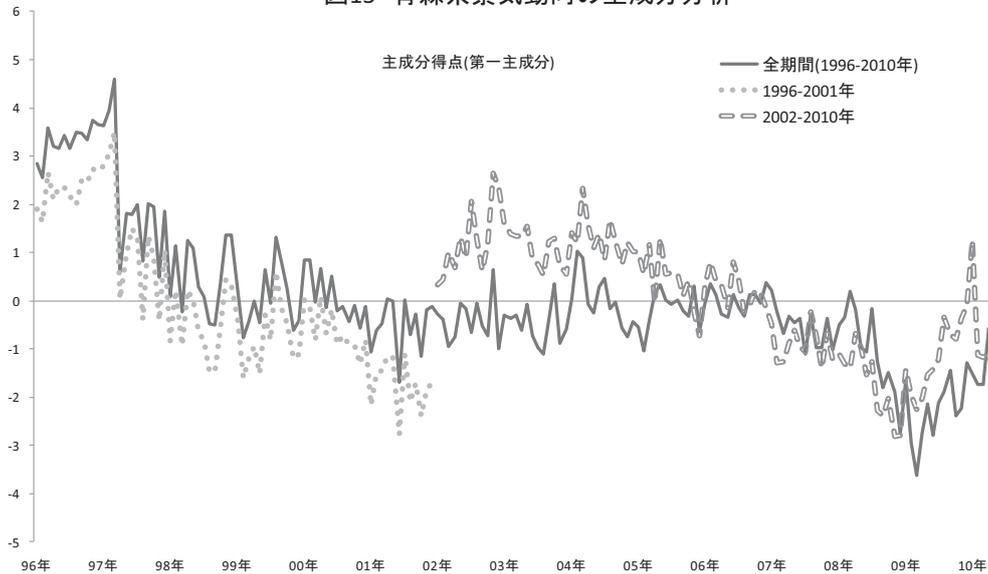
第一主成分の主成分得点を通期、前期、後期にグラフにしたのが図16である。これによると、前期はこれまで景気動向指数で示された2000年前後の景気の山が主成分分析のグラフでは消滅している。

これまでの景気動向指数は生産活動関連の経済指標が多く採用され、生産活動偏重の傾向があるとの見方がされている。今回の主成分分析では生産は鉱工業生産指数1種類だけであり、逆に消費関連指標の2指標(乗用車新車登録届出台数、大型小売店販売額)が含まれている。このため、主成分分析では個人消費の不振の影響が強く現れ、景気動向指数には見られない県内景気動向の一端を示している。

後期のグラフには明らかな下方トレンドが示されている。この傾向は2009年初頭のリーマンショックの落ち込みまで続いている。これについては、第2章で検討した産業構造分析で明らかにした域際取引の拡大がもたらした影響とみることができる。つまり、県外への移輸出、移輸入の増加が、必ずしも県内所得の増加につながらないため、県内の個人消費、設備投資などにうまくリンクしないことになったと解釈できる。

いずれにしても、図15の「青森県景気動向の主成分分析」は、県内経営者から指摘される「実感なき景気回復」を示す判断材料と言える。

図15 青森県景気動向の主成分分析



3 まとめ

青森県の産業構造は、農林水産業のウェートが大幅に低下、代わって、サービス業、公務等の三次産業のウェートが増している。この産業構造の変化のなかで、需要項目別には、県外・国外との移輸出、移輸入が製造業中心に伸長し、20年間に移輸出、移輸入ともに増加している。これらの域際取引の活発化が産業構造の変化に大きな影響を及ぼしていることが分かった。

本研究では、変化のターニングポイントが2002年度ではないかと仮定、ここを基準に景気動向指数を前期、後期に分け、4つの分析アプローチでその特徴を分析した。

景気動向指数を変動要因別に分解し、トレンドとサイクルを取り出してみると、後期の景気変動が前期に比べ、短サイクル、変動幅が大きいことが分かった。また、景気動向指数の時系列分析により、前期、後期で景気変動パターンが異なっていることが検証された。

さらに、主成分分析では景気動向指数に見られた前期の生産活動を主体にした景気の山が主成分分析には見られなかった。これは、主成分分析の採用指標に雇用、消費指標が多いことから、県内景気動向の新たな側面、消費、雇用中心の姿を浮き彫りにした可能性がある。

また、産業構造の変化が主成分分析の後期の動きに影響したことも指摘できる。すなわち、移輸出・移輸入の拡大、域際取引の活発化により、円高、資源問題、カントリーリスクなどの国内経済、グローバル経済の影響をより強く受ける経済構造に変化したことを指摘しておく。

青森県は「食産業の強化」「エネルギー産業の振興」「観光力強化」を掲げ、農林水産業、

観光関連産業、エネルギーの利活用を成長分野と位置付けている。青森県が比較優位にある資源を最大限活用する戦略を打ち出し、攻めの農林水産業、原子力をはじめとする新エネルギー、新幹線開業を契機とした観光産業の振興などの諸施策を積極的に展開している。

これら地域資源を生かした産業基盤の強化と域際取引の拡大が今後の青森県の産業構造、経済構造を大きく変える可能性がある。

まずは、新幹線開業による産業振興が喫緊の課題であろう。

参考文献

- 青森県(1997). 『第23次青森県経済白書』
- 青森県企画政策部(各年). 『青森県産業連関表報告書』
- 宇多賢治郎(2011) 『Ray スカイラインチャート作成ツール』の紹介、『経済統計研究』、第38巻第4号
- 刈屋武昭監修(1987). 『計量経済分析の基礎と応用』,東洋経済新報社
- 北川源四郎(1997). 「季節調整プログラム DECOMP とその後の展開」 統計数理 第45巻,第2号, 217-232
- 佐藤整尚(1997). 「Web Decomp の紹介」 統計数理,第45巻,第2号,233-243
- 七十七銀行(2006). 「七十七景気インデックス(77BI)の作成について」,『七十七銀行調査月報9月号』
- 縄田和満(2007). 『TSPによる計量経済分析入門』,朝倉書店
- 林田元就(2007). 「北海道地域景気指数の試算」,『日経研月報1月号』, 26-31
- 林田元就(2007). 「電力供給地域別景気指数の開発」, 電力中央研究所報告
- 三井 栄(2002). 「岐阜県における景気動向と地域特性」,岐阜大学地域科学部研究報告書
- 森棟公夫(1999). 『計量経済学』,東洋経済新報社
- 山澤成康(2010). 『計量経済学入門』,日本評論社

2011.9.12

研究集会「経済統計・政府統計
の数理的基礎と応用2011」

人口推計の理論と実際

国立社会保障・人口問題研究所

金子隆一

I. 人口統計の体系

- ◆ 人口現象の把握とその体系
- ◆ 人口統計の問題点

II. 人口推計と人口統計

- ◆ 現在人口の推計
- ◆ 将来人口推計

III. 将来人口推計の詳細

- ◆ 手法の概略
- ◆ 結果の概略

人口現象の把握

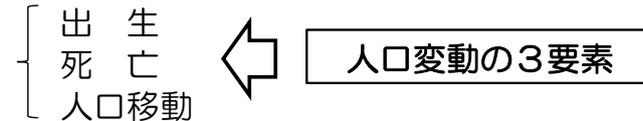
I. 人口静態統計

…人口静態(ストック)に関する統計

- { 人口規模
- { 人口構造 (個人の属性によって分けた人口の内部構成)

II. 人口動態統計

…人口動態(フロー)に関する統計、人口動態事象の把握



人口動態事象と
人口静態の
機能的関係

事象 (フロー)	→	状態 (ストック)
人口動態事象	→	人口静態
出生・死亡・移動	→	人口規模
その他の事象 e.g. 結婚 就業・失業 ⋮	→	人口構造 e.g. 配偶関係構造 労働力人口構造 ⋮

人口学的方程式

Demographic balancing equation

$$P_{t1} - P_{t0} = B_{t0,t1} - M_{t0,t1} + I_{t0,t1} - E_{t0,t1}$$

(期末人口) - (期首人口) = (出生数) - (死亡数)

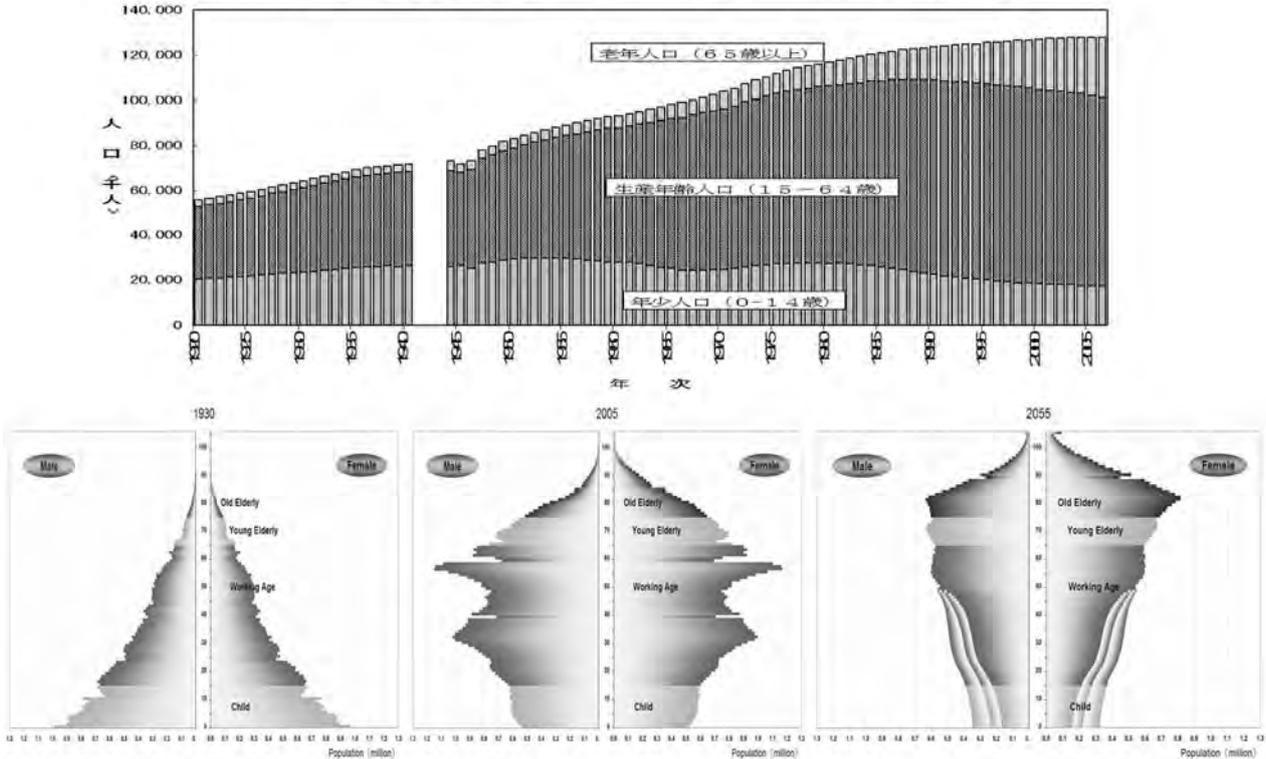
⏟ + (転入者数) - (転出者数)

人口増加

- ① 人口静態と人口動態事象との関係を記述
- ② 実際に未知数を求める方程式として用いる
e.g. 「人口推計」
- ③ 測定誤差の推定に用いる

人口静態統計

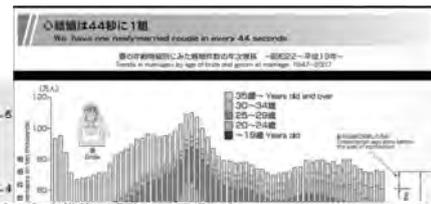
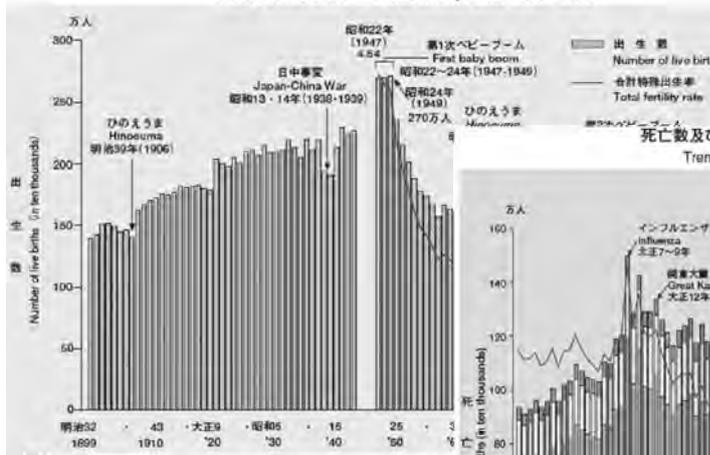
人口規模と人口構造(年齢3区分)の年次推移: 1920-2006



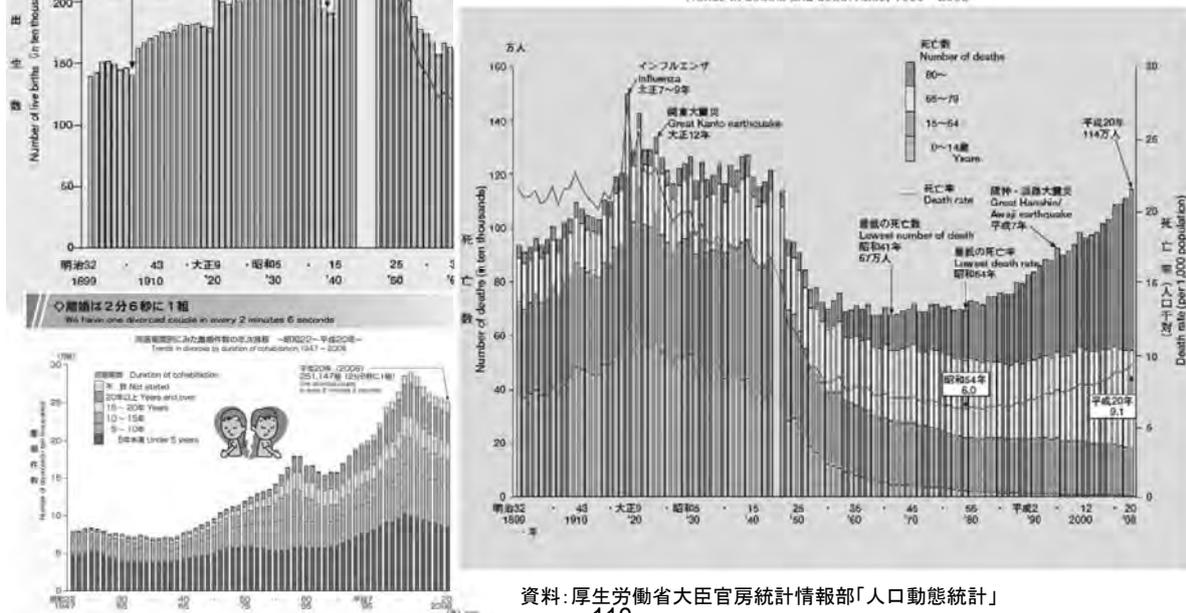
資料: 総務省統計局「国勢調査」「推計人口」、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口(平成18年12月推計)」

人口動態事象と人口動態統計

出生数及び合計特殊出生率の年次推移-明治32~平成20年-
Trends in live births and total fertility rates, 1899-2008



死亡数及び死亡率の年次推移-明治32~平成20年-
Trends in deaths and death rates, 1899-2008



資料: 厚生労働省大臣官房統計情報部「人口動態統計」

人口統計の体系 (政府統計委員会 2008 年ワーキンググループ資料より)

I. 人口静態に関する統計 (人口の規模と構造 (属性別構成) に関する統計)

1. 人口センサス (男女・年齢・配偶関係・居住地・就業状態 などの属性別人口)
 - ① 「国勢調査」(総務省統計局)
2. 行政記録
 - ① 地域住民 (日本人)・・・「住民基本台帳に基づく人口・人口動態及び世帯数」(総務省自治行政局)
 - ② 日本人 (日本国籍を有する国民)・・・戸籍
 - ③ 外国人 (日本に居住する者)・・・「在留外国人統計」(法務省)
 - ④ 海外に居住する日本人・・・「海外在留邦人調査統計」(外務省)
3. 加工統計
 - ① 「現在推計人口」(総務省統計局)
 - ② 「将来人口推計」(厚生労働省・研究所)
4. 標本調査
 - ① 「国民生活基礎調査」(厚生労働省) など

II. 人口動態に関する統計 (人口変動要因に関する統計)

- A. 自然動態 (出生、死亡とこれに直接関連する事象の統計)
 1. 人口センサス
 - ①同居児法による推定出生統計・・・「国勢調査」
 2. 行政記録
 - ①出生・死亡・婚姻・離婚・死産・・・「人口動態統計」(厚生労働省)
 - ②人工妊娠中絶・・・「母体保護統計」(厚生労働省)
 3. 加工統計
 - ①生存・死亡状況・・・「生命表」(厚生労働省)
 4. 標本調査
 - ①縦断 (パネル) 調査・・・「21世紀縦断調査」(厚生労働省)
 - ②結婚・出生調査・・・「出生動向基本調査」(厚生労働省・研究所) など
- B. 社会動態 (国内・国際人口移動/国籍変更)
 - a. 国内人口移動
 1. 人口センサス
 - ①前従地/現住地による・・・「国勢調査」
 2. 行政記録
 - ①転入届・転出届による・・・「住民基本台帳人口移動報告」(総務省統計局)
 3. 標本調査
 - ①「人口移動調査」(厚生労働省・研究所)

b. 国際人口移動

1. 行政記録

① 「出入国管理統計」(法務省)

c. 国籍異動

① 国籍異動(法務省資料)

Ⅲ. 世帯に関する統計

対象の成り立ちからは、「I. 人口静態に関する統計」の一部に分類すべきか。

1. 人口センサス

① 「国勢調査」

2. 行政記録

① 「住民基本台帳に基づく人口・人口動態及び世帯数」

3. 加工統計

① 「世帯数の将来推計」(厚生労働省・研究所)

4. 標本調査

① 大規模標本…「住宅・土地統計調査」(総務省統計局)

② 「国民生活基礎調査」

③ その他

統計委員会基本計画部会 第3WG
2008年2月1日(金) 資料7

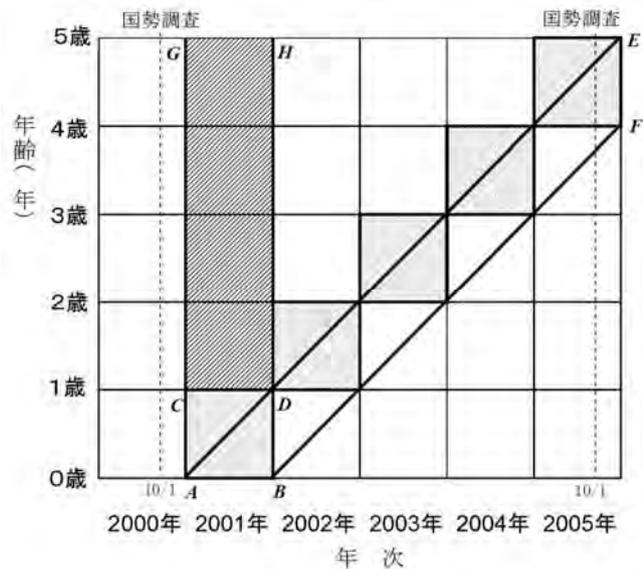
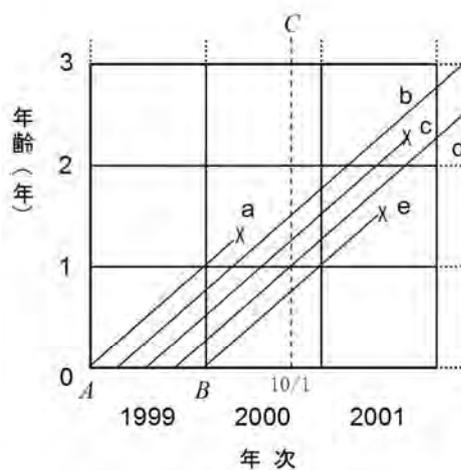
人口統計の体系 (システムの整備に向けて…)

調査対象・形態による整理

調査形態		調査対象		人口静態		人口動態	
		人口	世帯	自然動態	社会動態		
実地調査	全数調査	国勢調査		—	国勢調査 (前従地/現住地)		
	標本調査	国民生活基礎調査 住宅・土地統計調査等		21世紀縦断調査 出生動向基本調査等		人口移動調査	
行政記録	全数調査	戸籍・住民基本台帳 在留外国人統計 海外在留邦人調査		人口動態統計 母体保護統計		住民基本台帳 人口移動報告 出入国管理統計	
	標本調査	—		人口動態統計 特殊報告等		—	

年次統計とライフコース指標

生命線とレキシス図



注：観察時間を横軸、年齢を縦軸にした座標上(レキシス平面)に生命線を描いたもの。各生命線については以下のとおり。

- a：1999年1月1日生まれで、2000年4月1日に満1歳3ヶ月で死亡。
- b：1999年4月1日生まれで、2002年1月1日以降も生存。
- c：1999年7月1日生まれで、2001年10月1日に満2歳3ヶ月で死亡。
- d：1999年10月1日生まれで、2002年1月1日以降も生存。
- e：2000年1月1日生まれで、2001年7月1日に満1歳6ヶ月で死亡。

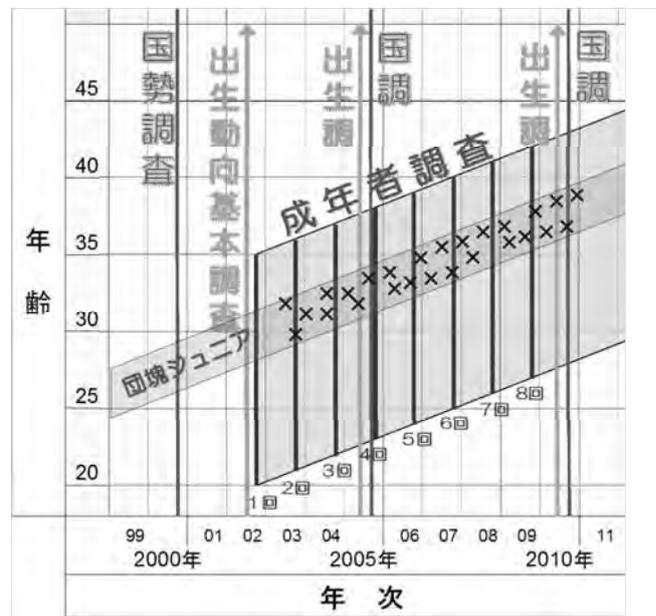
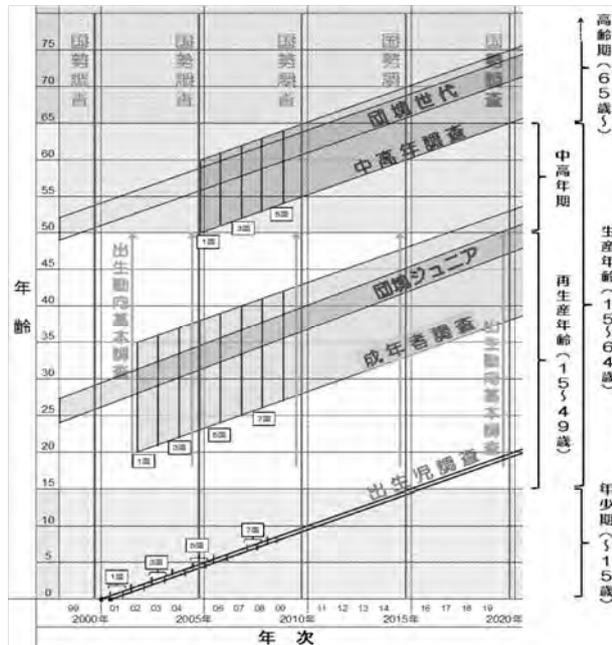
破線 C は、2000年国勢調査(10月1日)によって観察される人口の断面

レキシス図
(Lexis diagram)

〔 コーホート
疑似コーホート
仮説コーホート 〕の違いに注意!

