

日本統計学会創立 75 周年記念出版
2012 年増補 HP 版
21 世紀の統計科学

< Vol. I >

社会・経済の統計科学

(人口・政府統計・金融と保険)

国友直人¹・山本拓² 編集・監修

2008 年 8 月 (東京大学出版会)

2012 年 1 月 (増補 HP 版)

¹東京大学経済学部教授

²日本大学経済学部教授 (一橋大学名誉教授)

増補HP版・はしがき

シリーズ「21世紀の統計科学」Vol.I, Vol.II, Vol.III は2008年に東京大学出版会より商業出版された。その後、統計学・統計科学に関係するこの種の書籍としては順調に販売が伸び2011年半ばにいたり在庫部数が少なくなってきた。

この書籍は2008年版の前書き・後書きに説明があるように通常の商業出版物とは異なり、日本統計学会の創立75周年を契機に、できるだけ多くの人々に統計学・統計科学の最近の動向を紹介することにある。そこでこれを機会に各原稿を可能な範囲で改訂し、更に2012年増補版として学会HPより無償でダウンロードする形で広く利用して頂くことにした。

もとより本書・2012年HP増補版の各著者は原稿料は要求せず無償で原稿を提供しているわけである。そこで本書の編者・監修者としては各読者にはなるべく本書及び本書の論文を引用等で正確に引用して頂くことを期待したい。

2012年1月
編者・監修者

はしがき

21 世紀を迎えて既に 8 年目を迎えている今日、社会における統計科学の役割は以前にも増して重要になっている。現代では、社会・経済・経営などの社会科学はもちろん、工学（情報・計算機・品質管理など）、理学（数学・物理・天文・化学など）、生命科学（生物・医学・薬学・農学など）、人文科学（教育、心理、文学など）をはじめ、あらゆる学問領域において必要不可欠な基礎的手段として、統計学・統計科学が鍵となる役割を演じている。また、個人、企業、政府、などが直面する様々な課題に対処し科学的に意志決定を行う多くの状況では、統計データや統計的方法による科学的分析が本質的な役割を演じている。

本シリーズは「21 世紀の統計科学」と題して、近年での統計学や統計科学の動向を踏まえつつ、現代の日本社会における重要な幾つかの側面にしばって統計学・統計科学の現状を鳥瞰するとともに、統計学・統計科学を専攻している日本の第一線の研究者が挑戦している課題に関する研究動向をまとめている。予定されている全 3 巻の中で、この Vol.1 では特に現代日本の社会・経済を取り巻く大きな問題について、統計学・統計科学の立場からの分析をまとめている。

ここで本書の内容を簡単に説明しておこう。現代の日本社会が直面しているもっとも大きな、そして中・長期的にも重要な問題は人口問題であろう。統計科学、あるいは統計学はその発祥の時から人口問題について考察を重ね、今日に至っている。現代の日本社会を巡る様々な動き、現在と将来の人々の経済活動の根底にある人口動向はややもすると、経済格差や年金負担など社会保障制度をめぐるセンセーショナルな話題のみが大きく取りあげられている。統計学・統計科学、特に人口統計学の立場から何が言えて、将来の人口動向はどこまで科学的に予測可能なのだろうか？金子論文はこの間の日本における人口変動の動向を踏まえ、広く一般の読者を想定し、日本の人口の基本的動向を説明している。金子論文に続き、第 2 章の石井論文では、より根本的に人口変動モデルを用いて日本の人口変動を分析している。さらに、第 3 章の永瀬論文では日本における人口変動がもたらす経済問題、とりわけ女性労働との関係を統計データと経済学的考察を行っている。

個人、企業、政府などによる現代社会における経済活動の多くは政府が作成している統計データに基づいて行われている。景気は良くなったのか、所得や消費は伸びているのか、社会・経済の格差は大きくなっているのか、物価の下落は止まったのか、等々の我々一人一人の生活に係る議論は客観的な統計データが作成できてはじめて意味を持つ議論となろう。ところがこうした社会にとって一種の公共財である基礎的な社会・経済に関する統計データを作成している日本の中央政府における統計制度は大きな変革の時期を迎えている。センセーショナルな論議の末になりやすい人口問題に比較すると目立たない問題、と見なされる向きもあるが、実は日本の将来を考える上で重要な問題である「日本における政府統計の改革問題」を第二の主題として取りあげた。第 4 章の竹内論文はこうした現代における日本の政府統計が直面する諸問題をかなり包括的に説明している。続いて、第 5 章の森論文と第 6 章の舟岡論文ではこうした日本の政府統計制度の源流と国際的位置づけをまとめている。さらに第 7 章の美添論文では日本の政府統計（官庁統計と呼ばれることもある）が直面している問題と将来に向けた改善可能性について議論している。

本書の第三のテーマとして、日本の経済界が直面している大きな問題に関わる「金融と保険の統計科学」を取りあげた。現代の日本経済には様々な課題があるが、統計学・統計科学の展開と

かなり密接に関係している経済・経営分野の一つとして「金融市場・保険市場」を挙げることができよう。現代では金融や保険を巡る統計科学とかかわる問題も多岐に及んでいるが、本書では3つの問題に絞った議論を提供している。現代の日本における人口問題の重要性は周知の所ではあるが、もともと人口問題は統計学の源流としての生命表の開発に始まる保険業の発展と密接に関係しているのである。第8章の小暮・長谷川論文では死亡率・生命表を巡る統計的分析の問題と年金問題への応用を取りあげている。次に近年における金融市場の展開では、金融リスクの統計的把握の問題を避けるわけにはいかないであろう。第9章の大森・渡部論文では最新の統計的評価法としてこのところ発展が目覚ましい「MCMC ベイズ統計学」から、ポラティリティの統計的分析に関する最新の成果を説明している。最後に第10章の林・吉田論文では、現実の金融市場の統計的分析を推し進めていくと、最新の統計科学の展開は実は従来の統計学の枠組みを超えて、実は新たな数理的世界に通じることが示されている。今後の金融現象の理解に欠かせないであろう高頻度金融データに関する注目すべき最新の成果を要約している。

本書を構成する各章では現代日本における「社会・経済の統計科学」を巡る最新の議論をなるべく多くの人々に理解されるよう、学術的な研究論文と云うよりもかなり分かりやすい形で説明するように心がけている。本書の内容はさらに続いて編集が進んでいる、数理、計算、自然、生物、健康、など「現代日本における統計学・統計科学」における主要な研究分野の動向が扱われている第2巻・第3巻に収録予定の諸論考へ続く予定である。本書の内容が、統計学・統計科学の理論と応用、特に経済や社会の変動の科学的把握に関心がある多くの学生、院生、研究者、政府関係者、実業界の関係者にとり、直面している問題把握や問題の解決へのヒントを与える材料になれば幸いである。

2008年5月
編者・監修者

あとがき

本書は 2006 年 5 月に開催された日本統計学会 75 周年を記念して企画された研究集会（東京大学）における招待報告より計画され、このたび出版することになった。本書に収録された各章の担当者は元原稿に加筆、修正を加えて原稿を作成したが、さらに内容的に関連する日本統計学会（仙台）における市民講演会で報告された一編を加えて全体を編集し、一冊の書物としてできあがった。

2006 年度は日本における統計学・統計科学では最古で最大の学術団体である「日本統計学会（Japan Statistical Society, <http://www.jss.gr.jp/ja/>）」の創立 75 周年に当たっている。草創期における日本での統計学・統計科学の展開や学会周辺の事情については、例えば「日本の統計学 50 年」（1982 年、日本統計学会編、東京大学出版会）により少し知ることができる。創立 75 周年という節目を迎え、日本統計学会の当時の会長（山本拓・一橋大学経済学部教授）、理事長（竹村彰通・東京大学工学部教授）を中心に 75 周年記念事業委員会（実行委員長：杉山高一・中央大学理工学部教授）が組織され、様々な記念事業が企画され、実施された。その記念事業では数多くの一般講演、研究報告が行われたが、その多くは学会における議論に無縁な会員外からは「一般社会からはかなり遠い専門的学術団体」と評されるかもしれない、日本統計学会自らが発行している英文・和文の学術誌上での学術資料にとどまるにはあまりにも重要な内容、と関係者は判断することとなった。そこで特別に 75 周年事業委員会の中に編集委員会が組織されたが、統計学・統計科学の動向に関心があるより広い読者を想定し、シリーズ「21 世紀の統計科学」の出版が計画されることになった。本書 Vol.1 はそうした日本統計学会の 75 周年記念出版事業における最初の成果刊行物である。むろん、専門的な研究報告や統計学会・会員向けの展望報告などは日本統計学会・和文誌上に 75 周年特集 I・II として 2007 年度後半より順次に掲載される予定である。

なお、この Vol.1「社会・経済と統計科学」の編集にあたっては、寄稿された諸論文の編集に際して評価者・助言者として、（敬称略）大屋幸輔、大屋祐雪、佐藤整尚、川崎能典、舟岡史雄、田中周二の各先生方のご協力を得た。これら諸先生のご協力にここで特に感謝したい。また、本シリーズ「21 世紀の統計科学」の出版にあたって、東京大学出版会の黒田拓也氏のご協力にも感謝したい。Vol.1 に引き続き、近々に Vo.2 と Vol.3 が公刊される予定であるが、その内容は既に大きな期待を抱いている関係者を満足させることになるう。

2008 年 5 月

編者・監修者

目次

第Ⅰ部：人口問題と統計科学

第1章「人口統計の示す日本社会の歴史的転換」金子隆一

- 1．はじめに
- 2．マクロ指標から見た日本人口の過去・現在・未来
 - 2.1 人口ピラミッドの逆転
 - 2.2 人口高齢化の国際比較
 - 2.3 人口高齢化の影響
- 3．ライフコース指標で見る2つの人口転換
 - 3.1 マクロ指標とライフコース指標
 - 3.2 人口転換
 - 3.3 疫学的転換
 - 3.4 出生力転換
- 4．人口転換による到達点としての少子高齢社会

第2章「形式人口学から見た人口減少時代」石井 太

- 1．はじめに
- 2．少子化が解消すれば人口減少は止まるのか
- 3．外国人受入れは少子化対策の代わりとなるのか
- 4．2055年には2.5人に1人が「高齢者」となっているのか
- 5．おわりに
- 6．補論
 - 6.1 生命表
 - 6.2 人口モメンタムとその変動要因

第3章「人口減少時代の人口統計と社会政策」永瀬伸子

- 1．はじめに
- 2．日本の人口見通しと少子化の要因に関する先行研究

- 2.1 欧米における少子化と経済発展に対する見方の変化
- 2.2 日本の人口予測
- 2.3 意識調査にみる結婚肯定、ただし夫婦のあり方への希望の変化
- 2.4 日本の少子化要因の解明に関する研究
- 3. 日本の出生に関する政府統計とその知見
 - 3.1 『出生動向基本調査』
 - 3.2 『21世紀出生児縦断調査』
 - 3.3 『21世紀成年者縦断調査』
 - 3.4 その他の政府統計
- 4. 出生率に与える政策の影響
- 5. 国際比較調査が示す子育てのしやすい環境
 - 5.1 内閣府『少子化に関する国際意識調査』
 - 5.2 お茶の水女子大学 F-Gens パネル中国（北京）調査および F-Gens パネル韓国（ソウル）調査による東アジア比較
 - 5.3 子育て負担の母親集中の度合い：欧米と東アジアの比較
- 6. 人口に関する統計と分析の課題

第II部：統計制度と統計改革

第4章「政府統計の役割と統計改革の意義」竹内 啓

- 1. はじめに
- 2. 戦後の統計体系の成立と統計をめぐる環境
 - 2.1 戦後の統計再建
 - 2.2 その後の経過
 - 2.3 統計環境の悪化
- 3. 統計改革への展開
 - 3.1 統計の必要性の再認識/ 3.2 行政データの利用
 - 3.3 最近の日本の状況
- 4. 統計改革の方向
 - 4.1 主要な論点
 - 4.2 政府統計の理念
 - 4.3 統計体系の整備
 - 4.4 制度上の問題
 - 4.5 統計の有効利用
- 5. 日本の政府統計のあり方についての若干の見解
 - 5.1 公共財としての統計
 - 5.2 国民経済計算と経済統計体系
 - 5.3 スtock勘定の問題
 - 5.4 社会・人口統計の自然・環境統計

5.5 指数と統計指標

6 政府統計の将来

6.1 統計制度の問題

6.2 官学協力の必要性

第5章「わが国における統計法制度の展開」森 博美

1 戦前期の統計法規と統計制度

1.1 戦前期の統計法規

1.2 戦前期の統計調整と「昭和17年統計法案」

2 統計基本法規の成立

2.1 戦後統計制度再建の動き

2.2 統計制度再建の制約条件

2.3 統計制度再建過程での『改善案』の変質

2.4 「統計法」の特徴

3 その後の法改正

3.1 企画権限について

3.2 地方統計組織の在り方について

3.3 統計にかかわる秘密保護関連条項について

4 むすび

第6章「各国の統計法制度とわが国の統計改革」舟岡史雄

1 はじめに

2 統計法制度にみる統計の役割

2.1 統計の役割の変遷

2.2 統計の役割・理念

3 総合調整の機能

3.1 統計の体系的整備

3.2 統計機構と総合調整

4 統計作成のための行政記録の活用

4.1 各国における行政記録の利用状況

4.2 行政記録の活用の仕組み

5 統計調査結果の有効利用

5.1 統計データの2次的活用

5.2 データ・アーカイブ

6 おわりに

第7章「統計改革の残された課題」美添泰人

1 目的

2 統計調査の実施

2.1 統計調査と地方公共団体

2.2 統計調査の実施と統計調査員制度

- 2.3 民間統計調査機関の活用に関する問題
- 3. ミクロデータの公開
- 3.1 データアーカイブの意義と性質
- 3.2 政府統計におけるミクロデータ保管のあるべき姿
- 3.3 技術的な課題と政府統計データの提供

第 III 部：ファイナンス（金融）と保険の統計科学

第 8 章「生命表の統計科学」小暮厚之・長谷川知弘

- 1. はじめに
- 2. 生命表の考え方
- 2.1 理論的生命表
- 2.2 死亡率
- 2.3 動態的な生命表
- 2.4 死亡法則
- 3. わが国における死亡率低下の推移
- 3.1 概況
- 3.2 寿命分布の特性値の暦年変化
- 4. 死亡率予測の統計モデル：Lee-Carter 法
- 4.1 正規対数双線形モデル
- 4.2 わが国死亡データへの適用
- 4.3 ポアソン対数双線形モデル
- 4.4 平滑化ポアソンモデル
- 5. 死亡率予測モデルの応用：年金リスクの評価
- 5.1 年金の現在価値
- 5.2 年金リスクの評価
- 6. おわりに

第 9 章「MCMC とその確率的ボラティリティ変動モデルへの応用」大森裕浩・渡部敏明

- 1. はじめに
- 2. MCMC
- 2.1 マルコフ連鎖
- 2.2 ギブス・サンプラー
- 2.3 MH アルゴリズム
- 2.4 収束の判定方法
- 2.5 効率性の評価
- 2.6 計算プログラムの検査
- 2.7 モデル選択
- 3. SV モデル
- 4. SV モデルの MCMC を用いたベイズ推定
- 4.1 パラメータのサンプリング

- 4.2 ボラティリティのサンプリング
- 5 . SV モデルの発展
- 5.1 非対称 SV モデル
- 5.2 mixture sampler
- 5.3 モンテカルロ・フィルタによる周辺尤度の計算
- 6 . 株式収益率のデータへの応用
- 7 . 今後の課題

第 10 章「高頻度金融データと統計科学」林 高樹・吉田朋広

- 1 . 高頻度データ分析
- 1.1 高頻度データとは
- 1.2 代表的な高頻度データ
- 1.3 高頻度取引データの例
- 1.4 市場のミクロ構造
- 1.5 高頻度データを用いる研究
- 2 . 実現ボラティリティによる市場ボラティリティの推定
- 2.1 実現ボラティリティとは
- 2.2 市場のミクロ構造による汚染
- 2.3 価格のジャンプ
- 3 . 高頻度データによる共分散・相関の推定
- 3.1 実現共分散・実現相関
- 3.2 非同期観測と同期化バイアス
- 3.3 新しいアプローチ (Hayashi and Yoshida 2005b)
- 4 . 確率微分方程式の統計的推測理論
- 5 . まとめ

第 1 章 人口統計の示す日本社会の歴史的転換

金子隆一（国立社会保障・人口問題研究所）

要約

歴史的な転換を経験しつつあるわが国の人口について、過去から未来にわたるその動向と変化のメカニズムを人口統計の図表によって概説する。21 世紀前半わが国は恒常的な人口減少へと向かいつつ、世界一の高齢化国として先頭を歩んで行く。こうした人口の変化には、二つの人口転換すなわちライフコース転換が関わっている。これらによって我々は生存と生殖に関する支配権を手にしたが、その帰結として社会経済には大きな試練が課せられた。今後、個（ミクロ）と社会（マクロ）の在り方に多くの議論を要するが、科学的根拠に基づく議論と合意の重要性から統計学の果たす役割はますます拡大するだろう。

人口統計の示す日本社会の歴史的転換¹

金子隆一（国立社会保障・人口問題研究所）

はじめに

わが国の人口は現在、歴史的な転換を経験しつつある（図1）。明治以降、近代化とともにたどった人口増加は終焉を迎え、日本の人口は21世紀の大半を通して恒常的に減少して行くことが見込まれている。また、日本は最近になって、世界で最も高齢化の進んだ国となったが、その高齢化率（65歳以上の人口割合）は、21世紀の半ばまでにさらに倍増する見込みである。もちろんそれほど高齢化を経験した国は歴史上どこにもない。わが国は前人未踏の地を世界の先頭に立って進んでゆくことになる。これまで長らく人口成長と山型の年齢構成を前提として築いてきたこの国の経済や社会保障の仕組みは、大きな試練の時代を迎えつつある。

図1 日本人口の歴史的推移

資料：1920年以前：鬼頭(2000)、1920年～2005年：総務省統計局「国勢調査」、2006年以降：国立社会保障・人口問題研究所(2007b)[出生中位・死亡中位推計]。

人口統計はそうしたわが国の人口変化をつぶさに記述してきた。また、来るべき将来の姿をも提示している。しかし、過去にせよ将来にせよ、人口規模や高齢化率の推移だけを見ていたのでは、なかなか本当の変化を理解することはできない。そもそもなぜこの150年あまり日本の人口は増加を続けてきたのか。そして、なぜ今後は逆に長期にわたる減少が起こると言えるのだろうか。また、日本はなぜ高齢化世界一となり、さらに急速な人口高齢化が

¹ 本稿は、2006年度統計関連学会連合大会における市民講演会（2006年9月5日(火)）「人口減少と少子高齢化の社会と経済－統計データで読む21世紀の日本：人口統計データの示す日本の過去、現在、そして未来－」の内容をもとに執筆したものである。

進行して行くというのだろうか。

それらを知るには、人口変動のメカニズムを知らなくてはならない。とくに人口変動における惰性（モーメンタム）や、極端な人口構造が作り出すトリックについて理解しなくてはならない。そしてまた人口統計の中で、マクロ指標だけではなくミクロの統計、とりわけライフコースに関する統計に注目する必要がある。なぜならば、われわれが現在直面する人口減少も、そして少子高齢化も、もともとは日本人のライフコースが急速に変化したことが原因であり、さらには今後の日本人口、ひいては日本社会の姿も、すべてわれわれ一人ひとりがこれからたどる生涯の道筋が決めることになるからである。これらのミクロとマクロのメカニズムが、互いに干渉しあいながら進んでいるのが現在の人口動態である。今ほどミクロ（ライフコース選択）とマクロ（人口・社会経済変動）の関係が躍動的に姿を現した時代はなかっただろう。そうしたことから人口統計学は、単に人口の増減や構成変化を記述するだけではなく、人々のライフコースを観察の対象として、それを定量的に捉えるためのデータと方法とを提供し、ミクロとマクロのダイナミックな関係に注意を払ってきた²。

本稿では、今後の人口動向とわれわれの生活とのつながりを考える上での基礎知識として、過去から未来にわたる日本の人口変化をライフコース変化という視点を交えて解説してみたい。その際、一般にわかりにくいと言われる人口統計をできるだけ実感的に理解できるよう、グラフ等による視覚的な説明に努めることにする。

1. マクロ指標から見た日本人口の過去・現在・未来

わが国の人口は、縄文時代まで遡ると、最も多かった時期（約 4300 年前、縄文中期）でもせいぜい 26 万人程度であったが、歴史時代に入ると変動を繰り返しながらも徐々に増加し、徳川幕府成立のころ（1603（慶長 8）年）までには現在の 1／10 にあたる 1 千 2 百万人程度に成長した（図 1）。その後徳川時代前半に際立った人口増加を見せたが、後半すなわち享保時代以降に至る

² 人口統計学についての概観は、金子 2001、村松 2002 などを参照のこと。

と 100 年以上にわたって 3700 万人前後において停滞を見せている。世界的な寒冷化による影響といわれているが、この時期に日本人は、現代とは程度の差こそあれ、すでに長期の人口停滞と人口高齢化を経験している。ふたたび増加に転じたのは明治維新前夜の 19 世紀前半からで、維新以降は年平均増加率 1 % 程度の順調な人口増加を経験し、1967 年に 1 億人を超え、現代の 2005 年国勢調査時点では、明治初年のおよそ 3.7 倍、1 億 2777 万人に至っている。

図2 日本人口の推移(年齢3区分):1880-2105 年

資料:総務省統計局「国勢調査」、国立社会保障・人口問題研究所(2007b)[出生中位・死亡中位推計]。

図 2 によってあらためて明治維新以降の人口増加と年齢構成変化を見ると、第二次大戦以前では、各年齢層ともに増加を示していたが、戦後は年少（15 歳未満）人口の増加が緩慢になり、しばらくは生産年齢（15-64 歳）人口の増大が目立っていた。近年に至ると年少人口は 1978 年に至ってついに一貫した減少を始め、生産年齢人口も 1995 年以降は減少に転じた。それらを合わせた 65 歳未満の若い人口を見ると、減少はすでに 1989 年から始まっていたことになる。一方で、老年（65 歳以上）人口はこの間ずっと増加を続けてきた。すなわち、日本人口は 1989 年以降は、この老年人口の増加のみによって増加を続けて来たことになる。そして、総人口は 2004 年前後に至って停滞をみせ、日本はそれ以降人口減少社会に突入したと言われている。

日本の人口が歴史上のピークを迎えたのはいつだろうか。総務省統計局によると 2005 年国勢調査人口は、2004 年同時期の推計人口よりも 1 万 9 千人（10 万分の 15）ほど少なくなり、その間 04 年 12 月に最多（1 億 2,782 万³）となっている。しかし、その後も 06 年における出生数の回復や死亡数の減少があり、同年 12 月には 1 億 2,782 万（概数値）まで回復しているため、ピーク時期の特定にはまだしばらくかかるだろう⁴。

³ 平成 17 年国勢調査人口を基準に、日本人については出入国者数から 90 日以内海外短期滞在者を除いて遡及計算したもの（総務省統計局）。

⁴ 人口の月別変動には季節変動があり、また統計誤差も介在することから月単位でのピークの特定は実際には難しい。総務省統計局による月別推計人口は、平成 17 年国勢調査以降に

人口ピークには「人口減少社会の到来」という象徴的な意味があり、今後長期にわたって続く人口減少に対する社会的関心を高めるのに役立った。しかし、すでに述べたように若い年齢層では 20 年以上前から人口減少の段階に入っているし、また人口ピークを境に急に社会経済が変わるというものでもない。人口減少社会の到来は、むしろ長期のプロセスであって、関心の高まりを一時的な時流とせず長期的な視野に立って課題に対処して行く姿勢が欲しい。

次に将来の人口推移について見よう。国立社会保障・人口問題研究所は 2006 年 12 月に 05 年国勢調査に基づく 2055 年まで(参考推計として 2105 年まで)について将来推計人口を公表したが、その中心的な推計[出生中位・死亡中位推計]の結果によれば、わが国の人口は明治期以降に増加してきたのとはほぼ同じかむしろ上回るペースで、今後は減少へと向かう(図 2)。当初は緩やかに、しかし次第にペースを上げて減少し、2017 年以降は毎年 50 万人以上が、2039 年以降は 100 万人以上が減って行くことになる。そして 2046 年には 1 億人を割り、約 50 年後の 2055 年には 9,000 万をも下回って 8,993 万人となる。この 50 年間に失う人口は約 3,800 万人すなわち当初(2005 年)の人口の 3 割(29.6%)にあたる。これは、現在の人口上位 4 都道府県(東京、大阪、神奈川、愛知)の総人口に匹敵する。

この将来推計には異なる仮定による経路も示されている。出生率が高く、死亡率が低く推移して最も人口が大きくなるケースでは、2055 年 9,952 万人となっており、2,825 万人(2005 年人口の 22.1%)の減少となる。逆に出生率が低く、死亡率が高く推移することによって人口減が最も大きくなるケースでは、55 年人口は 8,237 万人であり、1/3 以上(35.5%)にあたる 4,539 万人の減少が見込まれる。これは現在の人口上位 4 都道府県に第 5 位の埼玉を加えた人口より多い。

21 世紀後半の人口については、2055 年における出生、死亡、ならびに国際人口移動の状況が続くとする機械的な仮定による推計が行われているが、標準的な[出生中位・死亡中位推計]では 2105 年に 4,459 万人と現在の人口の

ついて日本人について出入国者数から 90 日以内海外短期滞在者を除くよう算出方法を改定したところであり、これを調整すると今のところ 06 年 12 月が概数値ながらピークとなっている。

1/3 程度（34.9％）にまで縮小している。人口が最も多いケース[出生高位・死亡低位推計]でも 62,736,147(49.1％) と半減を示し、逆に最も少ないケース[出生低位・死亡高位推計]では、33,566,165(26.3％) と 1/4 程度に至る。

もとより 50 年から 100 年も先の 21 世紀後半に出生率や死亡率がどうなっているかを正確に知る方法はない。しかし、現在の状況をできるだけ客観的に投影した人口の将来像は、今後なすべきことを考える上で参考となる（ただし、超長期の人口の推移は、あくまで小さな仮定の差の帰結を拡大して示す拡大鏡のような役割であり、未来を覗くための水晶玉ではないことは理解しておく必要がある）。

いずれにせよ、今後わが国の人口は実質的な減少を免れることはできず、一見するとこれまで歩んで来た人口成長の道のりを引き返してゆくように見える。しかし、詳しくその構成変化を見ると、中身はまったく違ったものになってゆくことがわかる。決して時計が逆転して、昔の状況に戻るわけではない。

人口ピラミッドの逆転

すでに述べたとおり、年少人口、生産年齢人口は 70 年代後半、90 年代半ばから減少を開始しており、今後も一貫して減少して行くのに対して、老年人口は逆に 2042 年まで（ひのえうま世代が老年人口となる年 3030～31 年を除いて）増加を続け、55 年までに 1,070 万人増える。これは年少人口が 1,007 万人、生産年齢人口が 3,847 万それぞれ減少するのと対照的である。したがって、日本は年齢構成が著しく高齢に偏った「超高齢社会」となる。

こうした人口構成の変化を何よりも雄弁に語るのは人口ピラミッドの変遷であろう（図 3）。戦前から見て行くと、1930 年にはわが国の人口構成は裾野、すなわち若年層の著しく多い典型的なピラミッド型を示していた。現在のピラミッドは、二つのベビーブーム（1947-49 年、1971-74 年）と二つのベビーバースト（終戦時 1945-6 年、ひのえうま 1966 年）を反映して凹凸が著しいが、全体として山型は崩れ、中高年層の人口が厚い姿を示している⁵。50 年後の 2055 年に至ると、引き続く低出生を反映して、裾が狭く重心の高い、

⁵ 2005 年の人口ピラミッドの図には、凹凸を形成した歴史的事象を示している。このように、人口ピラミッドは過去 100 年にわたる歴史を刻み込んでいる。

いかにも安定のよくない逆ピラミッドへと変貌する。

図3 人口ピラミッドの変遷

資料：1930 年、2005 年：総務省統計局「国勢調査」、2055 年：国立社会保障・人口問題研究所(2007b)出生中位・高位・低位 3 仮定（死亡仮定はすべて中位）。

図では、2055 年については、出生率の仮定、中位、高位、低位に対して死亡仮定中位を組み合わせた 3 つの推計の結果を示しているが、このように今後の出生率の違いによって、年少人口は大きく異なり、人口ピラミッドの姿も異なる。出生中位推計では、老年人口割合は 40.5%、高位推計では 37.3%、低位推計では 43.4% となり、いずれの場合も 2005 年 20.2% のほぼ倍となるが、仮定によって約 6 ポイントの開きがある。

ただし、55 年において 50 歳以上の人口についてはすでに生まれている人口であるため、その絶対数は今後の出生率の変化には依存しない。したがって老年人口も絶対数の幅は、死亡率仮定の違いによってのみ生ずるので、不確定性の幅は小さい。出生中位仮定についてみると、死亡仮定中位、高位、低位に対応する推計の老年人口は、それぞれ 3,646 万人、3,483 万人、3,810 万人と差は死亡中位推計を中心に上下に 160 万程度（高齢化率にしておよそ ±1 ポイント）となっている。

人口高齢化の国際比較

いずれにしろ現在でも世界一の高齢化率が倍増する影響は計り知れない。なぜなら、歴史上どこにもそのような高齢化社会を経験した国はないからである。図 4 では、国連による世界各国の高齢化率の推移に、わが国の新推計の結果を重ねてみた。日本は 1990 年頃までは、高齢化については目立たない国だった。しかし、その後の 15 年足らずで世界一の高齢化国に躍り出た。そして少なくとも 21 世紀前半は、世界の先頭を切って高齢化が進む。唯一、日本の周辺にいるのは、やはり急激な出生率低下を経験したイタリアであるが、日本はこれにも水をあけている。近年、東アジアの国々は出生率低下が進んでおり、地域によっては日本より低い出生率を示しているが、2005 年に合計特出生率 1.08 を記録した韓国を見てみると、同年の高齢化率は実は約 7 % と

ようやく高齢化国の仲間入りを果たす程度であり、日本の1/3である。将来的には第2四半世紀に至って高齢化率は日本に追いついてくるが、50年時点でも約5%の開きがある。わが国は人口高齢化について、まさしく世界の先頭を切って進む覚悟が必要である。

図4 世界各国の高齢化率:1950~2050年

資料：United Nations(2007)、日本は総務省統計局「国勢調査」、国立社会保障・人口問題研究所(2007b)[出生中位・死亡中位推計]。

人口高齢化の影響

それでは人口高齢化によって、日本の社会はどのような影響を受けるのだろうか？人口と経済社会との関係は、実はそれほどよくわかっていないが、たとえば、労働力人口や消費市場規模は経済に多大な影響を与えていることは確かである。ここでは、国民経済と関係が深いといわれる従属人口指数について見よう。従属人口指数とは、扶養される側である年少人口、および老年人口の扶養する側である生産年齢人口に対する比率であり、概して国民の扶養負担の重さを示しているとされる。図5にはわが国の近代化以降のこの指標の推移を新推計による将来値を含めて示している。

図5 人口ボーナスから人口オオナスへ 従属人口指数の年次推移

資料：2005年以前：総務省統計局「国勢調査」「推計人口」、2006年以降：国立社会保障・人口問題研究所(2007b)[出生中位・死亡中位推計]。

戦前期に60~70%だった従属人口指数は、戦後に急速に下がり1964~2003年の間は40%台にまで下がっていた。これは年少人口の減少によって起きた。このような従属人口指数の低い状態は、国民経済にとって扶養負担の少ない、きわめて経済活動に有利な人口構造であり、「人口ボーナス」と呼ばれている。日本人口はこの時期、希にみる「人口ボーナス」を得たのであり、これ

が未曾有の高度経済成長を支えたと考えられる。

さて、同図で今後について見ると、この経済成長の構図が大きく崩れてゆくことがわかるだろう。生産年齢人口に対する年少人口の比は、引き続き低水準に低下して行くのだが、こんどは老年人口が増大し、経済に対する扶養負担の大きい状態、すなわち巨大な「人口オーナス」を形成する。これがわが国がこれから迎えようとしている人口高齢化の姿の一旦である⁶。

人口減少にせよ、人口高齢化にせよ、わが国はなぜこのような急激な変化を迎えることになったのか？それは、次節において日本人の生き方の変化との関連で明らかにしよう。

2. ライフコース指標で見る二つの人口転換

ここまでマクロ指標によって日本の人口の歩みをみてきたが、それは我々の生活や生き方とどう結びついてきたのだろうか？これを見るためにはミクロ指標、すなわちライフコース指標に目を向けなければならない。まず、人口統計におけるライフコース指標について解説しよう。

マクロ指標とライフコース指標

人口の変動は人口動態事象、すなわち出生、死亡、人口移動などによって引き起こされる。それらの指標として身近なものといえば、一般には出生率、死亡率などの指標が思い浮かぶだろう。出生率（普通出生率）は1年間に生れた新生児数（出生数）を人口で除し、人口1,000人当たり何人の子どもが生れたかを表わす。死亡率（普通死亡率）も同様に1年間の死亡数を人口1,000人当たりに換算したものである。したがって、これらの指標によれば、その社会でどのくらい出生や死亡が起きやすいかを知り、人々の生活について他国との比較や時系列変化の観察を行うことができると考えられる。ところが実際は、これほど簡単な指標であっても、その解釈にはしばしば問題が生ずる。

たとえば、国連による2000～5年の世界の普通死亡率をみると、途上地域

⁶ 従属人口指数については、（扶養される人口／扶養する人口）の観点から、従来からの15歳、65歳を境とする年齢区分が現代の実状に合わないとする批判があるが、同じ区分を用いる限り、たとえば20歳、70歳を境としても、今後人口オーナスが急速に高まって行く事実は変わらない。なお、オーナスonusとは、負荷あるいは重荷のことである。

では 8.7‰(単位はパーミル=1/1,000) であるのに対して、先進地域の死亡率は 10.2‰であり、途上地域よりも高い値を示している。これは先進諸国は途上地域より一人ひとりに死亡が起きやすい社会であるという、一見常識に反した事実を示している。その理由は、先進地域では高年齢層の人口が非常に多く、仮に同一の人口規模でもより多くの死亡が起きるため、死亡率が高くなっているのである。実際には、すべての年齢層で先進国の死亡率（年齢別死亡率）は低く、平均寿命も長い（男性 70.69 年、女性 78.50 年、途上地域は 61.20 年、64.61 年）。また同じ理由（人口高齢化）から、日本では平均寿命が順調に伸びているにもかかわらず、1980 年以降普通死亡率は上昇を続けている。このような統計指標のパラドックスの例は、死亡率に限らず数多く挙げることができる。これらの例が示すのは、マクロ統計指標は、定義の素朴さに比べ、正確な解釈を行うことが意外に難しいということである。

人口統計には、こうしたマクロ指標のほかに、人々のライフコースに注目したライフコース指標（ライフサイクル指標）があり、個人の生き方に何が起きているのかをより正確に理解することに貢献している。上記の平均寿命や、合計特殊出生率などはその代表例である。これらの指標では、社会における死亡の起こり方を平均的な生存期間の長さとして表わしたり、子どもの生み方を一人の女性が生涯に生む平均子ども数として表現することによって、数値に具体的なイメージを与えている。

実はこうしたライフコース指標にも独自の深刻な問題点があるが、それらの説明は後に行うことにして、まずはライフコース指標を用いて、わが国の人口減少、少子高齢社会への変化の原因を解き明かそう。

人口転換

さて、現在我々が直面している人口減少や、人口高齢化の原因は何であろうか？それは人口転換と呼ばれる過程に深く関わっている。人口転換 **demographic transition** とは、社会の近代化にともなって多産多死から少産少死へと人々のライフヒストリーが大きく転換する過程のことで、西欧社会では 18～20 世紀前半に普遍的に見られた。人口転換こそ、人間の生まれ方、死に方、そして生き方を大きく変えた、いわば人類史上のターニングポイントである。

図6に、人口転換過程を模式的に示した。全体の過程は概ね4段階に分けられる。前近代に相当する第Ⅰ期では、高出生・高死亡による多産多死の状態にある。その時期には、疫病の蔓延や、飢饉、戦争等により死亡率の変動が激しく、人口はこれにともなって短期の変動を繰り返すが、長期的に出生率と死亡率は均衡しており、人口増加率は0に止まっている。近代化の兆しと共に第Ⅱ期が始まる。この時期にはまず死亡率が低下を始める。ただし、出生率は当初、以前のレベルに止まるか、むしろやや上昇を見せる。第Ⅲ期には、出生率が死亡率の後を追うように低下を始め、第Ⅳ期に至って出生率と死亡率は低い水準で再び均衡する。この時期では今度は出生率の変動しやすいという特徴を示す。

図6 人口転換の模式図

このように人口転換とは、多産多死での人口均衡状態から、途中多産少死を経て、少産少死の均衡状態に移る遷移過程であり、それ以前とそれ以後はどちらも人口増加率が0に均衡するとされていた。

わが国では、概ね明治期初頭から死亡率の低下が観察され、出生率も1920年頃から穏やかな低下を見せていた（図7）。第2次大戦によるかく乱を受けた後、戦後に至って死亡率、出生率ともに急速に低下した。したがって、日本の人口転換の始まり（第Ⅱ期）は本格的な産業化が開始された明治期の初めであり、出生率低下が始まる第Ⅲ期は1920年頃からと見てよい。ただし、戦後のベビーブームとその後の急速な出生低下、死亡率低下などにより、本来の過程はかく乱を受けており、第Ⅲ期の終わりと第Ⅳ期は明瞭ではない。図によれば普通出生率と普通死亡率が均衡するのは、ようやく2005年になってからである。

図7 普通出生率、および普通死亡率の長期動態

資料：1915年以前（推計値）：岡崎(1986)。1920-2005年：厚生労働省大臣官房統計情報部「人口動態統計」、2006年以降：国立社会保障人口問題研究所(2007b)。

実は先に示した人口転換の模式図は、各国の経験を集約したものといえるが、実際は時期や各国の事情によって異なる部分も多いのである。日本の場合にはちょうど転換のさなかに大戦があり、人口動態は大きなかく乱を受けた。また転換の最終局面は尋常でないペースで進行した。もともと模式図は、欧米のように長期間をかけて穏やかに変化する過程について示したものであり、日本の戦後の場合のような性急な転換には本来適用できない。なぜなら、マクロ指標の説明で示したように、普通出生率、普通死亡率は人口の年齢構造の影響を受けて、いわば惰性を持つため、人々の生き方が多産多死から少産少死へと急に変化した場合には、これらの指標はすぐには反応しないからである。

ならばどのようにしたら日本の人口転換の終局面を知ることができるだろうか。そのためには、やはりライフコース指標を見る必要がある。図8にはライフコース指標である合計特殊出生率の推移を、人口置き換え水準の推移とともに示した。合計特出生率は、年齢構造の影響を受けないために、少なくとも惰性を示すことはない。また人口置き換え水準というのは、合計特出生率がこの水準にあれば、次世代はちょうど親の数となるような子どもの生み方を表わす⁷。

図8 合計特殊出生率と置き換え水準の推移:1930年～2005年

資料：厚生労働省大臣官房統計情報部「人口動態統計」、国立社会保障・人口問題研究所(2007a)。

この図によれば、日本は1956年にはすでに一度この人口置き換え水準を割り込むところまで出生率が下がっており、その後も1973年まではほぼ置き換え水準前後で推移している。したがって、わが国の人口史においてライフヒストリーとして人口が均衡する水準に至ったのは1950年代半ばであり、これ以降1970年代半ばまでの20年間は人口転換の最終ステージ（第Ⅳ段階）で

⁷ 合計特出生率は、女性の年齢別出生率を15～49歳にわたって合計した数値であり、代表的な出生力の指標である。その値は、女性が仮にその年齢別出生率にしたがって子どもを生んだ場合に、生涯に生む平均の子ども数に相当する。ただし、近年のわが国のように出生年齢に変化がある場合は、この前提が満たされないので値の解釈は難しいものとなる（詳しくは、河野稠果 2002 参照）。

あったといえるだろう。

ところが、その後は合計特殊出生率は置き換え水準からみるみる剥離して低下してゆくことになった。こうした置き換え水準以下への出生率の低下は、従来の人口転換理論になかった段階であり、専門家の間では第2の人口転換と呼ばれ始めている⁸。というのは、こうした変化が欧米諸国や日本で広く見られており、その細かな過程にも各国で共通点が多いからである⁹。

実は、以上に見た人口転換の過程、さらには第2の人口転換の過程という人々のライフコース変化が、日本の人口高齢化と、人口減少を運命付けることになったのである。以下では、この二つの人口転換にともなうライフコース変化について、死亡率の側面と出生率の側面に分けて見たい。それぞれの過程は、疫学的転換 *epidemiologic transition*、出生力転換 *fertility transition* と呼ばれている。

疫学的転換

疫学的転換 (Omran 1971)とは、感染症の撲滅をはじめとする疾病構造あるいは死因構造の変化に伴う死亡率の低下過程のことである。人類は、その歴史のほとんどを占める傷害や感染症による乳児死亡、若年死亡の蔓延した状況から、近代化にともなう栄養・食習慣の変化、衛生の改善、さらには医療技術の進歩などによって多くの疾病を克服し、しだいに変性疾患（生活習慣病）による高齢死亡を主体とする社会へと進んできた。疫学的転換の提唱者オムランは、これらの過程を次の3段階で表現している。すなわち、(1)疫病蔓延と飢饉の時代、(2)慢性的疫病蔓延の終息期、(3)変性疾患（生活習慣病）と人為的疾患（ライフスタイルに依存する疾病）の時代である¹⁰。

最初に疫学的転換を経験したヨーロッパを見ると、産業革命前夜の18世紀始め頃からいくつかの国々（スウェーデン、フランス、イギリス）で栄養や衛生状態の改善による持続的な死亡率低下が始まった。その後、産業革命を経て医療技術の飛躍的発展などによって感染症が制圧されていき、20世紀前半までには変

⁸ 人口転換理論全般の概説については、阿藤 2000、河野 2000、高橋 2002 などを参照のこと。第2の人口転換の詳細は、提唱者による Van de Kaa 1987, Lesthaeghe 1995 などを参照。

⁹ そうした共通点としては、結婚・出産の遅れや、その背景として宗教や社会規範を離れた世俗的、個人主義的な意識の台頭などが挙げられる。

¹⁰ 疫学的転換の概説については守山 2002、死亡率の歴史の詳細は、堀内 2001 などを参照。

性疾患を主体とする死因構造へと移行した。

図 9 には、わが国の疫学的転換すなわち死因構造の転換を示した。わが国の場合、オムランの第 2 段階すなわち感染症の制圧は戦後、きわめて短期間に起こっている。これはこの時期において生活水準の向上と高度な医療技術の導入が同時に進行した結果であり、こうした死因構造変化の迅速さは欧米にはない特徴となった。

図 9 死因構成の変遷: 1899~2005 年

資料：厚生労働省大臣官房統計情報部「人口動態統計」

その結果、日本人の平均寿命は目覚しい伸びを見せた。図 10 には、わが国の疫学的転換過程から将来にわたる日本女性の生存曲線を示した¹¹。生存曲線とは、年齢（横軸）にしたがって出生（0 歳）からその年齢までの生存確率に変化してゆく様を示したものである。生存曲線の下面積は平均寿命に相当する。すなわち、この生存曲線のふくらみを比較することで、平均的日本人の生存量がいかに増加したかを知ることができる。女性では戦前(1925~1930)年の平均寿命 46.5 年に対して、1970 年では 74.7 年と、61%も一人当たりの生涯の生存量が増えている。これが第一の人口転換における疫学的転換の帰結であり、生存革命と呼ばれる所以である。

感染症が制圧されて行く過程では、死亡率低下の主役は若年層であり、高齢層での改善は緩慢なものであった。このため専門家の間では、老化に関連する死因の除去は困難であり、個人の最長寿命にも国民の平均寿命にも一定の限界があるものと考えられていた。しかし、1960 年代後半の頃より欧米先進諸国において老年における死亡率の改善のペースが上がった。わが国においてもやや遅れて 1970 年代から同様のことが生じた。このため疫学的転換はこの頃から次の段階、(4)変性疾患（生活習慣病）遅延の時代へと進んだとされている（Olshansky and Ault 1986 など）。

そのライフコースに対する帰結を図 10 によって見ると、1970 年から 2005

¹¹ 1926-30 年は「第 5 回完全生命表」（平均寿命、男性 44.82 年、女性 46.54 年）、1970 年「第 13 回完全生命表」（男性 69.31 年、女性 74.66 年）2005 年は「第 20 回完全生命表」（男性 78.56 年、女性 85.52 年）、2055 年は「日本の将来推計人口」（男性 83.67 年、女性 90.34 年）。

年にかけての生存曲線は、膨らみが増すだけでなく、高年齢の側にせり出す形で面積を増やしている。従来の考え方のように寿命に限界があるとする、生存曲線は膨らみこそすれ、横方向にせり出すことはない。この曲線の変化は高齢層での死亡率改善が目覚しいことを示している。この結果、生存量（平均寿命）は 1970 年と比べて 15%、1930 年と比べる 84% も増加した¹²。

図 10 女性の生存曲線の変遷: 1926~2055 年

資料：1926-30 年：内閣統計局「第 5 回完全生命表」、1970 年、2005 年：厚生労働省大臣官房統計情報部「完全生命表」、2055 年：国立社会保障・人口問題研究所(2007b)[出生中位・死亡中位推計]。

図ではさらに、将来推計による 2055 年の曲線も示しているが、高齢死亡遅延の傾向が継続することを想定しており、平均寿命は 90.3 年、生存量として 1930 年のほぼ 2 倍（194%）に相当する。仮に人口が同じでも、一人ひとり は戦前の 2 倍の人生を生きる社会となる。また逆にいえば、同じ人口を維持するために、出生数は半分でよいことになる。

このように疫学的転換においては、高齢での余命延長という新たな段階がつけ加わった。これは老化過程に遅延が起こっているという見方ができるだろう。今後、再生医療、遺伝子工学をはじめとする新たな医療技術の進歩・普及によって、この老化遅延の過程がさらに進展し、長寿化が加速する可能性も否めない¹³。

実は、一般に考えられているように長寿化（平均寿命の伸長）は、人口高齢化の主因ではない。すでに見たように本格的な人口高齢化は、出生率低下によって人口ピラミッドの裾野が狭まる形で進行する。しかし、現在すでに出生率低下が限界近くまで来ていると考えれば、長寿化は高齢層とりわけ非常に高い年齢に到達する人口を着実に増やすことによって、人口高齢化への相対的寄与が大きくなる。たとえば、2055 年の 65 歳以上人口は 2005 年に比べて 142% に増えるが、75 歳以上人口では 205%、85 歳以上人口では 350%、

¹² 2005 年時点で、わが国の女性の平均寿命は 1985 年以降 20 年以上にわたって世界一であり、男性も同様にトップクラスを続けている。

¹³ 権威ある寿命研究者の中でも、21 世紀前半ないし半ば頃までに最長の平均寿命が 100 歳以上に達するとする考えている者も多い（Oeppen and Vaupel 2002, Tuljapurkar et al. 2000）

そして 100 歳以上人口ではなんと 2,496%となる（死亡中位仮定）。疫学的転換はわが国を先頭にして、新たな段階に進みつつある。長寿化は望ましいことであるが、個人も社会も人生の終盤が想像以上に長く、またこれまでとは違った様相になりつつあることに気づかねばならない。

出生力転換

わが国において、1956 年には出生率は早くも置き換え水準下にまで低下していたことはすでに示したが、マクロ指標の普通出生率（図 7）で見ても、ライフコース指標の合計特殊出生率（図 8）で見ても、戦後のベビーブーム（1947-49 年）以降の下降はジェットコースタのようである。合計特殊出生率は 49 年から 57 年までのわずか 8 年間に 4.23 から 2.04 へと一気に半減している。

実は、出生率の低下傾向はすでに戦前に穏やかに開始されていて、戦後は、明治期以来の出生力転換の後半局面に入る時期であったが、そこへ敗戦による外地から引き揚げ、ベビーブーム、さらには死亡率の急低下によって人口は 2%を上回る速度で増加し、折からの経済難、食料難、物資難と重なって、夫婦は生活の破綻を防ぐべく子ども数を制限することを始めた。そのことは妻の世代別にみた夫婦の出生子ども数の推移にはっきりと表れている（図 11）。

図 11 妻の生まれ年別にみた、夫婦の出生子ども数の変遷

資料：1921-25 年以前：総務庁統計局「国勢調査報告」、以降は国立社会保障・人口問題研究所「出産力調査」及び「出生動向基本調査」による。対象は妻 45-49 歳の夫婦。

戦前では夫婦の子ども数は 4 人以上が 7 割弱を占めていたが、1955 年に妻が 23 歳～27 歳だった 1928～32 年生まれ世代の夫婦以降では、逆に子ども 2 人以下が 6～7 割へと急速に転換している。この時期、婚姻率は戦前に比べて大きく下がっていないから、戦後の出生率低下は夫婦が子ども数を減らす形で起きたことになる。実はこの点が第 1 の人口転換の特徴である¹⁴。そも

¹⁴ 不妊が減り、子どもを持たない夫婦の割合も 10%程度から 3%程度になり、「子どもは 2 人」という画一化が進んだことも日本の場合のもうひとつの特徴的である。

そも先行して進行してきた死亡率低下によって、夫婦は従来のように多くの子どもを生まなくても、後継者を確保することはかなり以前から容易になっていたわけであり、むしろ子どもを多く持つことのコストが強く意識されるようになった結果である。

この変化によって日本人女性のライフコースには何が起きただろうか。図 12 には、戦前（1930 年）から人口転換完了期（1970 年）を経て、現在（2005 年）および将来（2055 年）の女性の年齢別出生率のグラフを比較して示した。各グラフは女性の年齢（横軸）ごとの平均的な出生頻度を示すが、実はグラフの下面積が計特殊出生率に相当する。グラフを見ると、戦前では女性は 10 代の終わりから 40 歳代の前半まで子どもを産み続けていた。この年齢層の女性の生活は、ほとんどが出産・子育てを中心に行われていたであろう。平均寿命が 50 年に届かない戦前においては、出産・子育てが平均的な女性の生涯を規定していたと言ってもいいだろう。

図 12 女性の出生曲線：1930 年、70 年、2005 年、55 年

資料：厚生労働省大臣官房統計情報部「人口動態統計」、2055 年：国立社会保障・人口問題研究所(2007b)[出生中位・死亡中位推計]。

つぎに、十分に死亡率が低下し、多産の必要から免れた人口転換後（1970 年）の女性の出生率カーブをみると、出産の開始年齢は遅くなり、そして 20 歳代後半以降の部分が大きく消失していることがわかる。女性はこの時期、これだけの出産・子育ての負担から「開放」されたことを示している。実際、面積（合計特殊出生率）は半分以下となった。これはほぼ当時の人口置き換え水準である。実は、先に述べたように、出生水準はすでに 56 年には置き換え水準に至っており、これを人口転換の完了時期とすれば、日本の人口転換は欧米には例のない目覚しい速度であったことになる¹⁵。

人口転換によって多産多死から少産少死に移行する過程では、必ず多産少死の局面を経るが、このとき人口は急増し、経済成長とのバランスが崩れやすい。戦後多くの途上国がこの罠に陥った結果、各地で経済的離陸の遅れと

¹⁵ わが国を含めた出生力転換の概説については、大塚 2002 などを参照のこと。

「人口爆発」が生じた。日本がいち早く離陸を果たせた背景には、この異例ともいえる人口転換速度がある。また、それはあまりに速かったために、前転換社会の軽微な老年人口と、転換後社会特有の縮小した子ども人口を同時に合わせ持つことになり、日本人口はこの時期、従属人口負担の少ない、きわめて経済活動に有利な年齢構成、すなわち「人口ボーナス」を得たのである。これが図 5 で見た 1960 年代～21 世紀初頭の人口ボーナスの正体である。このボーナスは大きさ（従属人口指数の低さ）は、国際的に見ても異例のものであった（図 13 参照）。この時期、日本経済は高度成長を遂げ、世界有数の経済大国へと変貌している。ちなみに、この扶養負担を示す従属人口指数は、バブル時期の 1990 年頃から 2040 年頃にかけての約 50 年間に世界最低水準から世界最高にまで駆け上がる。

図 13 世界各国の従属人口指数の推移: 1950～2050 年

資料 : United Nations(2007), 日本は総務省統計局、国立社会保障・人口問題研究所(2007b)[出生中位・死亡中位推計].

現在、われわれは人口転換のもう一つの遺産を引き継ぐべき時期に差しかかっている。それは人口高齢化である。性急な人口転換は、同じだけ急速な人口高齢化に帰結する。日本は現在、空前のペースで高齢化しており、2005 年前後に世界一に躍り出たことはすでに示したとおりである（図 4 参照）。

現在直面する人口高齢化のペース、すなわち（老年）従属人口指数の急上昇は、それ自体、大きな課題を投げかけるものである。ただし、これは戦前から戦後に経験した人口転換によって宿命づけられた部分についての話に止まる。真の課題は、今まさに進行する少子化という「第二の人口転換」である。1970 年代半ば以降、引き続く出生率の下降は 2005 年 1.26 と、一世代、およそ 30 年ごとに世代規模が 6 割に縮小してゆく水準にまで至っている。

この低出生のライフコースを比較するために再び図 12 を見ると、2005 年の出生曲線は、1970 年において見られる 20 歳代のピーク部分がそっくり削り取られ、30 歳前後をピークとする低い山となっている。第 2 の人口転換の特徴のひとつである晩婚・晩産がはっきりと見られ、その面積は 70 年時の 6

割足らずにまで縮小している。こうした少子化の帰結は何か。それは、将来の人口ピラミッドに見られた裾の細った逆三角の人口構造であり、人口の縮小再生産、すなわち長期にわたる人口減少である。

ところで図 12 には、50 年後の 2055 年の出生率も描いているが、そのカーブは 05 年のものと重なっている。ピークがわずかに下がり、その分 30 歳代後半で上昇しているが、面積は同じ 1.26 である。これは 50 年後もライフコースが今と変わらないことを示しているのだろうか。実は、これらは見た目と大いに異なり、その背後ではまったく違ったライフコースパターンが支配している。それはどういうことだろうか。

日本の将来推計人口における出生仮定は、女性の世代ごとの出生指標の経歴や現状を測定し、出生に関する将来の女性ライフコースを統計的に構成することによって推計されている。表 1 に、将来推計に用いられた出生力仮定の要素指標を実績値(1955 年生まれ女性についての値)とともに示した。2005 年に 50 歳に達した 1955 年生まれ世代から、35 歳年下の 15 歳、90 年生まれ世代(中位仮定)への変化を見ると、平均初婚年齢は 3.3 年遅くなり、生涯未婚率は 5.8%から 23.5%へと約 4 倍に拡大、夫婦の平均子ども数は 2.16 人から 1.70 人へと 2 割減になるなど、大きな変化が想定されている。その結果、生涯子どもを持たない女性は 12.7%から 37.4%へとほぼ 3 倍に増加し、2 人以上子どもを持つ割合は 75.6%から 44.4%に縮小する。そして、日本人の女性が生涯に生む子ども数の平均値は 1.96 人から 2/3 以上縮小して 1.26 人へと減少することになる。

表1 将来推計人口における出生力要素指標の仮定値と子ども数分布

注：出生力要素指標は、すべて日本人女性の結婚・出生に関する値（日本人男性を相手とする外国人女性の結婚、ならびに日本人男性を父とする外国人女性の出生を含まない）。ただし、合計特殊出生率は、「人口動態統計」の定義であり、日本人女性の出生に限定した値は（ ）内に示した。離死別再婚効果係数とは、離死別・再婚による出生児数の変動を表わす係数で、離死別・再婚が一切ない場合に 1.0 となる。

資料：国立社会保障・人口問題研究所(2007b)[出生中位・死亡中位推計]。

すなわち、この推計では 90 年生まれ世代の女性が 50 歳に達したとき、ほ

ば4人1人は未婚であり、4割弱が子どもを持たない。さらにこの結果から試算すると、約半数（49.4%）の女性が生涯孫を持つことがない。これは現在までにわれわれの知っている如何なる社会とも異なっているが、現在の趨勢に従えば、日本社会はこうした状況に向かっていることになる。これが現在日本で少子化と呼ばれている第二の人口転換の帰結である。

ところでこのような大きな変化があるにも関わらず、なぜ図12の50年を隔てた出生曲線は、ほとんど変わらないのだろうか？実は、ここに一般に使われるライフコース指標の落とし穴がある。簡単にいえば、2005年という年次の出生曲線はライフコース像を描くとは言うものの、実際は多くの世代の経験の寄せ集めで構成されている（1990年生まれ世代の15歳出生率、1989年生まれ世代の16歳出生率、・・・、1956年生まれ世代の49歳出生率）。それは、ある世代が実際に15歳から49歳までの経験する出生率とはかなり異なる可能性がある。

ある年次の出生率は、たとえば突然生じた不況により全世代がこの年の出産を取りやめて1年先延ばししたとすると、すべての年齢で出生率は0となり、合計特殊出生率も0となる。しかし、各女性世代の生涯の平均子ども数（コーホート合計特殊出生率）は、出産の時期を遅らせようと早めようといっさい変わることはない。すなわち、すべての世代で生涯の子ども数が変わることなく、ある年次の合計特殊出生率は0にまで低下し得るのである¹⁶。このように、ある年次に観察される出生曲線や合計特殊出生率は、出産延期などによる影響を大きく受けてしまう。

実は、近年続いている晩婚化・晩産化は小さな延期が毎年起きている状態であり、そのため近年の合計特殊出生率は、実際の生涯の子ども数よりも見かけ上低い値となっている¹⁷。たとえば、2005年の合計特殊出生率は1.26でも、関与した世代の生涯の子ども数はもっと多い。実際、この年に40歳だった世代（1965年生まれ）を見るとすでに1.60に達している。すなわち、

¹⁶ 極端な例に思えるかもしれないが、たとえば「ひのえうま」の年(1966年)には、迷信により多くの人が出産を避けたため、出生率は例年の3/4にまで下がった。しかし、この頃の世代で、生涯の平均子ども数をはっきりと減った世代はいない。

¹⁷ こうした効果はタイミング効果あるいはテンポ効果と呼ばれている。わが国少子化過程のタイミング効果の解説は、金子2004を参照。

晩婚・晩産が止まれば、年次の出生率はこうした潜在水準に戻る。

ところが 2055 年では、晩婚化・晩産化はすでに終息しており、合計特殊出生率の値 1.26 は、実際の生涯の子ども数を表わすものであって、見かけの子ども数である 2005 年の 1.26 とは背景となるライフコースがまったく違うのである。そして、2055 年の出生率の背景には先に示したように、現在より結婚や出産から大きく離れた女性のライフコースが想定されるのである¹⁸。

こうしたライフコース変化は、人類史の上では人間の生き方を大きく変えた第 2 の人口転換として位置づけられるだろう。そしてその帰結こそ、21 世紀にこれから待ち受ける恒常的な人口減少であり、さらに並外れた人口高齢化による人口オーナスである（図 5 参照）。わが国は、そのいずれについても変化の速度が早く、今後は世界の先頭を切って進むことになる。

3. 人口転換による到達点としての少子高齢社会

戦前から戦後にかけての最初の人口転換による性急なライフコース変化は、高度経済成長期の稀にみる人口ボーナスや、瞬く間に世界一となった現在の人口高齢化を導いた。また、わが国では 70 年代半ばから始まった出生に関する第 2 の人口転換（少子化）は、今後わが国を持続的な人口減少と、より深刻な人口高齢化へと導きつつある。後者には、疫学的転換の新たな段階（高齢死亡の遅延）が拍車をかけている¹⁹。

「第 2 の人口転換」という見方には、最初の人口転換の続きなのか、あるいは不可逆な過程なのかなどの点で、現在まだ論争が続いているが、筆者は疫学的転換の新しい展開をも含めたより包括的な見方へと体系化されるべきと考えている。というのは、現在、人口に起きている変化は、歴史の中で重要な地位を与えられるべきと考えるからである。

人類は長い歴史のほとんどにおいて、その生存も生殖も環境によって制約され翻弄される中で社会を継承してきたが、近代化にともなうようやう人口転換にたどりつき、自らの生存と再生産をコントロールする可能性を手に

¹⁸ 正確には、出生に関わる全世代がほぼ 1990 年生まれのライフパターンとなる 2040 年以降の状況である。

¹⁹ 「第 2 の人口転換」という見方には、最初の人口転換の続きなのか、あるいは不可逆な過程なのかどうかなどの点で、現在まだ論争もあるが、筆者は疫学的転換の新しい展開をも含めたより包括的な見方へと体系化されるべきと考えている。

した。その所産によって、一方では健康と長寿を獲得し、他方では生涯にわたる出産育児から開放されて、人生の豊かな選択肢を得たのである。その点で、人口転換のマクロ側の帰結である少子高齢社会は、一つの到達点と見なすべきである。そして、現在人類共通の経験として、脱近代に向けての経済社会の変革の中で、人々のライフコースと人口が次の段階が進んでいることは決して不自然なことではない。その先の姿は必ずしも明らかではないが、現段階は人類史の中でも非常に重要なステップであることは確かである。

ところで、一般に変革の時期には、個人の生き方と経済社会制度との深刻な不整合が現れる。いわゆる少子化問題もその一つである。これらを扱うには、やはりミクロ（ライフコース）とマクロ（人口－社会経済制度）の相互で直接的な関係を理解し、双方へのバランスのとれた目配りが必要となる。マクロの目標にミクロをはめ込むような発想は無謀であろう。現在の変化を人口転換の一環、すなわち人類の進むべき道の一つの段階であるという視点に立ったとき、それは誰かが子どもを生むか否かの問題ではなく、すべての日本人の今後の生き方がどうあるべきかという問題であることに気づく。

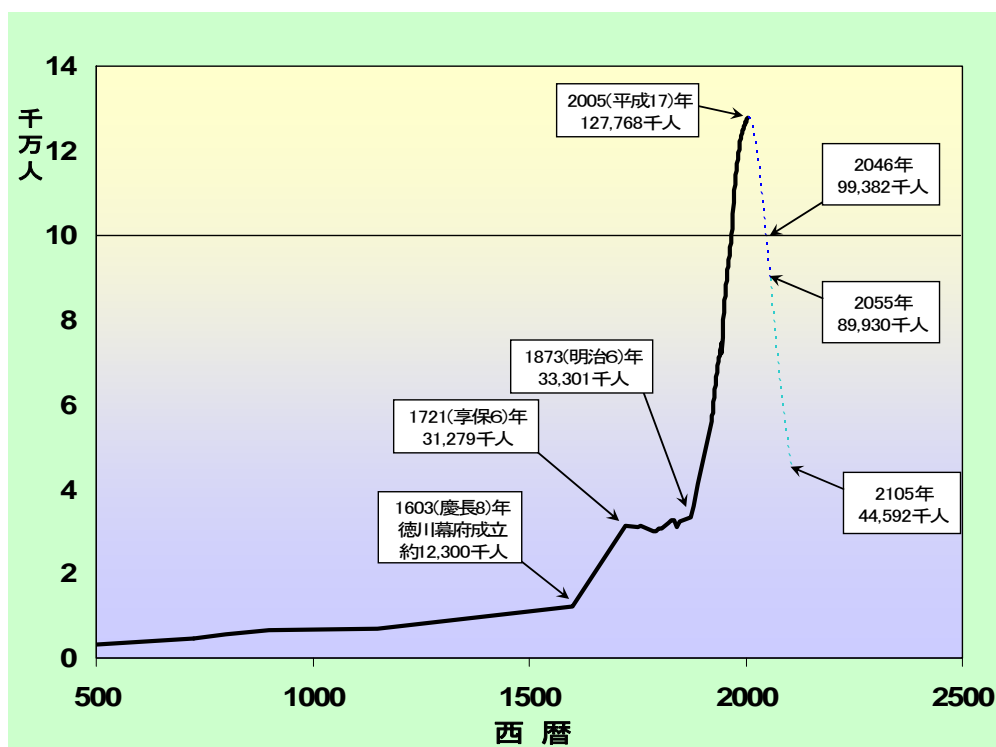
本稿では、何通りかの将来の人口やライフコースの姿を示してきたが、もちろんそれらは確定したものではない。人口減少、人口高齢化のような歴史的潮流は避け得ないが、その程度や中身には大きな幅がある。それは今後の社会経済情勢によって変わるということも出来るだろう。しかし、より正確に言えば、それらはすべてわれわれ日本人一人ひとりがこれからたどる生涯の道筋によって決められる。そうしたライフコース選択と社会選択とをできる限りの正確な情報と合理性に基づいて成すことが現代世代の未来に対する責任であり、したがってその中で人口統計学をはじめとする統計学の果たすべき役割もこれまでになく重大なものとなるだろう。

文 献:

- Lesthaeghe, R., 1995, "The second demographic transition in Western countries: An interpretation." In: Karen O. Mason and An-Magritt Jensen (eds.): *Gender and Family Change in Industrialized Countries*. Clarendon Press, Oxford, pp. 17-62.
- Oeppen J, Vaupel J., 2002, "Broken limits to life expectancy." *Science* 296:1029-31.

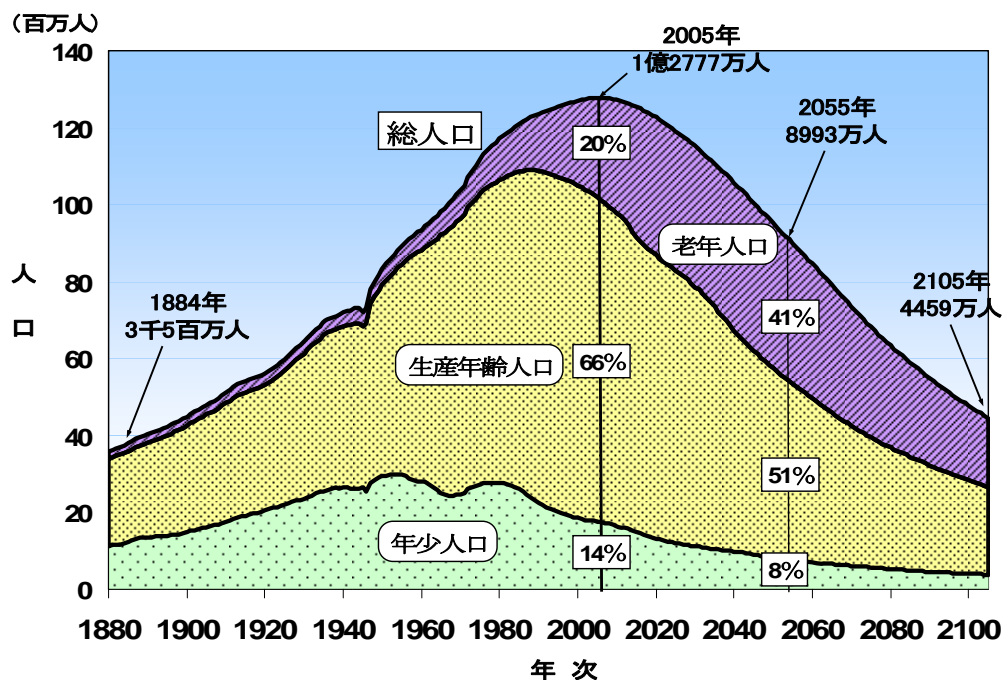
- Olshansky, S.J., Ault, B. 1986, "The Fourth Stage of the Epidemiologic Transition: The Age of Delayed Degenerative Diseases." *The Milbank Quarterly* 64(3):355-391.
- Omran, A.R., 1971, "The epidemiologic transition, a theory of the epidemiology of population change." *The Milbank Quarterly*, 49(4):509-538
- Tuljapurkar, S., Li, N. and Boe, C., 2000 "A Universal Pattern of Mortality Decline in the G7 Countries." *Nature* 405, 789-792.
- Van de Kaa, 1987, Europe's second demographic transition. *Population Bulletin*, Vol.42(1).
- United Nations, 2007, *World Population Prospects: The 2006 Revision*, Department of Economic and Social Affairs, Population Division: New York.
- 阿藤誠、2000、「現代人口学—少子高齢社会の基礎知識」日本評論社.
- 大塚柳太郎、2002、「出生力転換」日本人口学会編『人口大事典』(p.495-99)、培風館.
- 岡崎陽一、1986、「明治大正期における日本人口とその動態」『人口問題研究』第 178 号、p.1-17.
- 金子隆一、2001、「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.
- 金子隆一、2004、「少子化の人口学的メカニズム」大淵寛・高橋重郷編『少子化の人口学』(p.15-36)、原書房.
- 鬼頭宏、2000、『人口から読む日本の歴史』、講談社.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部、各年次『人口動態統計』『完全生命表』厚生労働省.
- 河野稠果、2000、『世界の人口[第 2 版]』東京大学出版会.
- 河野稠果、2002、「結婚と出生」日本人口学会編『人口大事典』(p.413-417)、培風館.
- 国立社会保障・人口問題研究所編、各年次『出産力調査』及『日本人の結婚と出産—出生動向基本調査—』厚生統計協会.
- 国立社会保障・人口問題研究所、2007a、『人口統計資料集』厚生統計協会.
- 国立社会保障・人口問題研究所、2007b、『日本の将来推計人口（平成 18 年 12 月推計）』厚生統計協会.
- 総務省統計局、各年次、『国勢調査』『推計人口』総務省統計局.
- 高橋眞一、2002、「人口転換モデルとその拡張」日本人口学会編『人口大事典』(p.796-801)、培風館.
- 堀内四郎、2001、「死亡パターンの歴史的変遷（特集 健康・疾病・死亡と寿命に関する調査研究）」『人口問題研究』第 57 巻第 4 号.
- 村松迪雄、2002、「人口の概念と観察方法」日本人口学会編『人口大事典』(p.397-401)、培風館.
- 守山正樹、2002 年「疫学的転換と新しい健康指標」日本人口学会編『人口大事典』(p.528--32)、培風館.

図1 日本人口の歴史的推移



資料：1920 年以前：鬼頭(2000)、1920 年～2005 年：総務省統計局「国勢調査」、
2006 年以降：国立社会保障・人口問題研究所(2007b)[出生中位・死亡中位推計]。

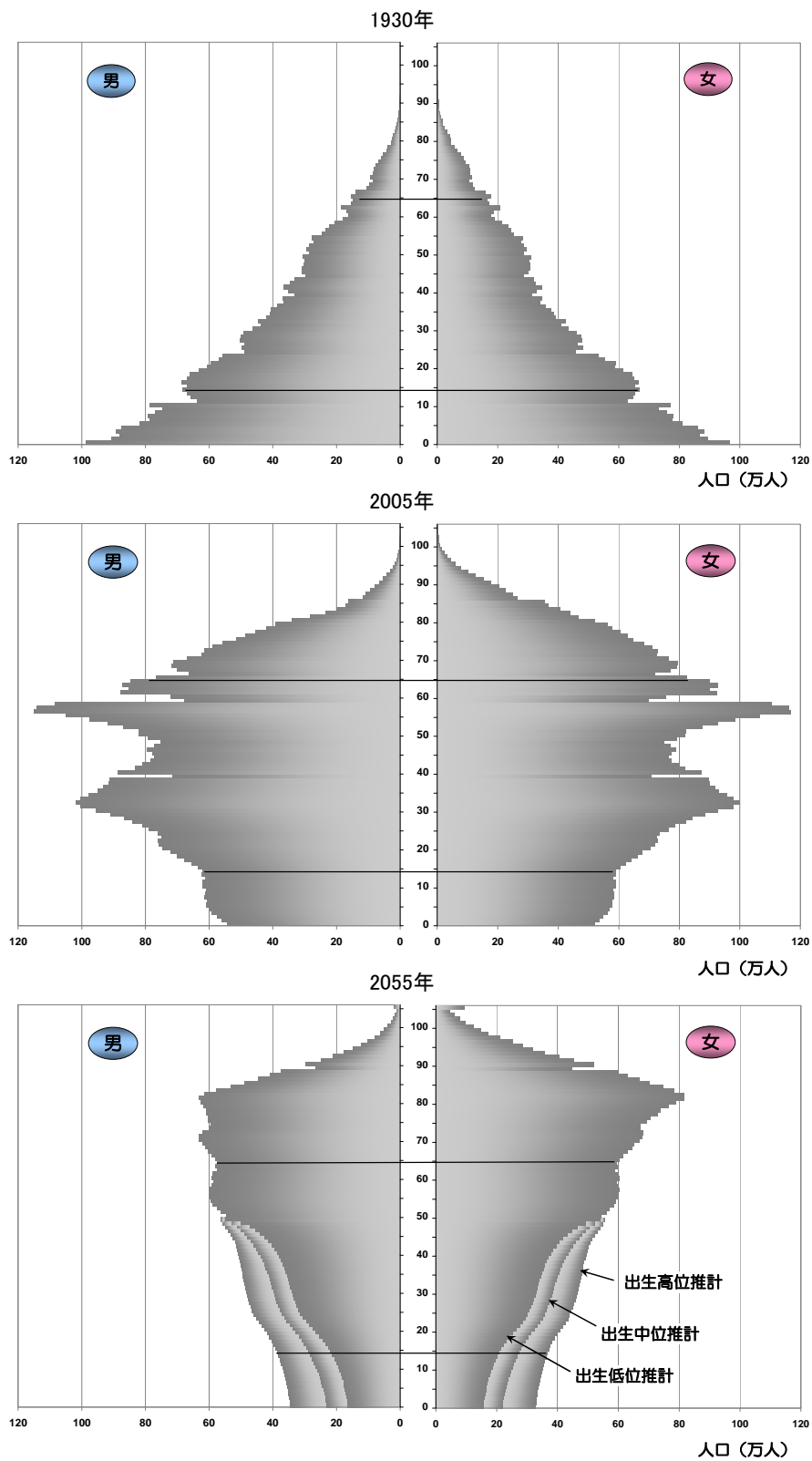
図2 日本人口の推移(年齢3区分)：1880-2105 年



資料：総務省統計局「国勢調査」、国立社会保障・人口問題研究所(2007b)[出生中位・死亡中位推計]。

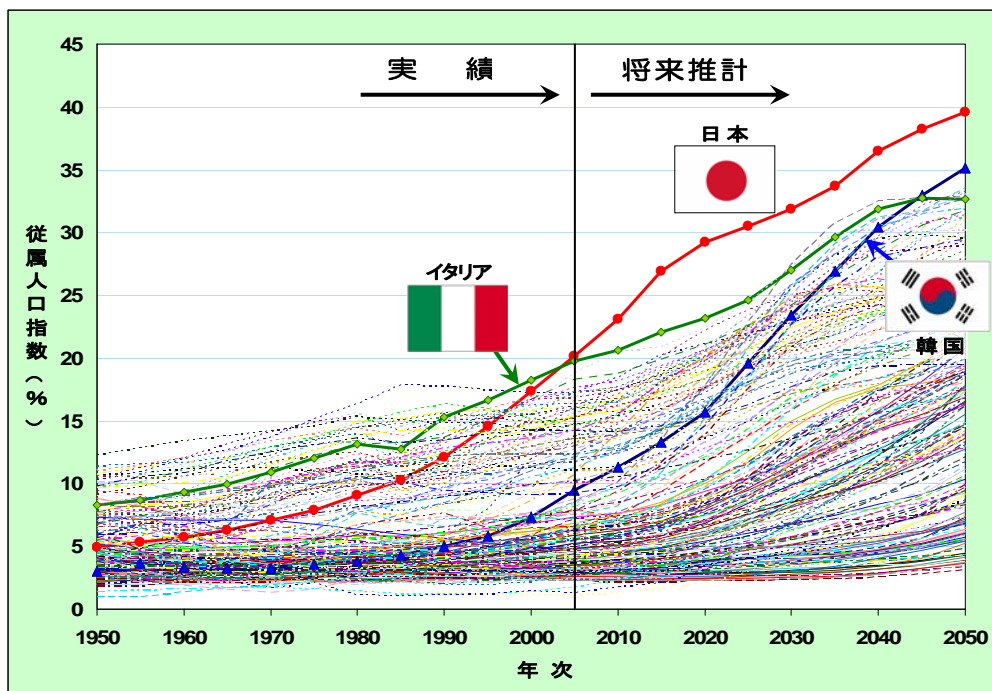
図3 人口ピラミッドの変遷

図1 人口ピラミッドの変遷



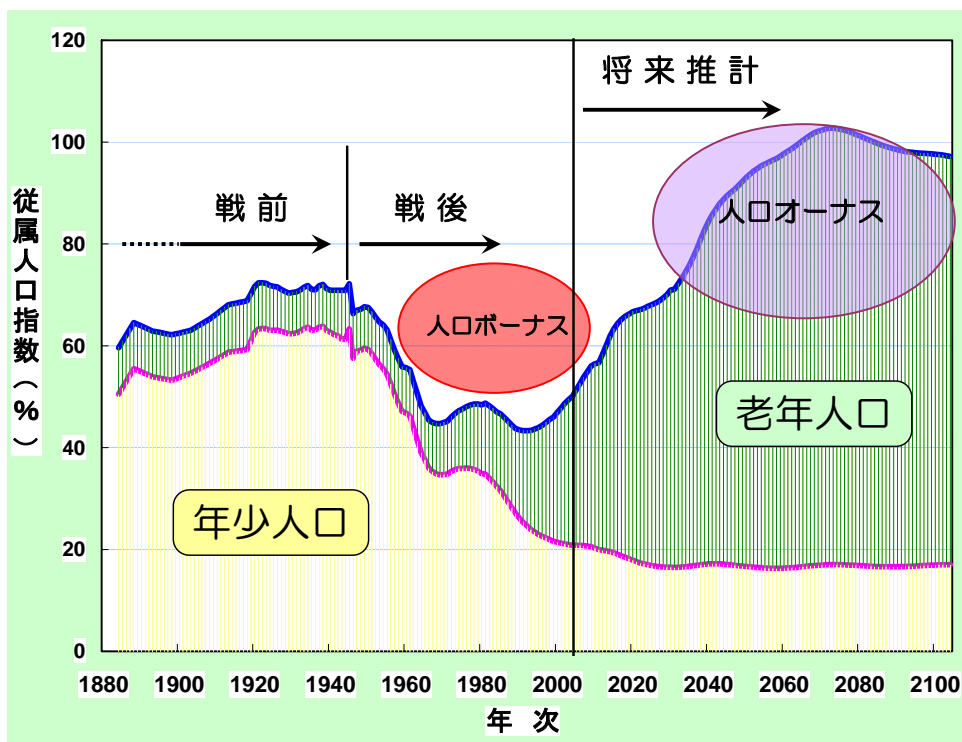
資料：1930年、2005年：総務省統計局「国勢調査」、2055年：国立社会保障・人口問題研究所(2007b)出生中位・高位・低位3仮定(死亡仮定はすべて中位)。

図4 世界各国の高齢化率:1950~2050 年



資料 : United Nations(2007), 日本は総務省統計局「国勢調査」、国立社会保障・人口問題研究所(2007b)[出生中位・死亡中位推計].

図5 人口ボーナスから人口オーナスへ
従属人口指数の年次推移



資料 : 2005 年以前 : 総務省統計局「国勢調査」「推計人口」、2006 年以降 : 国立社会保障・人口問題研究所(2007b)[出生中位・死亡中位推計].

図6 人口転換の模式図

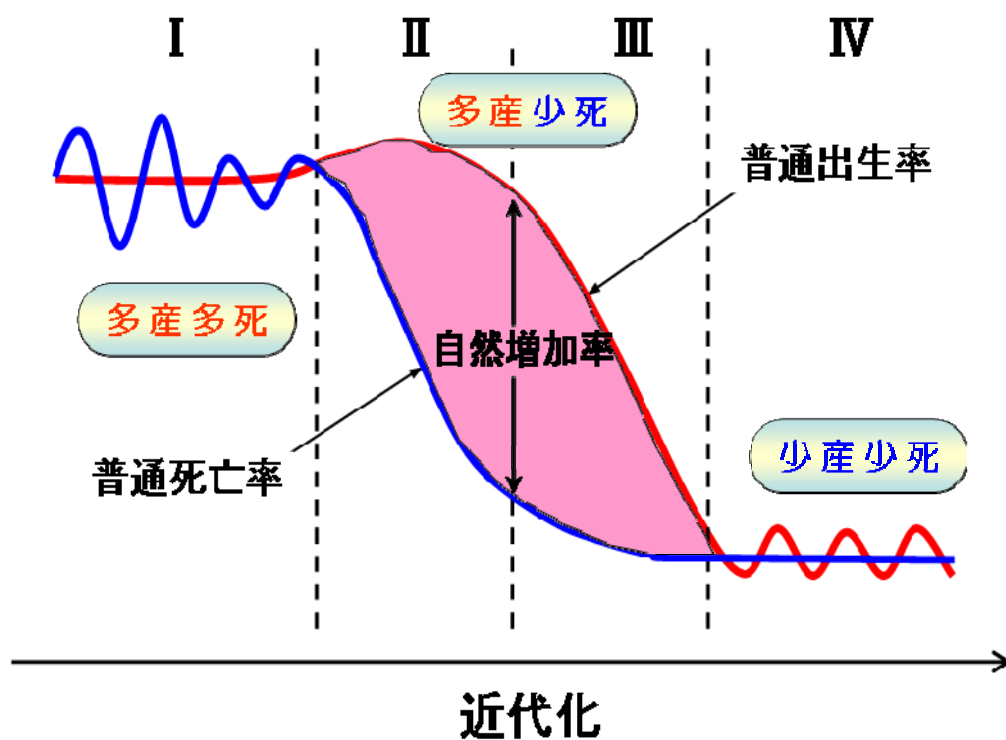
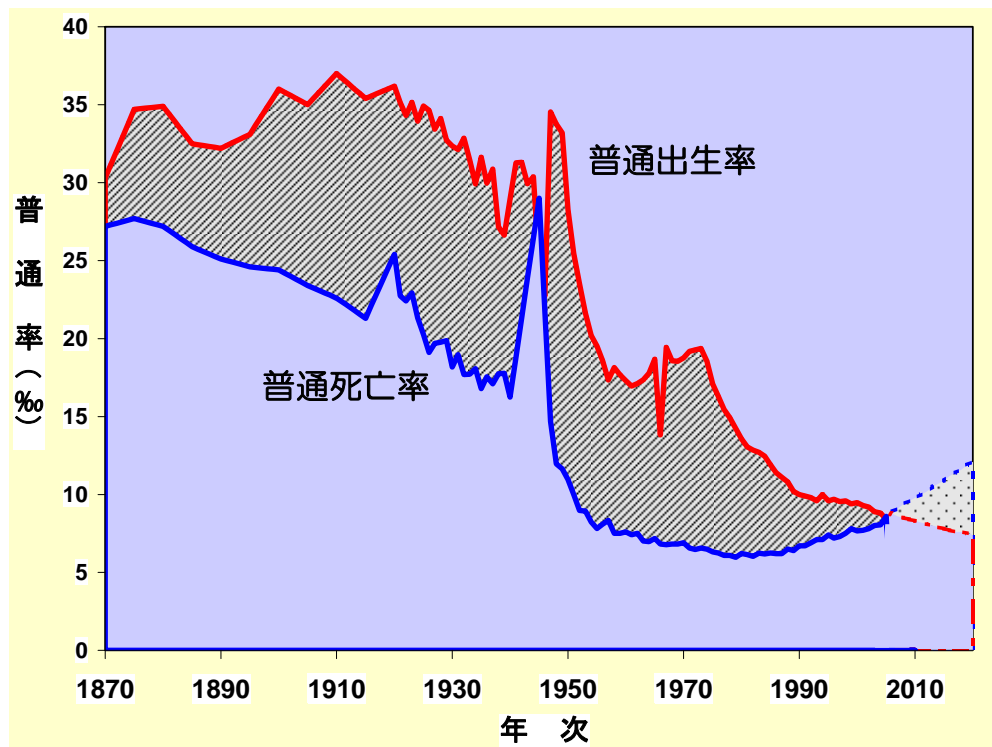
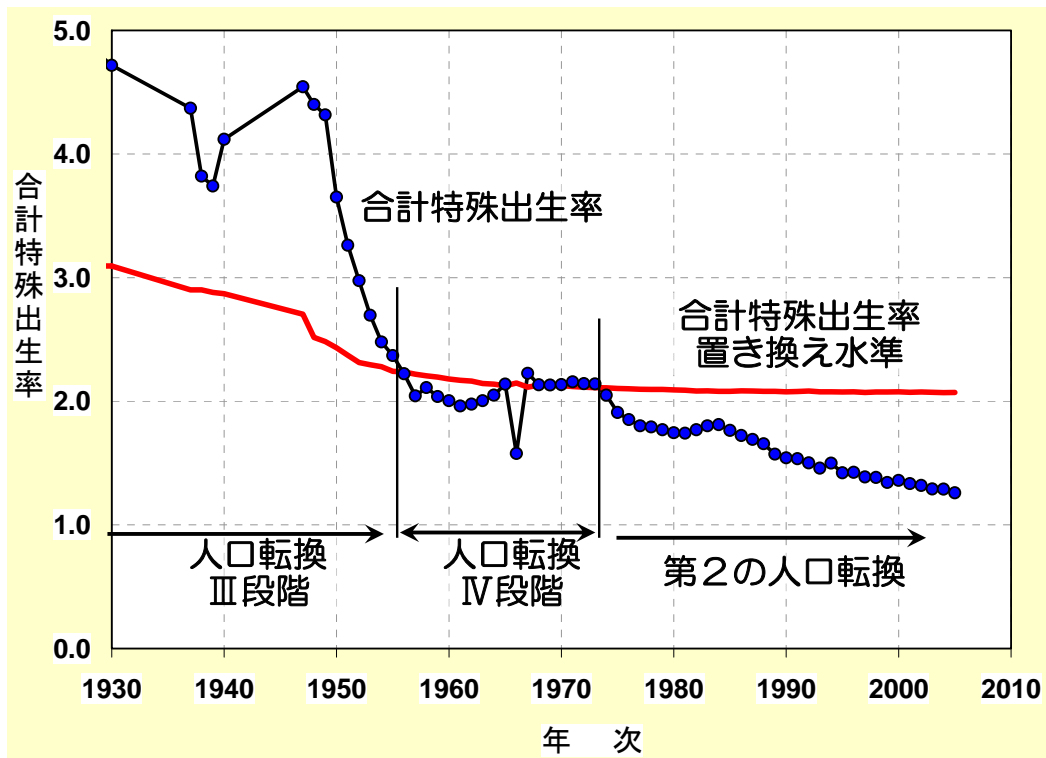


図7 普通出生率、および普通死亡率の長期動態



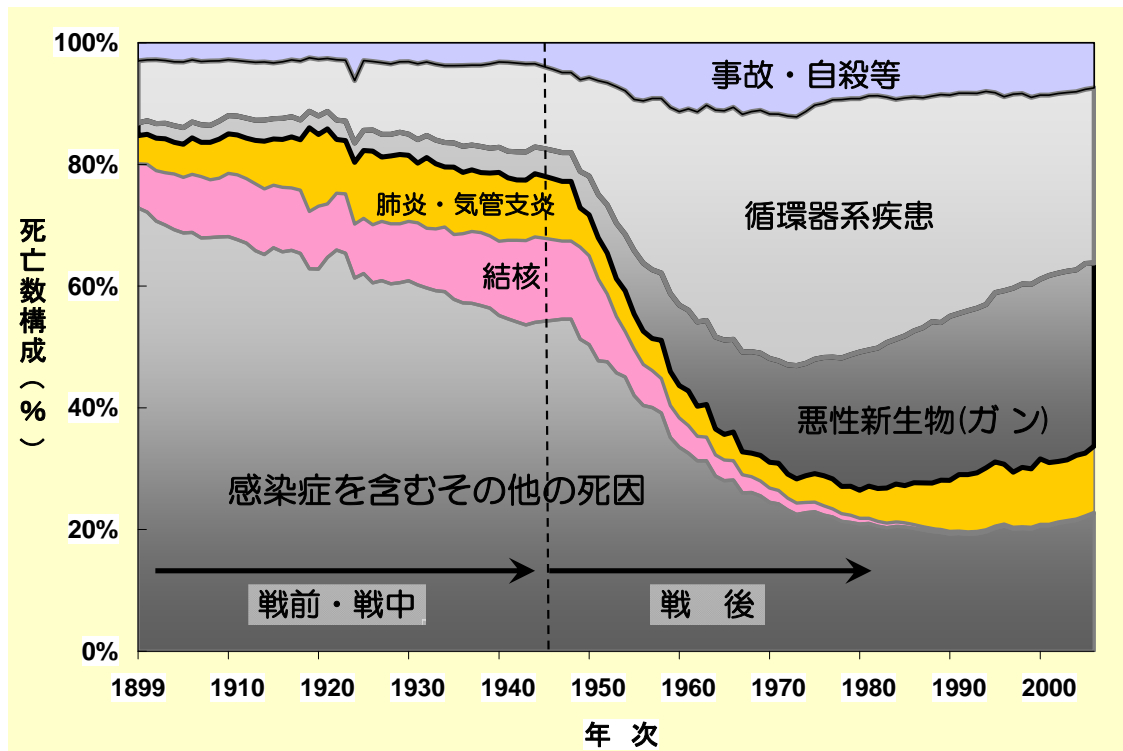
資料：1915 年以前（推計値）：岡崎(1986)。1920-2005 年：厚生労働省大臣官房統計情報部「人口動態統計」、2006 年以降：国立社会保障人口問題研究所 (2007b)。

図8 合計特殊出生率と置き換え水準の推移:1930 年～2005 年



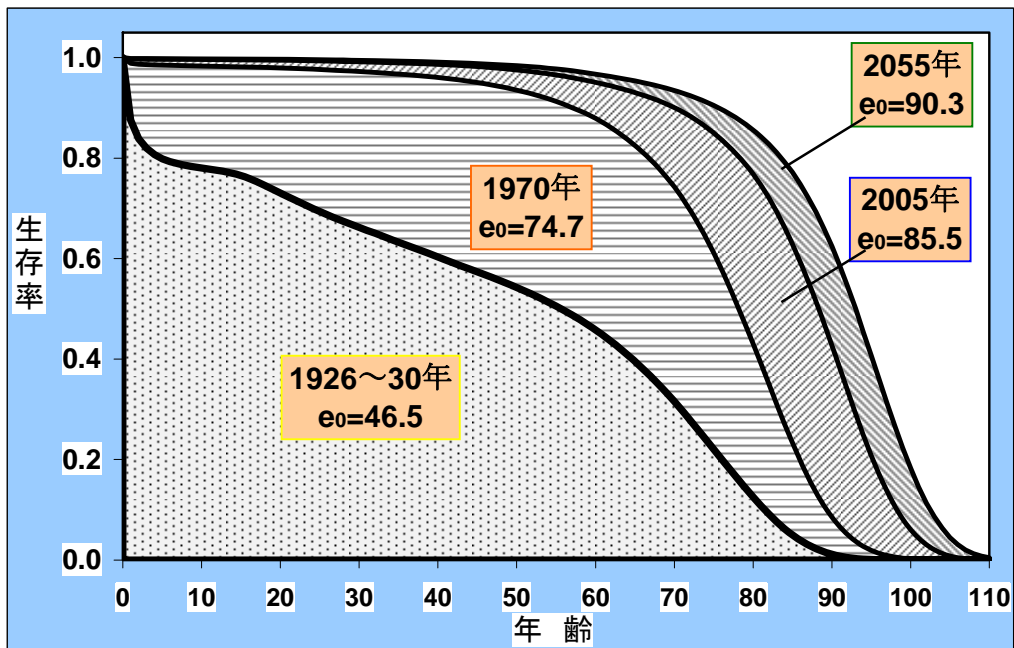
資料：厚生労働省大臣官房統計情報部「人口動態統計」、国立社会保障・人口問題研究所(2007a).

図9 死因構成の変遷:1899～2005 年



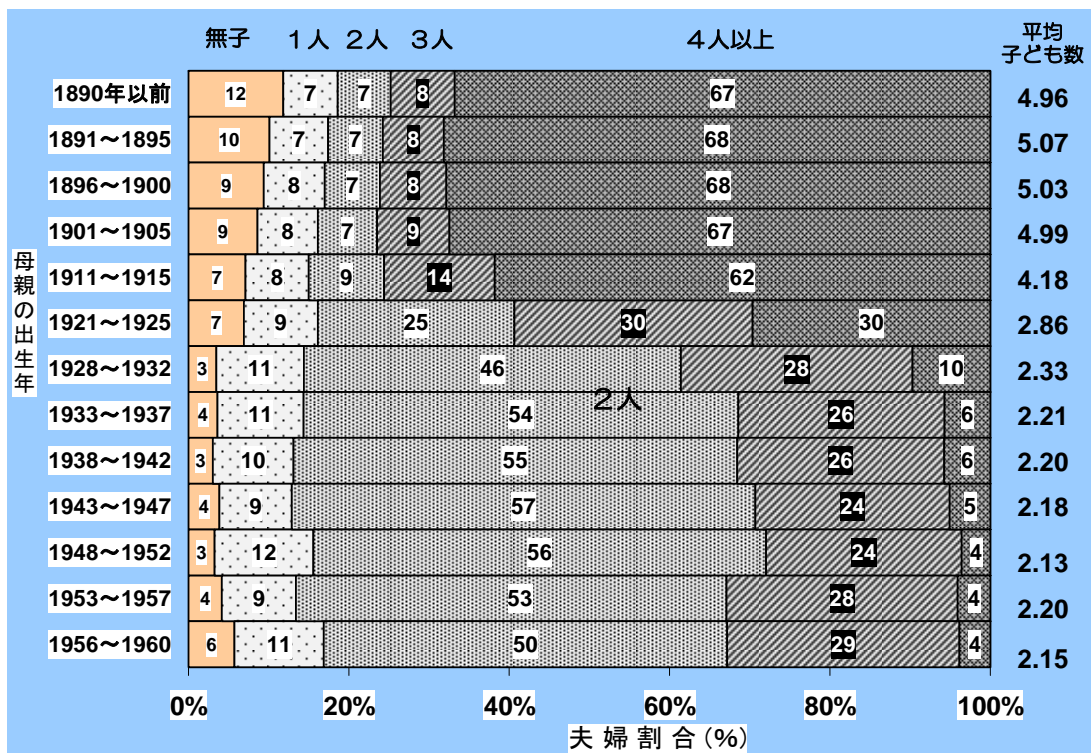
資料：厚生労働省大臣官房統計情報部「人口動態統計」

図 10 女性の生存曲線の変遷: 1926~2055 年



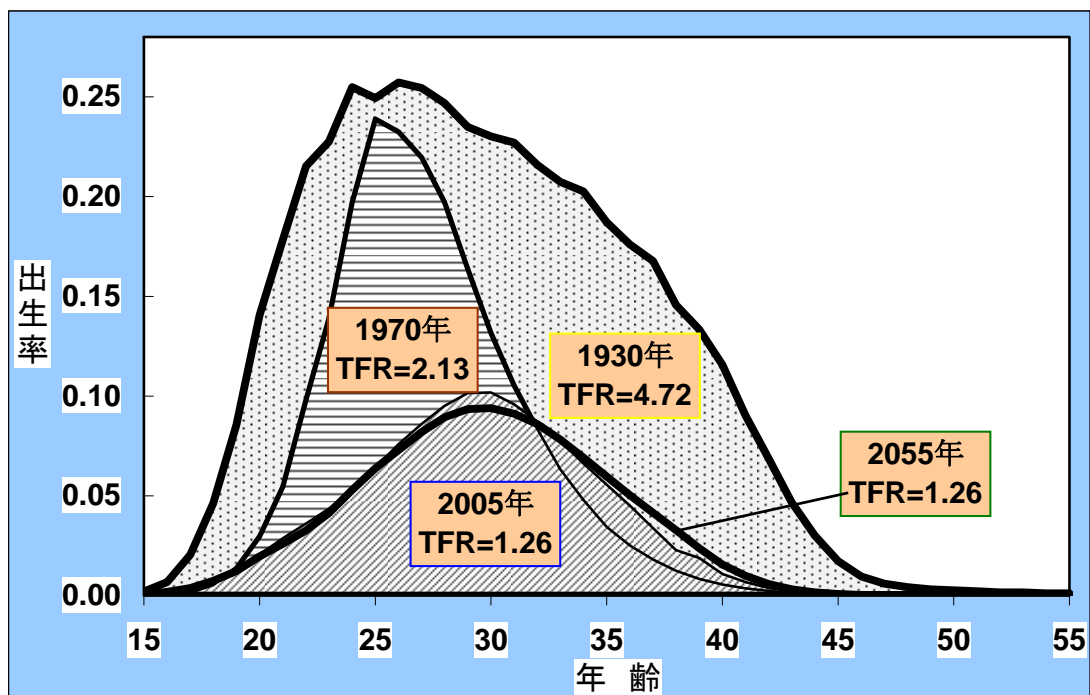
資料：1926-30 年：内閣統計局「第 5 回完全生命表」、1970 年、2005 年：厚生労働省大臣官房統計情報部「完全生命表」、2055 年：国立社会保障・人口問題研究所(2007b)[出生中位・死亡中位推計]。

図 11 妻の生まれ年別にみた、夫婦の出生子ども数の変遷



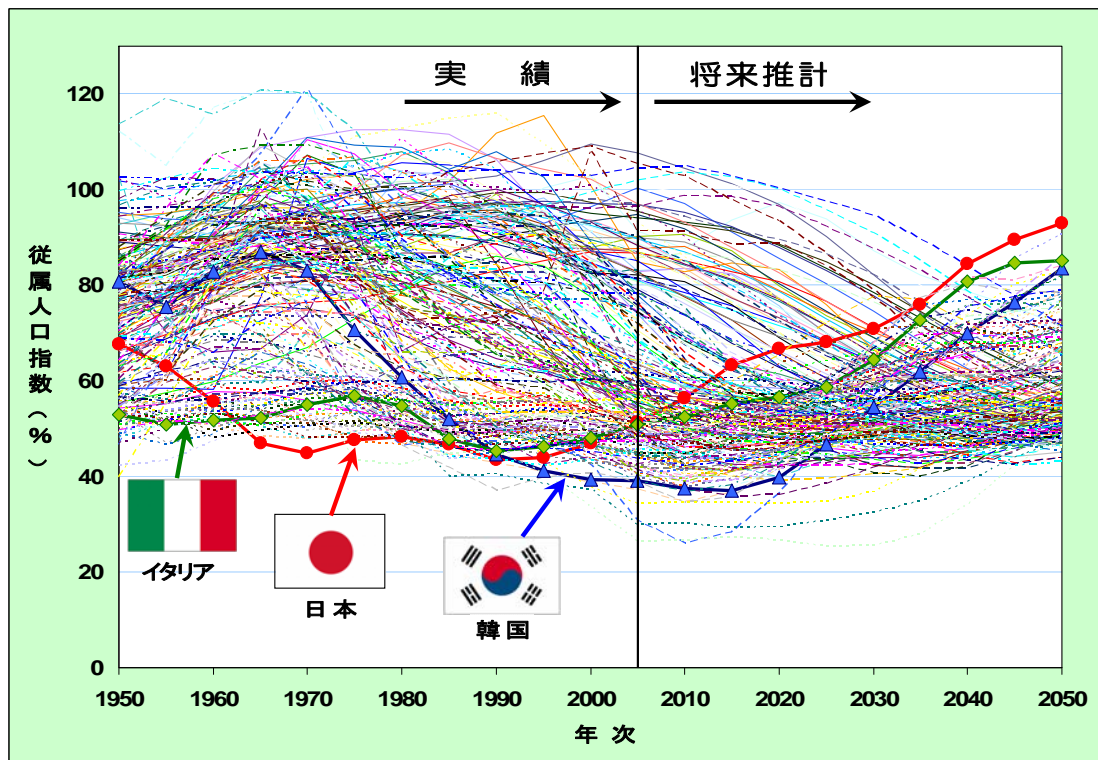
資料：1921-25 年以前：総務庁統計局「国勢調査報告」、以降は国立社会保障・人口問題研究所「出産力調査」及び「出生動向基本調査」による。対象は妻 45-49 歳の夫婦。

図 12 女性の出生曲線:1930 年、70 年、2005 年、55 年



資料: 厚生労働省大臣官房統計情報部「人口動態統計」、2055 年: 国立社会保障・人口問題研究所(2007b)[出生中位・死亡中位推計].

図 13 世界各国の従属人口指数の推移:1950~2050 年



資料: United Nations(2007), 日本は総務省統計局、国立社会保障・人口問題研究所(2007b)[出生中位・死亡中位推計].

表1 将来推計人口における出生力要素指標の仮定値と子ども数分布

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		
			中位仮定	高位仮定	低位仮定
(1) 平均初婚年齢		24.9 歳	28.2 歳	27.8 歳	28.7 歳
(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 人	1.70 人	1.91 人	1.52 人
(4) 離死別再婚効果係数		0.952	0.925	0.938	0.918
子ども数	0人	12.7 %	37.4 %	28.6 %	43.3 %
	1人	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)

注：出生力要素指標は、すべて日本人女性の結婚・出生に関する値（日本人男性を相手とする外国人女性の結婚、ならびに日本人男性を父とする外国人女性の出生を含まない）。ただし、合計特殊出生率は、「人口動態統計」の定義であり、日本人女性の出生に限定した値は（ ）内に示した。離死別再婚効果係数とは、離死別・再婚による出生児数の変動を表わす係数で、離死別・再婚が一切ない場合に 1.0 となる。

資料：国立社会保障・人口問題研究所(2007b)[出生中位・死亡中位推計].

第2章 形式人口学から見た 人口減時代

石井太¹

(国立社会保障・人口問題研究所人口動向研究部第三室長)

本稿は、人口減時代を形式人口学の観点から展望することを目的とし、

1. 少子化が解消すれば人口減少は止まるのか
2. 外国人受入れは少子化対策の代わりとなるのか
3. 2055 年には 2.5 人に 1 人が「高齢者」となっているのか

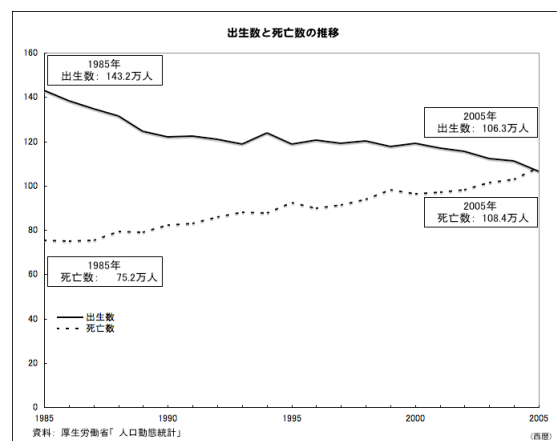
という 3 つの視点を考えるための人口分析を提示する。人口動向は経済・社会における様々な議論の基礎であり、かつてない人口減時代を的確に捉え、実りある議論を行うためには、人口統計の充実・精度向上とともに、統計の利活用としての形式人口学的分析に立脚した議論が行われることが、これまでも増して望まれていると言えよう。

¹ishii-futoshi@ipss.go.jp

1 はじめに

2006年に公表された、2005年の人口に関する二つの政府統計調査結果は、わが国が人口減時代への転換点を迎えつつあることを示唆するものであった。

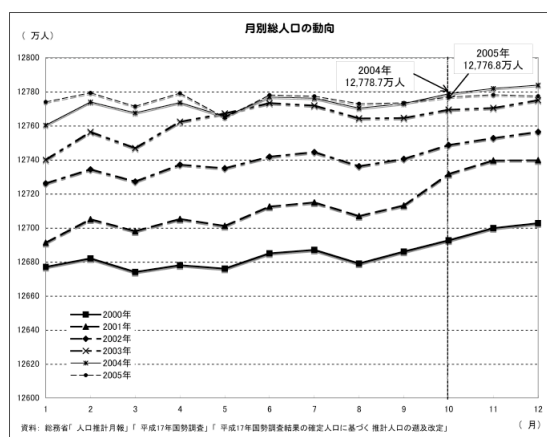
一つは、「平成17年人口動態統計」(厚生労働省)である(図表1)。これによれば、2005年の出生数は1,062,530人、死亡数は1,083,796人となり、戦後初めて出生数が死亡数を下回り、自然増加数がマイナスとなったことが明らかとなった。



図表 1: 出生数・死亡数の推移

もう一つは、「平成17年国勢調査」及び「平成17年国勢調査結果の確定人口に基づく推計人口の遡及改定」(総務省)である。これによれば、2005年10月1日現在の総人口は1億2,776万8千人となり、前年同月の1億2,778万7千人を下回ることとなった(図表2)。これらの統計の公表も一つのきっかけとなり、最近、人口減少下におけるわが国の在り方などを巡る議論が様々な観点からなされるようになってきている。

わが国は、これまでも、江戸時代の飢饉の時などにおける一時的な人口減少を経験したことはあった。しかしながら、今回の人口減少の大きな特徴は、これが一時的な現象に留まらないという点にある。[6]の「日本の将来推計人口(平成18年12月推計)」の出生中位・死亡中位推計によれば、人口減少が始まった後、わが国の人口は一貫して減少を続け、2055年には8,893万人、2100年には4,459万人(参考推計)まで減少していく(図表3)。



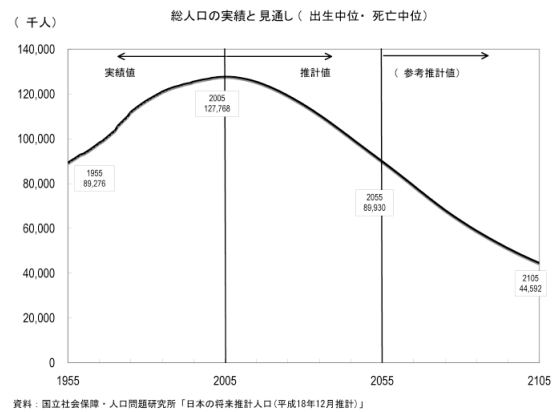
図表 2: 月別総人口の動向

また、その人口構造に目を転じると、今後、生産年齢人口（15～64 歳人口）は一貫して減少を続ける一方、当面、老年人口は増加傾向にあり、年齢構造は大きな変動が見込まれる（図表 4）。さらにこれを受け、高齢化率（65 歳以上人口割合）についても、今後急速な上昇が見込まれており、2055 年には 40.5%、2105 年には 40.6%（参考推計）の水準となる見通しとなっている（図表 5）。

人口減を巡る論点には様々なものがあるが、本稿では、以下の 3 つの視点に着目する。

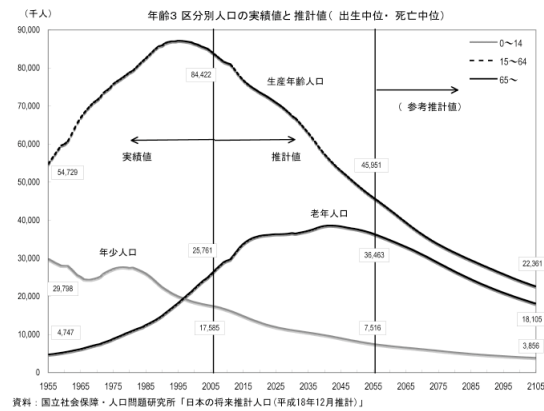
1. 少子化が解消すれば人口減少は止まるのか
2. 外国人受入れは少子化対策の代わりとなるのか
3. 2055 年には 2.5 人に 1 人が「高齢者」となっているのか

人口学はその研究対象から大きく形式人口学、実体人口学の二つに分けることができる。形式人口学が出生・死亡・移動など様々な人口変数の個々の分析と変数間の相互依存関係の分析を中心とするのに対して、実体人口学は人口変数と社会・経済などの外部との関係に関する分析を中心とする。人口減時代を展望し、実りある定量的な議論を行うためには、人口変数に関する認識を深める観点からも、形式人口学的認識に立脚した議論が行われることが望ましいといえる。先に提示した 3 つの視点は人口減を巡る論点として基本的と考えられるものであるが、人口学的に見て必ずしも適切とはいえない議論がなされているのを見かけることがある。そこで、以下

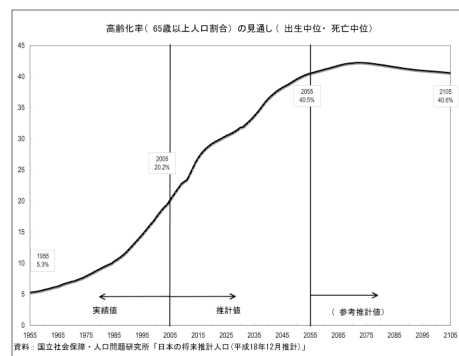


図表 3: 総人口の実績と見通し（出生中位・死亡中位推計）

では、この3点を考えるための形式人口学的分析を具体的に提示しながら論じていくこととしたい。



図表 4: 年齢3区分別人口の実績と見通し（出生中位・死亡中位推計）

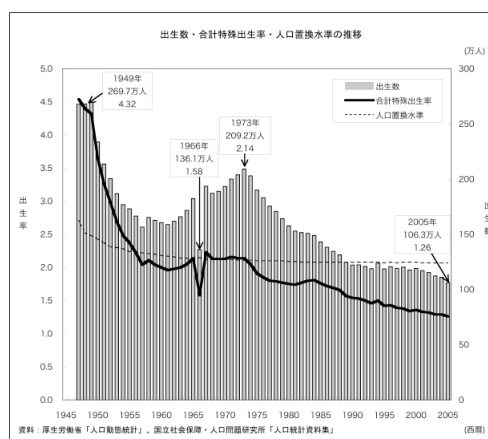


図表 5: 65 歳以上人口割合の実績と見通し（出生中位・死亡中位推計）

2 少子化が解消すれば人口減少は止まるのか

人口減少の直接的な要因は出生率低下にあり、その継続は高齢化をもたらしていることから、人口減を巡る議論は人口減少と高齢化の両者を対象としてなされることが多い。そして、人口減への対応の考え方の視点として、大きく次の二つがあると考えられる。一つは「人口減少自体に対策を打つ考え方」であり、少子化対策などにより人口減少や高齢化を緩和することなどがこれにあたる。もう一つは、「一定の人口減少や高齢化自体を所与のものとして、これに対応する社会システムの在り方を考える」ものである。このうち、前者の少子化対策については、近年、様々な議論を特によく耳にするように思われる。

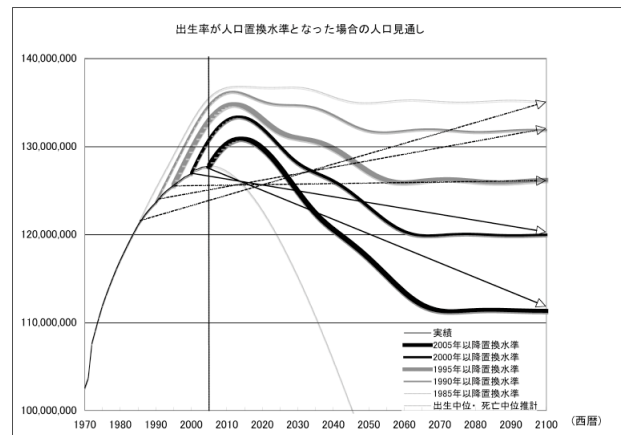
少子化を考えるために重要な形式人口学的指標の一つが出生率である。通常、出生率と呼ばれているのは「合計特殊出生率」であるが、これは15～49歳の女子の年齢別出生率の合計値として算出される。人口が長期的に増加及び減少しない状態を維持するために必要な出生率の水準を「人口置換水準」とよぶが、これは、現在のわが国においては概ね2.1の水準²となっている。図表6から分かるようにわが国の出生率はこの30年間、人口置換水準を下回りながら低下を続けてきた[5]。通常、「少子化」とは、出生率が人口置換水準を下回る状態が継続することとされるが、わが国の少子化は30年程度続いてきたところであり、2005年の出生率は1.26という水準にまで低下している。



図表 6: 出生数・出生率・人口置換水準の推移

²ある年次の出生率・出生性比・生残率に基づいて算出した水準である。

さて、少子化が人口置換水準を下回る出生率の継続であるならば、少子化対策の究極目標である「少子化を解消」することは、出生率を人口置換水準まで回復させることといえる。では、少子化が解消、すなわち出生率がいますぐ人口置換水準になれば人口減少は止められるのだろうか。



図表 7: 出生率が人口置換水準となった場合の人口見通し

図表7の最も太い線は、出生率が2005年に直ちに人口置換水準となった場合（死亡率一定、国際人口移動はゼロとする）の人口の見通しである。これを見てわかる通り、出生率が今すぐ人口置換水準になったとしても、人口はすぐに一定とはならない。しかも、今後、総人口は10年程度増加するものの、その後は減少に転じ、最終的には現在より1割以上も低い水準にまで低下してしまうのである。このように、今、直ちに少子化が解消したとしても、既に人口減少は不可避である。

形式人口学では、仮に出生率が今直ちに人口置換水準まで回復（死亡率一定、国際人口移動はゼロとする）したとした場合の「仮想的な人口推移」が究極的に静止してゆく先の人口水準の、現在の人口水準に対する比率を「人口モメンタム」という概念で表す。これはその時点の人口構造が持つ、総人口を増加・減少させ続けようとする慣性・惰性のようなものを表している。人口モメンタムは、[4]により最初に分析された概念であり、数多くの先行研究が挙げられるが、わが国の人口モメンタムに関しては、[2]、[3]において、過去の推移、多地域人口モデルへの拡張、将来見通し及び変動要因等に関する研究が行われている（人口モメンタムの数学的性質等については補論を参照されたい）。

発展途上国等では、出生率が高く人口増加が継続してきた人口がしばし

人口モメンタム・総人口・静止人口の規模の推移			
西暦	人口モメンタム	総人口 百万人	静止人口の規模 百万人
1955	1.443	89.3	128.8
1960	1.385	93.4	129.4
1965	1.331	98.3	130.8
1970	1.284	103.7	133.2
1975	1.229	111.9	137.6
1980	1.166	117.1	136.5
1985	1.116	121.0	135.1
1990	1.066	123.6	131.8
1991	1.056	124.0	131.0
1992	1.045	124.5	130.0
1993	1.032	124.8	128.7
1994	1.023	125.0	127.8
1995	1.004	125.6	126.1
1996	0.999	125.9	125.7
1997	0.985	126.2	124.3
1998	0.972	126.5	122.9
1999	0.956	126.7	121.1
2000	0.945	126.9	120.0
2001	0.931	127.3	118.6
2002	0.921	127.4	117.3
2003	0.906	127.6	115.6
2004	0.892	127.7	113.9
2005	0.872	127.8	111.4

図表 8: 人口モメンタム・総人口・静止人口の規模の推移

ば見られる。このような人口において、ある時、出生率が直ちに人口置換水準まで低下したとしても、その時点の総人口規模で人口が一定となるのではなく、より大きい人口水準まで人口の増加が続いてしまう。人口モメンタムとは、もともとはこのような人口の慣性とでもいうべき現象を捉えるために考えられた概念である。我が国でも近年までは同様の状況にあった。図表7にあるように、1985年、1990年に人口置換水準に回復する場合、最終的な総人口水準はその時点の水準より高く、人口モメンタムは1より大きかった。過去からの推移をより詳細に観察するため、図表8に1955年以降の男女計の人口での人口モメンタムの推移を示した。これによれば、この期間を通じ、人口モメンタムは低下を続け、1996年に人口モメンタムは1を下回り、2005年では0.872と9割を下回るレベルまで低下したことがわかる。このように、現在の我が国の人口が置かれている状況は発展途上国等のケースの逆にあたり、少子化による近年の出生減少の継続が現在の人口構造の中に根を下ろし、それ自体が人口を減少させるという慣性を形成している状況といえる。

人口減少に関連する転換点として、出生率が人口置換水準を下回ること

や、人口が減少し始めることなどがしばしば挙げられる。確かにそれらのポイントは、わが国の人口の歴史における重要な転換点である。しかしながら、出生率が人口置換水準を下回ってから人口減少に至るまでの間、わが国の人口モメンタムは着実に減少を続けてきた。そして、1996年、遂に人口モメンタムは1を割り込むまでに減少し、「少子化がいま直ちに解消したとしても長期的な人口減少が不可避になる」という、「減少モメンタムへの転換」を果たしたといえる。形式人口学的分析の観点からは、これもわが国の人口に関する重要な転換点の一つといえよう。

減少モメンタムへの転換が与える重要な示唆の一つとして、今後の我が国の人口趨勢を考えるにあたり、出生率の回復に関わらず、人口減少自体をかなり決定的な状況と捉えなければならないということが挙げられる。出生率がある程度回復したとしても、他の先進諸国の例を見てもいきなり人口置換水準まで回復することはなかなか考えにくく、また、仮に人口置換水準まで回復したとしても人口の長期的な減少は避けられない。したがって、人口減少への対応は少子化対策に関わらず必要なものなのである。

一方、出産・子育て等に対する環境整備などの観点から少子化対策が行われることは望ましく、かつ、必要なことと考えられ、その結果として仮に出生率の回復が図れたとすれば、人口減少や高齢化のスピードを一定程度緩和することも可能となる。したがって、人口減への対応の考え方の視点である、「人口減少自体に対策を打つ視点」、「一定の人口減少や高齢化自体を所与のものとしてこれに対応する社会システムの在り方考える視点」については、どちらか一つということではなく、両者を同時並行的に考えていくことが必要であるといえよう。

3 外国人受入れは少子化対策の代わりとなるのか

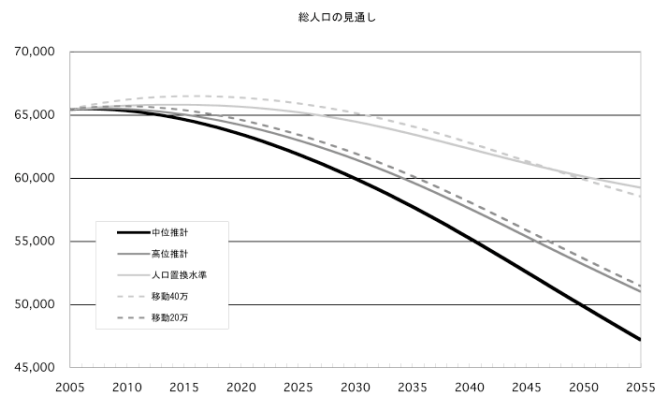
人口減への対応については、少子化対策の代わりとして、外国人受入れの拡大が議論されることがしばしばある。両者は、将来の人口シミュレーション上では、人口を変動させる要因である出生・移動の前提について、より高いレベルでの出生や移入を仮定することにより、将来の総人口を増加させることを意味している。しかしながら、両者が中長期的な人口構造に与える影響を考慮した場合、高出生ケースと高移動ケースの効果、すなわち、少子化対策と外国人受入れの効果は同じものとなるのであろうか。

この問題を考えるため、本節では前節でも分析した人口モメンタムを指標として使い、出生・移動のそれぞれの前提を変化させた場合に、将来の人

ケース名	TFR(2055)	国際人口移動（外国人）
中位推計	1.26	入国超過数を2006年の男2.6万人、女2.6万人から2025年の男3.3万人、女4.2万人まで増加させ、以降一定 年齢分布は1999～2005年の平均値より設定
高位推計	1.55	中位推計に同じ
人口置換水準	2.07	中位推計に同じ
移動40万	日本人女性・外国人女性の出生率をそれぞれ中位推計と同じ仮定とする	入国超過数を2006年以降男20万人、女20万人で一定 年齢分布は中位推計に同じ
移動20万		入国超過数を2006年以降男10万人、女10万人で一定 年齢分布は中位推計に同じ

図表 9: 機械的なシナリオによる人口シミュレーションの内容

口構造にどのような影響の違いが生じるのかを評価することとする。この目的のために、図表9に示す機械的な5ケースのシナリオによる人口シミュレーションを実行した³。なお、死亡については全て死亡中位仮定を用いている。図表10はこれらの前提に基づく総人口の見通しを示したものである。



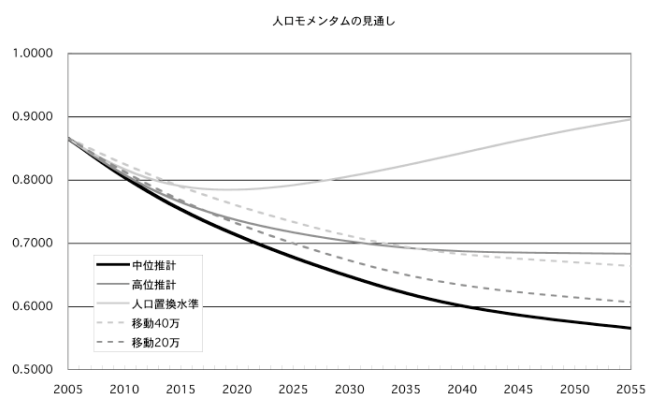
図表 10: 総人口の見通し

黒の実線がベースとなる中位推計で、出生率が高まる高出生ケースとしては、濃い灰色の実線で示した2055年に出生率が1.55まで回復する高位推計と、薄い灰色の実線で示した人口置換水準(2.07)まで回復⁴する2ケースを設定した。一方、外国人の移入が増える高移動ケースとしては、濃い灰色の

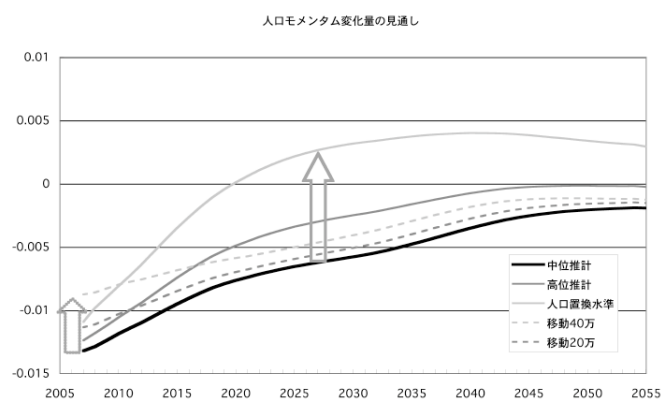
³人口学においては女子単性人口モデルによる分析が標準的に用いられることから、以下、本節においても女子人口による分析結果を示している

⁴2055年の人口動態定義の出生率を2.07とし、その中位との乖離の、高位と中位の乖離に対する比を他の年次にも適用して各年次の出生率水準を決定し、出生年齢分布は高位のものをそのまま機械的に用いた。

点線で示した、毎年外国から男女10万人ずつ人口が移入してくる「移動20万人」ケースと、薄い灰色の点線で示した男女20万人ずつ人口が移入してくる「移動40万人」の2ケースを設定した。総人口を見ると、どのケースでも人口は中位推計に比べて増加するが、2055年で見ると高位推計と移動20万、人口置換水準と移動40万が概ね同レベルとなっていることになる。



図表 11: 人口モメンタムの見通し



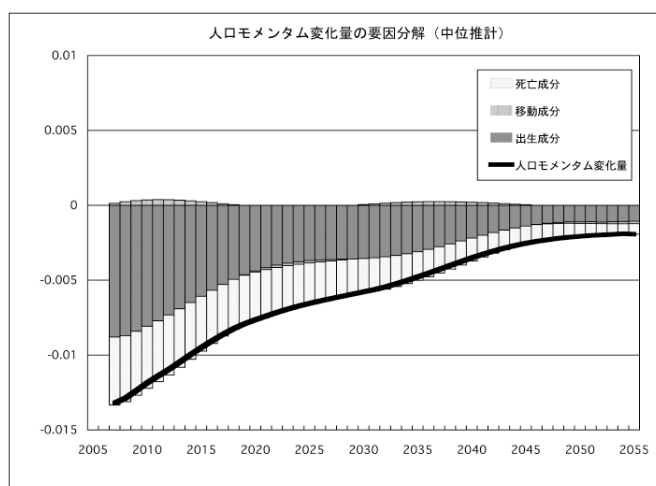
図表 12: 人口モメンタム変化量の見通し

次に、それぞれのケースで、将来の人口モメンタムがどのように推移するかを計算したものが図表 11 である。中位ケースでは、人口モメンタムは 2055 年に 0.6 を下回るレベルにまで減少していく。これに対して、高出生・

高移動ケースの人口モメンタムは中位ケースよりも高く推移するが、高移動ケースが前半では高出生ケースよりやや高く推移するのに対し、後半では高出生ケースがより高く推移する。この人口モメンタムの動向を分析するため、対前年の変化量を表す「人口モメンタム変化量」に着目する。各ケースにおける人口モメンタム変化量を表したものが図表 12 である。

人口モメンタム変化量は、[7] による variable-r method という形式人口学的分析手法を用いて要因分解を行うことが可能である。これは、人口モメンタム変化量を「年齢別成長率 (age specific growth rate)」という指標で表し、さらにこれを用いて、過去の出生増による「出生成分」、死亡率改善による「死亡成分」、それ以外の「移動成分」に要因分解する分析手法であり、わが国の人口についても [2] において人口成長率など他の人口指標を含めた分析が行われている。本手法の数学的性質等については補論にその概要を記すこととし、本論では要因分解の結果を中心に述べることにする。

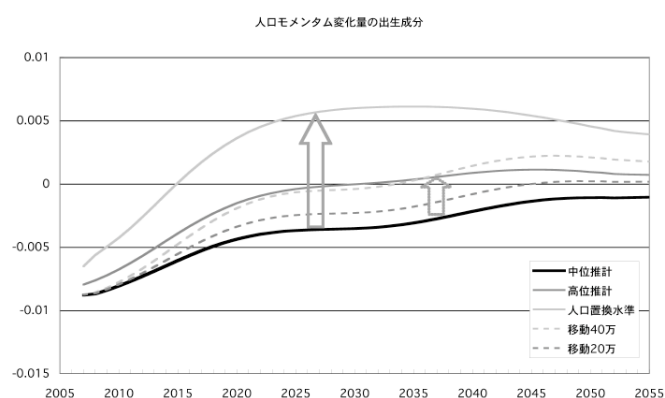
variable-r method による要因分解式に基づき、中位推計のケースでこれら 3 成分への要因分解を行ったものが図表 13 である。これにより、人口モメンタム変化量の動向を各成分の動向に分解して理解することができる。これをよれば、出生成分の絶対値が前半で大きく減少するのに対して、死亡成分の絶対値はより緩やかに推移しており、全期間を通じて移動成分の寄与は小さい。



図表 13: 人口モメンタム変化量の要因分解（中位推計）

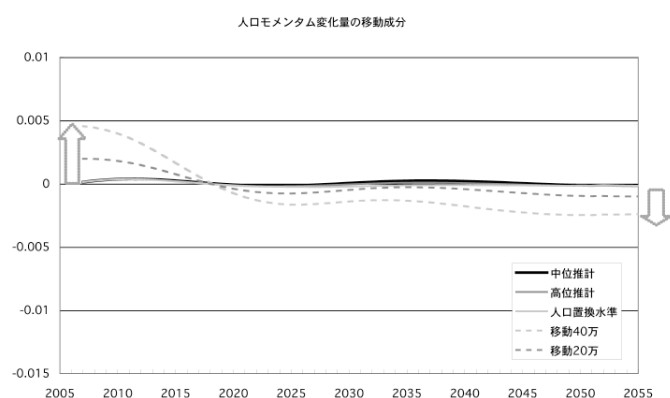
さて、次に、機械的なシナリオによる人口シミュレーションを用いて、出生及び移動に関する前提の違いが、この「出生成分」「移動成分」にどのよ

うな変化を与えるかを観察してみよう。



図表 14: 人口モメンタム変化量の出生成分

まず、各ケースにおける「出生成分」を示したものが図表 14 である。これを見ると、高出生ケースでは中位推計に比べてグラフが上にシフトし、プラスに寄与していることがわかる。さらに注目すべきなのは、高移動ケースにおいてもグラフが上方にシフトしている点である。これは、推計に用いている移入者の年齢分布が 20 歳代に集中しており、これらの者の出生行動が出生数を増大させ、出生成分にプラスに寄与することによるものである。このように、移入者を増加させる効果は、移入者自身のみでなくその出生行動にも現れるという点に注意が必要である。



図表 15: 人口モメンタム変化量の移動成分

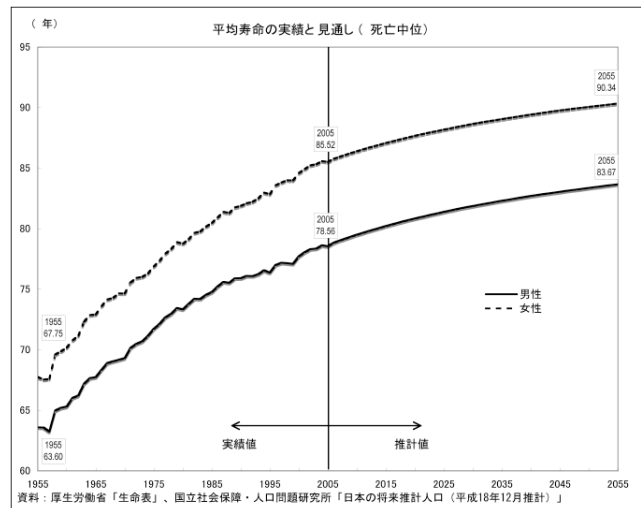
次に、図表 15 に示す「移動成分」を見てみると、高移動ケースでは当初プラスに寄与するものの、次第にマイナスの寄与をするようになる。これは、当初は若年の移入者の増加が人口モメンタム変化量を増加させる一方、移入者自身が急速に高齢化することに伴って、人口モメンタム変化量にマイナスの寄与をするようになることによっている。このような移動成分の効果により、高出生ケースに比べて高移動ケースでは、後半における人口モメンタム変化量の増加が弱くなっていたのである。

以上の分析からわかるように、高出生と高移動はともに人口を増加させる方向に働くものの、両者が人口構造に与える影響は異なるものであり、特に、高移動ケースにおける移入者の増加は、移入者の出生行動が出生増という効果をもたらすとともに、移入者自身が時間とともに高齢化するという特性に注意が必要といえる。

4 2055 年には 2.5 人に 1 人が「高齢者」となっているのか

「はじめに」で述べたように、我が国の高齢化率(65 歳以上人口割合)は今後急速な上昇が見込まれており、2055 年には 40.5%、2105 年には 40.6% (参考推計) の水準となる見通しとなっていた (図表 5)。この高齢化には出生率の低下のみならず、死亡率の低下による平均寿命の伸長も寄与してきた。わが国の平均寿命は、1955 年に男では 63.60 年、女では 67.75 年であったが、2005 年には男では 78.56 年、女では 85.52 年となった。今後も改善のテンポはやや緩やかになりつつも引き続き伸長が見込まれており、「日本の将来推計人口 (平成 18 年 12 月推計)」の死亡中位仮定では、2055 年には男では 83.67 年、女では 90.34 年に達するものと見込まれている (図表 16)。

ところで、人口統計では、通常、65 歳以上を高齢者と取り扱って高齢化率などを算出している。しかしながら、先に見たような平均寿命の伸長を考えた場合、65 歳という年齢が持つライフサイクルの中における位置づけは必ずしも同じものとはいえない面がある。このような問題に対し、生命表上の平均余命が等しくなる年齢を等価と考える方法や、労働期間・退職期間の生存年数の関係を考慮して等価となる年齢を考える方法など、ライフサイクルにおいて等価となる年齢を位置づける「等価退職年齢」などの概念が研究されてきている [1]。例えば、2005 年・65 歳を基準として、平均余命による等価退職年齢と、65 歳前後の生命表上の生存年数比率による等価退職年齢の推移を見ると図表 17 の通りとなる。



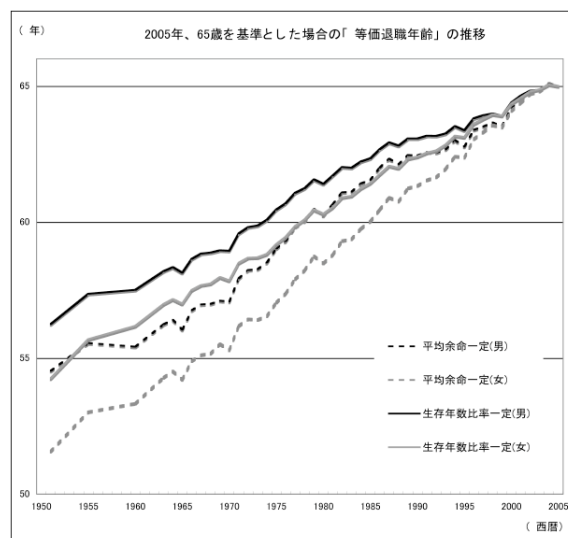
図表 16: 平均寿命の実績と見通し

図表 17 での生命表の生存年数の比率を用いる「等価退職年齢」は、基準年などを固定して比較する相対的な指標であるが、基準年などを固定せず、各年次ごとに生命表上の生存年数の一定割合が経過する年齢を絶対的な指標と考えて、年次間で比較する方法も考えられる。平均寿命 $\overset{\circ}{e}_0$ は、生命表上において出生する l_0 人の者の総生存年数（定常人口） T_0 の一人当たり平均値として、すなわち、 $\overset{\circ}{e}_0 = T_0/l_0$ として計算される。そこで、ここでは、この総生存年数を十等分する年齢 x 、すなわち、

$$\frac{T_x}{T_0} = 1 - \frac{n}{10} \quad (n = 1, \dots, 9) \quad (4.1)$$

を満たす x を「生存年数十分位年齢」と呼んで、異時点間の年齢比較のための指標として用いて分析を行うこととしよう。この指標は、平均寿命がその年の死亡状況下で期待される様々な生存年数の平均的な長さとして考えられることから、この平均寿命に対応した様々な生存年数総計を十等分する年齢であり、ある意味で「人生の何合目」に当たるかを示している年齢ともいうこともできる。

生存年数十分位年齢を、実績及び将来人口推計における生命表（死亡中位仮定）を用いて計算したものが図表 18、図表 19 である。これをみると、男性では、およそ 50 年前である 1950-52 年には、第 9 十分位、すなわち 9 合目にあたる年齢が 65.5 歳とほぼ 65 歳程度であった。ところが、2005 年ではこれが 74.7 歳まで上昇している一方、第 8 十分位が代わって 64.8 歳と

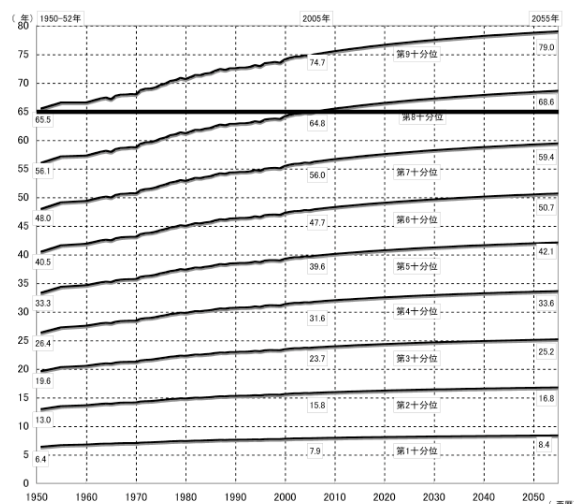


図表 17: 2005 年・65 歳を基準とした場合の等価退職年齢の推移

おおよそ 65 歳の水準に到達している。そしてさらに、2055 年においては、65 歳という年齢は 7 合目と 8 合目の間という位置づけに変化していることがわかる。

女性では近年、高齢死亡率の改善が著しいことから、このような位置づけの変化もより大きいものとなっている。1950-52 年には、第 9 十分位は 68.5 歳でやや 65 歳を上回る程度であったが、2005 年では既に 80.0 歳まで到達している。さらに第 8 十分位についても、1980 年前後に 65 歳を超え、現在では 69.9 歳に到達している。そして、2055 年には第 7 十分位が 63.9 歳にまで到達すると見込まれることから、女性について 65 歳という年齢は、2055 年にはまだ人生のほぼ 7 合目という位置づけに変わってしまうものと見込まれるのである。このように、同じ 65 歳といっても、過去・現在・将来における各時点において、ライフサイクルの中での位置づけが大きく変化していることがこの指標を通じて理解されよう。

さらにこの指標を用い、ある「生存年数十分位年齢」以上の者を「高齢者」と考えて高齢者割合を捉え直すと異なった見方が可能となる。これを実績及び将来推計人口（出生中位・死亡中位仮定）を用いて計算してみたものが図表 20 である。これを見ると、通常用いられる 65 歳以上人口割合は、1950-52 年には 9 合目以上の者の人口割合程度の水準に近かった。しかしながら、その割合は急速に上昇し、現在は 8 合目以上の者の人口割合をも上

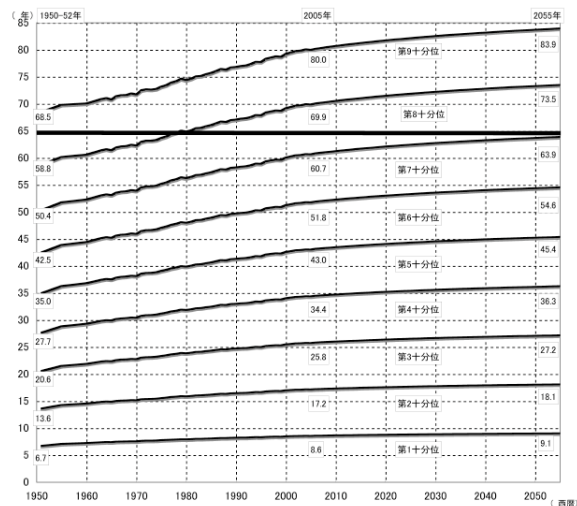


図表 18: 生存年数十分位年齢の推移と見通し（男性）

回ってしまっている。そして、さらに 2055 年時点では、7 合目以上人口割合と 8 合目以上人口割合の中間程度の水準まで上昇をしていくことが見込まれる。

今後急速に高齢化が進行し、2055 年には約 2.5 人に 1 人が高齢者という時代になることになるということがよくいわれる。しかしながら、これはあくまで 65 歳という年齢を固定して高齢化率を捉えたものであり、65 歳という年齢のライフサイクルにおける位置づけの変化は反映されていない。生存年数第 7,8 十分位年齢以上人口割合と比較すれば、このことは、2055 年に人生の 7~8 合目を過ぎた人が約 2.5 人に 1 人になるということと理解される。一方で、2055 年に 8 合目を過ぎた人の割合は 32%、9 合目を過ぎた人の割合は 16%に留まっている。労働可能期間の増加などライフサイクルの変化を反映して高齢となる年齢を捉え直せば、高齢化のスピードも異なる見方ができるのである。

平均寿命の伸長は、特定年齢のライフサイクルにおける位置づけを変化させる。そして、高齢化というマクロ的な事象は、このようなライフサイクルの変化というミクロ的なダイナミクスを併せてみることにより、また違った角度から捉えることが可能となるのである。

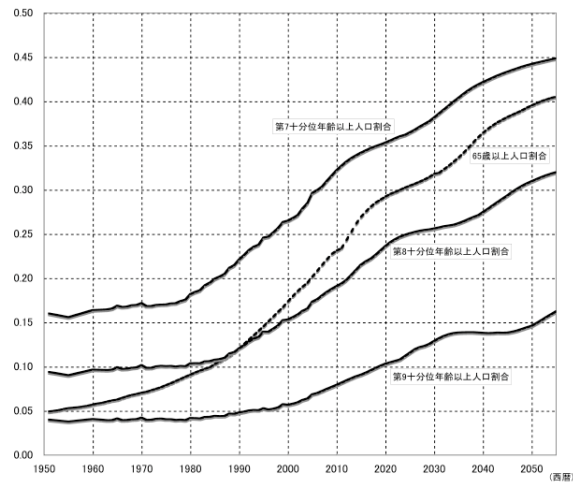


図表 19: 生存年数十分位年齢の推移と見通し（女性）

5 おわりに

以上、3つの視点を中心に、形式人口学的分析を通じて人口減時代を展望してきた。本稿での議論をまとめると以下のようなものである。

1. わが国は現在減少モメンタムを持つ人口であり、「少子化」が解消しても人口減少は不可避である。したがって、人口減少への対応として、「人口減少自体に対策を打つ視点」、「一定の人口減少や高齢化自体を所与のものとしてこれに対応する社会システムの在り方を考える視点」の両者を同時並行的に考えていくことが必要である。
2. 高出生と高移動はともに人口を増加させる方向に働くものの、両者が人口構造に与える影響は異なる。特に、高移動ケースにおける移入者の増加は、移入者の出生行動が出生増という効果をもたらすとともに、移入者自身が時間とともに高齢化するという特性に注意が必要といえる。
3. 平均寿命の伸長により特定年齢のライフサイクルにおける位置づけも変化する。高齢化というマクロ的な事象も、ライフサイクルの変化というミクロ的なダイナミクスを併せてみることにより、また違った角度から捉えることが可能である。



図表 20: 高齢者割合の推移と見通し（出生中位・死亡中位推計）

人口動向は経済・社会における様々な議論の基礎となるものである。かつて経験したことがない人口減時代を的確に捉え、実りある議論を行うためには、人口統計の充実や精度向上とともに、本稿で述べたような形式人口学的分析に立脚した議論が行われることが、これまでも増して望まれているといえよう。

参考文献

- [1] 花田恭，府川哲夫 (1990) 「死亡率の低下によるライフ・サイクルの変化-生命表から得られる各種の指標-」，『ライフ・スパン』，第 10 巻。
- [2] 石井太，高橋重郷 (2002) 「人口のコーホート変動要因と人口構造指標の動的变化－総人口・平均年齢・人口モメンタムの動的变化に与える影響の比較」，『人口問題研究』，第 58 巻，第 4 号，pp.1-21.
- [3] 石井太 (2006) 「多地域人口モデルにおける人口モメンタムの分析」，『人口学研究』，第 38 巻，pp.1-20.
- [4] Keyfitz, N. (1971) “On the Momentum of Population Growth”, *Demography*, Vol. 8, pp. 71-80.

- [5] 国立社会保障・人口問題研究所 (2007a) 『人口の動向 日本と世界 -人口統計資料集- 2007 年』, (財) 厚生統計協会.
- [6] 国立社会保障・人口問題研究所 (2007b) 『日本の将来推計人口 -平成 18 年 12 月推計-』.
- [7] Preston, S. H. and A. J. Coale (1982) “Age Structure, Growth, Attrition and Accession”, *Population Index*, Vol. 48, No. 2, pp. 217–259.
- [8] Preston, S. H., P. Heuveline, and M. Guillot (2001) *Demography*: Blackwell Publishers Inc.

6 補論

ここでは、生命表・人口モメンタムの数学的性質などに関する補論を記述する。より詳細な議論については [8] などの形式人口学のテキストを参照されたい。

生命表

同時に出生した集団（出生コーホートと呼ぶ）が死亡のみによって減少していくとし、その集団を追跡して経過年数ごとの残存人口を表すことができれば、この集団の生存延べ年数を求めることができ、平均寿命を求めることができる。このような観点から、「各年齢の残存人口あるいは各年齢における死亡率を年齢の関数として表す」のが生命表の考え方である。しかしながら、この方法に忠実に生命表を作成するためには、特定の出生コーホートが全て残存しなくなるまで観察を続ける必要がある（このように作成された生命表はコーホート生命表または世代生命表と呼ばれる）。そこで、通常は、ある期間における各年齢の死亡状況が一定であると仮定し、人工的なコーホート（「仮設コーホート」と呼ぶ）を考えて生命表を作成する「期間生命表」が用いられることが多い。生命表では具体的には以下のような関数を用いて死亡状況を表現する。

生存数 l_x （連続型では $l(x)$ とも書く）は、出生した者が x 歳に達するまで生存する確率を表す。通常生命表では、 $l_0 = 100,000$ とし x 歳で生存する人数でこれを表している。 $l_x - l_{x+n}$ 、すなわち、 x 歳における生存数

l_x のうち、 $x+n$ 歳に達しないで死亡する者の数を死亡数 ${}_n d_x$ と呼び、このとき、

$${}_n q_x = \frac{{}_n d_x}{l_x} = \frac{l_x - l_{x+n}}{l_x} \quad (6.2)$$

を死亡率という。これは、ちょうど x 歳に達した者が $x+n$ 歳に達しないで死亡する確率を表す。また、 ${}_n p_x = 1 - {}_n q_x$ を生存率と呼ぶ。

定常人口 ${}_n L_x, T_x$ は、それぞれ、生命表上での区間 $[x, x+n)$ 及び区間 $[x, \infty)$ における生存延べ年数を表す概念であり、以下の式により定義される。

$${}_n L_x = \int_x^{x+n} l(a) da \quad (6.3)$$

$$T_x = \int_x^{\infty} l(a) da \quad (6.4)$$

平均余命 ${}^{\circ}e_x$ は、 x 歳における生存数 l_x について、これらの者が x 歳以降に生存すると期待される年数であり、以下のように定義される。

$${}^{\circ}e_x = \frac{T_x}{l_x} \quad (6.5)$$

特に 0 歳の平均余命 ${}^{\circ}e_0$ を平均寿命と呼ぶ。

ある年齢区間における年齢別死亡率について、年齢区間の幅を 0 に近づけたときの極限値を死力と呼ぶ。これは以下のように定義される。

$$\mu(x) = \lim_{n \rightarrow 0} \frac{l_x - l_{x+n}}{\int_x^{x+n} l(a) da} = -\frac{1}{l(x)} \frac{dl(x)}{dx} \quad (6.6)$$

毎年同じ出生数があり、死亡率が一定である閉鎖人口集団を長期的に観察すると、究極的にはこの人口集団の年齢構成は一定となり、総人口は増加も減少もせず静止することとなる。このような人口のことを「静止人口」と呼ぶが、このときの年齢構成は生命表における定常人口に一致する。このように、生命表は静止人口を表す一つの人口モデルと捉えることもできる。

人口モメンタムとその変動要因

以下では女子単性人口モデルを考察する。

$p(a)$ を生命表上の 0 歳から a 歳までの生残率、 $m(a)$ を a 歳の（女兒）出生率としたとき、 NRR :純再生産率 (Net Reproduction Rate) が、

$$NRR = \int_{\alpha}^{\beta} p(y)m(y)dy \quad (6.7)$$

により定義される。ただし、 $[\alpha, \beta]$:再生産年齢区間とする。これは死亡による減少を考慮して1人の女性は何人の女性を生むかを表す指標であり、死亡率が一定の閉鎖人口では純再生産率が1の時、長期的に人口は静止することとなる。

より一般に、年齢別出生率・死亡率が一定の閉鎖人口を考えた場合、十分な時間が経過した後にはこの人口の成長率は一定となり、その年齢構成も一定となる。また、このように安定した後の人口の成長率及び年齢構成は、一定の年齢別出生率と年齢別死亡率によって定まり、当初の年齢構成とは無関係となる。この命題を安定人口理論と呼び、通常、この一定の年齢構成を持って指数関数的成長を行う人口を安定人口と呼ぶ。また、安定状態における人口の成長率のことを、真性自然増加率（安定人口増加率）と呼んでいる。

安定人口モデルの時刻 t における出生数 $B(t)$ は、 $m(a), p(a)$ と初期時点で存在する女子の出生数 $G(t)$ を用いた積分方程式により、

$$B(t) = \int_0^t B(t-a)p(a)m(a)da + G(t) \quad (6.8)$$

と表されるが、これをロトカの積分方程式あるいは再生方程式と呼ぶ。 $B(t)$ は、

$$\int_{\alpha}^{\beta} e^{-ra}p(a)m(a)da \quad (6.9)$$

の解を r_i として、

$$B(t) = \sum_i Q_i e^{r_i t} \quad (6.10)$$

という形の解を持つが、 r_i はただ一つの実解 r_1 を持ち、 $t \rightarrow \infty$ のとき、 $B(t) \rightarrow Q_1 e^{r_1 t}$ となる。また、

$$Q_1 = \frac{\int_0^{\beta} G(t)dt}{\int_0^{\beta} a e^{-r_1 a} p(a) m(a) da} \quad (6.11)$$

が成立する。

次に、これを用いて人口モメンタムの数学的性質を考察する。上に述べた安定人口モデルにおいて、さらに出生の年齢パターンは同一のまま、年齢別出生率を一律に純再生産率(NRR)で除すことにより人口を静止させる変換を考える。すなわち、静止人口を導くための年齢別出生率 $m^*(a)$ を、

$$m^*(a) = m(a)/NRR \quad (6.12)$$

により定義し、初期時点以降この出生率を一定と仮定する。このとき、真性自然増加率は0となり $B(t) \rightarrow Q_1$ となる。初期人口を $N(a)$ としたとき、

$$G(t) = \int_0^\beta N(a) \frac{p(a+t)}{p(a)} m^*(a+t) da \quad (6.13)$$

であるから、

$$\begin{aligned} \int_0^\beta G(t) dt &= \int_0^\beta \int_0^\beta N(a) \frac{p(a+t)}{p(a)} m^*(a+t) da dt \\ &= \int_0^\beta \frac{N(a)}{p(a)} \int_a^\beta p(y) m^*(y) dy da \end{aligned} \quad (6.14)$$

したがって、

$$\begin{aligned} Q_1 &= \frac{\int_0^\beta G(t) dt}{\int_0^\beta a p(a) m(a) da} \\ &= \frac{\int_0^\beta \frac{N(a)}{p(a)} \int_a^\beta p(y) m^*(y) dy da}{A^*} \\ &= \int_0^\beta \frac{N(a)}{p(a)} w(a) da \end{aligned} \quad (6.15)$$

ただし、 A^* は定常人口上の平均出産年齢で、

$$A^* = \int_0^\beta a p(a) m^*(a) da \quad (6.16)$$

であり、

$$w(a) = \frac{\int_a^\beta p(y) m^*(y) dy}{A^*} \quad (6.17)$$

とおいた。人口モメンタム M は、静止人口総数 $Q_1 \overset{\circ}{e}_0$ の初期人口総数 $\int_0^\infty N(a) da$ に対する比であることから、次のような式で表されることとなる。

$$\begin{aligned} M &= \frac{Q_1 \overset{\circ}{e}_0}{\int_0^\infty N(a) da} \\ &= \frac{\overset{\circ}{e}_0}{\int_0^\infty N(a) da} \int_0^\beta \frac{N(a)}{p(a)} w(a) da \\ &= \int_0^\beta \frac{c(a)}{c_s(a)} w(a) da \end{aligned} \quad (6.18)$$

ただし、 $c(a)$:初期人口の年齢構成、 $c_s(a)$:定常人口の年齢構成である。

次に、人口モメンタム変化量の要因分解を行う (詳細は [2] を参照)。これ以降、時間的变化を考えるため、時刻 t を添字に加える。 $N(a, t)$ を時刻 t における年齢区間 $[a, a + da]$ の人口とし、 $r(a, t)$: 年齢別成長率を、

$$r(a, t) = \frac{\partial \ln N(a, t)}{\partial t} \quad (6.19)$$

により定義する。この年齢別成長率は、以下のような3成分に分解される。

$$r(a, t) = r_B(t - a) - \int_0^a \Delta\mu(y, t)dy + \int_0^a \Delta i(y, t)dy \quad (6.20)$$

ただし、 $r_B(t - a)$ は時刻 $t - a$ における出生数増加率、 $\Delta\mu(y, t)$ は時刻 t における年齢 a のコーホートと年齢 $a + da$ のコーホートの y 歳での死亡率変化、 $\Delta i(y, t)$ は時刻 t における年齢 a のコーホートと年齢 $a + da$ のコーホートの y 歳での純移入率変化である。

一方、時刻 t の人口モメンタム

$$M(t) = \int_0^\beta \frac{c(a, t)}{c_s(a, t)} w(a, t) da \quad (6.21)$$

について、 $w(a, t)$ の時間的变化は無視ができるものとして $w(a, t) \approx w(a)$ との近似を行うと、上記積分の被積分関数 $k(a, t)$ を t で偏微分することにより、

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial t} k(a, t) &= \frac{\partial}{\partial t} \left(\frac{c(a, t)}{c_s(a, t)} \right) w(a) \\ &= \frac{\partial}{\partial t} \left(\frac{N(a, t) \int_0^\infty p(a, t) da}{p(a, t) \int_0^\infty N(a, t) da} \right) w(a) \\ &= r(a, t) k(a, t) - \frac{\partial \ln p(a, t)}{\partial t} k(a, t) \\ &\quad + \frac{\int_0^\infty \frac{\partial}{\partial t} p(a, t) da}{\int_0^\infty p(a, t) da} k(a, t) - \int_0^\infty c(a, t) r(a, t) da k(a, t) \end{aligned} \quad (6.22)$$

これを 0 から β まで積分し、上述の年齢別成長率の要因分解を代入して整理することにより、人口モメンタム変化量は以下のように分解される。

$$\begin{aligned} \frac{d}{dt} M(t) &= \int_0^\beta r_B(t - a) k(a, t) da - \left\{ \int_0^\infty c(a, t) r_B(t - a) \right\} M(t) \\ &\quad + \int_0^\beta \left\{ - \int_0^a \Delta\mu(y, t) dy - \frac{\partial}{\partial t} \ln p(a, t) \right\} k(a, t) da + \left\{ \frac{\int_0^\infty \frac{\partial}{\partial t} p(a, t) da}{\int_0^\infty p(a, t) da} \right\} M(t) \\ &\quad + \int_0^\beta \left\{ - \int_0^a \Delta i(y, t) dy \right\} k(a, t) da \end{aligned} \quad (6.23)$$

ここで、右辺第1行が「出生成分」、第2行が「死亡成分」、第3行が「移動成分」⁵となる。

⁵「移動成分」は、実際の計算では左辺の積分結果から「出生成分」「死亡成分」を控除して算出を行った。

第 3 章 人口減少時代の人口統計と 社会政策

永瀬伸子¹

(お茶の水女子大学大学院人間文化創成科学研究科教授)

ここでは日本の出生率の見通しと少子化の要因に関する研究および人口に関する統計調査を外観する。国際比較調査をいくつか取り上げ、日本の子育てを西欧および韓国と比較する。超低出産から低出産に移行するための政策ミックスの知見を得るために必要な調査や社会政策について考察する。

¹nagase.nobuko@ocha.ac.jp

1. はじめに²

多くの国々で少子化が進展している。2010 年時点で、合計特殊出生率の国際比較をすると、日本が 1.39 であるのに対して、イタリア 1.39、ドイツ 1.41、スウェーデン 1.67、フランス 1.96、米国 2.06 である。また東アジアの諸国は 1990 年代後半以降極端に下がっており、韓国 1.23、香港 1.07、台湾 1.15、シンガポール 1.11 である。

少子化の進展は経済成長によって不可避におこるとの見方があった。確かに図表 1 のとおり、1970 年までは米、英、仏、日、独など先進国の合計特殊出生率は多くが 2 を超えていた。その後先進国共通の現象として少子化が起こり、1985 年になると日本を含めこれらの国々の合計特殊出生率が 1.5 から 2 の間で推移するようになった。しかしながら 90 年代に入り、出生率が下げ止まった国と、1 に近づいている国とに分かれるに従い、そうした見方は変化している。

北欧や西欧は、合計特殊出生率が 1.7 から 1.9 程度で、英米仏は 2 前後である。一方、合計特殊出生率が 1 に近づく「超低出産国」は、欧州ではイタリア、スペインなどの南欧、および韓国、香港、台湾、日本など東アジアに集中している。なぜ東アジアや南欧では超低出産が起きているのだろうか。

出生行動の変化により、人口構造がどのくらい歪むのか（現役層に対して相対的に高齢者が増えるのか）は、高い出生率から低い出生率へと移行する変化の早さに依存する。本書第 2 章石井論文では、今後出生率の回復があったとしても人口減が続くこと、故に人口減を前提に社会制度を考えるべきとしており、これはそのとおりであり、出生率が回復したとしても若年人口に比べて高齢人口が大きい逆ピラミッド構造は変わらないから、現行の社会保障の負担と給付の在り方などをかえていく必要がある。