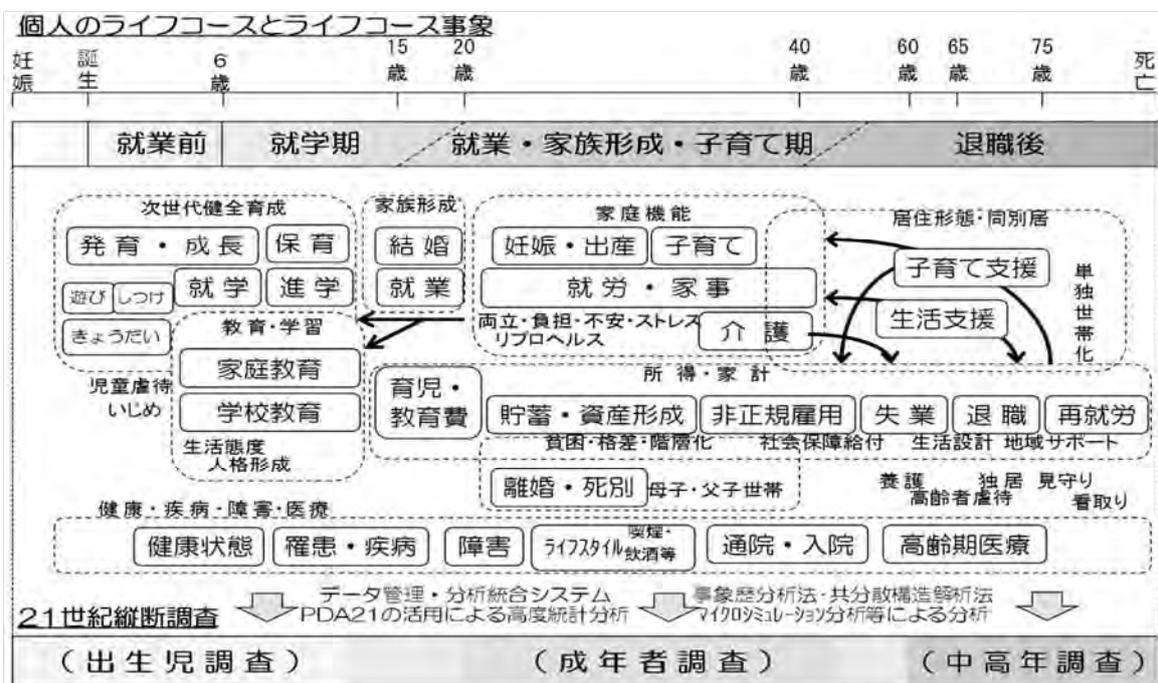
年次統計とライフコース指標

21世紀縦断調査、出生動向基本調査の例



統計調査の連携

国民のライフコースに寄り添い、有効な政策立案に必要な科学的知見をもたらす三つの21世紀縦断調査の例



統計調査の連携

人口動態統計

ライフイベントに関する
統計の新時代！

全数調査であり、代表性が高いが、調査項目に制約。

横断調査

代表性もあり、調査項目も豊富だが、因果立証に弱い。

縦断調査

調査項目も豊富で、因果立証に強いが、代表性が弱い。

(現在)人口推計の概要

(その1)

1. 目的

総務省統計局ウェブページ

<http://www.stat.go.jp/data/jinsui/1.htm>

「人口推計」は、国勢調査の実施間の時点におけるの毎月、毎年の人口の状況を把握するために行うもの。

2. 内容

毎月1日現在 年齢(5歳階級), 男女別推計人口

毎年10月1日現在 全国, 年齢(各歳), 男女別推計人口、および

都道府県, 年齢(5歳階級), 男女別推計人口、その他に、補間補正人口

3. 方法

1) 国勢調査による人口を基礎に、その後の人口動向を他の人口関連資料から得て、毎月1日現在の人口を算出。

2) 推計人口 = 基準人口

+ 自然動態(出生児数－死亡者数)

+ 社会動態(入国者数－出国者数)

+ 国籍の異動による純増(日本人について)

(+ 都道府県間転入者数－都道府県間転出者数)

※()は、都道府県別人口について適用

(現在)人口推計の概要

(その2)

総務省統計局ウェブページ
<http://www.stat.go.jp/data/jinsui/1.htm>

3) 算出に用いている資料

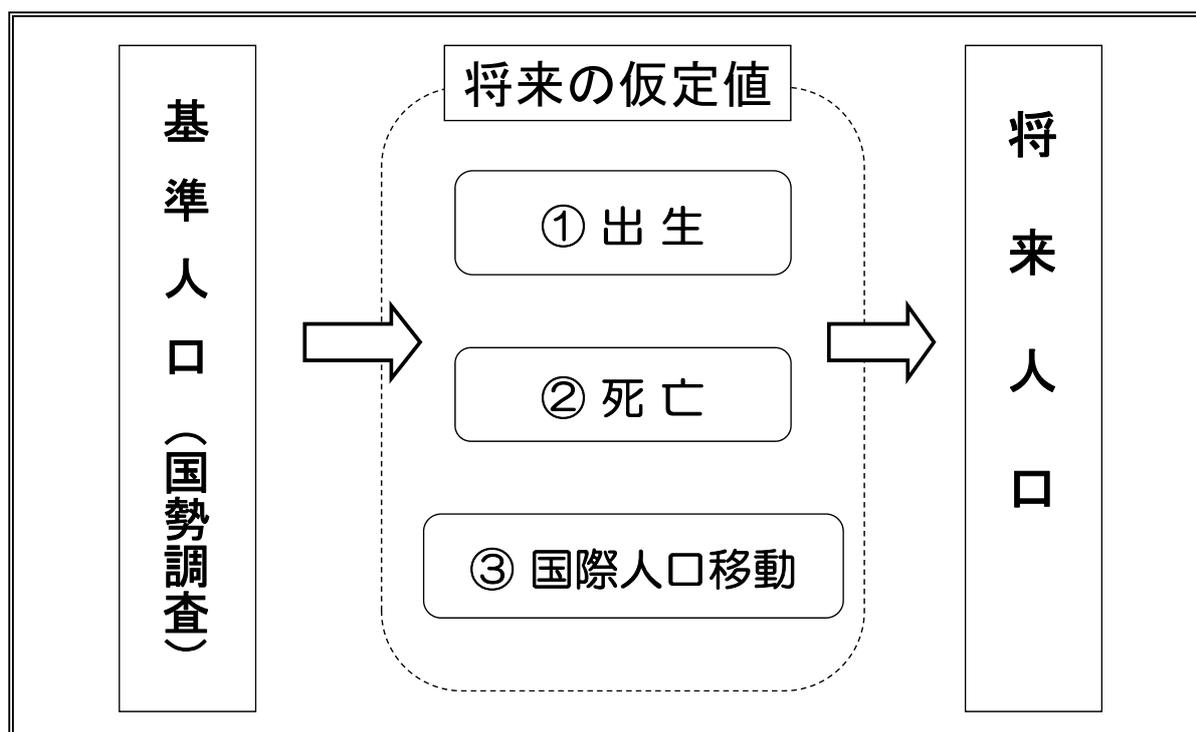
- ・ 出生児数及び死亡者数 …… 「人口動態統計」 (厚生労働省)
- ・ 出入国者数 …… 「出入国管理統計」 (法務省)
- ・ 国籍異動 …… 法務省資料
- ・ 都道府県間転出入者数 …… 「住民基本台帳人口移動報告」 (総務省統計局)
- ・ その他 …… 「国勢調査」 (総務省統計局)
…… 「在留外国人統計」 (法務省)
…… 都道府県資料

全国人口の推移 (国勢調査結果による補間補正人口)

年次	各年 10月1日現在 総人口	人口増減 (前年10月～当年9月)							
		総数	自然動態			社会動態			補間 補正数
			出生児数	死亡者数	自然増減	入国者数	出国者数	社会増減	
平成12年	126,926	…	…	…	…	…	…	…	…
13	127,316	390	1,185	966	219	19,266	19,120	146	25
14	127,486	170	1,176	981	195	16,321	16,372	-51	25
15	127,694	208	1,138	1,023	115	15,038	14,970	68	25
16	127,787	93	1,126	1,024	103	17,673	17,709	-35	25
17	127,768	-19	1,087	1,078	9	18,951	19,004	-53	25

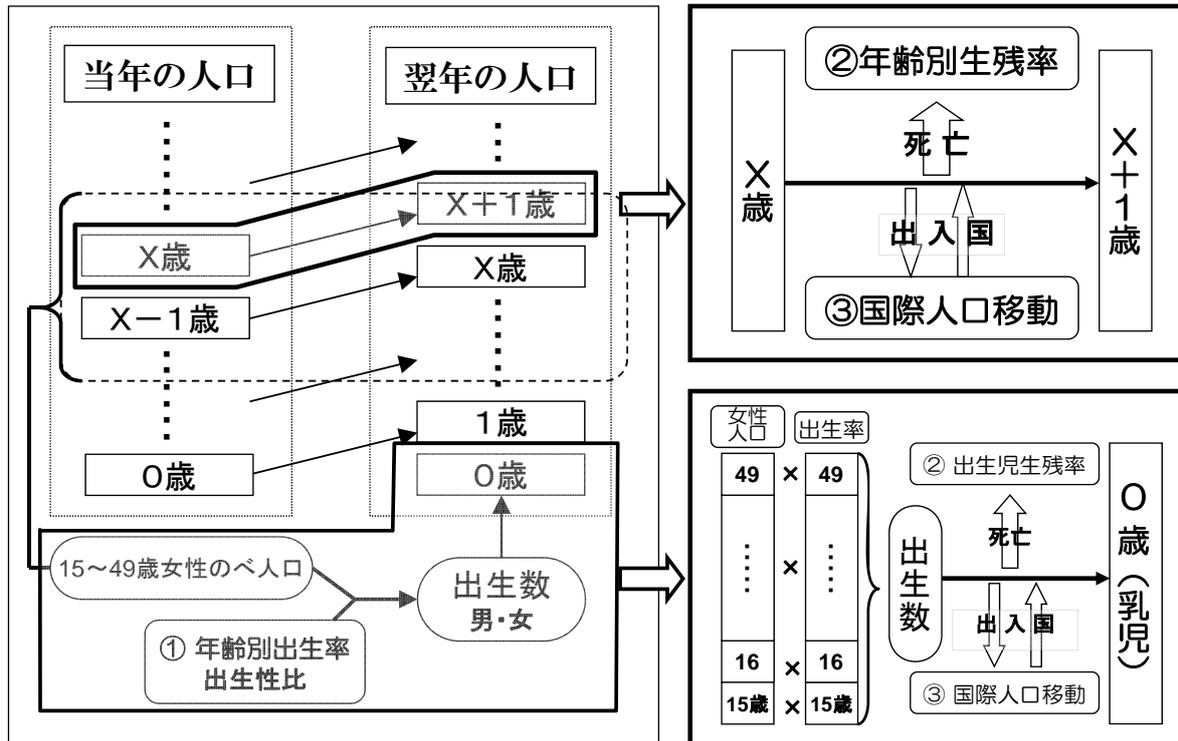
注) 千人未満は四捨五入しているため、合計の数値と内訳の計は必ずしも一致しない。

将来人口推計(要因法)



人口推計の計算手順と仮定値

コーホート要因法による人口推計の計算と仮定値の関係を示すと以下のようになる。



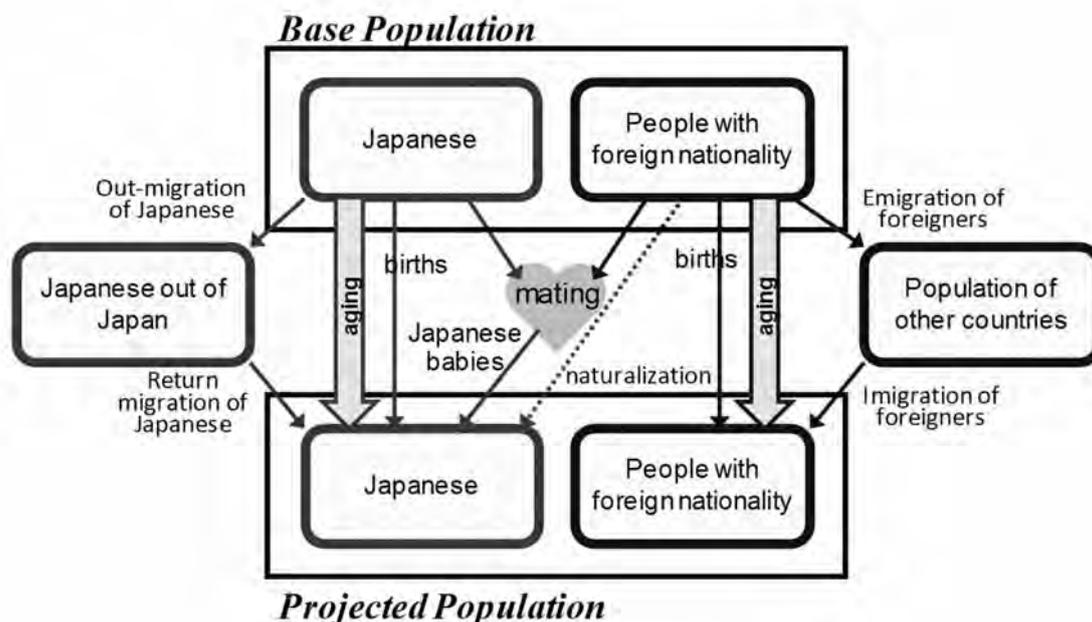
将来人口推計に必要なデータ

- 基準人口・・・男女年齢別人口（国勢調査）
- 3つの仮定値
 - ① 出生
 - （将来の）女性の年齢別出生率
 - （将来の）出生性比
 - ② 死亡
 - （将来の）男女年齢別生残率（将来生命表）
 - ③ 国際人口移動
 - （将来の）男女年齢別国際純移動数(率)

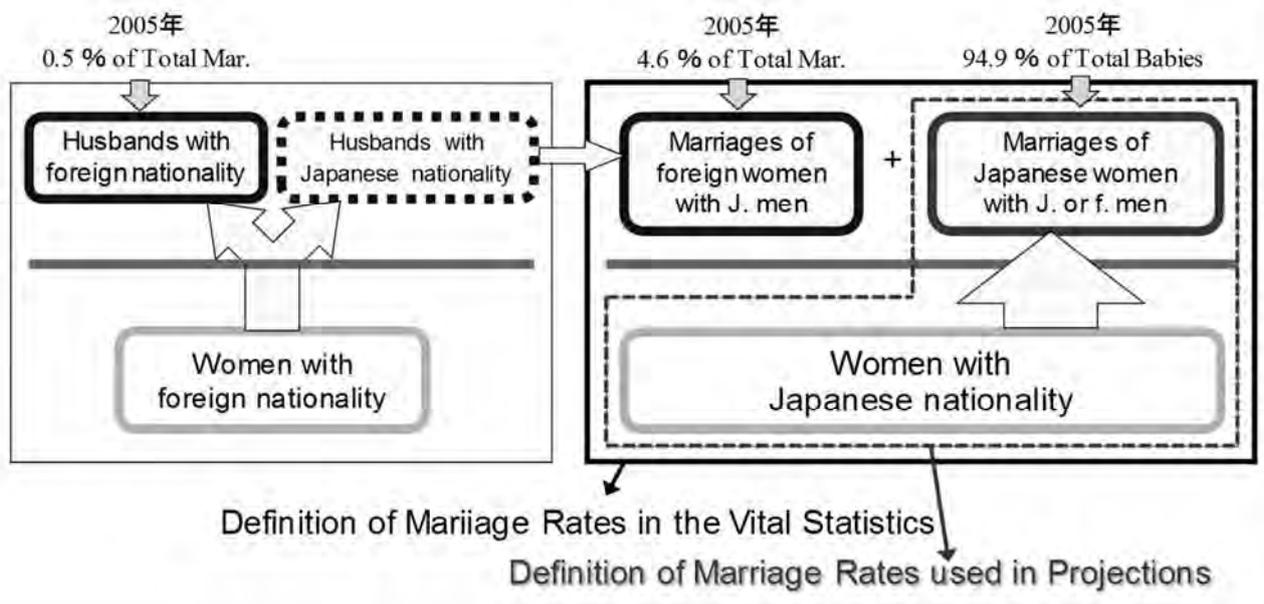
Basic strategies of the population projections

- ◆ **Objectivity and Neutrality**
= To be *scientific* = Aim to use the best methods + best data
- ◆ **Incorporation of life course changes**
= To cope with "*the life course revolution*",
i.e. the lowest-ever-fertility, the world highest longevity,
and the globalizing movements of people.
- ◆ **Internationalization of the population**
= structured population model by nationality (Japanese or not)

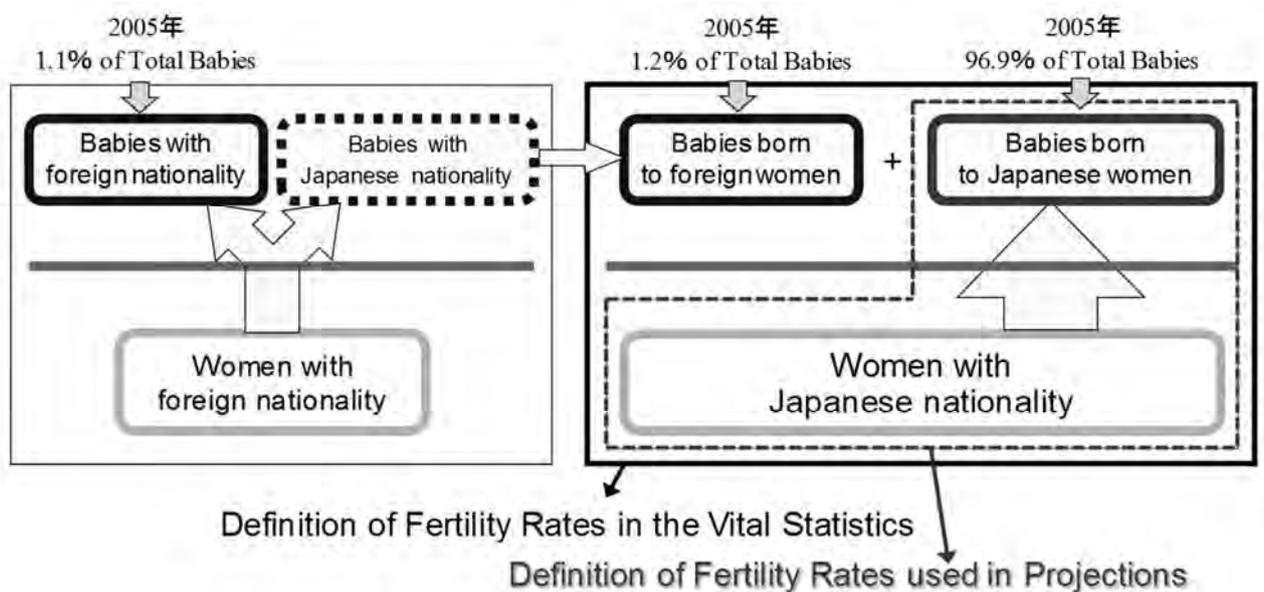
Population projection by nationality



Redefinition of nuptiality with nationality

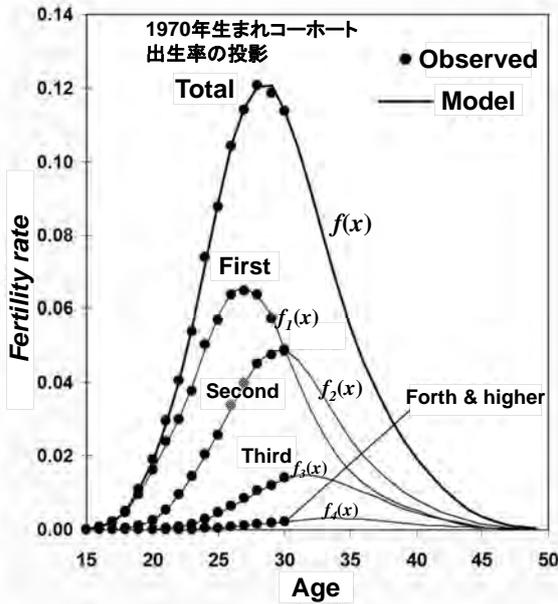


Redefinition of fertility with nationality



Age schedule model for fertility

A mathematical model is developed for birth-order, age-specific fertility rate of female cohort. The model has several parameters which represent behavioral traits of cohorts.



Model of the age-specific fertility rate
- The generalized log-gamma model -

The fertility rate (f) of birth order (n), age (x);

$$f_n(x) = C_n \cdot \gamma_n(x; u_n, b_n, \lambda_n)$$

C_n = lifetime probability of birth, $\gamma_n(x; u_n, b_n, \lambda_n)$ denotes

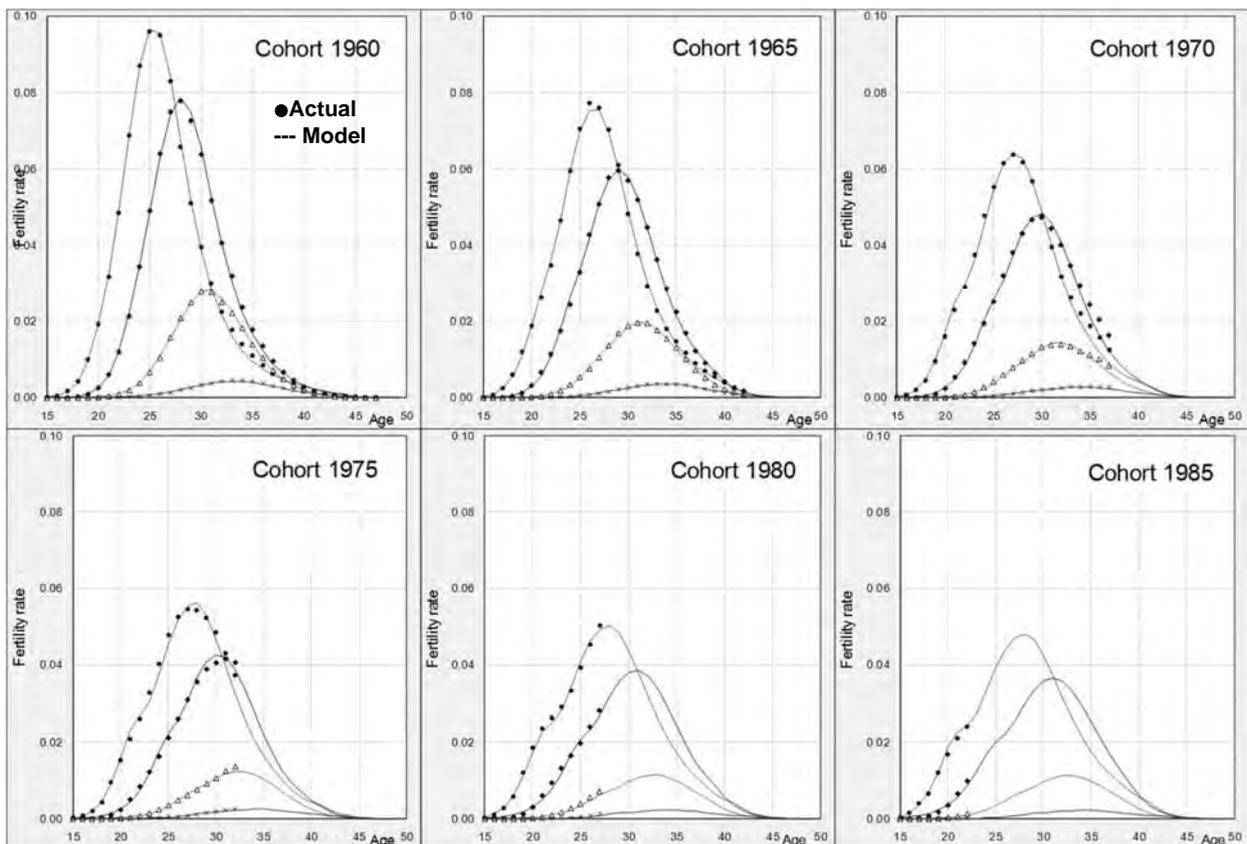
$$\frac{|\lambda_n|}{b_n \Gamma(1/\lambda_n^2)} \left(\frac{1}{\lambda_n^2} \right)^{x-u_n} \exp \left[\frac{1}{\lambda_n} \left(\frac{x-u_n}{b_n} \right) - \frac{1}{\lambda_n^2} \exp \left\{ \lambda_n \left(\frac{x-u_n}{b_n} \right) \right\} \right]$$

where Γ , \exp the gamma and exponential function, C_n , u_n , b_n , and λ_n are parameters for n -th birth.