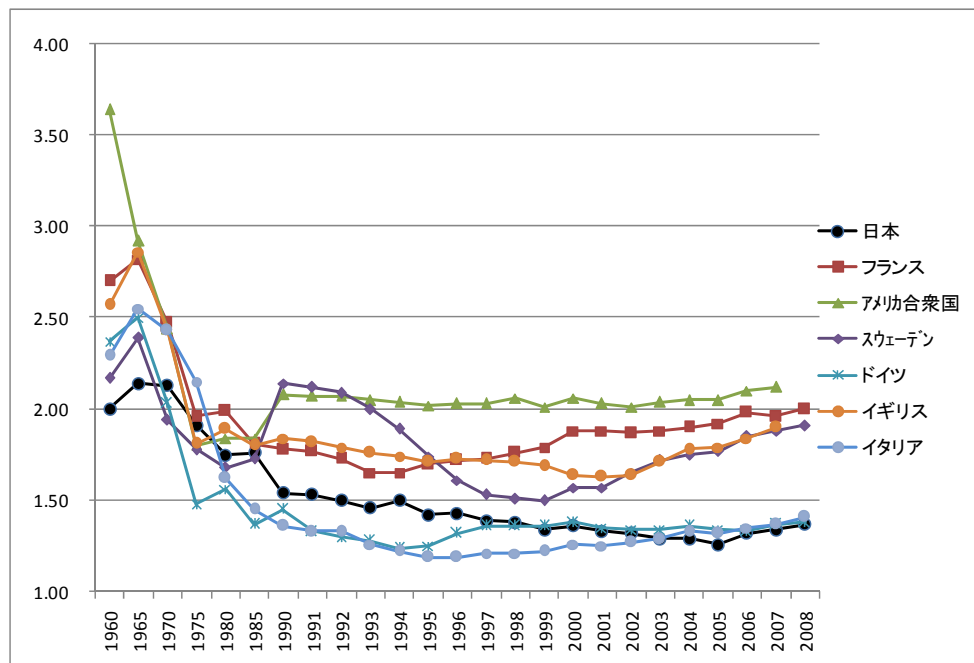
しかし出生率が 2 に近いのか、1 に近いのかにより、人口の歪み、高齢化の負担の重さにはやはり大きい差が出る。第 1 章金子論文図 3 を見るとわかりやすい。この図は高位推計、中位推計、低位推計で子どもが生まれた場合の、2055 年時点の人口ピラミッドを示している。出生率が「高位仮定（長期の合計特殊出生率 1.55）」で推移すれば「低位（長期の合計特殊

² 本稿は 2007 年に書かれた原稿について可能な範囲のデータ更新をしたものである。しかし先行研究サーベイについては当時のものをそのまま用いている。

出生率 1.06)」と比べて漏斗型にも見える人口ピラミッドの底が広がることが示されている。

生産性の向上があればたとえ少子化が進んだとしても豊かさを実現できるとする論者もいる（たとえば松谷（2004））。しかしそうした論者は2025年くらいまでしか見通していない。日本は働く高齢者が多い国だが、75歳以上になると労働力率は11%に落ちる（平成19年総務省『就業構造基本調査』）。高齢者層は現役世代からの移転を受けて生活を成り立たせている。現状では公的年金受給のうち基礎年金の社会保険料分、厚生年金も3/4は現役からの移転である。また医療費も高齢者の自己負担は1割程度であり、介護保険からの給付も年々高まっているから、高齢者への給付は高い。このような構造をかえるべきと石井論文は論述しているのだが、高齢期という脆弱な時期に次世代からの移転のない社会保障制度を構築している国は、社会保障が薄く、家庭内扶養を主としている国であり、日本は家族内扶養から社会的扶養へと国民が選択して来た国なのである。人口減少の要因を探ることはきわめて重要な政策課題であるとともに、働き方、家庭内分担や意識変化を探究する興味深い研究テーマといえる。

図表1 主要国の合計特殊出生率



(出所) 国立社会保障人口問題研究所 人口統計年鑑より

注) 1960 年から 1985 年は 5 年平均、その後は 1 年平均の表示となっており目盛り幅が違う点に留意されたい。

本稿は、次節で、日本の出生率の将来予測と少子化の要因に関する先行研究を概観する。3 節では、出生行動に関する統計調査とその知見についてサーベイする。4 節では、少子化に対して行われている現在の政策を取り上げ、5 節は国際比較調査で「日本の子育て」を西欧および韓国と比較する。そして超低出産から低出産に移行するための政策ミックスに関する知見と、これを得るために必要な統計調査について、考察することにした。

2. 人口見通しと少子化の要因に関する先行研究

2.1 欧米における少子化と経済発展に対する見方の変化

経済発展とともに少子化は不可避だろうか。先進国の少子化について、人口学の学術誌である *Demography* を見ると、1970 年代から 1990 年までは先進国で一様に少子化が進展していったことから、経済発展とともに少子化は不可避であるという見方が示されていた。Bumpuss(1990)は、少子化が不可避に進む要因として次の点を挙げる。産業構造の変化によって教育投資の重要性が増し子どもコストが上昇すること、女性の賃金が増えることによる子育ての機会費用の上昇、個人主義と自己選択の拡大、そして自己責任規範が強調されていることである。そして将来も低出産は持続すると予想した。

ところが、1990 年代以降、少子化が下げ止まったり反転したりする国と、一層少子化がすすむ国との差が出てきていることから、条件が変化したとの見方ができる。Morgan(2003)は、1960 年代から 1980 年代までは、先進国間を比較すると、女性の労働力率が高い国ほど出生率が低いという負の相関が見られたとする。しかし 1990 年代になると、関係は相関係数で 0.4 から 0.6 の正となり、女性の労働力率が高い国でむしろ出生率が高い関係となったと指摘する。Morgan は 1990 年代になると、女性が働ける環境がある国では人口置換水準に近い低出産へと出産の回復が見られ

るのに対して、そうではない国で出生の下落がさらに進んでいるとし、女性が（無業の主婦とならずに）働ける環境が作られたかどうかが少子化の下げ止まりと関係するとした。

2.2 日本の将来人口予測

人口の将来予測は、すでに得られているコホート別の出生行動の実態と変化の方向から、将来の出生行動を予測する作業である。

2002 年の「日本の人口の将来見通し」（国立社会保障人口問題研究所 2002 年 1 月）において、筆者は社会保障審議会人口部会の委員であったが、参照コホートである 1985 年生まれ女性のうち、子どもを持たない割合が中位推計で 3 割、低位推計で 4 割、高位推計で 2 割という予測に、日本の人口構造に懸念を持った。なお団塊の世代の無子比率は 1 割である。2006 年 12 月には一層の少子化の進展の推計値が出された。図表 2 は、過去 3 回の将来人口推計（中位推計）の参照コホートの出生行動予測を示したものである。わずか 10 年前の 1997 年時点の予測では、生涯未婚は 14%であり、生涯無子の女性は 4 人に 1 人と予測されていた。それが 10 年後には、生涯未婚予想が 24%へと修正され、生涯無子予想が 37%へと修正されたのである。当時の報告書には、①20 歳代の女性の結婚が低下している。他の国では 30 歳代の女性の結婚がこれを補うように上昇するが、日本ではこれがあまり見られないこと、②女性の初婚年齢が高いほど夫婦の完結出生率が低い関係が安定的に見られてきたが、若いコホートは同じ結婚年齢にあっても完結出生率が低下する傾向があること、③離別・再婚夫婦の出生力はやや低い、そうした夫婦が増える傾向があることなどを挙げている³。1997 年から 2006 年の 10 年に若い世代の結婚・出生が大きく抑制される方向に「何か」が大きく変化したことを示している。

国立社会保障人口問題研究所は、これまでの人口推計が時代とともに常に下方に下がった理由について、1992 年推計については 1986 年頃から起きた晩婚化・晩産化を（中位推計の出生率 1.8 を予想）、1997 年推計では、1991 年頃から起きた非婚化を（中位推計の出生率 1.6 を予想）、2002 年推計では 1996 年頃から起きた夫婦の出生間隔の遅れを（中位推計で

³ 国立社会保障人口問題研究所『日本の将来推計人口 平成 18～67 年』平成 19 年 3 月 13・20。

1.39 を予想)、2006 年推計では、2001 年頃からの生み戻しの停滞や離婚の増加を（中位推計で 1.26 を予想）、5 年ごとの人口予測が各時点で常に下方修正された理由として説明している（社会保障審議会人口部会第 12 回資料、2011 年 9 月）。

図表 2 将来人口推計（中位推計）における推計の参照コホートの出生行動予測の変化

推計時点	1997年1月推計	2002年1月推計	2006年12月推計
推計の参照コホート	1980年生まれ	1985年生まれ	1990年生まれ
生涯未婚率	13.8%	20.4%	23.5%
子ども数0人	23.0%	31.2%	37.4%
子ども数1人	15.9%	18.5%	18.2%
子ども数2人	42.2%	33.9%	33.1%
子ども数3人	15.5%	12.9%	9.4%
子ども数4人以上	3.4%	3.5%	1.9%
平均出生児数	1.61	1.39	1.26

出所）国立社会保障人口問題研究所 将来人口推計（中位）各年

しかし 2011 年末に新たな人口推計が行われているが、今回、はじめて合計特殊出生率が 2005 年の 1.26 をボトムに反転、2010 年の 1.39 に戻ったところである。この理由について、国立社会保障人口問題研究所は、①生み遅れの戻し、②晩産化の進展が収まってきていること、③一時的要因などを上げ、直近で 30 歳代前半の出生率が予想よりもやや上向いている点を指摘している（社会保障審議会人口部会第 13 回資料、2011 年 10 月）。なおここでは人口予測に与える出生行動の変化についてたどってきたが、長寿化という変化の影響もきわめて大きい。日本においては特に女性の老化過程の遅延が起きている（社会保障審議会人口部会第 12 回議事録）と指摘されている。

2. 3 結婚に関する独身者層の意識

現実の若い世代の結婚・出生行動の変化から将来を予測すると、生涯未婚や無子が増えるという予想となる。しかしながら独身者の意識調査を見ると、実はそういった変化はあまり見られない。最新の 2010 年に実施された国立社会保障人口問題研究所『第 14 回出生動向基本調査』独身者調査をみても「一生結婚するつもりはない」、としたのは、男性 9.4%（2005

年は 7.1%)、女性 6.8% (2005 年は 5.6%) であり微増に過ぎない。また結婚するつもりがある独身者のうち、希望子ども数が 0 である者は 2005 年調査で男性 4%、女性 5%に過ぎない⁴。つまり「結婚し子どもを持つ人生」を漠然と思い描く男女のうちの 3、4 割が、生涯無子、生涯未婚になっていく予想が出されているということなのである。選択としての無子が増えるのではなく、「漠然と期待を実現できないままに子どもを持たない男女が拡大する」というメッセージである点に留意すべきである。

97 年からの 10 年ですすんだ晩婚や生み遅れは、必ずしも計画していない非婚や非出産になるとの認識が独身者に高まったのだろうか、いずれ結婚するつもりのある者のうち「ある程度の年齢までに結婚する」が 2002 年調査では男性 48.1%、女性 43.6%ともしっかり低い水準にあったが、その後反転し、2010 年調査では 56.9%、57.4%と 10%ポイント程度（女性はこれ以上）も上昇している。

また結婚に利点があると考える独身女性は、2002 年まで 70%程度であったが、2010 年調査では 75%にまで上がっている。ただし独身男性については、結婚の利点があるは、2010 年で 62%と横ばい、ないし長期で見るとやや下落傾向である。

また『出生動向基本調査』では、独身女性自身に「理想とする人生タイプ」と「実際になりそうな人生タイプ」を聞き、独身男性に対しては、パートナーの女性にどのようなタイプの人生を送ってほしいか「パートナーに望む人生タイプ」を聞いている。この中で、時代とともに大きく変化した選択を図示したものが図表 3 である。なお図示した選択肢以外に大きい割合を占めるのが「再就職コース」である。DINKS や非婚就業はそれぞれ 5%にも満たないのでこれは示さなかった。「再就職コース」は 35%から 4 割弱という多数の女性が、「理想」とし、あるいは「なりそうな未来」と考え、さらに 4 割から 4 割強の男性が妻に期待している。

大きく変わった「専業主婦コース」と「両立コース」を中心に見ていこう。

女性の理想は、1987 年には「専業主婦コース」が 33.6%ともしっかり高い割合であったが、2010 年には 2 割に減少、逆に 2 割弱だった「両立コース」を理想とする者が 30.6%に増えた。

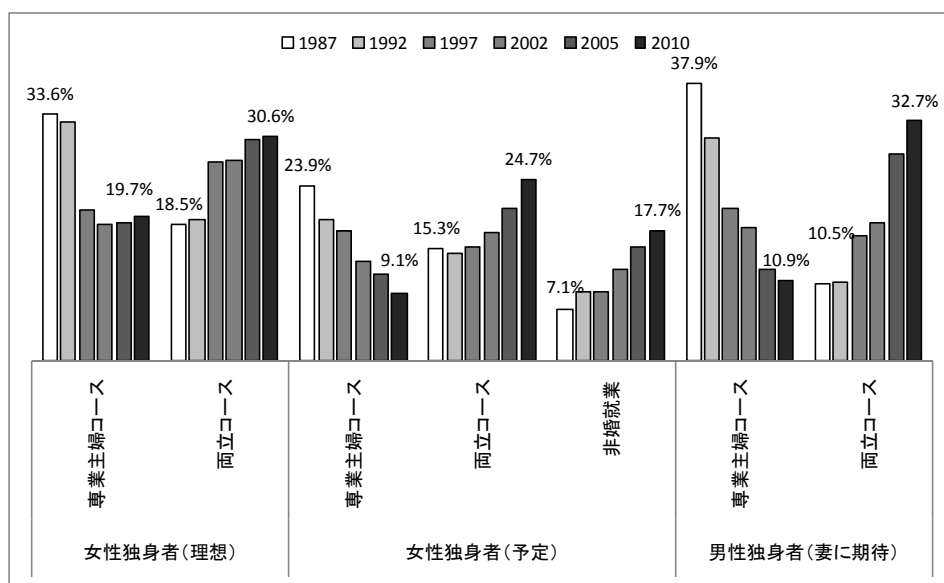
一方、2010 年の独身女性がなりそうだと思う未来は、再就職コースは 36.1%であり理想と述べた者とほぼ同程度の割合だが、専業主婦コースは

⁴ 2010 年調査については詳細が未発表である。

わずか 9.1%、両立コースも 24.7%と、両者ともに理想を下回り、実現しにくいと考えている者が多いことがわかる。この中でもっとも意図に反してなりやすいとみられるのが非婚で就業継続をするという生き方である。「非婚就業が理想」と回答した独身女性は 5%もいないが、18%がなりそうな未来として「非婚就業を予定」と回答している。

2010 年調査では独身男性が女性に求めるものの意識変化が顕著になった。女性に求める生き方として「専業主婦」はまさに急落、1987 年には 4 割弱がそうした妻を期待したが、2010 年には 1 割に下がった。妻への期待として、「両立」が 1 割から 3 割強にまで急上昇した。なお再就職も 2010 年時点でも依然 4 割程度である。子育て後に、あるいはライフコースを通じて、男性が女性に家計の収入分担を求めるようになったと見ることができる。

図表 3 独身女性の理想のライフコース、予定のライフコース、独身男性が妻に望むライフコース



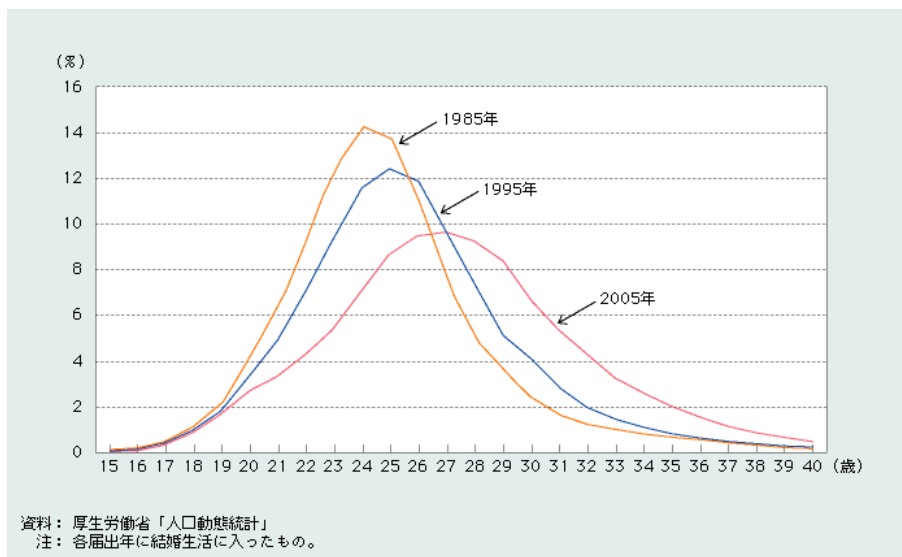
注) 専業主婦、両立を中心に図示。このほかに再就職、DINKS など。
出所) 国立社会保障人口問題研究所 (2011) 『第 14 回出生動向基本調査』

男性の意識変化の背景には、男性の賃金下落があるとみられる。厚生

労働省『賃金構造基本統計調査』を消費者物価で実質化すると、30・34歳の男性賃金は、1995年をピークにずるずると下落を続けている。

現在の出生の低下の一因は20歳代の出産が減少したのに対して、30歳代の出産が諸外国ほど増えていないことにもよる。図表4は女性の結婚年齢の変化を示したものである。1985年では女性の結婚年齢は23・25歳に集中し、その後急速に落ちる形だった。1995年においても女性の結婚年齢は23・27歳に集中し、「適齢期」概念があったこと。ところが2005年になると、結婚年齢のピークが後ろにずれただけでなく、幅広となり、適齢期という概念がなくなっていることが見いだされる。もっとも30歳代の出産の盛り上がりは、出生率が回復している他の欧州諸国等と比べると比較的弱いものである。一定年齢以上での結婚あるいは出産が諸外国に比べて進まないという特徴が2005年までは見られてきた。

図表4 女性の結婚年齢の変化



(出所) 内閣府『少子化社会白書』(2007)

2. 4 日本の少子化の要因の解明に関する研究

なぜ、結婚希望はあるのに、非婚化、無子化が起こっているのだろうか。

結婚にいたる交際行動についての分析で、岩澤(1999)は交際期間の長期化が晩婚化を招いていると分析している。「できちゃった婚」が最近

の出生の 4 人に 1 人と拡大しているが、子どもを持つことを考えるまでは結婚に移行しない男女が増えているのかもしれない。2010 年調査ではさらに交際期間が長期化したことがわかっている。

見合いにかわり拡大した職縁結婚が大幅に低下したことが「出会い」のきっかけを減らしたとの指摘もある（岩澤・三田(2005)）。

興味深いのは、男女交際は活発化しているというイメージに反して（現実にも高校生の性交経験の上昇など低年齢層を中心に一定の活発化は見られるが）、独身者というカテゴリーで見ると、交際行動相手がいない者が、これまでにない大きい人口の塊をなしていることである（永瀬・守泉(2005)）。かつては年齢が上昇するほど既婚者が増えていったので、異性の交際相手がいない独身男女が独身者の一定の割合いるとしても、人口に占める比率はさほど大きいものではなかった。ところが独身者人口が大きく膨らむ今日、交際相手も異性の友人もない独身者は大きい人口として存在する。結婚するつもりがあるとしながら、異性の交際相手も異性の友人もないと回答する独身者は、独身者の平均で約 5 割である。そうした者は 24 歳でボトムとなり、その後は年齢が上がるほど上昇し、34 歳では独身者の 7 割に達している。紹介文化にかわる交際文化が育っていないから、あるいは労働時間が長すぎるから、などの理由が考えられる。

結婚低下の原因として多くの分析が挙げるのは、仕事と家庭の両立困難や、若い世代の長時間労働である。内閣府『少子化白書』（2006、2007）には、そうした実態を示す様々な調査データがまとめられている。また非正規雇用の若い世代への非対称な拡大とこれによる経済の脆弱化が結婚遅延を起こしているという指摘もある（永瀬(2002b)、酒井・樋口(2005)）。永瀬・守泉(2005)の前述の研究でも、交際行動自体が、正社員でもっとも高く、非正社員や無業者では低いという関係が（学歴や年齢等を考慮した後も統計的に有意に）見出されており、これは男性に限らず女性でもそうした関係性が見られ、仕事や収入の脆弱化は男性のみならず女性にとってもパートナー形成の抑制要因として働くことが示されている。

3. 出生に関する日本の政府統計

逆に家族形成の促進要因は何なのだろうか。

出生動向に関する主要な政府統計を紹介し、知見について述べる。

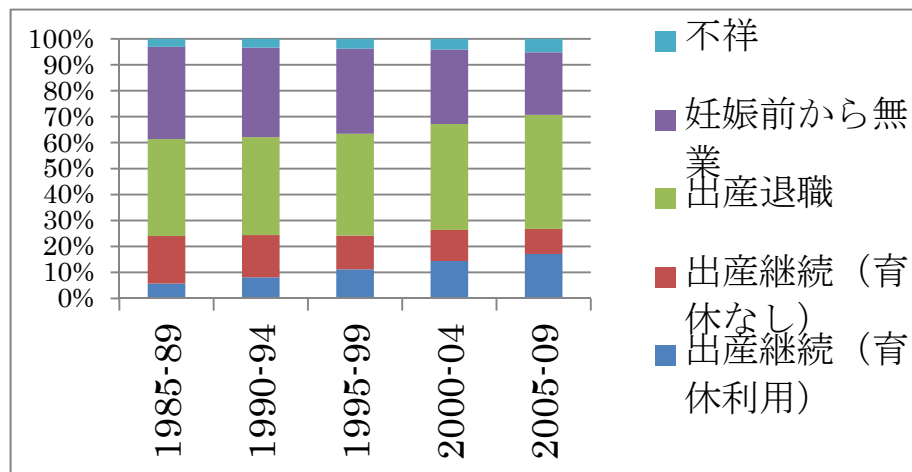
3. 1 『出生動向基本調査』

国立社会保障人口問題研究所による『出生動向基本調査』は、すでに2節で多用したが、第1回が1940年戦前に、第2回が1952年に行われ、その後5年ごとに独身男女、および有配偶女性を調査した全国データである。この調査を基礎的な資料として将来人口推計が行われている。結婚の意志、交際行動、規範感、就業状況、結婚相手に求めるものなどを、また有配偶者については、加えて出会いのきっかけ、夫婦の就業状況、出産間隔などが調査される。避妊や不妊、交際行動、性交経験など、一般に回収が難しいとされる設問も含まれるが、第14回についても、回収率は91.2%、有効回答率が86.7%と国民生活基礎調査の回収標本からの回収ではあるが高い回収率を示している。ただし有配偶男性本人を調査対象としていない。男性の行動変化は夫婦の出生行動の変化の一因となっていると考えられ、この点は調査拡充のポイントとして今後の課題であろう。

この統計の分析から、1960年代生まれが20歳代の終わりに達した頃から夫婦の出生力が低下しはじめたこと、若い30歳代夫婦は、前の世代に比べて子ども数が低下していることが社会保障人口問題研究所の研究員の研究によって指摘されている。

また第1子出産後の女性の就業継続が(前述のように両立が理想である層は男女ともに増えているのに)これまでの調査から過去ずっと増えていないことをこの調査は示してきた。これは出生と女性の就業について、日本特有の時系列的な顕著な特徴である。図表5は、2010年調査の結果である。2003年の次世代育成法以後、さらなる育児介護休業法の拡充、あるいはワーク・ライフ・バランス憲章の締結など、使われている予算の規模は小さくものの、少子化対策というしてさまざまなメニューが出されたので、あるいは2005年以降生まれでは継続が多少は増えることを期待したが、そのような結果はもたらされなかった。図表5から第1子出産後の母親の就業継続状況をみると、第1子が1990-94年産まれ母親で24.4%である。1995年以降に生まれた子どもは、育児休業制度が中小企業でも義務付けられたから、育児休業制度のカバレッジは広がったはずである。しかし1995-1999年生まれでも24.2%である。その後、育児休業制度のさらなる拡充がなされたが2005-2010年生まれでさえも26.8%とほぼ横ばいなのである。なお就業継続者の中での育児休業の利用は増えている。

図表 5 第 1 子 1 歳時の母親の就業状況



出所) 第 14 回出生動向基本調査 2010 年

一方で、親の育児援助がある世帯では、その後の出生が多い傾向があることがこの調査の単純集計から示されている。とりわけ正規雇用継続女性、結婚後 5-9 年では、希望と実際との乖離が顕著であることから、子どもをケアする手の不足と労働時間の長さが一つの少子化要因と示唆される。なお理想の子ども構成としては 2 女兒構成が高く、日本において男子を育てることの意味と女子を育てることの意味の差(女の子ならば共有できる親子の時間、逆に男性にかけられる仕事や学業達成への期待など)について考えさせられる。

不妊についての設問が作られたのが、第 13 回調査からであるが、第 13 回と第 14 回を比較すると、不妊を心配した経験ありが上昇している。図表 6 のとおり、子どもがいない 30 歳代の妻は、2005 年から 2010 年にかけて 13.4%から 16.1%へと上がっており、そのうち不妊を心配した経験ありが 46.1%から 52.5%へと上昇している。

図表 7 は死流産経験である。1997 年調査では結婚後 0-4 年の間に死流産を経験した者は 7.8%であったが 2010 年調査となると、10.2%に上昇している。図表 4 のとおり、20 歳代末から 30 歳代前半の結婚が増え、出産年齢が 20 歳代から 30 歳代へとシフトした。このため結婚後まもなくの妊娠であっても、全般に受胎年齢が上昇しており、そのことが死流産の上昇の一因となっている可能性がある。しかし正社員の仕事負担が上昇したり、非正規社員の労働時間が不規則になったりと、労働環境の変化の間

題もあるのかもしれない。

同じく結婚年齢の上昇が不妊の増加の一因となっている可能性もあるが、逆に不妊傾向が上がったために子どもがいない夫婦の年齢が上昇した可能性もある。どの因果関係が強いのか、また職場環境や労働時間と関係があるのか、実証手法を駆使し、このデータの因果関係は是非に解明すべき重要な課題だろう。

図表 6 不妊と少子化

	子どもがいない割合		うち不妊を心配した経験あり	
	第14回調査 (2010年)	第13回調査 (2005年)	第14回調査 (2010年)	第13回調査 (2005年)
20-29歳	29.8%	30.4%	44.3%	33.0%
30-39歳	16.1%	13.4%	52.5%	46.1%
40-49歳	8.1%	7.0%	57.8%	56.0%

出所) 国立社会保障人口問題研究所『出生動向基本調査』第13回、第14回

図表 7 死流産と少子化

結婚持続期間	第11回調査 (1997年)	第12回調査 (2002年)	第13回調査 (2005年)	第14回調査 (2010年)
0-4年	7.8%	8.2%	9.7%	10.2%
5-9年	16.6%	16.3%	16.8%	16.8%
10-14年	17.3%	18.0%	19.7%	19.1%
全体	15.9%	15.0%	16.7%	16.1%

出所) 国立社会保障人口問題研究所『出生動向基本調査』第11回から第14回

3. 2 『21世紀出生児縦断調査』

追跡調査も注目される調査である。子どもについては、2001年1月および7月に出生した子ども全数に対して調査を行った厚生労働省の『21世紀出生児縦断調査』である。この調査は、すでに『出生動向基本調査』が一部明らかにしていたことだが、女性の出産後の就業継続がきわめて少ないということを、正確な毎年調査として明確にし、注目された。また子どもの育ちと、そのときにどう行動していたかは、時とともに急速に薄れてしまい、回顧式の質問ではうまくいかない。この調査は、1年ごとに実

態を問う点で貴重である。

この調査は初年度の回収率が 87.7%という高さであり、サンプル数が 47010 と追跡調査としては驚く規模で実施されている。たとえば追跡の結果、夫が家事を手伝うカップルにより早く翌年第 2 子が持たれる傾向があるなどという注目される結果が報告され新聞報道になっている。ただし質問紙の調査項目が少ないことは残念な点である。1 週間の子どもの過ごし方、父親の帰宅時間、母親の帰宅時間、近隣との交流経験、通っている保育園のクラス人数、保育士の人数、託児時間、夫婦関係、親戚との関係、親の養育態度、夫婦それぞれの収入、住宅環境など、子どもの発達と家族やこれを支える地域や保育環境のあり方についての質問項目が加えられ、データを研究分析に利用することができるになれば、有益な研究が可能となるだろう。たとえば、父親と母親の時間の代替性、補完性について。両親がかかわることで、母親のみがかかわるよりもより子どもの発達がうながされないか。また共働き家庭が増えることが予想される中で、子どもの発達を促す、あるいは子どもの問題行動を起こしにくい幼稚園や保育園の在り方についての研究も可能となる。たとえば望ましい保育園や幼稚園の託児時間の長さについて、月齢の差の影響を考慮した望ましい 1 クラス人数や保育士対子ども比率について。ベビーシッター等、親族以外の養育の子どもの発達への影響の実証的な分析。子ども年齢が上がるまで追跡が続けば、中学生期の不登校等を含めた問題行動、あるいはサポート体制のあり方のヒントを実証的に明らかにできる。

これまでは統計法の制約により、研究目的であっても個票利用がきわめて難しく、公表された集計統計の利用しか可能ではなかった。平成 19 年 5 月に新統計法が国会を通ったことにより、今後研究目的での個票利用は容易になる方向にあり期待される。従来、日本のデータ利用は難しく、日本については、研究者が小規模に集めたやや偏りのあるデータでの分析になったり、海外データの分析となったりすることが多かった。日本の子どもの育ちに何が重要か、偏りのない統計調査の実施とともに、政府統計の個票レベルでの利用体制の整備が望まれる。

ただしその後の実績を見ると利用はそれほど活発化してはいない。学生や院生などが利用しやすいデータの提供といった提供の工夫も必要となるだろう。

3. 3 『21 世紀成年者縦断調査』

厚生労働省が、2002 年 10 月に 20－34 歳の男女と配偶者に対する追跡

調査も開始、『21 世紀成年者縦断調査』、初年度の男性票、女性票の合計が約 27000 サンプルである。

21 世紀成年縦断調査（2002、2003、2004）からは、家庭観が若い世代で大きく変化しつつあることが具体的にとらえられている。たとえば夫婦同等役割を支持する者が大きく拡大したことが示されている。図表 8 のとおり、第 1 回調査時に独身であり、その後の 2 年間に結婚し、結婚前に仕事を持っていた女性について、「世帯の収入に関する責任を、夫婦いずれも同様の責任」と回答した女性は 39%、「家事について、夫婦いずれも同様の責任」と回答した女性は 53%である。これは収入責任は夫、家事責任は妻とする者が多かったこれまでの世代とかなり色彩が異なることを示すものとなっており、興味深い結果を示している。

図表 8 夫と妻の稼得責任と家事責任に対する考え方

世帯の収入に関する責任	
夫婦いずれも同様の責任	39%
主に夫	54%
世帯の家事に関する責任	
夫婦いずれも同様の責任	53%
主に妻	42%

『21 世紀成年者縦断調査』2004 年

とはいえ第 1 子出産後は、有職者の離職は約半数の 46%をしめる。また出産前から無職である者が全体の 43%であり、他の先進国に比べると、出産前無職の割合が高い。

20－34 歳層の仕事を持つ妻（構成比 51%）の方に出産遅延が多いかといえ、結婚した者に限れば、妻が仕事を持つカップルで出産が遅延されているということではなく、仕事がない妻（構成比 48%）よりも 2 年間の第 1 子出生はやや高い。出産前に仕事ありで 57%、仕事なしで 43%が調査後の 2 年に子どもを持っていることが示されている。

出産前有職の女性（全体の 51%、うち正社員は 3 人に 1 人）を見ると、育児休業制度なしに比べて（出産した者の割合は 5%、無子者割合が 21%）、制度あり（同 14%、無子者割合が 19%）、制度ありでかつ利用しやすい雰囲気あり（同 18%、無子者割合が 15%）と、仕事を継続する意志が妻にある場合には、育児休業制度がある方が、子どもを持ち、また就業継続をする率が高い。

この調査も親の支援ありで第 2 子のお産がやや高いことを示している。

親の支援ありで 25%、なしで 22% が調査開始後 2 年間に第 2 子を持っている。

その後、データが蓄積され、2011 年で第 8 回調査まですすんでいる。たとえば第 8 回調査では、夫の休日の家事・育児時間が長い方が翌年の出生が高いことが示されている。ただし妻の年齢をコントロールしていないので、若い父親の方が家事育児協力的であればそうした年齢の効果が入っている可能性もある。結婚や出産については、年齢にきわめて大きい影響を受けるため、年齢のコントロールは不可欠といえる。

また縦断調査の性格上、1 年経過するごとに、その後に起こる結婚や出産は、より遅く結婚することを選択した者、出産することを選択した者となっていく。調査結果は、たとえば、「調査開始以後に第 1 子を出産した者」として公表されている。しかし調査対象は初年度 20-34 歳層であるから、30 歳代についてみれば調査開始前に第 1 子を出産した者が集計対象から除かれ、遅い出産をしたという特性を持つ者のみの集計となる。また調査 3 年目の公表データを用いれば、それでも比較的若い時期に結婚・出産した者についての結果となり、調査 8 年目となれば、20-34 歳層が 28-42 歳に上昇しているため、より年齢が上昇して結婚・出産した者についての集計結果となる。このような縦断調査の難しさがあるため、単純に公表データを比較し、何らかを述べることにについてはかなりの注意が必要となる。

要するにこのデータの公表されたクロス集計表は興味深い内容が羅列されているが、個票を用いた多変量解析をしてみないと、そうした効果が別の見せかけなのか、本当の関係なのか、また相関があるとしてもどちらが原因なのか等はわからない。たとえば比較対象の地域属性や、年齢、職業等の影響をも勘案した上で、ある行動があったかなかったかが有意な影響を与えたかを見るべきことができるようになる。この調査についても個票レベルで研究利用ができるようになれば、結婚行動の変化、そして少子化の要因解明に大きく寄与する研究が可能となるだろう。

3. 4 その他の政府統計

このほか厚生労働省『人口動態統計』は市町村からの届け出に基づき、出生、婚姻、離婚等人口にかかわる全国の状態を集計したものである。また『人口動態社会経済面調査』などたとえば平成 9 年には『離婚家庭の子ども』（保健所を通じて一定期間に離婚した家庭の状況をたずねた貴重

な調査) 適宜興味ある調査がなされている。国立社会保障人口問題研究所『全国人口移動調査』は、地域レベルでは、人口移動が人口の動きに重要な役割をはたしていることから、若年や壮年の移動、子世帯や老親世帯との同居を目的とした移動など、人口移動の調査を 1976 年からほぼ 5 年ごとに行い、2001 年に 5 回目の調査が行われている。40 歳代および 60 歳代に出身県への U ターンが高まることや、定年や親の引き取り等を目的とした移動など多様な実態をとらえている国立社会保障人口問題研究所『全国世帯動向調査』が 5 年ごとに行われ最新は 2004 年第 5 回が実施され、世帯からの離家や世帯形成などについて調べられ世帯の将来推計の基礎資料として用いられている。同研究所『全国家庭動向調査』は 5 年ごとに行われ、最新は第 3 回が 2003 年に実施され、調査対象は有配偶女性、家庭の子育ての状況や家族関係、家事分担等が調査されている。

4. 出生率に与える政策の影響

このように、今日の傾向を先に延ばしただけでは、少子化が著しく進展することが予見されている。

この中で「少子化対策」という言葉が使われるようになった。戦争中の「産めよ増やせよ」政策の亡霊だろうが、当初は出生率の水準の高低に言及することにさえ政府も知識人も懐疑的であった。しかし 2002 年の人口推計を境に変化があり、『少子化白書』(平成 17 年版)には政府の認識や政策目標として「出生率の水準：低すぎる」、「政策：回復させる」と記入され、2003 年「少子化社会対策基本法」、「次世代育成支援対策推進法」、2004 年 6 月「少子化社会対策大綱」、2004 年 12 月「子そだて・子ども応援プラン」、2006 年 6 月「新しい少子化対策について」が出されることになる。その後 2007 年に「ワーク・ライフ・バランス憲章」が政労使で結ばれ(2010 年再合意)、労働時間短縮が目指されるようになった。その一方で、次世代育成支援対策推進法に基づき、地方自治体や事業主は行動計画を出さなければならない義務および努力義務が課された。義務づけられた企業は、2005 年は 301 人以上であったが、2010 年には 101 人以上に引き下げられている。「少子化社会白書」は、2010 年版より「子ども・子育て白書」と名称をかえ、出生率を回復するという視点から、子どもと子育てを応援するという視点にかえられた。

しかしながら、矢継ぎ早に出されてきた政策だが、どれだけの予算と実効を伴った政策といえるだろうか。内実を見るときわめて貧弱である。『少

子化白書』(平成 18 年版)より、社会保障給付費全体の中の割合を見ると、2004 年(平成 16 年度)において、高齢者関係給付費は 70.8%、児童・家族関係給付費は 3.6%である。かりに 65 歳以上人口と 15 歳未満人口で除すと、一人あたり給付費は、高齢者が約 236 万円、児童が 17 万円と大きい乖離が見られる。2009 年の社会保障給付費では、高齢者関係給付費が 68.6%と若干下落しているが、児童・家族関係は 3.8%にとどまっている(なお子ども手当は 2010 年からであるので、2009 年の社会保障給付費には反映されていない)。また 2005 年から 2009 年の伸びを見ると、社会保障給付費は 14%と大きく伸びたが、高齢は 14%、保険医療は 10%、失業が 88%、生活保護が 18%伸び、これに対して家族は 6%の伸びである。

少子化白書は、1. 子どもの健全育成、2. 児童手当、税控除、奨学金、3. 保育サービスと育児休業制度の普及拡大、4. 企業の両立支援の取り組み、5. 男性の育児休業取得 6. 地域の子育て支援、7. 若者の就業支援などを少子化対策として挙げている。しかし政策の予算規模は、高齢者に対する予算に比べればきわめて小さく、省庁が個別に該当する予算を積み上げたにすぎないものとなっている。

また少子化が進展したとしても、それは子どもコストの上昇を反映した夫婦の最適な子ども数の選択の結果(たとえば森田(2006))であり問題にすべきことではないという見方もある。この見方は経済学者の中では根強いものである。しかし子どもを育てる便益に比べてコストが大きくなったのは、年金制度の拡充、医療保障や介護保険制度の創設を通じて子ども便益(次世代が生産する生産物の引退世代への移転)が子どもコストを負担しないでも社会に漏出するようになったからではないだろうか。高齢者に対する社会保障が給付面から拡充した時期と出生率の低下が顕著になった時期とはほぼ重なっている。便益が漏出すれば子どもの生産は過小となり、その結果、やがて高齢期の社会保障は縮小していき、期待する高齢期を過ごすことは不可能となる。子ども便益が漏出するのに対して、社会的給付はきわめて低いことが、子どもコストを高めているとも考えられる。この問題を緩和するためには、世帯や女性が私的に負担している次世代育成の財や時間費用に対して、社会が応分の負担を行い、子どもコストを引き下げる必要があるだろう。

政策がとられたとしても出生率に影響を与えるかどうかを実証されていないために、予算がつかないとする見方もある(たとえば小塩(2006))。

しかし、政策が実施されているといっても、日本の予算規模は小さく、

地域による差異が少ないため、政策が実施されている地域とそうでない地域との差異を見ることで効果を測定することは難しい。

児童手当が出生率に影響を与えるかという点だが 2007 年 4 月から 3 歳未満児が倍額に拡充されたがそれでも月額 1 万円、また 3 歳以上、第 1 子、第 2 子は月額 5000 円程度（所得制限つき）と少額である。民主党政権の誕生により、2010 年より、中学以下の児童を養育する家庭に一人あたり 13000 円が給付されることになり、2011 年時点はまだ続いているが今後の見通しは明確ではない。

英国、カナダ、フランスなどでは、児童手当とは別に、子どもをケアすることで収入が低下した者に、雇用保険や家族金庫から給付を出している⁵。竹沢(2006)の子どもコストの実証研究は、子どもを持つことで夫婦 2 人に比べて夫婦の消費水準がどれだけ下がるかを家計調査から推計し、夫婦の消費水準下落を補償する金額を月額 4 万から 6 万円程度と算出している。これらの国が払うケア給付はこの程度の規模を持つ給付となっている⁶。なお日本でも育児休業給付があるが、カバレッジがきわめて狭い（雇用保険加入者全員ではなく、育児休業をとる権利を持ち、この権利を行使する雇用者に限られる）点が異なる。今田・池田(2006)は均等法世代に出産前の退職が多いことし、就業継続が難しい（なので育児休業給付も受けられない）ことを指摘している。また非正規雇用の若年層への拡大で、子育て世帯の貧困が拡大したことが指摘され（大石(2005)、阿部(2005)）、家計所得が低下することが一因かと考えられるが、結婚後、とくに非正規社員で出産遅延が起きていることが示されている（岩澤(2004)）。

保育園の拡充が出生率を上げるかどうかという点については、クロスセクションデータを用いた推計はいくつかあり、滋野・大日（1999）、永瀬・高山（2002）がいずれも有意に正の効果を計測している。しかしながら保育園が児童数に対して豊富な地域は概して地方の親同居の多い地域が多く、また都会の中では下町地区が多く、そもそも出生率が高い地域特性

⁵ フランスでは、子どもを持って職業収入が低下した場合、子どもが第 1 子は 6 ヶ月まで、また第 2 子は 3 歳までこの金額に近い金額が出されている。また第 3 子を持った場合にも同様に高い水準の給付が出されている（少子化白書 2007 年参照）。他の国については、永瀬（2007）参照のこと。

⁶ 竹沢（2006）は、未就学の子どもの 1 人増えた場合、夫婦自身が子どもを持つ前と同様の消費水準を享受するためには、世帯収入が 6 万円程度増える必要があるということを家計調査の個票データを用いて、等価尺度理論に基づいた子どもコスト推計で示している。

がある。逆に少子化が進展している都会の専業主婦地区では保育資源の整備は遅れている。このため、前者で示された関係性が、県別ダミー等ととらえきれない地域特性なのか、保育園の効果なのかは、現状では明確に確認はされていない。もし類似の自治体（たとえば同じ都市部）で、一方は保育園の大きい拡充が行われ、一方はそうでなかったとすれば、両者の比較から効果が計測可能だが、都市部の保育園の拡充は掛け声とは異なり、実態は遅いペースでしかすすんでいない。ここでも個票の研究上の利用が容易ではないという問題もある。

育児休業についても、育児休業制度がある企業で出産後も就業継続する女性が多いことは実証されている（森田・金子（1998）、永瀬（2003））。しかしそのような制度がある企業に勤務しないと無子に終わる確率が高まるのかどうかについては、結婚をきっかけに離職する女性等もいるため、就業継続女性を対象とした調査ではわからない。またもともと継続志向が強い女性が、そのような制度がある企業を選ぶ可能性も高い。公務員女性ほど出産タイミングが早いことは実証されている（永瀬（1999）、新谷（1999））。しかし公務員のように、育児休業がとりやすく、仕事時間も安定している場合に、出産が早まることが示されているのかもしれないし、もともと仕事と家庭の両立意思が強い女性が公務員を目指すというセレクションバイアスの結果かもしれないが、その効果を除いた推計はまだなされていない。

働き方の変化、柔軟化が出産を増やしているかどうかについて、最近では大企業を中心に正社員女性について、育児休業制度の法定を超えた拡充をしているところが増えている。この効果はこうした企業に限って時系列で分析すれば、おそらく今後効果となって出てくるであろう。実際、第12回出生動向基本調査の分析から、大企業では就業継続がわずかだが高まっていることが示されている（永瀬・守泉（2006））。

しかしそのような良好な企業に正社員として入れる女性は（非正規雇用の拡大によって）相対的に減少しているため、ごく一部に恵まれた制度があるとしても、真に少子化の抑制にはならず、若年人口全体でみれば、出産後の就業継続の高まりは見られない。

男性の非正規化や女性の非正規化によって結婚が低下していることは、実証されているが、若年に対する雇用政策も金額的にはきわめて限られている。

しかし理論的には、子どもを持ちたいという希望自体が下がったわけではないので、子育てコストが有効に低下する施策がとられれば、当然出生

率は上がるはずである。具体的には、児童や家族に対する給付の増加や、保育園等の社会的な育児資源を増える政策、また母親になることの職業上の機会費用を軽減するような法規制が考えられる。

5. 国際比較調査が示す子育てのしやすい環境

子どもの持ちやすさ、育てやすさは「複合体」であるだろう。つながりの悪い政策を一つだけ拡充しても、政策効果は出ないだろう。

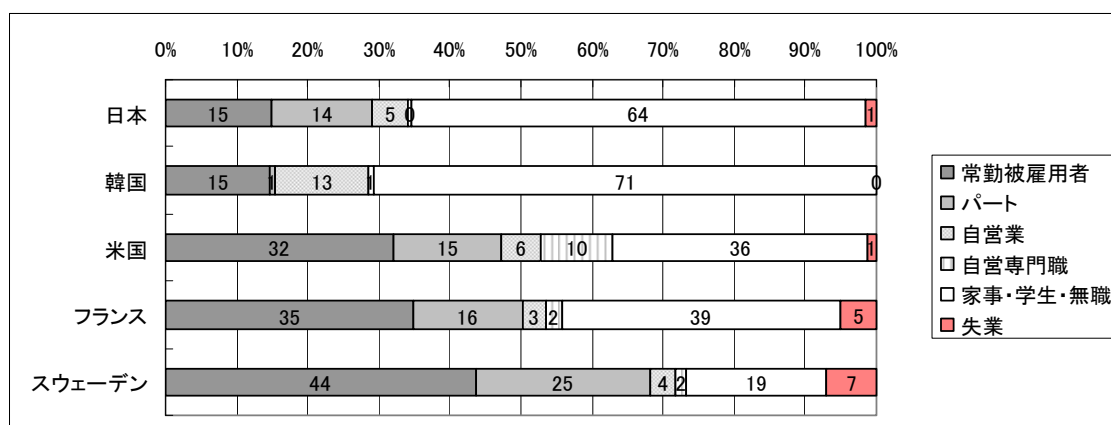
つまり、働き方の変革、企業からの支援、社会的な支援などが必要であるが、同時に家庭内の家事育児分担の変化や、規範観の変化と社会の容認が必要である。

国内では、政策効果や企業や地域の取り組みで、効果が明確にできるほど政策や取り組みの幅は広くはない。国際比較は、遠い国との比較とはいえ、働き方と制度と規範の組み合わせを比較をする一つの材料となる。

5. 1 内閣府『少子化に関する国際意識調査』

この点で、日本が実施されている国際比較統計として、内閣府が新たに『少子化に関する国際意識調査』を2005年にはじめ、日本、韓国、米国、フランス、スウェーデンに対して調査を行った。この調査研究に筆者も関わったが、興味深い結果が出ているので、これについて見ていきたい。

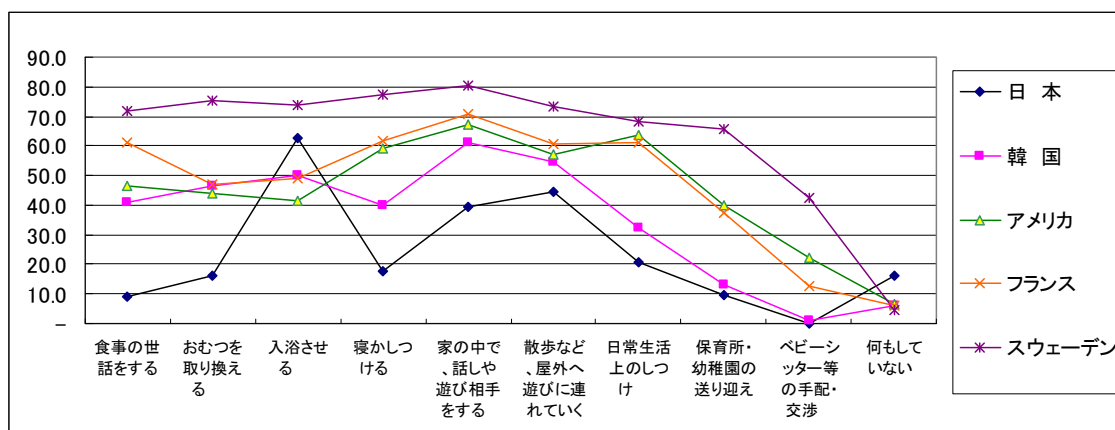
図表9 末子が3歳以下のときの妻の働き方



出所) 内閣府『少子化に関する国際意識調査』

図表 9 は、末子が 3 歳以下の働き方を 5 カ国比較したものである。日本と韓国は専業主婦が 6 割、7 割と高い。一方、米国、フランス、スウェーデンでは、専業主婦割合は、35%、39%、19%と低く、継続就業者が多い。

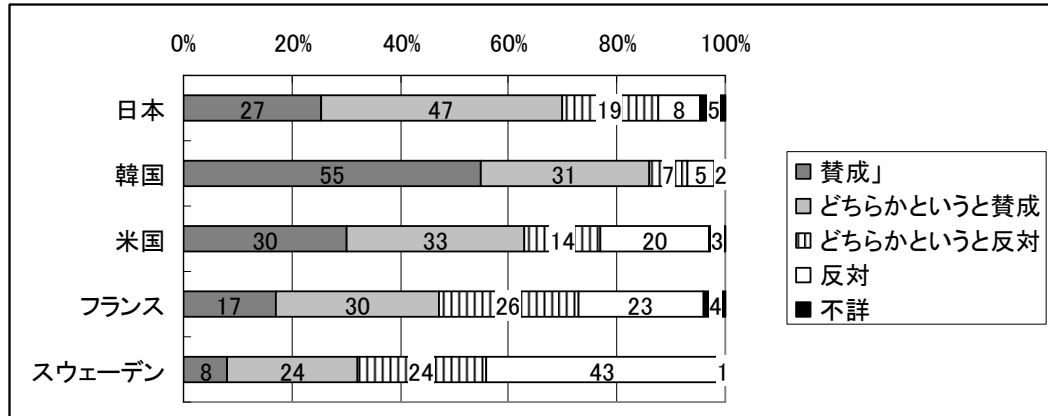
図表 10 父親が母親と同等かそれ以上におこなっている育児



出所) 内閣府『少子化に関する国際意識調査』

このように日韓でもっとも妻の専業主婦比率が高いのだが、父親の育児も日韓で一番低い。図表 10 のとおり、父親が母親と同等かそれ以上に行う育児の項目が高いのは、まずがスウェーデンで、多くの行動に対してほぼ 7 割から 8 割近くを父親が母親と同等に実施している。次いで仏米であり 4 割から 6 割である。韓国もこれに続く。日本はもっとも父親の育児行動が低く、母親と同等に行う育児は何もないが 2 割と高い割合をしめる。また日本の父親が参加する育児は、「風呂に入れる」(6 割)、続いて遊び(4 割程度)である。食事の用意をする、おむつかえる、ねかしつける、しつけ、といった、日常的な世話は、2 割以下であり、5 カ国の中で最低である。

図表 11 育児規範 3 歳までは保育園よりも母親が子どもの育児をするべき

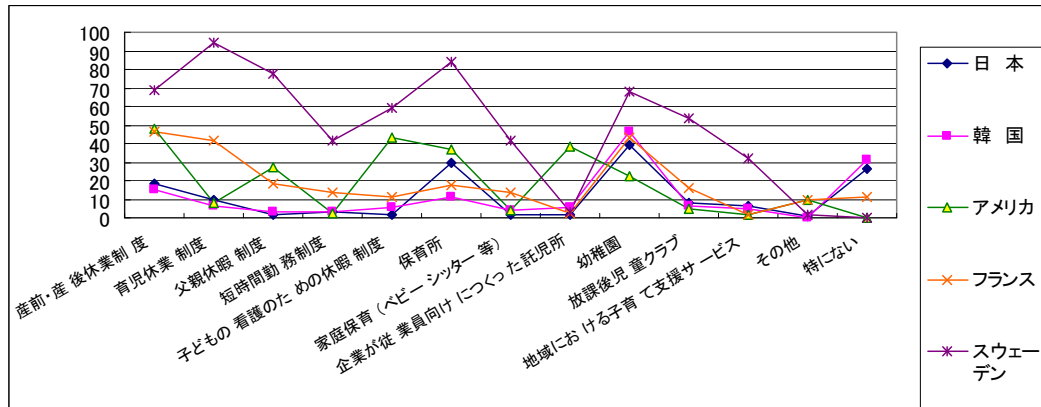


出所) 内閣府『少子化に関する国際意識調査』

とはいえ、日韓では、規範としても、「母親が育児をする」ことが重要と受け入れられている。図表 1 1 は、保育園への託児と母親の育児のどちらが望ましいかという規範観を聞いたものだが、3 歳までは保育園よりも母親が子どもの育児をすべき、という規範に賛成、どちらかといえば賛成が韓国は 8 割を超え、日本は 6 割を超える。米国も賛成が 6 割である。反対にスウェーデンは 6 割強が反対を表明しており、フランスも 5 割が反対と述べており、保育園での育児が支持されている。

なお日韓は保育園の利用が低いのに対して、スウェーデン、フランス、米国は保育園の利用は多い（図表 1 2 参照）。その中でスウェーデンとフランスは規範的にも保育園が支持されているが、米国のみ支持されていない。背景には保育の質の高さもあるだろう。スウェーデンもフランスも公費が投入された保育園が運営されている。一方米国は税金の補助がない民間保育園がほとんどであり、質の低さがしばしば懸念として取り上げられている。

図表 1 2 育児支援のための社会的制度の利用

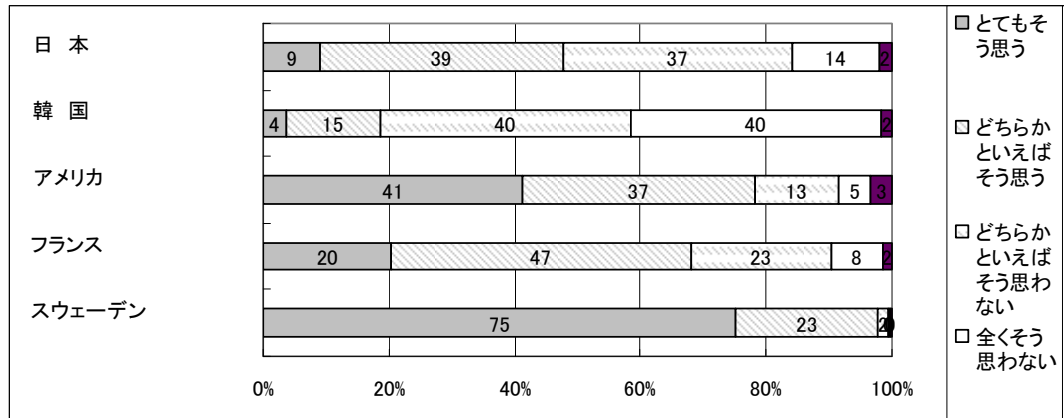


出所）内閣府『少子化に関する国際意識調査』

両親や親族（祖父母）以外の育児に対する社会的制度の利用を見たものが図表 8 である。保育園や幼稚園や企業が従業員向けに作った託児所、家庭保育（ベビーシッター含む）、放課後児童クラブ、あるいは産前産後休業、育児休業、父親休暇、看護休暇などである。スウェーデンでは 7 割から 8 割の子どもが利用する制度が複数ある。ついで米仏で、保育園等や子どものケアや看護のための休暇制度などの利用が高い。一方、日本、韓国はどの項目についてもきわめて低く、「特に利用はない」、が 3 割をしめる。

米国は、社会的な制度整備が社会の責任として公的になされているわけではない。しかし税金からの補助等がないとしても現実には企業付属の保育園など社会的制度の利用は高い。スウェーデン、フランス、米国は、社会的な育児の制度へのアクセスが比較的良いが、日韓のアクセスはきわめて悪いと言えるだろう。日本の中でもっとも利用が高いのは、幼稚園、次いで保育園である。

図表 1 3 自国を子育てのしやすい国だと思うか



出所) 内閣府『少子化に関する国際意識調査』

さて、これまでのところ、日本や韓国では、子どもが幼いうちの専業主婦比率が高く、父親の育児参加が低く、また子育てに関する社会的な制度利用も少ないことを見てきた。またそうした子育ては、母親による育児という規範が高いことから、社会的規範としても支持されているということも見てきた。社会規範通りの育児が行われているのだから、問題はないのだろうか。

自国が子育てしやすい国と思うかどうか、という点については、図表 1 3 の通り、スウェーデンではほぼ全員が賛成、米国で 8 割、フランスで 7 割が肯定している。これに対して、日本と韓国はそう思わない者が多く、否定は韓国で 8 割、日本で 5 割をしめる。

結局のところ、日本、韓国型の育児、すなわち、父親が参加せず、社会的な制度整備も少なく、母親に高い育児役割を期待するような育児は、たとえそれが規範的に社会から支持されているとしても、結局のところ、育児そのものがしにくいもの、負担コストの高いものとなってしまうのではないだろうか。

5. 2 お茶の水女子大学 F-Gens パネル中国（北京）調

および F-Gens パネル韓国（ソウル）調査

筆者がかかわった別の国際比較調査にお茶の水女子大学 F-Gens パネ

ル中国（北京）調査、およびお茶の水女子大学 F-Gens パネル韓国（ソウル）調査がある。この調査は 2003 年度から北京中心 8 区およびソウルではじめた追跡調査である。お茶の水女子大学 21 世紀 COE プログラム「ジェンダー研究のフロンティア」の採択に伴い、東アジアの比較調査として設計されたもので、日本の既存調査と比較できるような設問項目を主に実施されている。質問内容は、仕事、家族、家計、生活時間に関する毎年項目と、社会保障、階層、情報化など、年ごとのテーマ項目がある。2003 年度調査開始、COE の採択期間に合わせて、ソウルは 2003 年度から 2008 年度の 5 時点、北京は 2004 年度から 2008 年度の 4 時点が計画されており、少子化も分析の一つのテーマである。ソウル調査は 25-44 歳の男女 1716 サンプルで開始、4 時点目で初年度に対して 72.6%が継続している。北京調査は 25-54 歳の男女 2250 サンプルで開始、3 時点目で初年度に対して 81.8%の追跡を実現している。パネル調査は脱落によるサンプルの偏向が問題であるため、毎年 8-9 割の回収がされているかどうかの一つ重要な目安であるが、これらの調査はこの基準はクリアしている。

この調査結果の詳細は別稿に譲るが、東アジアの中での差異は、類似性も高く興味深いものがある。

第 1 子出産後の女性の就業継続を見ると、ソウルは 8 割の母親が無職化しており、また若い世代にほとんど就業継続が増えていないという実態が、日本と類似していることに大変驚いた。というのは欧米諸国では過去 20 年間に大幅な出産女性の就業継続の上昇が見られているのにもかかわらず、日本はその状況になく、（データで明らかになるまでは、日本でも就業継続が増えているという誤解が 1990 年代後半には研究者の間でも高く）そのため日本は例外かと思っていたからである。同じく母親の育児役割が高く、同時に少子化が進む韓国で、まったく類似の傾向が見られたことは、東アジアの少子化の要因について興味深い示唆を与えるのではないだろうか。

また北京については、共産中国建国後、女性の就業継続が高かったのだが、改革開放政策の中で、出産女性の離職・無業化がすすんでいるということも注目されている。

ソウルや北京で、祖母に孫の養育役割が期待されている点も、欧米には見られないが、日本とも類似性が見られる点である。また祖父母という育児資源が、経済発展と同居の減少の中で縮小しているという点も、ソウルは日本と類似性を持つ。祖父母に代替するような保育資源の充実がなされてこなかったという点もソウルは日本と類似している。

日本と韓国を比較すると、両国とも母親自身に育児責任規範が高いという点に特徴がある。また夫婦が性別役割分業をすることも多い。また子どもへの教育意欲が高いのも東アジアの特徴である。

子どもの育ちに高い規範を持っているからこそかもしれないが、逆に「子育てがしにくい」という負担感が高い。その結果、出生力が大幅に低下している点は日韓両国に共通している。

子育てという点で、祖父母が家族の一員として大きい役割を果たしてきたという点も欧米の家族で祖父母が果たす役割とは色彩が異なる。このように親支援が受けられる世帯は子育て負担を緩和され、第2子が早く産まれることが第3節に示した日本の統計から既知である。とはいえ、親世帯、子世代のプライバシーという点からは、親同居は若年、中高年双方に好まれなくなっており、経済水準の向上とともに減少する方向にある。これはソウルにも見られる傾向である。

ところが親に代わる代替的保育は日韓とも未発達である。育児休業制度や介護看護休暇制度などの制度の適用が低いか、あるとしても利用が低く、親族以外の社会的な子育て資源の発達が緩慢であり、また父親の分担も低い。

一方、北京は共産中国体制下では、共働きが政策的なおおいに奨励された。そのためかつては保育園も国有企業が安価に提供してきた。しかし改革開放政策とともに、安価な保育園の閉鎖、高い私的保育園が増えている。そのことが、若い世代の出産遅延をもたらしていることもお茶の水女子大学の北京パネル調査からは示された。この内容の一部は篠塚・永瀬編(2008)を参照されたい。

6. 人口に関する統計と分析の課題

かわる社会環境の中で、良好な次世代育成、子ども発達にどのような夫婦の家族と仕事のあり方が有効か、また保育園や他の社会的施設整備が有効かという視点は、人口に関する統計データの収集、また分析視覚として、今後も重要だろう。また税制や社会保険負担等のあり方については、これまで高齢者世帯、あるいは貧困世帯などが注目されてきたが、「子育て世帯」、あるいは親同居の中に隠れる「低所得若年」の問題により注意を払って、その生活上の課題を調べ、税制や社会保障、雇用ルールを含めた社会的保護のあり方を、より仔細に検討すべきと考える。

さまざまな調査が実施されているが、親や社会的支援の環境と子ども発

達との相互作用（追跡調査）、交際行動や家族形成の調査（追跡調査）は、まだ数少なく、また行われているとしても個票を研究者が利用する体制はまだできておらず、改善すべき点が多い。今後は追跡調査において研究者の意見を反映した質問項目の拡充が必要である。サンプルを分けて、**long form** を入れ、詳細調査を実施することの意義はきわめて高いだろう。また調査データへの研究目的でのアクセスの拡大、利用の利便性の向上がのぞまれる。また改めて言うまでもないが、有効な調査実施のためには、統計の実施官庁と研究者の密接な人材交流が不可欠である。

少子化がなぜ東アジアや南欧で大きく進んだか、という点を振り返ると、家族が子どもを育てる環境が大きく変化し、就業参加を望む（せざるを得ない）女性が増えているにもかかわらず、こうした地域では、有配偶女性の就業が困難だからではないだろうか。20 世紀になり、労働生産性向上によって、男性が安定した雇用を持ち、女性がケアを担う家族が一般化した。しかし 80 年代以降、家族の揺らぎ、育児後の長い期間の出現、女性への仕事機会の拡大等により仕事を持つ女性が拡大していった。ところが日本や韓国では「子どもが幼いうちは母親がケアをした方が良い」という規範が欧米に比べて強いものがあり、保育環境は整っておらず、雇用面での男女格差も大きいままであった。ところが 90 年代に入り、男性の雇用の不安定化がきっかけとなり、家族形成をしない男女割合が大幅に高まることになった。雇用リスクの拡大は、変動する経済と国際競争を背景としたものであり、専業主婦になるリスクが拡大している。たとえば図表 8 は、収入責任、家事責任が夫婦に同等にあると考える若者が新たに婚姻していることを示しており、図表 3 は専業主婦というライフコースが理想としては急速に独身女性だけでなく独身男性に支持されなくなっていることが示されている。しかし、現実社会では、日本や韓国で出産は女性の無職化と強く関連しており、現実には出産後無業になる女性が 7 割と変化がない。このことは、出産が、これまで以上に「リスク」となっていることを示している。

欧州では出産によっても仕事を失わないか、あるいは失った場合には、社会がその所得を補填するシステムが一定以上に構築され、また保育サービスの供給も、公的支援があり、かつ多様な選択肢を整える国が多い。日本でどのような社会的支援の拡充がもっとも良いかは日本の家族規範等を考慮しつつ拡充する必要があるが、少なくとも子どもと子どもを育てる者に対する手薄い社会的保護を拡充する必要があるだろう。日本という社会が一定の豊かさを保っていくためには、仕事を持つだけでなく子どもを

育てることが低所得へのリスクにならないような働き方と社会的保護の構築が不可欠である。

何が超低出産の原因か、その原因を特定し、望ましい政策を強い推進力を持って明示できるような人口統計の整備と研究分析機会の拡大がより一層必要とされているといえよう。

参考文献

Bianchi Suzanne M.(2000)”Maternal Employment and Time with Children: Dramatic Change or Surprising Continuity? Demography 37: 401-414.

Bumpass,L.(1990)”What’s Happening to the Family? Interactions Between Demographic and Institutional Change.” Demography 18:1-25.

Morgan Phillips(2003) “Is Low Fertility a Twentiy-first Century Demographic Crisis” Demography 40: 589-603.

Wen-Jui Han and J.Waldfoegel(2003) “Parental Leave:the Impact of Recent Legislation on Parents’ Leave Taking” Demography 40:191-200.

阿部彩(2005)「1990年代の格差の変動」小塩隆士・田近栄治・府川哲夫編『日本の所得分配—格差拡大と政策の役割』東京大学出版会

今田幸子・池田心豪(2006)「出産女性の就業継続における育児休業制度の効果と両立支援の課題」『日本労働研究雑誌』553号

岩澤美帆(1999)「1990年代における女子のパートナーシップ変容」『人口問題研究』55巻2号

岩澤美帆(2004)「妻の就業と出生行動：1970～2002年結婚コホートの分析」『人口問題研究』60巻1号。

岩澤美帆・三田房美(2005) 「職縁結婚の盛衰と未婚化の進展」 『日本労働研究雑誌』535号

大石亜希子(2005)「子どもがいる世帯の経済状況」国立社会保障・人口問題研究所『子育て世帯の社会保障』東京大学出版会。

小川浩「賃金制度から少子化を評価する」『日本労働研究雑誌』2004年534号

国立社会保障人口問題研究所(2011)「第12回社会保障審議会人口部会

資料」

国立社会保障人口問題研究所（2011）「第 13 回社会保障審議会人口部会資料」

国立社会保障人口問題研究所（2011）「第 14 回社会保障審議会人口部会資料」

酒井正・樋口美雄(2005)「フリーターのその後 ―就業・所得・結婚・出産―」 『日本労働研究雑誌』 535 号

滋野由起子・大日康史（1999）「保育政策が出産の意思決定と就業に与える影響」『季刊社会保障研究』 第 35 卷 2 号。

篠塚英子・永瀬伸子編著（2008）『少子化とエコノミー：パネル調査で描く東アジア』 作品社

新谷由里子(1999)「出生力に対する公務員的就業環境効果の分析」『人口学研究』 No.25.

津谷典子(2005)「少子化と女性・ジェンダー政策」大淵寛・阿藤誠編『少子化の政策学』 原書房

内閣府(2006)『少子化社会白書』

内閣府(2007)『少子化社会白書』

内閣府(2006)『少子化に関する国際意識調査報告書』

永瀬伸子（1999）「少子化の要因：就業環境か価値観の変化か―既婚者の就業形態選択と出産時期の選択」『人口問題研究』 第 55 卷 2 号 1-18 頁。

永瀬伸子・高山憲之（2002）「女性の育児・介護等ケア活動と就業行動」『年金制度の改革が就業・引退行動に及ぼす影響に関する研究Ⅱ―就業構造実態調査を用いた分析』 日本労働研究機構調査報告書 No. 145 159-217 頁。

永瀬伸子（2002a）「子供を持ってない・持たない社会への疑問―仕事と家庭の両立政策の現状と効果」『都市問題研究』 第54巻3号 通巻615号 87-99頁。

永瀬伸子（2002b）若年層の雇用の非正規化と結婚行動」『人口問題研究』 242 号

永瀬伸子（2003）「何が女性の就業継続を阻むのか」『育児休業制度に関する調査研究報告書―女性の仕事と家庭生活に関する研究調査―結果を中心に』 日本労働研究機構調査研究報告書 No. 157 194-209 頁。

永瀬伸子（2005）「少子化と労働政策―仕事と家庭の両立政策を中心に」大淵寛・阿藤誠編『少子化の政策学』 原書房

永瀬伸子・守泉理恵(2005)「独身男女の交際行動の不活発かは何故か」
高橋重郷『少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究』厚生
科学研究費補助金(政策科学推進研究事業)平成 16 年度報告書 169-183
頁.

永瀬伸子・守泉理恵(2006)「女性の出産と就業の変化」高橋重郷『少子
化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究』厚生科学研究費補助
金(政策科学推進研究事業)平成 17 年度報告書.