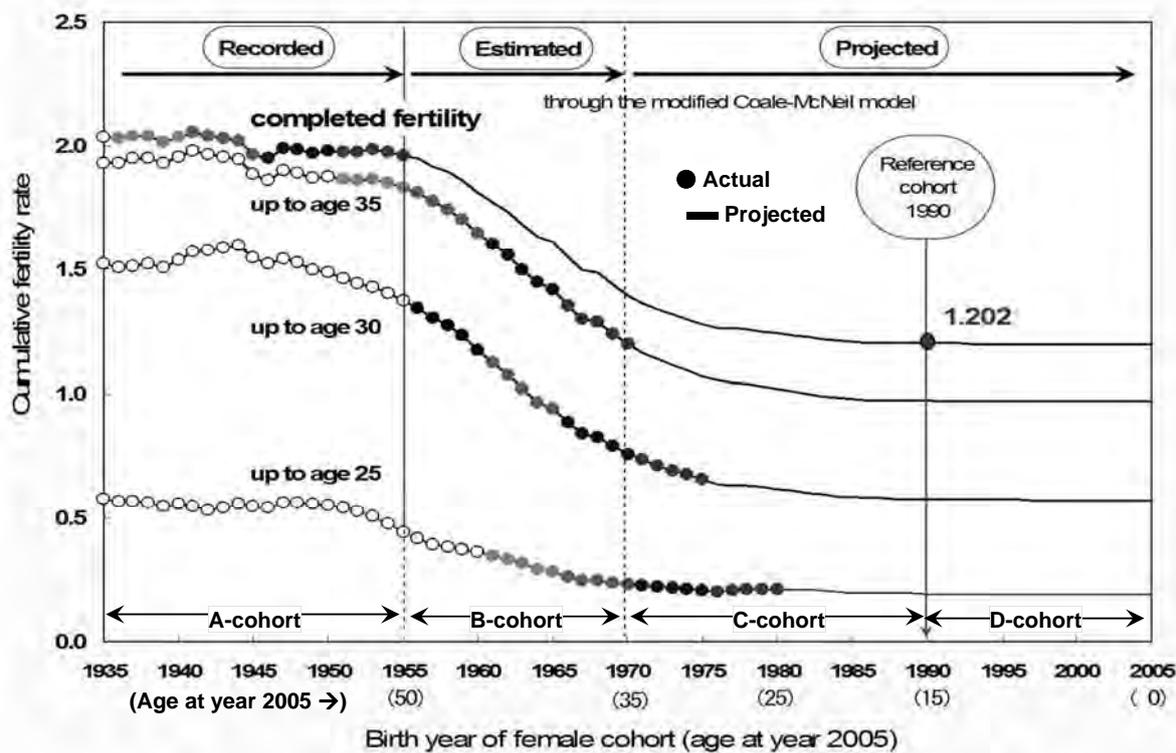
The cohort fertility schedule is given with the standard error pattern ε_n as

$$f(x) = \sum_{n=1}^4 C_n \cdot \left\{ \gamma_n(x; u_n, b_n, \lambda_n) + \varepsilon_n \left(\frac{x-u_n}{b_n} \right) \right\}$$

Figure 10 Actual and Modeled Cohort Fertility Rates by Birth Order



Trends of Cohort Completed Fertility by Age : Recoded Estimated and Projected



Model for the cohort completed fertility

$$CTFR = \sum_{n=1}^{k_n} C_n$$

Marriage prevalence

$$C_n = (1-\gamma) \cdot CEB_n^*(\theta_0) \cdot \kappa_n \cdot \delta_n$$

Completed fertility for first married couples

Effects of divorce etc. (residual)

C_n : the eventual probability having the n -th birth

γ : the eventual proportion never married

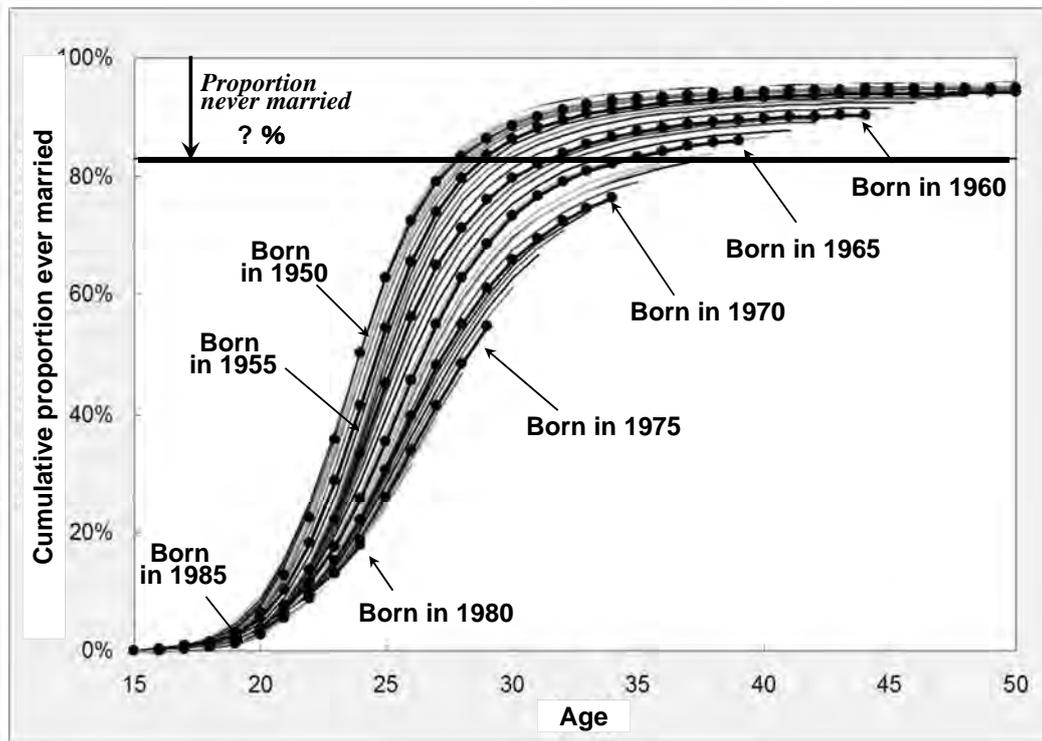
$CEB_n^*(\theta_0)$: the completed number of children for a woman married at age θ_0

κ_n : the coefficient of deviation from the standard marital fertility

δ_n : the coefficient of effects from divorce, bereavement and remarriage

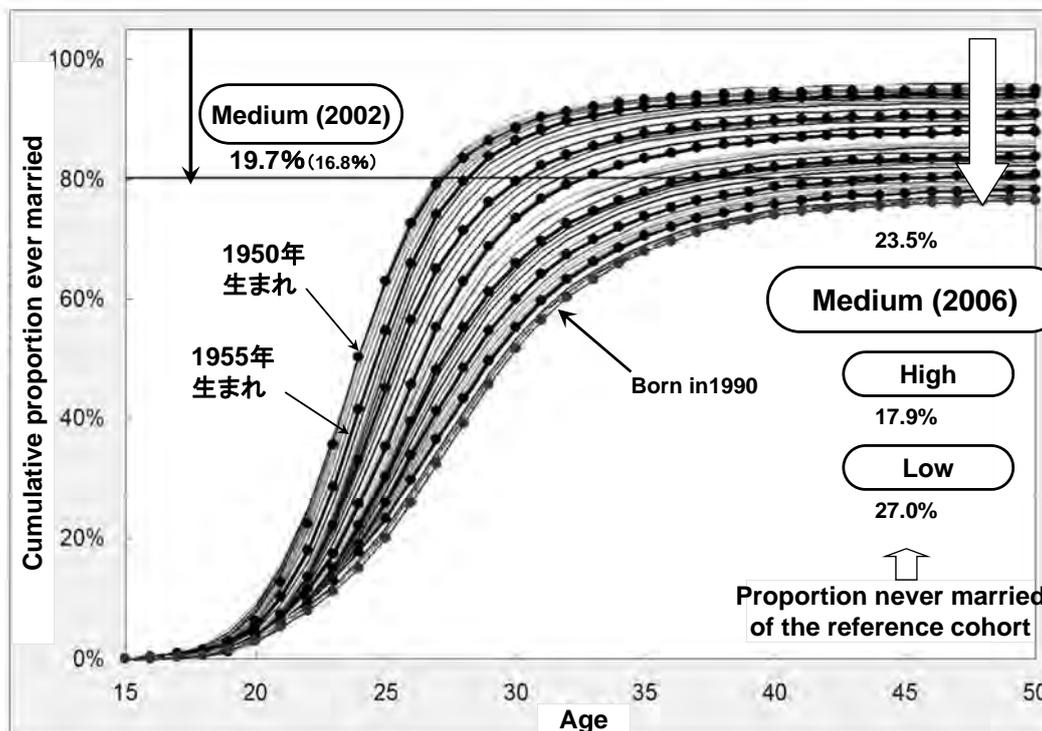
k_n : the highest birth order

The cumulative first marriage rates for female cohorts



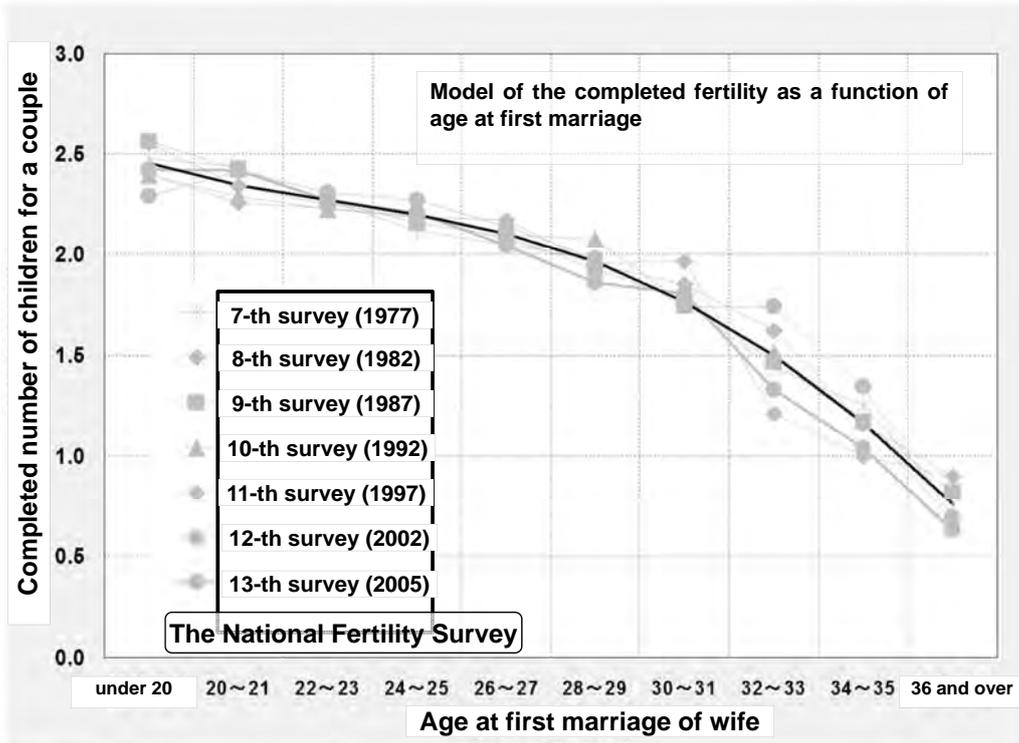
Source: *The Vital Statistics*, (corrected for delayed registration).

The cumulative first marriage rates for female cohorts

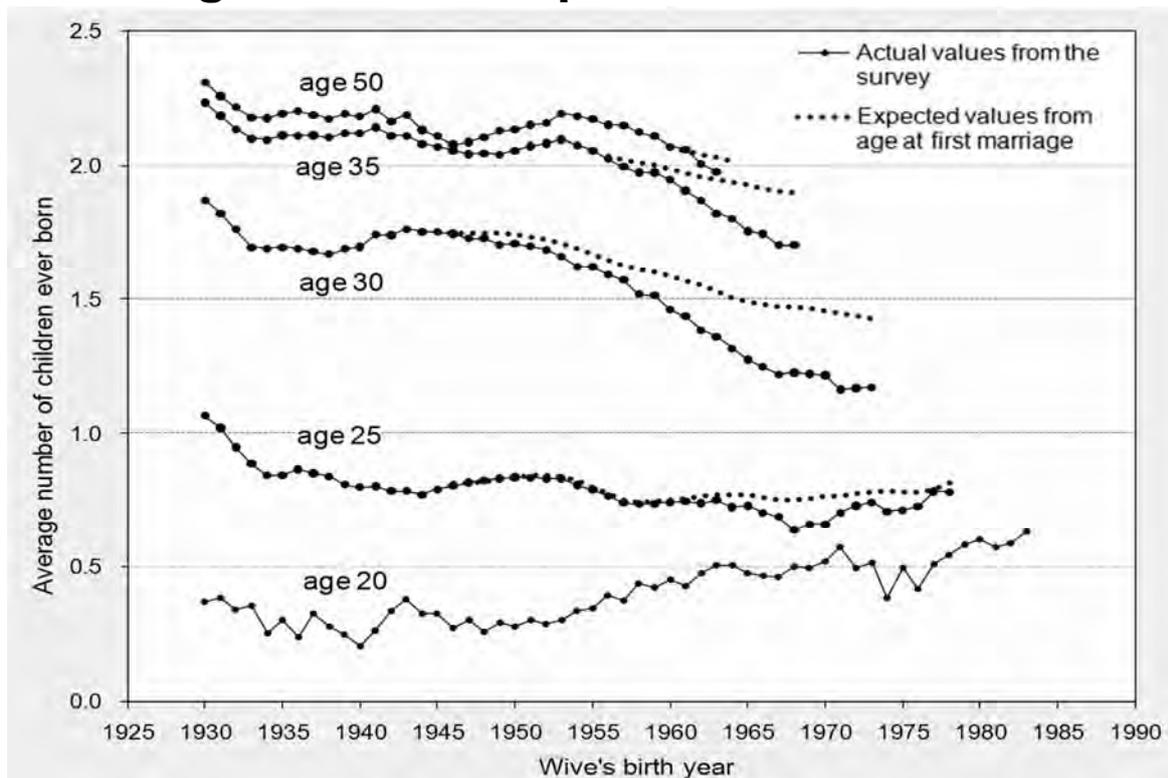


Source: *The Vital Statistics*, (corrected for delayed registration). NIPSSR(2006), *Population Projection for Japan: 2006-2055*.

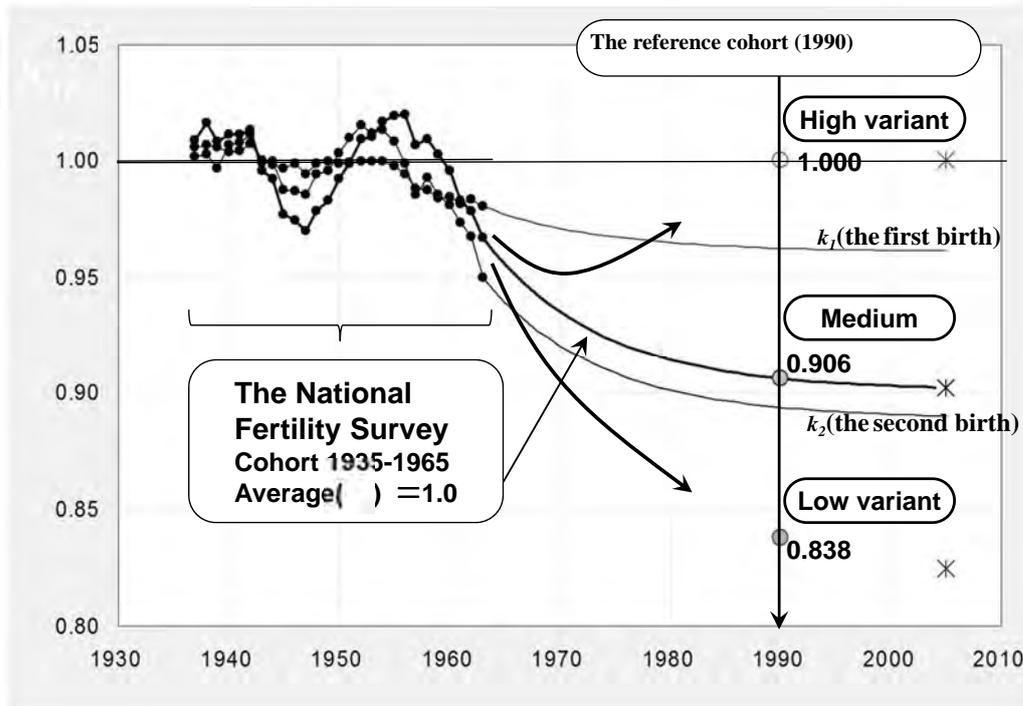
The completed fertility depends on age at first marriage



Cohort Trends of *CEB* in Married Women by Age Actual & Expected from MAFM



The Coefficient of Deviation from the Standard Marital Fertility



The Coefficient of Other Effects (divorce, bereavement and remarriage + residual)

Classification of marital status (The figures are those for cohort born in 1955)

Type of marital status (woman at age 50)				Women born in 1955	CEB	CEB ratio to first-married
Single	Never married (n)			γ (5.8%)	C_n (≈ 0.00)	R_n (0.00)
	Ever married	Ever divorced / widowed	Divorced (d)	P_d (11.8%)	C_{dw} (1.58)	R_{dw} (0.76)
			Widowed (w)	P_w (2.7%)		
Married	Ever married	Non-first married	After divorced	P_{rd} (5.5%)	C_r (1.86)	R_r (0.90)
			After widowed	P_{rw} (0.2%)		
			Wife-first, husband-remarried (fr)	P_{fr} (5.1%)		
		First married couple (ff)	P_{ff} (68.9%)	C_{ff} (2.07)	R_{ff} (1.00)	

γ : the proportion never married

$R_{dv} = C_{dv} / C_{ff}$ etc.

Record for cohort-1955
 $\delta \approx 0.952$

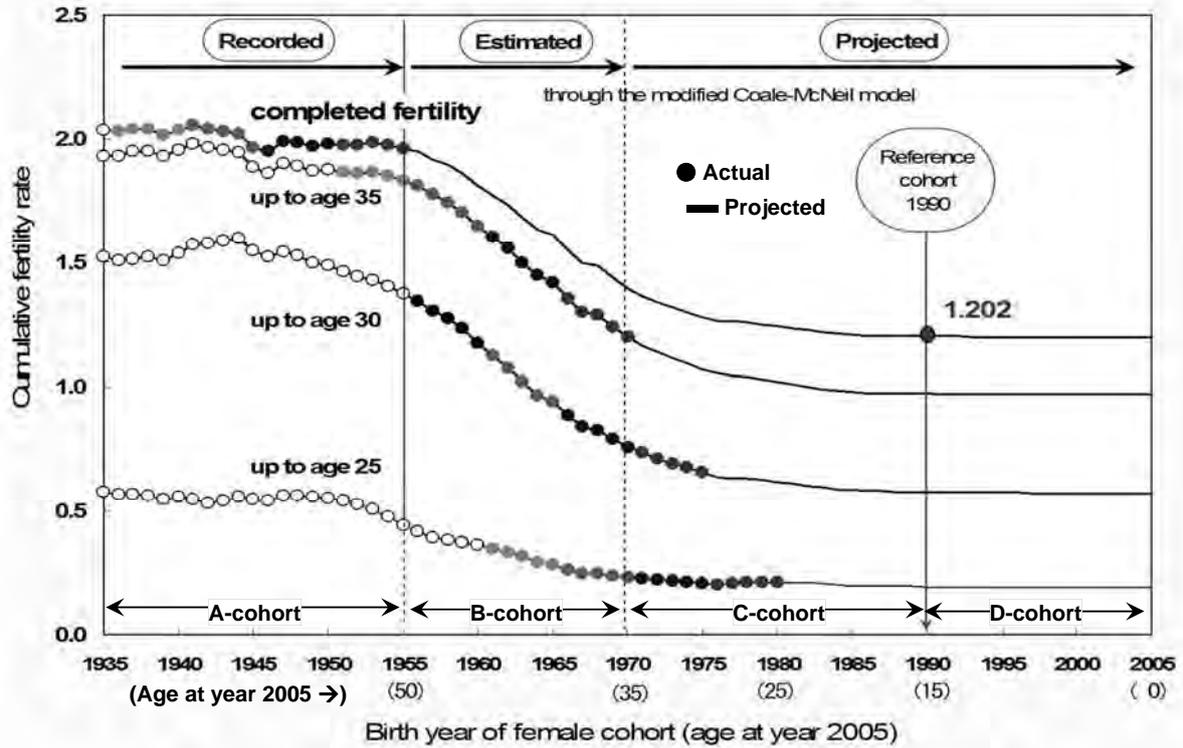
↓

Projected for cohort-1990
0.925

Structure of δ

$$\delta = \frac{1}{1-\gamma} \{ P_{ff} + P_{fr} R_{fr} + P_{r*} R_{r*} + P_{dv} R_{dv} \}$$

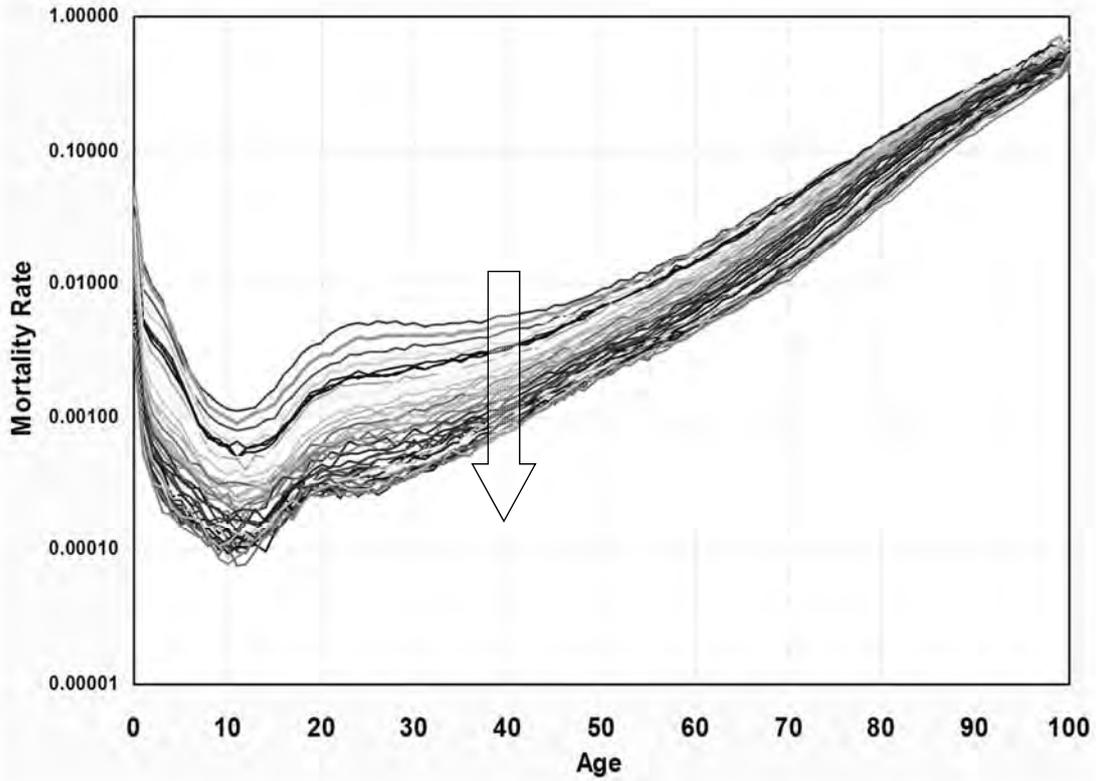
Trends of Cohort Completed Fertility by Age : Recoded Estimated and Projected