竹沢純子(2006)「児童手当支給額に関する考察」『季刊社会保障研究』第
42 巻第 3 号

松谷明彦(2004)『人口減少経済の新しい公式 -縮む世界の発想とシステム』
日本経済新聞社

森田陽子・金子能宏(1998)「育児休業制度の普及と女性雇用者の勤続年
数」『日本労働研究雑誌』459 号

森田陽子(2006)「少子化が企業行動に与える影響」『日本労働研究雑誌』
553 号

山田昌弘(1999)『パラサイトシングルの時代』ちくま新書

第4章 政府統計の役割と統計改革の意義

竹内 啓¹

最近、政府統計の改革についての議論が活発であり、現実にも改革の動きは統計法の抜本的改正など進展している。日本の政府統計は戦後初めて大きく変わろうとしている。この動きは歴史の流れに沿うものである。統計改革に至るこれまでの展開、なされようとしている改革の方向、そして改革のあるべき形について論ずる。

1. はじめに

新しい統計法が成立し、統計委員会が発足して、日本の統計改革が進行している。その動きは大きな歴史の流れに沿うものであるが、具体的な問題点についてその進むべき方向を論じる。

2 戦後の統計体系の成立と統計をめぐる環境

2. 1 戦後の統計再建

現在の日本の統計制度と政府統計は終戦後に再建されたものである。戦争と敗戦の混乱の中で、戦前に作られていた統計制度は崩壊した。戦時中、日本の国力を表すような統計数字は国家機密として公表されなくなったが、政府内部でも、陸海軍や各部局がそれぞれの持つ情報を他の部局に知られないように秘密にしている間に、正しい数字は政府も把握できなくなってしまったのであった。

戦後の経済の混乱の中で、政府が経済再建を進めるためにまず必要とされたのが、経済の実情に関する正確なデータであった。そのために統計制度の再建が重要課題となり、時の吉田茂首相の依頼を受けた大内兵衛教授の指導の下で、統計制度の枠組と統計の体系が作られた。

現在の政府統計の大枠はこの時に作られたものであり、その特徴は次のような点にある。

- (1) 中央の主要な省庁がそれぞれに統計部局を持ち、それぞれに統計を企画・作成・公表する分散型統計機構である。カナダのように中央統計局が一括して統計を作成する集中型の組織と対照的である。
- (2) 統計調査の実施に当っては、中央省庁からの委任にもとづいて地方公共団体（都道府

¹ 東京大学経済学部名誉教授

県・市区町村)の統計担当者が実行する仕組みである。地方政府が完全に中央政府から独立していて、国の統計調査の実務は中央政府の出先機関が直接実施するアメリカのような国々とは異なっている。

さらに、戦後の統計作成の特徴として、

(3) 行政記録や報告にもとづいた統計から調査による統計が中心となったと同時に、統計調査の手法としてランダム・サンプリングによる標本調査法が広く採用されたことが挙げられる。

また、戦時中に、政府当局の圧力によって統計が歪められたことを教訓として、

(4) 統計の客観性、中立性、公開性が強調され、そのための保証として、戦後初期には統計職員の身分保障が制度化された。

戦後の政府統計は1947～48年頃から急速に整備され、1960年頃までには一応その体系が完成した。その特徴は

(5) 多くの経済統計が拡充、或いは新たに作られ、かつ体系的に整備された。それによって、産業連関表や国民所得統計の作成が可能になり、各省庁の所管する分野の行政施策だけでなく、国の経済全体に関する包括的な計画や予測に対して客観的なデータにもとづく根拠づけが可能になった

ことである。しかし、経済統計の内容に関しては、

(6) 戦後の「物不足」に対する行政上の対応のため、「物」の生産や流通の物量的把握が中心であり、第一次産業と第二次産業、特に農業と鉱工業に偏していたことが挙げられる。

2. 2 その後の経過

欧米先進国に負けない統計の体系が一応完成した1960年前後に統計の拡大の時代は終わり、その後新たな統計が作られることは稀になった。しばしば行われた行政改革の中で、統計の機構・人員は縮小の一途をたどった。統計関係の予算も、国内総生産や政府予算全体と比べると、相対的に大きく減少した。これは計算機の発達等によって、統計作成の効率化が実現したためでもあるが、統計に対する関心が弱まったことも否定できない。終戦直後の危機的状況において、実態把握のために緊急に統計が必要とされたような状況ではなくなったことにもよるが、経済が発展する過程で、政府の経済に対する直接の介入政策が減り、経済統計の体系が完成した後には新たな統計を必要とすることが少なくなったからである。

それでも1973～74年に第一次オイル・ショックやそれを原因とする「狂乱物価」といわれたインフレーションが起これば、エネルギーの需給や物価に対する関心が高まり、新たにエネルギー消費統計調査が開始されたが、経済が落ち着いて安定成長期に入ると統計に対する関心は再び低くなった。

1980年代に入ると、イギリスのサッチャー政権やアメリカのレーガン政権において、

それまでの政策を大きく方向転換した脱規制・自由化政策が実施されるようになった。日本でもその影響を受けて、鉄道、電信電話などの民営化や規制緩和・自由化政策が進められた。そうした環境下で、行政改革が行われ、統計部局の格下げ、縮小が進行した。

2. 3 統計環境の悪化

統計行政が厳しい運営を迫られる一方で、統計調査に困難を増大させるような状況が生じてきた。一つは、社会が複雑化し企業の異動や人々の移動も激しくなって、調査対象の捕捉が困難になってきたことである。もう一つは、戦後しばらくの間ほとんど問題にもされなかったプライバシーの意識が高まって、調査に対する協力が得難くなったことである。このことは統計環境、或いは調査環境の悪化ということばで表現されるようになった。

同時に、調査において回答者が調査記入のために費やす手間や時間も、回答者負担としてクローズアップするようになり、負担軽減を図ることが求められるようになった。予算や人員の制約の厳しさが増す中で、新たな統計調査において、調査を大規模にしたり、或いは調査内容を著しく複雑化したりすることは極めて困難となった。

3. 統計改革への展開

3. 1 統計の必要性の再認識

政府が具体的な政策施行のため統計を必要とすることが少なくなったとしても、そのために統計の重要性が減少したわけではないことがやがて明らかになった。イギリスではサッチャー政権の下で、政府統計機関は政府が直接必要とする統計だけを作成すればよく、一般的な情報サービスとして統計を充実する必要はないとの考えに立った統計改革が行われた。自由化政策の下で政府の必要とする統計は縮小することを前提として、政府統計機関の整理・改革や政府統計の縮小が実行されたが、その結果、政府統計の信頼性は大きく損なわれ、この「統計改革」は失敗に終わった。すなわち信頼性の高い、包括的で整合性のある統計体系が整備されなければならないことが再認識されたのである。それは次の理由による。

- (1) 政府が経済の個々の部門に直接介入することは少なくなっても、政府は財政政策、金融政策をその時々々の経済情勢の適切な判断にもとづいて運用しなければならない。そのためには経済全体の状況について、信頼性の高い適切な統計が適時に得られることが要求される。経済が成熟段階に入ると、状況判断はより微妙になり、より精度の高い統計が必要とされるようになる。年平均成長率が10%を超えるような高度成長期には、GDPの値に1%の誤差があってもあまり問題ではないが、低成長期、或いはゼロ成長期になって、成長率が-1%と2%の間を動くようになるとGDPも0.1%の単位まで問題にされるようになる。
- (2) 経済の自由化が進み、民間企業の自主性が増大すると、企業も経営戦略を立てるに当たって、国の経済状況を知る必要が生じて来る。そこで正確で精密な統計が民間からも求

められることになる。また民主主義国家においては主権者としての国民が正しい政治的判断を下すためにも、社会の現状について正確な認識を持たねばならない。そのために客観性のある正確な統計が広く提供されねばならない。

このような理由によって、政府が統計を作成して公表することは、単に政府や行政機関の利用に供するばかりでなく、広く国民（或いは外国もふくめて）に対する公共サービスであり、公共財としての統計を提供することは、政府の義務であると考えられるようになった。

3. 2 行政データの利用

統計環境の悪化と、予算・人員の制約の下で統計調査の困難が増す一方、コンピュータや情報通信技術の発達、統計の集計、製表或いは解析の効率を飛躍的に高め、結果公表の早期化を可能にした。また、電磁媒体やインターネットの普及は、統計の提供をより容易にかつ便利なものとした。

情報技術の進展は、行政機関の持つ行政記録や登録情報の電磁化を促進し、その統計作成のための利用を容易にした。ただし、その利用に際してはプライバシーや行政上の秘密の保護が大きな問題となっている。欧米諸国では統計作成のために個人や企業の情報を利用することは、プライバシーや秘密の保護の対象外とされていて、とくにヨーロッパ諸国では、統計の作成を統計調査によらずに、行政記録や登録データに依拠する傾向を強めている。ヨーロッパの多くの国では、従来のような定期的な人口センサスも行われなくなっており、人口登録データと標本調査によって人口統計が作られている。登録データにはそれぞれに固有の記録洩れや内容の偏りがあり得るから、このような傾向を単純に改善と見なすわけには行かない。むしろ、ヨーロッパ諸国においては、統計調査を実施することがますます困難になっていることへの対応策と見るべきである。この点に関しては、戸籍や住民登録に相当するものが全く存在しないアメリカやイギリスと、従来から人口の登録がなされていたヨーロッパ大陸諸国との国情の違いにも注意すべきである。

3. 3 その後の状況

橋本内閣の下で中央省庁の大幅な統合が行われ、いわゆる「小泉改革」の中で規制緩和、自由化、民営化の流れが促進した。統計分野では、統計センターが統計局から分離して独立行政法人となるなどの機構改革が行われ、統計審議会はいわゆる「法施行型」の審議会へと変わって、大幅に権限を縮小し、統計の統合的調整機能を失った。また、統計に関する業務の民間開放、市場化も提案されるようになった。

このような流れの中では、有力な「抵抗勢力」を背後に持たない政府統計は、縮小弱体化の一途をたどるのではないかと危惧された所であるが、最近になって、各方面から統計の現状と将来に対する懸念が提起され、単なる整理・縮小のいい換えではない「統計改革」の必要性が論ぜられるようになった。政府の経済財政諮問会議の下で、吉川洋民間議員を

主査とする統計に関する委員会（いわゆる、「吉川委員会」。第 1 次委員会が経済社会統計整備推進委員会、その後継の第 2 次委員会が統計制度改革検討委員会）が設置され、2006 年 6 月に政府に提出された報告書の中で、統計改革に関する具体的な提案がなされた。そのころ、日本学術会議をはじめ、いろいろな場所でも統計の改革の必要性が論ぜられ、多くの提案、提言がなされてきた。政府の側でもこれに応じて、具体的な改革に着手した。統計の基本法規である統計法の全面的な改正案が 2007 年初の通常国会に提出され可決された。また、統計審議会は廃止されて、その代わりにより広い権限を持つ統計委員会が発足することになった。統計の体系整備についても、工業センサス、商業センサス、サービス業センサス等を統合して、全産業にわたって企業・事業所の活動実態を捉える経済センサスが実施されることになり、さらに、広く第三次産業を対象とした動態統計調査が開始することになった。このような改革はまだ進行中なので、その最終的な姿は明らかではないが、日本の政府統計が戦後に体系が確立されて以降、初めて大きく変わろうとしていることは疑いない。

4 統計改革の方向

4. 1 主要な論点

ここでは、現在進行中の統計改革の具体的な内容から少し離れて、その一般的な必要性や進むべき方向について論じよう。

世の中の「構造改革」論議とは全く独立に、日本の統計制度が現在、改革を必要としていることは明らかである。端的に言えば、戦後日本の再建の過程で基本的枠組が作られた政府統計が、大きく変化した経済社会の状況に適合しなくなっているということであり、これまでいわば、その場限りで行われてきた小刻みな対応では間に合わなくなっているのである。

それについて、4つの論点を論じよう。

- (1) 政府統計の理念：政府統計の本来の目的、あるべき姿
- (2) 政府統計の体系：どのような統計が作られ、どのように編成されるべきか
- (3) 政府の統計機構・統計関係部局のあり方、他の部局との関係はどうするべきか
- (4) 統計情報の有効活用：統計から得られた情報がより広く有効に利用されるための方策

4. 2 政府統計の理念

戦後の状況の中で、統計の目的はまず政府の施策のための正確なデータを提供することにあった。したがって、その第一の基準は客観性と正確性に置かれた。統計の基本法規である統計法もその目的で作られた。

しかし、近年になって上に述べたように、統計の目的は政府の施策のためにデータを提供するだけでなく、広く国民或いは民間一般に経済社会の状況について正確な情報を与えることにあり、その意味で政府統計は公共財であり、政府が統計を作成することは一つの

公共サービスとして政府の義務であると考えられるようになった。そのため、政府は経済社会全般の状況を適切に表しているような、包括的で整合的な統計を作成しなければならない。そしてそれは客観的で正確であるばかりでなく、指標の選択や表現について、政治や社会的勢力に影響されないという意味で中立的でなければならないことが求められる。戦時下の日本や外国の独裁国家では、しばしば政府に都合の悪い統計は歪められたり、公表されなくなってしまうことがあった。また、ことさら数字を作り変えたりすることをしなくても不適切な調査方法や集計によって、誤解を招くような数字を公表する場合もある。このようなことを避けるためには、統計当局が影響を受ける可能性をできる限り除く必要がある。統計関係者が統計数字を公表前に洩らすことは、市場などにインサイダー情報としての影響を及ぼす恐れがあるので禁止されているが、政府内部でも公表まで統計関係者以外には秘密にするというルールが明確にされるべきである。

統計の中立性とは、統計数字が人々の利害に影響しないということではない。ある場合には統計の結果が、利害や意見の対立するグループの一方に有利に他方に不利になることはあり得る。そのような場合に、一方のグループから「統計が間違っている」、「統計数字がおかしい」という批判が投げかけられることがある。もちろん、どのような統計も完全ではあり得ないが、このように一定の意図を持った批判に対しては、屈することなく客観的な結果を発表することが真の意味の中立性である。

他方、統計の内容やその発表形式、或いは情報提供の仕方等について、政府部局だけでなく、一般の利用者、企業、国民、或いは研究者等の意見に留意することも必要であり、そのような意見を徴する場を設けるべきである。同時に、統計調査の対象となる個人や企業に対しても、その負担や調査に対する抵抗感などについて意見を聴取する機会を設けて、理解を得るとともに、できるだけ負担の少ない方法を選ぶようにすべきである。

政府統計の作成は、統計関係部局だけの任務ではなく、政府全体の義務と考えられなければならない。すなわち、統計部局の実施する調査からできる限り質のよい統計を得ることを目指すとともに、行政の持っているあらゆる情報を総合的に活用して、信頼性の高い統計を作らなければならない。これまでわが国では、行政記録の統計目的への利用について、秘密保護を名目とした制約が極めて大きかった。欧米諸国では、行政機関の持っている情報の統計への利用については、秘密保護の適用外であると規定されていて、利用が進んでいる。わが国においても制度的に対応する必要がある。

なお、この点について「プライバシー」に関して国民の誤解を解く必要もあると思う。第一は、政府に対して国民は「プライバシー権」を無条件に主張することはできないことである。言い換えれば、政府は国民のプライバシーに立ち入る権利があるということである。もしそうでなければ、警察の犯罪捜査も、税務署の調査も不可能になってしまう。統計調査についても同様であり、統計法において国民は統計調査に協力する義務があると規定され、協力拒否に対しては罰則も設けられているのである。しかしながら、政府の「調査権」は統計に関しても無制限ではないと考えねばならない。調査内容について、広い意

味での国民の合意が得られていなければならない。ドイツでは国勢調査の際、調査票の質問項目について一々国会の同意を得て法律として定める必要があり、国会での同意が得られなかったために国勢調査が中止されたこともあった。日本では国会の同意は必要とされていないが、回答義務が規定されている調査については、調査票の内容を調査実施当局の完全な裁量に委ねてしまうことは問題であろう。これまでも、指定統計に関しては、その調査内容は統計審議会場で審査されてきたが、今後は調査対象の立場になる人も何らかの形で加わった機関で審査承認される手続きが取られることが望ましいと思う。その際、回答することが回答者にとって著しく抵抗感を持たせるようなことは、その情報を求めることが絶対に必要でない限り、避けるべきである。このことは、調査個票の情報が他には洩れないという意味の「秘密保護」とは全くレベルの異なるものであり、個人情報保護法の対象となるような「プライバシー」の範囲より著しく狭い範囲の問題である。今後、この点については、特に国勢調査のような国民全体の理解と協力を必要とする調査において注意すべきである。すなわち、事前に調査内容について周知徹底して、国民の理解と同意を得る必要がある。その上で調査に当たっては、例えば氏名を書くことも「プライバシー」を理由にして拒否するようなことは認められないことも明確にすべきである。同様に、行政記録や登録にもとづく個別情報の利用についても、最低限の制限を設けた上で、統計作成に利用することは「プライバシー」の侵害に当たらないことを、広く一般にも理解されるよう努めるべきである。

また、「プライバシー」と個票の秘密保護は同一の問題ではないことに注意すべきである。個票の秘密保護は、調査対象と調査者との信頼関係の問題であって、それは対象が個人であっても、企業であっても守られるべきものである。しかし、企業は営業上の秘密を守る権利は当然持っているが、それは「プライバシー」とは別である。企業にあってはいろいろな情報は、法律や会計規則によって公開することを義務づけられているのだから、個別情報がすべて個人のプライバシーと同様に保護されなければならないということはない。したがって、例えば事業所・企業統計調査の結果にもとづいて、事業所・企業の名簿が作られ公表されたとしても、「プライバシーの侵害」には当たらない。今後、プライバシー・秘密保護と統計調査・統計作成の関係について、論理を明確にしておくことが必要である。

この点に関連して、最近問題となっている統計業務の民間開放、市場化についても、一つの注意すべき点がある。調査業務などの一部を民間委託したりすることは、すでに行われてきたし、今後拡大する理由もあると思われるが、統計作成全体を民間に委託し、政府がその結果だけを、いわば民間から買うような形になってはならないということである。広く国民に調査への協力を義務づけている限り、統計調査はいわば公権力の行使に当たるものであって、それを民間に代行させることはできない。得られた情報は国家の財産であって、私有すべきものではないのである。業務の民間委託が行われた場合でも、得られた情報はすべて政府に引渡すべきものであり、例えば個票のコピーをそのまま保有することは認められない。個別情報が外部に洩れることがなく、その意味でプライバシーが守られ

さえすれば良い、というものではないのである。

逆方向からいえば、民間による統計の作成は奨励すべきであると思う。民間の非営利法人が有益な調査を行うこともあるし、業界団体が特定の産業に関して詳しい統計を作っている場合もある。それらの統計は国による調査ではカバーしがたい場合もあり、国の統計を補完するものとなっている場合もあるから、政府としても積極的に活用すべきであり、そのような活動に対して、有用なものは援助すべきであると思う。ただし、それは国の作る統計とは明確に区別されるべきである。民間の統計調査においては、①調査は調査者と調査対象との完全な同意の下に行われなければならない、②公表された統計の作成責任者が明確にされなければならない、の2つの条件が守られなければならない。その条件下で調査によって得られた情報は調査者のものとなるが、その利用については、原則的に調査対象の事前の了承を得る必要がある。統計調査に名を借りた個人情報の収集は防止されなければならない。

4. 3 統計体系の整備

今回の統計法の改正では、その対象が統計調査、或いは調査の結果得られた一次統計に限らず、業務統計や加工統計を含み、それらを一体として政府統計として捉えることになった。それは正しい方向であると思う。

その結果、最も重要な統計として、調査統計としての国勢調査と、加工統計としての国民経済計算が法規上に掲げられ、その他の重要な統計が、これまでの指定統計のような調査統計に限らず、基幹統計として指定される方向にあることは望ましい。

国民経済計算が特に明記されることは、それを経済統計の要として、統計体系が整備されることを意味する。同様に、国勢調査は最も大規模で重要な調査であるばかりでなく、多くの標本調査に対して母集団情報を提供するものとして、統計調査体系の基盤となるものである。また今後、農林漁業を除く全ての産業活動をカバーする統計調査として経済センサスが実施されるようになることは、産業を包括的かつ統一的に把握することに役立つであろう。その下ですべての産業について構造統計、動態統計が整備されることが望ましい。経済センサスが事業所・企業統計調査に置き換わるものであるとすれば、すべての産業について基本情報を与えるだけでなく、世帯に対する国勢調査と同様に、事業所や企業の母集団情報を与えるものでなければならない。したがって、完全なセンサス、つまり全数調査が必要である。また、中間年次における母集団リストの維持、更新をはかる必要がある。

今後、第三次産業の統計が充実する方向に進むことは望ましいことである。現在の統計体系の中では、戦後の状況を反映して第一次産業、第二次産業のウエイトが高く、第三次産業に関する統計は量、質ともに不十分である。第三次産業、特にサービス業については所管する府省庁がいくつにも分かれていて、かつ、府省庁によって統計に対する認識も異なっているために、統計の取り方も統一が取れていない。ようやくサービス業センサスな

どが行われるようになったが、今や GDP の 70%を占める第三次産業に関する統計はいまだ全般的に不足している。そのことが国民経済計算の精度にも影響しているのである。また、最近観光統計が外国とくらべて不足しており、その整備の必要性が高いといわれている。そのためには、サービス産業関係の統計を、これまでとは違った観点から再編成する必要がある。

第三次産業関係の統計の拡充に当たっては、その内容について充分検討する必要がある。多様な第三次産業全体について、或いは第二次産業等も共通に、調査方法、統計的概念を統一化することは困難である。それぞれの業種に適した調査方法を確立するとともに、全体としての整合性を保つよう工夫しなければならない。

個人、世帯を対象とする統計の体系についてはまだあまり検討されていない。国勢調査については、今後その実施に伴う困難がますます増大することが予想される中で、調査票の調査員による配布、郵送による回収を原則とすることとなったが、実査によるセンサスはあくまで維持すべきである。ただし、いろいろな個人調査、世帯調査を体系的に整理して、人口に関する基本項目以外は、すべて大規模標本調査に移し、国勢調査そのもののできる限り簡素にすべきであろう。同時に人口構造の把握については、住民基本台帳などの行政情報を最大限に活用して、正確な数字の把握に努める必要がある。

4. 4 制度上の問題

今回の統計改革においても、分散型の統計機構は当面維持されることになっている。分散型統計制度の欠点を補うために統計全体に強い調整権限を持つ「司令塔」の設置が吉川委員会で提案され、それに対応して、統計審議会を廃止し、より強力な「統計委員会」が設置される方向にある。それは従来の統計審議会とは異なって、個々の統計について審議するだけでなく、政府統計全体の中長期計画を作成、立案すること、統計のあり方について建議、勧告することができることになっている。問題は統計委員会の進め方であり、委員はすべて非常勤となるとしても、統計審議会のように、特定の諮問事項を審議するために毎月 1 回、或いは特定の事項を審議する専門部会を含めても、1 人の委員が毎月 2、3 回集まって 2 時間程度の会議を行うということでは全く不十分で、これまでの統計審議会以上のことはできない。委員の数が比較的多数になるとすれば、少なくともその一部は定期的に会合し、常時、主要な問題について検討を続ける必要がある。

統計委員会は国際連合統計委員会や国際統計協会などの統計の国際組織との連絡、連携の窓口になることが望ましい。また、委員長は諸外国の首席統計官 **Chief statistician** に当たるものとして、日本の統計の「顔」にならなければならない。そのためには、統計委員会の事務局、或いはそれを支えるスタッフが重要である。そこには高度の専門的知識を持って、常時、統計委員会の仕事に従事する専門職員が配置されなければならない。そこでは、単にその時々提起される議題を整理して会議の準備をし、或いは会議の結果をまとめるだけでなく、絶えず政府統計の現状を追跡、研究して、そのどこにどのような問題が

あるのかを明らかにし、統計委員会を通じて提言がなされるようにしなければならないと思う。

統計制度上、今後問題となり得るのは地方との関係である。国の統計調査を、都道府県一市区町村という二段階の行政機構を通して実施することは、今後困難になると思われる。地方公共団体の独立性が増す一方、その財政はますます厳しくなる中で、市町村レベルにおいて統計の専門性を持つ職員を確保することは難しい。また、これまで使命感を持って調査に従事してきた調査員が高齢化する中で、その後継者を市町村レベルで確保することも困難になっている。県レベルでも、人口が 100 万より少なく、しかも人口減少と高齢化が進みつつある県では、統計のための組織を質、量ともに維持することは困難である。その中で一部調査の実査部分を民間に委託することも必要になると思われる。やがて国の統計調査は国勢調査を除き、業務を民間委託する場合も含めて、国が直接実施しなければならないと思われる。そのために、統計調査のための国の機関を地方に作る必要がある。

4. 5 統計の有効利用

統計情報のインターネット等を通じたサービスの提供は急速に進んでいる。分厚い統計書を配布することはますます少なくなるであろう。今後、印刷物は一部の主要な結果と

「目次」だけになり、内容は電子媒体によって提供されるようになるであろう。その場合、個別データが秘匿される条件の下で、現在公表されているよりもっと詳細な区分や分類による集計値を公表することが可能になるであろう。あらかじめ可能なすべての組み合わせについて集計値を計算しておくことは、いくらコンピュータの能力が上がったとしても無理であり、無駄であるから、要請に応じて集計を行うという、オーダーメイド集計が考えられる。ただし、個体の秘密保持の観点からどこまで細かい集計が許されるかは、あらかじめ十分検討して基準を定めておかねばならない。このような方法の一つのメリットは、集計の単位をあらかじめ固定的に決めておかなくてもよいことである。例えば、いろいろな調査の結果を県ごとに集計・公表することは、一部の県では標本数が少ないために誤差が大きくなりすぎたり、或いはそもそも対象となる企業の数が少ないために秘密保護に触れるためにできないことがある。他の都府県では対象の数が十分多くて集計・公表できるとしても、印刷・公表する統計表で、一部の都道府県についてだけ集計結果を載せるわけにはいかないが、オーダーメイド集計ならば一部の地域についてだけ集計結果を提供することができるし、またそのような注文も少なくないと思われる。

また、一部の研究者からは、外国で行われているように、個票の中から個別識別ができるような情報を消去した上で、標本の中からランダムに選び出した個票データのセットを分析用に提供することが求められており、それは可能であると思われる。更に個別情報を秘匿するためにそれぞれの数値に適当にランダムな誤差を加えるのがよいという提案もあるが、個票データというものはそれ自体いろいろ「くせ」を持っているものなので、作為的に誤差を加えることは賛成できない。通常に計算される統計値の誤差が若干大きくなる

ただだというわけにいかない。統計データを通した実証分析というものは、生のデータから現実についての判断を汲み取るべきものだからである。

なお統計の提供に当たっては統計数値だけでなく、それに関わる多くの情報、すなわち諸概念の定義、母集団枠、標本の抽出方法、推定値の計算方式、更には標本回収率などの実績値、欠測値などについての補正方式、できれば改訂誤差とともに事後的な推定誤差などを詳しく提供する必要がある。

5 日本の政府統計のあり方についての若干の見解

5. 1 公共財としての統計

現在、上に述べたような方向で、統計改革が進めらつつある。それが現実にとどのような結果を生むかはまだ不明の部分が多いが、その方向性はおおむね正しいと思う。その上でなおいくつかの点で、政府統計のあるべき姿について筆者の意見を述べる。

統計の概念を、統計調査にもとづいて作られる統計に限らず、行政記録や登録データ等から作られる、いわゆる業務統計、更に基礎統計を加工して作られる加工統計まで視野に入れて、全体として考えるという方向は強く賛成したい。

いわゆる調査環境の悪化に対しては、国民の理解を高める努力はしなければならないが、それが大きく改善されることは期待できないと留意すべきである。したがって、今後は主要な統計調査について限られた資源を集中してできる限り信頼性の高い結果を得るとともに、あらゆる情報と総合的に利用して、最もよい「推定値」を求めるべきである。

ただし、この点について統計調査の結果はできる限りそのまま提示すべきであり、判断にもとづく「補正」はすべきでないという考え方もある。例えば全数調査のはずが、実際には 85%の回収率であった場合、回収率を明らかにした上で（そのことは絶対に必要）残りの 15%については何も触れず、調査票が得られた対象についてのみの平均等のデータを公表すればよいという考え方と、残りの 15%についてもその対象について把握できる特性からデータを「推定」して補完すべきであるという考え方とがあり得る。後者については、ある意味で主観的な判断が混入するという点で反対もあるかもしれないが、得られた平均値に単に対象数を掛けて「総額」とするよりは少なくとも良い推定値になるはずであり、「推定」と「補完」の方法を明らかにして、最も適当と思われる「推定値」を提示すべきである。

統計調査に国民の理解と協力を求めることは重要であるが、その際「プライバシー」権の意味と、その限界を明確にしておく必要がある。統計調査に対する非協力が「プライバシー」権の名の下に正当化されてはならない。「プライバシー」に対する保障が適切になされていることを前提にした上で、統計調査に対する協力は国民（個人や企業）の義務であることは明確にしておかなければならない。そのことの裏づけとして非協力に対する罰則も存在しているのである。これまで罰則は実際に適用されたことはないが、悪意ある非協力や妨害行為は処罰されることがあっても止むを得ないとすべきである。

統計を作ることは、形式的に言えば国の主権に属することである。統計が公共財であるということは、それが国民全体のものとして広く利用されなければならないという意味と同時に、それが国の財産であるという意味も持っているのである。したがって、その作成を全面的に外国企業もふくまれるかもしれない民間に開放することはできないのであり、統計業務の民間委託は今後ある程度行われるようになって、この点は明確にしておかなければならないと思う。

5. 2 国民経済計算と経済統計体系

新しい統計法の下では、加工統計としての国民経済計算が経済統計の核となることが明記されることになった。このことは経済統計を総合的、体系的に整備する上で、有益である。体系的な整備が最も期待されるのは生産面で、現在準備が進められている経済センサスの下に、これまで最も不十分であったサービス産業についても構造統計、動態統計の整備が進めば、国内総生産の産業別産出額の推計の精度が向上することが期待される。しかし、国民経済計算については生産面だけでなく、支出面および所得分配面もそれぞれ洩れなく整合的に把握されることが望ましい。

国内総支出は、家計消費、政府消費、資本形成、そして純輸出という、互いに異質の要素から構成されている。その中で、家計に関しては、家計調査、および家計消費状況調査によって、かなり詳しく把握されている。家計消費統計の信頼度について、かつて批判されたことがあったが、家計消費支出総額の四半期の変化を家計調査から 0.1 パーセントオーダーの精度で推計することは所詮無理であるとしなければならない。かりに調査拒否がほとんどなく、純粹の標本誤差だけを考えればよいとしても、そのためには調査の規模を何倍にしなければならぬ。それだけの手間と費用を家計消費支出の精度を上げるために投入すべきかは疑問である。家計消費は総支出の 50%以上を占めているが、なお他項目の推定精度とのバランスを考えねばならない。

国内総支出は、家計消費の他に政府の支出、非営利団体の支出、住宅投資、設備投資、外国への純輸出など、多くの異質な要素から構成されているので、それらを整合的にバランスの取れた精度で推計することは難しい。とくに、四半期別の計数のような期間が限定されている場合、支出の時点をどのように定義するか、すなわち売買契約の成立、商品の引渡し、代価の支払いのどの時点で支出がなされたものとするかを厳密に、しかも企業対個人、企業対企業、企業対政府、企業対外国のすべてにわたって厳密に、かつ整合的に規定することは極めて困難である。したがって、支出項目のそれぞれについて、事実上どのような会計処理が行われているかを調べる必要があると思う。家計消費以外の最終支出項目について、検討すべき点は少なくない。

国民経済計算のいわゆる「三面等価」のもう一つの面である国内総所得＝国内総生産は固定資本減耗と純所得の和に等しく、後者は雇用者報酬と営業余剰、混合所得と間接税マイナス補助金からなるが、その統計的データにはいろいろ問題がある。つまり所得につい

ては、各産業の付加価値の分配という支払い側と、家計および政府、企業の所得という受け取り側がそれぞれ独立に推計されて、その両者が一致しなければならない。或いはその間の開きが統計的不突合として処理されなければならないが、後者の統計は不十分である。とくに個人業主所得についての統計は精度も十分でないし、また「収入」と「所得」との関係についても、マクロ的な整合性が問題である。個人にとって実現されたキャピタルゲイン（株式売買による利益等）は、マクロ的には所得でないが、財産収入と区別することは難しいであろう。国民所得は通常、純所得、つまり資本減耗を引いた残りの額として計上され、家計、企業、政府等の各経済主体に所得として分配されることになる。企業が介在する場合にはそこは問題ないが（ただし企業会計上計算される減価償却費と国民経済計算上の資本減耗とが、完全に一致するとはいえない）、家計や政府に関してその純収入から、資産の減耗分を引いたものが真の所得となるはずであるが、その計算は困難であろう。例えば個人の持家に関しては、その支出には帰属家賃分を加える一方、所得には帰属家賃を加え、減耗分を引かなければならない。面倒な点はあるとしても、所得の受け取り側からの推計についても検討すべきであろう。

GDP に関してのもう一つの問題は実質値、それを算出するためのデフレーターである。第三次産業の付加価値が GDP の 70% を占めるに至っているが、その中の特に金融部門などについて「実質産出額」を明確に規定することは難しい。「名目」GDP は現実の価額を表すが、「実質」GDP は単なる計算上の値にすぎないともいえる。しかしながら、エコノミストや経済政策当局にとっては、GDP の成長を「真の成長」と「見かけ上の成長」に分解したいという要求が起こるのは自然であるから、実質 GDP を求めることは必要である。しかし「貨幣ベール説」な考え方に捉われて「実質 GDP」を「真の GDP」と思い込んだり、或いは「真の GDP」を表さなければならないと主張したりすることは誤りである。実質 GDP はあくまで一定のルールに従って計算された値に過ぎないということを念頭においた上で、部門ごとのデフレーターの動きをくわしく吟味すべきであると思う。

最近では GDP の四半期ごとの動きが注目され、しかもそれをなるべく早く公表することが求められている。最初に発表される速報値が後に公表される確報値とかなり違いがあることも批判されている。しかし敢えていえば、国民経済計算を完全に四半期ごとに計上することは原理的に無理である。なぜならば、国民経済計算は、企業の会計報告と同じく、事後の決算なのであって、その項目の中には一年を通じてでなければ意味のないものも多くふくまれており、無理にそれを四半期に配分することが必ずしも適当でないからである。このことは国民経済計算の一部を四半期ごとに計算・公表することの必要性を否定するものではない。ただそれを一年分加えれば、年次の国民経済計算が出来るというものではなく、年次の確定値はそれに更にいろいろな調整を加えて計算されるのである。したがって、両者に「食い違い」が生ずるのは当然であって、非難されるべきことではない。同様に四半期ごとの速報値と確報値についても、それぞれが異なる基礎データにもとづいている以上、乖離が生ずるのは当然である。もし乖離をなるべく小さくすることが求めら

れるならば「速報値」ではなく、そこで用いられるデータから「確報値」をなるべく正確に推定した「予測値」として計算し、そのようなものとして発表すべきである。

5. 3 スtock勘定の問題

国民経済計算においては、総生産、総支出などのフロー勘定に注目が集まるが、ストック勘定もっと吟味すべきである。そもそもストックを直接調査した国富統計調査が1970年調査を最後として行われなくなってから、ストックを直接に「もの」として調査することはなくなった。その後、住宅と土地に関しては本格的な調査が行われるようになったけれども、企業設備や公的資産に関しては、帳簿上の数字にもとづくものしか存在しない。したがって、ストック勘定、いわゆる国富に関してはその数字がどの程度の信頼性を持つものか明確でない。

バブルの成長とその崩壊の過程は、キャピタルゲインとキャピタルロスの額を表した資本調整勘定の数字で表されているが、それがどの程度正確なものかほとんど不明である。国のストック全体、いわゆる国富はキャピタルゲイン、キャピタルロスを含んだままの額で表示されているので、バブル期には大きくふくらみ、バブル崩壊後は縮小している。しかし「国富」の全体がそれほど大きく変化していないことは確かであるから、国富の各目額と区別してその実質額を明らかにすることが望まれるであろう。

もちろん、ストックの実質化はフローの実質化に比べて、方法論的にも、データの上でも困難が大きい。物理的に同一のストックは異なる時点について実質的には同じであると決めてしまうわけにはいかない。ある土地の周辺の開発が進んだために価値が上昇した場合にキャピタルゲインが発生したとして、それが投機によって生じた場合と全く同じく、土地の「実質」は変わらないとするのも適当でないであろう。どこまでが土地の「実質価値」の上昇に対応し、どれだけが単なる「価格上昇」であるのかを区別することは難しい。また、企業設備などは、物理的な資本減耗のほかにはいわゆる陳腐化による価値下落もあり、どのように評価するかは難しい。さらに、公共資本については、そもそも市場価格が存在しないし、建設コストで評価するとしても、建設時期が離れている場合には、それをどのようにして現在価値に換算するのも問題である。このような評価を帳簿価格にもとづいて行うとすれば、会計規則上の多くの問題が生じてしまう。

ストックの推計に困難が多いとしても、日本経済の将来を展望するために、それが極めて重要であることを強調したい。労働力と並ぶ基本的生産要素である資本ストックの大きさとその成長率は、日本経済の潜在成長率、ないし供給力を決定する最も重要な要素である。今後少子化によって労働力は減少に向かうので、資本が増加しなければ、成長率はマイナスになってしまう。もう一つの成長を規定する技術進歩の統計的表現としての全要素生産性も、正の投資がなければ上昇しない。バブル崩壊後の長期にわたる不況の中で、企業設備投資は停滞し、総資本形成から資本減耗を引いた純投資の大きさは2005年ごろにかけて急速に低下している。他方、資本の年齢は高くなっており、古い資本が多くなってい

る。このことは新しい資本の増加にもとづく生産性の伸びが低下しつつあることを想像させる。

純投資の減少は、貯蓄の減少を意味する。家計の貯蓄率はそれほど低下していないにもかかわらず、国民経済全体としての貯蓄率が低下しているのは、政府の財政赤字によるマイナス貯蓄が増大しているからである。政府の負債でも、政府による投資や民間の投資の補助に向けられる部分は貯蓄＝純投資の減少をもたらさないが、公共資本については資本減耗分が直接計上されないことが多いから、政府の実質的な正または負の純貯蓄がどれだけであるかを知ることは難しい。政府資産の売却や政府企業の民営化により、政府の負債は減らすことができるが、それは単に資産の政府から民間への移転を意味するだけで、実質的なストックには影響しない。政府財政の累積赤字が「後の世代の負担」になるという議論がある。しかし、フローだけで考えれば、現在の世代が将来の世代の生産するものを前もって消費してしまうことはできないのだから、政府が借金をしても、外国から借りるのでない限り、国の内部での貸借関係にとどまり、全体として将来の世代に影響することはない。将来、政府が税金によって返済したとしても、国民一般から受取った税金を国債の所有者である国民に移すだけであるから「後の世代」全体の負担が増えることにはならない。問題はフローではなくストックにある。つまり、政府が国民の貯蓄を借入れ、それを消費してしまうとすれば、本来なら純投資になるはずであった貯蓄が消費にまわされることになり、それだけ将来のためのストックが少なくなって、供給力が減少することによって将来の世代に影響するのである。バブルとその崩壊、更にその後遺症としての長期不況の中で、実質的に「純投資」がどれだけ行われ、それによって「正味の国富」が実質的にどのように変化したかを知ることは重要である。すなわち、企業設備と公共資本を対象とした実物資産・ストックのかなりな大規模な調査を実施し、ストック統計を改善する必要性が極めて高いと思う。

5. 4 社会人口統計と自然・環境統計

経済統計は国民経済計算を中心として体系化することができるが、政府統計はそれだけではない。そのほかに少なくとも二つの体系が考えられなければならない。社会・人口統計と自然・環境統計である。

経済統計は主として企業の活動を対象としている。これに対して個人或いは世帯（あるいは家族）を対象とする統計が社会・人口統計であり、そこでは個人や家族の活動の実態が総合的、かつ体系的に把握され表示されなければならない。かつて国連統計委員会の下で社会人口統計体系 SSDS なるものが構想された。それは人々の生活の全体を包括的に捉えるような統計体系を意味し、極めて大がかりなものであったが、野心的すぎる嫌いもあったと思う。

ここで想定する社会・人口統計とは、経済統計が主として企業、或いは公的機関等の組織体の活動に関するものであるのに対して、人々の個人として、或いは家族関係の中での

活動に関わるものである。個人或いは家計は一方では労働の提供者であり、他方では財やサービスの消費者、或いは受容者である。また経済活動以外の活動も行っている。そもそも人間は、生産者や消費者である以前に、社会を構成する主体である。そこで、社会の主体としての人間の数、構造、変化を把握する人口センサスや人口動態統計から始めて、就業と報酬、所得と支出、健康と医療、住宅、教育、文化、生活時間、更に犯罪や事故などに関する統計を通じて、個人（および家族）生活全体を明らかにする必要がある。そのために概念的整理を進めるとともに、国勢調査を基本とし、その上にいくつかの周期的な構造統計、および各種の動態統計を組み合わせた統計の体系を構築しなければならないと思う。その場合、統計調査だけでなく、各種の行政記録、登録データを有効に利用しなければならない。

今後の統計環境の一層の悪化の可能性を考えると、国勢調査は母集団把握を主目的として最大限に簡素化し、その他の必要項目はすべて大規模標本調査および行政記録にもとづく構造統計に移すべきであると思う。現在、構造統計として不十分と思われるのの一つは、所得や収入に関するものである。特に給与所得、財産所得、営業所得、その他所得を合算した個人および家族の所得全体の把握は極めて不十分であり、そのことが例えば「所得格差の拡大」に関する認識を不明確なものにしている。「収入」と「所得」或いは「実収入」と「純所得」の定義が収入の種類により、また場合によって異なり、税務上の定義にしても必ずしも明快ではないので、理論的に整合的な統一的な定義を与えた上で所得統計を再編成する必要があると思う。その上で家計の所得水準と生活条件の間にどのような関係が生じているかを示すデータが作られることが望ましい。それによって、最近やかましく論ぜられている「格差」の実体がどのようなものであるかを分析することができるであろう。

このような統計の体系は、少子化問題、高齢化問題を分析し、その対策を考えるに当たっても必要である。現在存在している統計は、なおこれらの問題について具体的に、かつ十分深い議論を展開するには不十分であると思われることが少なくない。社会人口統計の体系化とその充実は、今後の重要な課題であると思う。

統計の第三の種類は自然或いは環境に関するもので、気象・気候統計と環境統計がある。前者については、明治初年から 100 年以上の観測結果の時系列がある。後者については、大部分が環境問題に対する関心が高まった 1970 年代頃から作られている。両者は全く別の由来を持っているので、一緒に考えられることが少ないが、広い意味の「自然環境」として一括して扱った方がよい。特に最近では、地球温暖化にともなう気候変動が大きい問題となって、気候が環境問題の重要な要素と理解されるようになってきているので、自然環境の一部として気候や気象を考えるのが適切である。自然に関する統計の一つの問題は、大量のデータをどのように「統計」として編集するかである。自然には個人や家計、事業所や企業のような統計の対象となる観測の単位が存在しないから、「集団を記述した数学」としての統計という概念をあてはめることは困難である。しかし、ばらばらなデータをただ並べただけではそれが何を表しているかを厳密に考えることはできない。例えば、気温の観

測データは全国各地について存在するが、観測地点は次第に増加しており、一部変更されたものもある。この場合、各年に観測された値をただ平均して「全国平均気温」としたのでは、その意味は時とともに変わってしまい、その時系列な変化を見ても、日本の全国的な気温の変化を厳密に知ることにはならないであろう。環境に関するデータも、現在ではかなり多量に、しかも一部はかなり長期間にわたって存在するが、それがどのような対象範囲を代表しているのか、それが表しているものが変化していないかがつねに問題となる。自然統計に関して、観測データを統計化するための方法論を明確にした上で、それを体系化することが必要である。

5. 5 指数と統計指標

加工統計の中には、国民経済計算のほかに各種の指数或いは指標がある。ここでは、同種の数字を総合して全体の傾向を表したものを指数 **index** と呼び、異種のデータを総合したものを統計指標 **statistical indicator** と呼ぶことにしよう。

指数には多くのものがあり、昔から計算されて来た。その大半は価格指数および数量指数である。指数についてはこれまで膨大な研究があり、多くの提案がなされて来た。ここでは若干の点について指摘したい。

指数の計算方式などの技術的な問題については、例えば季節調整の **X-12** 方式など、近年においていくつかの進歩は見られるが、いずれにしても唯一の「真の」、或いは「正しい」指数なるものは存在しない。「真の価格指数」に関する多くの研究は、整合的な効用関数を持つ単一の経済主体を前提にしているので、別の見方をすれば、多様な条件の下にある多数の経済主体が存在する現実においては、唯一の「真の指数」は存在しないことになる。実際激しく価格が変動する場合には、適切な「消費者物価指数」は、所得により、人によって異なるであろう。したがって、一つの「消費者物価指数」が、人々の「実感」と異なることがあっても不思議ではなく、このような場合には、異なるウエイトにもとづいたいくつかの「物価指数」を計算する必要も生じる（ただし「指数が実感と合わない」といわれる場合、しばしば思い込みや誤解によることも少なくない）。

最近、経済状況の判断に関して一部のエコノミストが「デフレーションは終わっていない。物価が下落していないとする消費者物価指数はまちがっている」という主張をしたが、なぜ消費者物価指数が「まちがっている」とするのかについて納得される説明は与えられなかったと思う。この場合、まず「デフレーション」とは何を意味するかについて具体的な定義がなされねばならず、ただ漠然と「一般的な物価下落傾向」としたのでは、統計上の操作的な定義に結びつけられない。物価の定義に対して、現実の指数のための基礎データのえらび方、調査方法、或いは算式のどこが不適當であるかを指摘すべきであって、「デフレは終わっていないという自分の判断に矛盾しているから、指数はダメだ」というような「批判」は批判になっていないといわねばならない。

現実の価格指数についていえば、変化の激しい状況の下で、各品目の代表的な銘柄の選

び方、典型的な価格の定め方、そしてウェイトの求め方に問題がある。これらの点については基準時点をできるだけ頻繁に変えて、連鎖指数を作ることが望ましいといえるが、調査のコストを考えれば、それは困難である。ある程度の期間固定せざるを得ないし、そのために基準切り替え時点で若干の不連続性が生ずることは止むを得ない。消費者物価については、流通業界の競争の激化のためにいわゆる「価格破壊」が進み、それとともに同一商品の価格のばらつきが大きくなり、また特別セールやポイント制、カード割引など支払い価格や支払い条件が複雑化し、特定の銘柄についてもその典型的、或いは標準的な価格を求めることが困難になっている。このことがデフレーション状況の下では、物価指数の「下方硬直性」をもたらした可能性があると思う。このような点については特別の調査、研究が必要であろう。

指数とは異なって、異種のデータをまとめた指標については、筆者はそれを指数とは区別して扱うべきであり、政府統計の一部と考える方がよいと思う。欧米には各種の統計指標の算定に熱心な国々もあり、またそれを政策効果の判断に用いている場合もある。かつて、わが国も国民福祉指標 NNW (Net National Welfare) が熱心に論ぜられ、また計算されたことがあった。同様の指標は地域ごとにも計算され発表されている。このような指標は、福祉指標のほかに、教育指標、文化指標、健康指標、或いは環境指標、安全・安心指標などいろいろ考えられる。それらはいずれも意味はあるものであるが、それらの指標を構成する基礎データの選び方、異種のデータを総合する際のウェイトの定め方などについて、余りにも多くの主観的判断が入るので、研究者や民間機関が発表することは歓迎すべきであるが、政府の統計部局が計算・公表することには問題がある。政府の一部局が発表するとしてもそれは一つ「試算値」とすべきであり、政府の「公式統計」の一部とすべきではない。

このことに関しては「景気指標」を政府が発表することを、筆者は疑問に思っている。最近「景気の上昇局面」が「いざなぎ景気」を超えたということが宣伝された。しかし改めていうまでもなく、平均経済成長率が 10%を超えた「いざなぎ景気」とようやくマイナス成長から這い上がっただけの状況とでは、比較すること自体ナンセンスである。そもそも「景気指標」なるものは、それが十分適切に作られていたとしても、2, 3年周期の短期の循環変動を捉えるだけのもので、より大きな意味を持つ 10 年単位の変動、例えば高度成長からオイル・ショックを経て安定成長への移行、或いはバブル崩壊による長期不況への転落などは全くそこには現れてこないのである。現在の日本経済についての最大の問題は、長かった「平成不況」からようやく脱出して、中期的に安定的な成長軌道に移行するか否かという点にあるのであって、その意味では「好況」はまだ始まったばかりといわねばならない。「いざなぎを超えた好況が続いている」などというのは完全な誤解を与える説明であり、もしそのような判断にもとづいて経済政策運営がなされるならば、重大な結果をもたらすことになるであろう。

6 政府統計の将来

6.1 統計制度の問題

日本の統計制度は当面は分散型の統計機構のもとで運営されつづけるであろう。しかし、将来はやはり集中型の統計機構に向かうべきであると思う。それにはいくつかの理由がある。

(1) 社会の発展： 社会構造が複雑化し、社会活動が多様化する中で、それぞれの府省庁が担当分野ごとに統計を作っていたのでは、社会的課題の全貌を把握することが困難になってきている。例えば、経済センサスにおいてはすべての事業所・企業について一斉に、同一の形式で調査することが必要であり、それを工業センサス、商業センサス、サービス業センサス等々の寄せ集めとしたのでは、重複や脱落が避けられず、また整合的な結果が得られなくなる。現状では、経済センサスは関係府省庁の協力の下に実施されることになるが、将来は中央統計局のような組織が一括して実施するようにすべきである。

(2) 統計職員の高度の専門性の確保： 行政改革による人員の削減、機構の縮小が進む中で、各府省庁ごとに高度の専門性を持った職員を養成することは困難である。また、統計の専門家も統計だけでキャリアを築くことが難しくなる。優れた人材を確保し、専門性を高めるためには、統計職員を威信の高い中央省庁に集中する必要がある。

(3) 国際協力の必要性： 今後、国連等の国際機関を通じ、或いは二国間の関係において、協力、支援の機会はますます増えるし、日本として積極的にそれに参加すべきである。そのためには日本側での担当部局が一元化していることが望ましく、そこで統計の国際協力の専門家も養成すべきである。

(4) 実査の一元化： 現在、統計の実査において、国の統計調査の多くは地方公共団体の統計担当部課を通じて行われており、その点では一元化されている。しかしながら、今後、地方公共団体の国からの独立性が強まり、またその行政の合理化も進められるにつれて、このような形で地方公共団体に実査を依頼することは困難になり、国の調査は国の機関が実施しなければならなくなるであろう。その場合、少なくとも統計調査の実査を担当する部局は一元化しているべきである。

(5) 行政情報の統計利用： 今後、行政当局の持つ各種の行政情報を統計作成のために利用する必要性はますます増大する。その際、各行政機関に統計作成のための情報の提供を求める権限は一本化していることが望ましい。

しかしながら、統計制度が集中型の統計機構に変わったとしても、各府省庁との密接な協力の下に、真に必要とされる情報が作られるようにすることは大切であり、そのために人事交流も行われるべきである。また同じ意味で集中型への転換は急激でなく漸次なされることが望ましい。

6.2 官学協力の必要性

今後、統計をめぐる環境が複雑化し、また困難になっていく中で、できるだけ効率的に

調査を実施し、あらゆる情報を活用して最も精度の高い「推定値」を求め、また適切に統計値を提示するには、統計関係者の専門性をますます高める必要がある。

そのためには統計関係職員が、内外の大学院などで教育を受ける機会をもっと増やすこと、研究者が政府統計関係の職に就く機会を多くすること、日常的に政府統計関係部局と学会との交流を盛んにすること等が必要である。学会、とくに日本統計学会の側からも、政府統計に関心を持ち、必要に応じてその仕事に関わる人がもっと増えなければならないと思う。政府統計の改善に必要な学問的見識とは、数理統計学の理論につけるものではなく、それは一部にすぎない。もっと重要なことは、統計の対象となる経済社会の現実とその中で統計作成の過程が直面する具体的な状況について知識を持ち、政府統計の抱える問題を正しく認識することである。

これまで多くの学者は、政府統計に関心を持つ場合でも、もっぱら統計の利用者として注文を出すか、或いは超越的な論理によって政府統計を「批判」することが多かった。もちろん、統計利用の観点から、政府統計を論ずることは望ましいことではあるが、政府統計は学者の論文の材料を提供することを目的として作られるものではないから、専門的な学問的興味だけから統計に注文をつけることは慎むべきであると思う。また統計について一定の理念からその「あるべき姿」を求めることもよいが、統計のおかれている条件を無視して、政府統計を「批判」しても意味がない。

また最近では、一部の人々により自分達の議論や立場に都合がよくないということから「日本の統計はまちがっている」、「日本の統計はダメだ」という議論がなされることがある。その場合、しばしば外国の「権威」が引き合い出されることがある。日本の統計にもいろいろ欠点はある、それを指摘することも必要であるが、統計の信用を落とし、それによって自分に都合のよい結論を、客観的な根拠なしに押し通そうとするような議論に対しては反撃しなければならない。政府統計に対して批判的な、しかし理解ある態度にもとづいて、その改善に協力することが学界の側に望まれるのである。

更に、政府統計の作成の現場或いはその加工、利用から生ずる問題に対して積極的に関心を持ち、その解決のための理論と方法の開発を関係者と協力してあたるべきである。

7. 2011年11月 追記

筆者は2007年から2009年まで、新たに発足した統計委員会の委員長を務めさせて頂いた。

この間2009年3月に閣議決定された「公的統計の整備に関する基本的な計画」原案を策定することができた。また統計委員会ではこの基本計画を含め、統計に関する法の施行状況に関する報告を行うことになり、2010年9月にはその2009年度に関する報告書が発表された。各省庁の協力の下に公的統計の整備・改善に関する全体的な計画が作成され、またその実際の進行状況が毎年チェックされることは、分散型統計制度の下で政府統計の総合調整を一步進めることになった。

「基本計画」には公的整備に当たっての基本的な方針として、(1)統計の体系的整備、(2)経済・社会の環境変化に対応、(3)統計データの有効活用の推進、(4)効率的な統計作成ならびに統計リソースの確保及び有効活用、の4点が挙げられている。

統計の体系的整備に関しては、その根幹として「基幹統計」が指定されることとなった。旧統計法における「指定統計」は統計調査を対象とするものであったが「基幹統計」は必ずしも特定の統計調査と対応するものではなく、行政記録等にもとづく統計や加工統計をも含むものとなりつつあり、統計情報の体系的整備を目ざしている。

また国民経済計算を統計情報の体系化の中心として重視し、その基礎となる一次統計との連携強化を求めている。また企業・事業所統計の基礎となるビジネス・レジスターの構築が計画されている。

公的統計作成のための行政記録情報等の活用については、分散型統計制度の下で省庁を超えた利用に障害が多かったが、新統計法の下でその推進を計ることが強調されている。またこれまで諸外国と比べて遅れていると学界から批判が多かった、個票情報の二次利用についても、オーダー・メード集計の導入、匿名データの作成及び提供、統計情報の目的外利用の整備など、幾つかの改善が行われることとなった。このように新統計法の下で、公的統計の改革に向けて方向づけが行われることになった。

しかしこの間、統計委員会が新統計法にも明記されているような「公的統計の司令塔」としての役割を果たし得たかについては、慚愧たる思いである。現在の状況で、真に役に立つ政府統計を作り出すには、基本的に大きな障害があると感じざるを得なかった。

第一に統計に関する、政府内外の関係者、およびマスコミ・ジャーナリズム等の統計に対する無理解・無責任・無関心である。

政策の計画、立案、実施には客観的な根拠に基づいて行われなければならないとする **evidence based policy** の考え方が提唱されているにもかかわらず、その最も根拠となるべき統計がないがしろにされていると感じることが多い。重要な政策が提起され、論議されている中でも、それがどれだけの費用を要し、どのような場所にどれだけの効果をとものうのかが、統計数字を用いて論証されることはほとんどない。或いは政策を提案している省庁などが数字を用いてその根拠を示す場合でもその数字が客観的根拠を持ち、適切なものであるか疑わしいことが少なくない。また政策を批判する側にしても、客観的数字にもとづいて論理を展開することはほとんどない。このような状況の中では、結果として不適切、不効率な政策が実行され、大きなムダ、弊害が生じることになる。更に一度実行に移された政策が実際にどれだけの効果をもたらしたかが、事後的に客観的に評価されることはほとんどないので、政策が有効であったかムダであったかが検証されることがなく、したがって経験を次の段階に生かすことができない。政策の立案、実施の段階では賛否騒がしかった場合でも、一旦実施に移されてしまうと、その事後の検証には「世論」は無関心になってしまう。

そもそも重要な政策の計画、立案、実施には、それを根拠づける客観的なデータ、特に

統計が必要であるということが、政府内でも、政治家、その他の関係者の間でも、ほとんど認識されていないように思われる。

このような状況下では統計関係部局がいかに努力しても、真に役立つ統計を生産し、またそれを有効に活用することは望めないのではないかと感ぜざるを得なかった。

2011年3月の東日本大震災はそれにもなって生じた福島第一原子力発電所の事故も加えて、莫大な被害が生じたことは改めて云うまでもない。それからの復旧・復興のための予算が論じられているが、その中で必要な収入を得るための財源をどのように賄うかの議論は政党間でも、その他の場面でも華々しく行われている反面、必要な支出額についてはほとんど論じられていない。19兆円と云われている額についても、その根拠、或いは具体的な内容は極めて不明瞭である。

そもそも震災からの復旧・復興計画の作成に当たっては、どこでどれだけの被害が生じ、したがって何をどれだけしなければならぬかを正確に把握することが第一である。そのためには震災被害の客観的・包括的な統計を作成しなければならない。勿論地方自治体や各省庁、或いは民間の業界や団体なども、それぞれ被害状況に関するデータを集めているが、それらを集めて統一的基準の下で整理統合し、更に必要な部分の調査を行って包括的な統計を整備する必要がある。

そのような準備なしに関係官庁や地方自治体その他の人々からの要求、要望を積み上げただけでは整合的で効率的な復旧・復興計画を作成し、実行することは不可能であろう。しかしこのことが十分認識されているか疑問である。

第二は分散型統計システムの限界である問題は統計関係部局が各省庁に分散しているというよりも、むしろそれらが「縦割り分権型」と云われる各省庁の一部になっていることにある。そのために統計関係部局は人員・予算、その他の面でも各省庁のそれぞれの論理の中に組み込まれていることである。

統計委員会はそのような分散型システムの短所を補うための「司令塔」としての役割を期待されていたのであるが、統計委員会は委員長以下すべての委員が非常勤であり、常勤の統計委員会室にしても室長以外は数名の各省庁からの出向者からなると言う体制で、人員についての予算についても全く発言権がない状態では、事実上旧統計審議会のような統計の総合的調整機能以上の役割を果たすということは困難であった。

このような体制の下では省庁を超えた新しい統計の企画、現在の統計の大幅な統廃合を行うことは事実上不可能であると云わざるを得ない。

第三に統計関係の予算・人員の不足である。ますます強くなる予算、人員削減の圧力の下で、各省庁の統計部局はそのしわ寄せの対象となりやすい。現に幾つかの統計については切り詰められた予算・人員によって、ますます悪化しつつある統計環境の中で、統計調査の質の維持することが困難になりつつある。

一般に政府支出削減の声がますます高まりつつある一方、統計に対する理解が低い中では状況は一層悪化する危険がある。現に2009年に民主党政権発足後まもなく行われた

「政府事業仕分け」の中で2010年国勢調査がその対象とされた。幸いそのときは民間からの「仕分け人」に統計に対する理解があったので予算削減は軽微ですみ、国勢調査に大きな影響はなかったが、今後再びこのようなことが行われ、大きな影響がでる可能性は否定できない。

人員についても、経常的な業務に追われる中で、単なる技術的知識を超えた統計に関する幅広い見識を持った専門家を養成することがますます困難になっている。各省ごとの「縦割り人事」の中では、統計についての専門的知識や経験を持たない人が統計部局のトップになることもある。

諸外国の統計関係部局と比較しても、我が国の統計関係の予算、人員が少ないことは事実である。このことは統計関係の国際組織における我が国の発言力を弱め、また我が国の統計に対する国際的信頼を損ねることになれば、一般的な国際交渉力を損なうことにもなりかねない。例えば最近問題となっているTPPやFTAなどの交渉の場でも、それによって行われる制度改革によって我が国の産業その他にどれだけの影響を生じるかについて、根拠のあるデータを持っていなければ「国益」を守るためのしっかりした交渉はできない。関税完全撤廃の国民経済への影響について、経済産業省と農林水産省が全くかけ離れた数字を出しているような状態では、交渉の場での発言力は著しく弱められてしまうことに思い至るべきである。

最近数年間の間に、新統計法の試行により統計改革は一步進んだところもあるが、日本の公的統計を取り巻く環境は、依然として極めて厳しいと云わなければならない。しかし根本的な問題は、単なる制度改革では解決できない。統計に対する政治・社会の認識が進まなければ改革も成果も生まれないからである。

この問題に取り組むことは、困難ではあるが学界を含めた関係者にとっての共通の課題である。

第5章 わが国における統計法制度の展開

森 博美[†]

(法政大学・経済学部・教授)

要 旨

戦後、分散型統計制度として再建されたわが国の政府統計は、現在、個々の統計の品質としてもまた政府統計全体としても、早急な取組みを必要とする多くの課題を抱えている。本章は、今日、わが国の政府統計の課題として表面化しているものがそもそも何に起因し、またその解決の基本的な鍵がどこにあるかを、戦前期から今日までの統計法規の変遷と関連づけつつわが国の統計制度と統計行政の展開を跡づけることによって明らかにしたものである。

[†] 194-0298 東京都町田市相原 4342 法政大学経済学部
hiromim@hosei.ac.jp

1. 戦前期の統計法規と統計制度

1.1 戦前期の統計法規

わが国戦前期の統計関係の法律としては、「国勢調査ニ関スル法律」(明治 35 年法律第 49 号)、「統計資料実地調査ニ関スル法律」(大正 11 年法律第 52 号)、それに「資源調査法」(昭和 4 年法律第 53 号)が、いわゆる「統計三法」として知られている。

このうち「国勢調査ニ関スル法律」は、第 1 回国勢調査実施のために制定された個別調査法規である。同法は調査実施の宣言的法律で、調査遂行上の諸事項に関しては何も規定しておらず、それらを全て「施行令」と「施行細則」に委ねている。

「施行令」あるいは「施行細則」においてとはいえ、一定の根拠法規の下に申告義務や各種違反行為に係る措置が規定されたことは、調査実施者にとって大きな意味を持っていた。

「統計資料実地調査ニ関スル法律」は、もともと労働統計実地調査実施のための個別調査法規として制定されたものであるが、将来、他の調査にも拡張適用される要素を内包していた。事実、その後の法改正により、同法はその適用範囲を次第に広げ、政府統計調査の実施を広く規制する基本法規的性格を担うことになる。

上記二法とは異なり、「資源調査法」は総動員体制下の資源局の調査法規として制定されたもので、その条文は政府に強力な調査権限を保証するものとなっている。同法は「軍需工業動員法」から申告命令権や立入り調査権を基本的に継承し、政府の調査権限を拡張・強化する形で「軍需調査令」を法律に昇格させたもので、政府統計調査全般に適用される基本法的性格を持っていた。

1.2 戦前期の統計調整と「昭和 17 年統計法案」

統計調整専門機関設置の必要性については、すでに明治期より一部の統計家によって提唱されてきた。しかしそれが中央統計委員会として具体化されるのは、大正 9 年(「委員会官制」勅令第 514 号)である。内閣総理大臣の直屬下に置かれ「統計ニ関スル重要事項ヲ調査審議スル」(第 1 条)ことを主たる任務とする委員会には、「大臣ノ諮問ニ応ジテ意見ヲ開申」(第 2 条)し、「大臣ニ建議」(第 3 条)する権限が付与されていた。このため、それまでの統計調整の不在に起因する混乱の被害者でもあった地方公共団体や統計の迅速な提供を求める民間利用者は、新設された委

員会に大きな期待を寄せていた。

しかし現実には、委員会の活動は極めて実効性に乏しいものであった。その権限は次第に縮小され、ついに昭和 15 年には委員会そのものが廃止された。その結果、わが国の政府統計は、一層混乱の度を深めることになる。戦前期に統計基本法規が未整備であったことは、中央統計委員会の機能不全とも相俟って、重複調査の氾濫、統計作成に必要な物資の省庁間の争奪、集計能力の不足による調査結果資料の放置など、政府統計の無政府状態を招いた。

このような中、昭和 15 年 8 月 10 日に内閣統計局長川島孝彦は、内閣総理大臣宛に「統計事務刷新ニ関スル意見書」を上申し、「現在我国ノ統計ハ其ノ組織、設備、機能何レモ十分ナラザルノミナラズ統計調査ノ実施モ各庁思ヒニシテ統一セズ加フルニ時局ノ必要トスル所各官庁ヨリ著シク多数ノ統計調査ヲ施行セルヲ以テ其ノ混乱名状スベカラズ。一方ニ於テ調査ヲ受クル国民ノ負担頗ル大ニ調査ノ第一線ニ立ツ行政庁職員ノ煩雑ナル労苦等閑ニ附ス可ラザルモノアルト共ニ他方ニ於テ各官庁ノ採集シタル統計ハ孤立分裂シテ之ヲ総合的ニ活用スルコト能ハズ」〔(5) 712 頁〕、と政府統計の実情を痛烈に批判し、官庁の「割拠分立的傾向」に根ざす「各官庁ノ統計ノ無統制乱雑」こそが混乱招来の元凶であるとして、その刷新改革の必要性を訴えた。彼が目指した改革の方向は、強力な統制権限を有する中央統計機関への統計作成業務の集中であり、調査の企画から発表に至る統計作成の全過程にわたる「国家事業ノ計画」並びに「防諜上」の見地からの統制であった。

川島はまた、行政各庁の定員削減を求めた内閣からの要請に対する回答文書の中でも、上記「意見書」に基づく統計制度改革案を具体的な制度構想の形で提案している。この制度構想を条文化したのが、①統計調査の一元統一、②既存の個別調査法規の一元化、③民間調査の統制、④統計の体系的組織化、⑤民間統計資料の開放利用等を骨子とする「昭和 17 年統計法案」である〔(5) 743 頁〕。しかし、戦局が一層緊迫の度を強める中、提案が戦時期の統計改革として日の目を見ることはなく、統計法制度の抜本改革は、全面的に戦後に持ち越された。

2. 統計基本法規の成立

2.1 戦後統計制度再建の動き

戦後、統計の分野でも戦時法令の整理等の戦後処理が行われた。それに呼応して内閣統計局は、統計再建にいち早く着手する。川島は昭和 21 年 4 月 18 日に「統計調査法案要綱」を内閣官房に提出し、これを「国情ノ実体ヲ明ニスル諸統計ノ整備」の第一歩として、①統計調査の定義、②政府の調査権限、統計資料提示請求権限、③国勢調査の 5 年毎の実施、④民間も含む調査の重複実施防止のための統制、⑤正規の手続きによらない調査に対する申告義務の免除、⑥政府統計の公開原則、⑦国家予算における統計費の定率化、等を提言した [(5) 760-761 頁]。

この法案要綱では、「昭和 17 年統計法案」が基調としていた「防諜」のための統計統制は統計の公開原則によって代置され、また「国家総合計画ノ樹立」という政府統計の使用目的も削除されている。しかし、民間も含めた調査規制など、「意見書」あるいは戦時期の中央統計庁構想を貫いていた統計の一元的統制という基本理念は依然として堅持されている。

(1)「統計制度改善に関する委員会」での審議

川島は、中央集権型統計機構としてかねてより温めてきた構想を「我国統計機能充実整備案」として公表し、これに基づく「統計制度改革案」を、翌 22 年 2 月に内閣書記官長及び連合軍総司令部に提出した。

このような動きの中、内閣でも橋井真、山中四郎らが、統計及び統計制度改革作業に着手する。内閣審議室は学識経験者と政府統計機関関係者からなる統計懇談会を設置し、日本の統計整備に関する連合軍総司令部の意向やアメリカの政府統計の実情把握、経済安定本部の設置に伴う統計整備の必要性、それに各省の統計事務の現状と改善に向けての取り組み等に関する意見交換を行なった。数回開催された統計懇談会は統計研究会へと発展し、内閣審議室の意向を受けて、経済安定計画の目標やそれを測定する指標としての基礎統計の整備、さらにはその前提となる日本の統計の在り方に関する研究を続行した [(1) 2 頁]。

7 月 2 日の統計研究会の分科会に川島が提出した「統計制度改革案」(川島私案)が統計権限の一極集中を内容としていたことから、各省はそれに猛反発した。一方、川島も、「各省ノ意見ニ対シ原案者ノ反駁意見」なる文書をしたため、反批判を展開するなど、双方ぬきさしならぬ状況に立ち至った。

このような中、内閣はこれ以上研究会組織で改革論議を継続するのは適当でない判断し、問題の解決を政府の正式な機関による決定に委ねた。このようにして設置されたのが、「統計制度改善に関する委員会」(大内委員会)である。8月24日の委員会の発会総会は、各庁合意による新機構の設置とそれを永続させる規定に設定の二点を統計再建論議の前提として確認した。委員会は分散型統計機構を前提に審議を進めるとの基本方針を決定し、この時点で川島構想は検討の枠外に置かれた。分散型統計機構を前提とした制度設計というその後の法案(「統計法要綱案」)審議の基本路線はここで敷かれた。

(2) 統計制度改善に関する委員会の『統計制度改善案』

10月21日に開かれた第2回本委員会で、委員会答申『統計制度改善案』(以下『改善案』)が決定される。総理大臣吉田茂に提出された答申の前文には、ありうべき統計機関について、「中央集権を可とし統計院を設けて内閣の有力な一機関」とすることを一挙に実現するには様々な障害があるためそれを「他日に期」し、当面、内閣に設置する統計委員会に作成すべき統計とその実施機関についての具体案を立案させ早急に統計を整備すること、そのために十分な政治力を発揮できる組織としてこの委員会を設置すべきこと等が記されている[(2) 257頁]。

このような状況判断と将来見通しの下に取りまとめられた『改善案』は、(a)統計に関する機構の整備、(b)統計関係職員及び統計調査員の質的向上、(c)統計の公表、(d)統計に関する基本法の制定、(e)要望事項からなる。なかでも重点が置かれていたのが(a)であった。

(a) 統計に関する機構の整備

統計機構の整備に関して『改善案』は、①統計委員会、②中央統計局、③各省、④地方庁、それに⑤民間統計の組織が果たすべき任務を次のように述べている。

まず、わが国の統計制度の中核機関として、総理大臣を会長として内閣に統計委員会(仮称)を設置し、重要統計に関する企画の審査、事務の監査、統計関係職員の資格認定、統計法規の整備その他統計制度の改善に関する立法、審査業務を行わせる。なお重要統計の企画に関しては、所管官庁に企画させるほか、統計委員会自らも企画にあたるとされている[(2) 257～258頁]。

次に、中央統計局の組織とその遂行業務については、経済安定本部に中央統

計局（仮称）を設け、内閣統計局の業務を引き継がせること。また中央統計局は、人口調査その他の包括的調査を実施するほか、各省が実施した調査の集計、統計年鑑の編纂、統計・官庁出版物の刊行販売、統計研究所及び統計専門学校の経営、統計知識の普及、統計資料文庫の設置及びその公開といった広範な業務を行う。なお、政府は、中央統計局長の任命にあたって、事前に統計委員会の意見を徴するものとされている〔(2) 258 頁〕。

『改善案』は、各省の統計組織の在り方にも言及している。そこでは、各省に統計所管の局・課を配置するとともに、各省の統計専管の局・課に省内の統計及び重要な業務報告の企画調整を行う統計連絡会議を設置するとされている〔(2) 258 頁〕。

地方庁の統計機構については、都道府県と市町村に統計課を設置し、人口、農林水産、商工業、労務等の一次統計に関する事務を取り扱わせる。統計課に集計機能を持たせ、地方統計機構を単に調査実施だけでなく、統計の作成・利用業務にも関与させる。また地方の調査経費について、都道府県、市町村が行う第一次統計の経費を国庫が全額負担とする。なお地方に対する監督体制としては、中央統計局所管の調査については経済安定本部長官が、また各省所管の調査については各省大臣がそれぞれあたる〔(2) 258 頁〕。

民間統計についてはできるだけ民間の自主性に任せるとしながらも、重要な統計の企画については統計委員会の審査を要することとし、政府は民間に対する調査実施命令権を持つとともに政府統計と重複する民間調査については、統計委員会での審議を経て、その中止を命ずることができるとされている。

以上のように、『改善案』では、一部の民間統計も含めて、統計委員会が統計の企画、実施という一国の統計作成に関していわば司令塔的な機能を果たすものとして構想されていた。

(b) 統計関係職員及び統計調査員の質の向上

優秀な統計スタッフの確保は、優れた品質の統計を作成するための必須条件である。このために『改善案』では、統計関係職員及び統計調査員の任命について、必要な資格、義務及び権限を規定するとされている。しかし、その具体的方策については特に記されていない。

(c) 統計の公表

重要統計については速やかな公表を義務づけ、必要に応じて公表期日を指定す

る一方、一定期間公表を差し控える統計については統計委員会の承認を要することとされている。

以上を受ける形で『改善案』は、基本法として制定する「統計法」の法案審議の基本方針として、「①政府その他の機関に於て重要な統計調査を行う場合には、その実施要綱を統計委員会の議に附し、その承認を要すること。②統計委員会に附議すべき重要統計の範囲は、統計委員会の議に附して定めること。③統計委員会の議を経たる統計調査については、被調査者及調査報告者に真実の報告義務を課し、その違反者に対しては適当なる罰則を設けること。④統計の公表及びその保存に関する事項。」〔(2) 259 頁〕等を掲げている。

「統計制度改善に関する委員会」の答申を受けて政府は、11 月 22 日、「統計制度改善に関する緊急処置要項」を閣議決定した。そこでは、内閣統計局及び各省統計機構の改善案の立案、現行重要統計の改善に関する具体案の作成、今次改善の趣旨徹底と地方における統計事務の実情調査、重要統計資料の散逸防止及び蒐集と並んで、統計法(仮称)の立案が、昭和 21 年度内に統計委員会が遂行すべき課題として列挙されている〔(2) 262 頁〕。

このように、「統計法」の法案作成が政治日程としても緊急度の高い課題とされたことから、経済安定本部は「統計法要綱案」の作成作業に直ちに着手する〔(1) 7 頁〕。作業は 10 月下旬から 11 月にかけて各省の統計部局からの意見聴取という形で開始されるが、12 月 28 日の「統計委員会官制」(昭和 21 年勅令第 619 号)の施行により行政委員会の一つとして統計委員会が設置されたことから、同委員会にその場を移して法案審議は続行される。

2.2 統計制度再建の制約条件

統計委員会が新制度を設計するに際して、その前提あるいは制約条件となったいくつかの要因がある。

(1) 内在的要件

戦争末期、わが国の統計は壊滅的状态にあった。調査実施に必要な調査資料等の資材、調査要員の不足から、多くの調査が中止を余儀なくされ、また実施にはこぎつけたものの集計処理に至ることなく放置されたものも少なくなかった。戦時下、統計は何よりも国防計画の立案、統制経済遂行のために

作成され、政府以外による使用は防諜を理由に厳しい管理下に置かれた。統計委員会による新たな制度構築がこの点の反省に立つものであったのは自然の成り行きであった。

新制度設計に係るもう一つの内在的前提は、民主主義の下での基本的人権を獲得した個人並びに経済活動の自由を保障された企業体という調査客体の存在であった。

(2) 外的要件

統計改革は GHQ 占領下の事業として行われた。制度再建にあたり GHQ—SCAP は二度にわたる統計使節団の派遣を米国政府に要請した。来日した使節団は統計委員会に対して種々の助言を行うとともに、わが国の統計の在り方についての勧告文書を提出した。一方、統計委員会側でも、法案の審議過程で要綱案の内容説明を GHQ に対して行っている。

連合国側の対日占領の実質的当事国であった米国は、伝統的に分散型統計機構の国として知られる。また、GHQ も米国内の行政機関と同様に占領行政を分掌し、各部局 (section) はそれぞれ他に干渉されることなく、独自に必要な情報の確保を図った。他方、日本の行政機関も同様に、所管の行政遂行に関わる統計情報の収集の制約となるような制度官庁の設置は可能な限り排除したいという「組織の論理」を持っていた。このような理由から、「別々な実務官庁の統計活動が互に連絡なく行われるならば、重複や抵触が起り、時には矛盾した結果を生み発表さえされるに至るのは不可避である。そこで必然の結果として分権的な統計組織には各分立している部分を調整するための機関がなければならぬ」〔(3) 99 頁〕ことになる。

いずれにせよ、所管業務の遂行に必要な情報に対する徴集・使用について、不可侵的権限を確保するという点では、占領政策遂行に係る GHQ の各部局とわが国の各省庁との間には、完全に利害の一致があった。それだけでなく、むしろ「日本の役所は GHQ を極度に利用して縄張りを広げることをした」〔(7) 84 頁〕のである。

一方で「此 (統計使節団第一次報告書—引用者) の中で述べている結論は、決して最終案ではなく、日本の政府や学者が、今後凡ゆる国から摂取する最も有用な経験を自らの手で十分活用できるようになる迄の暫定案」としつつ

も、世界中で最も「統計的精神に富」んでいる「合衆国の経験、慣行から」日本は多くのものを学び取ることができる〔(3) 85 頁〕と謙虚な論調ながら、自らの分散型統計制度を現有制度として提示する米国統計使節団の存在、他方で GHQ の各部局と連携しつつ統計権益の確保を図る各省庁の存在、このような中でわが国の戦後の統計制度再建が進められる。『改善案』が「統計法案」そして現実の統計制度へと具体化されて行く過程で、こういった制約条件はその内容にどういった修正を迫ったのであろうか。

2.3 統計制度再建過程での『改善案』の変質

(1) 統計委員会の企画権限をめぐる確執

当初の「統計法要綱案」は大筋で『改善案』の内容を受けたもので、その中には統計委員会の調査企画権限が明確に謳われていた。大屋祐雪は、要綱案の変遷と統計委員会官制の変更を克明に跡づけ、統計委員会が当初、企画機能と調整機能を統計の改善発達のための両輪として位置づけていたにもかかわらず、法案の審議過程で企画権限に係る部分が次第に削ぎ落とされ、「統計法は、統計制度、統計調査、統計体系の改善発達のための基本法から、統計の管理行政に関する法律へと変質」し、統計の真実性を確保し、統計調査の重複を除き国民の負担軽減を図るだけの「狭義の統計行政」のための法律へと矮小化される事実を論証している〔(6) 79 頁〕。そして彼は、このような要綱案変質の要因が「「広義の統計行政」を嫌い、戦後たかまった統計制度改善の動きを「狭義の統計行政」の枠内に押し込めようとする官庁セクショナリズム」にあると結論づける〔(6) 80 頁〕。なお、法要綱案作成過程での統計委員会と各省庁との企画権限をめぐる対立は、本委員会審議においてではなく、むしろ委員会事務局と省庁、さらには事務局と法制局といういわば裏舞台で主として展開される〔(12) 30 頁〕。

(2) 統計委員会による地方統計組織整備構想とその挫折

『改善案』は、一次統計作成のための各省横断的な地方統計組織を構想しており、その内容は、調査、集計業務だけでなく経費さらには人事にわたる包括的なものであった。法案の可決に際して国会も、地方統計組織の拡充整備が必要であるとの付帯決議を行っている。しかし、現実はずしむ統計委

員会側のシナリオ通りに進展したわけではない。

農林省では、昭和 21 年 8 月の GHQ 天然資源局の作物統計機構整備に関する指令を受け、翌 22 年 4 月に調査統計局を新設するとともに、同省直轄の地方統計組織を設置した。これによって同省は、作物報告出張所－作物報告事務所－統計調査局という独自の統計作成系統を持つことになった [(1) 20 頁]。また、戦時中に調査組織としても機能してきた産業統制団体の解散を GHQ が命じたことから、政府はそれまで各種業界団体経由で作成させていた統計を、自ら調査する必要に迫られた。そこで商工省は、府県統計課を通じた報告収集に加え、同省の地方直轄組織として地方商工局出張所－地方商工局－調査統計局という新たな直轄報告系統を作り上げた [(1) 20 頁]。また、厚生省は、昭和 22 年 5 月、GHQ 公衆保健局の指令により公衆衛生指導強化のために予防局に衛生統計課を設置した。同年 9 月、同省には公衆衛生行政との連携強化を理由に、内閣統計局から人口動態統計が移管された。これに伴い、それまでの市町村－都府県－内閣統計局という報告系統は、新たに市町村－保健所－府県衛生部－厚生省へと改められた。その後、衛生統計課は、衛生統計部、さらには官房統計部へと拡充され、省内の統計業務を総括するようになった [(1) 20 頁]。

このように、「統計法」の施行前後から昭和 23 年にかけて中央省庁で相次いで統計機構の拡充整備が図られ、新たに農林、商工、労働の各省に統計局が、また他のほとんどの省庁にも統計専管課が設置された。このような一連の動きは、わが国の政府統計の分散的性格を一層鮮明にする過程でもあった。

中央省庁における統計組織の拡充とそれに付随する直轄報告系統の整備は、いずれも GHQ の各局が所管する占領行政遂行のための指示を梃子に推進された。GHQ は特段の統計政策を持っていたわけではなく、それはむしろ GHQ そのものが部局間の対立要素を含みつつ占領行政を遂行する中で、それぞれ必要な統計の確保を図るというまさに局益を反映したものであった。これはまた、省益の確保、拡張を指向する行政機関の利害とも完全に符合するものであった。このような地方直轄組織の創設に向けての GHQ 各局と各省の連合攻勢に対して、『改善案』が掲げた省庁横断型の地方統計組織の実現を目指した統計委員会はいずれも無力であった。

地方統計機構の人事、予算の制度化も同様に GHQ の方針と相容れず、委員会は当初構想からの後退を余儀なくされる。

最初の一撃は、府県に国の官吏を置くことが地方自治尊重の原則に反するとの GHQ 政治局からの反対であった。これによって委員会は、全額国庫補助の府県職員を配置するよう方針転換せざるをえなかった〔(1) 23、53-54 頁〕。地方統計職員の人事権、さらには統計関連経費の補助の在り方に関して統計委員会は、国費支弁による府県の統計職員については、地方事務官として日常の監督は知事に委ねるものの、その任免は国直轄あるいは委員会の意向を受けて知事に任免させるという構想を持っていた。これについても、GHQ が地方自治の原則に反すると異を唱えたことから、結局、地方自治職員の人事権を制度化できなかった。昭和 22 年末に内務省が解体され地方行政が地方自治拡大の方向で再編された。このため統計委員会は、同省の地方人事指揮権を通じて行っていた地方統計職員に対する人事権行使という仕組みを維持できなくなった。

また、ドッジラインによる日本経済安定策を税制面で補完する目的で来日したシャープ税制使節団は、『シャープ使節団日本税制報告書』（昭和 24 年）で、国の地方自治体への干渉を排除するために、地方自治体事業のための全額政府負担による補助金の廃止とそれの平衡交付金による代替を勧告した。この勧告を受けて設置された地方行政調査委員会議は、昭和 25 年 10 月、「国庫補助金が地方公共団体に対して不当な統制干渉を行う原因」であるとして、補助職員設置のための国庫補助金を原則廃止し、その地方財政平衡交付金への組み入れを勧告した。なお、国の統計については地方公共団体への機関委任によって例外的にその存続が認められた〔(4) 153-154 頁〕が、大蔵省は、シャープ勧告を根拠に、昭和 26 年度の予算編成にあたり、従来地方統計機構整備費として一括されていた補助金を、府県については統計委員会からの委託費、また市町村については一般平衡交付金、とそれぞれ別立てで組んだ。特に後者は、地方事務遂行のための国からの総括的補助であり、交付金算定のための基本財政需要額算定基準の中に統計費として計上することも認められず、自治体の中には統計以外の費目へ流用するもの、さらには一般平衡交付金交付団体から外れるものも現われ、市町村における地方統計業務の財政

上の位置づけは一層不鮮明になった。

このように、GHQの対日政策は、『改善案』の制度化に向けての統計委員会の取り組みに様々な局面でその軌道修正を強いた。現実には再建なった戦後の統計制度は、このような制約条件の中で形作られたのである。

2.4 「統計法」の特徴

「統計法」制定の目的は、戦時中壊滅状態にあったわが国統計再建の礎となる法制度的根拠を与えることにあった。その点で「統計法」には、既存の統計法規間の重複錯綜を整理し、各個別調査法規を統一的な基本法規によって秩序づけることが何よりも要請されていた。

制定された「統計法」は、統計の作成過程と関連した諸規定を戦前期の「統計三法」から継承する一方、新設された統計調整に関する種々の権限・義務規定さらには統計行政遂行の担い手となる統計事務従事者の配置や資格要件に関する一連の諸規定は、同法をそれまでの「統計三法」から本質的に区別するものであった。第1条に法の目的として謳われた4つの目的要素、(a)統計の真実性の確保、(b)統計調査の重複の排除、(c)統計体系の整備それに(d)統計制度の改善発達、それぞれが重層的に絡みながら各条文の達成目標を設定しており、他方で同法を構成する各条文は、相互に連携しつつ条文群としてそれぞれの目的規定に関わっている。

「統計三法」の後継法として制定された「統計法」は、それが指定統計調査に限定した形ではあるが、調査の企画から結果の公表に至る一連の統計作成過程、調査の実施組織、統計官等の調査従事者の資格と権限、さらには統計調整機関としての統計委員会の権限等の規定を一本の法律に編成したという点で指定統計調査法規的性格を持つ。

「統計法」が名実ともに統計基本法規として機能するには、指定統計がわが国の統計体系の中で中枢的地位を確立できるかどうかは何よりも決定的であった。それが仮に一国の統計体系の中で部分的な地位にとどまるとした場合、「統計法」は信頼できる統計獲得の根拠法規としても、また実効ある統計調整の根拠法規としても、所期の役割を果たしえないことになる。

指定統計としての「指定」が結果的に一部の重要統計に限定されたことは、統計

調査の実施に二重の形で影響を及ぼすことになった。第 1 に、「統計三法」から継承した申告義務や立入り調査という法的強制の論理を、秘密保護や公表原則によって補完し統計の精度確保をはかるという「統計法」の新たな調査論理は、専ら指定統計調査だけに適用されることになった。第 2 に、「統計法」が新たに導入した調査の審査・承認という統計委員会の調整権限の行使対象が指定統計調査に限定されたことは、経済の復興とともに簇生した多くの統計調査に対して、同法の規制が実効力を持ちえないという厳しい現実を突きつけた。これらは、政府統計の無秩序状態の再現の危険性をはらむと同時に、統計の総合企画調整の所管機関であるべき統計委員会の存在根拠そのものを脅かしかねないものであった。実際に統計委員会は、「統計法」の施行直後から、それへの対応を迫られることになる。

朝鮮戦争に伴う特需景気の下、急増する省庁からの報告要求に対して民間企業は、報告負担に対する不満を募らせた。このような経済界からの要請とすでに戦時期に報告調整制度を確立していた米国の経験を背景に統計委員会は、昭和 27 年に「統計報告調整法」（法律第 148 号、以下「報調法」）を制定することで、指定統計と届出統計の中間範疇として、調査企画に当たって制度官庁による承認を必要とする統計報告（承認統計）を導入する。それ以降わが国の統計行政は、「統計法」と「報調法」という二本の法律に基づいて遂行されることになる。

3. その後の法改正

「統計法」には、その施行以来今日までに 21 回の改正が加えられている。その多くは行政組織の改変や他の法律の制定等を契機とするものであるが、中には法制度の根幹に係る変更もある。そこで、いくつかの主要な論点について、統計法制度のその後の変容を追跡してみよう。

3.1 企画権限について

「統計法」の施行直後に、「企画」権限が統計委員会での深刻な対立の争点となったことがある。統計委員会という表舞台で戦わされた激論は、分散

型統計制度における「企画」権限の意味をはしなくも浮き彫りにするものであった。

「国家行政組織法」の制定に伴い、それまで統計委員会官制（勅令）に掲げていた事項を「統計法」の条文として規定する必要が生じた。昭和 23 年 5 月 14 日の第 55 回統計委員会で合意された同委員会の所掌事務範囲は、①統計、統計制度、統計機関の定員及これらの事項の運営に関する調査、審議、立案及勧告、②統計調査の審査基準の設定及総合調整並に国際統計事務の統括、③統計職員の養成の企画及検定の実施、④各庁統計主任者の招集及会議に関する事項、⑤統計知識の普及その他統計の改善発達に関する事項〔(1) 46-47 頁〕、という内容のものであった。

改正法案の閣議決定後に農林省から、委員会決定に重大な内容変更が加えられているとの異議が提出された。特に問題となったのは、上記①が、(i)統計及統計制度一般に関する基本的事項の処理、(ii)統計機関の機構、定員及び運営に関する調査、企画、連絡及び勧告の二つに分けられ、(ii)に「統計機関の機構、定員及び運営に関する・・・企画」の文言が挿入されていた点であった。