出生率要因の仮定値

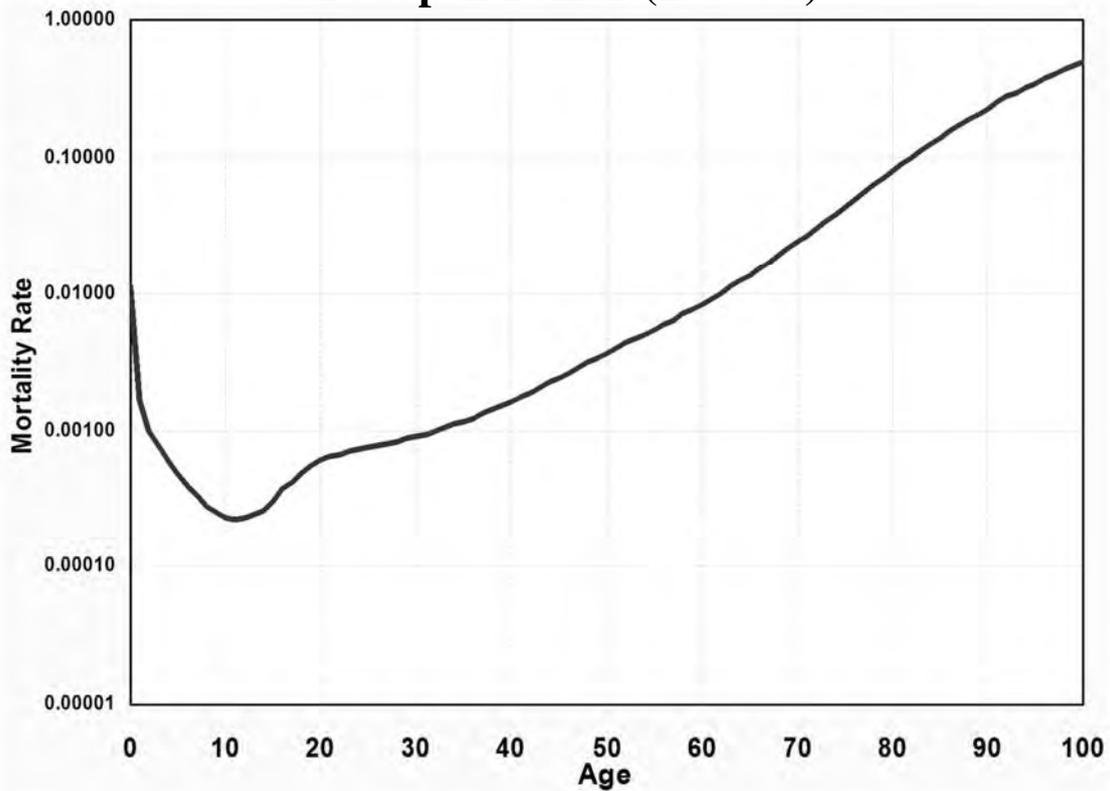
女性の出生力要素指標		実績値 1955年 生まれ	将来推計人口の出生仮定 1990年生まれ女性コーホート		
			中位仮定	高位仮定	低位仮定
(1)	平均初婚年齢	24.9	28.2	27.8	28.7
(2)	生涯未婚率	5.8 %	23.5 %	17.9 %	27.0 %
(3)	夫婦完結出生児数	2.16	1.70	1.91	1.52
(4)	離死別再婚効果係数	0.952	0.925	0.938	0.918
子ども数	0人 (子なし割合)	12.7 %	37.4 %	28.6 %	43.3 %
	1人 (一人子割合)	11.8 %	18.2 %	15.4 %	19.4 %
	2人以上	75.6 %	44.4 %	55.9 %	37.2 %
コーホート合計特殊出生率 (日本人女性の出生に限定した率)		1.94	1.26 (1.20)	1.55 (1.47)	1.06 (1.02)

**Pattern of Mortality by Age and Period:
lnMx : Japan-Female(1950-96)**



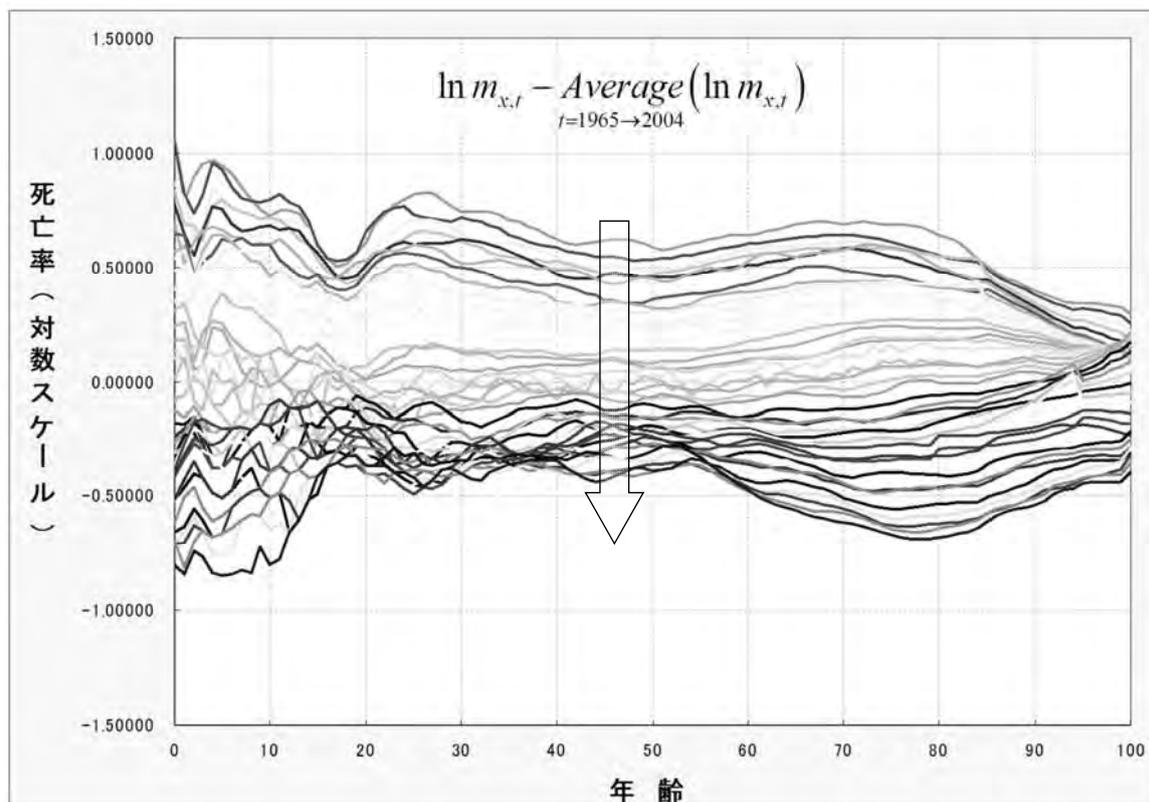
33

**Pattern of Mortality by Age and Period:
ax : Japan-Female(1950-96)**

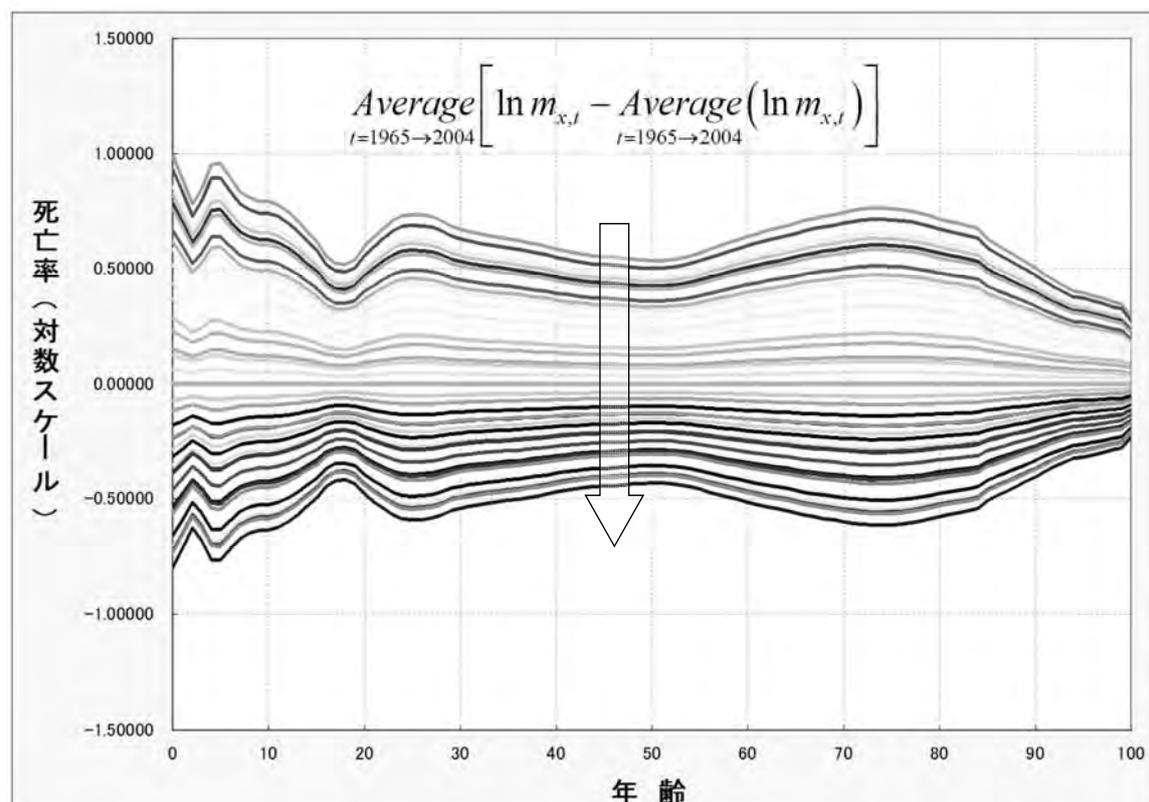


34

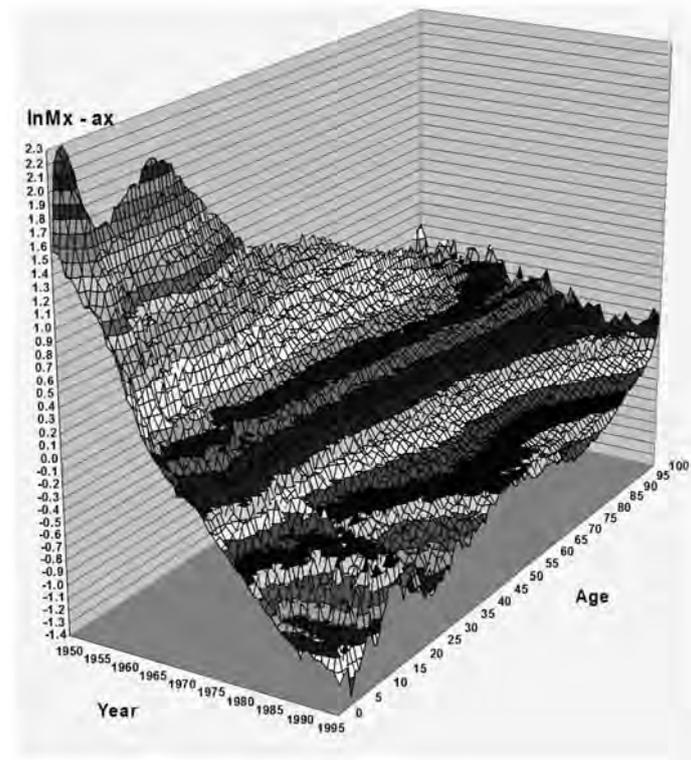
年齢別死亡率の変化パターン(女性)：1965～2004年



年齢別死亡率の変化パターン(女性)：1965～2004年



Residual Pattern of Mortality by Age and Period: lnMx - ax : Japan-Female(1950-96)



37

死亡スケジュール変化の表現のためのモデル

生命表のリレーショナルモデルとリー・カーターモデル

リレーショナルモデルとは、死亡スケジュール変化の経験的パターンを用い、その変化を表現するパラメータと組み合わせて任意のスケジュールを表現する方法

平成14年、18年推計では、リー・カーターによって開発されたリレーショナルモデル (Lee-Carter Model) をベースにした方法により将来生命表を作成した。

$$\ln(m_{x,t}) = a_x + b_x \cdot k_t + \varepsilon_{x,t}$$

$\ln(m_{x,t})$ 年次(t)、年齢(x)の死亡率の対数值

a_x 死亡率の標準年齢パターン(年齢別死亡率の年次「平均」)

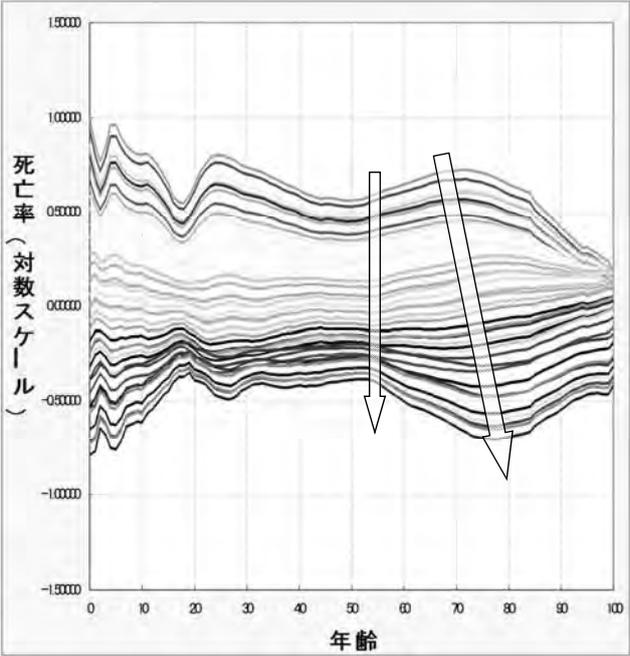
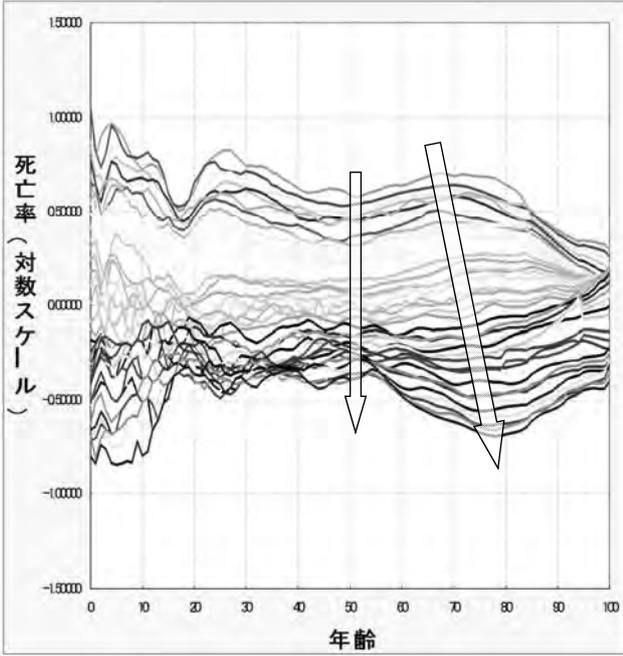
k_t 死亡の一般的水準(死亡指数)

b_x 死亡率変化の標準年齢パターン

$\varepsilon_{x,t}$ 残差(平均0)

死亡スケジュール変化の表現のためのモデル

右の図（観測値）を第一、第二特異値からの推計に変えてみると、死亡率水準のピークが高年齢へシフトしていくような動きが加わることが観察される。

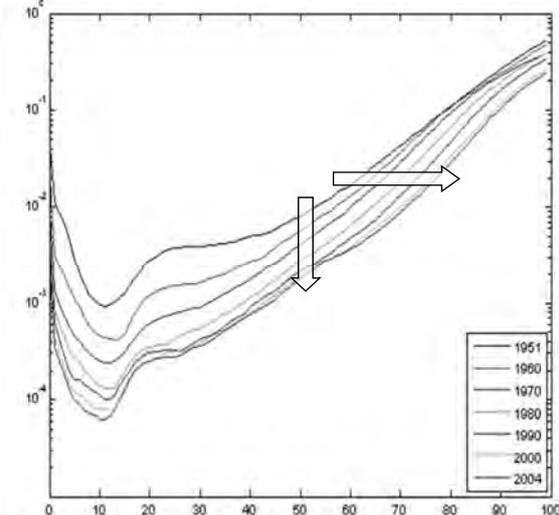
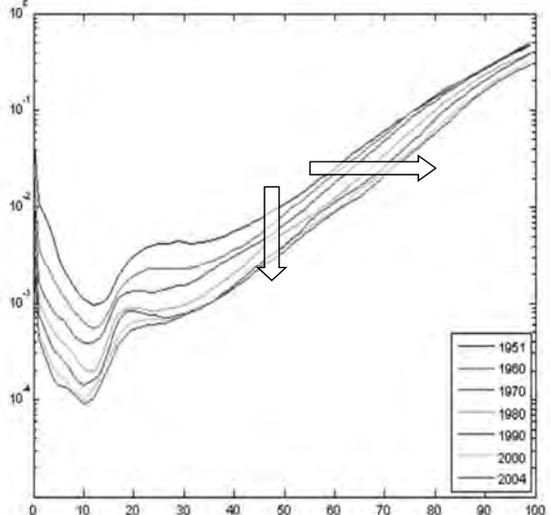


死亡スケジュール変化の表現のためのモデル

年齢別死亡率の高年齢における改善は、死亡率曲線が高年齢側にシフトする年齢シフトという死亡状況の変化と捉えることができる。

男性

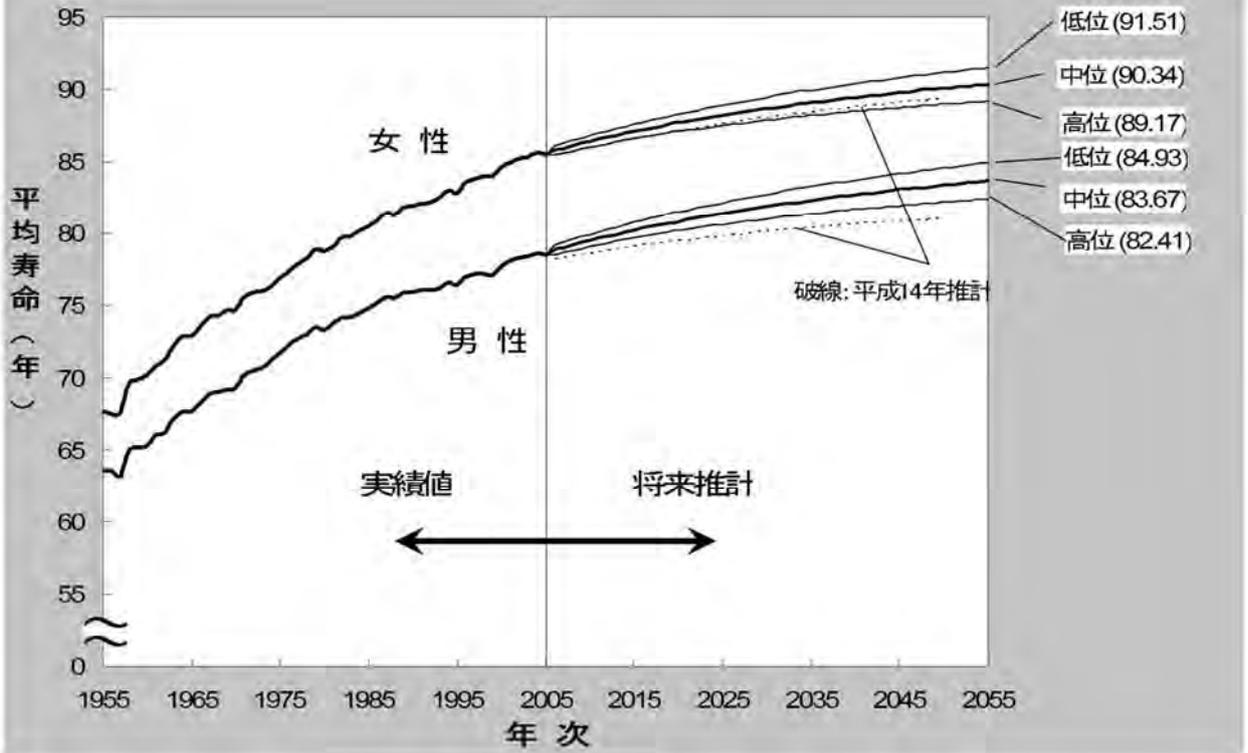
女性



ln(q_x) の推移
(1951 は 1950-52年を表す)

平成18年推計による平均寿命の将来推移

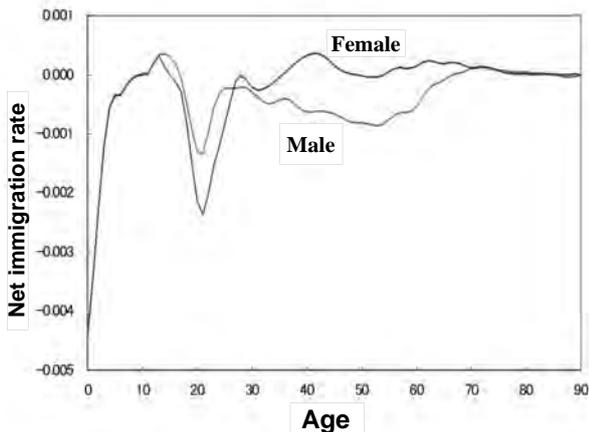
平均寿命の長期推移：H18推計-死亡中位・高位・低位仮定



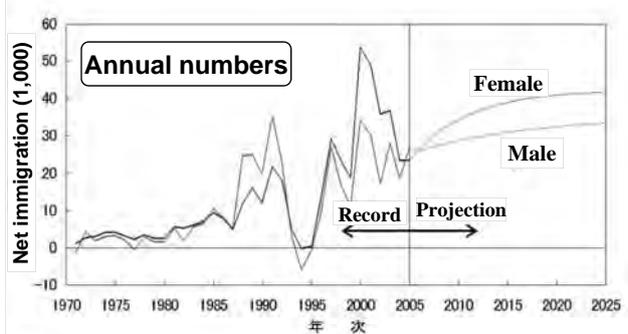
Assumptions for International Migration

Different assumptions are provided by nationality (Japanese or ~~non-Japanese~~)
 Age-sex specific annual net immigration rate (constant)
 Non-Japanese
 Annual numbers of net immigration with fixed age distribution