農林省の立場を代弁した近藤康雄は、各省の統計機関の機構定員に関する企画権限は各省大臣にあるとして、閣議決定された改正案からの「企画」の文言の削除ないしは「統計機関」からの各省機関の除外を要求し、正木千冬も商工省の見解としてそれに同調した。委員会事務局と各省との対立は深刻で、長い論議の末、「統計機関の機構、定員及び運営に関する企画」を、「各庁に共通利害関係ある統計機関（具体的には委員会が管理する地方統計機関をさすー引用者）と解し、各省の専管統計機関を含まない。委員会が統計機関の定員を企画し、又は統計機関の運営の調整をなすに当っては、各庁連絡会議において各庁事務当局と密接なる連絡の下に之を行う」〔(1) 47 頁〕という申し合せを行うことでようやく当座の決着をみた。

「国家行政組織法」の施行が翌 24 年 6 月に延期されたことから、「統計法」改正案も改めて審議されることになった。このことは、統計委員会の権限さらには委員会そのものの基本的在り様をさらに決定的にした。なぜなら、農林省は、改めて条文からの「企画」という文言の全面削除と統計委員会の委員構成に関して「統計に関し学識経験ある者」から「各庁の統計関係官およ

び統計に関し学識経験ある者」への変更を要求したからである。

統計委員会での激論の末、最終的に企画権限は「統計及び統計制度の改善発達に関する基本的事項」に限定された。このようにして、統計委員会に企画権限を付与するという委員会事務局側の企図は完全に潰え去った。その結果、統計委員会は、「統計調査の審査、基準の設定及び総合調整を行う」組織から、「統計機関の機構、定員及び運営に関して」は単に「調査及び研究を行う」機関として統計行政に当たることになった。諮問機関的な合議制組織では統計行政の運営、特にその後制定される「報調法」に基づく統計調整業務の実効ある遂行を危惧する声は、当時すでに委員会内部からも聞かれていた〔(8) 461 頁〕。

政府は、昭和 27 年 4 月に「行政機構改革に関する件」を閣議決定した。この時の行政改革の重点課題として、行政委員会の全面的見直しがあった。委員会の去就についていくつかの選択肢が検討されたが、結局、統計委員会は同年 7 月 31 日の第 5 次法改正（法律第 260 号）によって廃止され、その権限と機能は、「統計法」、「報調法」、それに「行政管理庁設置法」の規定に基づき、主として統計調整事務を所掌する行政管理庁統計基準部と、行政管理庁長官の諮問に応じて調査の審査、基準の設定、その他統計の総合調整に関する重要事項の審議、答申を行う統計審議会へとそれぞれ分離継承された〔(8) 461、475 頁〕。なお、これに伴い「行政管理庁設置法」も改正され、統計審議会には、その第 8 条により上記に係る重要事項に対する建議機能が付与された。この建議機能は、統計委員会がその設置以来一貫して追求しながらもついに制度化できなかった統計の「企画」に主体的に関与できる最後の拠りどころであった。

事実、平成 14 年までに統計審議会は、統計調査員の待遇改善や地方統計機構の強化等 6 本の建議を提出している。なかでも特筆すべきは昭和 59 年の建議第 6 号「今後の統計行政の進め方について」（4 月 27 日）で、それは、行政機構改革に伴い同年 7 月に統計調整部局と国勢調査等の基幹的統計調査の企画実施部局である総理府統計局とが統合再編される新たな事態の下で、統計の中立性と省庁間の統計調整における不偏性を確保しつつ総合調整を遂行する上で今後の統計行政の進むべき方向の確認とその具体化方策を建議し

たものである。これを受けて出された諮問「統計行政の中・長期構想の樹立について」（諮問第 207 号、昭和 60 年 5 月 24 日）に対する審議会答申が、『統計行政の中長期構想』（昭和 60 年 10 月 25 日）である。またその 10 年後の平成 7 年には、『統計行政の新中・長期構想』がとりまとめられている。これらの答申は、概ね向こう 5～10 年を想定して、各府省が実現すべき統計行政上の課題を提言したもので、わが国の政府統計の整備改善に大きく貢献した。

このように、統計審議会は、建議→諮問→答申という手続によってとはいえ、政府統計の中長期的な「企画」の策定に一定の機能を果たしてきた。しかし、平成 11 年の閣議決定「審議会等の整理合理化に関する基本的計画」に基づく制度改変は、わずかに残されていたその胚芽的要素さえも剥奪した。平成 13 年 1 月以降、統計審議会は「法施行型審議会」として指定統計調査及びそれと密接な関連を有する統計報告の徴集に関する事項及び産業分類等の統計基準について、総務大臣の諮問に応える単なる審議機関へと改変され、それまで保有していた建議機能を喪失した。その結果、『中長期構想』以来ほぼ 10 年毎に作成されてきた統計行政全般の在り方に関する答申も、平成 16 年には、審議会に代わって各府省統計主管部局長等会議が『統計行政の新たな展開方向』としてそれを取りまとめることになる。

このように、『改善案』で格調高く謳われていた統計の企画権限は、その後一度も制度化されることなく、度重なる行政事務の簡素合理化に伴う機構改革の大浪に翻弄され、完全に葬り去られた。その結果、それ無しには政府統計そのものが将来立ち行かなくなるまさに臨界点にまで追い込まれることになった。『展開方向』は、依拠すべき確たる制度的裏づけもない中、審議会委員による舞台裏での調整によって何とか形を取った窮余の産物といえる。このように、統計の「企画」に関していえば、これまでの法制度の展開は、『改善案』が提起した制度構想の抹殺過程でもあった。

3.2 地方統計組織の在り方について

昭和 24 年 5 月の「統計法」の第 1 次改正は、「地方自治法」との整合性をはかる目的で実施されたものである。これによって、新たに地方公共団体が指定統計調査の実施者として加えられ、地方公共団体での指定統計調査事務従事者として統計

主事が配置された。さらに、「地方自治法」の施行に伴い、地方公共団体が支出する経費の国庫負担に関する事項を同法で規定するようになったことから、それを規定していた第 17 条が「統計法」から削除された。

また、昭和 27 年には「教育委員会法」が改正され、新たに教育委員会が機関委任事務として指定統計調査業務に従事できることになった。これに伴い教育委員会には、指定統計調査規則の廃止や変更の際の統計調整機関への協議義務、さらには統計主事の任命権限等が付与された。これは、教育委員会という独自の組織系統による教育関連統計の作成という意味で、指定統計のいわば業務統計化による地方統計主管部門の求心力の低下をもたらした。

統計官の資格要件については、第 1 次改正でそれを「国家公務員法」に委ねると規定されていた。その後、関係規定が廃止され、確たる法的根拠が与えられないまま、統計主事と同一の資格要件とするという看做し運用がなされてきた。これについては、昭和 33 年 4 月の第 9 次改正で、統計官の資格要件が新たに「統計法」に掲げられた。

「統計法」は、指定統計調査事務のために中央・地方統計機構への統計官や統計主事の必置義務を規定していたが、昭和 57 年の行政改革では、この点が見直しの対象となった。同年 7 月の第 12 次改正で、その設置目的から「指定統計調査に関する事務に従事せしめるため」という文言が、また統計官及び統計主事以外の者の指定統計調査事務への従事を原則的に禁止していた第 3 項が削除された。これら一連の変更は、統計官・統計主事と指定統計調査事務との関連を大幅に希薄化させた。その後、統計主事の設置義務規定そのものも見直され、市町村に対してはそれまでの必置から随意配置へと改められた。

指定統計調査は、「統計法」によって、統計官あるいは特別な有資格者だけがその調査事務に従事を許される別格の調査と規定され、その事務従事者については、全地方自治体に配置が義務づけられていた。さらに、その任務の重大性に鑑み、彼らの地位についても特別の保全措置がとられてきた。統計事務従事者の身分保証を定めていた第 11 条が第 12 次改正で削除され、統計官及び統計主事といった調査事務従事者は職務からの非自発的な転免に対する異議申立権を、また統計調整機関を統括する行政管理庁長官は異議申立による当該職務転免に対する審査・意見陳述権を喪失することになった。その意味でこの改正は、「統計法」の支柱であ

る指定統計制度の要員面での担い手としての統計官、統計主事制度の存立基盤を根底から突き崩すものであった。

このような一連の制度変更は、昭和 60 年の第 14 次改正でさらに徹底される。まず、都道府県についても、統計主事の配置が義務から随意へと改められた。なお、第 1 次改正で新設された第 10 条第 6 項第一号が統計主事の任命の際の資格要件として統計調整機関の長による認定を規定していたが、当時の行政機構改革論議がこの種の行政行為を地方行政事務に対する国の過度の関与とみなしたことから、この改正でその認定に係る部分が削除された。この点もまた、統計調整機関の地方統計機構への関与を希薄化させた。

3.3 統計に係る秘密保護関連条項について

昭和 63 年 12 月の第 15 次改正では、秘密保護規定を中心に統計作成に関するそれまでの諸規定に大幅な修正が加えられた。それまで「統計法」では、調査に伴う秘密保護は専ら指定統計に限定して適用され、指定統計以外の調査については何らの保護規定も存在しなかった。「行政機関の保有する電子計算機処理に係る個人情報保護に関する法律」(以下「電算機個人情報保護法」)が統計調査に係る個人情報については「統計法」にその保護措置を委ねたことから、第 14 条の秘密保護条項が、新たに届出統計や承認統計にも適用範囲を拡大するよう改められた。さらにこの改正では、秘密保護関連の条文がいくつか新設され、第 14 条の秘密保護宣言規定の実質化がはかられた。

「統計法」第 15 条第 1 項は、申告者の秘密保護の見地から、指定統計調査票の統計作成目的以外への使用を禁止している。この原則を指定統計以外の承認、届出統計にまで拡大したのが、第 15 条の 2 第 1 項である。承認統計並びに届出統計作成のために集められた情報は、本来の統計作成の他にもこれまで行政目的等に使用されてきた。そこでこれらの統計について「統計法」が指定統計と同様の目的外使用禁止規定を設けることは、このような使用に対して新たな制約を課すことになる。第 15 条の 2 第 2 項は、個票の使用に関する行政機関の既得権益を担保するために導入されたものである。

この他にも第 15 次改正では、調査票等の調査関係資料の管理義務が調査実施者(第 15 条の 3)並びに地方公共団体(第 15 条の 4)に課されることになった。これら

はいずれも、従来、統計作成過程における秘密保護の点で法的には全くの空白領域とされてきた部分である。

「統計法」が制定された昭和 20 年代には、情報処理技術の制約もあり、統計は何よりもまず集計量であり、その公表提供も基本的には結果表の形で行われていた。そのような時代状況の中では、統計に係る秘密保護は何よりも先ず統計調査過程に係る秘密保護であり、その意味で第 14 条並びに秘密保護関連の諸規定には、当時それなりの根拠があったといえる。

大量情報の処理を可能にする情報技術が急速な社会的広がりをみせる中、政府統計調査によって収集された情報の加工処理に対する情報技術面での制約は事実上消滅し、調査結果の処理がそれまでのように政府の専管事業では必ずしもなくなった。データが組織内部で処理されるオンデマンド処理の場合はともかく、たとえ匿名化措置が施されているとはいえマイクロデータのような個体ベースのデータの提供には個体識別のリスクが付きまとう。

現行「統計法」は、「調査票の目的外使用」として個票データの使用を一応は制度化している。しかし、その提供に当たっては、秘密保護の遵守だけでなく使用目的の「高度な公益性」が求められるなど極めて制限的な形で運用されてきた。わが国でも近年、政府統計に対する二次的利用ニーズが高まりを見せ、政策当局側でもようやく現行制度の見直しの必要性が認識されつつある。平成 16 年 11 月に総務省統計局統計基準部長（平成 17 年 8 月 15 日からは政策統括官（統計基準担当））の下に設置された「統計法制度に関する研究会」では、匿名標本データの利活用に係る法整備が主要な検討課題とされた。

政府統計マイクロデータの作成、提供は、先進諸国はもとより多くの途上国でも、すでに正規の政府統計業務の一つとして位置づけられている。世界の政府統計がこのような展開方向を示す中で、わが国でもいずれはその本格的提供に向けて政策の舵が取られるものと期待される。最新の統計利用の現状並びに今後の方向を見据えた場合、もし仮に第 14 条を政府統計に係る秘密保護の「宣言的規定」として位置づけるとすれば、それを単なる統計作成過程における統計調査事務従事者の守秘義務の根拠規定と解するのは必ずしも適当ではない。なぜなら、秘密の漏洩等によって調査客体が蒙る精神的、実

質的不利益については、統計作成過程における漏洩と統計利用過程におけるそれとを区別する根拠はどこにもないからである。その意味で第 14 条は、政府調査統計はもちろん、業務情報に基づいて作成される統計についても、少なくともその統計的側面に関する限り、利用過程も含めた包括的な秘密保護の宣言規定とするのが適当であろう。

ところで、第 15 条は、指定統計作成のために収集された調査票記載情報の統計上の目的外への使用を禁止している。一方、新設された第 15 条の 2 は、届出統計調査及び統計報告（承認統計調査）として収集される情報を全面的に目的外使用禁止の対象としているわけではない。すなわち、地方公共団体が実施する届出統計調査及び承認統計調査の調査票記載事項のうち統計作成目的以外にも使用する目的で収集される事項にはこの規定は適用されない。

第 15 条と第 15 条の 2 とでは、目的外使用制度の適用面でいくつかの相違点が認められる。まず、第 15 条は承認権者を総務大臣とし、使用承認に係る目的外使用者並びに使用目的の公示を条件に、指定統計調査によって収集した調査票記載情報の使用を認めている。これに対して第 15 条の 2 は、届出統計調査及び承認統計調査によって収集された情報について、識別できない方法での使用を条件に、当該機関による自由使用权並びに他者への使用に対する裁量権を付与している。

承認統計調査と届出統計調査について「統計法」は、関係書類の保存期間及び保存責任者に関して特段の規定は設けていなかった。国民のプライバシー意識が高まる中、「電算機個人情報保護法」に個人情報の安全確保条項が盛り込まれたのを契機に新設されたのが、第 15 条の 3 と第 15 条の 4 である。

第 15 条の 3 は、指定統計調査だけでなく承認統計調査や届出統計調査も含め、調査票その他関係書類の適正管理義務をそれぞれの調査実施者に対して課したものである。なお、地方公共団体が実施する届出統計調査については、第 15 条の 4 が努力義務の形でその適正管理を定めている。これは、指定統計調査、承認統計調査並びに地方自治体以外の調査主体による届出統計調査については一律に管理措置を適用し、地方自治体には条例の制定等による管理といった自主的取り組みに委ねるという地方自治尊重の判断による。

調査票等の適正管理に関する第 15 条の 3 及び第 15 条の 4 は、指定統計調査、承認統計調査、及び届出統計調査の実施者に対してその義務（あるいは努力義務）を規定したものであり、そこでは統計作成業務の受託者は直接対象とはなっていない。しかしこれについては、上記の各条文が調査票等の適正管理により秘密保護に万全を期すとの趣旨で設けられたものであることから、民間の受託者についても、調査実施者が自らの責任において「監督、指導」を行う必要があるとされており、業務委託に係る秘密保護の指針も示されている〔(13) 192 頁〕。

むすび

すでに本文でも見たように、制度設計の具体的表現形態としての「統計法」要綱案の審議過程は、統計委員会と各行政機関との統計の企画権限をめぐる攻防の場でもあった。要綱の法案化の過程で、委員会側は「統計制度改善に関する委員会」の『改善案』からの様々な形での譲歩を余儀なくされる。

統計委員会と各行政機関の対立関係の中で、いわば妥協の産物として作り上げられた「統計法」の内容は、双方にとって不満の残るものであった。それは、企画・調整業務の遂行に必要な権限の制度化という点で、統計委員会にとって多くの懸案を残していた。同時に、それは行政機関側にとっても逆な意味で不本意な内容のものであった。なぜなら、「統計法」には、指定統計に限定されたとはいえ、各行政機関による調査の企画、実施、統計事務従事者の資格や職務上の地位の保証等の点で、従来の組織論理からすれば一種の過剰関与的要素が織り込まれたからである。このような「統計法」の成立時の状況が、いわば初期条件の形でその後の同法の運命を支配することになる。

第 1 次改正を機会に、統計委員会はその企画・調整権限の制度化を試みた。しかし、その企図は、農林省をはじめとする省庁側の激しい抵抗にあい、実現することなく葬り去られた。また委員会の委員構成に関する規定も、法改正を契機にそれまでの官制からの後退を余儀なくされた。「国家行政組織法」の制定を契機に本格化する戦後の行政機構の整備、再編、さらにはその後の度重なる行政機構改革に伴う法改正が「統計法」の制度条項に加えた一連の修正は、「統計法」の根幹ともいえる

指定統計制度に対する本質的見直しであり、それは「統計法」の存立基盤の脆弱さを改めて白日の下に曝すことになった。

省庁横断的な地方統計機構の創設についても、民主化の前提として地方自治の確立を掲げるGHQの政策が障害となり、統計委員会は予算と人事政策の両面でその基本構想からの後退を強いられた。さらに、GHQ各局との密接な連携の下、各省庁が直轄の調査系統を相次いで構築したことも、それに追い討ちをかけた。

「統計法」の制度条項については、昭和27年7月の改正で統計委員会の所掌事務、権限、組織等の規定が削除され、また行政事務の簡素化の動きを受けて実施された昭和57年7月と昭和60年7月の法改正では、統計主事等の統計事務従事者の配置に関する諸規定の大幅な見直しが行われた。その結果、「統計法」の制度条項は、行政事務簡素化による組織の縮小再編の動きの中で、制定当初の規定内容からさらに大きく後退することになる。このように、その後の法改正は、いずれも制定過程に見られた上述の方向をより徹底化するものであった。

このことは、逆に言えば、成立した「統計法」が、通常の行政機構の在り方からすればむしろ特異な内容のものであったことを意味する。わが国でこのような「統計法」が成立し得た背景には、一方ではGHQによる占領下、旧体制を支えた官僚機構の部分的解体、革新的学者グループの広範な登用、そして他方では官僚組織の論理が一時的に後景に退いていた当時の特殊な時代状況があるように思われる。そしてまさにこのような「統計法」の成立事情の中に、その後の統計制度改革並びに同法の内容面での揺り戻しが必然化する契機が内在していた。

統計委員会の権限や委員構成問題など機会あるごとに示されてきた「統計法」や同法の制度条項に対する行政機関側の意思は、その後も行政改革のたびに直接的あるいは原局の組織の堅持を通して間接的な形で表明され、制度化される。その意味で「統計法」の制定から今日に至る60年余りの間に各条文に加えられた様々な修正は、全体として制定当初の「統計法」に不本意に挿入された組織の論理とは相容れぬ制度条項を希薄化させ、あるいは削ぎ落とし、同法を統計作成の技術的・管理的規定、言い換えれば、戦前期の「統計三法」的なものへと純化、回帰させるものであった。

このように、統計法制度が分散型を実質的に指向していく中で、わが国の政府統計の体系的整備を中心に統計行政のその時々直面する政策課題を提起し、中

長期的な展望を提示したという点で、統計審議会答申〔(9)、(10)〕の意義は大きい。しかし現行法は、統計の企画に関して強力な権限を行使できる法的根拠を統計審議会に付与しておらず、各省合意という基本原則の下、粘り強い調整作業が要請される。しかも、答申は、あくまでも建議→諮問という行政プロセスの中で策定される「構想」に留まらざるを得ず、その行政上の位置づけも「基本計画」とは質的に異なり、その実施に対する何らの制度的拘束力も予算面での裏づけもない。「法施行型審議会」への改変が統計審議会から建議機能さえをも奪った結果、わが国の場合、政府統計の将来に係る一連の政策課題の提起は、統計主管部局長等会議による「申合せ」という形でしか行えない状態にまで立ち至っている。

目を世界に転ずれば、先進諸国だけでなく途上国も含め、多くの国が最近 20～30 年ほどの間に統計法規を相次いで抜本的に改定し、行政記録の統計への活用、既存データのリンケージによる新たな統計の作成、縦断面統計の整備、政府統計の二次利用の制度化といった一連の政策課題を実現している。政府統計を単に政府だけでなく社会の全構成員が共通に使用できる情報資源として位置づけるという新たな統計観が、これらの動きを後押ししている。そこでは、統計作成機関は、統計作成業務の公的受託者として情報資源獲得の任務に従事するとともに、行政機関が保有する行政記録についても、その統計利用も含めた情報の最大限有効活用を図ることで、いわゆる evidence-based policy making という現代の行政機能を支える情報基盤として統計の新たな社会的位置づけがなされている。国連が制定した「官庁統計の基本原則」(1994 年)は、すでに多くの国が前提としている政府統計に対するこのような認識をまさに追認したものである。

翻ってわが国の政府統計の現状はどうかといえ、個々には将来につながりうる試みも散見されるが、いずれも厳しい制度的制約条件の中でその模索が行われている。政府統計については、予算、人員面で今後一層の合理化が求められ、また統計調査環境についても将来好転することは余り期待できない。新たな世紀を開拓するのにふさわしい統計の在り方を考えた場合、わが国の政府統計の現状には、一種閉塞感のようなものさえ感じる。平成 18 年 6 月の統計制度改革検討委員会による答申を受けて、現在、「統計法」の抜本改革に向けての作業が進行中である。それが懸案課題のどの部分に対処でき、またどのような課題を今後に残すことになるかの検証は、単に統計制度論と

いう学術的関心事であるだけでなく、統計行政それ自体にとっても実践的意義を持つ。そしてその検証の鍵は、わが国の政府統計のこれまでの歩みそのものの中に隠されているように思われる。

〔参考文献〕

- [1]行政管理庁統計基準局(1962).『日本統計制度再建史－統計委員会史稿 記述篇』.
- [2]日本統計研究所(1963).『日本統計制度再建史－統計委員会史稿 資料篇(Ⅰ)』.
- [3]日本統計研究所(1963).『日本統計制度再建史－統計委員会史稿 資料篇(Ⅱ)』.
- [4]日本統計研究所(1963).『日本統計制度再建史－統計委員会史稿 資料篇(Ⅲ)』.
- [5]総理府統計局編(1973).『総理府統計局百年史資料集成』,第1巻総記(上).
- [6]大屋祐雪(1974).「統計法の成立」,『経済学研究』,九州大学経済学会 第39巻1～6号.
- [7]近藤康雄(1974.7.16).「(第8回)農林統計の整備－社会科学50年の証言(48)」,『エコノミスト』毎日新聞社.
- [8]行政管理庁史編集委員会編(1984).『行政管理庁史』,(株)新日本法規出版.
- [9]総務庁統計局統計基準部監修(1985).『統計行政の中長期構想』,(財)全国統計協会連合会.
- [10]総務庁統計局統計基準部監修(1995).『統計行政の新中・長期構想』,(財)全国統計協会連合会.
- [11]総務省統計局統計基準部監修(2004).『統計行政の新たな展開方向』(財)全国統計協会連合会.
- [12]森 博美(2005).「日本における「統計法」の成立」,法政大学日本統計研究所『オケーショナルペーパー』No.11.
- [13]内山昌也(2006).『詳説統計法令 I 統計法』,新日本法規出版.

「21世紀の統計科学」第Ⅰ巻

「社会・経済の統計科学」

2012年 HP 増補版

第Ⅱ部 統計制度と統計改革

第6章 各国の統計法制度とわが国の統計改革

舟岡史雄¹

1947年に制定された統計法が60年ぶりに改正された。新たな統計法は「行政のための統計」から「社会の情報基盤としての統計」を基本的な視点として、これまでの統計行政を大きく変革する内容から成る。欧米諸国では1960年代から90年代にかけて、統計法制度の改革が相次いで行われてきた。統計の新たな理念の確立、統計の体系的整備に資する法律の制定や統計機構の整備、統計作成に行政記録を活用するための法規等の明文化、統計データの2次的利用やデータ・アーカイブの構築等々である。この間、わが国の統計法制度は見直しが遅々として進まず、欧米主要国に大きく遅れた状況にある。各国の統計法制度や国際機関における取り組み等と対照することを通して、今回の統計改革の意義を明らかにし、改革の内容を評価する。

1. はじめに

統計法が1947年に制定されてから60年が経過し、本年5月に、抜本的に見直した新たな統計法が成立した。統計制度改革検討委員会が報告（以下、「委員会報告」という）のなかで、時代の変化に対応した新たな統計整備の仕組みについて提言したことを受けてのことである。同委員会は吉川洋委員長のもとで、2004年11月に内閣府に設置された経済社会統計整備推進委員会が取りまとめた「政府統計の構造改革に向けて」の報告にもとづいて設置された後継委員会である。いわゆる「第1次・第2次吉川委員会」における約2年間の検討を経て提言された新たな統計法制度のあり方は、これまでの

¹ 信州大学経済学部教授

統計行政を大きく変革する内容から成る。

その主要ポイントは、「行政のための統計」から「社会の情報基盤としての統計」を基本的な視点として、国・地方公共団体・その他の公共機関が作成する公的統計を対象に、

- ・作成方法に関わらず公的統計全体を対象とした法律に改正
- ・公的統計の整備の基本計画を閣議決定
- ・行政記録情報を統計作成に活用
- ・事業所・企業母集団データベースの整備
- ・統計データの2次的利用の促進と統計調査の民間委託に対応した規律の整備
- ・分散型統計機構の弊害を克服しうる「司令塔」の確立

を新たな法制度に取り込むことにある。

本稿では、わが国の現行法制度と各国における統計法制度や国際機関における取り組み等を対照することを通して、今回の統計改革の意義を明らかにする。主として、政府統計の位置づけ、総合調整の仕組みと機能、効果的な統計作成に向けた行政記録の活用、統計調査結果の有効利用の観点から検討する。

2 統計法制度にみる統計の役割

2.1 統計の役割の変遷

1947年に制定された統計法は、現行のわが国の統計制度の根幹を成すものであり、法の目的として、第1条に、「この法律は、統計の真実性を確保し、統計調査の重複を除き、統計の体系を整備し、及び統計制度の改善発達を図ることを目的とする。」と掲げている。

統計の目的の第一は真実性の確保にあり、「統計法の立法の趣旨」¹⁾によれば、戦時体制が強まるなかで、「客観的な認識のために必要な正確なる統計を欠き、或はそれが国民の眼からかくされていたために国の基本政策を誤らしめ、国民に戦争の惨禍をもたらしたことを見逃すことはできない。」ことを背景としていた。また、戦前の統計が行政の必要に応じて作成されていたことの弊害を是正するために、統計調査の重複を除き、統計体系を整備する旨、

うたっている。²⁾ 総務省の設置法に所掌事務として、「統計及び統計制度の発達及び改善に関する基本的事項の企画及び立案に関すること。」を規定しているが、内山（2006）によれば、統計制度の改善発達も、統計法の規定の趣旨に照らして解釈すれば、統計作成機構の整備が含意されているにとどまる。

制定当時は世界でも画期的な統計法であったが、規定の大半はいかに法の目的に沿って統計を作成するかに当てられている。国の重要な統計である指定統計の作成に関わる、被調査者、調査従事者、統計作成機関の義務と権利についてである。統計の利用者の視点に立った規定は、わずかに第 16 条の結果の公表のなかに、「指定統計調査の結果は、速やかにこれを公表しなければならない。ただし、総務大臣の承認を得た場合には、これを公表しないことができる。」とある。統計を国民共有の財産とする認識も示されているが、³⁾ これは単に、戦時中の秘密主義のもとで重要な統計が公表されなかったことへの反省に立つものにすぎない。第 15 条では、「何人も、指定統計を作成するために集められた調査票を、統計上の目的以外に使用してはならない。」として、行政機関以外の者に限らず、行政機関が承認を受けていない統計を作成するために調査票を使用することについてまで、運用において厳しく制限しうる法的根拠を定めている。

指定統計以外の統計報告の徴集、いわゆる承認統計調査に係る統計報告調整法は、法の目的として、統計調査の重複を排除し、報告者の負担軽減と行政事務の能率化を図ることを規定している。さらに、第 2 条において、「この法律の運用に当たっては、関連行政機関の権限を不当に侵害しないように留意し、専ら統計上の見地から、統計報告の徴集について調整を行わなければならない。」と規定している。関係行政機関の行政運営を阻害することがないようにと記されており、同法に定める統計調査は行政施策上の必要性から実施されることが前提となっている。

統計法の制定された当時は、戦前を継承する形で、行政機関が所管分野ごとに行政に必要な情報を求めることを目的として統計を作成していた。欧米の主要国でも、その当時は、政府統計のあり方について同様な認識にあった。このことは、各国の政府統計の整備を進める上で留意すべき重要な点について、国連統計委員会が 54 年にまとめた統計組織ハンドブック（初版）の中で、

日本の統計法制度を先進的事例として紹介していることに如実に表われている。

このような統計の役割に対する認識は、80年代に向けて大きく変化した。80年代末頃から、東欧諸国は計画経済から自由経済へと変容し始め、91年にはソビエト連邦が崩壊した。計画経済下では政府統計は行政施策のために作成されていたが、自由経済下では企業や国民にも広く利用される統計システムへと変換することを余儀なくされた。また、同時期に、自由主義諸国では政府運営の透明性の確保や客観的な政策評価が求められるようになった。⁴⁾ 経済のグローバル化によって、市場関係者も政府統計に一層注目し始め、企業活動の情報インフラとしての役割も高まった。

さらに、英国での統計改革の失敗の反省も後押しした。英国では、サッチャー首相のもとで行政改革が進められ、その一環として、80年代にレイナー氏の調査報告にもとづいて統計改革を実行した。⁵⁾ この国際的にも有名なレイナー主義は、政府は行政にとって必要な統計を主な目的として統計需要に対応すべきであり、民間のために統計を作成する必要はないとの考えに立っていた。これに従って、80年代半ばまでの5年間に統計予算を1/3、職員数を1/4削減した。80年代後半になると、政府部門や学界から政府統計の信頼性の低下が頻繁に指摘され、国民からも懐疑的に見られるようになった。このため、ピックフォード氏のもとに設置された専門委員会の提言に従って、統計改善のための組織の見直しや予算措置を講じる等によって、統計の品質向上を図った。この過程を通して、レイナー主義はしりぞけられ、政府統計は行政だけではなく、民間も含めて広く社会一般に役立てられるべきものの理念が確立した。

こうした潮流を受けて、わが国では95年に統計審議会から答申された「統計行政の新中・長期構想」において、統計の意義のなかに統計を国民の共有財産と明記している。⁶⁾ この記述をめぐっては、担当主査の松田一橋大学教授を筆頭にした学識委員と行政機関との間で、数度にわたる長時間の激論が戦わされた。答申の中に、くどいまでに繰り返し、詳細に記述されているのは、わが国において政府統計の位置づけに関する分水嶺とも言うべきエポックであったことによる。しかしながら、その後も10年近く、政府統計は行

政のためにのみあるとの認識にこだわる統計関係者は少なくなかった。

2. 2 統計の役割・理念

東欧諸国等の従来の社会主義国では、政府統計は限定的にしか発表されず、その信頼性に疑問が持たれていた。また、これらの国々では自由主義諸国とは異なる統計体系に拠っていた。このため、市場経済に移行した国々では、新たな原理や基準にもとづいて政府統計を整備することが必要とされた。同時に、英国における統計改革の失敗と統計制度の見直しを契機として、ヨーロッパ統計家会議において、統計の品質と統計に対する信頼を維持向上させることが重要課題として認識されるようになった。

こうした認識は、欧米の統計関係者の共有するところとなり、1994年に国連統計委員会は政府統計の役割を明示するとともに、政府統計の満すべき基準を明確にするために、世界各国が共通に持つべき認識として、「官庁統計の基本原則」を採択した。10の基本原則の1番目に、「官庁統計は、経済・人口・社会・環境の状態についてのデータを政府、経済界及び公衆に提供することによって、民主的な社会の情報システムにおける不可欠な要素を構成している。この目的のため、公的な情報利用に対する国民の権利を尊重するよう、政府統計機関は、実際に役に立つ官庁統計を公正にまとめ、利用に供しなければならない。」と、政府統計の公共財としての役割を明示している。

基本原則を受けて、数ヶ国で統計関係の法規の中に、統計の担うべき役割を記述している。表 2.1 に政府統計の性格に関して、統計関係の法規に記述している主要国の事例を示す。

各国の政府統計の性格・役割についての記述と対比すれば、わが国の統計法第1条の法の目的に掲げられている統計の目的が、あまりに、古色蒼然としている観は否めない。「委員会報告」では、「新たな法制度の基本的な枠組み」の第1番目に、法制度の目的を以下のように明示している。

1. 法制度の目的

新たな法制度は、国、地方公共団体その他の公的な機関が作成する統計（以下「公的統計」という。）が社会の構成員による合理的な意思決定等を支える社会の情報基盤を構成する重要な要素であることにかんがみ、公的統計の作成、提供及び利用促進に関し基本となる事項を定めることにより、公的統計の有用性を確保するとともにその体系的かつ効率的な整備を図り、もって国民経済の健全な発展及び国民生活の向上に寄与することを目的とするものとする。

表 2. 1 政府統計の性格に関する各国統計法上での記述

国名	統計関係法	統計の性格
スウェーデン	官庁統計法	政府統計が役立つことを企図されているところの目的は、公の情報、調査及び分析、並びに研究である。政府統計は客観的であって、かつ国民一般が利用できるものでなければならない。
ノルウェー	官庁統計及びノルウェー統計局に関する法律	第 1 条 目的、定義及び範囲 2 項 定義 (1) 統計とは、集団又は現象に関する数的データであって、集団内の個々の単位若しくはそのうちの選ばれた単位に関する情報の比較及び処理を通じて、又は現象の体系的観察を通じて明らかになるものをいう。 (2) 官庁統計とは、ノルウェー統計局その他の国家機関が国民の利用に供する統計をいう。
フィンランド	統計法	第 1 条 国家の統計業務とは、公的使用の目的をもって、国の関係行政機関によってなされた社会情勢及びその進展状況を説明する統計の作成作業をいうものとする。
英 国	Framework for National Statistics 200/6: 法令ではない。	国家統計作成の究極の狙い（意図）は、次のとおりとされる。 ①議会及び一般国民に対し、国家の状態について統計的事実の周知を図るとともに、政府の仕事振りと成果について、「のぞき窓」を提供し、いわゆるガラス張りの政府施策評価ができるようにすること ②ビジネス界に対し、商業・産業の効率的働きを促進するのに資するサービスを提供すること ③研究者、アナリスト等に対し、その作業・研究の進捗に資する統計サービスを提供すること ④上述した狙いを国内、EU 域内及び国際的に推進し、EU 域内及び国際的必須条件を充足し得る統計サービスを提供すること かかる狙いを追求するため、次の諸目的を果たすこととされている。 ①品質、適時性及び妥当性の観点から統計サービスを改善すること ②技術面及び客観面から官庁統計の信頼性を高めること ③統計活動の効率性を高めるとともに回答者負担を最小限度にすること
米 国	秘密情報保護・統計効率化法	第 521 条 評決及び目的 (1)連邦統計は、政策立案者、消費者、企業、投資家、及び労働者といった公的並びに私的な意思決定を行う者にとっての重要な情報の源泉である。
ニュージーランド	統計法	第 3 条 官庁統計及び調整 (1) 官庁統計は、政策決定を行うために、かつ経済的、社会的、人口学的その他ニュージーランド行政府、政府の省、地方当局、企業及び一般国民の関心事である事項の理解を円滑にするために必要な情報を提供するために、上記行政府、政府の省、地方当局及び企業により収集される。 (2) すべての官庁統計は、可能な限り調整を行い、作成される官庁統計を最大限利用価値のあるものにし、かつ情報要請の不必要な重複を避けるために、この法律に基づいて制定された規則により、又は大臣により書面で、具体的に定められた例外を除き、この法律のこの部分に従う。
韓 国	統計法	第 2 条 統計の基本理念 統計は科学的方法で作成され、合理的な意思決定を促進するための資源として、社会発展のために公正に使用されるべきものとする。

資料：総務省統計局統計基準部国際統計課（2002）より作成

3 総合調整の機能

3. 1 統計の体系的整備

統計は利用目的ごとに対応して作成されるので、統計を効果的に利用するには、統計全体を体系的かつ、整合的に整備することが必要である。そのためには、概念・定義の統一化や各種の分類・区分等の基準の標準化が欠かせない。国際的に比較可能な統計の整備に向けて、中心的な役割を担っているのが国連統計委員会である。国連統計委員会は、世界共通の統計の整備方針や統計基準を審議し採択する場であり、基本原則の9番目に、「国際的な概念、分類及び方法を各国統計機関が用いることは、官庁のすべてのレベルの統計体系の整合性及び効率性を向上させる。」と掲げている。

統計をより正確に比較できるようにするために、様々な基準が設けられている。経済統計の基本的な枠組みを規定するのが国民経済計算の体系（SNA）であることに鑑みれば、SNAも一つの基準である。最新のSNAは、国連、国際通貨基金（IMF）、世界銀行、経済開発協力機構（OECD）、EC（当時）の10年以上にわたる共同作業の結果、1993年に採択されている。⁷⁾

国連統計委員会では、10年ごとに統一基準で人口センサスを行うようガイドラインを定めているほか、産業分類や中央生産物分類等の標準的な基準も定めている。国際労働機関（ILO）は職業分類などの雇用・失業に関連した基準や消費者物価指数の基準を定めている。また、科学技術・研究開発などの基準はOECDが策定している。IMFでは、金融・経済統計の基準をとりまとめている他、経済統計の整備・公表に関する特別データ公表基準（SDDS）を設定し、各国に遵守を呼びかけている。

わが国では、国際比較の観点から、これら国際機関の基準に準拠して、産業、商品、職業、疾病等について、統計制度上の基準として標準統計分類を設定している。分類基準の改定は定期的に行われており、統計基準が統計間で共通に用いられることによって、利便性が向上すると同時に統計の体系的整備が図られる。

これらの基準に対する法制度上の規律は、統計体系の整備に資することが期待される。日本標準産業分類は統計法にもとづく政令によって、統計結果を表章する場合に使用を義務づけられている。その結果、統計ごとに対象と

する経済活動を明確に区分でき、紛れが生じない。他方、日本標準職業分類の利用は多いとはいえ、職業別の結果表章は統計間で整合していない。

「委員会報告」では、統計間で相互に比較可能性を高めるために、各種の標準分類や地域区分等の統計基準について、重要な統計の結果表章において使用を原則として義務化する旨、示している。また、SNA に代表される加工統計を国の重要な統計である基幹統計とする方向性を打ち出している。SNA は経済活動のあらゆる分野にわたる調査統計や行政記録等、様々な統計データから作成されているので、その作成過程において基礎となる統計の不備や不整合などの問題を明らかにできる。SNA を統計法規の対象に明確に取り込むことによって、SNA の改善と相互に作用する形で、統計の体系的整備が進展するものと期待される。

3. 2 統計機構と総合調整

政府統計を作成する組織のつくり方は、過去の歴史、行政における統計の位置づけ、統計作成のための主たる情報源によって、国ごとに異なっている。カナダでは統計局に機能を集中させ、政府統計の大半がここで作成されている。集中型の統計機構と言われ、オランダやオーストラリアなどが、この類型に属する。一方、日本では各省庁が分担して政府統計を作成している。分散型の統計機構と言われ、フランスや英国などが同様の仕組みをとっている。

ただし、この2つの区分は厳密ではなく、フランスでは中央統計局の機能を有する国立統計・経済研究所（INSEE）は主要な統計調査を実施し、各省統計の調査も受託していて、調査についてはかなり集中している。米国のセンサス局も同様である。英国ではレイナー主義による統計改革の失敗を踏まえて、統計の企画段階でも集中化の方向にある。ドイツでは州統計局は独立性の高い機関であり、調査の実施は連邦統計局と独立した立場で各州の統計局がそれぞれ担当する。中国も同様である。主要各国について、統計の企画と調査の実施の集中度合を区分したのが表 3.1 である。

表 3. 1 主要国の統計機構

統計の 企画・設計 調査の実施	集 中	分 散
	集 中	分 散
集 中	カナダ、オランダ オーストラリア	ドイツ、中国
分 散	米国、スウェーデン、 フランス	日本、英国

アジア各国については、ベトナム、インドネシア、マレーシアは集中型の統計機構で中央統計局は大規模である。韓国、シンガポール、ミャンマー、インドは分散型の統計機構である。

分散型の統計機構では統計作成が政策立案と直結していて、必要な統計を迅速に企画できる利点がある半面、多くの省庁が統計を作成するため、統計調査が重複して、国民負担が大きくなる。こうした分散型の欠点を解決するために、統計計画や委員会による何らかの調整機能を政府部門にもたせている国は多い。

米国では、首席統計官のもとで主要統計機関の長を構成員とした省庁間協議会を設置し、統計の長期計画や省庁間の調整を図っている。フランスでは、INSEE を事務局として国家統計情報委員会（CNIS）が政府統計全体の調整を行っている。また、CNIS は統計整備に関する 5 ヶ年計画を策定し、有用性の観点に立ち、統計の新設を審議する。英国では、国家統計局が政府統計全体の調整を行い、**Framework for National Statistics** にもとづいて、計画を策定、調整している。ドイツでは、連邦統計局長のもとで、すべての州統計局を構成員に含む統計諮問委員会を設置し、連邦と州の間の調整を図っている。

これら各国と比較すると、わが国の統計機構は分散の度合いが非常に高いにもかかわらず、調整権限は強くない。戦前の内閣統計局は中央統計局としての機能と各省の作成する統計についての総合調整機能を併せて持っていた。⁸⁾ しかし、戦後は、各省統計の調整業務と国際事務が新設の統計委員会に移管し、総合調整に当ることとなった。現在は、統計委員会を受け継いで、実施が計画されている指定統計と産業分類の改定のみ審議する統計審議会と

その事務局である政策統括官室が総合調整機能を担っている。日本と同じく分散型の統計機構をとっているフランスでは、政府統計の調整機能を中央統計機関が担うと同時に、SNAや主要統計の作成機能も持っていて、組織の規模が大きいのは著しい対照である。

「吉川委員会」では、当面の実行可能な改革という観点に立ち、分散型統計機構を前提としつつ、その弊害を緩和するための総合調整の手段を示している。その中核となるのが、統計行政における「司令塔」であり、企画立案や調整の機能に加えて、基本的な統計や統計の基盤を整備する機能を併せて持つ組織的機能である。「委員会報告」では、より良い統計を実現するために、新たな「司令塔」には、現行制度を強化して、(ア)政府統計整備に関する5年間の基本計画の立案・策定機能と(イ)包括的な勘定体系であるSNAの整備機能を付与する方向が明示されている。(ア)は、統計審議会が法施行型に移行したことに伴い関与しえなくなった機能であり、閣議決定の裏付けを通して一段と強い調整権限が付与され、政府統計の整備が進むものと期待される。(イ)によって、米国を除く主要国（英国、フランス、ドイツ、カナダ、オーストラリア等）の体制に一步近づき、統計の体系整備に寄与することが期待される。

4 統計作成のための行政記録の活用

4. 1 各国における行政記録の利用状況

行政機関は行政上の必要から、各種の登録、届出、報告、業務情報を収集しており、統計作成のためにこれらの行政記録が活用されている。行政記録の利用状況は国によって異なっていて、政治体制や個人情報保護に対する意識が大きく影響している。

総じて、社会主義体制のもとでは、統計は行政記録を主な情報源として作成されている。旧ソ連では、かなりの統計は各省や国家統計委員会への企業、団体等からの業務報告や会計報告によって作成されていた。統計調査によって作成された統計は、人口センサス、家計調査、物価調査など数少ない。計画経済下で、生産数量等についての業務報告は各企業に課せられたノルマに近い計数であることが多く、統計数字が実態と乖離する原因でもあった。

ソ連の指導のもとで構築された、以前の中国の統計システムも同様な状況であった。統計は企業等からの報告にもとづいて作成され、そこから得られる統計数字は正確性を著しく欠いていた。国連の援助のもとに 1982 年に実施された第 3 次人口センサス調査や、83 年に日本にならって制定した統計法によって、統計調査による統計の作成が急速に進展した。

旧東欧諸国、社会主義体制をベースとして発展したベトナムとその影響を受けたカンボジア、ソ連の援助のもとで行政機関が整備されたラオスでは、かつては行政報告を主要な情報源とする報告システムに依存した統計作成に重きを置いていた。現在では市場経済に移行し、国際機関の援助のもとで主要な統計は統計調査にもとづいて作成されつつあるが、調査統計の発達が遅れていた影響は今も残っている。⁹⁾

他方、自由主義体制の先進国においては、個人のプライバシーに対する保護意識の高まりによって統計調査の実施が困難となり、行政記録にもとづいた統計作成へ移行せざるを得なくなってきた。¹⁰⁾ こうした動きは西欧諸国で顕著であり、オランダにおいて 81 年実施予定の人口センサスが調査協力を拒否する運動によって中止されたことが一つの大きな契機となった。オランダ中央統計局は人口センサスに替えて、人口登録、建築物、社会保障、税務等の行政記録を活用し、不足する情報を統計調査で補完した。このような作成の仕組みは調査非協力者の増加にともなう調査精度の低下や、統計調査の実施費用や協力者の負担を軽減する効果も期待されるため、他の西欧諸国で急速に取り入れられた。ドイツは 87 年人口センサス、フランスは 2000 年人口センサスを最後にして、その後は人口センサスを実施していない。

西欧諸国では行政記録を利用した統計作成が急速に進展している。このような状況も背景として、国連統計委員会は官庁統計基本原則の中に原則 5 で「統計を作成するためのデータは、統計調査又は行政記録などすべての種類のデータ源から入手し得る。統計機関は、品質、適時性、費用及び報告負担の観点からデータ源を選定すべきである。」と明示している。

行政記録の活用の仕方は、(ア)統計作成のため、(イ)母集団名簿作成のための 2 つに大別される。

統計作成のための活用は、統計調査を行わずに行政記録のみから統計を作

成する場合と、行政記録から得られる情報と統計調査の結果を統合することによって統計を作成する場合がある。それぞれ、統計情報の収集を抑制する効果と、調査結果を補完して調査精度を改善する効果が期待される。表 4.1 に主要国における行政記録を活用した統計作成例を示す。

表 4. 1 主要国における行政記録の活用例

米 国	<ul style="list-style-type: none"> ・「経済センサス」では、従業者数 10 人未満の小規模な企業・事業所の売上げ、雇用等のデータは、調査に代えて連邦所得税記録や給与支払税記録のデータを内国歳入庁から得て利用。
カナダ	<ul style="list-style-type: none"> ・「労働・所得動態調査(パネル調査)」や「貯蓄調査」では、回答者の承諾の下に報告徴収に代えて課税データを利用 ・「月次製造業調査」では、サンプル対象の一部(約 25%分)について、物品サービス税ファイルから出荷データを作成。 ・「雇用所得及び勤務時間に関する調査」は、カナダ歳入庁から提供された給料支払簿調査結果と給与控除の行政記録から作成。
フランス	<ul style="list-style-type: none"> ・月次及び四半期の雇用者数の統計は、社会保障に関する行政記録(労働異動申告)に基づいて作成。 ・産業別の給与統計は、年次社会保障申告に基づいて作成。
オーストラリア	<ul style="list-style-type: none"> ・「年次産業統計」は、税務データなどを基に作成した統計用ビジネスレジスターから作成。 ・「月次小売業調査」は、事業活動申告により標本設計を行うことにより、標本数を 30%削減。

資料:統計制度改革検討委員会資料 より作成

(www.keizai-shimon.go.jp/specail/statistics/reform/minutes.html)

母集団名簿作成のための活用は、行政記録そのものを母集団の名簿情報とする場合と、統計調査の結果等と統合することによって正確な名簿を整備する場合がある。前者については、正確な母集団名簿が適切な標本抽出を可能とするので、有効な調査結果を得るためには、行政記録に信頼性があることと直近の情報に更新されていることが必要である、後者については、名簿情報に加えて、各種の行政記録や統計調査結果をデータリンケージして、レジスター・ベースを構築し、拡大した新たな情報から統計を作成する方向に進展している。表 4.2 は、主要国における企業活動についてのビジネスレジスターの情報源を記している。

表 4. 2 主要国におけるビジネスレジスターの情報源

英 国	ビジネスレジスターは、付加価値税、所得税の源泉課税、税関、会社登記局の情報を活用し作成。
フランス	ビジネスレジスター(SIRENE)は、企業登録センターに登録されている企業情報を基に作成。
米国	ビジネスレジスターは、ビジネス・マスタ・ファイル(BMF：雇用主識別番号の母集団ファイル)、法人税申告、雇用主四半期連邦税申告、農業雇用主年次連邦税申告、企業の親会社と子会社の関連の情報、新雇用主識別番号ファイル、雇用・賃金調査で収集された雇用主に関する産業分類データを活用し作成。
オーストラリア	ビジネスレジスターは、税務情報を基に国税庁が作成し、統計用ビジネスレジスターは、上記公開情報のほか、統計作成のために必要な情報も併せて提供を受け、その情報や他の情報を基にオーストラリア統計局が作成。さらに、統計用ビジネスレジスターを活用し、企業縦断データベースを作成。

資料：統計制度改革検討委員会資料 より作成

(www.keizai-shimon.go.jp/specail/statistics/reform/minutes.html)

4. 2 行政記録の活用の仕組み

行政記録は、個々の行政目的を達成するために必要な資料を対象者から求めた結果としての情報である。統計に活用するに際しては、行政記録の項目と統計で求める事項の間で、概念、定義、範囲等の対応関係が可能となることや行政情報を求める根拠となる法規や手続きの裏付けのあることが必要である。

欧米各国は統計作成に行政記録を利用するための根拠となる規定を設けている。当然ながら、行政記録を統計作成に利用できる権限を明示する一方、統計調査で得た個別情報を行政に使用することは禁じている。統計と行政のそれぞれが有する情報についての、いわゆる one-way の規定となっている。表 4.3 は、主要国の統計法規及び関連法規における行政記録の提供に係る規定である。

表 4. 3 主要国の統計法規及び関連法規における行政記録の提供規定

国名	統計法規等	規定
カナダ	統計法	<p>第 13 条（記録へのアクセス）</p> <p>本法の趣旨との関連で必要となる情報を取得することができ、若しくは当該情報の完全化若しくは修正を支援する文書又は記録であって、行政機関、地方自治体、法人組織、企業若しくはその他組織に保持されているものの保管者は、かかる目的のために首席統計官（注：カナダ統計局長のこと）が当該情報の取得権限を付与した者に対して当該情報アクセス権を付与し、又は当該用法の完全化若しくは修正の支援をしなければならない。</p>
米 国	内国歳入法典	<p>(j) 統計上の使用</p> <p>(1) 商務省</p> <p>商務長官による書面での請求により、財務長官は法律で定められた、センサス及び国民経済計算の構築、関連する統計活動の実施の目的のために、財務長官が規則で指示した、</p> <p>(A) 申告又は申告内容を反映した情報をセンサス局の職員及び被用者に提供する。</p> <p>(B) 申告内容を反映した情報を経済分析局の職員及び被用者に提供する。</p>
フランス	統計法	<p>第 7 条第 2 項</p> <p>国立統計経済研究所（INSEE）の監督権限を有する大臣が、国家統計情報審議会の助言に従って要請した場合、法律規定に反する場合を除いては、性的生活に関するデータを除く個人に関する情報、法人に関する情報—それが担っている任務について公的サービスごとのフレームワークの中で収集される—、及び公法上の法人又は公的サービスを運営する私法上の法人に関する情報は、唯一統計作成のみを目的として、INSEE、又は政府の各統計部局に譲渡されるものとする。</p>
ドイツ	連邦統計法	<p>第 3 条（連邦統計局の責務）</p> <p>(2) 州統計部局及び連邦統計の編集を委任されたその他の機関は、要請があれば連邦統計局に対し、それが第 1 項第 1 号(a)に従った連邦統計の方法論的、技術的準備及びさらなる発展にとって、又は第 1 項第 2 号(b)に従った処理作業の実施にとって必要である限りにおいて、個々のデータを提供する。超国家的、国際的領域における連邦統計局の対応する任務の遂行についても同様とする。</p>
フィンランド ⁶	統計法	<p>第 11 条（データ提供の義務）</p> <p>(1) 国の行政機関は、秘密保持に関する規定にかかわらず、フィンランド統計局に対し、国家安全保障上の理由により、又は国防上の利益のために秘密保持を要するデータを除き、統計の作成に必要な各関係行政機関保有データ並びに自己の活動、財務状況及び義務に関するデータを提供する義務を負う。</p>
ニュージーランド ⁶	統計法	<p>第 4 条（官庁統計の種類）</p> <p>以下のいずれか又はすべての種類の官庁統計を作成できるようにするため、情報を提供すべき立場にあるなんびとにも情報を求めることができる。</p>
韓 国	統計法	<p>第 7 条 データ提示要求</p> <p>国家統計庁長官は、本法施行のために必要と認められる場合には、統計機関の長に関係データの提出を命じることができる。</p>

資料：総務省統計局統計基準部国際統計課（2002）より作成

この他、英国では付加価値税ファイルを使用した IDBR (Inter Department Business Register) の構築は、付加価値税法のセクション 91 に規定された統計目的の開示に拠っている。また、オーストラリアでは、税法のなかにオーストラリア統計長官に対して、税務データをセンサス統計法の目的で使用させることは差し支えないとの趣旨が記されている。

わが国の現行統計法では、第 17 条に「指定統計調査の実施者が、その指定統計調査を行うに際して必要があると認める時は、関係各行政機関の長又はその他のものに対し、調査、報告その他の協力を求めることができる。」と規定されているのにとどまる。主要国の法規定に比較して、行政記録を求める権限が薄弱である。そのため、行政記録を活用した統計は多くない。総務省「住民基本台帳移動報告」や社会保険庁「国民年金被保険者実態調査」が代表例である。各種の報告、届出等を転記して作成している統計としては、厚生労働省「人口動態調査」、国土交通省「建設着工統計」の指定統計の他、公正取引委員会「生産・出荷集中度調査」、総務省「特殊法人情報化基本調査」等の承認統計や人事院「国家公務員給与等実態調査」、厚生労働省「衛生行政報告」、「食中毒統計調査」等の届出統計がある。

行政記録の活用をタイプ別に示したのが表 4.4 である。

表 4.4 行政記録の活用の区分

行政記録	タイプ 1 の利用	タイプ 2 の利用
統計情報を作成	①府省所掌の行政記録を当該府省が統計化	③他府省が所掌外の行政記録を統計化
母集団名簿の基盤情報として活用	②公知の行政情報(名称・所在地等)の利用	④申告にもとづく情報(売上高、利益等)をフェース事項として利用

①については、上記の統計が該当し、85 年の統計審議会答申「統計行政の中・長期構想について」の中で、その推進の具体化に向けた取り組みが指摘されている。②については、03 年の各府省統計主管部局長等会議申し合わせ「統計行政の新たな展開方向」の中で掲げられた、09 年に実施する計画の「経済センサス」において、法務省の商業登記情報を活用する見通しになっている。

③と④については、法人税・所得税・地方税等の税務データや雇用保険による雇用・給与データの活用が典型例であり、状況は欧米各国と大きく相違している。税法、雇用保険法等に規定する守秘義務や目的外使用禁止が利用上の大きな制約となっている。タイプ1の利用は、既に一部で実績があり、比較的進捗しやすいのに対して、タイプ2の利用は、極めて限定的で遅々として進んでいない。

行政記録の電子化の進展によって、行政記録の統計への活用は少ない費用で可能となっている。情報収集費用と報告負担を軽減しつつ、正確な統計を作成するためにも、諸外国にならって統計目的での利用を認める方向で制約となる規定を見直すことが必要である。

5 統計調査結果の有効利用

5.1 統計データの2次的利用

統計データの2次的利用とは、統計調査によって得られた調査票の個票を、本来の目的である統計の作成とは別に再利用することである。欧米諸国では、調査票の個票から個体を識別できない形で、様々な秘匿措置を施して作成されたマイクロデータの利用が1960年～70年頃から大きく進展している。¹¹⁾

松田・濱砂・森（2000）によれば、米国では既に、60年代からシステムティックにマイクロデータが公開されている。商務省センサス局の「人口・住宅センサス」と「経常人口調査」（Current Population Survey）のマイクロデータが公開され、さらに、83年に開始の「所得と社会保障プログラム参加調査」（Survey of Income and Program Participation）はパネルデータとして提供されている。なお、事業所・企業に関する「年次製造業調査」と「製造業経済センサス」のマイクロデータは、識別可能性に配慮し、宣誓職員制度のもとでデータへのアクセスの仕方を制限し、秘密保護措置を厳しくして利用を認めている。他の省庁においても、公開されるマイクロデータは、基本的には一般汎用ファイル（Public Use File）の形態で提供されるが、データによっては、データの性格、利用目的、利用者の属性等を踏まえて、個別契約方式や宣誓職員制度で提供されている。

カナダでも、71年の統計法の改正以降、米国に遅れて70年代から「人口セ

ンサス」のマイクロデータを皮切りに、大半の統計調査についてマイクロデータの提供を開始している。

英国では、米国に先立って 57 年に「一般世帯調査」(General Household Survey) のマイクロデータを提供し、その後、雇用、世帯、家族に関するマイクロデータへと拡大している。

ドイツでは、80 年と 87 年のドイツ連邦統計法の改正を受けて、96 年から雇用統計、97 年にマイクロセンサス (人口・社会に関する年次調査)、98 年に所得・消費調査のマイクロデータを科学目的用汎用ファイル (Scientific Use File) の形態で提供している。

オーストラリアでも、83 年のセンサス及び統計法の改正を受けて、80 年代半ば頃から、「国民健康調査」(National Health Survey)、「人口センサス」、「所得住宅調査」(Income and Housing Survey) のマイクロデータの提供を開始し、90 年代に入って本格的となっている。

松井 (2005) は、欧米各国における政府統計のマイクロデータの提供について、提供形態別にまとめている。表 5.1 に転載する。

表 5. 1 欧米各国における政府統計マイクロデータの提供状況

提供方法	採用している国
<p>公開用データ提供方式</p> <ul style="list-style-type: none"> ・統計作成部局等で秘匿処置を施した公開用データ(匿名標本データ)を作成し、利用者はそれを用いて集計 ・自由に使用できる国と、学術研究に限定し、誓約書が必要な国あり ・事業所関連統計はこの方式では提供できない 	米国、カナダ、英国、フランス、ドイツ、オランダ、オーストラリア、ニュージーランド
<p>インサイト集計方式</p> <ul style="list-style-type: none"> ・利用者は秘密を守ることを宣誓し、サイト内でのみ利用(法的な秘密保持義務を負う) ・統計局との共同研究のみに限定していることあり 	米国、デンマーク、オランダ、ニュージーランド、スウェーデン
<p>契約方式</p> <ul style="list-style-type: none"> ・マイクロデータをそのまま利用者に渡すが、原データを直接利用させるのではなく、何らかの秘匿措置を講じることが多い ・利用者を政府機関等に限定していることあり 	米国、英国、フランス、ドイツ、ノルウェー
<p>オーダーメイド集計方式</p> <ul style="list-style-type: none"> ・統計作成部局等が、利用者から提出された集計様式でプログラムを作成して集計、または利用者が作成したプログラムで集計し、結果のみを提供 	カナダ

資料：松井 (2005) より転載

アジア各国では、韓国が 2000 年から人口・住宅調査の 2%抽出ファイルのマイクロデータを提供している。その他、日本統計協会（2003）の調査によれば、タイ、ベトナム、フィリピンにおいて、秘匿については名前を消去すれば良いとの処理であるが、一般汎用ファイルの形態でマイクロデータを提供している。

わが国では、統計法第 15 条に統計の目的外使用の原則禁止規定があり、研究目的であっても、マイクロデータの利用については厳しく制限されていた。一方、欧米の主要な学術誌に掲載された労働経済学分野の論文で使用するデータは、70～80 年代にかけて、集計データからマイクロデータへと大きく変化していた。樋口（1992）は、わが国の研究者による実証研究に関する大半の論文が集計データに拠っているため採択されない状況にあると報告し、多くの研究者に衝撃を与えた。

こうした状況を踏まえて、統計審議会は「統計行政の新中・長期構想」の答申のなかで、具体的な検討を進める必要性を指摘している。これを具体化すべく、答申の中心的役割を果たした松田統計審議会委員は文部省科学研究費補助金の重点領域研究「マイクロデータ」を研究代表者として立ち上げ、マイクロデータの学術研究利用の端緒を開いた。その成果は、一橋大学経済研究所社会科学統計情報センターで秘匿措置の施された匿名標本データを作成し、制限された利用形態ではあるものの、学術研究に広く門戸が開放されることにつながった。このマイクロデータを対象とした研究は、単に標本データの研究利用にとどまらず、克服すべき法制度面、匿名化の技術的対応、調査設計へのフィードバックにまで及ぶ成果を生み出した。その結果、マイクロデータの利用・提供の意義が統計関係者に広く認識されるようになった。

こうした流れを受けて、統計に係る法制度を所管する総務省政策統括官室では研究会を設置し、調査票を当該統計の作成以外の目的で利用することについて、原則禁止から利用の促進を図る方向へと、規定の見直しと個票データの使用手続きの簡素化の検討を開始した。検討内容を受けて、「委員会報告」のなかに、「統計データの二次的利用に関して、統計調査に応じて情報を提供した調査対象者に秘密の保護等に関する危惧を抱かせることのないような仕組みとした上で、利用目的を行政利用に限定することなく学術研究目的も含

めて統計データの二次的利用が一層促進されるよう、新たな法制度の中で明確に位置づけて必要な規律を整備すること。」と記述された。この方向で法令の改正が行われれば、利用者の統計需要に対応したオーダーメイド集計や匿名標本データの作成提供が制度化され、欧米各国の統計情報の二次的利用の状況に一步近づくこととなる。

5. 2 データ・アーカイブ

「委員会報告」では、統計調査結果の有効利用について、インサイト集計方式とデータ・アーカイブの構築の具体化は今後の課題としている。

表 5.1 にみるように、米国を始めとして各国において、調査票を庁舎等のサイト内に限定して使用させる、いわゆるインサイト利用が行われている。

「委員会報告」では、現段階では調査票の目的外使用規定の簡素化を図るにとどめ、時間をかけて制度化することとしている。

データ・アーカイブ (Data Archive) ¹²⁾ の意義について、美添 (2005) は「データの保存と長期的な利用が必要である理由は「過去にさかのぼって調査を実施することは不可能である。」という明らかな事情によるが、もう一つの理由としては、統計調査や社会調査に要する費用が大きいことが上げられる。……当初と異なる分析の視点の下に新たな知見が得られる可能性も高い。」と述べている。

欧州各国では、1967 年に英国のエセックス大学にアーカイブ UKDA が設置されて以降、各国に設置されている。76 年につくられた欧州社会科学データアーカイブ協議会 (CESSDA) は、エセックス大学のアーカイブを中心として、欧州域内各国のアーカイブをネットワーク化している。

カナダでは、カナダ統計局のもと、PUMFs (Public Use Microdata Files)、DLI (Data Liberation Initiative)、RDA (Resource Description and Access)、Remote Access、RDC (Research Data Center) のデータ・アーカイブが設置されている。

米国では、商務省センサス局と労働省労働統計局が共同開発した検索エンジンを使って、省庁間にまたがる統計データを専用のブラウザで検索できるサービスを提供する Data-Web の他、ミシガン大学社会科学研究所を本部と

して、ICPSR (The Inter-university Consortium for Political and Social Research) が設立されている。

オーストラリアでは、統計局のデータファイルの他に、オーストラリア国立大学社会科学研究所に ASSDA (Australian Social Science Data Archive) のデータ・アーカイブが設置されている。

わが国では、96年に東京大学社会科学研究所の日本社会研究情報センターが設立され、同センターに民間の研究機関等で収集されたデータを対象としたデータ・アーカイブが構築されている。

委員会報告は、政府統計のデータ・アーカイブについては当面、調査票を長期に保存するための仕組みを整備することの検討にとどめている。データ・アーカイブは統計データの目的に対応した再集計や2次的利用の基盤である。近年の情報処理技術の進展によって、データ保存の処理費用は著しく低減しており、早急な具体化が望まれる。

6 おわりに

「委員会報告」の全体を通奏低音として流れる、「統計は社会の情報基盤を支える公共財」の理念にもとづいて統計法制度が構築されれば、統計の有用性は一層高まると期待される。新たな法制度のもとで、「司令塔」をいかに機能させるか、行政記録の活用をいかに図るか、統計調査結果の有効利用をいかに推進するかは、統計作成者の努力だけでなく、統計利用者の支援も必要とする。国民に使い勝手の良い統計は、国民が作るものだということを忘れてはならない。新たな統計法のもとで統計制度は大きく変革するが、先進各国の状況に鑑みれば、統計法制度が確立した後に、有用な統計情報を生み出す企画・立案、総合調整、実査に関わる組織の強化とそれを支える統計関係者の専門性の向上を図ることが、依然大きな課題として残されている。

注

- 1) 行政管理庁統計基準局「日本統計制度再建史—統計委員会史稿資料編(Ⅱ)—」1962
- 2) 統計法制定に至るまでの背景については、森(2005)と内山(2006)に詳述されている。
- 3) ただし、「立法の趣旨」において、統計は公表されることによって、批判を受け、進歩発達し、真実性の確保につながる旨の記述に加えて、「全国民の協力の結晶として得られるものであり、従ってその結果は国民の共有の財産であるといわなければならない。その故に統計調査の結果は速やかに公表され、広く国民の利用に供されるのでなければならない。」と説明している。
- 4) 医薬業界では先んじて、科学的に厳密な証拠にもとづいて診療・施薬すべき(Evidence-Based Medicine)との考えが起こり、各分野へ浸透していった。
- 5) サッチャー首相は行政効率化のために大手スーパーの取締役レイナー卿に中央統計局と政府統計機構の改革を委託した。レイナー氏は報告書「政府統計サービス」のなかで、政府統計は主として中央政府の統計需要に対応すべきであり、民間のために過度のサービスを提供していたと主張した。この考え方は、しばしばレイナー主義と呼ばれ、80年代の英国の統計活動に大きな影響を与えた。
- 6) 「統計は、人口、経済、社会等に関しわが国の真実の状態を把握し、国民の生活向上に役立つことが重要である。このため、国の基本的かつ重要な統計の作成に当たっては、行政施策の企画・立案のための基礎的情報の提供に止まらず、広く国民一般の利活用のための情報提供という面についても十分配慮していく必要がある。また、国民の負担と協力によって得られる統計は、国民の共有財産として迅速かつ継続的に提供され、広くその利活用が図られていくことが肝要である。」つづけて、(統計行政の役割)の中でも統計行政の視点としてあらためて記述している。
- 7) 1968年の国連統計委員会で採択された「1968年国民経済計算体系; 68SNA」について、国連統計部と各統計機関の統計部局によって改訂作業が進められ、93年に新たな国民経済計算の基準として「1993年国民経済計算体系; 93SNA」が採択され、加盟各国は93SNAを自国の国民経済計算体系のための基準として使用すること等が勧告された。
- 8) 昭和18年改正の内閣所属部局の官制によると、統計局の所掌事務は「第6条 統計局ニ於テハ左ノ事務ヲ掌ル 1. 行政各部統計ノ統一ニ関スル事項 2. 国際統計事務ニ関スル統轄事項 3. 人口統計、労働統計其ノ他国勢ノ基本ニ関スル統計ニシテ行政各部ニ専属セザルモノニ関スル事項 4. 統計ニ関スル図書ノ刊行及内外統計書ノ交換ニ関スル事項 5. 統計職員ノ養成並ニ各官庁統計主任者ノ召集及会議ニ関スル事項 統計局ニ於テハ前項ノ外、官庁、公共団体又ハ公益ニ目的トスル社団若ハ財団ノ委託ヲ受ケ其ノ統計ノ製表ヲ為スコトヲ得」
- 9) これらの各国における統計作成の仕組みの移行は、日本が戦後の食糧不足時代に、正確な収穫量調査のために農林省が「坪刈り」「坪堀り」の実測調査で統計作成を開始した背景と対照しうる。
- 10) 西欧各国における統計作成のための行政記録の活用については、たとえば1999年にジュネーブでヨーロッパ統計家会議が開催した“Joint ECE/Eurostat Work Session on Registers in Official Statistics for Social and Demographic Statistics”において、欧州各国から行政記録の活用に関して報告されている。
- 11) 欧米各国のマイクロデータの提供についての記述は、松田・濱砂・森(2000)にもとづいている。
- 12) データ・アーカイブについて美添(2005)は「データアーカイブとは、統計調査などで得られた個票データを整理、収録し、その散逸を防ぐとともに、当初の利用を超えた2次的な利用のために提供するための機構である。」と定義している。

参考文献

- 伊藤 彰彦 他 (2003)「特集 東アジアの政府統計」 統計 2003 年 8 月号
- 内山 昌也 (2003)『詳説統計法令 I 統計法』新日本法規出版
- 各府省統計主管部局長等会議申し合わせ(2003)「統計行政の新たな展開方向」
www.stat.go.jp/index/seido/pdf/10.pdf
- 川崎 茂 (1997)「イギリスの統計組織の再編(1)～(5)」 統計 1997 年
2月号～6月号
- 川崎 茂 (2005)「日本の統計制度を考える」 統計 2005 年 1 月号
- 経済社会統計整備推進委員会 (2005)「政府統計の構造改革に向けて」
www.keizai-shimon.go.jp/special/statistics/promote/report.pdf
- 坂本 佑三 (1991)『我が国の統計制度』全国統計協会連合会
- 島村 史郎 (2006)『統計制度論』日本統計協会
- 総務省統計局統計基準部 (1985)「統計行政の中長期構想について」
- 総務省統計局統計基準部 (1995)「統計行政の新中長期構想」
- 総務省統計局統計基準部 (2005)『統計データアーカイブに関する調査
研究結果報告書』統計研究会
- 総務省統計局統計基準部国際統計課 (2001)『諸外国における統計の制度と
運営 (その 23)』
- 総務省統計局統計基準部国際統計課 (2002)『諸外国における統計の制度と
運営 (その 24) - 第 2 分冊 - (オーストラリア、ニュージーランド、韓国)』
- 総務省統計局統計基準部国際統計課 (2002)『諸外国における統計の制度と
運営 (その 24) - 第 3 分冊 - (ドイツ、フィンランド、スウェーデン)』
- 総務省統計局統計基準部国際統計課 (2002)『諸外国における統計の制度と
運営 (その 24) - 第 4 分冊 - (ノルウェー、アイスランド、イギリス)』
- 総務省統計局統計基準部国際統計課 (2002)『諸外国における統計の制度と
運営 (その 25)』
- 統計制度改革検討委員会 (2006)「統計制度改革検討委員会報告」
www.keizai-shimon.go.jp/special/statistics/reform.pdf
- 統計法制度に関する研究会 (2006)「統計法制度に関する研究会報告書」
www.stat.go.jp/info/kenkyu/seido/1-7.htm
- 日本統計協会 (2003)『平成 14 年度 東アジア諸国統計事情に関する調査
報告』日本統計協会
- 樋口 美雄 (1992)「就業分析にみる実証経済学の新しい潮流」 ESP, 92.3
- 松井 博 (2005)「政府統計マイクロデータの利用」 ESTRELA No.137
- 松井芳郎・濱砂敬郎・森博美編著 (2000)『マイクロ統計分析』日本評論社
- 森 博美 (2005)「「統計法」と法の目的」法政大学日本統計研究所
オケージョナル・ペーパー No.12
- 美添 泰人 (2004)「統計データアーカイブの現状と官庁統計における
今後の課題」青山経済論集第 56 巻第 2 号
- 美添 泰人 (2005)「統計データの保存と再利用の体制」 統計 2005 年 6 月号

第 7 章 統計改革の残された課題

美添泰人¹

(青山学院大学経済学部 教授)

2007 年の統計法改正に象徴される統計制度改革を巡る本書の議論は、統計制度改革検討委員会の最終報告で提示されている内容が多岐にわたっている。そのため、重要な問題であっても必ずしも十分に説明されていないものがある。本稿では、このうち、統計調査の問題と、作成された統計を有効に活用するための問題について検討する。まず統計調査に係わる問題としては、どのような調査システムで実施するかが重要である。そのためには国および地方公共団体の統計担当職員だけでなく、実際に統計調査を担当する調査員を育成し、調査を実施する体系を整備する必要がある。つぎに作成された統計を有効に活用する問題として、データアーカイブの提供方法についての課題を指摘する。

¹yasuto_yoshizoe@post.harvard.edu

1 目的

本書において解説されているように，2007年の統計法改正に象徴されている統計制度改革の基本的な問題は竹内（2008）が記述しているし，海外との比較を通じた日本の課題は舟岡（2008）が明快に指摘している．しかしながら，これらで言及されている統計制度改革検討委員会の最終報告で提示されている内容は多岐にわたっているため，その中には重要な問題でありながら必ずしも十分に記述されていないものがある．本稿では，そのうち，統計調査の問題と，作成された統計を有効に活用するための問題について検討する．

統計調査に係わる問題としては，どのような調査システムで実施するかが重要である．そのためには国および地方公共団体の統計担当職員だけではなく，実際に統計調査を担当する調査員を育成し，調査を実施する体系を整備しなければならない．これが本稿で検討する第一の課題である．続いて，作成された統計を有効に活用する制度として，ミクロデータの提供方法について考えたい．これが第二の課題である．

2 統計調査の実施

2.1 統計調査と地方公共団体

地方において統計調査を担当する組織に関しては，内閣府の経済社会統計整備推進委員会（第一次吉川委員会）が提出した報告書「政府統計の構造改革に向けて」の中に，司令塔機能の強化と統計組織の在り方をめぐる記述がある．

そこではまず，中央の統計組織に関して分散型の問題点を改善する必要性を指摘し，そのために基本的な統計調査の実施機能を含めて統計に関する中核的な機能を強化した「司令塔」組織の設立を提案している．関連して，統計関係職員の専門性の向上が重要な課題であるとの認識が示されているが，その理由として次の点を指摘している．

統計は他の行政分野と比べて，技術的・専門的要素が高く，また，その性格から政治から一定の距離を置くことが求められるため，現行の統計審議会のように学識経験者等によって構成される第三者的な機関が「司令塔」の中で果たすべき役割が極めて大きい．「司令塔」機能の確立に際して，当該第三者的な機

表 1: 配置転換対象部門及び配置転換の対象となる職員数の見通し

配置転換対象部門	配置転換の対象となる職員数の見通し
農林統計等関係	1,725 人
食糧管理等関係	1,078 人
北海道開発関係	105 人
合 計	2,908 人

(出所：内閣府国家公務員雇用調整本部のホームページ)

関は、中長期的視点に立った統計整備の方向性や政府の取組、個別の統計への関わり等を通じて、常に国の統計体系全体を見渡して必要に応じて積極的に意見を表明できるような仕組みとすることが適当である。

次に、地方における統計機構に言及し、国が行う大規模な統計調査の実査を担当するとともに、地域統計の整備を行うなど重要な役割を果たすべきことを指摘している。そして、その前提として、地方の統計機構は将来的にも大規模統計調査の実施に不可欠なものであるとの認識を明示している。さらに、統計調査内容が複雑化・高度化する一方で、調査に対する協力度の低下など調査環境が変化していることから、従来にも増して難しくなった統計調査を実施するために、地方統計組織に改革が必要であると主張している。

内閣府 (2005) の記述は極めて具体的である。大幅な縮減が求められている農林水産統計の要員の一部分について、他の統計を担当できるように、総務省その他の統計を作成する機関で受入れることまで想定されている。この構想が実現されれば、現時点で対応の遅れが指摘されているサービス分野等で新たな統計を整備することが可能となったであろう。しかしその後の経過を見ると、残念ながらこの構想は実現されず、農水省の地方組織において統計職員の数削減されただけという、意図に反した結果で終る見込みである。平成 18 年 6 月 30 日の閣議で決定された「国の行政機関の定員の純減について」によれば、国全体として定員の純減が図られており、配置転換対象部門及び配置転換の対象となる職員数の見通しは表 1 のとおりとなっている。内閣府の国家公務員雇用調整本部の公表する各府省の配置転換受入れ目標数から判断して、統計に係わる組織に採用される可能性は極めて低い。

表 2: 都道府県専任職員配置定数 (単位: 人)

年	総数	年	総数	年	総数	年	総数
1947	5,030	1962	3,233	1977	2,898	1992	2,509
1948	5,030	1963	3,233	1978	2,875	1993	2,486
1949	4,350	1964	3,233	1979	2,852	1994	2,463
1950	3,910	1965	3,233	1980	2,829	1995	2,440
1951	3,910	1966	3,233	1981	2,805	1996	2,418
1952	3,714	1967	3,233	1982	2,777	1997	2,398
1953	3,714	1968	3,201	1983	2,749	1998	2,378
1954	3,528	1969	3,158	1984	2,721	1999	2,358
1955	3,416	1970	3,115	1985	2,693	2000	2,338
1956	3,415	1971	3,072	1986	2,665	2001	2,314
1957	3,233	1972	3,094	1987	2,638	2002	2,290
1958	3,233	1973	3,043	1988	2,611	2003	2,266
1959	3,233	1974	2,992	1989	2,584	2004	2,242
1960	3,233	1975	2,957	1990	2,558	2005	2,219
1961	3,233	1976	2,921	1991	2,532	2006	2,146

(出所: 総務省政策統括官(統計基準担当), 旧統計基準部の内部資料)

ここで、地方公共団体における統計職員数の変遷を確認しておこう。総務省政策統括官(統計基準担当)では毎年「都道府県統計機構等の現況」という冊子を発行しており、これを過去までたどることによって、戦後の都道府県における統計職員の年齢構成や経験年数を知ることができる。まず都道府県全体の専任職員配置定数は表 2 のとおりである。1947-1948 年の 5,030 人から一貫して減少を続けており、2006 年では 1947 年の 42.7% にあたる 2,146 人となっている。その推移を示した図 1 で明らかとなっており、第三次産業の比率が増大し、新たな統計の必要性が指摘されている時期にもかかわらず、職員数は 1970 年以降直線的に減少している。さらに経験年数を見ると表 3 のように非常に短いのが最近の特徴となっている。

都道府県職員の指導の下に、国勢調査、事業所・企業統計調査などの大規模調査を担当するのは民間の統計調査員であるが、その多数は経験が全くない、または非常に短いのが現状である。これらの統計調査員を指導する都道府県の職員は、大規模統計調査の仕組みを理解し、調査対象となる世帯や事業所からの質問に的確に対応できる知識を持つ必要がある。当然、