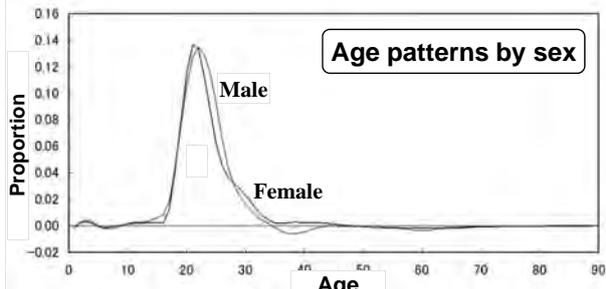
Net immigration rate for Japanese



Net migration for non-Japanese

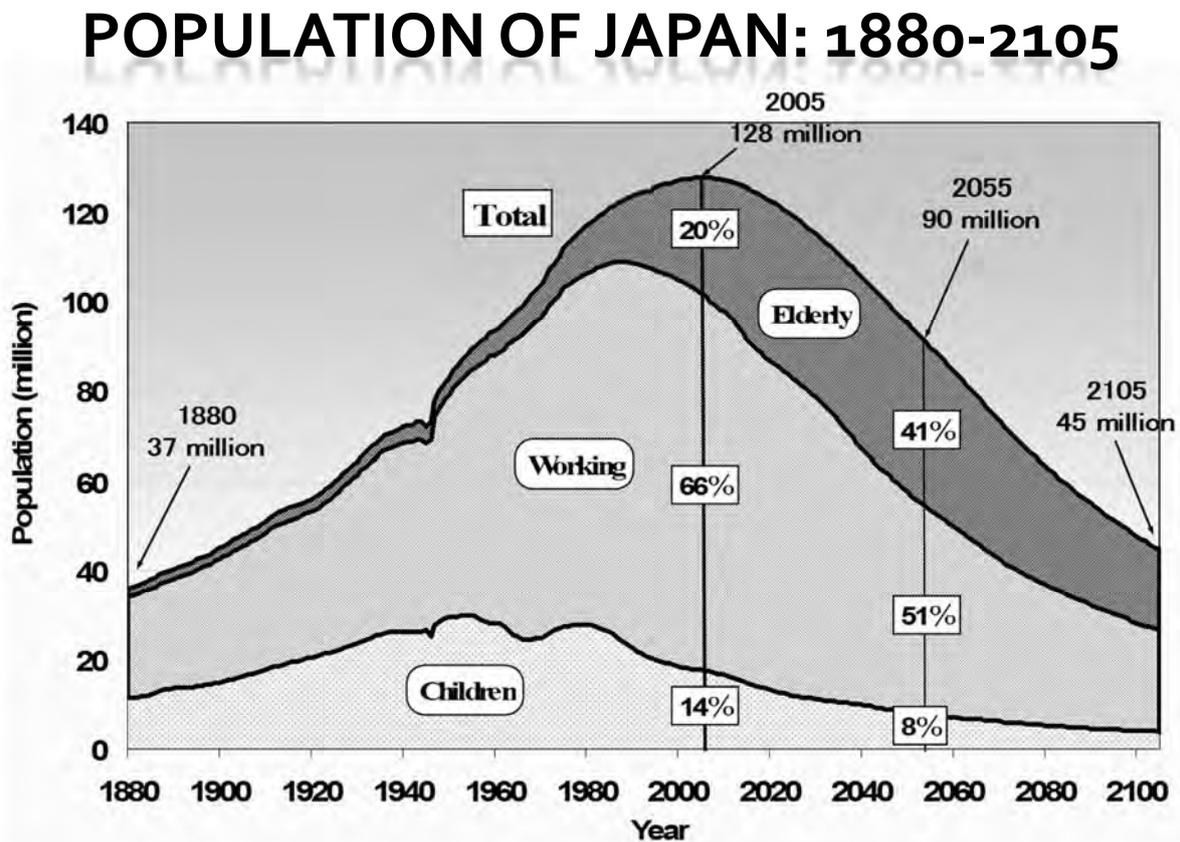


Age patterns by sex



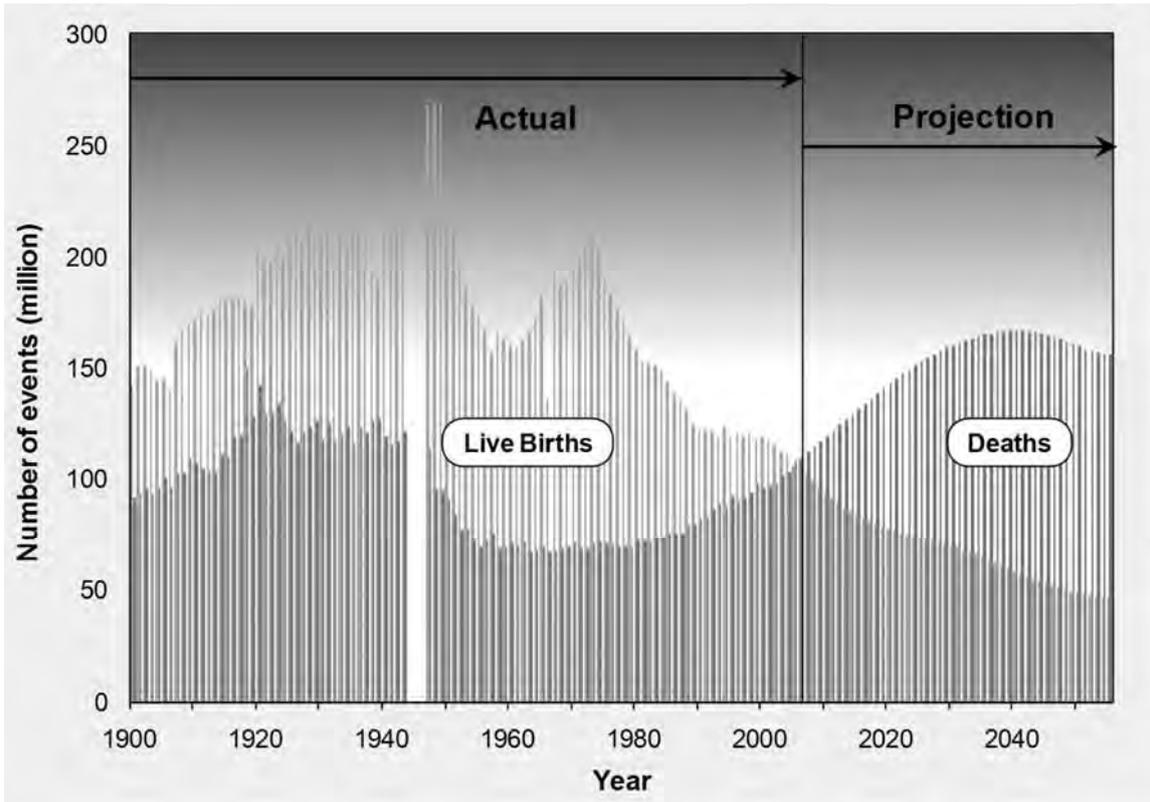
将来人口推計

－ 結果の概略 －



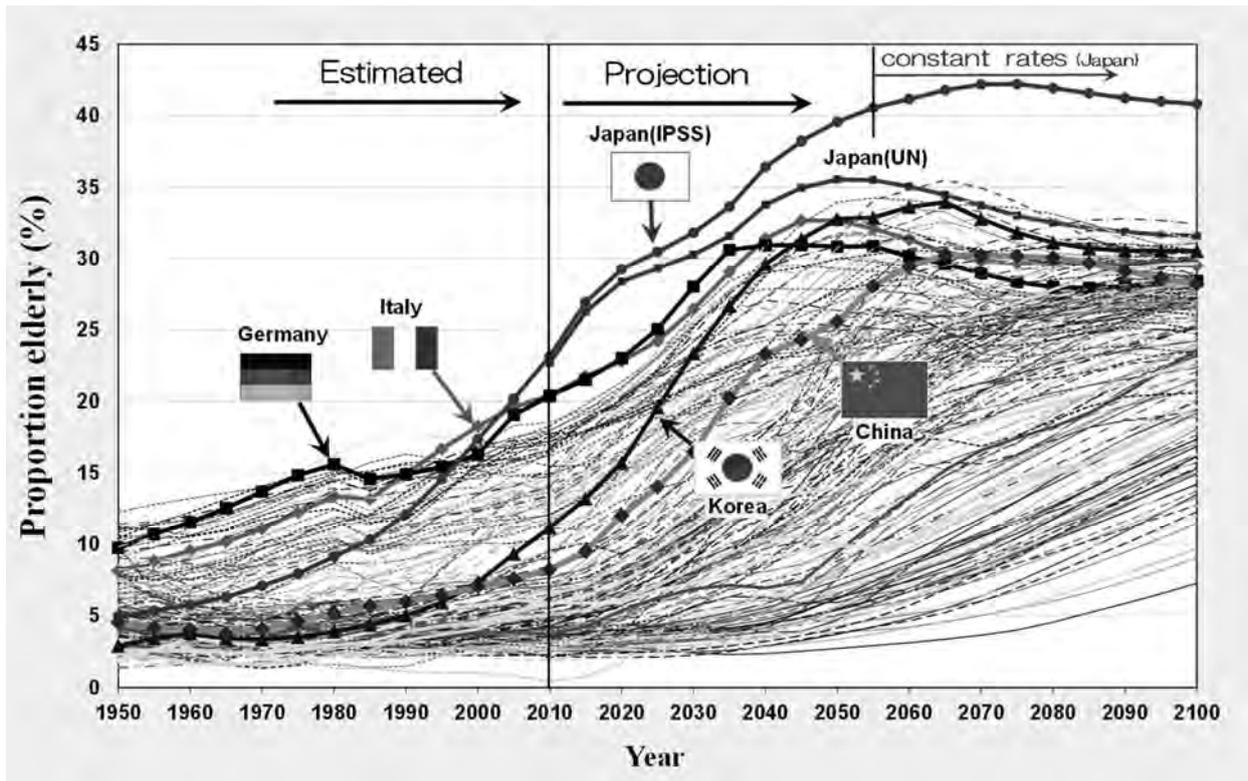
Source: Ministry of Internal Affairs and Communications, Statistics Bureau, Census, NIPSSR(2006), Population Projection for Japan:2006-2055.

Japanese Cross



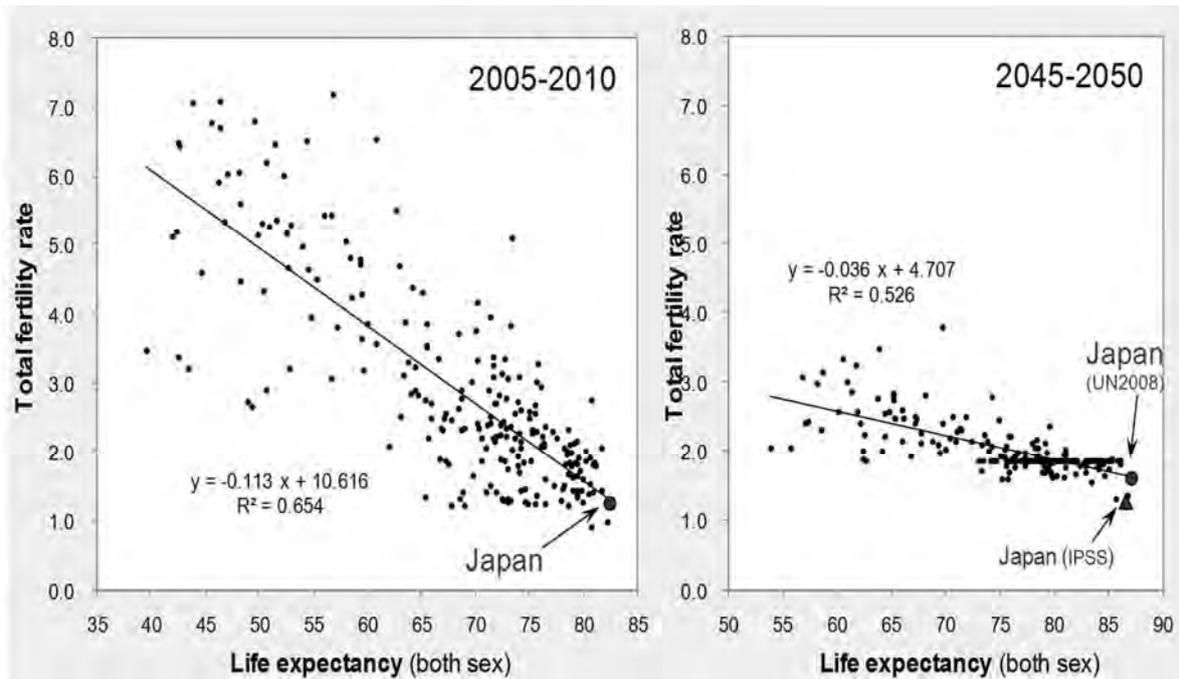
Source: NIPSSR(2006)

Proportion Elderly: 1950-2100



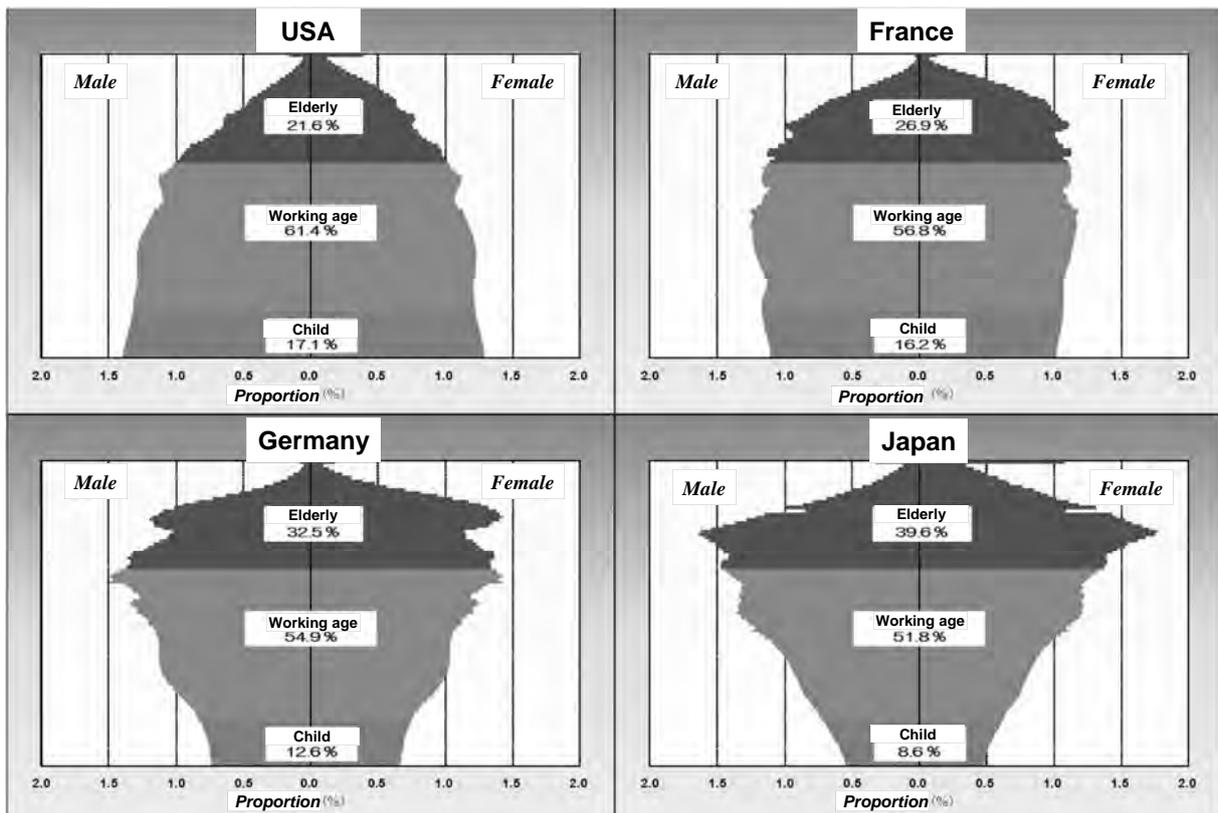
Source: United Nations(2011), *World Population Prospects: The 2010 Revision*, NIPSSR(2006), *Population Projection for Japan:2006-2055*.

Japan's Distinguishing Position: Present and Future



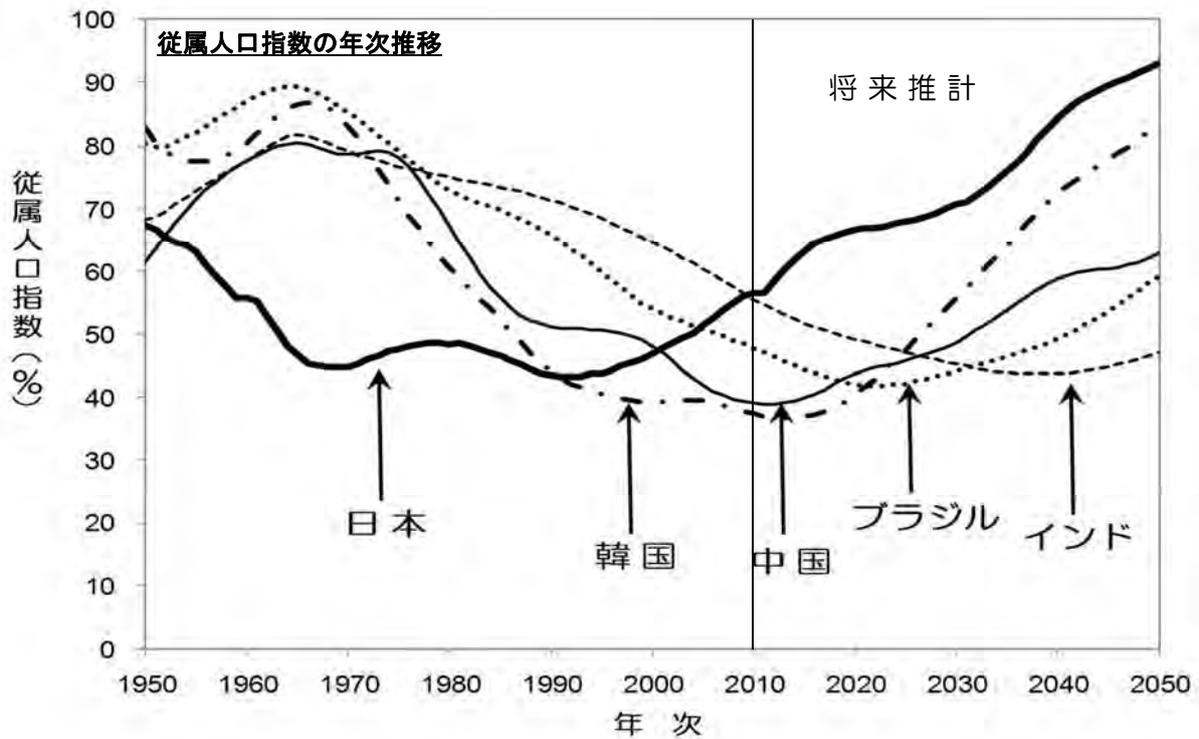
Source: United Nations (2009), NIPSSR(2006)

Population Pyramids: 2050



Source: United Nations (2009), World Population Prospects: The 2008 Revision. NIPSSR (2006) Population Projections for Japan.

人口ボーナス期の比較 - 日本 vs 韓国, 中国, ブラジル, インド -



Woman's Life-course Composition by Family Status : Recoded and Projected

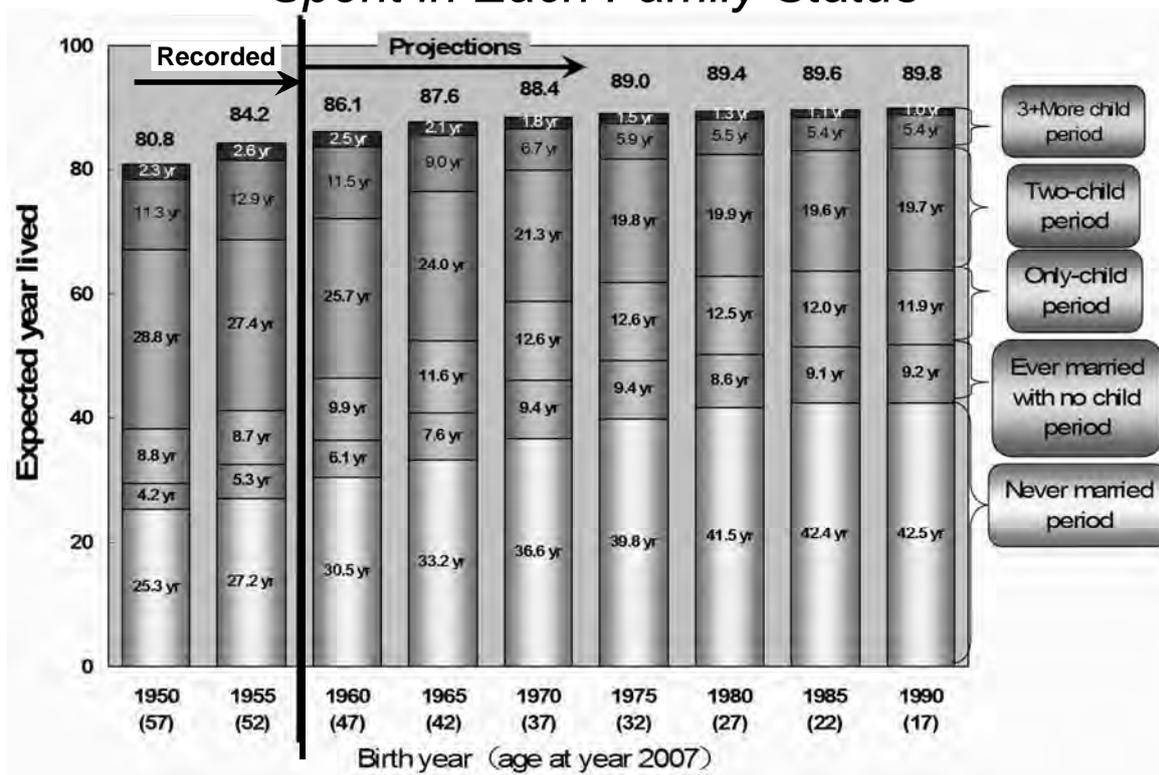
Derived from Multistate Life Tables

Family Status	Birth year of woman's cohort								
	Recorded		Projected						
	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990
Life time distribution of woman by number of child (at birth)									
Childless	18.4	17.7	20.8	24.8	31.4	35.5	36.4	37.9	38.1
Never married	13.6	11.2	12.9	14.4	17.9	21.7	23.6	24.3	24.3
Ever married	4.8	6.5	7.9	10.5	13.5	13.8	12.8	13.6	13.8
Only child	11.2	11.2	13.3	16.5	18.7	18.8	18.8	18.1	18.0
Two children	46.8	44.4	41.8	39.5	35.2	32.9	33.0	32.6	32.8
Three children	19.4	22.0	19.6	15.3	11.5	10.1	9.4	9.3	9.3
Four and more children	4.2	4.7	4.5	3.8	3.2	2.7	2.3	2.0	1.9
Net Reproduction Rate	87.5	90.0	84.5	76.3	66.3	61.2	59.6	58.1	57.9
No grandchild	22.2	21.2	25.6	31.6	41.2	46.8	48.1	50.0	50.2

Derived from Assumption

Life time proportion of woman (without mortality effect = directly derived from fertility assumption)									
Never married	5.0	5.8	9.3	12.0	16.2	20.4	22.6	23.5	23.5
Childless	10.3	12.7	17.5	22.7	30.0	32.8	35.7	37.1	37.4
No grandchild	12.1	15.0	21.3	28.8	39.3	42.9	46.8	48.9	49.4

Woman's Expected Lifetime Length Spent in Each Family Status



参考文献

References

- 石川晃・佐々井司、2010。「行政記録に基づく人口統計の検証」『人口問題研究』第66巻第4号, pp23-40 .
- 石井太、2008。「近年のわが国の死亡動向に適合した将来生命表推計モデルの研究 一年齢シフトモデルの開発」『人口問題研究』第64巻第3号, pp.28-44.
- 岩澤美帆、2008。「初婚・離婚の動向と出生率への影響」『人口問題研究』第64巻第4号, pp.19-34.
- 金子隆一、「人口統計学の展開」『日本統計学会誌』第31巻, 第3号, pp345-377, 日本統計学会 (2001.12)
- 金子隆一、2009年、「将来人口推計における出生仮定設定の枠組みについて」『人口問題研究』国立社会保障・人口問題研究所 第65巻 第2号 pp.1-27.
- 金子隆一・三田房美「将来人口推計の基本的性質と手法的枠組みについて」『人口問題研究』第64巻第3号, pp.3-27.
- 国立社会保障・人口問題研究所編(2007)『日本の将来推計人口ー平成18年12月推計ー』厚生統計協会
- 国立社会保障・人口問題研究所編(2008)『日本の将来推計人口ー平成18年12月推計の解説および参考推計(条件付推計)ー』厚生統計協会

ベンチマーク問題と経済時系列

(GDP 速報と GDP 確報を巡って) *

国友直人[†]

&

川崎能典[‡]

2011年4月

要約

内閣府が定期的に公表している国民経済計算では一部の構成系列の推定において、四半期原データに対しベンチマーク法と呼ばれている統計的処理を行い、確定系列の公表値を作成している。ここでは GDP 推計において利用されている方法などを例としてベンチマーク法を巡る統計的問題と課題について考察した。特にプロラタ (Pro-Rata) 法, デントン (Denton) 法, チャオ・リン (Chow-Lin) 法など経済時系列分野で知られている統計的方法を議論し、実例を用いて比較した。

鍵言葉

経済時系列の断層問題, ベンチマーク法, Pro-Rata 法, Denton 法, Chow-Lin 法, GDP 速報と GDP 確報, ベンチマーク問題と季節性

*KK-11-4-20. 本稿は国友直人が内閣府経済社会総合研究所・客員主任研究官として行った研究成果の一部である。GDP に関するデータを提供してくれた広田茂氏 (内閣府) に感謝する。なお云うまでもないが、ここで報告する内容については誤解を含めてあくまで著者に責任は帰する。

[†]東京大学大学院経済学研究科

[‡]統計数理研究所

1. はじめに

ここ数年間における世界経済や日本経済の変動とともに日本経済における主要なマクロ経済系列の多くでも激しい変動が観察されている。特に政府や民間のエコノミスト、マクロ経済学者が注目している日本の GDP 系列をはじめとする主要なマクロ時系列では、2005 年頃から景気の回復基調から 2008 年-2009 年にかけての大きな落ち込みと底からの若干の回復基調などが観察されたが、さらに 2011 年 3 月に発生した東日本大震災の影響なども今後懸念される。

こうした最近に観察されている経済変動の解釈や理解、今後の動きについては、マクロ経済指標の解釈、それに基づく経済の将来見通しを不確かなものにしてしている。エコノミストや経済学者は政府の統計当局が発表するマクロ経済データを利用して経済動向を分析し、景気動向を判断するという統計データの利用者(エンド・ユーザー)であるが、近年では政府当局が発表するマクロ経済統計の数値についての疑問、あるいは批判を発することがある。そうしたコメントの中には明らかにマクロ経済統計、あるいは政府による経済統計の作成過程について正しい理解に欠けている場合も少なくないが、マクロ経済統計の作成について理解している関係者にとっても一概に誤解とは言い難い重要な論点も幾つか存在している。例えば内閣府が作成・公表している四半期 GDP 速報や GDP 確報の数値については公表されるたびに同一時期の四半期 GDP 伸び率がかなり変更されることもあり、ときにはゼロ付近においてプラスとマイナスが入れ替わりうるなど、GDP 速報値や GDP 確報値による景気判断などを困難なものにしてしている。こうした事態は GDP 速報値・GDP 確報値を大きなよりどころとして日本のマクロ経済の景気動向を判断しているエコノミスト、あるいは景気判断にもとづき当面の経済政策を立案している政府関係者などにとって見過ごせない問題である。四半期 GDP に関する問題としては、四半期 GDP の 1 次速報値は定期的に内閣府より公表されるが、公表の後の約 1 ヶ月後に速報値の数値が改訂され 2 次速報値が公表され、さらにかかりの時間が経過したのちに確報値が公表されるという制度になっている。近年の経験からは、同一時期の GDP の数値自体(しばしば年率換算された成長率であるが)が発表される度に変更され、速報値、速報値の改訂値(2 次速報値)、確報値の間のギャップが無視できないことがある。この問題は日本政府における統計当局者にとり公表している統計数値の信

頼性と関わるが、マクロ経済統計がマクロ経済の動向を把握し、経済政策の立案にかかわる基礎資料とされている現状から見ても、十分に検討すべき課題である。ここで重要な鍵となる統計学的問題は、エコノミスト、政府関係者、あるいは経済学者の多くは原系列ではなく、月次(四半期)の系列から計算された前年同月比(前年同期比)、あるいは政府の中の担当部局が「X-12-ARIMA と呼ばれる季節調整法」を施した季節調整値としての四半期 GDP とその主要な構成要素を推計した後に計算された「変化率・伸び率、年率換算値」に基づいて経済動向を議論していることである。GDP 統計における1次速報値・2次速報値を巡る統計的問題の一端については例えば佐藤・国友(2010)、国友・佐藤(2010)などが議論している。

本稿ではこうした GDP などマクロ経済統計をめぐる統計的課題の中でも、直接の関係者を除けばこれまであまり注目されなかったであろうベンチマーク問題について考察する。次節で説明するように、GDP 速報値と GDP 確報値にギャップが生じうる主要な理由の一つがマクロ時系列統計で生じる断層問題とベンチマーク法の利用問題である。政府統計に対する迅速性と正確性と云う異なる要求に対応する現行の政府統計の公表形態からは、断層問題とベンチマーク問題を避けることはできない。ところが日本の政府統計や経済統計関係の文献を(限られた範囲ではあるが)渉獵しても、単なる統計作成上の実務的問題としてとらえているのであろうか、あまり系統的な説明や検討結果があまり見かけない¹。特に実際の多くの時系列データで見られる季節性についてはしばしば全く別個の問題として理解され、実務でもベンチマーク問題と季節調整問題が十分な検討を経ずに別々に処理されているという論点が重要であろう。多くの時系列の季節調整法では原系列に対して何らかの統計的方法で平滑化(smoothing)という操作を行うので、原系列に依存して季節調整系列も変化するのでベンチマーク問題と切り離して考えることはできない。これまでに提案されているベンチマーク法の多くでは原系列レベルの調整、変化率の改定幅の調整をある種の平滑化(smoothing)を施すことで補正するという、統計的方法と解釈できる。そこで、日本において政府統計や経済統計の諸問題に関心のある読者を念頭に、ベンチマークに関わる統計的方法について一般的な説明を行うことも

¹ 少なくとも内閣府で GDP 統計を実務的に作成している関係者に聞いた範囲では IMF マニュアル(2001)、内閣府(2010)における説明以上の情報は得られていないようである。他方、国際的には Dagum & Cholette(2006)などが知られているが本稿の解釈や評価はそれらの文献とはかなり異なることを注意しておく。

意味が無いとは云えないだろう。特に GDP 統計では実務的必要性から古くからベンチマーク法を利用しているため本稿では GDP 統計に関わる幾つかの系列を実例としてベンチマーク問題を説明し、問題の重要性と今後の改善可能性などについて議論する。

本稿の第2節ではベンチマーク問題を簡単な数値例を交えて説明する。次に第3節では GDP 統計に利用されることが多い、比例デントン法、第4節ではチャオ・リン法を説明する。第5節では日本の設備投資系列と出荷系列を例として実際の分析例を議論する。最後に第6節では既存のベンチマーク法についての評価、さらにはベンチマーク問題を巡る今後の課題について説明する。

2. 経済時系列におけるベンチマーク問題

政府が定期的に公表しているマクロ時系列の中でも特に GDP 統計は重要であるが、定期的に公表されている主要な系列としては GDP1 次速報値、GDP2 次速報値、GDP 確報値、などが挙げられる²。GDP 速報は公表時期をできるだけ早くするために、関係する統計調査の中でも観測期間から約1ヶ月程度の遅れを伴い集計される数値、推定値を元にして作成されている。したがって、公表データの速報性はかなり確保できる反面、統計調査のカバレッジが限定されているなど統計数値の収集や計測上から生じる観測誤差 (measurement errors) は無視できないと考えられる。他方、GDP 確報は公表時期はかなり遅れるものの、より正確で大規模な政府統計調査に基づくのであるから、一般的には推計したい真の系列に対して観測上で生じる誤差はより小さくなると考えられる³。ここで GDP 確報の推定においては正確性は高いものの年次系列としてのみしか系列が推計されず、四半期データは得られない系列も少なからず存在する、という問題がある。この場合には「四半期系列としての速報値からの集計された年次系列」と「確報値として推計される年次系列」に差が生じることが一般的であり、これは「経済時系列における断層問題」として知られ

² この他に重要な基準値の改訂問題が挙げられるが、これはより長期的な問題であり本稿では取りあげない。

³ 本稿では政府統計調査の精度に関する様々な論点は議論しないが、GDP 統計を構成する系列の中には年次系列としてしか意味がない系列も少なからず存在すると思われる。政府活動をはじめ細かな産業連関の数値は年次系列しか十分な精度を持たないだろう。

ている。

こうした年次系列としての乖離を考慮しつつ既に得られている四半期系列（補助系列と呼ばれる）より年次系列との整合性を含めて新たに四半期系列を推計する問題はベンチマーク問題 (benchmark problem) と呼ばれている。国際的にはこうした経済時系列の作成上で生じる実務的問題に対処するベンチマーク問題を解決する幾つかの異なる統計的方法が開発されてきている。他方、日本における GDP 推計など政府統計のこれまでの実務ではプロ・ラタ (Pro-Rata) 法と呼ばれている比例配分によるベンチマーク法がしばしば利用されている⁴。このプロ・ラタ法については経済統計家の間では古くから幾つかの問題があることなどが指摘されている。この問題を理解するために IMF マニュアル (2001) に掲載されている数値例を利用して説明しておく。

期間	原系列	原変化率	Pro-rata 値
1998Q1	98.2		
1998Q2	100.8	2.6	2.6
1998Q3	102.2	1.4	1.4
1998Q4	100.8	-1.4	-1.4
1999Q1	99.0	-1.8	+1.5
1999Q2	101.6	2.6	2.6
1999Q3	102.7	1.1	1.1
1999Q4	101.5	-1.2	-1.2
2000Q1	100.5	-1.0	-1.0
2000Q2	103.0	2.5	2.5
2000Q3	103.5	0.5	0.5
2000Q4	101.5	-1.9	-1.9

表 2.1: 段差問題の数値例

⁴ 少なくとも例えば日本の GDP 統計ではこれまで利用されてきている。

この数値例では原系列の四半期データを新たに得られた年次推計値 400.0(1998年),416.1(1999年)により各年で比例配分により割り振る方法(プロラタ法と呼ばれる)により推計された値を示している⁵。上の数値より明らかであるが1999年Q1の変化率は-1.8より+1.5に変化している。これは1999年の年次推定値が原四半期系列の和よりも大幅に上方修正された結果、「推定値の変化率の改訂」が特定の1999年Q1にしわ寄せされて数値として表れた、と解釈できよう。

このように補助系列の集計値と年次系列が一致しない場合などに特に、比例配分方式で各四半期に年次系列を割り振ると、断層処理による人工的な変化率の変化が生じうる、という問題が生じるのである。実際の時系列の扱いではさらに季節性の処理、季節調整の問題も重要ではあるが、このPro-Rata法での問題点を解決すべく、Denton(1971)はデントン法と呼ばれているベンチマーク法を提案している。他方、Chow & Lin (1971, 1976)によりチョウ・リン法と呼ばれている方法を提案している⁶。その後、こうしたデントン法やチョウ・リン法は様々な方向に拡張され、一連のベンチマーク法が政府統計家の間では知られているが、本稿ではそれらの方法をまとめてデントン法、チョウ・リン法と呼ぶことにする。本稿では主要なベンチマーク法について検討するとともに、既存の文献では説明されていないベンチマーク法と四半期系列の季節調整問題との関係も議論する。

3. 比例デントン法

比例デントン法とは四半期分割法の有力な実務的方法として政府統計関連の文献で説明されている⁷。ここで $n(n > 1)$ 年間、季節周期 s 期($s > 1$)の場合を検討するが、一般性を失うことなく議論の簡単化のために観測期間を $T = ns$ としておく。特に四半期分割法では $s = 4$ 、月次分割の場合には $s = 12$ とすればよい。ここであらかじめ観測値として得られている補助系列 q_t ($t = 1, \dots, T$)、新たに推定された年

⁵ 原四半期系列の和としての年次系列は 402.0(1998年), 404.8(1999年), 408.5(2000年)であるのでやや人工的な数値例である。

⁶ あるいは回帰法 (regression based methods) とも呼ばれているが、これらの用語は統計学的にはあまり適切でないと思われる。

⁷ 例えば IMF (2001), 内閣府 (2010) などを参照。

次系列 A_k ($k = 1, \dots, n$) とすると、比例デントン法とは制約条件

$$(3.1) \quad \sum_{i=1}^s X_{s(k-1)+i} = A_k \quad (k = 1, \dots, n)$$

の下で目的関数

$$(3.2) \quad \text{PD} = \sum_{t=2}^T \left[\frac{X_t}{q_t} - \frac{X_{t-1}}{q_{t-1}} \right]^2$$

の最小化問題の解として定義される。

この問題は二次計画問題の一種であるが、制約が簡単な線形関係で表現されていることから次のように具体的に解を求めることができる。まず $s \times s$ 行列 \mathbf{P}_s を分割し

$$(3.3) \quad \mathbf{P}_s = \begin{bmatrix} 1 & \cdots & 1 & 1 \\ & \mathbf{I}_{s-1} & & \mathbf{0} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{1}'_s \\ \mathbf{J}'_{s-1} \end{bmatrix},$$

次に $T \times T$ 行列

$$(3.4) \quad \mathbf{P} = \begin{bmatrix} \mathbf{I}_n \otimes \mathbf{1}'_s \\ \mathbf{I}_n \otimes \mathbf{J}'_{s-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{P}_1 \\ \mathbf{P}_2 \end{bmatrix}.$$

により定義する⁸。推定したい T 次元ベクトル $\mathbf{x} = (X_1, \dots, X_T)'$ に対して線形変換

$$(3.5) \quad \mathbf{y} = \begin{bmatrix} \mathbf{y}_1 \\ \mathbf{y}_2 \end{bmatrix} = \mathbf{P}\mathbf{x}$$

を考えよう。このとき

$$(3.6) \quad \mathbf{P}'^{-1} = \begin{bmatrix} \mathbf{P}'_{(1)} \\ \mathbf{P}'_{(2)} \end{bmatrix},$$

$\mathbf{B} = \mathbf{Q}^{-1}\mathbf{B}^*\mathbf{Q}^{-1}$ ($q_t \neq 0$, $|\mathbf{P}_s| = (-1)^s$ より $|\mathbf{P}| \neq 0$ であるので) としておくと便利である。さらに $T \times T$ 行列 \mathbf{Q} および $(T-1) \times T$ 行列 \mathbf{A} をそれぞれ

$$(3.7) \quad \mathbf{Q} = \begin{bmatrix} q_1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & q_2 & \vdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & q_T \end{bmatrix},$$

⁸ 行列 $\mathbf{A} = (a_{ij})$, $\mathbf{B} = (b_{ij})$ のテンソル積は $\mathbf{A} \otimes \mathbf{B} = (a_{ij}\mathbf{B})$ により定める。

$$(3.8) \quad \mathbf{\Lambda} = \begin{bmatrix} -1 & 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & -1 & 1 & \ddots & 0 \\ \vdots & \ddots & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & \ddots & & -1 & 1 & 0 \\ 0 & \cdots & & 0 & -1 & 1 \end{bmatrix}$$

により定め,

$$(3.9) \quad \mathbf{B}^* = \mathbf{\Lambda}'\mathbf{\Lambda} = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 0 & \cdots & 0 \\ -1 & 2 & -1 & \cdots & 0 \\ 0 & -1 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 2 & -1 & 0 \\ 0 & \cdots & & -1 & 2 & -1 \\ 0 & \cdots & & 0 & -1 & 1 \end{bmatrix}$$

とする。このとき評価関数 (3.2) は $PD = \mathbf{x}'\mathbf{B}\mathbf{x}$ と表現できる。

一般に任意の $T \times T$ (非負定符号) 対称行列 \mathbf{B} , $n \times 1$ 定ベクトル $\mathbf{a} = (A_1, \dots, A_n)'$ に対して制約条件 $\mathbf{y}_1 = \mathbf{a}$ の下で二次形式

$$(3.10) \quad \mathbf{x}'\mathbf{B}\mathbf{x} = \begin{bmatrix} \mathbf{a} \\ \mathbf{0} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{0} \\ \mathbf{y}_2 \end{bmatrix} \left[\mathbf{P}'^{-1}\mathbf{B}\mathbf{P}^{-1} \right] \begin{bmatrix} \mathbf{a} \\ \mathbf{0} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{0} \\ \mathbf{y}_2 \end{bmatrix} \\ = \mathbf{y}_2'[\mathbf{P}'_{(2)}\mathbf{B}\mathbf{P}_{(2)}]\mathbf{y}_2 + 2\mathbf{y}_2'[\mathbf{P}'_{(2)}\mathbf{B}\mathbf{P}_{(1)}]\mathbf{a} + \mathbf{a}'[\mathbf{P}'_{(1)}\mathbf{B}\mathbf{P}_{(1)}]\mathbf{a}$$

を最小化する解は

$$(3.11) \quad \mathbf{y}_1^* = \mathbf{a}, \quad \mathbf{y}_2^* = -[\mathbf{P}'_{(2)}\mathbf{B}\mathbf{P}_{(2)}]^{-1}[\mathbf{P}'_{(2)}\mathbf{B}\mathbf{P}_{(1)}]\mathbf{a}$$

で与えられる。(ここで行列 $\mathbf{\Lambda}$ の階数 $T-1$, 行列 $\mathbf{P}_{(2)}$ の階数 $n(s-1) = T-n$, 行列 $\mathbf{\Lambda}\mathbf{P}_{(2)}$ の階数 $T-n$ より $|\mathbf{P}'_{(2)}\mathbf{B}\mathbf{P}_{(1)}| \neq 0$ となる。) したがって, \mathbf{x} の解は

$$\mathbf{x}^* = \begin{bmatrix} \mathbf{x}_1^* \\ \mathbf{x}_2^* \end{bmatrix} = \mathbf{P}^{-1}\mathbf{y}^* = [\mathbf{P}_{(1)}, \mathbf{P}_{(2)}]\mathbf{y}^*$$

である。ここで逆行列 $\mathbf{P}^{-1} = [\mathbf{P}_{(1)}, \mathbf{P}_{(2)}]$ ($|\mathbf{P}| \neq 0$) は次の補題を利用するとここで
の逆行列の分割行列は明示的に求まり, 上の解は

$$(3.12) \quad \mathbf{x}^* = [\mathbf{I}_n - \mathbf{P}_{(2)}(\mathbf{P}'_{(2)}\mathbf{B}\mathbf{P}_{(2)})^{-1}\mathbf{P}'_{(2)}\mathbf{B}] \mathbf{P}_{(1)}\mathbf{a}$$

と表現できる。

補題 1 :

(i) $T \times T$ 行列

$$(3.13) \quad \mathbf{B}^* = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 0 & \cdots & 0 \\ -1 & 2 & -1 & \cdots & 0 \\ 0 & -1 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 2 & -1 & 0 \\ 0 & \cdots & & -1 & 2 & -1 \\ 0 & \cdots & & 0 & -1 & 1 \end{bmatrix}$$

の固有値は $4 \sin^2[\pi s/(2T)]$ ($s = 0, 1, \dots, T-1$) で与えられる。

(ii) $T \times T$ 行列 $\mathbf{P}(T = sn)$ の逆行列 $\mathbf{P}^{-1} = [\mathbf{P}_{(1)}, \mathbf{P}_{(2)}]$ は

$$(3.14) \quad \mathbf{P}^{-1} = [\mathbf{I}_n \otimes \mathbf{e}_s, \mathbf{I}_n \otimes \mathbf{J}_{s-1}^*]$$

で与えられる。ただし, $s \times (s-1)$ 行列

$$\mathbf{J}_{s-1}^* = \begin{bmatrix} \mathbf{I}_{s-1} \\ -\mathbf{1}'_{s-1} \end{bmatrix},$$

$\mathbf{e}_s = (0, \dots, 0, 1)'$ は $s \times 1$ ベクトル, $\mathbf{1}_{s-1} = (1, \dots, 1)'$ は $(s-1) \times 1$ ベクトルを利用した。

(証明) : (i) $T \times T$ 行列 \mathbf{A}_T

$$\mathbf{A}_T = \frac{1}{2} \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 1 & 0 & 1 & \cdots & 0 \\ 0 & 1 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 & 1 & 0 \\ 0 & \cdots & & 1 & 0 & 1 \\ 0 & \cdots & & 0 & 1 & 1 \end{bmatrix}$$

とすると

$$(3.15) \quad \mathbf{B}^* = 2\mathbf{I}_T - 2\mathbf{A}_T$$

と表現できる。そこで Anderson (1971) の Theorem 6.6.5 (Page 288) を用いると⁹ 行列 \mathbf{A}_T の固有値は $\cos(\pi s/T)$ ($s = 0, \dots, T-1$) で与えられる。このことから行列 \mathbf{B}^* の固有値は $2 - 2\cos(\pi s/T) = 4\sin^2[\pi s/(2T)]$ ($s = 0, \dots, T-1$) で与えられる。

(ii) 逆行列の表現は逆行列の条件 $\mathbf{P}\mathbf{P}^{-1} = \mathbf{I}_T$ より示せる。 **Q.E.D.**

目的関数が (3.2) の場合には行列 $\mathbf{P}'_{(2)}\mathbf{B}\mathbf{P}_{(2)}$ の固有値の評価 (例えば (3.2) のとき行列 \mathbf{B}^* の階数は補題 1 より $T-1$ となる) より次の結果が得られる。

定理 1: $s > 1, n > 1, T = sn, q_t \neq 0$ ($t = 1, \dots, T$) とする。制約条件 (3.1) の下で目的関数 (3.2) を最小化する解は一意であり (3.11) および (3.12) で与えられる。

注意 1:

(i) この問題はより一般的な評価関数について拡張可能である。評価関数の選択についての基準の検討が望まれる。比例デントン基準 PD は $X_t/q_t = c$ (一定) のときにゼロになるので直観的な妥当性がある。

(ii) 目的関数はすべてのデータについての二乗和になっているが、例えば加重二乗和を最小化することもできる。特に直近のデータのベンチマークを行う場合には有力であるが、その場合は項数を選択する必要がある¹⁰。

(iii) 特に条件 $q_t > 0$ ($t = 1, \dots, T$) は必要なさそうである。実務的には $q_t > 0$ のとき、非負解 $X_t \geq 0$ ($t = 1, \dots, T$)

$$(3.16) \quad [\mathbf{I}_n - \mathbf{P}_{(2)}(\mathbf{P}'_{(2)}\mathbf{B}\mathbf{P}_{(2)})^{-1}\mathbf{P}'_{(2)}\mathbf{B}] \mathbf{P}_{(1)}\mathbf{a} \geq \mathbf{0}$$

となる簡単な条件は有用であろう¹¹。二次計画問題に対する非負解の数値的な探索は内点法の問題となる可能性がある。

⁹ 固有ベクトルが満たすべき 2 次差分方程式よりこの場合には固有値を具体的に求めることができる。

¹⁰ なお Denton 法における評価関数 (3.2) は経験的な適切性が議論されているものの、唯一な評価関数ではない。例えば IMF(2001), Dagun & Chalotte (2006) は様々な可能性について言及している。

¹¹ 例えば内閣府 (2010) などが議論している。

4. チャオ・リン法とその拡張

ベンチマーク問題について Chow & Lin (1971, 1976) は線形回帰モデルを利用する解法を提案している。彼らのアイデアは問題を誤差項が定常確率過程にしたがう線形回帰モデルと見なし、被説明変数の予測問題に対する最適解としてベンチマーク解を導くというアプローチである¹²。補助系列より推定したい系列を $T \times 1$ ベクトル $\mathbf{x} = (X_1, \dots, X_T)$, k 個の補助系列を並べた $T \times k$ 行列を $\mathbf{Z} = (z_{ij})$ ($i = 1, \dots, T; j = 1, \dots, k$) とする。係数ベクトル $\boldsymbol{\beta}$ にたいして、ベクトル

$$(4.1) \quad \mathbf{x} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\beta} = \mathbf{u} = (u_i)$$

を確率変数列として、その期待値ベクトルと共分散行列を

$$(4.2) \quad \mathcal{E}[\mathbf{u}] = \mathbf{0}, \quad \mathcal{E}[\mathbf{u}\mathbf{u}'] = \boldsymbol{\Sigma}$$

と表現しよう。統計モデルとしては被説明変数ベクトルは観測不能な状態変数 (unobservable state) であるから、退化した観測変数行列 \mathbf{Z} , 退化した観測ベクトル \mathbf{a} に対する状態変数モデル (state space model)

$$(4.3) \quad \mathbf{x} = \mathbf{Z}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}, \quad \mathbf{C}\mathbf{x} = \mathbf{a}$$

における状態変数ベクトル \mathbf{x} の推定問題として解釈すべきであろう。

ここで確率ベクトル \mathbf{u} の分散・共分散行列の逆行列が存在すると仮定しよう。このとき $\mathbf{W} = \boldsymbol{\Sigma}^{-1}$ と置くと確率ベクトル \mathbf{x} の (補助系列 \mathbf{Z} による) 予測誤差を最小にする問題は

$$(4.4) \quad \text{Min } [\mathbf{x} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\beta}]' \mathbf{W} [\mathbf{x} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\beta}] \quad \text{s.t. } \mathbf{C}\mathbf{x} = \mathbf{a}$$

と定式化できよう。ここでただし、年次系列と原四半期系列との整合性を表現する制約条件に表れる \mathbf{C} は $n \times T$ 定行列、 \mathbf{a} は $n \times 1$ 定ベクトルである。ラグランジュ乗数ベクトル $\boldsymbol{\lambda}$ を利用してラグランジュ形式を

$$(4.5) \quad L = \frac{1}{2} [\mathbf{x} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\beta}]' \mathbf{W} [\mathbf{x} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\beta}] - \boldsymbol{\lambda}' [\mathbf{C}\mathbf{x} - \mathbf{a}]$$