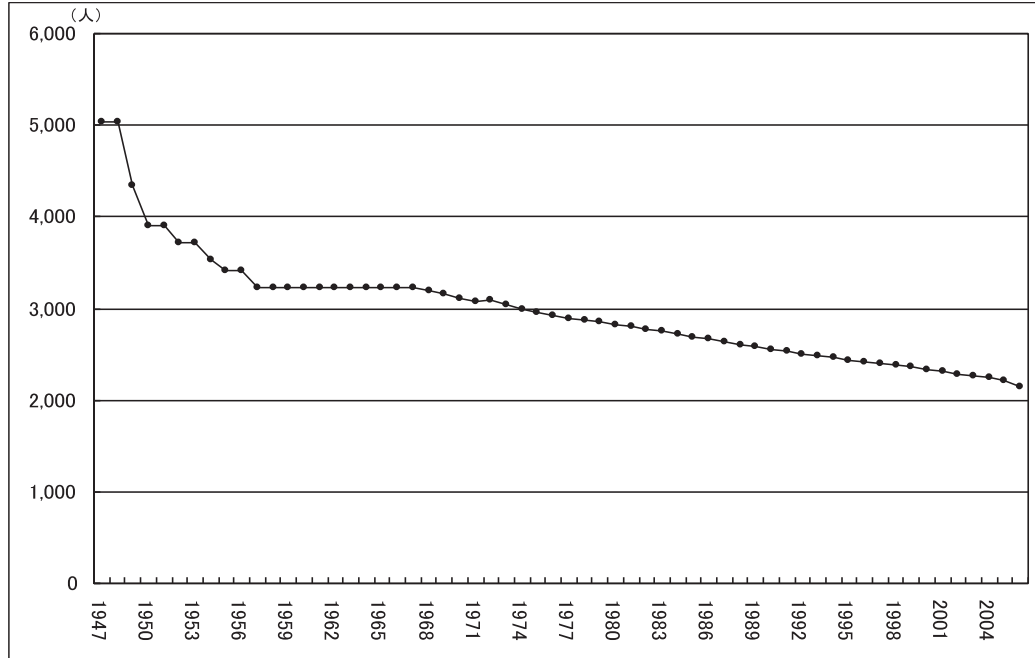
表 3: 統計職員の経験年数別人数 (2006 年)

(人)

	計	1 年未満	1～2 年	2～3 年	3～5 年	5 年以上
北海道	96	22	22	20	8	24
青森	38	11	12	7	7	1
岩手	35	8	9	9	7	2
宮城	41	15	11	11	3	1
秋田	31	9	11	8	1	2
山形	37	16	13	4	4	0
福島	67	16	19	14	15	3
茨城	44	10	15	6	11	2
栃木	37	16	8	11	2	0
群馬	35	9	14	7	5	0
埼玉	62	15	15	15	15	2
千葉	47	29	2	7	6	3
東京	140	26	24	20	29	41
神奈川	71	18	19	26	6	2
新潟	45	13	11	10	6	5
富山	35	12	12	8	2	1
石川	38	0	16	10	10	2
福井	46	16	14	13	1	2
山梨	31	14	9	3	2	3
長野	24	9	12	2	1	0
岐阜	45	13	12	11	7	2
静岡	44	14	19	10	0	1
愛知	89	21	15	10	24	19
三重	37	8	10	7	10	2
滋賀	34	9	5	6	8	6
京都	53	0	24	0	13	16
大阪	109	45	6	32	18	8
兵庫	59	17	11	14	12	5
奈良	33	12	6	7	6	2
和歌山	25	9	7	6	2	1
鳥取	27	8	6	11	1	1
島根	33	13	6	13	0	1
岡山	29	12	10	6	1	0
広島	47	12	11	11	6	7
山口	42	12	13	12	4	1
徳島	27	9	7	6	2	3
香川	33	12	10	9	2	0
愛媛	34	12	12	7	3	0
高知	25	6	9	3	7	0
福岡	65	21	9	24	9	2
佐賀	26	11	5	5	5	0
長崎	30	6	10	6	8	0
熊本	39	12	9	14	3	1
大分	30	8	5	9	6	2
宮崎	32	11	14	4	3	0
鹿児島	43	19	9	15	0	0
沖縄	49	16	18	11	4	0
全国計	2139	632	546	480	305	176
比率 (%)	100.0	29.5	25.5	22.4	14.3	8.2

資料：総務省政策統括官（統計基準担当）「都道府県統計機構等の現況（都道府県編）平成 18 年版」より作成

図 1: 都道府県職員数の変遷



(出所：表 2 の資料)

そのためには国の調査担当部局からの指導がなされるが、このような業務を遂行するには、統計の基礎知識に加えてある程度の経験が必要である。ところが表 3 のとおり、経験年数 2 年未満の職員が約 55%を占めている現状では、5 年周期で実施される多くの大規模調査に関しては、前任者も担当していないことになる。そのため事務引継ぎは間接的なものとなり、前回調査担当者の経験が蓄積されることは期待できない。もし 5 年以上継続的に統計業務を担当していれば、国勢調査、事業所・企業統計調査の他、住宅土地基本調査（調査対象約 450 万世帯）、全国消費実態調査（調査対象約 6 万世帯）、就業構造基本調査（調査対象約 45 万世帯）などを一度は経験する機会がある。表 3 によると、東京都、愛知県、京都府など、5 年以上の経験者を相当数配置している例もあるが、逆に 3 年以上の経験者がほとんどいない県も少なからずある。これらの県では担当者の負担も大きく、正確な統計を作成することは困難であろう。

経験年数だけではなく、表 4 に示す年齢別の職員数も合わせて見ると、都道府県の統計職員の実像がより明確になる。全国平均での年齢が 41.4 歳という数字は不自然ではないが、県ごとには大きな違いがある。たとえば東京や愛知では経験年数が長い職員がいるし、均等な年齢構成となっている

から、専門的な経験が継続されていると考えられる。しかし、多くの県では経験年数が短い職員が多い一方で、中高年齢層の職員数が多い。生涯を通じた職務経験の中で統計担当は一度だけという経歴が多いことから判断すると、これらの地方では、中高年になってから初めて統計業務に従事する職員が多いことを意味している。若いうちなら数理的な知識に対する要求にも比較的容易に対応できるが、中年を過ぎてから初めて経験する統計処理では、苦労が多いことは十分に想像できる。

なお、農林水産省の統計は国が地方に設置する組織が担当してきたものであり、都道府県の統計職員は中心とはならない。しかし農水省の統計担当組織についても、1947年に全国に設立された農林省の作物報告事務所がその後統計調査事務所となり、さらに統計情報事務所を経て、1978年に農林水産省が発足してからも、農林水産情報センターから統計・情報センターへと組織が変更され、職員数が減ってきた。2007年には、統計・情報センターは農政事務所に吸収されて統計部となったが、農政事務所は農産物の安全性の確保や米を中心とする主要食糧に関する業務を行って来た組織であり、このような統計職員数の激減によって、農水省の統計は米以外の分野では縮小を余儀なくされている。

地方における実査体制の整備は今後の統計調査を考える上で無視できない問題であり、引き続き検討すべき課題であることが明確であろう。なお、統計職員の専門性に関する認識は重要なので、実査機構の話題に入る前に、ここで簡単に紹介しておきたい。

第一次吉川委員会に記されている「統計に携わる人材の育成・確保等についての考え方」を要約すれば、次のとおりである。

国における調整機能が強化され、地方実査組織の整備が進んだとしても、その運用に当たる職員の資質や能力、絶対数が伴わなければ、わが国の統計が大きく改善されることは期待できない。主要国と比較すると、日本では統計関係職員の絶対数を増加させ、その中でも専門知識を有する職員数の比率を高める必要がある。統計は、企画立案にはじまり、設計、実査、集計・加工、分析という各段階において、理論的・技術的のみならず、実務的にも高度の専門性が求められる。そのために、広い分野における一次統計の作成だけでなく、SNAを中心とする加工統計の作成、各省で分散して実施される統計の総合的調整など様々な業務を経験することが必要である。このような経験によって個人の能力が高まることはもちろん、各省の統計担当者の交流によって知識や経験が広まり、日本の統計作成組織全体として得るところが大きい。また、統計の専門職員が、政策や事業を担当する

表 4: 統計職員の年齢別人数と平均年齢（2006 年：人，歳）

	計	～ 29 歳	～ 39 歳	～ 49 歳	50 歳～	平均年齢
北海道	96	2	26	34	34	44.3
青森	38	1	10	10	17	46.2
岩手	35	5	15	8	7	38.8
宮城	41	9	14	7	11	39.2
秋田	31	1	10	3	17	46.4
山形	37	5	8	16	8	42.1
福島	67	4	30	20	13	40.1
茨城	44	4	16	14	10	40.9
栃木	37	9	16	4	8	37.3
群馬	35	5	9	12	9	40.7
埼玉	62	2	25	27	8	41.3
千葉	47	9	13	9	14	39.1
東京	140	10	46	27	57	44.2
神奈川	71	2	37	13	19	41.4
新潟	45	12	19	11	3	35.6
富山	35	12	5	14	4	37.3
石川	38	3	8	4	23	47.0
福井	46	17	13	13	3	35.5
山梨	31	7	6	11	7	42.3
長野	24	2	6	7	9	43.6
岐阜	46	9	22	11	4	36.3
静岡	44	11	12	8	13	39.8
愛知	89	2	25	27	35	45.0
三重	37	5	15	10	7	39.1
滋賀	34	5	12	6	11	43.0
京都	53	3	15	17	19	45.1
大阪	109	8	39	39	23	41.9
兵庫	59	9	22	12	16	40.1
奈良	33	3	12	7	11	42.7
和歌山	25	1	8	9	7	43.1
鳥取	27	9	5	7	6	38.3
島根	33	4	13	11	5	40.5
岡山	29	8	10	6	5	36.0
広島	47	4	18	13	12	41.0
山口	42	2	18	11	11	42.2
徳島	27	3	6	9	10	44.5
香川	33	3	6	14	10	43.5
愛媛	34	8	17	6	3	36.3
高知	25	1	6	14	4	43.4
福岡	65	6	25	24	10	40.3
佐賀	26	7	8	5	6	37.6
長崎	30	3	7	8	12	44.0
熊本	39	9	10	5	15	41.4
大分	30	1	4	13	12	46.3
宮崎	32	1	18	8	5	39.0
鹿児島	43	7	17	10	9	38.7
沖縄	49	11	14	3	21	42.4
全国計	2140	264	716	577	583	41.4
比率 (%)	100.0	12.3	33.5	27.0	27.2	

資料：総務省政策統括官（統計基準担当），表 3 と同じ。

部局を経験することも必要である。その経験によって、統計に対する需要をより深く理解し、予算・会計など統計行政の基礎となる知識を身につけることができる。このことは、国際的に通用するような統計専門家の育成にも必要な資質である。

このような課題に対する具体的な取組みも提示されている。しかしながら、これらは国および地方公共団体における統計担当職員の問題であり、実際に統計調査を担当する調査員を含めて、どのように統計調査を実施するかという問題に対しては具体的な対策は示されていない。以下で調査員制度の問題を検討する。

2.2 統計調査の実施と統計調査員制度

上述のように、地方統計職員組織に関しては、少ない人数と制限された専門性という与えられた条件の下で今後の統計調査の実施を考えなければならないが、さらに重要なのは調査員の問題である。近年、急激に問題が顕在化しているように、統計調査内容の複雑化・高度化と調査環境の変化等が相まって、統計調査の実施に携わる調査員の業務負担が次第に大きくなってきている。このような事情から、今後の統計調査を実施する上で最も重要な検討課題として、調査実施に関する議論が浮上してくるのは当然である。

中心的な統計作成機関である総務省統計局が担当する統計調査の概要を表 5 に示す。このうち、家計調査、労働力調査、小売物価統計調査を中心とする月次調査に関しては、調査員の多くは継続的に調査に従事している。特に調査が難しいとされる家計調査の調査員は、統計調査に対する関心が高いだけでなく、調査対象世帯のさまざまな質問や苦情などにも的確に対応できる能力を持っていることが多い。これに対して、国勢調査を始めとする大規模統計調査は多数の調査員を必要とするため、調査ごとに採用される調査員の多数は経験が非常に短いのが実態である。

表 5 に示されるとおり、主要な統計調査はいずれも 5 年を周期として実施され、異なる年次に配置されている。これは、調査員の経験を維持しながら、都道府県職員も含めた調査従事者の作業量を平準化するための工夫である。一時に大量の統計調査員を訓練し動員することは簡単ではないが、表 5 のように均一化することによって多数の調査員に大規模調査を一通り担当させることが可能となっている。

なお、統計調査員とは調査の度に任命される非常勤の公務員であり、任

表 5: 総務省所管の指定統計調査

名 称	調査対象数	調査員数	周 期 ^{*(1)}
人口・労働統計 国勢調査	全世帯 (約 5,000 万)	約 90 万人	5 年 (2005 年)
労働力調査	約 4 万世帯	約 3000 人	毎月
就業構造基本調査	約 50 万世帯	約 4 万人	5 年 (2002 年)
住宅・土地統計調査	約 450 万世帯	約 10 万人	5 年 (2003 年)
社会生活基本調査	約 10 万世帯	約 8000 人	5 年 (2006 年)
経済統計			
小売物価統計調査	約 3 万店舗	約 800 人	毎月
全国物価統計調査	約 20 万店舗	約 6000 人	5 年 (2002 年)
家計調査	約 9000 世帯	約 700 人	毎月
全国消費実態調査	約 6 万世帯	約 8000 人	5 年 (2004 年)
事業所・企業統計調査	全事業所 (約 600 万)	約 10 万人	5 年 (2006 年) ^{*(2)}
個人企業経済調査	約 4000 事業所	約 200 人	毎四半期
科学技術研究調査	約 2 万事業所	(郵送調査)	毎年
サービス業基本調査	約 50 万事業所	約 2 万人	5 年 (2004 年)

*1) () 内は直近の調査時点

*2) 中間年にも簡易な全集調査がある

命期間中は国，都道府県等に勤務する職員と同様に公務員の身分を有する。その任命は総務大臣が任命する国勢調査を除き，都道府県知事によってなされる。調査の対象となる世帯や事業所にとって見ると，調査票の配布および回収に従事する調査員は統計実施者を代表するものであり，調査が成功するかどうかは多分に調査員の能力と熱意にかかっている。また指定統計調査については統計法で守秘義務（第 14 条）および罰則規定（第 19 条）が規定されており，責任の重い仕事である。

総務省以外では，経済産業省の工業統計調査（毎年実施），商業統計調査（5 年周期，中間年調査は事業所・企業と同時調査）は事業所を対象とする大規模な訪問調査である。また厚生労働省の国民生活基礎調査（毎年実施，3 年周期で大規模調査）は世帯を対象とする調査である。このように，統計調査員が従事する調査の多くは訪問によって配布・回収が行われる。

統計調査を実施するために，国および都道府県では広報活動を進めるほ

か、登録調査員という制度を設けて質の高い調査員を確保する努力をしているし、登録調査員を対象とする研修内容や方法の充実を図っているにもかかわらず、調査員を確保することが次第に困難になってきている。その大きな理由は、統計調査の作業は比較的短い期間に大量かつ集中的に発生することである。年間を通じて継続的に従事する統計調査はほとんどないため、社会的な活動時間の一部を統計調査業務にあてる形態を取る。報酬の面から見ても、統計調査員の業務だけでは生計は成り立たない。このため、統計調査員の中心としては(1) 商業、自由業等で拘束時間が比較的少ない職業に従事する者、(2) 育児が終わり、比較的自由な時間を持つ主婦、(3) 定年後の活動の一部として従事できる者、が想定されることになる。

2004 年時点における登録調査員の数と性別、年齢別の構成は表 6 に示すとおりである。一見して明らかなおと、特に男性では高齢者が中心となっている。大規模周期調査を実施する際には登録調査員が中心となるが、60 歳以上の調査員であっても活動しやすい調査方法を工夫する必要性が明らかである。

表 6: 性別、年齢区分別登録調査員数

	～ 30 歳	～ 40 歳	～ 50 歳	～ 60 歳	61 歳～	計	平均年齢
男	434 (1.8)	749 (3.1)	1,752 (7.3)	4,163 (17.4)	16,766 (70.3)	23,864 (100.0)	62.4
女	909 (1.3)	7,452 (10.8)	17,444 (25.2)	25,003 (36.1)	18,367 (26.6)	69,175 (100.0)	53.0
計	1,345 (1.4)	8,204 (8.8)	19,203 (20.6)	29,183 (31.3)	35,203 (37.8)	93,139 (100.0)	55.4

資料：総務省統計基準部，全都道府県合計。

2004 年 4 月 1 日現在（単位：人，歳，％）。

訪問調査の他にも、国土交通省の法人土地基本調査や、財務省の法人企業統計調査など、企業を対象として郵送で実施される大規模調査も少なくないものの、郵送調査においては調査員による面接とは異なる技術的問題に対処する必要がある。郵送調査に関する問題も重要であるが、調査員の確保とは異なる問題であるため、本稿では触れないことにする。

2.3 民間統計調査機関の活用に関する問題

以上のような統計調査の現状，特に調査員を確保することが次第に困難になっている状況を背景にして，統計調査において民間委託を推進する必要性が指摘されている．さらに，政府の規制緩和・民間開放推進会議では，公共サービスのコスト削減などを目標として国の業務への民間参入を促進しているが，官民のサービスを比較するための「市場化テスト」は統計調査に対しても実施することが要求されている．それに対応するため，本稿執筆時点までに総務省の個人企業経済調査および科学技術研究調査を対象にして民間調査機関による試験調査が実施されている．以下，民間の調査機関を利用した統計調査に関して望ましい方向と注意点を指摘しておきたい．

これまでも調査票の印刷，発送や集計作業に関しては民間企業に委託する例は少なくなかったし，統計職員の数が減っている以上，そのような形で民間の活用は今後も必然的に増加すると予想される．その過程で，個人や企業の個別情報を扱う場合には，民間企業についても厳しい秘密保護の体制が必要となるが，この点に関しては既に各府省の合意を得たガイドラインが設けられているなど，制度的には準備ができているといえる．

注意が必要なのは，大規模な統計調査を一括して民間調査機関に委託することを要求する，一部の意見である．まず，現実的な状況として，標本数が数万を超える訪問調査の場合には1社で調査を受託できる規模の調査会社は存在しない．現在，日本には統計調査を実施している多数の調査機関があり，2007年1月時点で日本マーケティング・リサーチ協会の正会員社は137社と記されている．最も大きい数社を見ると，専属統計調査員は約500名，最大でも700名程度である．このような調査員は定期的な指導を受けるため豊富な経験を持ち，面接調査でも効果的と言われている．しかし，1年間を通じて実施する調査の量には限りがあり，1社の仕事だけでは生計は成り立たないことから，複数の調査会社の調査を担当する者も出てくる．重複を除いて，民間調査機関で何人の統計調査員が働いているかについては資料がないが，業界情報によれば優秀な調査員はせいぜい500人という判断がある．東京や大阪などの大都市圏を除いて，各県ごとに5～10人の優秀な調査員がいれば，企業や金融機関が実施する訪問調査はほぼ実施できるというのがその根拠である．この主張が正しいとすれば，各社が雇用している優秀な調査員の多くは，複数の会社の仕事を請け負っていることになる．

民間各社の調査員数を単純に合計できないとすれば，民間調査機関に委託できる調査は，多数の調査会社がある大都市圏を除いて，各地域で小規模

なものでなければならない。仮に全国で毎月1万世帯を対象とした訪問調査を500人で担当すると、一人あたり20世帯となる。事前の趣旨説明、調査票の配布、回収と、不在がない場合でも短い調査期間中に各世帯を3回訪問する必要がある。最近のように不在世帯が多い場合には、さらに訪問回数が増え、高い回収率を実現することは難しい。

実際の例として、総務省が毎月3万世帯を対象として実施している家計消費状況調査は、発足時から民間調査会社が調査票の配布・回収を担当してきた。ところが、その調査会社の調査員が日本銀行のアンケート調査で架空の調査票を混入させるという不正行為が発生したため、日本銀行の調査委託が停止されるという事態があった。さらに同じ調査会社が受託して実施していた内閣府のアンケート調査に続き、総務省の家計消費状況調査も委託を中止することになった。このような調査票の捏造は業界用語で「メーキング」と呼ばれ、回収した調査票の枚数によって報酬が定められる民間の調査には起こりやすい問題である。ちなみに国の統計調査では調査担当世帯数を基本として報酬が定められているため、このような不正に対する動機が弱い。ただし、調査員の効率を高める動機付けについては改善の余地がある。

家計消費状況調査に話を戻すと、調査員による不正行為が明らかとなった調査会社に代わって全国規模で3万世帯の調査を受託できる調査会社は存在しなかったため、2007年末時点では2社に分割してそれぞれが半数の世帯を担当している。分割した結果として管理費の比率が高まり、調査員の手当てが減額されていることは、「従来と同じ調査を担当しているのに手当てが下がった」という調査員からの苦情でも明らかである。この事例からも、複数の調査会社の仕事を請け負っている調査員の存在がわかる。

ところで、調査員が複数の調査会社の仕事を請け負っているとすると、不正行為を働いた調査員はどうなただろうか。公表資料は見当たらないものの、ある調査会社で不祥事を起こした調査員に関する情報が同業他社に提供されることはないと言われている。少数とはいえ、不心得な調査員によって民間調査全体の信頼性を損ねることになりかねないため、この問題は近い将来改善されるであろうが、現状では未解決のままと思われる。したがって、上記の調査会社を交代させた日本銀行などの調査においても、問題を起こした調査員が別な会社の調査を担当している可能性を否定できない。

以上のように、調査員の問題ひとつをとっても、訪問調査を民間調査機関に委託し、信頼性の高い調査を実現することは簡単ではない。

他方、郵送調査に関しては適当な工夫をすれば効果的に民間機関を利用

できると筆者は考えている。しかし、これは本稿の対象とする問題ではないため、別な機会に論じたい。

3 ミクロデータの公開

吉川委員会が想定しながら報告書に記載されておらず、さらに検討が必要なものに、主としてミクロデータを提供する機構すなわちデータアーカイブの問題がある。データアーカイブ (Data Archive) とは、統計調査などで得られた個票データを整理、収録し、その散逸を防ぐとともに、当初の利用を超えた二次的な利用のために提供するための機構である。このような組織は、主要な欧米諸国において設立されており、社会科学の実証研究や教育などにも幅広く利用されている。充実していることで知られるイギリスのデータアーカイブでは、きわめて長期間にわたる人口データが保存されており、個人情報でさえ 100 年を経過したものは公開されるため、その情報を用いた長期人口移動に関する分析が可能となっている。ほかにも 2001 年に開示された 1901 年の人口センサスデータによって、当時ロンドンに住んでいた夏目漱石に関する記述が確認され、漱石研究に新たな展開があった。これは一例であるが、単なる歴史的興味を超えたデータアーカイブの利用価値を示唆している。

わが国においては、ようやく 1996 年に、東京大学社会科学研究所の付属施設として日本社会研究情報センターが設立され、民間の研究機関等で収集されたデータを対象としたデータアーカイブとして発足した。その内容と活用事例は佐藤・石田・池田編 (2000) に紹介されている。

他方、政府統計に関する体系的なデータアーカイブはまだ存在していないが、近年の情報処理技術の発展に伴って、過去のデータの保管を体系的に実行する体制は現実的なものとなってきていることから、わが国においても政府統計の二次的利用の可能性を追求することが急務となっている。以下では、美添 (2005) で指摘した主要な論点につき、現時点の視点から政府統計のデータアーカイブの課題をやや詳しく検討する。

政府統計の結果として収集された統計情報の価値に関しては、これまでも当時の統計審議会の提言である『統計行政の中・長期構想』および『統計行政の新中・長期構想』において強調されてきた (総務庁 1985, 1995)。これらに続く形で総務省統計局統計基準部が作成した「統計行政の新たな展開方向」でも、美添 (2005) に記された次の以下のような認識が共有されている。

従来は、それぞれの統計調査は、調査が実施された本来の目的である政策の企画・立案や経済社会の実態解明がなされた後、すなわち一次的な統計利用を実現した後は、原則として再利用されることは少なかった。そのため、データの長期保存に関する実務的な知識は、各府省の日常業務との関連で、限られた範囲の処理に関するもののみが個別に継承されてきた。このような事情を背景として、これまではデータアーカイブの意義および具体的な課題に関しては、ほとんど体系的な検討がなされてこなかったのが実態である。統計調査の持つ情報は、単に一次的な利用で尽きるものではなく、異時点間の比較や、業種や規模などの分類を変更した組換え集計、さらには新たな視点による多次元分類など、二次的な分析に対しても十分な利用価値を持っている。このような統計情報の二次的利用を可能とするためには、できるだけ早い時期にデータアーカイブ機能の構築に関する検討を始めなければならない。

3.1 データアーカイブの意義と性質

政府統計も含めたデータアーカイブの機能は、所得などの数量項目をも調査対象とする狭い意味の統計に限らず、いわゆるアンケート調査として実施された社会調査などから得られたデータを保管し、将来における二次的分析 (secondary analysis) を可能とするものと要約できる。ここで二次的な利用と呼んでいるものは、データアーカイブに収録されるデータを収集した本来の行政上の目的ないし分析目的（一次分析, primary analysis）と区別された追加的な分析である。そこには学術的な分析が含まれるだけではなく、調査時点より後の時点において行政目的で資料を再抽出し、新たな集計表を作成することも含まれる。

このような考え方の背景には、特に大規模な統計調査には、本来の目的による集計分析によって表現される情報よりはるかに大きな情報が含まれていることがある。政策の立案や評価に際しては、現状を正確に把握するだけではなく、現時点の社会経済情勢が従来に比べてどのような状況にあるのかを明らかにしなければならない。統計調査ではその実施時点において関心のある項目が調査され集計されるが、過去の調査においては、現在の関心事項が集計されているとは限らない。たとえば高齢者の同居と世帯構成員の就業状況との関係は最近では強い関心の対象であるが、10年前、20年前の世帯の状況について確認するためには、当時の集計結果を見るだけでは不十分であり、過去の調査結果の再集計が必要となる。このような作

業は、実際、各省においても主要な統計調査に関連して多数実施されている。そのためには、過去のデータを単に保存するだけでなく、必要に応じて再集計できるような情報をも併せて収録しておかなければならない。

データの保存と長期的な利用が必要である理由は「過去にさかのぼって調査を実施することは不可能である」という明らかな事情によるが、もうひとつの理由としては、統計調査や社会調査に要する費用が大きいことがあげられる。国が実施する大規模な調査は民間では現実的に不可能な規模の予算と人員を必要とすることは当然として、比較的小規模な社会調査ですら、ある程度の研究費を獲得して初めて実行可能となる。調査から得られた分析結果は、調査した当事者による一次分析に留まらず、当該分野の他の研究者による追試を経て、広く認められることにもなるし、当初と異なる分析の視点の下に新たな知見が得られる可能性もある。

このような趣旨で、統計調査の結果は社会全体で共有すべき財産であるという意識は、欧米諸国では共通した理解と思われる。たとえばアメリカ統計学会 (American Statistical Association) の倫理規定によると、国の補助によって作成されたデータはアーカイブへ提供することが義務付けられているし、全米科学財団 (National Science Foundation) の助成金によってなされる研究で作成された統計データも同様である。

政府による調査でも、イギリスの人口センサスでは 100 年を経過した個票データの内容は一般に開示されるのに対して、わが国においては多くの調査の個票は長期的な保存の対象とさえなっていない。このことは、文書保存に関する基本的な考え方の違いを反映したものとされている。

データアーカイブが、さまざまなデータを収録しその散逸を防ぐとともに将来的な二次的利用のために提供する機関であるためには、そこに収録される内容としては、当初の目的に沿って作成された集計表だけでなく、新たな集計や加工・分析を可能とするような情報が必要となる。このことは、必然的に個々の調査票の記入内容を含むミクロデータが収録されるべきであることを意味している。

海外の主要なデータアーカイブへの窓口である CESSDA (Council of European Social Science Data Archives) のホームページには、その趣旨として「欧州における社会科学の教育と研究のために電子的なデータを収集、保存し、その配布を促進する」と記されている。具体的な目標としてデータ管理やメタデータの標準化、情報保護や利用資格の検証方法などの研究も明確な目的として記されている。メタデータについては後述する。CESSDA から主要各国のデータ提供状況を確認することができるが、表 7 に記す参

加国の中には、残念ながら日本へのリンクはない。

3.2 政府統計におけるマイクロデータ保管のあるべき姿

欧米諸国の多くで設立されているデータアーカイブは、主として社会科学の実証研究および教育の分野における利用を強調している。しかし、このことは行政組織にとってデータアーカイブが役に立たないということではなく、比較的新しい時点の政府統計は政府自身のデータベースに収録されており、一般的な利用を前提としたデータアーカイブに提供したものを改めて利用する必要がないことを意味しているに過ぎない。さらに、行政目的として過去の状況を確認する必要は日常的には発生しないという事情も反映されているものと言える。

ところで、わが国においては政府統計に関して一般的な利用を前提としたデータアーカイブが存在しないだけでなく、統計法の「目的外利用」を厳格に適用してきたという歴史的経緯から、マイクロデータの利用そのものが例外的にしか実現していないのが現状である。

政府統計には高い正確性が要求されることから、多くの国で、報告義務と調査権限を基本的な趣旨として「統計法 (Statistics Act)」と呼ばれる法律が制定されている。日本では統計法を厳格に適用しており、調査の結果を集計して公表する段階までが統計を作成する目的とされる。そのため、データアーカイブはもちろん、政策目的であっても統計データの再利用は原則的に禁止されている。例外規定として「目的外利用」という制度があり、目的の公共性と秘密保護の確約がなされれば研究にも利用できたが、面倒な手続きなどから実際に利用することは簡単ではなかった。今回の統計法の改正によって、データアーカイブのような二次的利用についても制度的な問題が解決され、円滑な運用が始まることが期待される。

わが国で政府統計データアーカイブが構築されていないもうひとつの理由は、各省では現行の統計調査を前提として人員と予算を確保しており、それを超えた将来的な利用目的のためには余裕がないという現実的な制約である。マイクロデータの利用が例外的にしか実現していないことについても、統計法の問題だけではなく各統計作成部局の予算及び人的資源の制約が大きい。

このような現状を変えるためには、研究者もデータアーカイブの機能を十分認識しておく必要がある。東京大学のデータアーカイブが設立されるまでは、民間の研究者によって実施された多くの調査の個票データは、当

表 7: CESSDA のメンバーとされているデータアーカイブ

欧州地域	
Austria	WISDOM (Wiener Institut für Sozialwissen-schaftliche Doku-mentation und Methodik)
Belgium	BASS : Belgian Archives for the Social Sciences
Czech Republic	SDA : Sociological Data Archive
Denmark	DDA : Danish Data Archives
Estonia	ESSDA : Estonian Social Science Data Archives
Finland	FSD : Finnish Social Science Data Archive
France	Réseau Quetelet
Greece	GSDB : Greek Social Data Bank
Germany	ZA : Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung
Hungary	TARKI : Social Research Informatics Center
Ireland	ISSDA : Irish Social Science Data Archive
Italy	ADPSS : Archivio Dati e Programmi per le Scienze Sociali
Luxembourg	CEPS : International Networks for Studies in Technology, Envi-ronment, Alternatives, Development
Netherlands	DANS : Data Archiving and Networked Services
Norway	NSD : Norwegian Social Science Data Services
Romania	RODA : Romanian Social Data Archive
Slovenia	ADP : Arhiv družboslovnih podatkov
Spain	CIS : Centro de Investigaciones Sociológicas
Sweden	SSD : Swedish Social Science Data Services
Switzerland	SIDOS : Swiss Information and Data Archive Service for the Social Sciences
UK	UKDA : UK Data Archive
アメリカ合衆国・カナダ	
California	San Diego Social Science Data Center
California	Social Science Data Archives UCI, Irvine
Connecticut	The Roper Center
Massachusetts	Harvard Data Center
Michigan	ICPSR — The Inter-University Consortium for Political and So-cial Science Research
New Jersey	Princeton University Data Library
New York	Columbia University Electronic Data Services
Virginia	Geospatial and Statistical (Geostat) Data Center
Wisconsin	DPLS — Data and Program Library Service
Alberta	University of Alberta Data Library
Columbia	UBC Data Library
Ontario	Carleton University Data Center
Ontario	Data Resource Centre, Guelph
Ontario	University of Western Ontario Social Science Network and Data Services
欧州・北米以外の地域	
Australia	SSDA : Social Science Data Archive
Israel	SSDA : Israel Social Science Data Archive
New Zealand	NZSRDA : New Zealand Social Research Data Archive
South Africa	SADA : South African Data Archive
Uruguay	UISDP : Banco de Datos

初の集計が終わるとともに失われるという状況であった。このように、本来のデータアーカイブ機能とは個票データの二次分析が実施できる環境を提供するために良質の個票データを保管することにある。

このような意味でのデータ保管の重要性は、政府においても1995年の『新中・長期構想』において認識されている。そこではデータを開示することの必要性を特に指摘しているが、データの内容としては、通常の意味のミクロデータだけではなく、その作成過程を記述したメタデータも含まれている。メタデータの中には母集団概念、調査票の設計から、標本設計、調査票の審査および誤記入の点検結果などがすべて含まれている。もちろん、このようなメタデータがない限り、再集計も含めた二次分析は不可能である。

政府統計におけるデータアーカイブの意義は、以下のように整理できる。

情報の抽出 一次分析を超えて、調査データの二次利用による新たな情報の抽出が可能となる。その中には行政目的および学術研究目的の両者が含まれることに注意が必要である。現状では各省が独自に過去のデータの再集計を実施することもあるが、そこで用いられている方法を効率的に適用することによって、行政目的に限っても、現状よりも幅広い二次分析を実施することが可能となる。これは特に統計作成担当部局以外の行政目的にとって重要である。学術的な研究への政府統計の利用に関しては、国際的に要求が高まっていることも認識する必要がある。

報告者負担の軽減 充実したデータアーカイブが構築され、調査終了後、一次分析を終えたデータが比較的早い時期に提供されるようになれば、類似調査を不要とし、報告者負担の軽減が期待できる。ただし、その目的のためには、比較的近い過去の調査結果が早期に利用できる体制が必要である。大規模な調査では調査結果をとりまとめるのに1年以上の期間が必要とされるが、データの編集作業が終わっていれば、一次統計の最終的な結果の公表以前であってもデータアーカイブに収録するように、データ管理の手順を統一化、合理化することは可能であろう。ただし、長期的な変化を分析するデータアーカイブの機能は、報告者負担の軽減とは別個の問題である。

統計調査水準の向上 データアーカイブが広く利用されることによって、統計調査の水準を向上させることが期待される。それは、データの内容に関して多数の利用者からの示唆を得ることができるからである。利用者の要望にはさまざまなものが考えられるが、これまでの経験によればその中には建設的な意見が多数含まれており、学術的な研究成果や新たな分析視点

から，政府統計の質を高めるような提言も期待できる．これらの情報は当該調査そのものより，後続の調査を企画するときに有効なものとなる．

社会的意義 海外のデータアーカイブでは，この点が最も重要と思われる．これは，行政機関が税金を投入して収集したデータが利用できなくなることの社会的損失に対する評価である．一次分析は，収集したデータの限られた一面のみを明らかにするものであり，統計データに含まれる膨大な情報の一部分に過ぎない．現時点で発生する保管の準備にかかる費用と，将来にわたって持続する統計の社会的な価値の大きさが正当に比較されるべきである．

3.3 技術的な課題と政府統計データの提供

3.3.1 ミクロデータの公開に関する技術的な問題

今回の統計法改正によって，研究目的などのための二次利用が促進されることが期待される．このことは，経済分析に携わる多くの研究者から歓迎されているが，ミクロデータを提供するために解決すべき技術的な課題も少なくない．このような問題を認識していないと「個人の氏名，住所を消去したデータがなぜ提供できないのか」という素朴な批判が出てくる．技術的な問題は大別して二つある．ひとつは不完全な調査票の存在であり，もうひとつは個別情報の秘匿である．これらの問題点について要点を紹介する．

まず，統計調査によって回収される調査票は完全ではないことに注意が必要である．訪問した世帯が不在であるなどの理由で未回収となる場合と，回収された調査票の一部に無回答項目が含まれる場合が典型的である．さらに，記入されている回答が他の項目や一般的な傾向と矛盾して，その正確性が疑われる場合もある．世帯調査に関してどのような無回答誤差が発生するかについては Groves and Couper (1998) が参考になる．

調査実施機関が統計表を作成・公表する過程では，さまざまな手法によって無回答客体や無回答項目の処理がなされている．欠測値を補完することもある．欠測値を残したままで適当な処理方法によって直接に加工・集計することもある．その詳細を紹介する余裕はないが，政府統計を中心として，この種の不完全データについては理論的および実例に関する多くの研究があり，ある時期の研究の集大成として Madow, *et al.* (1983) が良く知られている．日本語の解説としては松田・伴・美添 (2000) を参照されたい．

本来的に不完全な部分を含む統計調査の結果をマイクロデータとして公開する場合には、異なった問題が発生する。統計作成機関以外の組織による再集計を想定すると、統計専門家であっても、不完全なマイクロデータがそのままの形で提供される場合には、分析には多大な労力を必要とするであろう。少なくとも補完方法の詳細情報の提供を受け、同じアルゴリズムで再計算して公表値と一致することを確認した後に、初めて追加的な分析が可能となる。

諸外国においては、次の秘匿の問題と合わせて、この問題に対処している。一般的なマイクロデータとして公開されるのは欠測値などの処理を経て使いやすい形で整理し、個別情報の漏洩に関する危険を小さくする手法を合わせて作成されたファイルである。やや異なる方法として Rubin (1987) の提唱する多重補完 (multiple imputation) を用いることも考えられる。本来は欠測値の補完方法として提案されているものであるが、世帯数が多くない標本であれば簡単な方法と言える。

第2の問題として、個別情報の秘匿がある。極端な例として子供の数が10人という世帯や、年間収入が1億円以上という世帯は、各市町村別に極めて限られた数しか存在しないため、氏名や住所を秘匿しただけではマイクロデータを公開できない。このような例は自明としても、夫婦と子供二人という世帯であっても、居住地域の人口規模が小さな場合は、普通に入手できる世帯員の年齢、住居の所有状況、就業・就学状況などの情報をマイクロデータと比較することによって、世帯を特定できる可能性は非常に高い。そうすると、世帯にとって秘匿を要する情報、たとえば資産・負債の額や、健康状態、介護の実態などの漏洩が起きる。

海外の事例では、基本的に二通りの対応が図られている。ひとつは地域情報を粗くすることによって秘匿の効果を上げるものである。その場合でも世帯人員数には「7人以上」という上限を設けたり、所得は階級区分でしか公開しないなどの措置が講じられる。もうひとつは地域分析の必要性に応えるものであり、地域区分を細かくする代わりに、提供する変数を少なくし、階級区分を粗くする。CESSDAなどは、これらの2種類のマイクロデータを公開することにより、一般的な研究者の要求に応えることができると主張している。

個別情報を秘匿する方法としては、いくつかの変数の値を客体の間で交換する方法 (swapping) や、個々の変数の値に誤差を追加する方法などがある。前者は周辺分布を保存する効果はあるものの、変数間の関係を明らかにすることができないという欠点を持つ。後者に関しては、どのような手

法で誤差を追加するかを公開すると秘匿の意味がなくなるため、米国の人口センサスデータの例に見られるように技術情報を公開しないのが原則である。したがってデータの利用者は分析結果がどれほど意味のあるものかについては、正確な判断ができないという問題が残されている。

統計学の問題として考えると、個体が特定される確率を低く抑えながら、分析に必要な情報をどこまで提供できるかということになる。ひとつの判断基準として、標本に含まれる世帯（または個人）が、年齢や所得などの変数によって分類した結果、あるセルにひとつだけ存在する場合、すなわち「標本一意」の世帯が、母集団においても一意的であるかどうかを確率的に評価することが考えられる。この分野では竹村（2003）をはじめ、日本における理論的な研究も進んでいる。なお、竹村論文が掲載されている『統計数理』は個票開示問題の統計理論に関する特集号である。

以上の事情から、一般の利用者や大学院生などのためには、詳細な情報はある程度秘匿した上で、操作しやすい形で編集し、補完したマイクロデータの公開が適当となる。そのために必要な秘匿措置に関しては、研究者が必要とする情報を提供できる範囲に抑えなければならない。

他方、本格的な分析を行う研究者のためには、欠測値の存在、補完手法の詳細などを含めた詳細なメタデータを統計データとともに保存し、必要に応じて提供する仕組みも必要である。アメリカの例では、研究者は守秘義務に従うことを誓約した上で、部外者が立ち入ることができない特定の施設での分析を許可する制度を確立しており、日本でも同じ方向での検討を進めるよう、学界として要望していく必要がある。

最後にマイクロデータの公開に関して補足しておく、世帯データの公開はある程度は可能であるが、企業データの匿名化は不可能に近い。大企業であれば、従業員数、資本金、製品などを見れば、その特定は容易である。企業データに関しては一般公開ではなく、守秘義務を課した上で実施できる分析施設を設置することが現実的な統計データの提供方策と考えられる。

3.3.2 政府統計データアーカイブの設立

政府統計データアーカイブの設立には、さらにある程度の時間がかかることが予想されるが、当面のデータを必要な情報とともに保存するための作業は直ちに開始しなければならない。すなわち調査終了後、個票の審査を含む編集作業（Editing）に関する情報が失われない段階で、それぞれの統計を整理する必要がある。ここでいう審査とは、調査票における記入内容の妥当性の検証や記入者への確認、さらに整合的な数値への修正などを指

す編集作業である。最近では人手による検証と補正に加えて、コンピュータを利用した編集作業の比率も増大している。いわゆる欠測値補完にも、さまざまな手法が用いられる。そのため、どのような手順を用いて編集が行われたのかを知ることは、データを正確に理解し、分析するために重要な情報である。

このように、適切な時期にデータを整理し収録する努力を惜しむと、データが必要になった段階で、現実には利用できないと言う事態が生ずることは明らかである。政府統計の二次的利用の実現は将来のことであっても、そのための準備は今実施されなければ、データは永久に失われてしまう。

統計法の改正によって、データアーカイブを構築する準備は整った。あとは、国民の財産としての統計データという視点が明確にされ、必要な予算を準備することが課題である。

なお、各省で実施している統計を整理してデータアーカイブに提供するためには、収録されるデータの形式や内容に関する調整が必要であり、そのためにはデータアーカイブに関する豊富な経験が要求される。幸い、わが国においても東京大学社会科学研究所の経験があり、海外では発展途上国も含めた多数の経験の蓄積がある。これらの情報を活用すれば、政府統計データアーカイブは十分に実現可能である。

筆者が直接聞いた範囲でも、表 7 以外に、スリランカなど、アジア地域の比較的小さな国でもデータアーカイブが整備されている。このことから、日本が政府統計の提供という点で国際的に大きく遅れていることが明らかであり、今後の展開が最も注目される課題である。

この問題に関しては、日本統計学会をはじめとする研究者集団からの提言や協力が大きく期待される。それは効果的かつ安全な統計情報の提供方法を構築することを通じて、今後の研究環境を改善するためにも、重要な貢献となろう。

参考文献

- [1] Groves, R. M. and M. P. Couper (1998) *Nonresponse in Household Interview Surveys*, Wiley.
- [2] Madow, W. G., I. Olkin and D. B. Rubin (Eds.) (1983) *Incomplete Data in Sample Surveys*, Academic Press.
- [3] Rubin, D. B. (1987) *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys*, Wiley.

- [4] 佐藤博樹・石田浩・池田謙一編 (2000) 『社会調査の公開データ』東京大学出版会 .
- [5] 竹内 啓 (2008) 「政府統計の役割と統計改革の意義」本書第4章 .
- [6] 竹村彰通 (2003) 「個票開示問題の研究の現状と課題」『統計数理』第51巻第2号, pp. 241–260.
- [7] 総務庁統計基準部 (1985) 『統計行政の中・長期構想』 .
- [8] 総務庁統計基準部 (1995) 『統計行政の新中・長期構想』 .
- [9] 内閣府 (2005) 『政府統計の構造改革に向けて』経済社会統計整備推進委員会 .
- [10] 内閣府 (2006) 『統計制度改革検討委員会報告』統計制度改革検討委員会 .
- [11] 舟岡史雄 (2008) 「各国の統計法制度とわが国の統計改革」本書第6章 .
- [12] 松田芳郎・伴 金美・美添泰人編 (2000) 『ミクロ統計の集計解析と技法』(講座ミクロ統計分析 第2巻) 日本評論社 .
- [13] 美添泰人 (2005) 「統計データの保存と再利用の体制」『統計』第57巻第6号, pp. 32–37.

第 8 章 生命表の統計学

—死亡率予測モデルとその年金リスク評価への応用—

小暮 厚之¹

(慶應義塾大学 総合政策学部 教授)

長谷川 知弘

(三菱 UFJ 証券)

1 はじめに

ジョン・グラントの『死亡表に関する自然的および政治的諸観察』（1662 年）は、大量観察による統計的規則性（大数の法則）に最初に着目したものとして、古典的統計学の幕開けを告げる著作でもあった。グラントの研究はエドモンド・ハレーに引き継がれ『人間死亡率の概算』（1693 年）において今日の生命表の基本的な概念が考案され、保険料算定の基礎として今日に至るまで広く利用されている。しかし、この生命表においては、大数の法則を理論的根拠として死亡率は一定とされる。従って、それはどの集団のいかなる年齢の将来死亡数も算出できる「決定的な」モデルである。

しかし、今日世界的に観測されている高年齢者層を中心とした死亡率の低下は、従来の「決定的・静態的」な生命表の限界を浮き彫りにし、死亡率に対する「確率的・動態的」な考察を要求している (Olivieri, 2001; Pitacco, 2004)。本稿では、統計学的な観点から、生命表の基本的な役割を概観するとともに、将来の死亡率を予測するための統計モデルを紹介する。まず標

¹kogure@sfc.keio.ac.jp

準的なモデルである Lee-Carter 法を紹介し、続いてその拡張として新たな統計モデルについて述べる。これらの統計モデルの重要な応用として、死亡率の変動が年金リスクに与える影響をブートストラップ法に基づくシミュレーションによって評価する。

2 生命表の考え方

将来の死亡率を予測するということは、将来の生命表を作成するという事に他ならない。本節では、生命表を理解するために必要な基本概念を要約する。

2.1 理論的生命表

理論的には「生命表は同時出生集団（出生コーホート）が出生時から、そのコーホートの全員が死亡しつくまでの死亡の逐齡的発生過程ならびにその結果としての逐齡的減少を示したものである」（山口他 [1995]）。このコーホートの寿命時間を表す確率変数を X とするとき、 x 年以上生存する確率は

$$l_x \equiv l_0 \Pr(X \geq x), \quad x \geq 0 \quad (2.1)$$

と表される。ここで、 l_0 は出生時の生存確率であり、当然 1 である。ただし、生命表では 10 万人からなる出生コーホートを想定し、 l_x をコーホートの年齢 x における生存数と解釈する。この場合は、 l_0 は出生時の人口数であり、 $l_0 = 100,000$ となる²。本稿では特に断わらない限りは、 $l_0 = 1$ とする。

このコーホートの生存確率 $\{l_x\}$ の瞬間的な変化は、死力

$$\mu_x \equiv -\frac{l'_x}{l_x} \quad (2.2)$$

によって表される。ここで、 l'_x は l_x の x に関する導関数を表す。 $f(x)$ を寿命 X の密度関数とすると、

$$f(x) = \frac{d}{dx} \Pr(X \leq x) = \frac{d}{dx} (1 - l_x) = -l'_x$$

であるから、(2.2) は、

$$\mu_x = \frac{f(x)}{\Pr(X \geq x)}$$

²このとき、 $l_0 = 100,000$ を基数という

と表せる．すなわち，死力 μ_x は， x 歳まで生存した人が次の瞬間に死亡する可能性を表す³．(2. 2) より，生存確率は

$$l_x = l_0 \exp \left[- \int_0^x \mu_s ds \right] \quad (2. 3)$$

のように表現される．従って，生命表は死力 $\{\mu_x\}$ によって完全に記述できる．

2.2 死亡率

x を 0 年，1 年，2 年と離散的に変化させたときの，コーホートの生存確率の各年ごとの変化率は

$$q_x \equiv - \frac{l_{x+1} - l_x}{l_x}, \quad x = 0, 1, 2, \dots \quad (2. 4)$$

である．死力が連続的な生存確率の変化を表すのに対して， q_x は各年ごとの離散的な変化を表す． q_x は，

$$q_x = \frac{\Pr(x \leq X < x+1)}{\Pr(X \geq x)} \quad (2. 5)$$

と変形できるから， x 歳に到達した人が 1 年以内に死亡する確率である．生命表は， $x = 0, 1, 2, \dots$ に対する q_x の値を掲げる表に他ならない．

2.3 動態的な生命表

理論的な生命表は，暦年には依存しない「静態的な」人口を想定している．しかし，近年の死亡率の低下を分析するためには，暦年効果を明示的に含んだ動態的な生命表モデルを考察する必要がある．動態的な生命表では，生存確率や死亡率は暦年 t に対して定義し， $l_x(t)$ ， $\mu_x(t)$ などと表記する．このとき，死亡率は，年齢 x と暦年 t の関数として表 1 の行列のように与えられる．

表 1 死亡率の行列

$q_0(0)$	・	・	$q_0(t)$	・
・	$q_1(1)$	・	$q_1(t)$	・
・	・	⋮	⋮	・
$q_x(0)$	$q_x(1)$	⋯	$q_x(t)$	⋯
・	・	・	⋮	⋮

³死力という用語は人口学や保険数理の領域で主に使用される．統計学では，死力に対応する概念は危険率あるいは故障率と呼ばれ，生存時間解析や信頼性理論などの分野で広く用いられている．死力に関する人口学関連の文献については，例えば，Alho and Spencer (2005) の第 4 章を参照されたい．

前節で述べた理論的死亡率 q_x は，暦年 t 年に生まれたコーホートに対して：

$$\{q_0(t), q_1(t+1), \dots, q_\omega(t+\omega)\}$$

に対応する．ここで， ω は生命表における年齢の最大値である．暦年 t 年における死亡表は縦方向の系列

$$\{q_0(t), q_1(t), \dots, q_\omega(t)\}$$

に対応する．また，横方向の系列

$$\{q_x(t), q_x(t+1), \dots\}$$

が年齢を固定したときの死亡率の暦年的な変動を表す．

2.4 死亡法則

死亡率の年齢的な推移に一定の死亡法則を当てはめようとする補整 (graduation) が古くから行われている．表 2 は，代表的な死亡法則のモデルを掲げる．

表 2 代表的な死亡法則

死亡法則	μ_x	l_x	パラメータ
ドモアブル	$1/(\omega - x)$ ($0 \leq x \leq \omega$)	$1 - x/\omega$	$\omega > 0$
ゴンペルツ = メーカム	$A + Bc^x$	$\exp\{-Ax - m(c^x - 1)\}$	$B \geq 0, A \geq -B, c > 1$
ワイブル	kx^n	$\exp\{-nx^{n+1}\}$	$k > 0, n > 0$

ドモアブル法則では，人は最大可能年齢 ω を越えて生きることはないと仮定されている．メーカム = ゴンペルツ法則では通常は $B > 0$ と仮定する． $B = 0$ のときは死力が一定値 A となり，年齢とともに死亡率が増加していくという現実には観察される傾向と矛盾するからである．

このようなパラメトリックモデルは，明らかな利点を持つものの，コーホート全世代に亘る死亡率は必ずしも十分に説明できないことが知られている．より安定的な死亡率の予測のために，荒井 (2001) は世代ごとにワイブル法則を当てはめるアプローチを提案している．また，小暮 (2004) はノンパラメトリックな補整を議論している．

Pitacco(2004) では次のような動態的死亡法則を紹介している．

- Blaschke 法則

$$\mu_x(t) = \gamma(t) + \alpha(t)\beta(t)^x$$

- David-Reid 法則

$$\mu_x(t) = \gamma(\tau) + \alpha(\tau)\beta(\tau)^x$$

ここで, $\tau = t - x$ は, 誕生年を表す.

- Kermack-MacKendrick-McKinlay 法則

$$\mu_x(t) = \mu_x(x + \tau) = Q(x)R(\tau)$$

ここで, $Q(x)$ と $R(\tau)$ はそれぞれ x 及び τ のみの関数.

これらは, 通常のパラメトリックモデルのパラメータを時間に依存させることによって, 暦年効果を取り込みモデルである.

2.5 死亡率データ

このような死亡法則の補整や生命表の作成を実際に行う場合の基礎データは各年齢の人口と死亡数である. t 年において死亡時の年齢が x 歳である死亡数を D_{xt} , 対応する人口 (エクスポージャー) を E_{xt} とする. E_{xt} は, 実際には t 年における年中央日 (7月1日) の x 歳人口を用いる⁴. E_{xt} に対する D_{xt} の比率

$$m_{xt} \equiv \frac{D_{xt}}{E_{xt}}$$

を粗死亡率と呼ぶ. 正確にいうと, m_{xt} に対応する理論的な死亡率は, q_x ではなく, 中央死亡率

$$cq_x \equiv -\frac{l_{x+1} - l_x}{L_x}$$

である. しかし, 通常の場合では死亡率 q_x と中央死亡率 cq_x はほぼ一致すると考えてよいであろう.

3 我が国における死亡率低下の推移

この節では, 国民 (簡易) 生命表に基づいて, 我が国の死亡率傾向の最近の動向を見る.

⁴簡易生命表では10月1日の人口を用いる

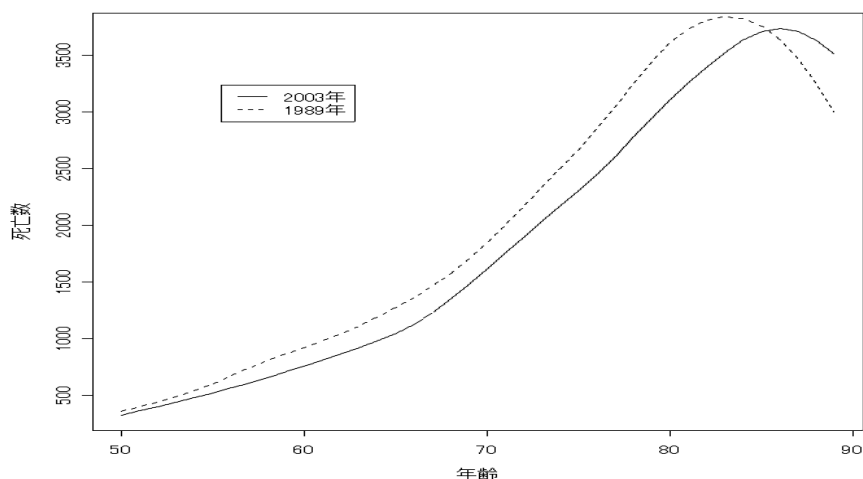


図1 死亡数の比較（国民生命表）

3.1 概況

国民生命表は表1で言えば，縦方向の死亡率を与える．従って，例えば平成15年の簡易生命表における平均余命などの指標は，死亡確率が平成15年のまま今後変化しないという条件の下で計算されていることに注意されたい．図1は1989年と2003年の死亡分布を比較している．分布が全体に右側へシフトするという，いわゆる”expansion”の特徴が見て取れる．図2は1989年，1994年，1999年の各年から2003年にかけての死亡率の低下幅を比較している．

3.2 寿命分布の特性値の暦年変化

生命表とは寿命時間 X の分布を1年刻みで表した統計分布表に他ならない．各生命表の寿命分布の特徴を見るために，以下のような特性値を計算する．

3.2.1 位置尺度

- 平均余命： x 歳まで生存した人の余命の期待値

$$E[X - x | X \geq x] = \frac{\int_x^\infty l_a da}{l_x}$$

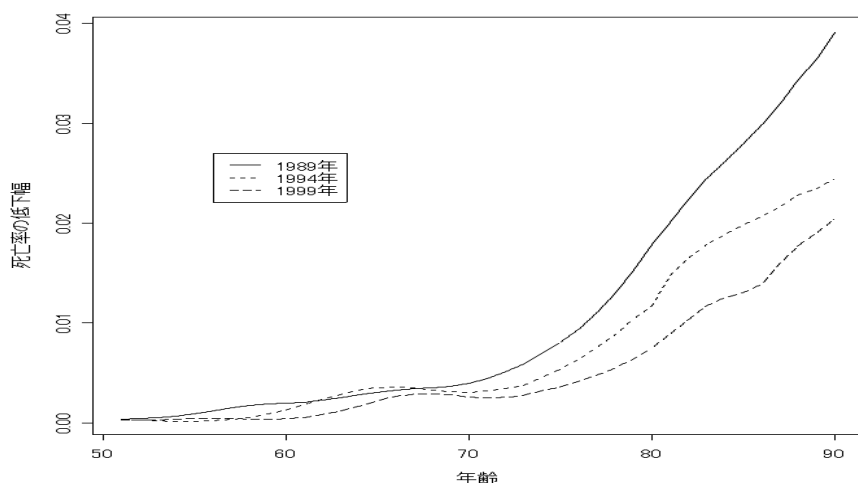


図2 死亡率低下幅の比較

をいう． l_x を x 歳における生存数と解釈すると，右辺の分子

$$T_x \equiv \int_x^{\infty} l_a da \approx \frac{l_x}{2} + \sum_{k=x+1}^{\infty} l_k$$

は x 歳以上の生存数の和を表す．

- 寿命中位数：生存率が 50% に低下した年齢をいう．すなわち：

$$l_x = 0.5$$

となる最小の x の値である．

図3は，1989年から2003年にかけての寿命中位数の推移を表している．男性・女性ともに寿命分布の中心が一貫して上昇していることが分かる．

3.2.2 ばらつきの尺度

- 余命の分散： x 歳まで生存した人の余命の分散

$$\text{Var}(X - x | X > x) = \frac{2 \int_x^{\infty} (a - x) l_a da}{l_x} - \left(\frac{T_x}{l_x} \right)^2 \quad 5$$

- 寿命四分位偏差：生存率が 25% に達した年齢と 75% に達した年齢の差



図3 寿命中位数の変化（国民生命表）

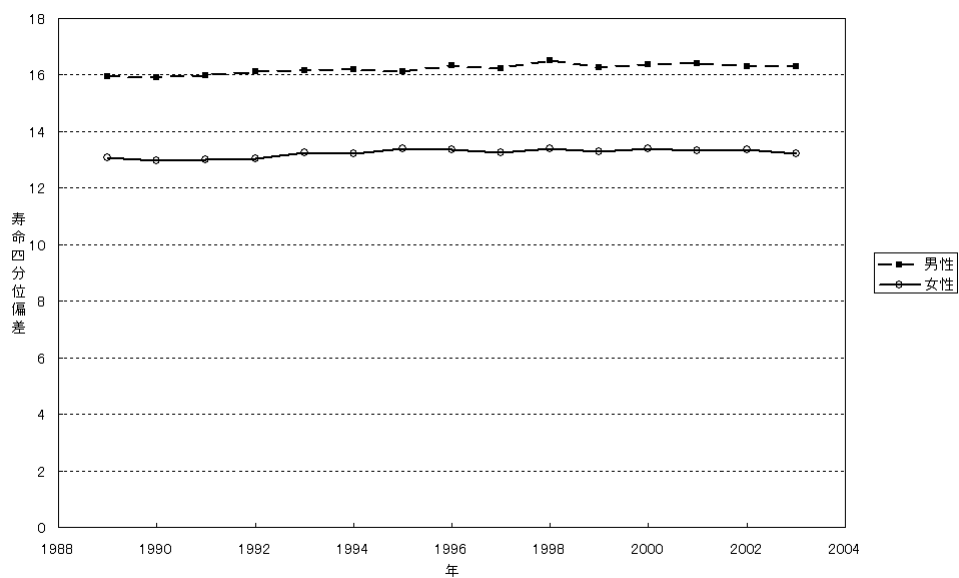


図4 寿命四分位偏差の変化（国民生命表）

図4は、1989年から2003年にかけての寿命四分位偏差の推移を表している。男性・女性ともに寿命分布のばらつきはほとんど変化していないことが分かる。

4 死亡率予測の統計モデル:Lee-Carter法

将来死亡率を予測する最も広く採用されている統計手法は、いわゆる Lee-Carter 法 (Lee and Carter, 1992; Lee, 2000) である。この手法では、理論的な死亡率 $q_x(t)$ が

$$q_x(t) = \exp(\alpha_x + \beta_x \kappa_t), \quad (4.1)$$

と表現できると仮定する。ここで、 α_x 、 β_x 、 κ_t は実際の死亡率データから推定すべきパラメータである。 κ_t は各年齢に共通な死亡率の時間トレンドを表す。 β_x は時間トレンドに対する各年齢ごとの感応度を表す。また、 α_x は時間トレンドに影響されない死亡率の部分を表す。これらのパラメータを識別可能とするために、パラメータ間に

$$\sum_{x=0}^{\omega} \beta_x = 1, \quad \sum_{t=1}^T \kappa_t = 0 \quad (4.2)$$

という制約を課する。 κ_t が t に依らず一定ならば、 $q_x(t) = \exp(\alpha_x)$ となる。

以下、このモデルに対する推定法とその我が国将来死亡率への適用について簡潔に述べる⁶。

4.1 正規対数双線形モデル

Lee and Carter(1992) は、モデル (4.1) を推定するために、粗死亡率データ $\{m_{xt}\}$ の対数値が

$$\log m_{xt} = \alpha_x + \beta_x \kappa_t + \varepsilon_{xt}, \quad x = 0, 1, 2, \dots, \omega; \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (4.3)$$

⁵この式は、 $Y \equiv X - x$ とおくと

$\text{Var}(X - x | X > x) = E[Y^2 | Y > 0] - \{E[Y | Y > 0]\}^2$
 の右辺第一項が、 $\lim_{y \rightarrow \infty} y^2 \Pr(Y > y) \rightarrow 0$ の条件の下で、次のように与えられることから導出できる：

$$E[Y^2 | Y > 0] = \frac{1}{\Pr(Y > 0)} \int_0^{\infty} y^2 f_Y(y) dy = \frac{1}{\Pr(Y > 0)} \left[2 \int_0^{\infty} y \Pr(Y > y) dy \right]$$

ここで、 f_Y は Y の確率密度関数。

⁶詳細については、長谷川 (2006) を参照されたい。

という回帰モデルに従うと仮定した．ここで $\{\varepsilon_{xt}\}$ は誤差項である．(4. 3) は， κ_t を所与とすると α_x, β_x に関して線形であり，逆に α_x, β_x を所与とすると κ_t に関して線形となる双線形な回帰モデルである．Lee-Carter(1992) では，通常の最小 2 乗法によってパラメータを推定することを提案している．すなわち，各パラメータの推定値は (4. 2) という制約の下で

$$\sum_{x=0}^{\omega} \sum_{t=1}^T (\log m_{xt} - \alpha_x - \beta_x \kappa_t)^2 \quad (4. 4)$$

を最小化することによって得られる．これは，誤差項が同一の分散を持つ正規分布に従う場合の最尤推定法に一致する．(4. 3) に誤差項の正規性と分散均一性を追加したモデルを正規対数双線形モデルと呼ぶことにする．

4.2 我が国死亡データへの適用

「人口動態統計」と「国勢調査統計」に収録されている 60 歳から 99 歳までの死亡数と人口数を用いて，Lee-Carter モデルを推定した．データの期間は，1970 年から 2002 年までの 33 年である．

図 5 は， x 歳の対数死亡率を表すパラメータである α_x の推定値を表す．男女ともに，年齢に関してほぼ線形な関係であることが分かる．図 6 は， t 年における対数死亡率の偏差を表すパラメータである κ_t の推定値である．これを見ると，1970 年から 2002 年の 33 年間，ほぼ一貫して男女ともに対数死亡率が時間に関して線形に減少してきたことが分かる．図 7 は， k_t の変化に対する x 歳の対数死亡率の変化を表す β_x の推定値を表す． β_x の推定値は，男女ともに同じような曲線を描いている．その値は 60 歳から 75 歳付近まで上昇し，その後は 80 歳近辺と 90 歳近辺で大きく落ち込みを見せる．つまり 70 代半ばの死亡率低下度合が最も大きく，この世代が死亡率低下を牽引していると考えられる．一方で 90 歳を超えるような高齢者になると，死亡率低下の速度は小さくなり，他の年代に比べて死亡率減少の幅も小さい．

以上の手続きから得た $\{\kappa_t\}$ の推定量を $\{\hat{\kappa}_t\}$ とする．Lee-Carter 法では， $\{\hat{\kappa}_t\}$ を時系列と見なして，ARIMA モデルを当てはめる．その予測値を $\{\hat{\kappa}_{T+s}, s > 0\}$ とするとき，将来の粗死亡率の予測値は

$$\hat{m}_{x,T+s} = \hat{m}_{xT} \exp \left\{ \hat{\beta}_x (\hat{\kappa}_{T+s} - \hat{\kappa}_T) \right\}$$

と与えられる．

我が国のデータに対しては，AIC 基準により男女とも ARIMA(0,2,2) が採用された．パラメータの推定値は以下の通りである．

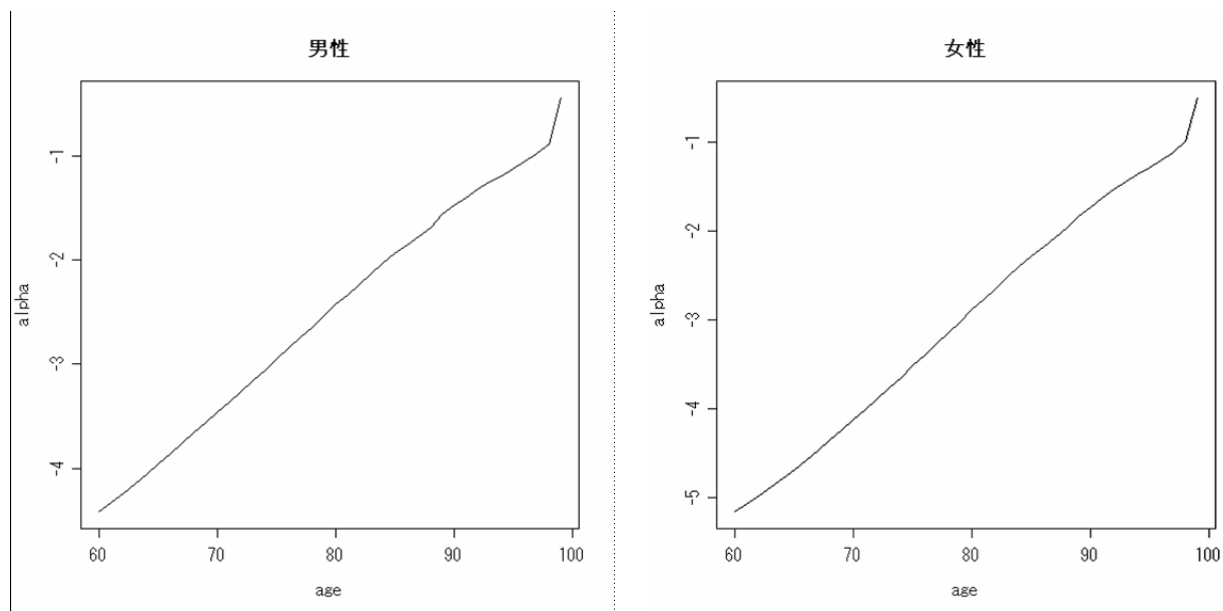


図5 正規対数双線形モデルによる α_x の推定値：男性（左），女性（右）

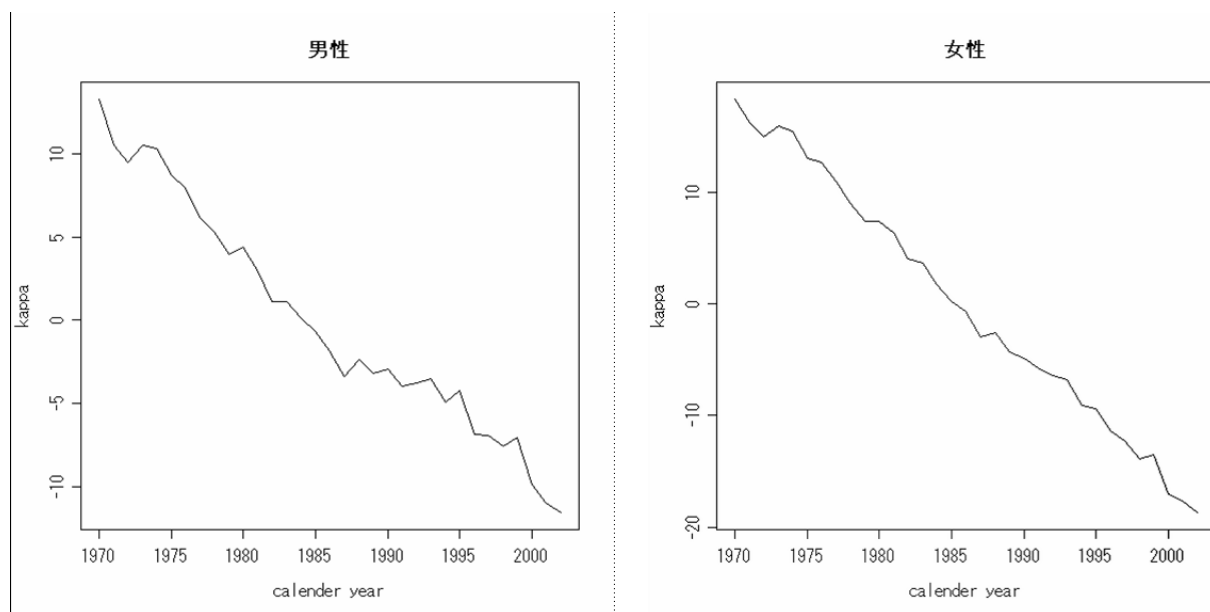


図6 正規対数双線形モデルによる κ_t の推定値：男性（左），女性（右）

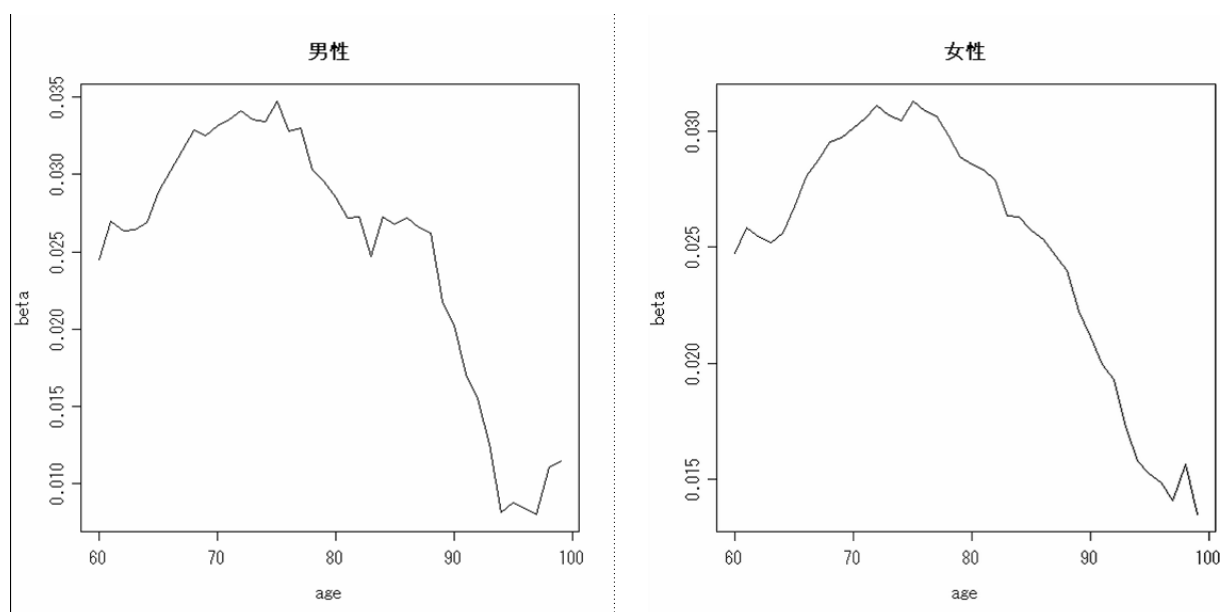


図7 正規対数双線形モデルによる β_x の推定値：男性（左），女性（右）

	男性	女性
MA(1)	-1.3397 (0.2696)	-1.5217 (0.2094)
MA(2)	0.3397 (0.1969)	0.5217 (0.1860)

この結果に基づき 2003 年から 2050 年までの 48 年間の κ_t を予測した結果が図 8 である． κ_t の予測値の信頼区間は，男性の方が大きな幅となっている．

4.3 ポアソン対数双線形モデル

正規対数双線形モデルは，対数死亡率の分散が年齢や暦年に関わらず均一であるということが前提となっている．しかし，年齢が異なる死亡率の分散が一定であるという仮定は非現実的であろう．さらに，各年齢のエクスポージャー E_{xt} は，高年齢になるほど小さくなる．この点を克服するために，Brouhns et al. (2002a) は，(4. 1)，(4. 2)において，死亡数 D_{xt} が平均

$$\mu_{xt} \equiv E_{xt}q_x(t)$$

を持つポアソン分布

$$f(D_{xt}|\mu_{xt}) \equiv \frac{\exp\{-\mu_{xt}\}\mu_{xt}^{D_{xt}}}{D_{xt}!}$$

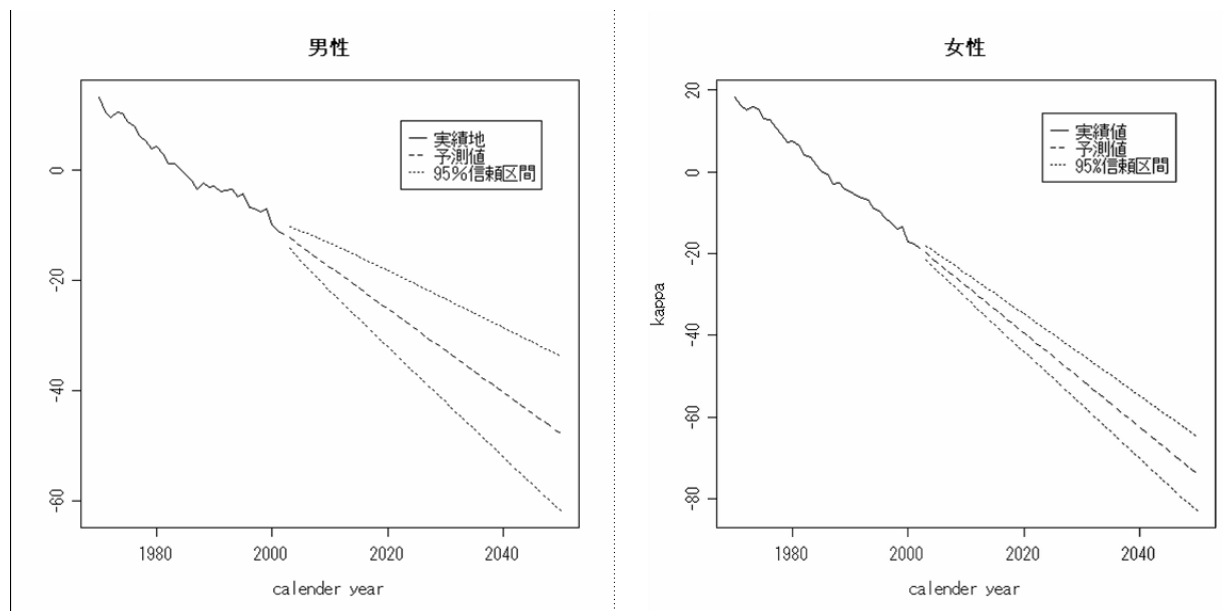


図8 κ_t の変化：男性（左），女性（右）

に従うという統計モデルを提案した．ここで，正規モデルと同様に，パラメータに関して (4. 2) の仮定を置く．これをポアソン対数双線形モデルと呼ぶ⁷．このモデルの推定は最尤法により行われる．

ポアソンモデルに基づく κ_t の推定値に対して ARIMA モデルを当てはめ， κ_t の値を 2003 年から 2050 年まで予測した結果が図 11 である．図 8 の正規対数双線形モデルの予測結果と比較すると，ポアソン対数双線形モデルでは，男性の将来死力予測値の信頼区間が Lee-Carter モデルのそれよりも大きなものとなった．一方で女性に関しては，信頼区間の幅は狭くなった．

4.4 平滑化ポアソンモデル

ポアソン対数双線形モデルは，年齢による死亡率の変化のばらつきをモデルに組み入れるという明らかな利点を持つが，その一方で年齢要因パラメータが隣り合う年齢同士でも大きく異なってしまう傾向が見られる．例えば，図 10 は，ポアソン対数双線形モデルにおける β_x の推定値を示す．正規モデルの推定値（図 7）に比べて，年齢により上下に振れる幅が大きくなっている．

このようなポアソン対数双線形モデルの推定結果は，年齢パラメータ α_x と β_x が年齢ごとに別々に推定されているからである．この問題に対処するために，長谷川 (2006) では，年齢パラメータは年齢 x に関して「滑らかで

⁷Renshaw and Haberman (2003) も同様な提案を行っている

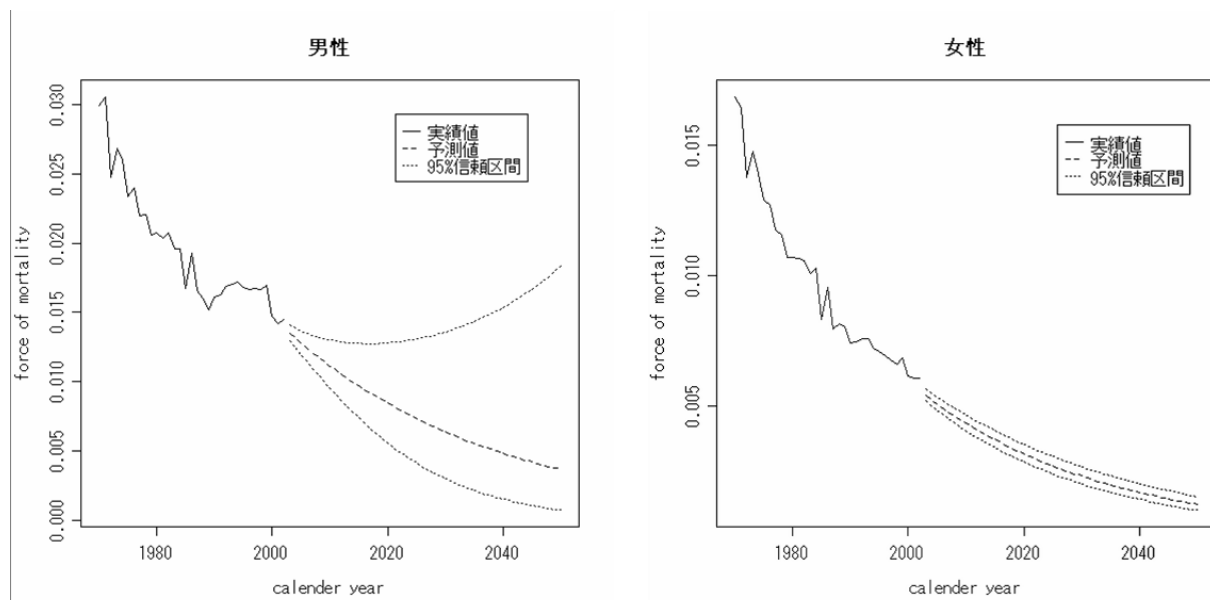


図9 ポアソン対数双線形モデルによる κ_t の推定値：男性（左），女性（右）

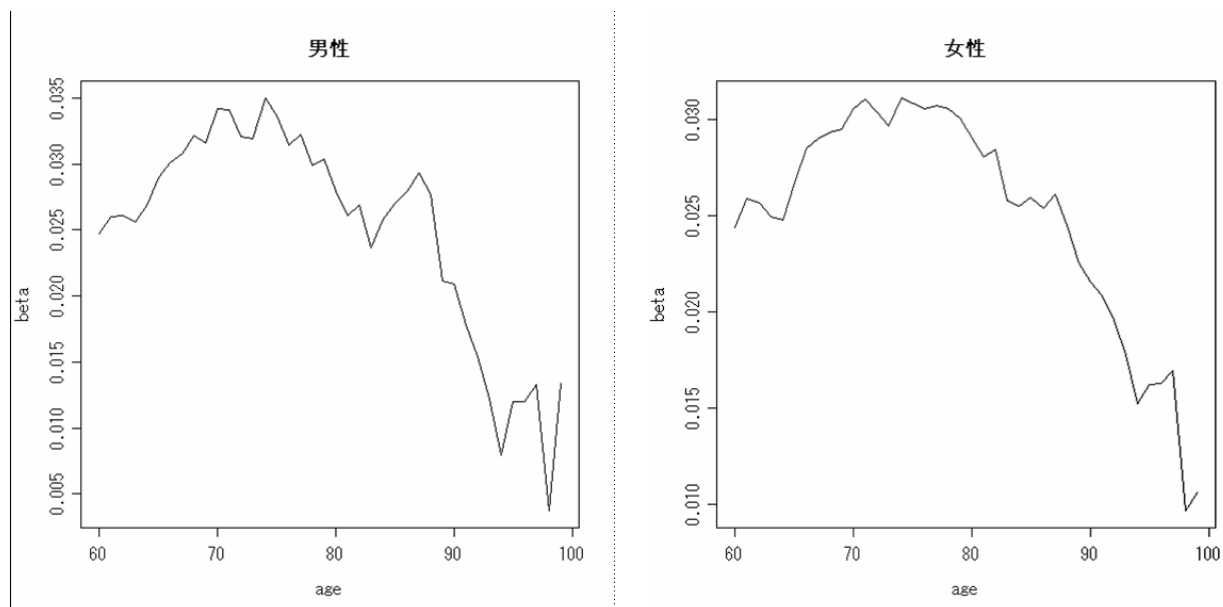


図10 ポアソン対数双線形モデルによる β_t の推定値：男性（左），女性（右）

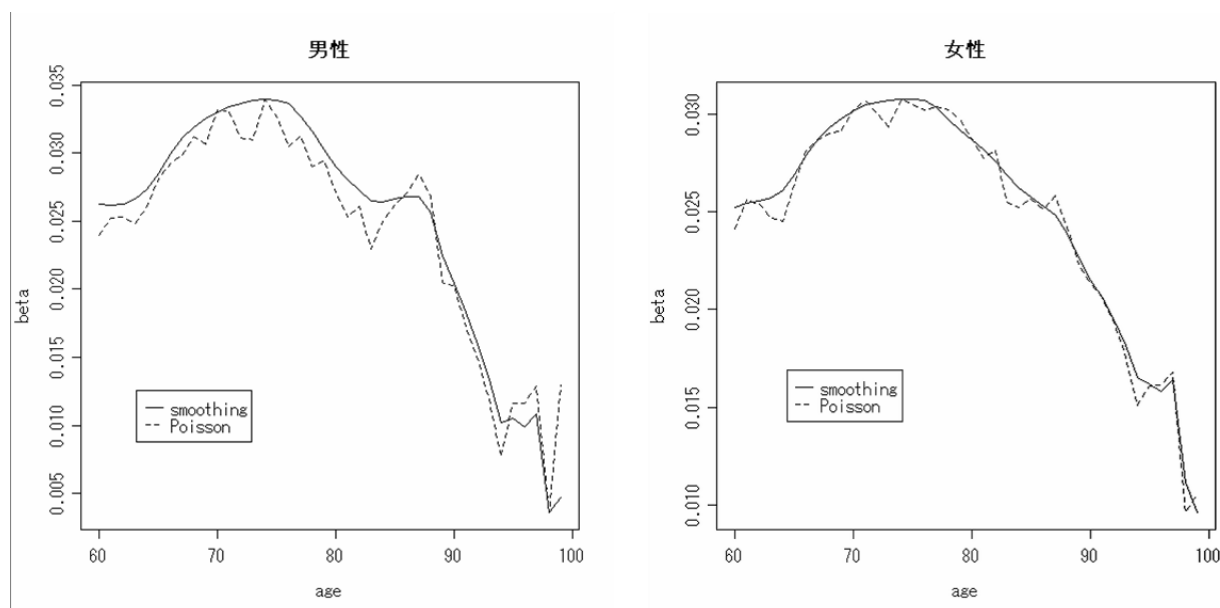


図 11 平滑化ポアソンモデルにおける β_x の推定値：男性（左），女性（右）

ある」という条件を加えた平滑化モデルを提案している．このモデルでは，年齢要因パラメータ α_x と β_x を年齢 x の滑らかな関数であると仮定し， x に近い年齢 i において

$$\alpha_x \approx \alpha_i + c_1(i - x) + c_2(i - x)^2$$

$$\beta_x \approx \beta_i + d_1(i - x) + d_2(i - x)^2$$

と展開できると仮定する．ここで， c_1 ， c_2 ， d_1 ， d_2 は適当な係数を表す．この仮定を追加したポアソン対数双線形モデルを平滑化ポアソンモデルと呼ぶことにする．

平滑化ポアソンモデルにおけるパラメータ β_x の推定結果を図 11 に示す．図中の実線が平滑化ポアソンモデルの推定結果を表わしている．比較のために，ポアソン対数双線形モデルの推定結果を点線で示してある．男女ともに， β_x の値に平滑化の効果が顕著に表れている．ポアソン対数双線形モデルにおける推定では年齢により大きく上下したが，平滑化ポアソンモデルでは滑らかな曲線を描いている．隣り合う年齢同士で β_x の値は近い値を取り，直感的にも理解しやすい結果となった．男性の β_x は 70 代後半にピークを迎え，男性では 90 歳を契機に大きく減少する．女性の β_x も 70 代後半にピークを迎えるが，その後は緩やかに減少していく．

平滑化ポアソンモデルに基づく κ_t の推定値に対して ARIMA モデルを当てはめた結果，男女とも ARIMA(0,2,2) が採用された．パラメータは以下

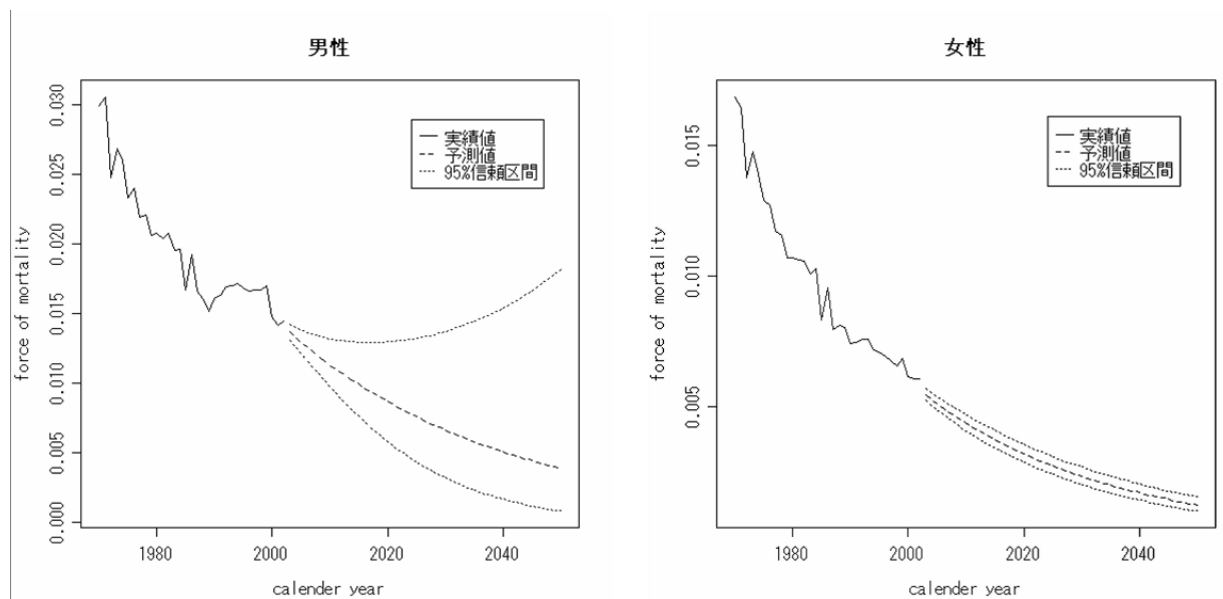


図 12 平滑化ポアソンモデルによる κ_t の予測：男性（左），女性（右）

の通りである．

	男性	女性
MA(1)	-1.2880 (0.1842)	-1.5565 (0.2086)
MA(2)	0.4602 (0.2255)	0.5565 (0.1860)

この結果に基づき κ_t の値を 2003 年から 2050 年まで予測した結果が図 12 である．このモデルにおける将来死力の予測値は，2050 年までに男性で現在の 3 分の 1 程度まで，女性で 5 分の 1 程度まで低下する．また，男性の将来死力の信頼区間は大きく，信頼区間の上限で推移した場合には死力は今後上昇することが予測される．女性については信頼区間は時間を通じてほぼ一定であり，死力の予測値の変動は小さい．

5 死亡率予測モデルの応用：年金リスクの評価

前節で議論した死亡率予測モデルの重要な応用として，将来死亡率の変動が支払うべき年金保険料に与える影響を評価する．

5.1 年金の現在価値

年金には様々なタイプがあるが，ここでは，死亡するまで毎年一定の金額（簡単のために1円としよう）が支払われる終身年金を考える．現在時点をとすると， k 期先の支払額は，ベルヌーイ確率変数

$$Y_{k+t} \equiv \begin{cases} 1 & k \text{ 期まで生存} \\ 0 & k \text{ 期以前に死亡} \end{cases}$$

によって表される．ここで，

$$\Pr(Y_{k+t} = 1) = 1 - q_{x+k}(t+k)$$

である．この年金の現在価値（年金保険料）は，すべての将来支払いの現在価値

$$A_x(t) \equiv \sum_{k \geq 0} \frac{Y_{k+t}}{(1+R)^{k+1}}$$

となる．ここで R は割引率であり，ここでは $R = 0.01$ とした⁸． $R = 0$ であれば，年金の現在価値は x 歳の人の余命となる．保険数理上の理論的な年金保険料は， $A_x(t)$ の期待値

$$\begin{aligned} a_x(t) &\equiv E[A_x(t)] \\ &= \sum_{k \geq 0} \frac{\prod_{j=0}^k \{(1 - q_{x+j}(t+j))\}}{(1+R)^{k+1}} \end{aligned} \quad (5.1)$$

で与えられる．

将来死亡率 $q_{x+j}(t+j)$ を前節の3つの死亡率予測モデルに基づいて予測したときの年金保険料は以下のように算出される．

表3 年金の現在価値

男性	年金保険料	平均余命	女性	年金保険料	平均余命
正規	16.874	19.361	正規	21.105	21.121
ポアソン	17.276	19.916	ポアソン	21.228	25.300
平滑化	17.327	19.987	平滑化	21.227	25.297

⁸金利を一定とせずに，金利の期間構造を考えることも可能である．

5.2 年金リスクの評価

いま保険会社は N 人の年金契約者を抱えており、 i 番目の人の年金の現在価値を A_i とする．一人当たりの将来支払いの現在価値を

$$\bar{A} \equiv \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N A_i$$

とすると、その期待値は

$$E[\bar{A}] = a_x(t)$$

となる．通常の保険リスクの議論では、 A_i は互いに独立であると仮定され、 \bar{A} の分散は

$$\text{Var}(\bar{A}) = \frac{1}{N} \text{Var}(A_x(t))$$

と評価される．このとき、 N が十分に大きければ、 $\text{Var}(\bar{A})$ はほぼゼロとなり、年金リスクは無視できるとされる．これが、(5. 1) を理論的な年金保険料とする主な根拠である．しかし、将来死亡率が確率的に変動する場合には、このような独立性の仮定は成立しない．それを考えるために、いま不確実な将来死亡率をまとめて Q と表す．このとき、 \bar{A} の分散は

$$\begin{aligned} \text{Var}(\bar{A}) &= E[\text{Var}(\bar{A}|Q)] + \text{Var}(E[\bar{A}|Q]) \\ &= \frac{1}{N} E[\text{Var}(A_x(t)|Q)] + \text{Var}(E[A_x(t)|Q]) \end{aligned}$$

となる．従って、独立性の仮定が成立しない場合、たとえ N がいくら大きくとも、 $\text{Var}(E[A_x(t)|Q])$ という項が残る、将来の不確実性に対するリスクを消去することはできない．これは、将来の死亡率の不確実性に伴うリスクであり、いわゆる「長生きリスク」に相当する．

$\text{Var}(E[A_x(t)|Q])$ を解析的に評価することは困難である．そこで、Brouhns et al. (2002b) に従って、ブートストラップ法を用いて評価を行った．すなわち、推定したポアソンモデルと平滑化ポアソンモデルの各々から 2050 年までの将来死亡数のサンプリングを行い、(5. 1) に従って年金保険料の観測値を求めた．表 4 は、この操作を 10,000 回繰り返して得られた 10,000 個の年金保険料の観測値の平均と標準偏差を与える．平均に比べ標準偏差は小さく、長生きリスクはそれほど大きな影響を持たないようである．図 13, 14 は、10,000 個の年金保険料の観測値から作成されたヒストグラムである．ポアソンモデルにおける男性の年金保険料の双峰性が、平滑化モデルでは失われている．前者で現れた双峰性は見かけ上の存在であった可能性が示唆される．このような経験分布から、バリュアットリスクや期待ショートフォールのようなリスク指標を求めることにより、年金リスクを評価することが可能となる．

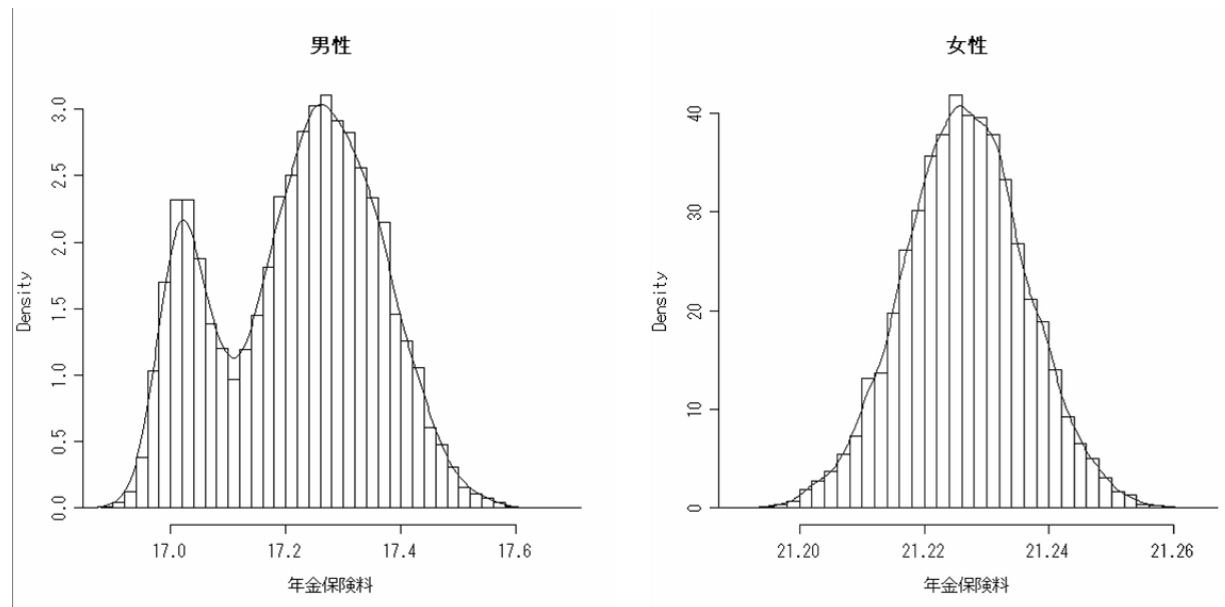


図 13 ポアソンモデルに対する年金保険料のヒストグラム：男性（左），女性（右）

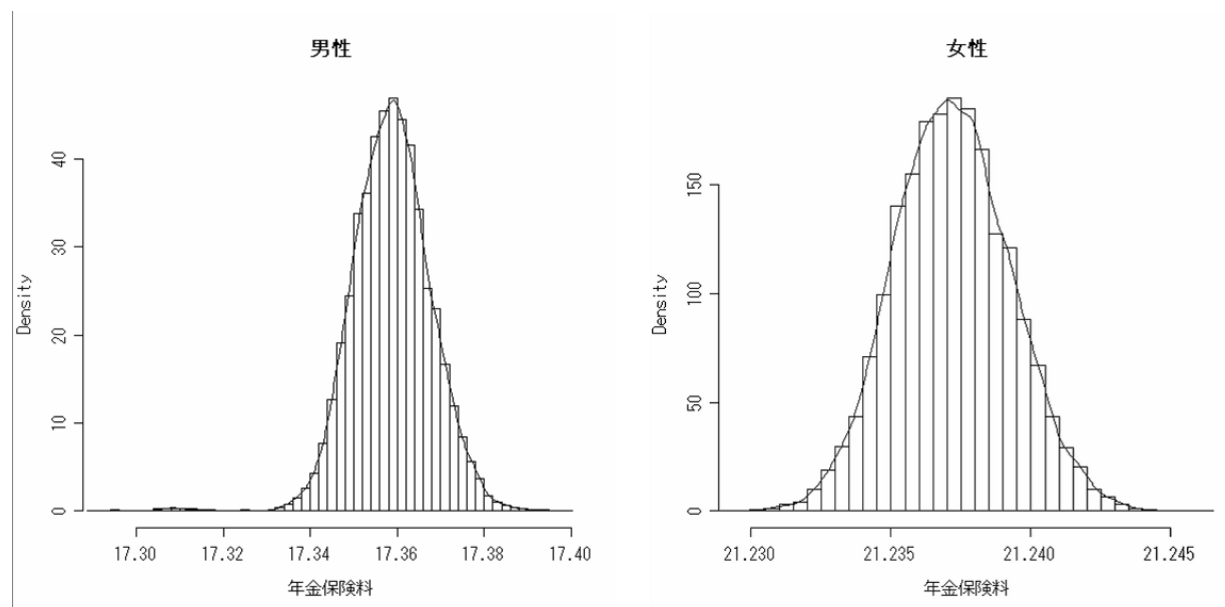


図 14 平滑化ポアソンモデルに対する年金保険料のヒストグラム：男性（左），女性（右）

表 4 年金保険料の平均と標準偏差

ポアソン	男性	女性
平均	17.218	21.475
標準偏差	0.138	0.010
平滑化ポアソン	男性	女性
平均	17.359	21.237
標準偏差	0.009	0.002

6 おわりに

本稿では死亡率が変動するという立場から生命表の統計分析を考察した。そのような動態的な生命リスクのモデリングは、将来の死亡率を予測しそのリスクを評価するために不可欠である。本稿では、Lee-Carter 法とその拡張を取り上げたが、死亡率予測のために様々な統計的手法が用いられている。Czado, Delwarde and Denuit(2005) 及び Pedroza(2006) は Lee-Carter 法のベイズ・モデリングを議論している。Hyndman and Ullah (2005) は死亡率データを関数データとして扱うノンパラメトリック・アプローチによる Lee-Carter 法の拡張を提案している。また、高年齢期の死亡率推計の改善を行うために、石井 (2006) は Lee-Carter モデルにおける年齢軸をシフトさせるアプローチを試みている。さらに、渋谷・華山 (2004) は極値理論を用いて超高年齢者層の死亡率の推測を行っている。

このような死亡率の統計分析は、保険や年金の制度設計や商品開発に不可欠な死亡リスクのモデリングの基礎を与える（森平, 2006）。少子高齢化社会の下、死亡率の変動に直面する今日、生命表の分析における統計学の果たす役割は今後ますます高まると期待される。

参考文献

- 荒井 昭 (2001) 「生命に関する一考察 - 生命関数の数式近似 - 」『日本アクチュアリー会会報』 54, 85-121.
- 石井 太 (2006) 「わが国の平均寿命の動向と死亡率推計モデルの検討」『人口問題研究』 62, 21-30.
- 小暮 厚之 (2004) 「ノンパラメトリック回帰分析と生命表 - 我が国生保標準生命表における補整の考察 - 」『日本統計学会誌』, 34, 83-100.

渋谷 政昭・華山 宣胤 (2004) 「年齢時代区分データによる超高年齢者寿命分布の推測」『統計数理』52, 117-134.

長谷川 知弘 (2006) 「我が国将来死亡率の予測と年金リスク評価」慶應義塾大学大学院 政策・メディア研究科 修士論文.

森平 爽一郎 (2006) 「寿命リスクとその証券化：モデリングの展望」日本保険・年金リスク学会第4回研究発表大会予稿集, 103-122.

山口 喜一他 (1994) 「生命表研究」古今書院

Graunt, J. 著; 久留間 鮫造 訳 (1968) 「死亡表に関する自然のおよび政治的諸観察」第一出版

Alho, J.M. and Spencer, B.D. (2005). *Statistical Demography and Forecasting*, New York: Springer.

Brouhns, N., Denuit, M. and Vermunt, J.K. (2002a). "A Poisson log-bilinear regression approach to the construction of projected lifetables," *Insurance: Mathematics and Economics*, **31**, 373-393.

Brouhns, N., Denuit, M., Vermunt, J.K. (2002b). "Measuring the longevity risk in mortality projections," *Bulletin of the Swiss Association of Actuaries*, 105-130.

Czado, C., Delwarde, A. and Denuit, M. (2005). "Bayesian Poisson log-bilinear mortality projections," *Insurance: Mathematics and Economics*, **36**, 260-284.

Halley, E. (1693) "An estimate of the degrees of the mortality of mankind, drawn from curious tables of the births and funerals at the city of Breslaw; with an attempt to ascertain the price of annuities upon lives," *Philosophical Transactions of the Royal Society of London*, **17** 596-610.

Hyndman, R.J. and Ullah, M.S. (2005). "Robust forecasting of mortality and fertility rates: a functional data approach," Working paper 2/05, Department of Econometrics and Business Statistics, Monash University.

- Lee, R.D. (2000).“ The Lee-Carter method of forecasting mortality, with various extension and applications, ” *North American Actuarial Journal*, **4**, 80-93.
- Lee, R.D. and Carter, L.R. (1992).“ Modeling and forecasting U.S. mortality, ” *Journal of the American Statistical Association*, **87**, 659-675.
- Olivieri, A. (2001).“ Uncertainty in mortality projections: an actuarial perspective, ” *Insurance: Mathematics and Economics*, **29**, 231-245.
- Pitacco, E. (2004).“ Survival models in a dynamic context: a survey, ” *Insurance: Mathematics and Economics*, **35**, 279-298.
- Renshaw, A.E., and Haberman, S. (2003). “Lee-Carter mortality forecasting with age specific enhancement,” *Insurance: Mathematics and Economics*, **33**, 255-272.

要約

今日世界的に観測されている高年齢者層を中心とした死亡率の低下は、従来の「決定的・静態的」な生命表の限界を浮き彫りにし、死亡率に対する「確率的・動態的」な考察を要求している。本稿では、統計学的な観点から、生命表の基本的な役割を概観するとともに、将来の死亡率を予測するための統計モデルを紹介する。まず標準的なモデルである Lee-Carter 法を紹介し、続いてその拡張として新たな統計モデルについて述べる。これらの統計モデルの重要な応用として、死亡率の変動が年金リスクに与える影響をブートストラップ法に基づくシミュレーションによって評価する。

第9章 MCMC とその確率的ボラ ティリティ変動モデルへの応用

大森裕浩* 渡部敏明†

資産価格の時系列分析では, 近年, ボラティリティと呼ばれる価格変化率の 2 次のモーメントの変動に注目が集まっている. ボラティリティの変動を明示的に定式化する時系列モデルの 1 つに確率的ボラティリティ変動 (Stochastic Volatility; SV) モデルがある. このモデルは尤度を評価するのが難しいため, パラメータの推定に最尤法に代わる推定法が必要になる. SV モデルの推定法の中で注目を集めているものにマルコフ連鎖モンテカルロ (Markov-chain Monte Carlo; MCMC) を用いたベイズ推定法があり, この方法は近年めざましい発展を遂げている. 本章では, そうした MCMC とその SV モデルへの応用について解説を行う. 推定法の開発に伴って, SV モデル自体も拡張が行われるようになってきている. SV モデルの拡張として特に重要な非対称 SV モデルについても解説を行うとともに, 実際の株式収益率データに応用した結果も紹介する.

*東京大学大学院経済学研究科 教授. omori@e.u-tokyo.ac.jp

†一橋大学経済研究所 教授. watanabe@ier.hit-u.ac.jp

1 はじめに

近年、資産価格の時系列分析では、ボラティリティと呼ばれる価格変化率の2次のモーメントの変動に注目が集まっている。ボラティリティは投資リスクの指標であるとともに、オプション価格の決定要因でもある。そこで、もしそれが時間を通じて変動するのであれば、その変動をうまく捉えられるような時系列モデルを開発することは、単に学術的な観点からだけでなく、投資のリスク管理という観点から実務家にとっても重要である。ボラティリティの変動を明示的に定式化する時系列モデルとしては、これまでに、大きく分けて、2つのものが提案されている。1つは、Engle (1982) によって提案された ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) モデルとそれを発展させたモデル (本論文では、以下、そうしたモデルを総称して、ARCH 型モデルと呼ぶ) であり¹、もう1つは、確率的ボラティリティ変動 (Stochastic Volatility; 以下、略して、SV) モデルである。ARCH 型モデルがパラメータの値を最尤法によって簡単に推定できるのに対して、SV モデルは尤度を解析的に評価するのが難しいため、パラメータの推定には最尤法に代わる推定法が必要になる。

SV モデルの推定法にはこれまでさまざまな方法が提案されているが、その中で、特に注目を集めているものに、Jacquier, Polson and Rossi (1994) によって提案されたマルコフ連鎖モンテカルロ (Markov-chain Monte Carlo; 以下、略して、MCMC) 法を用いたベイズ推定法がある²。SV モデルのような尤度を解析的に求められないモデルの場合、パラメータの事後分布もベイズの定理を用いて解析的に求めることができない。そうしたモデルをベイズ推定する場合には、何らかの方法を用いてパラメータの値を事後分布からサンプリングし、サンプリングされた値を用いてパラメータを推定する。解析的に求まらない未知の事後分布からのサンプリングを可能にしてくれるのが、MCMC である。MCMC とは1回前にサンプリングされた値に基づいて次の値をサンプリングする方法の総称である。本章ではまずこうした MCMC について解説を行う。

SV モデルをベイズ推定する場合、パラメータだけでなく潜在変数であるボラティリティも事後分布からサンプリングする。その際、ボラティリティは標本の大きさだけあるので、それをいかに効率的にサンプリングするかが

¹ARCH 型モデルについて詳しくは、Bollerslev, Engle and Nelson (1994), 渡部 (2000) を参照されたい。

²SV モデルのその他の推定法については、Broto and Ruiz (2004), Ghysels, Harvey and Renault (1996), 渡部 (2000) を参照されたい。

重要である。Jacquier, Polson and Rossi (1994) は、各期各期のボラティリティを別々にサンプリングする single-move sampler と呼ばれる方法を用いていたが、この方法を用いるとサンプリングされた値に高い自己相関が生じ、MCMC の収束が遅い上、推定値の標準誤差が大きくなることが Shephard and Pitt (1997) によって示されている。そこで、その後、Shephard and Pitt (1997), Watanabe and Omori (2004) らによって multi-move sampler, Kim, Shephard and Chib (1998), Omori *et al.* (2007) によって mixture sampler と呼ばれるより効率的なボラティリティのサンプリング法が提案されている。本章では、こうした MCMC を用いた SV モデルのベイズ推定法の最近の発展についてサーベイを行っている。

SV モデルは推定が難しいため、ARCH 型モデルと比べると、これまでモデルの拡張はあまりなされてこなかった。しかし、近年、推定法の開発に伴い、SV モデルの拡張も行われるようになってきた。本章では、そうした拡張の中で特に重要な非対称 SV モデルについても解説を行っている。株式市場では株価が上がった日の翌日より株価が下がった日の翌日のほうがボラティリティがより上昇する傾向があることが知られており、こうしたボラティリティ変動の非対称性を考慮した SV モデルが非対称 SV モデルである。

本章の以下の構成は次の通りである。まず、第 2 節で MCMC について解説を行う (MCMC 法については本シリーズ第 III 巻の古澄論文「マルコフ連鎖モンテカルロ法」も参照されたい)。次に、第 3 節で通常用いられる最も簡単な SV モデルを紹介し、続く第 4 節で、そうした簡単な SV モデルの MCMC を用いたベイズ推定法を解説する。さらに第 5 節で、非対称 SV モデルについて解説し、第 6 節で実際の株式収益率データを用いた推定結果を紹介する。最後に第 7 節で、今後の課題について述べる。

2 MCMC

MCMC は乱数発生を行うモンテカルロ法の 1 つでマルコフ連鎖を利用する点が特徴的である。基礎的なモンテカルロ法では独立な確率標本を発生させるが、多変量分布からの確率変数のサンプリングは困難であることも多い。このような場合においても MCMC は、サンプリングの効率性という点ではやや劣るものの、適当なマルコフ連鎖を反復することによって容易に目標分布からの確率標本を発生することができる。

この方法は、マルコフ連鎖の「適当な初期値から始めて十分な回数の連鎖の反復をしていくとき、その確率標本の分布がある条件の下で不変分布に

収束する」という性質を利用する.つまり, 不変分布が目標分布になるようにマルコフ連鎖を構成することにより, マルコフ連鎖の確率標本を目標分布からの確率標本とするのである.

MCMC のアルゴリズムは, メトロポリス-ヘイスティングス (Metropolis-Hastings; MH) アルゴリズムである. このアルゴリズムは, まず Metropolis *et al.* (1953) によって統計物理学の分野で提案されたメトロポリス・アルゴリズムが, Hastings (1970) によって一般化されたものであり, 特別な場合としてよく知られているアルゴリズムにギブス・サンプラー (Gibbs sampler) がある.

2.1 マルコフ連鎖

不変分布 π をもつ斉時的なマルコフ連鎖とはその推移核 P が, すべての可測集合 A について

$$P(X_n, A) = P\{X_{n+1} \in A | X_0, \dots, X_n\}, \quad \pi(A) = \int \pi(dx)P(x, A)$$

であるような, 状態空間 E に値をとる確率変数列 X_n ($n \geq 0$) である³. 初期値 X_0 が与えられたときの X_n の条件付き分布は, P^n を推移核 P を n 回繰り返すことと定義すれば

$$P\{X_n \in A | X_0\} = P^n(X_0, A)$$

となる. すべての可測集合 A について

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P^n(x, A) = \pi(A) \quad \text{for } \pi\text{-almost all } x$$

を満たすとき, 不変分布 π は連鎖の均衡分布とも呼ばれる. 不変分布 π をもつマルコフ連鎖は初期状態にかかわらず π が正の確率を与える集合に入る確率が正であるとき π -既約であるといい, また一定の時間間隔で必ず訪れる状態空間のないとき非周期的であるという. マルコフ連鎖 P が π -既約かつ非周期的であり, $\pi(A) = \int \pi(dx)P(x, A)$ であるならば, 不変分布は一意となり, また連鎖の均衡分布である (例えば Tierney (1994) を参照).

³不変分布 π は確率分布であるとき定常分布ともいう. また通常 E は p 次元ユークリッド空間, π は σ -有限な測度 μ に関して密度をもつと仮定される.

2.2 ギブス・サンプラー

ギブス・サンプラーは、MH アルゴリズムの特別な場合であり、その名前は Geman and Geman (1984) が離散分布であるギブス分布から確率標本を得るために用いたアルゴリズムに由来する。その後、データ拡大法 (data augmentation) という欠損値をシミュレートするためのアルゴリズムにも応用されているが、統計学の分野で広く使われるようになったのは Gelfand and Smith (1990) がギブス・サンプラーをベイズ的統計推測の枠組みで広く連続分布にも応用してからである。

いま目標分布 π の確率密度関数を $\pi(\boldsymbol{\theta})$ であるとし、 $\boldsymbol{\theta}$ は $\boldsymbol{\theta} = (\boldsymbol{\theta}_1, \dots, \boldsymbol{\theta}_p)$ といくつかのベクトルに分割できるとする。ベイズ推論においては $\boldsymbol{\theta}$ はパラメータであり、 $\pi(\boldsymbol{\theta})$ はその事後確率密度関数である。このとき

- (1) 初期値 $\boldsymbol{\theta}^{(0)} = (\boldsymbol{\theta}_1^{(0)}, \boldsymbol{\theta}_2^{(0)}, \dots, \boldsymbol{\theta}_p^{(0)})$ を適当な分布から発生させ、 $i = 0$ とおく。
- (2) $\boldsymbol{\theta}^{(i)} = (\boldsymbol{\theta}_1^{(i)}, \boldsymbol{\theta}_2^{(i)}, \dots, \boldsymbol{\theta}_p^{(i)})$ が得られたとき ($i \geq 0$)
 - (i) $\boldsymbol{\theta}_1^{(i+1)}$ を $\pi(\boldsymbol{\theta}_1^{(i+1)} | \boldsymbol{\theta}_2^{(i)}, \dots, \boldsymbol{\theta}_p^{(i)})$ から発生させる。
 - (ii) $\boldsymbol{\theta}_2^{(i+1)}$ を $\pi(\boldsymbol{\theta}_2^{(i+1)} | \boldsymbol{\theta}_1^{(i+1)}, \boldsymbol{\theta}_3^{(i)}, \dots, \boldsymbol{\theta}_p^{(i)})$ から発生させる。
 - (iii) $\boldsymbol{\theta}_3^{(i+1)}$ を $\pi(\boldsymbol{\theta}_3^{(i+1)} | \boldsymbol{\theta}_1^{(i+1)}, \boldsymbol{\theta}_2^{(i+1)}, \boldsymbol{\theta}_3^{(i)}, \dots, \boldsymbol{\theta}_p^{(i)})$ から発生させる。同様に $\boldsymbol{\theta}_4^{(i+1)}, \dots, \boldsymbol{\theta}_p^{(i+1)}$ を発生させていく。
- (3) $\boldsymbol{\theta}^{(i+1)} = (\boldsymbol{\theta}_1^{(i+1)}, \boldsymbol{\theta}_2^{(i+1)}, \dots, \boldsymbol{\theta}_p^{(i+1)})$ が得られたら、 i を 1 増やして (2) に戻る。

このとき $\boldsymbol{\theta}^{(0)}, \boldsymbol{\theta}^{(1)}, \boldsymbol{\theta}^{(2)}, \dots$ は

$$\begin{aligned}
 K(\boldsymbol{\theta}^{(i)}, \boldsymbol{\theta}^{(i+1)}) &= \pi(\boldsymbol{\theta}_1^{(i+1)} | \boldsymbol{\theta}_2^{(i)}, \dots, \boldsymbol{\theta}_p^{(i)}) \\
 &\quad \times \prod_{j=2}^{p-1} \pi(\boldsymbol{\theta}_j^{(i+1)} | \boldsymbol{\theta}_1^{(i+1)}, \dots, \boldsymbol{\theta}_{j-1}^{(i+1)}, \boldsymbol{\theta}_{j+1}^{(i)}, \dots, \boldsymbol{\theta}_p^{(i)}) \\
 &\quad \times \pi(\boldsymbol{\theta}_p^{(i+1)} | \boldsymbol{\theta}_1^{(i+1)}, \dots, \boldsymbol{\theta}_{p-1}^{(i+1)})
 \end{aligned}$$

を推移核とするマルコフ連鎖であり、 $\boldsymbol{\theta}^{(n)}$ の分布は $n \rightarrow \infty$ のときに $\pi(\boldsymbol{\theta})$ を確率密度関数とする分布に収束する。

2.3 MH アルゴリズム

ギブス・サンプラーでは条件付分布から確率標本を発生することが容易であると仮定したが、実際の応用においては必ずしもこの仮定は成り立たない。その場合には、以下に述べるような MH アルゴリズムを行う。

まず不変分布を π とし、 μ に関して密度関数 $\pi(\boldsymbol{\theta})$ をもち、退化した分布ではないとする。また推移核 Q を $Q(\boldsymbol{\theta}, d\boldsymbol{\theta}') = q(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\theta}')\mu(d\boldsymbol{\theta}')$, $E^+ = \{\boldsymbol{\theta} : \pi(\boldsymbol{\theta}) > 0\}$ として $\boldsymbol{\theta} \notin E^+$ は $Q(\boldsymbol{\theta}, E^+) = 1$ を満たすとする⁴。すると MH アルゴリズムの推移核 P_{MH} は次のように定義される。

$$P_{MH}(\boldsymbol{\theta}, d\boldsymbol{\theta}') = p(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\theta}')\mu(d\boldsymbol{\theta}') + r(\boldsymbol{\theta})\delta_{\boldsymbol{\theta}}(d\boldsymbol{\theta}'). \quad (2.1)$$

ただし

$$\begin{aligned} p(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\theta}') &= \begin{cases} q(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\theta}')\alpha(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\theta}'), & \boldsymbol{\theta} \neq \boldsymbol{\theta}' \text{ のとき} \\ 0, & \boldsymbol{\theta} = \boldsymbol{\theta}' \text{ のとき} \end{cases} \\ r(\boldsymbol{\theta}) &= 1 - \int p(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\theta}')\mu(d\boldsymbol{\theta}'), \\ \alpha(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\theta}') &= \begin{cases} \min\left(\frac{\pi(\boldsymbol{\theta}')q(\boldsymbol{\theta}', \boldsymbol{\theta})}{\pi(\boldsymbol{\theta})q(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\theta}')}, 1\right), & \pi(\boldsymbol{\theta})q(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\theta}') > 0 \text{ のとき} \\ 1, & \pi(\boldsymbol{\theta})q(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\theta}') = 0 \text{ のとき} \end{cases} \end{aligned}$$

であり、 $\delta_{\boldsymbol{\theta}}(d\boldsymbol{\theta}')$ は $\boldsymbol{\theta} \in d\boldsymbol{\theta}'$ のとき 1, それ以外のとき 0 である関数とする。

具体的には MH アルゴリズムは以下のように進められる。

- (1) 現在の点が $\boldsymbol{\theta}^{(i)} = \boldsymbol{\theta}$ であるとき提案密度 $q(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\theta}')$ を用いて $\boldsymbol{\theta}'$ を発生させ $\boldsymbol{\theta}^{(i+1)}$ の候補とする。
- (2) (1) で得られた $\boldsymbol{\theta}'$ を確率 $\alpha(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\theta}')$ で $\boldsymbol{\theta}^{(i+1)}$ として受容する。棄却した場合には $\boldsymbol{\theta}^{(i+1)} = \boldsymbol{\theta}$ とする。
- (3) (1) に戻る。

このとき $\boldsymbol{\theta}^{(0)}, \boldsymbol{\theta}^{(1)}, \boldsymbol{\theta}^{(2)}, \dots$ は P_{MH} を推移核とするマルコフ連鎖であり、 $\boldsymbol{\theta}^{(n)}$ の分布は $n \rightarrow \infty$ のときに $\pi(\boldsymbol{\theta})$ を確率密度関数とする分布に収束する⁵。

⁴従って推移核 Q はどのような初期値についても不変分布が正の密度を与える状態空間への移動を行う。

⁵ P_{MH} が π -既約で非周期的であるならば、すべての x について $n \rightarrow \infty$ のとき $\|P_{MH}^n(x, \cdot) - \pi\| \rightarrow 0$ が成り立つ (Tierney (1994))。

推移核 P_{MH} によるマルコフ連鎖において、 $\pi(\boldsymbol{\theta})$ が不変分布の密度関数になるための十分条件は

$$\pi(\boldsymbol{\theta})p(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\theta}') = \pi(\boldsymbol{\theta}')p(\boldsymbol{\theta}', \boldsymbol{\theta}) \quad (2.2)$$

である. この (2.2) 式は, 均衡状態においては $\boldsymbol{\theta}$ から $\boldsymbol{\theta}'$ へ移動する割合と $\boldsymbol{\theta}'$ から $\boldsymbol{\theta}$ へ移動する割合は同じであることを意味しており, 詳細釣り合方程式 (detailed balance equation) または可逆性条件 (reversibility condition) と呼ばれている.

ここでは $\boldsymbol{\theta}$ を一度にサンプリングする方法として説明したが, ギブス・サンプラーにおけるように, $\boldsymbol{\theta}_{-i} = (\boldsymbol{\theta}_1, \dots, \boldsymbol{\theta}_{i-1}, \boldsymbol{\theta}_{i+1}, \dots, \boldsymbol{\theta}_p)$ が与えられたときに $\boldsymbol{\theta}_i$ をサンプリングする際に用いることもできる. もし MH アルゴリズムにおいて提案密度 $q(\boldsymbol{\theta}_i, \boldsymbol{\theta}'_i | \boldsymbol{\theta}_{-i})$ が条件付密度 $\pi(\boldsymbol{\theta}'_i | \boldsymbol{\theta}_{-i})$ に一致する場合にはギブス・サンプラーとなる.

2.4 収束の判定方法

実際に MCMC を行う際には, 標本が不変分布にいつ収束するのかを判定する必要がある. 初期値に依存する期間は稼働検査期間 (burn-in period) であるとして標本を棄て, それ以降の標本を不変分布に収束していると考えて推論を行う. 以下では得られた標本系列を用いてマルコフ連鎖が不変分布に収束しているかどうかを検査する方法について説明する⁶.

収束を判定する方法で最も簡単な方法は標本の時系列プロットである. 標本経路が初期値に依存せず安定的な動きになっていれば不変分布に収束したと判定すればよい. しかし図による方法では判断が難しい場合も多く, Geweke (1992) は標本系列の平均の安定性に注目して次のような検定方法を提案した. $\boldsymbol{\theta}^{(t)}$ ($t = 1, 2, \dots, n$) をマルコフ連鎖, その関数 $g(\boldsymbol{\theta}^{(t)})$ を $g^{(t)}$, $g^{(t)}$ のスペクトル密度関数を $f(\omega)$ とするとき

- (1) $\boldsymbol{\theta}^{(t)}$ ($t = 1, 2, \dots, n$) を発生させて, 前半 n_1 個と後半 n_2 個の $g^{(t)}$ の標本平均をそれぞれ

$$\bar{g}_1 = \frac{1}{n_1} \sum_{t=1}^{n_1} g^{(t)}, \quad \bar{g}_2 = \frac{1}{n_2} \sum_{t=n-n_2+1}^n g^{(t)},$$

⁶ どの方法も完全ではなく (Cowles, Roberts and Rosenthal 1999) 現実的にはいくつかの方法を併用して収束の判定をする. Robert and Casella (2004), Mengersen, Robert and Guichenneuc-Jouyaux (1999), Cowles and Carlin (1996) を参照されたい.

とする (Geweke (1992) は経験的に $n_1 = 0.1n$, $n_2 = 0.5n$ を推奨). また, それぞれの系列を用いたスペクトル密度の $\omega = 0$ における推定値を $\hat{f}_1(0)$, $\hat{f}_2(0)$ とおく.

(2) 標準正規分布の z_α を上側 $100\%\alpha$ 点とし,

$$Z = \frac{\bar{g}_1 - \bar{g}_2}{\sqrt{2\pi\hat{f}_1(0)/n_1 + 2\pi\hat{f}_2(0)/n_2}}$$

とする. もし, $|Z| \leq z_{\alpha/2}$ ならば「収束をしていないとはいえない」と判定する⁷.

事後分布からのサンプリングを行う場合には, (1) 独立な複数の初期値を m 個発生させて, m 個の初期値それぞれについて稼動検査期間を経たら標本を k 個ずつ保存して $n = mk$ 個得る方法 (多重連鎖, multiple chain) と (2) 1つの初期値から長い1つの系列を発生させ, 稼動検査期間を除いた n 個の標本を使って推論を行う方法 (単一連鎖, single chain) がある. 単一連鎖は状態空間を広く動き回ると期待されるが, 標本の自己相関が高い時には動きは緩慢となり非効率的なサンプリングとなる. 一方, 多重連鎖では得られる標本は独立だが, 初期値を適切に設定し, かつ十分な長さのサンプリングを行わなければ不変分布に収束しない可能性がある.

2.5 効率性の評価

マルコフ連鎖の収束判定の後には, サンプリングが効率的に行われているかどうかを調べることで, どの程度の標本数を用いて推論を行えばよいかを判断する必要がある. サンプリングの効率性を評価するためには, MCMC によって得られる確率標本の自己相関関数がよく用いられる. 自己相関が高いということは, 標本が現在の場所に留まりがちになり状態空間を万遍なくサンプリングできないことを意味する. 標本の自己相関が低いならば, 動きが独立な確率標本に近くなり状態空間を効率的にサンプリングできることが期待される. したがって効率性の最も簡単な診断方法は, 標本の関数 $g(\boldsymbol{\theta}^n)$ の標本自己相関関数をプロットすること (コレログラムという) である. 縦軸に k 期のラグの標本の自己相関 ($g(\boldsymbol{\theta}^{(t)})$ と $g(\boldsymbol{\theta}^{(t+k)})$) の標本

⁷この方法はスペクトル密度の推定で用いられるウィンドウのとりかたに左右されやすいとの指摘もある (Cowles and Carlin 1996).

相関係数), 横軸に $k = 1, 2, \dots$ をプロットしたとき, 標本自己相関関数が急速に減衰していればサンプリングは効率的であるといえる.

また効率性の尺度として非効率性因子 (inefficiency factor) または自己相関時間 (autocorrelation time) がある. マルコフ連鎖 $g(\boldsymbol{\theta}^{(t)})$ の不変分布の分散が存在して σ^2 であるとする, その標本平均 \bar{g} の分散は $(\sigma^2/n)\{1 + 2 \sum_{k=1}^n \frac{n-k}{n} \rho(k)\}$ である (ただし $\rho(k)$ はラグ k の自己相関関数). もし仮に $g(\boldsymbol{\theta}^{(t)})$ が互いに独立であるときには, その標本平均 \bar{g} の分散は σ^2/n となるので, この2つの標本平均の分散比 $Var(\bar{g})/\{\sigma^2/n\} = 1 + 2 \sum_{k=1}^n \frac{n-k}{n} \rho(k)$ を用い, $n \rightarrow \infty$ として

$$1 + 2 \sum_{k=1}^{\infty} \rho(k) \quad (2.3)$$

を非効率性因子 (inefficiency factor) という (Chib 2001). この逆数はサンプリングの相対数値的効率性 (relative numerical efficiency) (Geweke 1992) やサンプリングの漸近的効率性 (Gelman, Roberts and Gilks 1996) とも呼ばれている. 非効率性因子の値が m であるとき, 独立な標本を n 個サンプリングした場合と同じ精度の標本平均を得るには, mn 個の標本を MCMC により発生させる必要がある.

非効率性因子を計算するには, まず (2.3) 式に推定された標本自己相関係数を代入するか, マルコフ連鎖から得られる標本平均の分散 $Var(\bar{g})$ の推定値を仮想的な独立標本の標本分散の推定値 $s^2/n = \sum_{t=1}^n \{g(\boldsymbol{\theta}^{(t)}) - \bar{g}\}^2 / \{n(n-1)\}$ で割ればよい⁸.

サンプリングの効率性を改善するためには, 提案分布を工夫することが必要である. パラメータ $\boldsymbol{\theta}$ の次元が大きい場合には, $\boldsymbol{\theta}$ の成分を1つずつ発生させるのではなく, パラメータをいくつかの小さなベクトルに分けて標本を発生させると, サンプリングの効率性が改善される. このような方法はブロック化 (blocking) あるいは多重移動 (multi-move) サンプリングという. その際, 事後分布における相関が高い成分を1つのベクトルにまとめるとより効率的なサンプリングとなる.

また, パラメータの変換によってサンプリングする状態空間が変わり, 効率性が改善される場合もある. 分散分析モデルや順序プロビットモデル, 変量効果のあるポアソン分布モデルでは変数変換が有効であることが知られている (Chen, Shao and Ibrahim 2000).

⁸ 自己相関関数 $\rho(k)$ が減衰して $\rho(k) = 0$ ($k > B_M$) とみなせるようなラグについては $\rho(k) = 0$ とする. 標本平均の分散は, 例えばスペクトル密度関数を用いて $2\pi\hat{f}(0)/n$ を用いればよく, 推定の際に必要なとなるバンド幅は B_M とすればよい.

2.6 計算プログラムの検査

マルコフ連鎖を発生するプログラムは複雑になり易いため、誤りの存在を見つけることが難しい場合も多い。そこで Geweke (2004) はプログラムの正しさをチェックする方法として事後シミュレーション比較 (posterior simulation comparison) を提案している。まず \mathbf{y} の確率密度関数を $f(\mathbf{y}|\boldsymbol{\theta})$, パラメータ $\boldsymbol{\theta}$ の (積分可能な) 事前確率密度関数を $\pi(\boldsymbol{\theta})$, 事後確率密度関数を $\pi(\boldsymbol{\theta}|\mathbf{y})$ とおく。通常事前分布は既知の分布であるので $\boldsymbol{\theta} \sim \pi(\boldsymbol{\theta})$ であるような乱数発生は容易であり、モーメントなどに関する情報も既知であることが多い。一方、マルコフ連鎖を発生するプログラムにデータを生成する部分を付け加えて

- (1) $\boldsymbol{\theta} \sim \pi(\boldsymbol{\theta}|\mathbf{y})$ を発生する。
- (2) $\mathbf{y} \sim f(\mathbf{y}|\boldsymbol{\theta})$ を発生し、(1) に戻る。

とすることにより得られる $\boldsymbol{\theta}$ も $\pi(\boldsymbol{\theta})$ からの確率標本になっている。そこで $\boldsymbol{\theta} \sim \pi(\boldsymbol{\theta})$ という方法と、(1), (2) を反復するという2つの方法によって得られる $\boldsymbol{\theta}$ の標本の1次と2次のモーメントが (ただし事前分布の2次モーメントが存在する場合) 等しいかどうかを仮説検定し、等しいという帰無仮説が棄却されればプログラムに誤りがあると判断することができる。

2.7 モデル選択

2.7.1 周辺尤度とDIC

候補となるモデルが複数ある場合にはモデル選択の基準を用いて最も良いモデルを選ぶことになるが⁹ ベイズ推論においては周辺尤度 (marginal likelihood) やベイズ・ファクター (Bayes factor) がしばしば用いられる。以下では事前確率密度関数が積分可能である、正則な事前分布を仮定する¹⁰。また候補となるモデル M が K 個 ($M = 1, \dots, K$) あるとし、そのモデルの事前確率を $\pi(M = i)$ とおく ($\sum_{i=1}^K \pi(M = i) = 1$)。 \mathbf{y} を観測値, $\boldsymbol{\theta}_i$ をモデル $M = i$ におけるパラメータ, $f(\mathbf{y}|\boldsymbol{\theta}_i, M = i)$ を \mathbf{y} の確率密度関数,

⁹モデルを選択する基準にはいろいろあるが、AIC, BIC, GIC については小西・北川 (2004) を参照されたい。

¹⁰事前分布が非正則な場合には、データの周辺分布を定義できないので他のモデル選択の基準を用いる。

$\pi(\boldsymbol{\theta}_i|M=i)$ をパラメータの事前確率密度関数, とすればモデル $M=i$ におけるデータ \mathbf{y} の周辺尤度は

$$m(\mathbf{y}|M=i) = \int f(\mathbf{y}|\boldsymbol{\theta}_i, M=i)\pi(\boldsymbol{\theta}_i|M=i)d\boldsymbol{\theta}_i$$

と定義され, モデル $M=i$ の $M=j$ に対するベイズ・ファクター B_{ij} は

$$B_{ij} = \frac{m(\mathbf{y}|M=i)}{m(\mathbf{y}|M=j)} = \frac{\pi(M=i|\mathbf{y})/\pi(M=i)}{\pi(M=j|\mathbf{y})/\pi(M=j)}$$

と定義される. 帰無仮説を $H_0: M=i$, 対立仮説を $H_1: M=j$ とするとき, Jeffreys (1961) は, H_0 に反する証拠があるかどうかの尺度として, 表 9-1 のようにベイズ・ファクターを用いることを提案している¹¹.

表 9-1: ベイズ・ファクターの解釈 (Jeffreys 1961)

$\log_{10} B_{ij}$	$\log B_{ij}$	B_{ij}	H_0 に反する証拠 (evidence)
0.0 ~	0.00 ~	1.00 ~	H_0 を支持する (Null hypothesis supported)
-0.5 ~ 0.0	-1.15 ~ 0.00	0.32 ~ 1.00	H_0 に反する証拠があまりあるとはいえない (Evidence against H_0 , but not worth more than a bare mention)
-1.0 ~ -0.5	-2.30 ~ -1.15	0.10 ~ 0.32	H_0 に反する証拠が十分にある (Evidence against H_0 substantial)
-1.5 ~ -1.0	-3.45 ~ -2.30	0.03 ~ 0.10	H_0 に反する証拠が強い (Evidence against H_0 strong)
-2.0 ~ -1.5	-4.61 ~ -3.45	0.01 ~ 0.03	H_0 に反する証拠が非常に強い (Evidence against H_0 very strong)
$-\infty \sim -2.0$	$-\infty \sim -4.61$	0.00 ~ 0.01	H_0 に反する証拠が決定的である (Evidence against H_0 decisive)

¹¹Jeffreys (1961) の Appendix B による. Jeffreys は $\pi(M=i) = \pi(M=j)$ としてモデルの事後確率の比として考えている. Kass and Raftery (1995) も参照されたい.

周辺尤度以外に最近しばしば用いられるモデルの選択基準として, Spiegelhalter *et al.* (2002) によって提案された DIC (Deviance Information Criterion) がある. DIC は以下のように, あてはまりのよさにモデルの複雑さのペナルティを加えるモデル選択の基準である. モデルのパラメータを θ , θ が与えられたときのデータの確率密度関数を $f(\mathbf{y}|\theta)$ とおくとき, あてはまりのよさを評価するために, Bayesian deviance $D(\theta)$ を

$$D(\theta) = -2 \log f(\mathbf{y}|\theta) + 2 \log h(\mathbf{y})$$

と定義すると¹², $D(\theta)$ はモデルのあてはまりがよいほど小さくなる. 一方, モデルの複雑さを評価するために, 有効なパラメータ数 (effective number of parameters) p_D を

$$\begin{aligned} p_D &= E_{\pi(\theta|\mathbf{y})} \{D(\theta)\} - D(\theta^*) \\ &= E_{\pi(\theta|\mathbf{y})} \{-2 \log f(\mathbf{y}|\theta)\} + 2 \log f(\mathbf{y}|\theta^*), \quad \theta^* = E_{\pi(\theta|\mathbf{y})}(\theta) \end{aligned}$$

と定義する (ただし $E_{\pi(\theta|\mathbf{y})}(\cdot)$ は, $\pi(\theta|\mathbf{y})$ を確率密度関数とする事後分布に関する期待値). そこで Spiegelhalter *et al.* (2002) は平均的なあてはまりの悪さとモデルの複雑さを両方考慮して DIC を

$$DIC = E_{\pi(\theta|\mathbf{y})} \{D(\theta)\} + p_D = D(\theta^*) + 2p_D$$

と定義し, DIC の最も小さいモデルがよいモデルであるとした. DIC は MCMC によって得られる確率標本によって推定することができる¹³. 以下では周辺尤度の計算方法について, 周辺尤度の恒等式に基づく方法を説明する¹⁴.

2.7.2 恒等式に基づく周辺尤度の推定法

すべての θ に対して周辺尤度は

$$m(\mathbf{y}) = \frac{f(\mathbf{y}|\theta)\pi(\theta)}{\pi(\theta|\mathbf{y})} \quad (2.4)$$

¹² $h(\mathbf{y})$ はデータ \mathbf{y} の関数であり, $D(\theta)$ を基準化するために用いるが, 特にその必要がなければ $h(\mathbf{y}) = 1$ とおく. 詳細は Spiegelhalter *et al.* (2002) を参照.

¹³その標準誤差を求めるには, 例えば DIC を求める計算を K 回繰り返して DIC_k ($k = 1, 2, \dots, K$) とし, その標本標準偏差を用いればよい.

¹⁴ラプラス近似を用いた計算方法については小西・北川 (2004) および Raftery (1996) (Laplace-Metropolis 推定量) を, 2 つのモデルの基準化定数の比を求める方法については Chen, Shao and Ibrahim (2000) を参照されたい. また多重積分については伊庭他 (2005) (第 I 部) による解説も参照されたい.

をみたしており、両辺の対数をとると

$$\log m(\mathbf{y}) = \log f(\mathbf{y}|\boldsymbol{\theta}) + \log \pi(\boldsymbol{\theta}) - \log \pi(\boldsymbol{\theta}|\mathbf{y}) \quad (2.5)$$

となり、この恒等式を用いて周辺尤度 $m(\mathbf{y})$ を計算することができる。この式は $\boldsymbol{\theta}$ の値には依存しないが、実際の計算においては事後密度の推定値が安定的であるような事後平均やモードなどを使う。尤度関数 $f(\mathbf{y}|\boldsymbol{\theta})$ や事前確率密度 $\pi(\boldsymbol{\theta})$ は簡単に計算できることが多いので、ここでは事後確率密度 $\pi(\boldsymbol{\theta}|\mathbf{y})$ の推定方法について説明する¹⁵。推定には MCMC によって得られた標本を用いるが、以下ではギブス・サンプラーにより $\boldsymbol{\theta} = (\boldsymbol{\theta}_1, \dots, \boldsymbol{\theta}_p)$ を $\boldsymbol{\theta}_i$ ごとにサンプリングする場合に事後密度の推定方法を行う場合について説明する (Chib 1995)¹⁶。 $\boldsymbol{\theta} = \boldsymbol{\theta}^*$ のとき事後確率密度 $\pi(\boldsymbol{\theta}^*|\mathbf{y})$ は

$$\pi(\boldsymbol{\theta}^*|\mathbf{y}) = \prod_{i=1}^p \pi(\boldsymbol{\theta}_i^*|\mathbf{y}, \boldsymbol{\psi}_{i-1}^*), \quad \boldsymbol{\psi}_{i-1}^* \equiv (\boldsymbol{\theta}_1^*, \dots, \boldsymbol{\theta}_{i-1}^*)$$

(ただし $\boldsymbol{\psi}_0^*$ は空集合とする) と書くことができるので

$$\log \pi(\boldsymbol{\theta}^*|\mathbf{y}) = \sum_{i=1}^p \log \pi(\boldsymbol{\theta}_i^*|\mathbf{y}, \boldsymbol{\psi}_{i-1}^*) \quad (2.6)$$

である。ここで

$$\begin{aligned} \pi(\boldsymbol{\theta}_i^*|\mathbf{y}, \boldsymbol{\psi}_{i-1}^*) &= \int \pi(\boldsymbol{\theta}_i^*|\mathbf{y}, \boldsymbol{\psi}_{i-1}^*, \boldsymbol{\psi}^{i+1}) \pi(\boldsymbol{\psi}^{i+1}|\mathbf{y}, \boldsymbol{\psi}_{i-1}^*) d\boldsymbol{\psi}^{i+1}, \\ \boldsymbol{\psi}^{i+1} &\equiv (\boldsymbol{\theta}_{i+1}, \dots, \boldsymbol{\theta}_p), \end{aligned}$$

であることから、モンテカルロ積分を用いて $\pi(\boldsymbol{\theta}_i^*|\mathbf{y}, \boldsymbol{\psi}_{i-1}^*)$ を

$$\begin{aligned} \hat{\pi}(\boldsymbol{\theta}_i^*|\mathbf{y}, \boldsymbol{\psi}_{i-1}^*) &= \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \pi(\boldsymbol{\theta}_i^*|\boldsymbol{\psi}_{i-1}^*, \boldsymbol{\psi}^{i+1,(m)}, \mathbf{y}), \\ \boldsymbol{\psi}^{i+1,(m)} &\equiv (\boldsymbol{\theta}_{i+1}^{(m)}, \dots, \boldsymbol{\theta}_p^{(m)}), \\ \boldsymbol{\theta}_k^{(m)} &\sim \pi(\boldsymbol{\theta}_k|\mathbf{y}, \boldsymbol{\psi}_{i-1}^*, \boldsymbol{\theta}_i^{(m)}, \boldsymbol{\theta}_{i+1}^{(m)}, \dots, \boldsymbol{\theta}_{k-1}^{(m)}, \boldsymbol{\theta}_{k+1}^{(m-1)}, \dots, \boldsymbol{\theta}_p^{(m-1)}), \end{aligned}$$

¹⁵後述するように一般状態空間モデルではモンテカルロ・フィルタによる尤度関数の数値計算が必要となることが多い。

¹⁶MH アルゴリズム, ARMH アルゴリズムについては Chib and Jeliazkov (2001, 2005) を参照されたい。混合分布モデルの場合には修正が必要 (Frühwirth-Schnatter 2004)。数値実験による推定法の比較では周辺尤度の恒等式に基づいた方法の精度がよいという報告がある (Han and Carlin (2001))。

とすれば (2.6) 式より対数事後密度 $\log \pi(\boldsymbol{\theta}^*|\mathbf{y})$ を推定することができる. ここでは $\boldsymbol{\theta}$ 以外に潜在変数が存在しない場合を考えたが, 潜在変数が存在する場合でも同様に計算することができる. 対数事後確率密度 $\log \pi(\boldsymbol{\theta}^*|\mathbf{y})$ の推定値の数値的な標準誤差の求め方については Chib (1995) や小西・越智・大森 (2008) を参照されたい.

3 SV モデル

通常用いられる簡単な SV モデルは, 次の 2 式から構成される.

$$y_t = \exp(h_t/2)\epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim i.i.d. \mathcal{N}(0, 1), \quad (3.1)$$

$$h_{t+1} = \mu + \phi(h_t - \mu) + \eta_t, \quad \eta_t \sim i.i.d. \mathcal{N}(0, \sigma^2). \quad (3.2)$$

ここで, y_t は t 期の資産価格変化率 (もしくは収益率) から平均と自己相関を除去したものである. (3.1) 式は, y_t をボラティリティと呼ばれる非負の確率変数 $\exp(h_t/2)$ と過去と独立な標準正規分布に従う確率変数 ϵ_t の積として表している. (3.2) 式は, ボラティリティの 2 乗の対数値 h_t が次数 1 の自己回帰モデル (AR(1) モデル) に従うものと仮定している¹⁷. 誤差項 η_t は過去と独立な平均 0, 分散 σ^2 の正規分布に従い, ϵ_s ($s = 1, \dots, T$) とともに独立であると仮定する. また, h_t の初期値 h_1 は h_t の無条件分布である平均 μ , 分散 $\sigma^2/(1 - \phi^2)$ の正規分布に従うものと仮定する.

このモデルで推定すべきパラメータは (μ, ϕ, σ^2) であり, この内, 重要なのは, h_t に対するショックの持続性を表すパラメータ ϕ である. 本章では, h_t は定常的であると考え, $|\phi| < 1$ であると仮定する¹⁸. 資産市場では, ボラティリティが上昇 (低下) するとしばらくボラティリティの高い (低い) 日が続くことが知られており, こうした現象をボラティリティ・クラスタリング (volatility clustering) と呼ぶ. このことから, ボラティリティに対するショックは持続性が高いことがわかる. 実際, SV モデルを推定すると, ϕ の推定値には 1 に近い値が得られるのが常である.¹⁹

¹⁷(3.2) 式を 2 次以上の AR モデルや ARMA モデルに拡張するのは容易である.

¹⁸ $\mu = 0, \phi = 1$ と仮定するモデルもあり, そうしたモデルをランダム・ウォーク SV モデルと呼ぶ. ランダム・ウォーク SV モデルについて詳しくは, Harvey, Ruiz and Shephard (1994) や Ruiz (1994) を参照されたい. また, SV モデルにおいて, $\phi = 1$ かどうかを検定する方法については, So and Li (1999) や Wright (1999) を参照されたい.

¹⁹Jacquier, Polson and Rossi (1994) は, それまでの SV モデルを推定した文献をサーベイし, ϕ の推定値には 0.8 から 0.995 までの値が得られているとしている.

未知パラメーター (μ, ϕ, σ^2) をまとめて $\boldsymbol{\theta}$, $\mathbf{y} = (y_1, \dots, y_T)$, $\mathbf{h} = (h_1, \dots, h_T)$ と表すと, SV モデルの尤度関数は次のように表される.

$$\begin{aligned} L(\boldsymbol{\theta}) &= f(\mathbf{y}|\boldsymbol{\theta}) \\ &= \int f(\mathbf{y}|\mathbf{h})f(\mathbf{h}|\boldsymbol{\theta})d\mathbf{h} \\ &= \int \dots \int \left[\prod_{t=1}^T f(y_t|h_t) \right] \left[f(h_1|\boldsymbol{\theta}) \prod_{t=2}^T f(h_t|h_{t-1}, \boldsymbol{\theta}) \right] dh_1 \dots dh_T. \end{aligned}$$

ここで,

$$\begin{aligned} f(y_t|h_t) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi \exp(h_t)}} \exp \left[-\frac{y_t^2}{2 \exp(h_t)} \right], \\ f(h_t|h_{t-1}, \boldsymbol{\theta}) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp \left[-\frac{\{h_t - \mu - \phi(h_{t-1} - \mu)\}^2}{2\sigma^2} \right], \\ f(h_1|\boldsymbol{\theta}) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2/(1-\phi^2)}} \exp \left[-\frac{(h_1 - \mu)^2}{2\sigma^2/(1-\phi^2)} \right]. \end{aligned}$$

この積分が解析的に解けないため, SV モデルのパラメータは最尤推定することが難しく, 最尤法に代わる推定法が必要になる.

4 SV モデルのMCMCを用いたベイズ推定

4.1 パラメータのサンプリング

ベイズ推定法では, まず, 未知パラメータ $\boldsymbol{\theta}$ に適切な事前分布 $\pi(\boldsymbol{\theta})$ を設定する. 標準的なベイズ推定法では, 事前分布をベイズの定理

$$f(\boldsymbol{\theta}|\mathbf{y}) = \frac{f(\mathbf{y}|\boldsymbol{\theta})\pi(\boldsymbol{\theta})}{\int f(\mathbf{y}|\boldsymbol{\theta})\pi(\boldsymbol{\theta})d\boldsymbol{\theta}} \quad (4.1)$$

によってデータ \mathbf{y} を観測した後の事後分布 $f(\boldsymbol{\theta}|\mathbf{y})$ に更新し, 得られた事後分布に基づいてパラメータの値を推定する. しかし, ベイズの定理 (4.1) 式の右辺にある $f(\mathbf{y}|\boldsymbol{\theta})$ は尤度であり, したがって, SV モデルのように尤度を解析的に求めることができないモデルでは, 事後分布をベイズの定理を使って解析的に求めることもできない. そうした場合には, 何らかの方法によって事後分布から未知パラメータ $\boldsymbol{\theta}$ の値をサンプリングし, 得られた値に基づ

いてパラメータの値を推定する．解析的に求まらない未知の事後分布からのサンプリングを可能にしてくれるのが MCMC である．

SV モデルの未知パラメータは、 $\theta = (\mu, \phi, \sigma^2)$ である．そこで、2.2 節で説明したギブス・サンプラーを用いて同時事後分布 $f(\mu, \phi, \sigma^2 | \mathbf{y})$ からサンプリングするためには、例えば、 $p = 3, \theta_1 = \mu, \theta_2 = \phi, \theta_3 = \sigma^2$ として、

$$f(\mu | \phi, \sigma^2, \mathbf{y}), \quad f(\phi | \mu, \sigma^2, \mathbf{y}), \quad f(\sigma^2 | \mu, \phi, \mathbf{y}),$$

から繰り返しサンプリングすればよいことになる．しかし、これらの条件付事後分布も解析的には求められない．ところが、潜在変数 $\mathbf{h} = (h_1, \dots, h_T)$ も条件に含めた

$$f(\mu | \phi, \sigma^2, \mathbf{h}, \mathbf{y}), \quad (4.2)$$

$$f(\phi | \mu, \sigma^2, \mathbf{h}, \mathbf{y}), \quad (4.3)$$

$$f(\sigma^2 | \mu, \phi, \mathbf{h}, \mathbf{y}), \quad (4.4)$$

は解析的に求められる．ここで、 (μ, ϕ, σ^2) は SV モデルの (3.2) 式だけに含まれるパラメータであることに注意しよう． \mathbf{y} は (3.1) 式を通じて潜在変数 \mathbf{h} の情報を与えてくれるので、潜在変数 \mathbf{h} の値が未知の場合には、 (μ, ϕ, σ^2) の分布を導出するのに \mathbf{y} と (3.1) 式が必要となるが、 \mathbf{h} の値が与えられると、 \mathbf{y} も (3.1) 式も必要なくなり、 \mathbf{h} と (3.2) 式だけを考えればよいことになる．その場合、(3.2) 式は \mathbf{h} を観測値とする単なる AR(1) モデルになるので、 \mathbf{h} を条件に加えた条件付事後分布 (4.2)–(4.4) は解析的に求められる．また、 \mathbf{h} が与えられると、 \mathbf{y} は必要なくなるので、条件付事後分布 (4.2)–(4.4) の条件から \mathbf{y} を削除することができる．

事前分布として、通常、 μ には正規分布、 σ^2 には逆ガンマ分布が用いられる²⁰．

$$\mu \sim \mathcal{N}(\mu_0, \sigma_0^2), \quad \sigma^2 \sim \mathcal{IG}(\nu_0/2, \delta_0/2).$$

ϕ に関しては、ボラティリティが定常であるとの仮定の下、 ϕ の事前分布に $|\phi| < 1$ の範囲で切断された切断正規分布を仮定するか、 $(1 + \phi)/2$ の事前分布にベータ分布を仮定することが多い．ベータ分布に従う確率変数は 0 から 1 までの値しかとれないので、 $(1 + \phi)/2$ がベータ分布に従うと仮定すると、 $0 < (1 + \phi)/2 < 1$ より、 $|\phi| < 1$ が満たされる．

²⁰ σ^2 が逆ガンマ分布に従うというのは、逆数 $1/\sigma^2$ がガンマ分布に従うということである． σ^2 の事前分布に逆ガンマ分布を用いるのは、条件付事後分布もまた逆ガンマ分布に従うという条件付共役性があるためで、必ずしも逆ガンマ分布を用いなければならないというわけではない．このことはここで使用する他の事前分布についても同様であるが、事前分布において設定したパラメータの事後分布に与える影響については精査が必要である．

こうした事前分布の下では, 条件付事後分布 (4.2), (4.4) はそれぞれ次のように計算される²¹.

$$\mu|\phi, \sigma^2, \mathbf{h} \sim \mathcal{N}(\mu_1, \sigma_1^2), \quad (4.5)$$

$$\sigma^2|\mu, \phi, \mathbf{h} \sim \mathcal{IG}(\nu_1/2, \delta_1/2). \quad (4.6)$$

ただし,

$$\begin{aligned} \sigma_1^2 &= \frac{\sigma_0^2 \sigma^2}{\sigma_0^2 \{(T-1)(1-\phi)^2 + 1 - \phi^2\} + \sigma^2}, \\ \mu_1 &= \sigma_1^2 \left\{ \frac{(1-\phi^2)}{\sigma^2} h_1 + \frac{(1-\phi)}{\sigma^2} \sum_{t=1}^{T-1} (h_{t+1} - \phi h_t) + \frac{\mu_0}{\sigma_0^2} \right\}, \\ \nu_1 &= T + \nu_0, \\ \delta_1 &= \delta_0 + (h_1 - \mu)^2 (1 - \phi^2) + \sum_{t=1}^{T-1} \{h_{t+1} - \mu - \phi(h_t - \mu)\}^2. \end{aligned}$$

これらの条件付事後分布からは簡単にサンプリングできる²².

ϕ の条件付事後分布 (4.3) は次のように計算される²³.

$$\begin{aligned} \log f(\phi|\mu, \sigma^2, \mathbf{h}) & \quad (4.7) \\ &= \text{定数} + \log \varphi(\phi) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^{T-1} \{h_{t+1} - \mu - \phi(h_t - \mu)\}^2, \quad -1 < \phi < 1. \end{aligned}$$

ここで, $\pi(\phi)$ を ϕ の事前分布とすると,

$$\log \varphi(\phi) = \log \pi(\phi) - \frac{(h_1 - \mu)^2 (1 - \phi^2)}{2\sigma^2} + \frac{1}{2} \log(1 - \phi^2) \quad (4.8)$$

である. これは特殊な分布であるが, 受容-棄却 (Acceptance-Rejection; AR) アルゴリズムもしくは 2.3 節で説明した MH アルゴリズムを用いることにより, サンプリングすることができる²⁴.

²¹導出については, 和合 (2005) 第 9 章を参照されたい.

²²(4.6) のような逆ガンマ分布からサンプリングするには, ガンマ分布からサンプリングして逆数をとればよい. 正規分布やガンマ分布といったよく知られた分布からのサンプリングについては, Ripley (1987) を参照されたい.

²³導出については, 和合 (2005) 第 9 章を参照されたい.

²⁴詳しくは, 和合 (2005) 第 9 章を参照されたい.

4.2 ボラティリティのサンプリング

SV モデルのパラメータ (μ, ϕ, σ^2) の条件付事後分布は、条件に潜在変数 h を加えると求まり、かつ、そこからサンプリングできる。そこで、ギブス・サンプラーを適用するには、潜在変数 h も、 (μ, ϕ, σ^2) 同様、パラメータとして扱えばよい。ただし、そうすると、 h も条件付事後分布からサンプリングしなければならない。 h は標本の大きさ T だけあるので、このサンプリングを効率的に行わないと、膨大な時間がかかって事実上推定不可能になってしまう。そこで、MCMC を用いた SV モデルのベイズ推定では、 h をいかに効率良くサンプリングするかが重要になる。これまでに提案されている h のサンプリング法には single-move sampler, multi-move sampler, mixture sampler の3つがある。

(1) single-move sampler

SV モデルの MCMC を用いたベイズ推定法を提案した Jacquier, Polson and Rossi (1994) は、各期の潜在変数を、

$$f(h_t | \mu, \phi, \sigma^2, h_1, \dots, h_{t-1}, h_{t+1}, \dots, h_T, \mathbf{y}) \quad (t = 1, \dots, T) \quad (4.9)$$

から1個ずつサンプリングしており、この方法は single-move sampler と呼ばれる。この方法には大きな問題点がある。3 節で述べたように、ボラティリティに対するショックは持続性が高いので、 h は互いに強い相関がある。このように相関の高い変数を別々にサンプリングするとギブス・サンプラーの収束の速度が遅いことが知られている。実際、Shephard and Pitt (1998) は、 ϕ が1に近い場合にこの方法を用いると収束の速度が遅いことをシミュレーションによって示している。

(2) mixture sampler

SV モデルの (3.1) 式は状態変数 h_t の非線形関数であるが、両辺を二乗して対数を取り、 $y_t^* = \log y_t^2$, $\epsilon_t^* = \log \epsilon_t^2$ と定義すると、

$$y_t^* = h_t + \epsilon_t^*$$

となり、状態変数 h_t の線形関数となる。この ϵ_t^* が正規分布であれば線形ガウス状態空間モデルとなり、状態変数の効率的なサンプリングの方法であ

るシミュレーション・スモータ (simulation smoother) を利用することができる (de Jong and Shephard (1995), Durbin and Koopman (2002)). しかし, この変換後の誤差項 ϵ_t^* は互いに独立に対数カイ二乗分布 $\log \chi_1^2$ (χ_1^2 は自由度 1 のカイ二乗分布) に従い, その確率密度関数は

$$f(\epsilon_t^*) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left\{ \frac{\epsilon_t^* - \exp(\epsilon_t^*)}{2} \right\}, \quad \epsilon_t^* \in R,$$

となる. Kim, Shephard and Chib (1998) はこの対数カイ二乗分布を混合正規分布を用いて

$$g(\epsilon_t^*) = \sum_{j=1}^K p_j f_N(\epsilon_t^* | m_j, v_j^2), \quad \epsilon_t^* \in R, \quad (4.10)$$

(ただし $f_N(\epsilon_t^* | m_j, v_j^2)$ は平均 m_j , 分散 v_j^2 の正規分布の確率密度関数を表す) のように近似した²⁵. さらに潜在変数 s_t を K 個の正規分布から 1 つの正規分布を選択する確率変数として導入することで, s_t の条件付の下でモデルが線形ガウス状態空間モデルになることを利用して, 効率的なサンプリング方法を提案した.

Kim, Shephard and Chib (1998) では $K = 7$ として p_j, m_j, v_j^2 の値を求めたが, 近似密度がモードの周辺で真の密度とやや乖離していた. しかし Kim, Shephard and Chib (1998) の方法を非対称性のある確率的ボラティリティモデルに拡張した Omori *et al.* (2007) では表 9-2 のように $K = 10$ としてさらに近似精度を高めている.