¹² ただしベンチマーク問題では被説明変数は観測されず観測不能な状態変数であるから、状態変数として定式化すべきと思われるが、この問題は本稿では議論しない。

としてとすると、次のようにまとめることができる。証明は通常の条件付最小化問題であるので省略する。

定理 2 : $s > 1, n > 1, T = sn, q_t \neq 0 (t = 1, \dots, T)$ とする。制約条件付最小化問題 (4.3) の解は次の式で与えられる。

$$(4.6) \quad \hat{\beta} = [\mathbf{Z}'\mathbf{C}'(\mathbf{C}\mathbf{W}^{-1}\mathbf{C}')^{-1}\mathbf{C}\mathbf{Z}]^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{C}'(\mathbf{C}\mathbf{W}^{-1}\mathbf{C}')^{-1}\mathbf{a},$$

$$(4.7) \quad \hat{\lambda} = (\mathbf{C}\mathbf{W}^{-1}\mathbf{C}')^{-1}[\mathbf{a} - \mathbf{C}\mathbf{Z}\hat{\beta}],$$

とすると

$$(4.8) \quad \mathbf{x} = \mathbf{Z}\hat{\beta} + \mathbf{W}^{-1}\mathbf{C}'\hat{\lambda}$$

で与えられる。

ここでは二つの例のみを挙げておく。

例 4.1 : $k = 1, \mathbf{W} = \mathbf{I}_T, \mathbf{Z} = \mathbf{z}$ と置こう。このとき単純な行列の計算からベンチマーク法の解 (4.5)~(4.7) は

$$(4.9) \quad \hat{\beta} = \frac{\mathbf{z}'\mathbf{C}'(\mathbf{C}\mathbf{C}')^{-1}}{\mathbf{z}'\mathbf{C}'(\mathbf{C}\mathbf{C}')^{-1}\mathbf{C}\mathbf{z}}\mathbf{a},$$

$$(4.10) \quad \hat{\mathbf{x}} = [\mathbf{I}_T - \mathbf{C}'(\mathbf{C}\mathbf{C}')^{-1}\mathbf{C}]\frac{\mathbf{z}\mathbf{z}'\mathbf{C}'(\mathbf{C}\mathbf{C}')^{-1}}{\mathbf{z}'\mathbf{C}'(\mathbf{C}\mathbf{C}')^{-1}\mathbf{C}\mathbf{z}}\mathbf{a} + \mathbf{C}'(\mathbf{C}\mathbf{C}')^{-1}\mathbf{a}$$

で与えられる。この解を要素毎に解いてみると Pro-rata 解にかなり類似していることは興味深い。

例 4.2 : 特に確率ベクトル $\mathbf{u} = (u_i)$ が定常的な AR(1) 過程にしたがうと仮定したベンチマーク・モデルに対して Chow & Lin (1971, 1976) が提案した方法がチャオ・リン法である。ここで確率過程 $u_i = \rho_1 u_{i-1} + v_i (v_i \text{ はホワイトノイズ})$ とするとき自

己共分散関数の逆行列は

$$(4.11) \quad \mathbf{W} = \mathbf{R}'_1 \mathbf{R}_1 = \frac{1}{\sigma^2} \begin{bmatrix} 1 & -\rho_1 & 0 & \cdots & & 0 \\ -\rho_1 & 1 + \rho_1^2 & -\rho_1 & \cdots & & 0 \\ 0 & -\rho_1 & \ddots & \ddots & & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 1 + \rho_1^2 & -\rho_1 & 0 \\ 0 & \cdots & & -\rho_1 & 1 + \rho_1^2 & -\rho_1 \\ 0 & \cdots & & 0 & -\rho_1 & 1 \end{bmatrix}$$

と表現される。ここで σ^2 は誤差の分散, ρ_1 は 1 次自己相関係数であり

$$(4.12) \quad \mathbf{R}_1 = \frac{1}{\sigma^2} \begin{bmatrix} \sqrt{1 - \rho_1^2} & 0 & 0 & \cdots & & 0 \\ -\rho_1 & 1 & 0 & \cdots & & 0 \\ 0 & -\rho_1 & \ddots & \ddots & & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 1 & 0 & 0 \\ 0 & \cdots & & -\rho_1 & 1 & 0 \\ 0 & \cdots & & 0 & -\rho_1 & 1 \end{bmatrix}$$

と表現される。

注意 2 :

なお、ここで説明した Chow-Lin 法は誤差項の過程の妥当性を仮定できればある種の最適性があるが、実際にはウエイト関数 \mathbf{W} を決める必要がある¹³。Chow-Lin 法では AR(1) モデルを仮定しているので ρ_1 をデータから推定することが考えられる。同様に観測誤差項に時系列モデルが仮定が正しく、かつ正しい値が推定できれば様々な適切なベンチマーク解が得られる、と考えられる。

5. ベンチマーク法の適用例

実際に観測される経済時系列は通常はこれまで主な文献で利用しているベンチマークの統計モデルが仮定している状況よりも遙かに複雑な確率構造をしていると考えられる。第一にこれまで考えられているベンチマーク・モデルでは適用する時

¹³ したがって、より正確に言えば原論文が主張しているような最適性はない。

系列データには季節性は考えられていない。第二にはチャオ・リン法に置いては特定の確率過程の定常性があらかじめ仮定されている場合もあるが、この場合には近年の経済時系列論の展開からはトレンド成分と循環成分のとらえ方に疑問が生じる。

ここで時刻 t において観察される時系列 X_t が乗法成分モデル

$$(5.1) \quad X_t = TC_t \times S_t \times I_t \quad (t = 1, \dots, T)$$

にしたがう状況を考察しよう¹⁴。ここで政府統計の実務ではベンチマーク操作を行った系列に対して、トレンド成分 T_t と循環成分 C_t を区別せずに $TC_t = T_t \times C_t$ とする季節調整モデルを仮定して季節調整を行うことが通例であることに言及しておく。こうした操作を行うときにベンチマーク操作における季節調整操作の影響を調べる必要がある。補助時系列 q_t について加法成分モデル

$$(5.2) \quad q_t = TC_t^{(q)} \times S_t^{(q)} \times I_t^{(q)} \quad (t = 1, \dots, T)$$

を仮定して分析する必要がある。

例えばあらかじめ季節調整した補助系列を利用すれば、季節調整済みベンチマーク系列が直接に求められる。ベンチマークを行う主要な要件として季節調整済み前期比の安定性が挙げられるとすると、ベンチマーク操作と季節調整系列の関係を検討する必要がある。

日本の設備投資系列と出荷系列の例

日本の設備投資系列と出荷系列の原系列を実例として、年次系列から補助系列としての四半期系列を参照しつつ、四半期データを生成する諸手法を適用して比較した。ここで取り上げる方法は、Denton (1971), Chow & Lin (1971), Fernandez (1981), Litterman (1983) である。Chow-Lin, Fernandez, Litterman の違いは、分配後の誤差系列にどのような時系列構造を仮定するかの違いである。Chow-Lin は AR(1)、Fernandez は 1 次のランダムウォーク、Litterman は ARIMA(1,1,0) である¹⁵。

数値分析の結果は補論の幾つかの図としてまとめておいたが、今回に行ったデータ分析からは次のようなことがわかった。

¹⁴ 伝統的な季節調整モデルでは乗法モデルが標準的であった。この場合には不規則変動要素は非負の確率変数として定式化されることなどに注意する必要がある。

¹⁵ 例えば Di Fonzo (2003, pp. 3-6) を参照せよ。

(i) 設備投資に関してはどの手法を採用しても結果に大きな違いがない。ただ、ベンチマーク系列と補助系列の比を観察すると、Denton 法は滑らかな動きであり、Chow-Lin 法、Fernandez 法、Litterman 法はやや変動が大きい。Chow-Lin モデルの自己回帰パラメータ推定値は $\hat{\rho} = 0.99$ 、Litterman モデルでの自己回帰パラメータ推定値は $\hat{\rho} = 1.00$ であった。従って、Chow-Lin 法、Fernandez 法が図で殆ど重なっていることは納得がいくが、なぜ Litterman 法までもが同じ軌跡辿るのか、すぐには理解が難しいように思われる。2 階差モデルなのだが、イノベーションの分散が非常に小さいことからであろう。

(ii) ベンチマークを行う際、参照する系列に季節性が含まれていれば、必然的にベンチマーク系列も季節性を反映する。前期比伸び率を計算したい場合など、足下の動向・変化を把握したいとなれば、ベンチマーク系列を季節調整することになる。一方、参照系列を季節調整してしまい、季調済系列に対してベンチマークをとる方法も考えられる。この方法は、季調済系列だけではなくベンチマーク原系列とも言うべき系列も公表しなければならない場合には問題であるが、季節調整をベンチマーク処理の前後に行うときの得られるベンチマーク値の結果を比較しておくことには一定の意義があろう。

今回取り上げた時系列の中では、出荷系列には明瞭な季節成分は含まれないことから、以下設備投資系列だけを取り上げる¹⁶。参照系列の季節調整は、対数加法型でトレンド 2 階差分の標準季節調整モデルが支持されたので、これにより行った。季調済参照系列に対し、ベンチマーク法をさまざまに変えて結果を比較した。レベル(上段)で観察すると、どの方法も結果が重なっているように見えるが、変化率(中段)で見ると総じて Pro Rata 法の結果で変動が大きいことが観察される(同様のベンチマークとインデックス(参照系列)の比率を参照)。

次に関心のあることは、先に季節調整をした場合(SA-BM)と、ベンチマーク後に季節調整した場合(BM-SA)とでどのような違いが生じるかを、比較することである。性急な一般化は避けなければならないが、Chow-Lin 法や Pro-Rata 法に比べると、Denton 法は季節調整に関して頑健であるという印象を与える。

原四半期のベンチマーク値の季節調整値と季節調整値のベンチマーク値を比較す

¹⁶ DECOMP でモデル選択すると、季節成分を含む分解は、含まない分解より大きな AIC を与えるので、季節モデルは支持されない。

ると、前者の方が若干ではあるがより安定する結果が得られた。季節調整法を一種の平滑化と理解すると当然な結果と解釈できる。設備投資系列についてはその差は小さい。

(iii) 出荷(石油製品)に関しては、4手法で類似の結果を出しているが、Pro-Rata法だけが2008年第1四半期で方向が違ふ。Chow-Linモデルの自己回帰パラメータ推定値は $\hat{\rho} = 1.42$ 、Littermanモデルでの自己回帰パラメータ推定値は $\hat{\rho} = 1.33$ であった¹⁷。発散型の時系列モデルが推定されており、解釈が難しい。

(iv) 出荷(石炭製品)に関しては、Chow-Lin法は推定がうまくいっていない。Chow-Linモデルの自己回帰パラメータ推定値は $\hat{\rho} = -3$ であり、激しく上下に振幅しながら発散していることは、この推定値に起因している。2007年第4四半期で値が負になってしまい、伸び率の定義に支障が生じている。Littermanモデルでの自己回帰パラメータ推定値は $\hat{\rho} = -1.01$ であった。

(v) ベンチマーク系列と補助系列(インデックス)との比率を、出荷(石油製品)および出荷(石炭製品)で示した図からは、両者とも、Pro-Rata法を滑らかに縫っているのはDenton法である。

デントン法の再考

ここでデントン法について若干の考察を加えておく。(5.1)と(5.2)より

$$(5.3) \quad \frac{X_t}{q_t} - \frac{X_{t-1}}{q_{t-1}} = \frac{TC_t \times S_t \times I_t}{TC_t^{(q)} \times S_t^{(q)} \times I_t^{(q)}} - \frac{TC_{t-1} \times S_{t-1} \times I_{t-1}}{TC_{t-1}^{(q)} \times S_{t-1}^{(q)} \times I_{t-1}^{(q)}}$$

である。したがって、例えば季節成分比 $S_t/S_t^{(q)} = (\text{一定値})$ 、不規則変動成分比 $I_t/I_t^{(q)} = (\text{微小})$ が相対的に小さいと見なして

$$\frac{X_t}{q_t} - \frac{X_{t-1}}{q_{t-1}} \sim \frac{TC_t}{TC_t^{(q)}} - \frac{TC_{t-1}}{TC_{t-1}^{(q)}}$$

と近似してみよう。ここでさらにベンチマーク系列と原系列のトレンド・循環成分の変化率を $r_t^{TC} = (TC_t - TC_{t-1})/TC_{t-1}$ 、 $r_t^{TC,q} = (TC_t^{(q)} - TC_{t-1}^{(q)})/TC_{t-1}^{(q)}$ と置けば、

¹⁷ ソフトウェアの説明によると最尤法を利用していることになっている。しかしながら推定値が非定常領域の境界や発散領域に入っているという問題が発生している。Ratsは計量経済学では比較的良好に知られたソフトウェアであるがより詳細に原因を調べる必要がある。

簡単な計算よりデントン法の評価基準は

$$(5.4) \quad PD^* = \sum_{t=2}^T \left(\frac{TC_{t-1}}{TC_{t-1}^{(q)}} \right)^2 [r_t^{TC} - r_t^{TC,q}]^2$$

とほぼ同等であることがわかる。

この評価基準ではウェイト関数 $w_t = TC_{t-1}/TC_{t-1}^{(q)}$ が大きければ、すなわち原四半期系列とベンチマーク系列のトレンド・循環成分がかなり乖離していると、より大きなペナルティがかかることを意味する。したがって、デントン法による最小化の解は「推定されるトレンド・循環成分の変化率」の誤差に関するある種の最小化問題と解釈できる。四半期 GDP 統計では直近の変化率に主要な関心が持たれることが少なくないので、こうしたデントン法の解釈は意味があろう。これに対してチャオ・リン法について類似の解釈を施すことが困難であるように思われる。

なお、実際にデントン法を適用するにはベンチマーク期間 T の選択も重要である。 T を大きくとれば結果は安定するが、既存の公表時系列との整合性、すなわち時系列の接続問題が生じる。他方、 T をあまりに小さくとると直近の推定値が大きく変化することが予想できるので今後の検討課題としては重要であろう。

6. 結論と展望

本稿では GDP 統計などで利用されている統計的ベンチマーク法について、主な方法を議論し日本の GDP 統計に関わる時系列を利用して基本的方法と問題点を具体的に説明した。

第一に日本の GDP 統計の作成でこれまで利用されているプロ・ラタ法によるベンチマーク値の作成については速報系列の年集計値と確報系列の作成時に推定される年次系列との差が小さくない場合には段差問題が生じている可能性がある。従来に利用されていた方法では例えば第 1 四半期の変化率の推定値などにベンチマークの効果がしわ寄せされる可能性が高かった、ことも伺われる¹⁸。

第二にはプロ・ラタ法に代わる統計的ベンチマーク法としては大きくデントン法とチャオ・リン法が提案されている。チャオ・リン法は回帰分析の考え方の延長線上

¹⁸ 従来の GDP 推計法については内閣府 (2006) が基本的文献である。ベンチマーク問題をめぐる論点についてはこれまで直観的な議論がなされていたようであるが、2010 年度に内閣府で行われた GDP 確報値の見直し作業で改善された可能性が高い。

にあるので regression-based-methods と呼ばれることも多いが、ベンチマーク問題を回帰分析の枠組みに還元しようとする、幾つかの問題が生じる。例えば被説明変数が観測されないので線形最適予測量 (best unbiased predictor) の意味を再考する必要がある。またより重要な問題は確率ベクトルに対して定常な確率過程を仮定して推定すると、明らかに矛盾が生じる経済時系列が少なくない。こうした比較の意味では、デントン法のベンチマーク値の方がより頑健な推定値 (*robust estimate*) を与えてくれると経験的には云えよう。

第三には既存のベンチマーク法では実際に観察される時系列におけるトレンド項や季節性の変動パターンを組み込んだ考察はあまりなされていないようである。デントン法やチャオ・リン法などのベンチマーク法では原系列レベルの調整、変化率の改定幅の調整をある種の平滑化 (smoothing) を施すことで補正するという、統計的方法と解釈できる。我々が行った限定的な実験によれば、原系列のベンチマーク値に季節調整を行う方が原系列の季節調整値にベンチマーク値を求めるよりも数値的には平滑化されるという暫定的な結果が得られた。

なお、政府統計の実務では X-12-ARIMA プログラム¹⁹ が用いられているが季節 ARIMA モデルや変化点の選択の問題が生じるのでこうした処理の影響などについてもさらに検討する必要がある。

ここで、本稿では十分に議論できなかつたマクロ経済統計を巡る幾つかの重要な問題についても言及しておこう。

第一に原系列より前期比を推計したり、トレンド成分や循環成分を推定するには季節調整法の利用が不可欠である。X-12-ARIMA など現在用いられている方法は移動平均を利用して一種の平滑化 (smoothing) の方法であることが知られているが、こうした方法では例えば大きな変動が観察されると、その影響がかなり長い期間に続くことが知られている。したがって、近年の日本のマクロ時系列の変動をある種の構造変化ととらえると、そうした変動をも考慮した季節調整法とベンチマーク法との関係を検討する必要がある。

第二に本稿で説明したプロ・ラタ法、デントン法、チョウ・リン法など既存のベンチマーク法はいずれもある種の規準で状態の推定誤差を小さくする統計的方法と

¹⁹ X-12-ARIMA プログラムについては国友 (2004, 2006), 季節調整を巡る問題については高岡・国友 (2010) などを参照されたい。

解釈される。これまでの実務的運用ではどのような規準を採用しているか明確でないように判断できるので、こうした問題をより透明化する必要がある。また個別の系列を個別にベンチマーク法を適用するということは実務的にはもっともではあるが、全体的な整合性があるか否か、より統合的なアプローチを開発する必要性もあろう。

なお、最後になるが本質的に不確定な量を推定する場合には得られた数値の不確実性は信頼区間で表現することが統計的方法としては標準的である。日本を含めて政府統計という場面ではこれまでこうした統計的評価法を重視していないが、重要な検討課題であろう。本来的に確定的に推定できない量をあたかも確定値として処理しようとする、しばしば問題が生じてしまうのは古くから統計学が教えるところである。ベンチマーク問題に関連しては、観測されるマクロ時系列に対して現実的な統計モデルを仮定できれば、1次・2次速報値系列、確定系列として推定された状態の信頼性を評価することも可能となるので、この問題も将来の重要な検討課題の一つとなろう。

文献

- [1] Anderson, T.W. (1971), *The Statistical Analysis of Time Series*, John-Wiley.
- [2] Chow, G.C. and A. L. Lin (1971), "Best linear unbiased interpolation, distribution and extrapolation of time series by related series," *The Review of Economics and Statistics*, 53, 372-375.
- [3] Chow, G.C. and A. L. Lin (1971), "Best linear unbiased estimation of missing observations in an economic time series," *Journal of American Statistical Association*, 71, 719-721.
- [4] Denton, F. (1971), "Adjustment of Monthly or Quarterly Series to Annual Totals : An Approach Based on Quadratic Minimization," *Journal of the American Statistical Association*, 66, 99-102.
- [5] Dagum, E.B. and P.A. Cholette (2006), *Benchmarking, Temporal Distributions*,

and Reconciliation Methods for Time Series, Lecture Notes in Statistics, Springer.

[6] Di Fonzo, T. (2003), Temporal disaggregation of economic time series: toward a dynamic extension, Working Paper, European Commission.

[7] Fernandez R.B. (1981), A methodological note on the estimation of time series, *The Review of Economics and Statistics*, 63: 471-478.

[8] Litterman R.B. (1983), A random walk, Markov model for the distribution of time series, *Journal of Business and Economic Statistics*, 1: 169-173.

[9] 内閣府・国民経済計算部 (2006) 「四半期別GDP速報の推計方法」, (平成18年7月改定, http://www.ersi.cao.go.jp/jp/sna/qe_manu/060712/suikeiho-kaitei.html/).

[10] 内閣府・国民経済計算部・調査企画課 (2010) 「比例デントン法の導入に関する検討について」 (検討メモ), (平成22年10月)。

[11] 北川源四郎 (2005) 「時系列解析入門」, 岩波書店。

[12] IMF Quarterly GDP Estimation Manual (2001), International Monetary Fund (Home Page).

[13] 国友直人編 (2004) 「解説 X-12-ARIMA(2002)」, CIRJE-R-1(研究報告), 東京大学日本経済国際共同研究センター (CIRJE)。

[14] 国友直人 (2006) 「季節調整法 X-12-ARIMA と日本の官庁統計」, CIRJE-R-5(研究報告), 東京大学日本経済国際共同研究センター (CIRJE)。

[15] 国友直人・佐藤整尚 (2010) 「GDP速報の推定法の改善について」, 内閣府経済社会総合研究所, Discussion Paper No.249 (http://www.ersi.go.jp/jp/archive/e_dis/e_discus.html/), 経済学論集 (東京大学経済学部, 近刊)。

[16] 高岡慎・国友直人 (2010) 「最近のマクロ経済変動と季節調整 (貿易統計を題材に)」, 経済学論集 (東京大学経済学部) 76-1, 56-74。

[15] 佐藤整尚・国友直人 (2010) 「景気判断と平滑化問題 (GDP公表値を巡って)」, 経済学論集 (東京大学経済学部), 76-2, 72-87。

付録：幾つかの図

(図への補足)：実際のベンチマークの数値計算は RATS version 7.0 で書かれているプロシジャを利用して実行した。また季節調整の処理については Decomp プログラムを利用したが、Decomp についての説明は北川(2005)を参照されたい。Decomp プログラムにおける計測モデルとしては、Decomp(2,0,4) を利用した。なお Decomp(t,c,s) の t はトレンド階差の次数、 c は循環 AR 項の次数、 s は 1 年間の周期を表す。季節調整の実務ではしばしばトレンド成分と循環成分を区別しないので $c = 0$ とした。

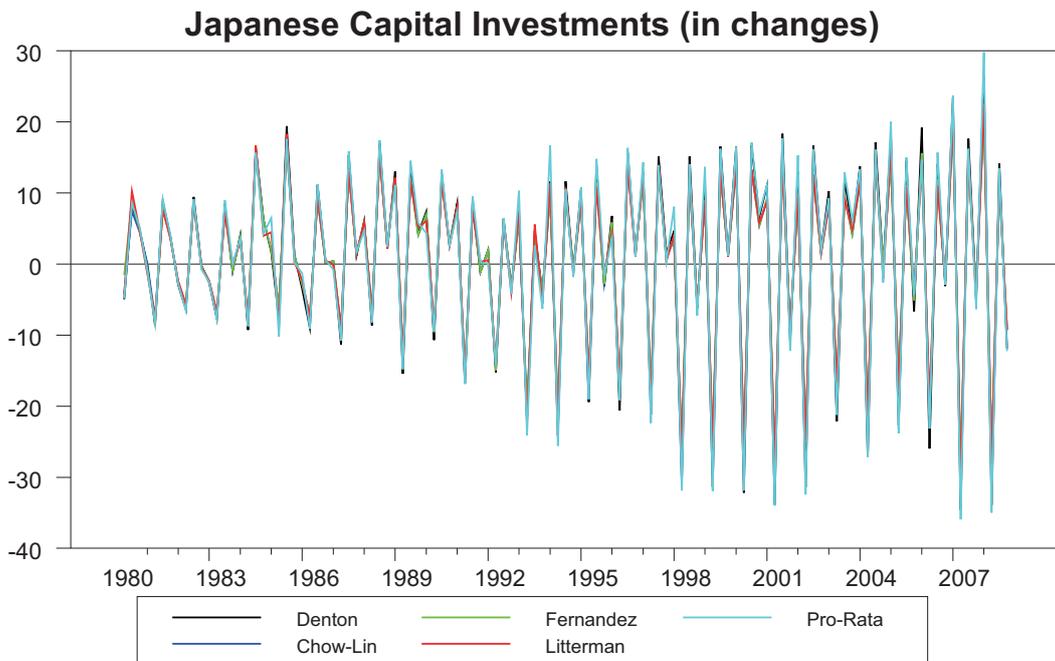
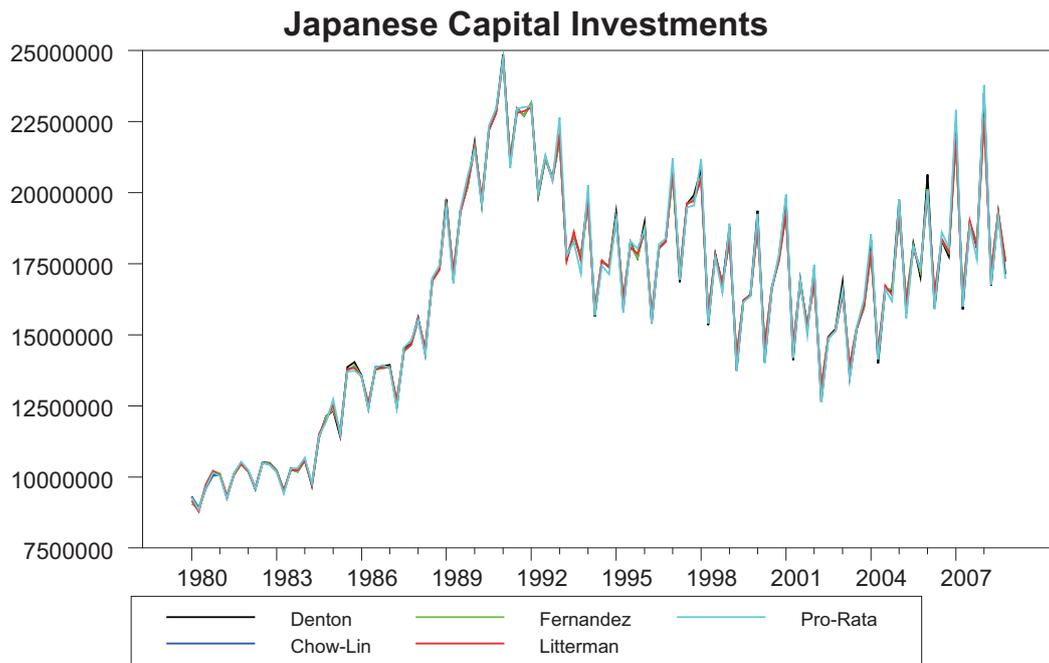


図 1: 設備投資のベンチマーキング。上段はレベル、下段は前期比伸び率 (%)。

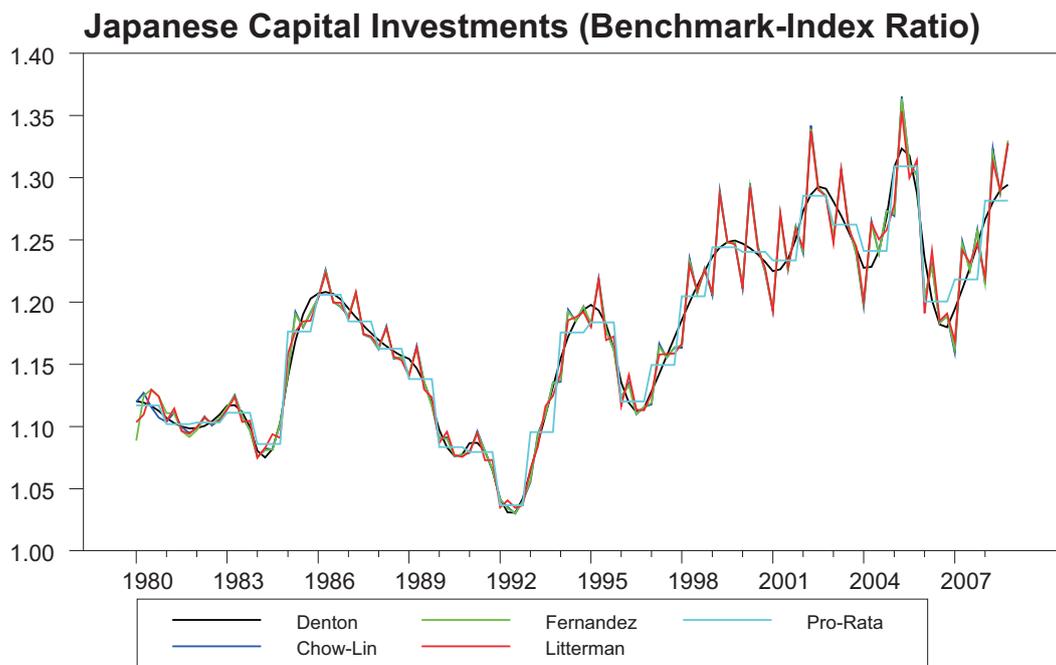


図 2: 設備投資でのベンチマーク系列と補助 (インデックス) 系列との値の比。

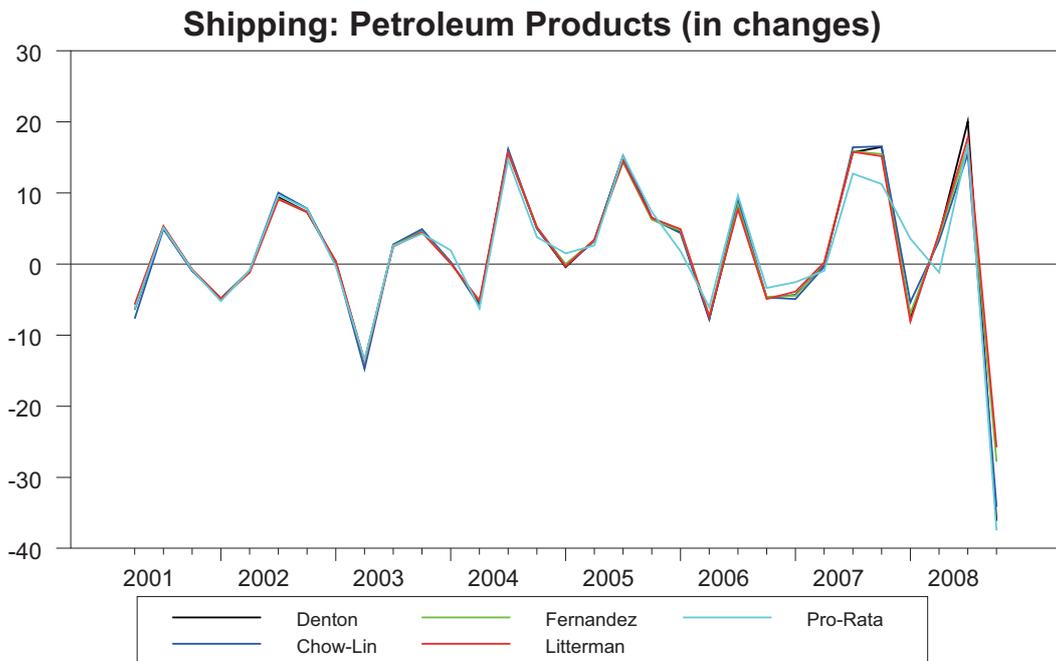
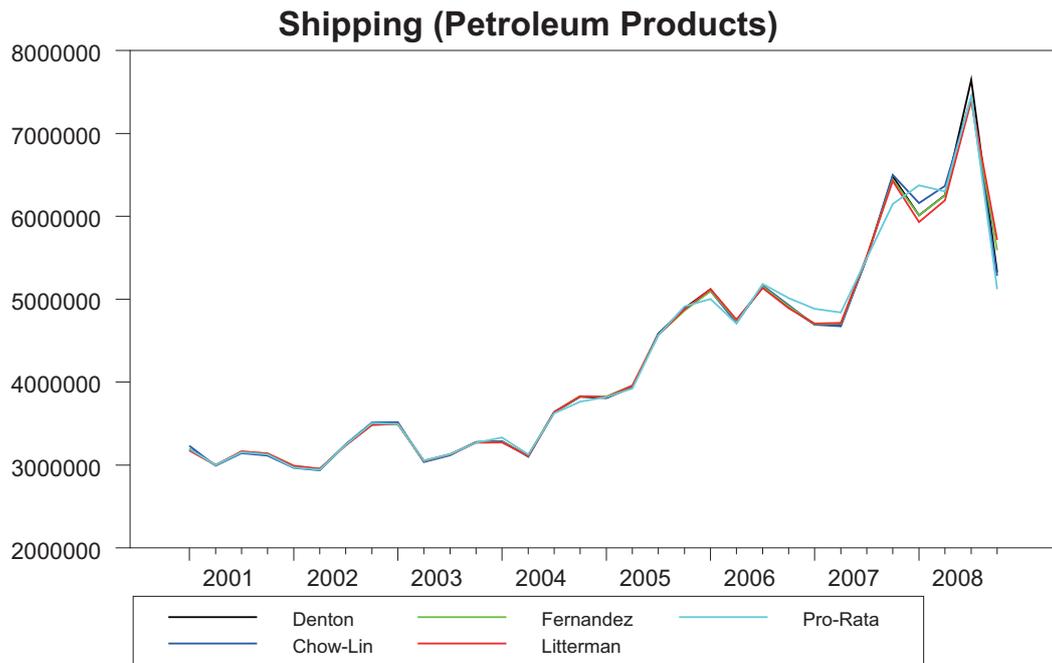


図 3: 出荷 (石油製品) のベンチマーキング。上段はレベル、下段は前期比伸び率 (%)。

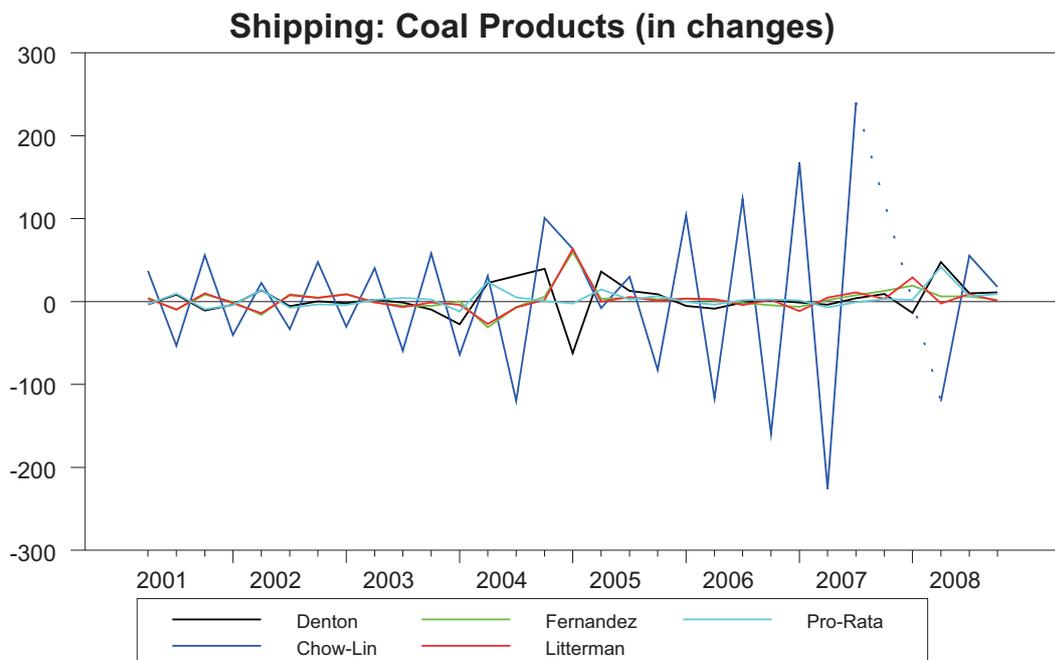
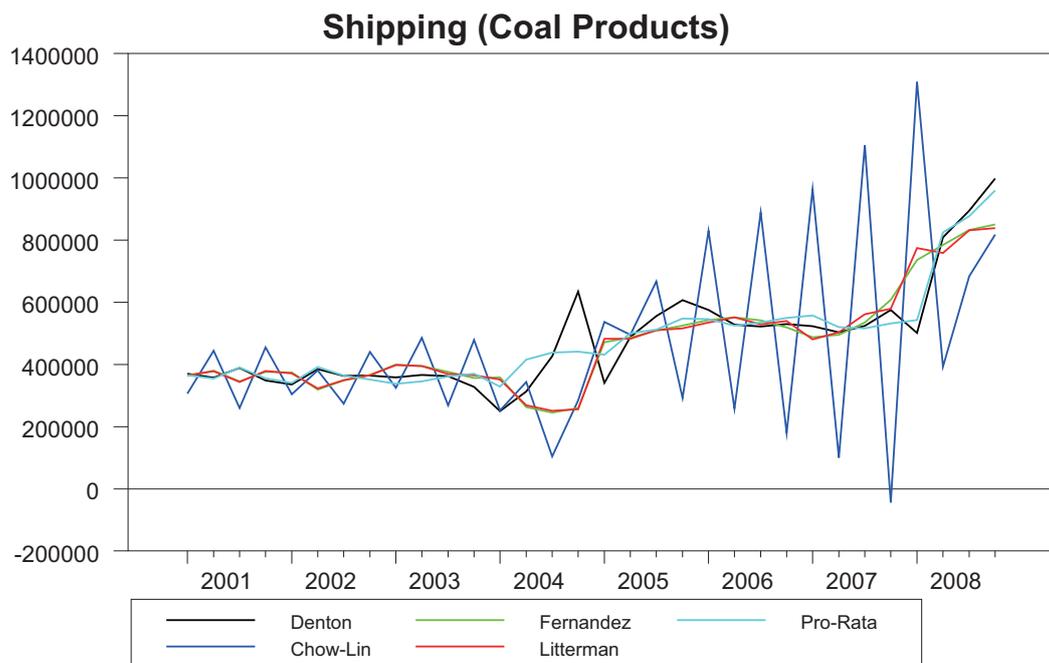


図 4: 出荷 (石炭製品) のベンチマーキング。上段はレベル、下段は前期比伸び率(%)。

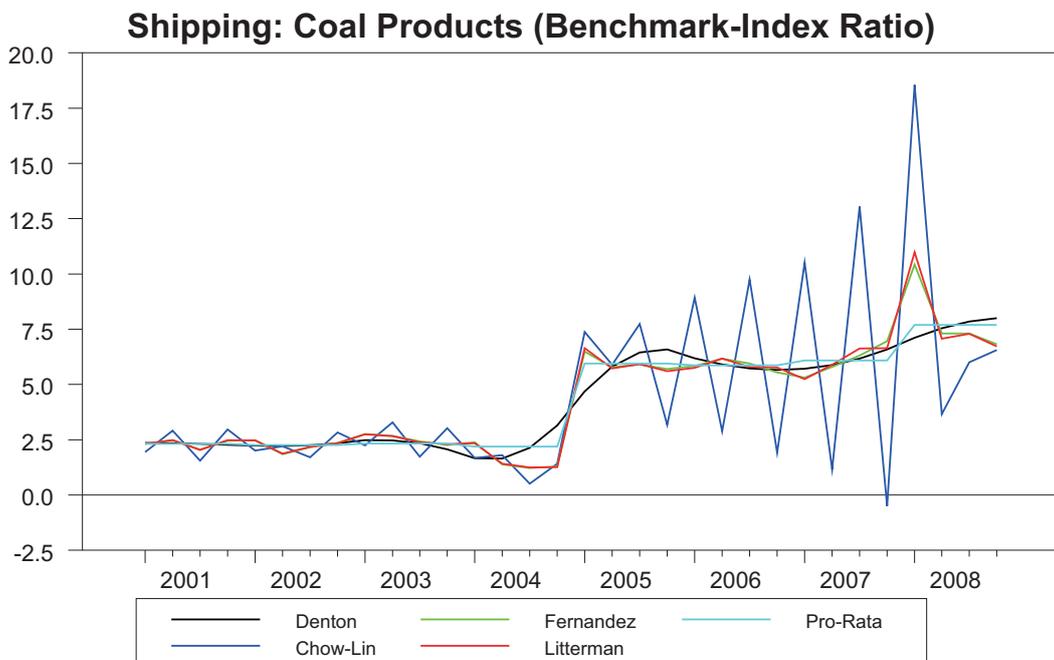
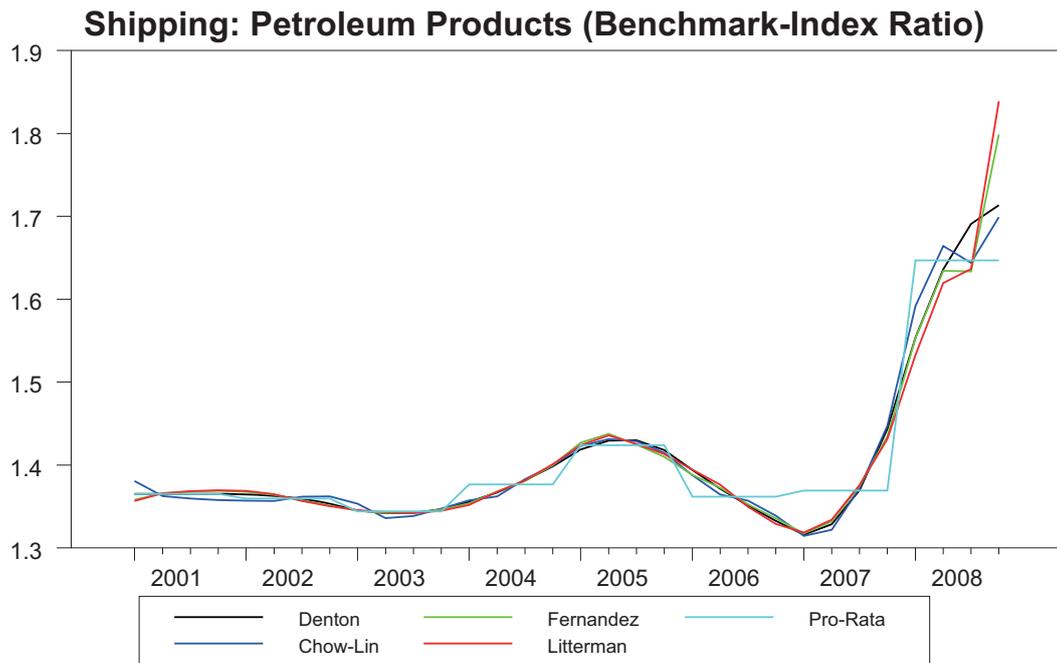


図 5: ベンチマーク系列と補助 (インデックス) 系列との値の比。上段は石油製品、下段は石炭製品。

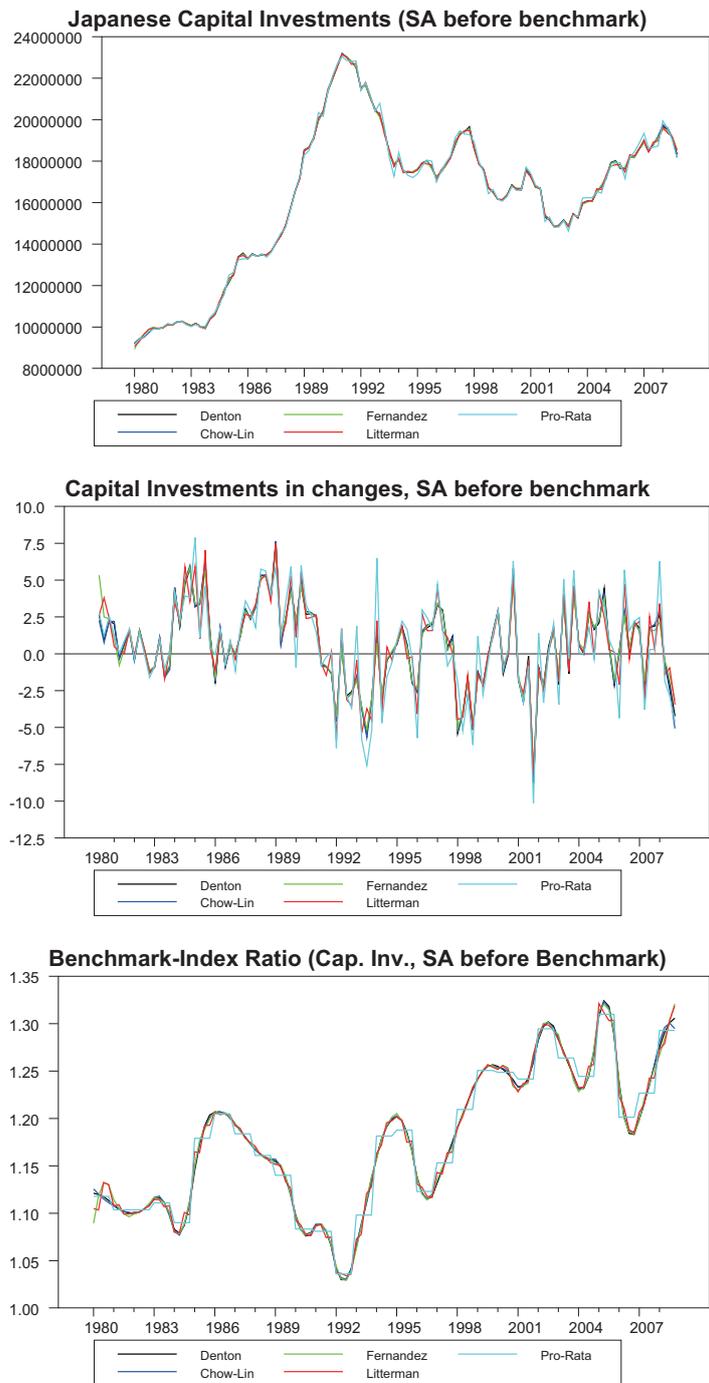
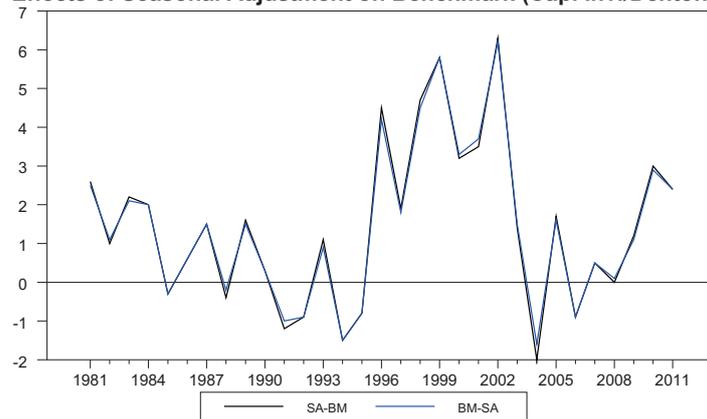
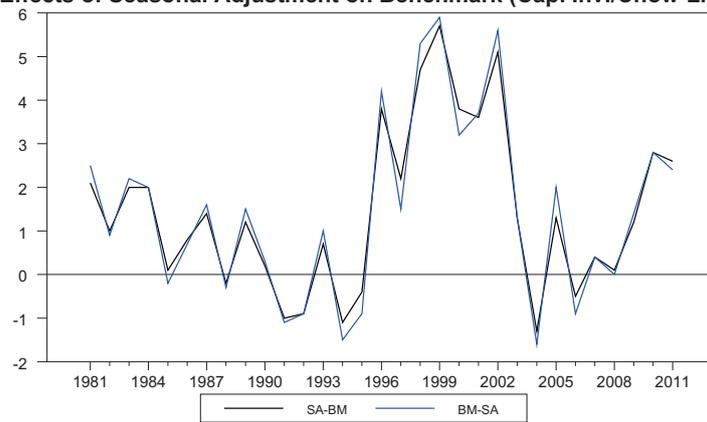


図 6: 設備投資系列で、参照系列 (基礎四半期時系列) を先に季節調整して、それに対してベンチマークを行った結果。上段からレベル、前期比伸び率、ベンチマーク系列と補助 (インデックス) 系列との値の比。

Effects of Seasonal Adjustment on Benchmark (Cap. Inv./Denton)



Effects of Seasonal Adjustment on Benchmark (Cap. Inv./Chow-Lin)



Effects of Seasonal Adjustment on Benchmark (Cap. Inv./Pro Rata)

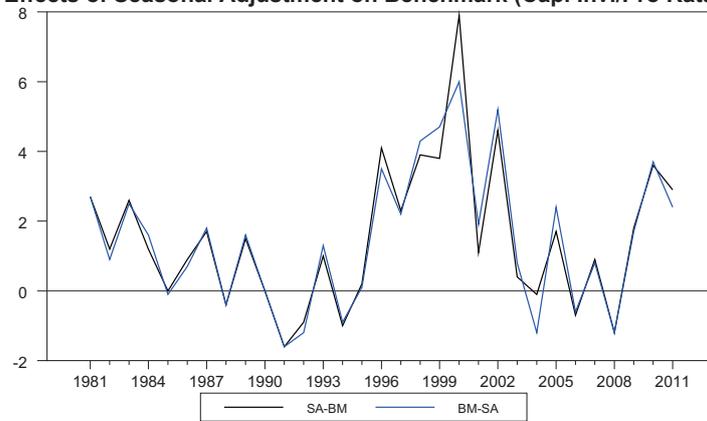


図 7: 季節調整済系列でベンチマークした場合と、ベンチマーク系列を季節調整した場合での、前年同期比の比較。上段から Denton 法、Chow-Lin 法、Pro Rata 法。対象は設備投資。