潜在変数 s_t を用いて混合正規分布にしたがう確率密度関数を表現すると, $\Pr(s_t = i) \times f_N(\epsilon_t^* | m_i, v_i^2)$ となるので, s_t の条件付事後分布は

$$\pi(s_t = i | h, \mu, \theta, \mathbf{y}^*) \propto \Pr(s_t = i) v_i^{-1} \exp \left\{ -\frac{(y_t^* - h_t - m_i)^2}{2v_i^2} \right\},$$

$$i = 1, 2, \dots, K,$$

(ただし $\mathbf{y}^* = (y_1^*, \dots, y_T^*)'$) となる. したがって s_t のサンプリングはこの離散分布から行うことができる.

一方, s_t を所与とすればモデルは線形ガウス状態空間モデル

$$\begin{aligned} y_t^* &= m_{s_t} + h_t + u_t, & u_t &\sim \mathcal{N}(0, v_{s_t}^2), \\ h_{t+1} &= \mu + \phi(h_t - \mu) + \eta_t, & \eta_t &\sim \mathcal{N}(0, \sigma^2), \end{aligned}$$

²⁵ 近似の方法については Kim, Shephard and Chib (1998) を参照されたい.

となるので, $\mu, \phi, \sigma^2, \mathbf{s} = (s_1, \dots, s_T)$ を所与として $\mathbf{h} = (h_1, \dots, h_T)$ の事後分布から同時にサンプリングすることができる. ここでは de Jong and Shephard (1995) によるシミュレーション・スムーザを用いたサンプリングの方法について説明する (ただし h_t が多次元の場合には Durbin and Koopman (2002) を用いるとよい).

(1) 以下のカルマンフィルタを行い, $\{e_t, D_t, J_t, L_t\}_{t=1}^T$ を保存する.

(a) $a_1 = \mu, P_1 = \sigma^2/(1 - \phi^2)$ とする.

(b) $t = 1, 2, \dots, T - 1$ のとき

$$a_{t+1} = (1 - \phi)\mu + \phi a_t + K_t e_t, \quad P_{t+1} = \phi P_t L_t + \sigma^2, \quad (4.11)$$

を計算する. ただし

$$\begin{aligned} e_t &= y_t^* - m_{s_t} - a_t, \quad D_t = P_t + v_{s_t}^2, \quad K_t = \phi P_t / D_t, \\ L_t &= \phi - K_t, \quad J_t = (0, \sigma) - K_t(v_{s_t}, 0). \end{aligned}$$

(2) 以下のシミュレーション・スムーザを行い, $\{\xi_t\}_{t=0}^{T-1}$ を保存する.

(a) $r_T = 0$ と $U_T = 0$ として, $t = T, T - 1, \dots, 1$ の順に

$$\begin{aligned} C_t &= \sigma^2 - \sigma^4 U_t, \quad \kappa_t \sim \mathcal{N}(0, C_t), \quad V_t = \sigma^2 U_t L_t, \\ r_{t-1} &= D_t^{-1} e_t + L_t r_t - V_t C_t^{-1} \kappa_t, \\ U_{t-1} &= D_t^{-1} + U_t L_t^2 + C_t^{-1} V_t^2, \end{aligned}$$

を逐次的に計算して行き, $\{\kappa_t\}_{t=1}^T, \{r_t\}_{t=0}^T$ を求める.

(b) さらに κ_0 を

$$C_0 = \frac{\sigma^2}{1 - \phi^2} - \frac{\sigma^4}{(1 - \phi^2)^2} U_0, \quad \kappa_0 \sim \mathcal{N}(0, C_0),$$

と求める.

(c) (a), (b) で得られた $\{\kappa_t\}_{t=0}^{T-1}, \{r_t\}_{t=0}^{T-1}$ より

$$\begin{aligned} \xi_t &= \sigma^2 r_t + \kappa_t, \quad t = 1, \dots, T - 1, \\ \xi_0 &= \frac{\sigma^2}{1 - \phi^2} r_0 + \kappa_0, \end{aligned}$$

を求める. このとき $\boldsymbol{\xi} = (\xi_0, \xi_1, \dots, \xi_{T-1})$ は $\boldsymbol{\eta} = (\eta_0, \eta_1, \dots, \eta_{T-1})$ の事後分布からの確率標本となる.

(3) ξ を用いて $\mathbf{h} = (h_1, \dots, h_T)$ の事後分布からの確率標本を

$$\begin{aligned} h_{t+1} &= (1 - \phi)\mu + \phi h_t + \xi_t, \quad t = 1, \dots, T-1, \\ h_1 &= \mu + \xi_0, \end{aligned}$$

とすればよい.

(ϕ, σ^2, μ) のサンプリングについてはすでに説明した通りであるが, 混合正規分布による近似を行った場合には, $(\phi, \sigma^2, \mathbf{s}, \mathbf{y}^*)$ を所与として (\mathbf{h}, μ) を積分した尤度を求めることができる. この尤度と事前確率密度から MH アルゴリズムで (1) $\phi, \sigma^2 \sim \pi(\phi, \sigma^2 | \mathbf{y}^*, \mathbf{s})$ (2) $\mu \sim \pi(\mu | \phi, \sigma^2, \mathbf{y}^*, \mathbf{s})$ の順に発生することにより, さらに効率的なサンプリングを行うこともできる. このサンプリング方法は de Jong (1991) の拡大カルマン・フィルタ (augmented Kalman filter) を用いた integration sampler と呼ばれる.

また実際に株式の収益率 y_t (単位はパーセント) を用いて $y_t^* = \log y_t^2$ を計算する際には, $y_t \approx 0$ の時に y_t^* の値が不安定になることから, Kim, Shephard and Chib (1998) では $y_t^* = \log(y_t^2 + c)$, $c = 0.001$ として計算している. c のとり方が結果に与える影響には精査が必要であり, c をさらに小さくするためには混合正規分布による近似も改善することが必要となる. Omori *et al.* (2007) では近似を改善したため, シミュレーションデータによる結果では $c = 0.0001$ としても影響はほとんどないことを確認している.

(3) multi-move sampler

(4.10) 式のような変換を行わず, (3.1), (3.2) 式を使って, 条件付事後分布 $f(\mathbf{h} | \mu, \phi, \sigma^2, \mathbf{y})$ から潜在変数 \mathbf{h} を一度にサンプリングするのは, 特に T が大きい場合には難しい. そこで, \mathbf{h} を一度にサンプリングするのではなく, いくつかのブロックに分けて, 1つのブロックを一度にサンプリングするという方法を考えよう. 例えば, (h_t, \dots, h_{t+k}) が1つのブロックだとすると, それらを,

$$f(h_t, \dots, h_{t+k} | \mu, \phi, \sigma^2, h_{t-1}, h_{t+k+1}, y_t, \dots, y_{t+k}) \quad (4.12)$$

から一度にサンプリングするということである²⁶. しかし, (h_t, \dots, h_{t+k}) には互いに相関があるので, (4.12) からのサンプリングも容易ではない. そこ

²⁶ ここで, $(h_1, \dots, h_{t-2}), (h_{t+k+2}, \dots, h_T), (y_1, \dots, y_{t-1}), (y_{t+k+1}, \dots, y_T)$ は条件から削除されていることに注意されたい. (3.2) 式より, h_t は1期前の値にのみ依存するので, h_{t-1} と h_{t+k+1} が与えられると, (h_t, \dots, h_{t+k}) の分布を導出するのに, (h_1, \dots, h_{t-2}) と (h_{t+k+2}, \dots, h_T) は必要ない. また, $(y_1, \dots, y_{t-1}), (y_{t+k+1}, \dots, y_T)$ がもたらすのは (h_1, \dots, h_{t-1}) と (h_{t+k+1}, \dots, h_T) の情報だけなので, それらも必要ない.

で, Shephard and Pitt (1997) は, 潜在変数 (h_t, \dots, h_{t+k}) ではなく, (3.2) 式の誤差項 $(\eta_{t-1}, \dots, \eta_{t+k-1})$ を,

$$f(\eta_{t-1}, \dots, \eta_{t+k-1} | \mu, \phi, \sigma^2, h_{t-1}, h_{t+k+1}, y_t, \dots, y_{t+k}) \quad (4.13)$$

からサンプリングするという方法を提案している. (μ, ϕ, σ^2) と h_{t-1} の値が与えられた下で, $(\eta_{t-1}, \dots, \eta_{t+k-1})$ がサンプリングされると, (3.2) 式から, (h_t, \dots, h_{t+k}) を逐次的に計算できる. この方法は, multi-move sampler もしくは block sampler と呼ばれる.

条件付分布 (4.13) からサンプリングする方法として, Shephard and Pitt (1997) は, Tierney (1994) の提案した Acceptance-Rejection Metropolis-Hastings (ARMH) アルゴリズムを用いている²⁷. このアルゴリズムは, $\mathbf{x} = (\eta_{t-1}, \dots, \eta_{t+k-1})'$ として, 2.3 節で説明した MH アルゴリズムの候補 $\mathbf{x}^{(\text{proposal})}$ を AR アルゴリズムを用いてサンプリングするという方法である. そうすることで, MH アルゴリズムの提案密度関数が正しい密度関数 $f(\mathbf{x})$ をよりうまく近似するようになるので, MH アルゴリズムの受容確率が高まる. まず, 提案密度関数 $g(\mathbf{x})$ と正の定数 c を選択し, 適当な初期値 \mathbf{x}_0 からスタートして, 以下のアルゴリズムを実行すれば, $f(\mathbf{x})$ から N 個の値 $(\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_N)$ をサンプリングできる.

ARMH アルゴリズム:

- [1] $n = 1$ とする.
- [2] 提案密度関数 $g(\mathbf{x})$ からサンプリングを行い, 得られた値 \mathbf{x} を使って受容確率 p を次のように計算する.

$$p = \min \left[\frac{f(\mathbf{x})}{cg(\mathbf{x})}, 1 \right].$$

- [3] [2] で得られた値 \mathbf{x} を確率 p で受容し, 確率 $1 - p$ で棄却する. 受容された場合には, $\mathbf{x}^{(\text{proposal})} = \mathbf{x}$ とおき, [4] に進む. 棄却された場合には [2] へ戻る.
- [4] 受容確率 q を以下のように計算する.

$$(a) \ f(\mathbf{x}_{n-1}) < cg(\mathbf{x}_{n-1}) \text{ ならば, } q = 1,$$

²⁷ ARMH アルゴリズムについて詳しくは, Chib and Greenberg (1995) を参照されたい.

(b) $f(\mathbf{x}_{n-1}) \geq cg(\mathbf{x}_{n-1})$ かつ $f(\mathbf{x}^{(\text{proposal})}) < cg(\mathbf{x}^{(\text{proposal})})$ ならば,

$$q = \frac{cg(\mathbf{x}_{n-1})}{f(\mathbf{x}_{n-1})},$$

(c) $f(\mathbf{x}_{n-1}) \geq cg(\mathbf{x}_{n-1})$ かつ $f(\mathbf{x}^{(\text{proposal})}) \geq cg(\mathbf{x}^{(\text{proposal})})$ ならば,

$$q = \min \left[\frac{f(\mathbf{x}^{(\text{proposal})})g(\mathbf{x}_{n-1})}{f(\mathbf{x}_{n-1})g(\mathbf{x}^{(\text{proposal})})}, 1 \right].$$

[5] $\mathbf{x}^{(\text{proposal})}$ を確率 q で受容し, 確率 $1 - q$ で棄却する. 受容された場合には, $\mathbf{x}_n = \mathbf{x}^{(\text{proposal})}$ とする. 棄却された場合には, $\mathbf{x}_n = \mathbf{x}_{n-1}$ とする.

[6] $n < N$ であれば, $n = n + 1$ として [2] に戻る. $n = N$ であれば, 終了.

条件付分布 (4.13) から $(\eta_{t-1}, \dots, \eta_{t+k-1})$ をサンプリングするためには, $\mathbf{x} = (\eta_{t-1}, \dots, \eta_{t+k-1})$, (4.13) を $f(\mathbf{x})$ として, 上記 ARMH アルゴリズムを実行すればよい. その際, 提案密度関数 $g(\mathbf{x})$ と定数 c を選択しなければならないが, 効率的にサンプリングを行うためには, $g(\mathbf{x})$ および定数 c を受容確率 p, q がモード周辺でできるだけ 1 に近くなるように選ぶのが望ましい. そのため, Shephard and Pitt (1997) は, $g(\mathbf{x})$ を条件付事後分布 (4.13) をうまく近似するような $k + 1$ 変量正規分布として選んでいる. 以下, 彼らの $g(\mathbf{x})$ の選択およびサンプリングの方法について説明しよう.

まず, $t + k < T$ の場合を考えよう. この場合, 条件付事後分布 (4.13) の対数は次のように表せる²⁸.

$$\begin{aligned} & \log f(\eta_{t-1}, \dots, \eta_{t+k-1} | \mu, \phi, \sigma^2, h_{t-1}, h_{t+k+1}, y_t, \dots, y_{t+k}) \quad (4.14) \\ &= \text{定数} + \sum_{s=t}^{t+k} \log f(y_s | h_s) + \log f(h_{t+k+1} | \mu, \phi, \sigma^2, h_{t+k}) \\ & \quad + \sum_{s=t-1}^{t+k-1} \log f(\eta_s | \sigma^2) \\ &= \text{定数} - \sum_{s=t}^{t+k} \left\{ \frac{h_s}{2} + \frac{y_s^2}{2} \exp(-h_s) \right\} \\ & \quad - \frac{1}{2\sigma^2} \{h_{t+k+1} - \mu - \phi(h_{t+k} - \mu)\}^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{s=t-1}^{t+k-1} \eta_s^2. \end{aligned}$$

²⁸導出については, 和合 (2005) 第 9 章を参照されたい.

Shephard and Pitt (1997) は,

$$l(h_s) = -\frac{h_s}{2} - \frac{y_s^2}{2} \exp(-h_s) \quad (4.15)$$

を \hat{h}_s の回りで2次までテーラー展開することにより (4.14) 式を以下のように近似したものを $\log(cg(\eta_{t-1}, \dots, \eta_{t+k-1}))$ としている.

$$\begin{aligned} & \log f(\eta_{t-1}, \dots, \eta_{t+k-1} | \mu, \phi, \sigma^2, h_{t-1}, h_{t+k+1}, y_t, \dots, y_{t+k}) \quad (4.16) \\ & \approx \text{定数} + \sum_{s=t}^{t+k} \left\{ l(\hat{h}_s) + (h_s - \hat{h}_s) l'(\hat{h}_s) + \frac{1}{2} (h_s - \hat{h}_s)^2 l''(\hat{h}_s) \right\} \\ & \quad - \frac{1}{2\sigma^2} \{ h_{t+k+1} - \mu - \phi(h_{t+k} - \mu) \}^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{s=t-1}^{t+k-1} \eta_s^2 \\ & = \text{定数} - \sum_{s=t}^{t+k-1} \frac{1}{2v_s} (\hat{y}_s - h_s)^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{s=t-1}^{t+k-1} \eta_s^2 \\ & = \log(cg(\eta_{t-1}, \dots, \eta_{t+k-1})). \end{aligned}$$

ここで, v_s, \hat{y}_s は以下のように定義される. $s = t, \dots, t+k-1$ であれば,

$$v_s = -\frac{1}{l''(\hat{h}_s)}, \quad (4.17)$$

$$\hat{y}_s = \hat{h}_s + v_s l'(\hat{h}_s), \quad (4.18)$$

$s = t+k < T$ であれば,

$$v_s = \frac{\sigma^2}{\phi^2 - \sigma^2 l''(\hat{h}_s)}, \quad (4.19)$$

$$\hat{y}_s = \hat{h}_s + v_s \left[l'(\hat{h}_s) + \frac{\phi}{\sigma^2} \{ h_{t+k+1} - \mu - \phi(\hat{h}_s - \mu) \} \right]. \quad (4.20)$$

ただし,

$$l'(\hat{h}_s) = \frac{1}{2} \{ y_s^2 \exp(-\hat{h}_s) - 1 \}, \quad (4.21)$$

$$l''(\hat{h}_s) = -\frac{y_s^2}{2} \exp(-\hat{h}_s), \quad (4.22)$$

である.

次に, $t + K = T$ の場合, すなわち, 最後のブロックを考えよう. その場合, 条件に h_{t+k+1} は含まれないので, (4.14) 式の対数は次のように表される.

$$\begin{aligned} & \log f(\eta_{t-1}, \dots, \eta_{t+k-1} | \mu, \phi, \sigma^2, h_{t-1}, y_t, \dots, y_{t+k}) \\ &= \text{定数} - \sum_{s=t}^{t+k} \left\{ \frac{h_s}{2} + \frac{y_s^2}{2} \exp(-h_s) \right\} - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{s=t-1}^{t+k-1} \eta_s^2. \end{aligned} \quad (4.23)$$

そこで, この場合には, $s = t, \dots, t + k$ すべてで, v_s, \hat{y}_s は (4.17), (4.18) 式で定義される.

以上をまとめると, v_s, \hat{y}_s は, $s = t, \dots, t + k - 1$ あるいは $s = t + k = T$ であれば (4.17), (4.18) 式, $s = t + k < T$ であれば (4.19), (4.20) 式で定義される. ここで, このようにして定義される \hat{y}_s を観測値, h_s を状態変数とする線形ガウス状態空間モデル

$$\hat{y}_s = h_s + \xi_s, \quad \xi_s \sim i.i.d. \mathcal{N}(0, v_s), \quad (4.24)$$

$$h_{s+1} = \mu + \phi(h_s - \mu) + \eta_s, \quad \eta_s \sim i.i.d. \mathcal{N}(0, \sigma^2), \quad (4.25)$$

を考えよう²⁹. 提案密度関数 $g(\eta_{t-1}, \dots, \eta_{t+k-1})$ はこの線形ガウス状態空間モデルにおける条件付事後分布

$$f(\eta_{t-1}, \dots, \eta_{t+k-1} | \mu, \phi, \sigma^2, h_{t-1}, h_{t+k+1}, y_t, \dots, y_{t+k}) \quad (4.26)$$

であり³⁰, そこからサンプリングするためには, 4.2 節 (2) で説明したシミュレーション・スムーザを使えばよい.

テーラー展開を行う点 $(\hat{h}_t, \dots, \hat{h}_{t+k})$ は, (4.14) 式のモードとするのが望ましい. そうすれば, モードの周辺で,

$$f(\eta_{t-1}, \dots, \eta_{t+k-1} | \mu, \phi, \sigma^2, h_{t-1}, h_{t+k+1}, y_t, \dots, y_{t+k}) \approx c g(\eta_{t-1}, \dots, \eta_{t+k-1})$$

となり, ARMH アルゴリズムの受容確率 p, q がいずれもモードの周辺で 1 に近くなる. そのためには, $(\hat{h}_t, \dots, \hat{h}_{t+k})$ を次のように選べばよい.

²⁹観測方程式 (4.24) の分散 v_s は (4.17) または (4.19) 式で定義されるが, (4.17), (4.19) 式の分母の $l''(\hat{h}_s)$ は (4.22) 式より非正なので, v_s は非負である. ただし, (4.22) 式より, $y_s = 0$ の場合には, $l''(\hat{h}_s) = 0$ なので, (4.17) 式より, $v_s = \infty$ となってしまう. そこで, 0 または 0 に近い値を含んでいるようなデータの場合には, (4.17) 式の分母および (4.16) の $l''(\hat{h}_s)$ を, c を 0 に近い負の定数 (例えば, -0.00001) として, $\min[l''(\hat{h}_s), c]$ に置き換えればよい.

³⁰(4.24), (4.25) 式から成る線形ガウス状態空間モデルの下で, 条件付事後分布 (4.26) を, (4.14) 式と同様に展開すれば, (4.16) が得られる.

$(\hat{h}_t, \dots, \hat{h}_{t+k})$ に適当な初期値を選ぶと, (4.18), (4.20) 式より $(\hat{g}_t, \dots, \hat{g}_{t+k})$ が計算できる. そこで, それを使って, (4.24), (4.25) 式から成る線形ガウス状態空間モデルに対してカルマン・フィルタとスムーザを実行すると, $E(h_{t+i}|\mu, \phi, \sigma^2, h_{t-1}, h_{t+k+1}, y_t, \dots, y_{t+k})$ ($i = 0, \dots, k$) が求まる. それを (4.18), (4.20) 式の $(\hat{h}_t, \dots, \hat{h}_{t+k})$ に代入すると新たな $(\hat{g}_t, \dots, \hat{g}_{t+k})$ が求まる. 今度は, それを使い, (4.24), (4.25) 式から成る線形状態空間モデルにおいて再びカルマン・フィルタとスムーザを実行すると, 新たな $E(h_{t+i}|\mu, \phi, \sigma^2, h_{t-1}, h_{t+k+1}, y_t, \dots, y_{t+k})$ ($i = 0, \dots, k$) が求まる. これを数回繰り返すと, モードに近い $(\hat{h}_t, \dots, \hat{h}_{t+k})$ が得られるので, そこでテイラー展開を行えばよい.

このアルゴリズムでは, $(\eta_1, \dots, \eta_{T-1})$ をいくつかのブロックに分割する必要がある. $k_0 = 0, k_{K+1} = T$ として, $K + 1$ 個のブロック $(\eta_{k_{i-1}+1}, \dots, \eta_{k_i})$ ($i = 1, \dots, K + 1$) に分割するものとしよう. Shephard and Pitt (1997) は, (k_1, \dots, k_K) をランダムに選んでいる. 具体的には, U_i を $[0, 1]$ の一様分布からサンプリングし,

$$k_i = \text{int}[T \times \{(i + U_i)/(K + 2)\}], \quad i = 1, \dots, K$$

としている. ここで, $\text{int}[x]$ は, x に最も近い整数値を表している. このように, ブロックをランダムに選ぶと, n 回目のサンプリングにおいて高い確率で棄却されるブロックがあったとしても, $n + 1$ 回目のサンプリングでは, 異なるブロックが選ばれるので, 同じブロックで棄却が続いてサンプリングに時間がかかることを防げる.

以上が multi-move sampler と呼ばれるアルゴリズムであるが, それを提案した Shephard and Pitt (1997) は, (4.14) 式の

$$\log f(h_{t+k+1}|\mu, \phi, \sigma^2, h_{t+k}) = -\frac{1}{2\sigma^2}\{h_{t+k+1} - \mu - \phi(h_{t+k} - \mu)\}^2$$

の項を無視している. その結果, v_s, \hat{g}_s を, $s = t + K < T$ の場合にも, (4.17), (4.18) 式で定義している. Watanabe and Omori (2004) ではこの点を修正している. また Omori and Watanabe (2008) では multi-move sampler を非対称性のあるモデルに拡張している.

5 SV モデルの発展

MCMC を用いたベイズ推定法はモデルを拡張しても適用可能なので, 最近では SV モデルも, ARCH 型モデル同様, さまざまな形で拡張が行われる

ようになってきている. 本節では, そうした SV モデルの発展として非対称 SV モデルとその推定法について解説する³¹.

5.1 非対称 SV モデル

株式市場では, 株価が上がった日の翌日より下がった日の翌日の方がボラティリティが高まる傾向があることが知られている (Black 1976)³². この現象は非対称性 (asymmetry) あるいはレバレッジ効果 (leverage effect) と呼ばれており, これをモデルに取り込むことは株式収益率のリスクを評価する際にも重要である. SV モデルでこうしたボラティリティ変動の非対称性を捉えるためには, 以下のように誤差項 ϵ_t と η_t の間に相関を導入すればよい.

$$y_t = \epsilon_t \exp(h_t/2), \quad t = 1, \dots, T, \quad (5.1)$$

$$h_{t+1} = \mu + \phi(h_t - \mu) + \eta_t, \quad t = 1, \dots, T-1, \quad (5.2)$$

$$h_1 \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2/(1 - \phi^2)),$$

$$\begin{pmatrix} \epsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix} \sim i.i.d. \mathcal{N}(0, \Sigma), \quad \text{ただし} \quad \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho\sigma \\ \rho\sigma & \sigma^2 \end{pmatrix}. \quad (5.3)$$

ここで, もし $\rho < 0$ であれば, 株式市場で観測されるボラティリティ変動の非対称性と整合的であり, $\rho = 0$ であれば, 通常の非対称性の無い SV モデルになる.

5.2 mixture sampler

以下では Omori *et al.* (2007) の 2 次元混合正規分布による近似を用いて mixture sampler について説明する. (5.1)–(5.2) 式のモデルでは, 観測方程式 (5.1) がボラティリティを表現する潜在変数 h_t の非線形関数になっているが, Kim, Shephard and Chib (1998) のように両辺を二乗して対数をとれば線形関数となり推定が容易になる. ただし, 被説明変数 y_t の正負に関する

³¹ その他の拡張については, 渡部 (2000, 2005) を参照されたい.

³² なぜそのような非対称性が生じるのかを分析しているものに, Christie (1982), Wu (2001) がある.

符号情報は二乗することにより失われてしまうので、次のように変数の変換を考えることにする.

$$d_t = I(\epsilon_t \geq 0) - I(\epsilon_t < 0), \quad (5.4)$$

$$y_t^* = \log y_t^2 = h_t + \varepsilon_t^*, \quad \varepsilon_t^* = \log \epsilon_t^2. \quad (5.5)$$

この2変数 (d_t, y_t^*) を用いれば、元の説明変数 y_t を

$$y_t = d_t \exp(y_t^*/2)$$

と復元することができる. この変数変換を行うことにより y_t^* は h_t に関して線形となり (5.5) 式と (5.2) 式は線形状態空間モデルとなる. すでに述べたように ϵ_t^* の分布は $K = 10$ 個の混合正規分布により近似することができるが, ϵ_t^* を所与とした η_t の条件付分布は

$$\eta_t | d_t, \epsilon_t^* \sim N(d_t \rho \sigma \exp(\epsilon_t^*/2), \sigma^2(1 - \rho^2)) \quad (5.6)$$

となり d_t に依存し、かつ期待値が ϵ_t^* の非線形関数になっている³³. そこで、 d_t を所与として以下のように2変量混合正規分布による近似を考える.

$$\begin{aligned} g(\epsilon_t^*, \eta_t | d_t) &= \sum_{j=1}^K [p_j f_N(\epsilon_t^* | m_j, v_j^2) \\ &\quad \times f_N[\eta_t | d_t \rho \sigma \exp(m_j/2) \{a_j + b_j(\epsilon_t^* - m_j)\}, \sigma^2(1 - \rho^2)]] . \end{aligned} \quad (5.7)$$

表9-2では、 $\exp(\epsilon_t^*/2)$ を線形近似する際の平均二乗誤差を小さくするように求めた (a_j, b_j) の値が与えられている. この近似の精度は高く、 $\rho = -0.9$ においても真の確率密度関数とのずれは非常に小さい. この \mathbf{d} の条件付2変量混合正規分布を用いて線形ガウス状態空間モデルを構成しサンプリングの効率性を大幅に改善することができる.

このとき MCMC によるサンプリングは、以下のように $\mathbf{s} = (s_1, \dots, s_T)$ と $\{\boldsymbol{\theta} = (\phi, \sigma^2, \rho), \mu, \mathbf{h}\}$ の2つのブロックに分けて行う. $\mathbf{y}^* = \{y_t^*\}_{t=1}^T$, $\mathbf{d} = \{d_t\}_{t=1}^T$, 事前確率密度関数を $\pi(\boldsymbol{\theta}), \pi(\mu)$ とおく. 特に μ の事前分布には $\mu \sim \mathcal{N}(\mu_0, \sigma_{\mu_0}^2)$ を仮定する.

Step 1. $\mathbf{s} | \boldsymbol{\theta}, \mu, \mathbf{h}, \mathbf{y}^*, \mathbf{d}$ を発生する.

³³非対称性を考慮しない ($\rho = 0$) ときには η_t の条件付分布は y_t の符号 d_t に依存しない. またこのとき d_t は y_t^* とは独立になるので、パラメータの推定には y_t^* だけを考えればよい.

表 9-2: $(p_j, m_j, v_j^2, a_j, b_j)$ の選択 (Omori *et al.* 2007)

j	p_j	m_j	v_j^2	a_j	b_j
1	0.00609	1.92677	0.11265	1.01418	0.50710
2	0.04775	1.34744	0.17788	1.02248	0.51124
3	0.13057	0.73504	0.26768	1.03403	0.51701
4	0.20674	0.02266	0.40611	1.05207	0.52604
5	0.22715	-0.85173	0.62699	1.08153	0.54076
6	0.18842	-1.97278	0.98583	1.13114	0.56557
7	0.12047	-3.46788	1.57469	1.21754	0.60877
8	0.05591	-5.55246	2.54498	1.37454	0.68728
9	0.01575	-8.68384	4.16591	1.68327	0.84163
10	0.00115	-14.65000	7.33342	2.50097	1.25049

Step 2. $(\boldsymbol{\theta}, \mu, \boldsymbol{h}) | \boldsymbol{s}, \boldsymbol{y}^*, \boldsymbol{d}$ を以下のように発生する.

- (a) $\boldsymbol{\theta} | \boldsymbol{s}, \boldsymbol{y}^*, \boldsymbol{d}$ を発生する.
- (b) $\mu | \boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{s}, \boldsymbol{y}^*, \boldsymbol{d}$ を発生する.
- (c) $\boldsymbol{h} | \mu, \boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{s}, \boldsymbol{y}^*, \boldsymbol{d}$ を発生する.

詳細なサンプリングの方法と近似の修正方法については Omori *et al.* (2007) を参照されたい.

5.3 モンテカルロ・フィルタによる周辺尤度の計算

周辺尤度の推定は周辺尤度の恒等式を用いて行う. 事前密度関数は既知の確率密度関数にパラメータの事後平均を代入して求めることができ, また事後確率密度関数は Chib and Jeliazkov (2001) によって計算すればよい. 一方, 尤度関数については以下のように補助粒子フィルタ (auxiliary particle filter) と呼ばれるモンテカルロ・フィルタを用いて計算すればよい³⁴.

まず, $\mu_{t+1} = \mu + \phi(h_t - \mu) + \rho\sigma \exp(-h_t/2)y_t$ と定義して, 観測方程式と

³⁴補助粒子フィルタについては Pitt and Shephard (1999) を, 逐次モンテカルロ法については Doucet, de Freitas and Gordon (2001) を参照されたい.

状態方程式の確率密度関数を

$$f(y_t|h_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{1}{2}h_t - \frac{1}{2}y_t^2 \exp(-h_t) \right\}, \quad (5.8)$$

$$f(h_{t+1}|y_t, h_t, \mu, \boldsymbol{\theta}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi(1-\rho^2)}\sigma} \exp \left\{ -\frac{(h_{t+1} - \mu_{t+1})^2}{2(1-\rho^2)\sigma^2} \right\}, \quad (5.9)$$

とおく．次に粒子フィルタの計算で，候補となる粒子を発生させる重点関数として

$$\begin{aligned} g(h_{t+1}, h_t^i | \mathbf{y}_{t+1}, \mu, \boldsymbol{\theta}) &\propto f(y_{t+1}|\mu_{t+1}^i) f(h_{t+1}|y_t, h_t^i, \mu, \boldsymbol{\theta}) \hat{f}(h_t^i | \mathbf{y}_t, \mu, \boldsymbol{\theta}) \\ &\propto f(h_{t+1}|y_t, h_t^i, \mu, \boldsymbol{\theta}) g(h_t^i | \mathbf{y}_{t+1}, \mu, \boldsymbol{\theta}) \end{aligned} \quad (5.10)$$

をとる．ただし

$$\begin{aligned} g(h_t^i | \mathbf{y}_{t+1}, \mu, \boldsymbol{\theta}) &= \frac{f(y_{t+1}|\mu_{t+1}^i) \hat{f}(h_t^i | \mathbf{y}_t, \mu, \boldsymbol{\theta})}{\sum_{j=1}^I f(y_{t+1}|\mu_{t+1}^j) \hat{f}(h_t^j | \mathbf{y}_t, \mu, \boldsymbol{\theta})}, \\ f(y_{t+1}|\mu_{t+1}^i) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{1}{2}\mu_{t+1}^i - \frac{1}{2}y_{t+1}^2 \exp(-\mu_{t+1}^i) \right\}, \\ \mu_{t+1}^i &= \mu + \phi(h_t^i - \mu) + \rho\sigma \exp(-h_t^i/2)y_t, \\ \mathbf{y}_t &= (y_1, \dots, y_t), \end{aligned}$$

である．このとき以下の手順で補助粒子フィルタを行い，尤度を求めることができる．

(1) $t = 1$ のとき $h_1^i \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2/(1-\phi^2))$, $i = 1, 2, \dots, I$ を発生させる．

(a) $w_i = f(y_1|h_1^i)$ と $W_i = F(y_1|h_1^i)$, (ただし F は h_t を所与としたときの y_t の分布関数) を計算し，

$$\bar{w}_1 = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I w_i, \quad \bar{W}_1 = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I W_i.$$

を保存する．

(b) $\hat{f}(h_1^i | y_1, \mu, \boldsymbol{\theta}) = \pi_1^i = w_i / \sum_{j=1}^I w_j$, $i = 1, 2, \dots, I$ とする．

(2) (5.10) 式の重点関数 $g(h_{t+1}, h_t | \mathbf{y}_{t+1}, \mu, \boldsymbol{\theta})$ を用いて (h_t^i, h_{t+1}^i) を発生させる ($i = 1, \dots, I$.)

(a)

$$\begin{aligned}
 w_i &= \frac{f(y_{t+1}|h_{t+1}^i)f(h_{t+1}^i|y_t, h_t^i, \mu, \boldsymbol{\theta})\hat{f}(h_t^i|\mathbf{y}_t, \mu, \boldsymbol{\theta})}{g(h_{t+1}^i, h_t^i|\mathbf{y}_{t+1}, \mu, \boldsymbol{\theta})} \\
 &= \frac{f(y_{t+1}|h_{t+1}^i)\hat{f}(h_t^i|\mathbf{y}_t, \mu, \boldsymbol{\theta})}{g(h_t^i|\mathbf{y}_{t+1}, \mu, \boldsymbol{\theta})}, \\
 W_i &= \frac{F(y_{t+1}|h_{t+1}^i)\hat{f}(h_t^i|\mathbf{y}_t, \mu, \boldsymbol{\theta})}{g(h_t^i|\mathbf{y}_{t+1}, \mu, \boldsymbol{\theta})}, \quad i = 1, \dots, I,
 \end{aligned}$$

を計算し,

$$\bar{w}_t = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I w_i, \quad \bar{W}_t = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I W_i. \quad (5.11)$$

を保存する.

(b) $\hat{f}(h_{t+1}^i|\mathbf{y}_{t+1}, \mu, \boldsymbol{\theta}) = \pi_{t+1}^i = w_i / \sum_{j=1}^I w_j$, $i = 1, 2, \dots, I$ とする.

(3) t を 1 増やして (2) に戻る.

$I \rightarrow \infty$ のとき, \bar{w}_{t+1} , \bar{W}_{t+1} はそれぞれ予測確率密度関数, 予測分布関数に確率収束し

$$\bar{w}_{t+1} \xrightarrow{p} f(y_{t+1}|\mathbf{y}_t, \mu, \boldsymbol{\theta}), \quad \bar{W}_{t+1} \xrightarrow{p} F(y_{t+1}|\mathbf{y}_t, \mu, \boldsymbol{\theta})$$

となることが示せるので, 対数尤度関数の推定量 $\sum_{t=1}^T \log \bar{w}_t$ も

$$\sum_{t=1}^T \log \bar{w}_t \xrightarrow{p} \sum_{t=1}^T \log f(y_t|\mathbf{y}_{t-1}, \mu, \boldsymbol{\theta}),$$

である. またモデルが正しいときには $2|\bar{W}_t - 1/2|$ が近似的に, 互いに独立に一様分布にしたがうので, これをモデルの特定化の診断に使うこともできる (例えば Kim, Shephard and Chib (1998) を参照).

6 株式収益率のデータへの応用

この節では SV モデルを実際の株式収益率に応用した例を紹介する. データは TOPIX (東証株価指数, Tokyo Stock Price Index) の日次収益率 y_t で, 終値 p_t の対数階差に 100 を乗じて $y_t = 100 \times (\log p_t - \log p_{t-1})$ と計算したものである. 使用した期間は 1998 年 1 月 5 日から 2002 年 12 月 30 日までの

表 9-3: TOPIX 収益率の要約統計量 (Omori *et al.* 2007)

TOPIX (1998/1/5 - 2002/12/30)

観測個数	平均	標準偏差	最大値	最小値	正值の個数	負値の個数
1,232	-0.0255	1.2839	5.3749	-5.6819	602	630

1,232 営業日の日次収益率で、要約統計量は表 9-3 にまとめられている。これらのデータを使って非対称性のある SV モデルを mixture sampler によって推定した³⁵。パラメータの事前分布は

$$\begin{aligned}\mu &\sim \mathcal{N}(0, 1), \quad \frac{\phi + 1}{2} \sim \text{Beta}(20, 1.5), \\ \sigma^2 &\sim \text{IG}\left(\frac{5}{2}, \frac{0.05}{2}\right), \quad \rho \sim U(-1, 1),\end{aligned}$$

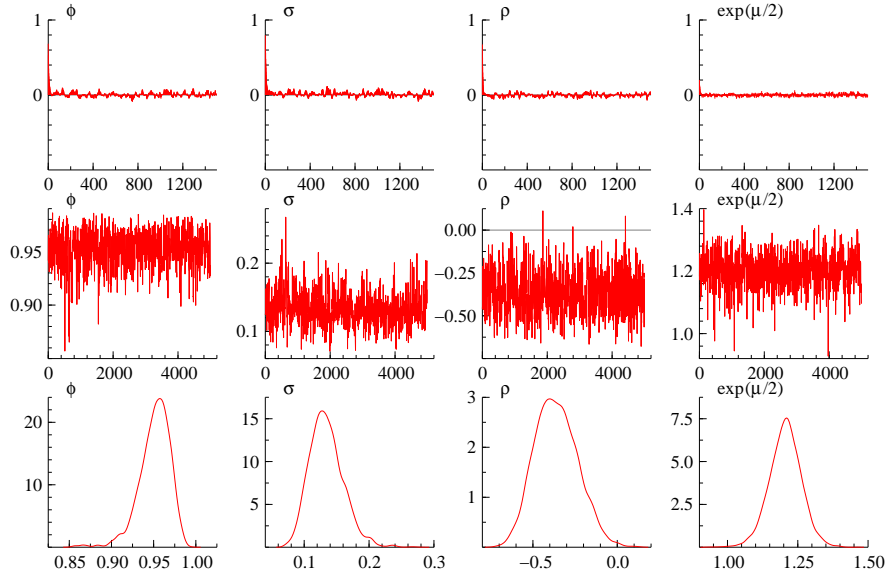
とした。ただし $\text{Beta}(a, b)$ は (a, b) を母数とするベータ分布、 $\text{IG}(a, b)$ は (a, b) を母数とする逆ガンマ分布、 $U(-1, 1)$ は区間 $(-1, 1)$ 上の一様分布を表す。 ϕ と σ^2 の事前分布は Kim, Shephard and Chib (1998) と同様である。稼動検査期間 (burn-in period) として最初の 500 個を棄てて後、5,000 個のパラメータベクトルを発生させた。図 9-1 は標本自己相関関数、標本経路、事後確率密度関数である。標本自己相関関数はいずれのパラメータについても急速に減衰していて定常分布への収束が早く、また標本経路も状態空間を万遍なく十分に訪れていることがわかる。

表 6 は推定された事後平均、事後標準偏差、95%信用区間、非効率性因子、相関行列である³⁶。非効率性因子の値はどれも非常に小さく 10 前後であり、single move を用いた計算例では 100 ~ 2000 (Omori *et al.* 2007) であるのとは対照的にサンプリングの高い効率性を示している。 ρ の事後平均は -0.36 と負値であり、非対称性・レバレッジ効果の存在を示唆している。 ρ の 95%信用区間も $[-0.59, -0.11]$ であり、 ρ が負である事後確率は 0.95 よりも大きい。また事後分布の相関係数が ϕ と σ で大きいので、これらのパラメータを同時にサンプリングする integration sampler が有効に機能していることがわかる。表 6 は w_j を用いて重みづけすることにより真の事後分

³⁵mixture sampler では、(4.10) 式の y_t^* を $y_t^* = \log(y_t^2 + 0.0001)$ と計算している。

³⁶非効率性因子を計算する際にはバンド幅を 100 として計算している。100 より大きいラグでは自己相関関数がほぼ 0 となるため、バンド幅をこれ以上大きくしても計算結果は変わらない。

図 9-1: TOPIX の収益率を用いた推定結果. ($\phi, \sigma, \rho, \beta = \exp(\mu/2)$)



標本自己相関関数 (上段), 標本経路 (中段), 事後確率密度関数 (下段).

布の平均を推定し直した結果であるが, 予想していたように結果はほとんど変わらない.

最後に非対称性・レバレッジ効果のあるモデルを含めたいいくつかのモデルについて周辺尤度を計算して比較をう. 推定したモデルは, (1) 分布の裾の厚いモデル (2) 重ね合わせモデル (superposition model) であり, (1) は現実のデータにおける分布の裾の厚さを反映したモデルであり, (2) は連続時間モデルに近いモデルとして知られている (例えば Barndorff-Nielsen and Shephard (2001), Chernov *et al.* (2003)).

(1) 分布の裾の厚いモデル

$$y_t = \exp(h_t/2)\lambda_t^{-1/2}\varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d. \mathcal{N}(0, 1), \quad (6.12)$$

$$h_{t+1} = \mu + \phi(h_t - \mu) + \eta_t, \quad \eta_t \sim i.i.d. \mathcal{N}(0, \sigma^2). \quad (6.13)$$

ここで λ_t は互いに独立にガンマ分布 $\mathcal{G}(\nu/2, \nu/2)$ にしたがうとする. このとき $\epsilon_t = \lambda_t^{-1/2}\varepsilon_t$ は自由度 ν の t 分布にしたがう裾の厚い分布となる. ν の事前分布は $\mathcal{G}(16, 0.8)$ とし, 平均 20, 分散 25 とした.

表 9-4: TOPIX データを用いた推定結果

パラメータ	平均	標準偏差	95%信用区間	非効率性因子
ϕ	0.9511	0.0185	[0.908, 0.980]	9.3
σ	0.1343	0.0262	[0.091, 0.193]	13.0
ρ	-0.3617	0.1265	[-0.593, -0.107]	6.8
β	1.2056	0.0573	[1.089, 1.318]	2.7

パラメータ	相関係数			
ϕ	1	-.66	-.30	-.06
σ		1	.19	-.08
ρ			1	.13
β				1

表 9-5: 重みづけ後に得られた事後分布の平均と標準偏差

パラメータ	重みづけ後	
	平均	標準偏差
ϕ	0.9512	0.0185
σ	0.1341	0.0264
ρ	-0.3578	0.1257
β	1.2052	0.0571

(2) 重ね合わせモデル (superposition model)

$$y_t = \exp(h_t/2)\epsilon_t,$$

$$h_t = \alpha_{1,t} + \alpha_{2,t}.$$

ただし, $\alpha_t = (\alpha_{1,t}, \alpha_{2,t})'$ は

$$\alpha_{t+1} = \begin{pmatrix} \mu \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \phi_1 & 0 \\ 0 & \phi_2 \end{pmatrix} \left(\alpha_t - \begin{pmatrix} \mu \\ 0 \end{pmatrix} \right) + \eta_t$$

に従い,

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix} \sim i.i.d. \mathcal{N}(\mathbf{0}, \Sigma), \quad \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho_1 \sigma_1 & \rho_2 \sigma_2 \\ \rho_1 \sigma_1 & \sigma_1^2 & 0 \\ \rho_2 \sigma_2 & 0 & \sigma_2^2 \end{pmatrix}$$

とする. $\phi_1, \mu, \sigma_1^2, \rho_1$ の事前分布はこれまで同様に $(\phi_1+1)/2 \sim \text{Beta}(20, 1.5)$, $\mu \sim \mathcal{N}(0, 1)$, $\sigma_1^2 \sim \mathcal{IG}(5/2, 0.05/2)$, $\rho_1 \sim U(-1, 1)$ とした. ϕ_2 に

については $\phi_2 < \phi_1$ という制約のもとで切断される事前分布 $(\phi_2 + 1)/2 \sim \text{Beta}(10, 10)$ を, ρ_2 については $0 < \rho_1^2 + \rho_2^2 < 1$ という制約のもとで切断される $(\rho_2 + 1)/2 \sim \text{Beta}(10, 10)$ をそれぞれ仮定した. また σ_2^2 については $\sigma_2^2 \sim \text{IG}(5/2, 0.05/2)$. とした.

以上のモデルを組み合わせて以下の 5 つのモデルを推定し, 周辺尤度による比較を行った.

Model 1 (SV) : 非対称性のない SV モデル.

Model 2 (SV-t) : 非対称性のない SV モデルで, ϵ_t に t 分布を仮定.

Model 3 (ASV) : 非対称性のある SV モデル.

Model 4 (ASV-t) : 非対称性のある SV モデルで, ϵ_t に t 分布を仮定.

Model 5 (SP) : 重ね合わせモデル.

表 9-6 は 5 つのモデルの周辺尤度, 表 9-7 はベイズ・ファクターである. 周辺尤度が最も高いのは Model 4 (ASV-t) であるが, Model 3 (ASV) や Model 5 (SP) の 3 つのモデルはベイズ・ファクターからはほとんど違いは無く, ほぼ同等なモデルであるといえる. 一方 Model 1 (SV) と Model 2 (SV-t) の, Model 3, 4, 5 に対するベイズ・ファクターの値は -0.5 より小さい. したがってこのデータでは非対称性を考慮したモデルのあてはまりが優れているが, その他の点では特に違いはないという結果となった.

表 9-6: 周辺尤度

	SV	SV-t	ASV	ASV-t	SP
周辺尤度	-2038.95	-2038.21	-2036.71	-2036.59	-2036.65
(標準誤差)	(0.16)	(0.28)	(0.10)	(0.14)	

Nakajima and Omori (2009) では, 観測方程式にジャンプの項を含めたモデルやジャンプに相関のあるモデルなどさまざまなモデルを 1970 年 1 月 1 日から 2003 年 12 月 31 日までの日次の S&P500 のデータと, 1992 年 1 月 6 日から 2004 年 12 月 30 日までの日次の TOPIX のデータを用いて周辺尤度による比較を行っている. いずれの場合においても, 非対称性のある SV モデルと (非対称性のある) 重ね合わせ SV モデルがほぼ同様にあてはまりがよいということが報告されている.

表 9-7: ベイズ・ファクター
(列のモデルに対する行のモデルのベイズ・ファクターの常用対数)

	SV-t	ASV	ASV-t	SP
SV	-0.32	-0.97	-1.02	-1.00
SV-t		-0.65	-0.70	-0.68
ASV			-0.05	-0.03
ASV-t				0.03

7 今後の課題

本章でサーベイしたように, SV モデルは, 近年, 推定法の開発が進み, それに伴って, モデルの拡張が行われるようになってきた. ところが, ARCH 型モデルと比べると, 実際のデータへの応用はまだそれほど多いとは言えない. 特に, 実際のデータを用いて SV モデルやそれを発展させたモデルと ARCH 型モデルとを比較するという試みはこれまであまり行われておらず, 今後の重要な課題と言えよう.

比較の方法としては, まず, SV モデル, ARCH 型モデル共に MCMC を用いてベイズ推定し, 周辺尤度や DIC の値を比較するという方法が考えられる³⁷. ARCH 型モデルの MCMC を用いたベイズ推定法も, Bauwens and Lubrano (1998), Nakatsuma (2000), 三井・渡部 (2003) らによって提案されている. また, ARCH 型モデルは尤度が解析的に評価できるので, SV モデルより簡単に周辺尤度や DIC を計算できる.

金融実務の観点からは, ボラティリティの予測, オプション価格, Value at Risk (VaR) などを用いた比較も重要である. Deb (1997) は, SV モデルからシミュレーションによって人工的に発生させたデータを用いてボラティリティを推定するというモンテカルロ実験を行い, SV モデルを一般化積率法 (GMM) や疑似最尤法 (QML) といった正しい尤度に基づかない簡単な方法で推定するよりも, ARCH 型モデルを最尤推定することによりボラティリティを推定した方がパフォーマンスが良いとの結果を得ている.

最後に, 近年, 精度の高いボラティリティの推定量として注目を集めているものに Realized Volatility (RV) がある. これは, 日中の例えば 5 分ごとのリターンの 2 乗を足し合わせたものである. こうした RV との比較も重要である.

³⁷ そうした比較を行っているものに, Kim, Shephard and Chib (1998) がある.

参考文献

- 伊庭幸人・種村正美・大森裕浩・和合肇・佐藤整尚・高橋明彦 (2005), 『計算統計 II-マルコフ連鎖モンテカルロ法とその周辺-』 東洋経済新報社.
- 大森裕浩 (2001), 「マルコフ連鎖モンテカルロ法の最近の展開」『日本統計学会誌』 **31**, 305-344.
- 小西貞則・越智道義・大森裕浩 (2008), 『計算統計学の方法-ブートストラップ, EM アルゴリズム, MCMC』 朝倉書店.
- 小西貞則・北川源四郎 (2004), 『情報量規準』 朝倉書店.
- 三井秀俊・渡部敏明 (2003), 「ベイズ推定法による GARCH オプション価格付けモデルの分析」『日本統計学会誌』 **33**, 307-324.
- 和合肇編著 (2005), 『ベイズ計量経済分析—マルコフ連鎖モンテカルロ法とその応用』 東洋経済新報社.
- 渡部敏明 (2000), 『ボラティリティ変動モデル』 朝倉書店.
- 渡部敏明 (2005), 「確率的ボラティリティ変動モデル: 分析法とモデルの発展」日本大学経済学部経済科学研究所『紀要』第 35 号, 111-133.
- Bauwens, L. and M. Lubrano (1998), “Bayesian Inference on GARCH Models using the Gibbs Sampler,” *Econometrics Journal*, **1**, c23-c46.
- Black, F. (1976), “Studies of Stock Market Volatility Changes,” *1976 Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*, 177-181.
- Bollerslev, T., R. F. Engle and D. B. Nelson (1994), “ARCH Models,” in *The Handbook of Econometrics*, **4**, eds. R. F. Engle and D. McFadden, pp.2959-3038, Amsterdam: North-Holland.
- Broto, C. and E. Ruiz (2004), “Estimation Methods for Stochastic Volatility Models: A Surveys,” *Journal of Economic Surveys*, **18**, 613-649.
- Chen, M.-H., Q.-M. Shao and J. G. Ibrahim (2000), *Monte Carlo Methods in Bayesian Computation*, New York: Springer.
- Chernov, M., A. R. Gallant, E. Ghysels and G. Tauchen (2003), “Alternative Models of Stock Price Dynamics,” *Journal of Econometrics*, **116**, 225-257.
- Chib, S. (1995), “Marginal Likelihood from the Gibbs Output,” *Journal of the American Statistical Association*, **90**, 1313-1321.

- Chib, S. (2001), "Markov Chain Monte Carlo Methods: Computation and Inference" in *Handbook of Econometrics*, **5**, eds J.J. Heckman and E. Leamer, Amsterdam: North Holland, pp.3569–3649.
- Chib, S. and E. Greenberg (1994), "Bayes Inference for Regression Models with ARMA(p,q) Errors," *Journal of Econometrics*, **64**, 183–206.
- Chib, S. and E. Greenberg (1995), "Understanding the Metropolis-Hastings Algorithm," *American Statistician*, **49**, 327–335.
- Chib, S. and I. Jeliazkov (2001), "Marginal Likelihood from the Metropolis-Hastings Output," *Journal of the American Statistical Association*, **96**, 270–281.
- Chib, S., and I. Jeliazkov (2005), "Accept-Reject Metropolis-Hastings Sampling and Marginal Likelihood Estimation," *Statistica Neerlandica*, **59**, 30–44.
- Christie, A. A. (1982), "The Stochastic Behavior of Common Stock Variances: Value, Leverage, and Interest Rate Effects," *Journal of Financial Economics*, **10**, 407–432.
- Cowles, M. K. and B. P. Carlin (1996), "Markov Chain Monte Carlo Convergence Diagnostics: A Comparative Review," *Journal of the American Statistical Association*, **91**, 883–904.
- Cowles, M. K., G. O. Roberts and J. S. Rosenthal (1999), "Possible Bias Induced by MCMC Convergence Diagnostics," *Journal of Statistical Computation and Simulation*, **64**, 87–104.
- Deb, P. (1997), "Finite Sample Properties of the ARCH Class of Models with Stochastic Volatility," *Economics Letters*, **55**, 27–34.
- de Jong, P. (1991), "The Diffuse Kalman Filter," *Annals of Statistics*, **19**, 1073–1083.
- de Jong, P. and N. Shephard (1995), "The Simulation Smoother for Time Series Models," *Biometrika*, **82**, 339–350.
- Doucet, A., de Freitas, N. and J. Gordon, N. J. (2001), *Sequential Monte Carlo Methods in Practice*, New York: Springer-Verlag.
- Durbin, J. and S. J. Koopman (2002), "A Simple and Efficient Simulation Smoother for State Space Time Series Analysis," *Biometrika*, **89**, 603–616.
- Engle, R. F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, **50**, 987–1007.

- Frühwirth-Schnatter, S. (2004), "Estimating Marginal Likelihoods for Mixture and Markov Switching Models using Bridge Sampling Techniques," *Econometrics Journal*, **7**, 143–167.
- Gelfand, A. E. and A. F. M. Smith (1990), "Sampling-based Approaches to Calculating Marginal Densities," *Journal of the American Statistical Association*, **85**, 398–409.
- Gelman, A. (1996), "Inference and Monitoring Convergence," in *Markov Chain Monte Carlo in Practice*, Ed. W.R. Gilks, S. Richardson and D. J. Spiegelhalter, pp131-143, London: Chapman and Hall.
- Gelman, A., W. R. Gilks and G. O. Roberts (1996), "Efficient Metropolis Jumping Rules," in *Bayesian Statistics*, **5**, Ed. J. M. Bernardo, J. O. Berger, A. P. Dawid and A. F. M. Smith, pp.599-608, Oxford: Oxford University Press.
- Gelman, A. and D. B. Rubin (1992), "Inference from Iterative Simulation Using Multiple Sequences (with discussion)," *Statistical Science*, **7**, 457–511.
- Geman, S. and D. Geman (1984), "Stochastic Relaxation, Gibbs Distributions and the Bayesian Restoration of Images," *Institute of Electrical and Electronics Engineers, Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*, **6**, 721–741.
- Geweke, J. (1992), "Evaluating the Accuracy of Sampling-based Approaches to the Calculation of Posterior Moments," in *Bayesian Statistics*, **4**, Ed. J. M. Bernardo, J. O. Berger, A. P. Dawid and A. F. M. Smith, pp.169–193. Oxford: Oxford University Press.
- Geweke, J. (2004), "Getting It Right: Joint Distribution Tests of Posterior Simulators," *Journal of the American Statistical Association*, **99**, 799–804.
- Ghysels, E., A. C. Harvey and E. Renault (1996), "Stochastic volatility," in *Statistical Methods in Finance*, eds. C.R. Rao and G.S. Maddala, pp.119–191, Amsterdam: North-Holland.
- Han, C. and P. C. Carlin (2001), "Markov Chain Monte Carlo Methods for Computing Bayes Factors: A Comparative Review," *Journal of the American Statistical Association*, **96**, pp. 1122–1132.
- Harvey, A. C., E. Ruiz and N. Shephard (1994), "Multivariate Stochastic Variance Models," *Review of Economic Studies*, **61**, 247–264.
- Hastings, W. K. (1970), "Monte Carlo Sampling Methods Using Markov Chains and Their Applications," *Biometrika*, **57**, 97–109.

- Jacquier, E., N. Polson and P. Rossi (1994), "Bayesian Analysis of Stochastic Volatility Models (with Discussion)," *Journal of Business & Economic Statistics*, **12**, 371–417.
- Jeffreys, H. (1961), *Theory of Probability*, 3rd edition, New York: Oxford University Press.
- Kass, R. E. and A. E. Raftery (1995), "Bayes Factors," *Journal of the American Statistical Association*, **90**, 773–795.
- Kim, S., N. Shephard and S. Chib (1998), "Stochastic Volatility: Likelihood Inference and and Comparison with ARCH models", *Review of Economic Studies*, **65**, 361–393.
- Mengersen, K. L., C. P. Robert and C. Guiheneneuc-Jouyaux (1999), "MCMC Convergence Diagnostics:A Review," J. M. Bernardo, J. M. Berger, A. P. Dawid, and A. F. M. Smith (eds), *Bayesian Statistics*, **6**, 415–440, Oxford: Oxford University Press.
- Metropolis, N., A. W. Rosenbluth, M. N. Rosenbluth, A. H. Teller and E. Teller (1953), "Equations of State Calculations by Fast Computing Machines ", *Journal of Chemical Physics*, **21**, 1087–1091.
- Nakajima, J. and Y. Omori (2009), "Leverage, Heavy-tails and Correlated Jumps in Stochastic Volatility Models," *Computational Statistics & Data Analysis*, **53**, 2335–2353.
- Nakatsuma, T. (2000), "Bayesian Analysis of ARMA-GARCH Models: A Markov Chain Sampling Approach," *Journal of Econometrics*, **95**, 57–69.
- Omori, Y., S. Chib, N. Shephard and J. Nakajima (2007), "Stochastic Volatility with Leverage," *Journal of Econometrics*, **140**, 425–449.
- Omori, Y., and T. Watanabe (2008), "Block Sampler and Posterior Mode Estimation for Asymmetric Stochastic Volatility Models," *Computational Statistics & Data Analysis*, **52**, 2892–2910.
- Pitt, M. K. and N. Shephard (1999), "Filtering via Simulation: Auxiliary Particle Filters," *Journal of the American Statistical Association*, **94**, 590–599.
- Raftery, A. E. (1996), "Hypothesis Testing and Model Selection", in *Markov Chain Monte Carlo in Practice*, W. R. Gilks, S. Richardson and D. J. Spiegelhalter, eds, pp165–187, London: Chapman and Hall.
- Ripley, B. D. (1987), *Stochastic Simulation*, New York: John Wiley and Sons.
- Robert, C. P. and G. Casella (2004), *Monte Carlo Statistical Method*, 2nd ed., New York: Springer.

- Ruiz, E. (1994), “Quasi-maximum Likelihood Estimation of Stochastic Volatility Models,” *Journal of Econometrics*, **63**, 289–306.
- Shephard, N. and M. K. Pitt (1997), “Likelihood Analysis of Non-Gaussian Measurement Time Series,” *Biometrika*, **84**, 653—667.
- So, M. K. P. and W. K. Li (1999), “Bayesian Unit-Root Testing in Stochastic Volatility Models,” *Journal of Buisiness & Economic Statistics*, **17**, 491–496.
- Spiegelhalter, D. J., N. G. Best, B. P. Carlin and A. van der Linde (2002), “Bayesian Measures of Model Complexity and Fit,” *Journal of Royal Statistical Society, Ser. B*, **64**, 583–639.
- Tierney, L. (1994), “Markov Chains for Exploring Posterior Distributions (with Discussion),” *Annals of Statistics*, **22**, 1701–1762.
- Watanabe, T. and Y. Omori (2004), “A Multi-move Sampler for Estimating Non-Gaussian Time Series Models: Comments on Shephard and Pitt (1997),” *Biometrika*, **91**, 246–248.
- Wright, J. H. (1999), “Testing for a Unit Root in the Volatility of Asset Returns,” *Journal of Applied Econometrics*, **14**, 309–318.
- Wu, G. (2001), “The Determinants of Asymmetric Volatility,” *Review of Financial Studies*, **14**, 837–859.

第 10 章 高頻度金融データと統計科学

林 高樹 (慶應義塾大学大学院経営管理研究科 教授)

吉田 朋広 (東京大学大学院数理科学研究科 教授)

日本統計学会 75 周年記念企画「21 世紀の統計科学」投稿論文¹

本稿では, 近年になり盛んに研究が行われている, 金融市場の高頻度データを用いる統計分析について概説する. まず高頻度データについて紹介し (第 1 節), 高頻度データを用いる研究の中から, 特に“実現ボラティリティ(realized volatility)”を取り上げ, 市場ボラティリティの推定方法を巡る問題点を議論する (第 2 節). 次に高頻度データを用いた二変量間の共分散, 相関係数の推定方法を紹介する. 特に, 高頻度データ間の非同期性問題を指摘し, 著者らの提案する解決法 ([33]) を紹介する (第 3 節). さらに, 第 2, 3 節述べる研究分野の理論的背景として, 連続時間確率過程に対する統計的推測理論に関する既存研究に言及し (第 4 節), 今後を展望する (第 5 節).

¹本研究は, 平成 18 年度慶應義塾学事振興資金 (研究代表者: 林高樹), 平成 19 年度日本学術振興会科学研究費補助金 (基盤研究 (C), 課題番号: 19530186, 研究代表者: 林 高樹), 同 (基盤研究 (B), 課題番号: 19340021, 研究代表者: 吉田朋広), 東京大学大学院数理科学研究科 21 世紀 COE プログラム「科学技術への数学新展開拠点」(プロジェクト期間: 平成 15 年度-19 年度, 拠点リーダー: 楠岡成雄東京大学教授) によって部分的にサポートされている. ここに謝意を表する.

1 高頻度データ分析

1.1 高頻度データとは

「高頻度データ」(high-frequency data)とは、サンプリング頻度が極めて高い、あるいは、集約・集計前の個別案件を記録した、件数の非常に大きい各種の(商取引の)データを指す。広義には、POS データ、クレジットカード購入記録データ等も含まれうると考えられるが、今日では、「高頻度データ」と言えばもっぱら金融証券市場取引に関するデータで、特に、一日内の取引を記録したデータを指す。本稿では、金融証券市場取引データに限定して話を進めることにする。そのサンプリング間隔は、1 分、5 分、10 分と言った短時間の等間隔時点における市場情報を記録したものから、全取引(典型的には、非等間隔データ)を記録したものまでである。

高頻度データの最大の特徴は、何と言ってもデータサイズが非常に大きいことである。例えば、チューリッヒに本拠地を置く Olsen and Associates の提供している研究用の為替データを例に挙げると、1986 年から 2003 年までのドル円交換レート(気配値)の「ティックデータ」は、724 万件ある。株式市場のデータになるとその規模は膨大である。ニューヨーク証券取引所(NYSE)の1日の約定件数は400 万から500 万件が上限と言われているが(例えば、2006 年5月2日の約定件数337 万件)、これらの約定データや、約定に先立つクオート(気配値)データは、米国の他の市場のデータと共に、TAQ Database と呼ばれるデータベースに蓄積されている。一方、国内株式の高頻度データは日経 NEEDS の「ティックデータファイル」に収録されている。例えば、彼らの「個別株・5 本気配値」(ヒストリカル)は、テキスト形式で2GB 程度にもなる(注：書籍版原稿執筆時点)。

高頻度データを扱う場合には、通常、分析の前のデータ・クリーニングにかなりの時間を要する。そもそも、高頻度データは“生”データであるがゆえに、(入力ミスやシステムの故障やテストなどに伴う)エラーを含み得ること、(ティック・データの場合に)データ間隔が非均等に並んでいること、(各種のフラグやコードなどが付随するなど)データの種類が多様であること、などのためである([15])。

また、高頻度データ特有の性質も知られている。例えば、1 日24 時間取引される為替データであれば、東京時間、ロンドン時間、ニューヨーク時間と言った主要取引市場の昼間時間の推移に応じた為替の値動きや取引量の変化が見られるし、株式市場であれば、市場の開場(オープン)直後と閉場(クローズ)間近においてボラティリティが高かったり取引量が多い、“U 字型”

と呼ばれる現象が見られる。これらは、一日内規則性 (intraday seasonality) と呼ばれる。さらには、個別取引（やそれに近いもの）を記録したデータであるが故に、データとして記録されるに至った取引“プロセス”を、すなわち、そのデータが採取された市場の取引形態やルールを直接反映したものとなっている。これらは市場のミクロ構造 (microstructure) と呼ばれ、ファイナンス研究の主要テーマの一つになっている。データ分析の目的に応じて、市場のミクロ構造を適切に考慮し、反映させねばならない。この点については第 1.4-1.5 節で述べる。

1.2 代表的な高頻度データ

先に、高頻度データの最も極端なものは個別“取引”の記録である、と述べたが、実はこれは正確な言い方ではない。金融市場では、通常、実際の取引が行われるに先立ち、（潜在的な）取引の相手方に対して売り希望価格 (ask, offer) や買い希望価格 (bid)、ないしはその双方が提示される。したがって、高頻度データには、実際の取引が行われた“約定”の記録と、（必ずしも約定には至らない）売り買いの“気配”（呼値）の記録の二種類が存在する。本章では、特に断らない限り、約定または気配の更新を単に“取引”と呼ぶことにする。いずれにせよ、これら一回更新される毎の値動き（の様子）をティックと呼ぶことから（注：値段の最小単位＝刻み値をティックと呼ぶこともある）、これらを全て記録したデータをティック・バイ・ティック (tick-by-tick) データ、あるいは、単に、ティック・データ、と呼ぶことも多い。“超”をつけて、超高頻度 (ultra high-frequency) データと呼ぶこともある。

ここでは、現在手軽に入手可能な高頻度データの代表的なものを幾つか紹介する。これらのサービスは、ヒストリカル分析のための過去データの DVD などのオフライン媒体による提供と、トレーディングやリスク管理など日々のオペレーションのためのオンラインによる提供の 2 つの形態が取られている（以下、いずれも本章執筆時点）。

- Olsen Research Institute の提供するデータベース (www.olsendata.com):
 - － カバレッジ: 為替レート (86 年より) の他、債券・金利商品中心に数千もの系列をカバー。データソースは、GTIS, Tenfore が中心 (以前は Reuters, Knight Ridder, Telerate 等を利用)。
 - － 種類: 24 時間為替市場 (気配), 上場物取引 (気配, 約定), 指数
 - － データ解像度: ミリ秒単位で収集し, 1 秒単位で提供。

ssh (Secure Shell, 暗号や認証技術を利用した通信プロトコル) を介して, リアルタイムでのデータ取得 (テキスト形式) が可能. 代表者の Olsen とその研究グループは高頻度データの分野が広く認知されるはるか以前, 80 年代半に, ブローカーの協力を得ながら為替データの収集と分析をはじめた. 爾来, 高頻度データの利用方法を紹介し, その普及を図ってきた. その成果は, [15] に収められている. あわせて, 研究用, ビジネス用の高頻度データの提供も行ってきた. 今日の高頻度取引データ利用の普及に果たした役割は大きい.

- ニューヨーク証券取引所 TAQ (Trades and Quotes) データベース
(www.nysedata.com/nysedata)
 - － カバレッジ: 米国の株式市場—ニューヨーク証券取引所 (NYSE), アメリカン証券取引所 (AMEX), NASDAQ 全国市場システム (National Market System, NMS) および小型株銘柄 (SmallCap issues).
 - － 種類: 一日内の約定 (trade) および気配 (quote) の 2 系列
 - － データ解像度: 1 秒単位.

前日のデータは ftp によって取得可能である.

国内では, 日本経済新聞社グループがティックデータを提供している.

- 日経 NEEDS (www.nikkei.co.jp/needs)
 - － カバレッジ: 国内個別株式 (上場, JASDAQ), 株価指数, 株価指数先物・オプション, 転換社債, 債券先物・オプション.
 - － 種類: 約定データ (時刻, 価格, 出来高, 約定種別) の他, 最良気配とそれを含む売り・買い各々 5 本から 8 本の気配や数量も提供. 例えば, 東証 1・2 部データに関しては, 最良気配データは 96 年 3 月からの分, 5 本気配値データは 03 年 10 月からの分がカバーされている.
 - － データ解像度: 分単位. 但し, 大阪証券取引所 (大証)・ヘラクレス銘柄は, 秒単位 (2006 年 2 月 27 日以降).

その他, ロンドン国際金融先物オプション取引所 (LIFEE) も過去データおよびリアルタイムデータを提供している (www.liffe.com/liffeinvestor/else/data/index.htm) .

1.3 高頻度取引データの例

実際に高頻度取引データを見てみよう. ここでは, 日経 NEEDS のティックデータファイル (「個別株・5本気配値」, ヒストリカル) の例を紹介する. 前述のように, 大証のティックデータは, 2006年2月27日以降, 秒単位の取引時間が記録されている. 森電機株 (証券コード 6141) の大証における2006年4月3日の一日内の約定データの最初の10件を見てみよう. データファイルのフィールド数は本来15あるが, ここではその内の8個のみを掲載する. 第1列はデータ日付, 第2列は取引所コード (大証=21), 第3列は銘柄コード, 第4列が取引時刻 (時分), 第5列は上2桁が秒を, 下2桁は同一秒内の取引連番を示す. (よって, 第4・5列によって秒単位の取引時刻を復元することが可能である). 第6列は約定価格, 第7列は「約定種別」 (寄付=1, 直前の買い気配で約定=16, 直前の売り気配で約定=48, 等), 最終列は出来高 (一株単位) を表す. これらに関する詳細な情報は, 日経メディアマーケティング社に問い合わせをされたい.

20060403	21	6141	901	601	2550	1	153900
20060403	21	6141	901	803	2540	16	100
20060403	21	6141	901	806	2540	16	100
20060403	21	6141	901	901	2530	16	300
20060403	21	6141	901	906	2550	48	400
20060403	21	6141	901	1103	2555	48	300
20060403	21	6141	901	1203	2560	48	200
20060403	21	6141	901	1305	2560	48	100
20060403	21	6141	901	1701	2535	16	200
20060403	21	6141	901	2501	2535	16	300

図1は, このデータセットを元に作成した, 一日内の取引価格の推移である. この日の取引件数 (=データ件数) は, 9時の寄り付きから, 3時10分の大引けまで全部で1560件であった. この内, 同一時刻 (秒単位) 内に2回以上記録されている取引の (その2回以上の部分に関する) 総数は一割強 (193件) あった. 一見すると, 標準的ファイナンス理論で仮定される (連続

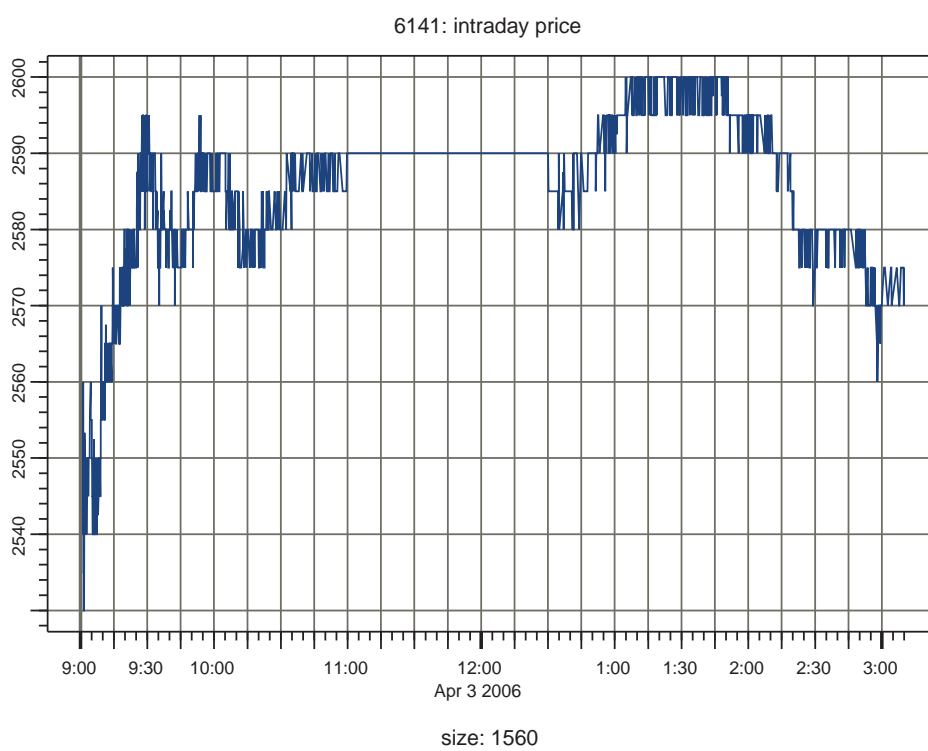


図 1: 森精機株 (6141) の一日内株価推移 (06 年 4 月 3 日)

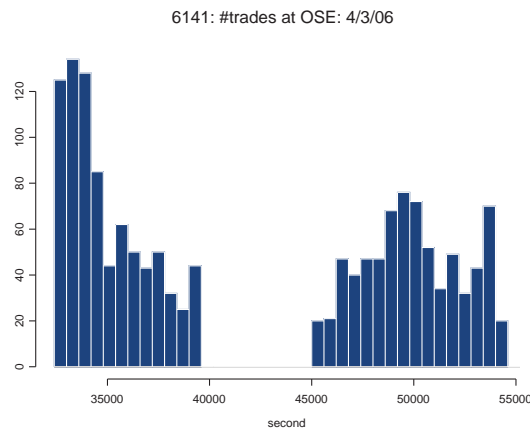


図 2: 森精機株 (6141) の一日内取引頻度の変化 (10 分毎)

時間に連続的に変化する) いわゆる“拡散過程”が当てはまっているように見えるかもしれない。しかし、価格は最小刻み幅 (ティック) –このケースでは 5 円–の整数倍の値しか取りず、微視的に見ればこの拡散過程の仮定は当てはまらない。この離散的な値しか取り得ないという事実を踏まえて、同日の同株式の全取引を、連続する 2 つの取引間の価格変化を伴う (すなわち 1 ティック以上) ケースは 673 件 (43%), 2 ティック以上のケースは 54 件 (3.5 %), 3 ティック以上のケースは 4 件 (0.3%) である。つまり、価格変化を伴わない取引の割合が高く、また、価格変化する場合でも殆どが 1 ティックの動きであったことが分かる。

次に、同株の (単位時間当たりの) 取引件数の一日内の変化を 10 分間隔に区切って表示する (図 2)。なお、横軸は、深夜 0 時を起点に取引時刻を秒で表したものである (昼休み 11 時から 12 時半までは昼休みのため取引のないことに注意)。同図より、市場のオープンとクローズ付近で取引頻度の高い、“U 字型”現象 (より正確には“J”の字を裏返しにしたような形) が見られる。取引頻度の代わりに出来高 (取引株数) で表示しても同様な“U 字型”現象が観察される。

もちろん、以上の結果は、ある単一銘柄のある一日の時系列について紹介したに過ぎない。しかし、実はこれらは、株式の一日内取引データに関して良く知られている一般的な実証的性質でもある (例, [13])。

株式市場の統計分析に当っては、このような一日のオープン直後とクローズ直前の“非定常的な”変動部分を除くために、一定時間部分をデータセット

から除いたり、また、“一日内季節調整 (diurnal adjustment)”によって“非確率的な”一日内規則性を予め除去する作業が行われる ([20])。これらは、分析者の経験に頼るアドホックな操作であり、より合理的な方法論の開発が望まれるところである。

1.4 市場のミクロ構造

先述のように、高頻度データは、各取引を全て記録したデータ、ないしは、サンプリング間隔を極めて短くとして採取したデータであるため、そのデータを生成させるその背後にある取引の仕組み（メカニズム）、つまり、市場形態やルール、取引方式が直接的に反映されると考えられる。すなわち、分析に際しては、対象がどのような市場であってどのような市場参加者が存在しているかや、注文が出されてから取引が成立する（さらに、データとして記録される）までの一連の流れ（取引プロセス、と呼ぶことにする）を正しく理解しておくことが望ましいし、また、目的によってはそれらの理解が不可欠な要素となる。

市場は、取引メカニズム（清算価格の発見プロセス）の違いから、気配駆動型 (quote-driven) と注文駆動型 (order-driven) に大きく分けられる。気配駆動型市場とは、取引機会を提供するマーケット・メーカーを介して取引を行うもので、ロンドン証券取引所、NASDAQ、外国為替市場などはその例である。一方、注文駆動型市場は、マーケット・メーカーは存在せず、市場参加者が指値注文により“板”（注文控え）を形成、板に対して成行注文が入り、取引が成立（約定）するもので、東証、大証などの例がある。ニューヨーク証券取引所 (NYSE) はハイブリッド型である ([44])。

また、注文を処理する方式として、連続方式とコール方式とがある。前者は、逐次発生する売買注文を継続的に個別にマッチングさせる方式、後者は、注文を一定時刻に一括処理する方式である。例えば、注文駆動型市場である東証では、売買立会の始めの約定値段（始値）や売買立会終了時における約定値段（終値）、あるいは売買が中断された場合の中断後の最初の約定値段はコール方式（板寄せ方式）によって決められ、それ以外の、売買立会時間中は連続方式（ザラ場方式）によって取引が成立させられる (www.tse.or.jp/glossary)。

金融経済学では、“取引の仕組み（メカニズム）が価格形成のプロセスに与える影響を分析する研究” ([44]) が 1970 代に始まり 1980 年代以降活発になされており、それらの成果は総称して**市場のミクロ構造理論**(market mi-

crostructure theory) と呼ばれている。² 市場のミクロ構造理論の参考書としては、例えば、[44], [70] を参照せよ。

1.5 高頻度データを用いる研究

このように、市場のミクロ構造は、個々の取引の履歴である高頻度データに直接的な影響を与えている。当然ながら、高頻度データを用いた分析や研究を行うに際しては、その目的に応じて、市場のミクロ構造を適切に考慮することが肝要となる。ここでは、(一般的に認められている分類ではないが) 説明上の便宜のため、高頻度データ用いる研究分野を3つのグループに分けて紹介しよう。市場のミクロ構造にどこまで興味があるか、構造をどこまでモデルに反映させるかという観点から、その程度の強いものから弱いものへと順に述べる。

まずは、市場のミクロ構造理論の検証、実証分析のために高頻度データを用いるグループである。このグループは、理論をベースに“構造モデル”を構築し、その検証可能な理論的特性を導くことによって、高頻度データを用いて実際にその理論の妥当性を検証する。市場のミクロ構造に関する理論研究は高頻度データが入手可能となるはるか以前より行われていたが、90年代に入り、高頻度データが安価にかつ広範囲に入手可能になるに従い、また、情報技術の発展や規制緩和に伴って市場の仕組みや取引形態が変貌する中で、大きく発展している。なかでも、市場参加者の有する情報の非対称がどのように取引プロセス（の結果としての市場価格）に影響を及ぼすかを分析する研究は、主要な研究テーマの一つである。その代表的な理論的枠組である“逐次取引モデル (sequential trade model)”に関しては、[44] を、実証分析については例えば、[18] を参照されたい。³ 高頻度データによる実証研究の成果を紹介したサーベイ論文（97年時点）としては、例えば [25] を参照のこと。また、ごく最近（本稿執筆時）、[28] によってこの分野の主な実証モデルを紹介する教科書が出版された。

次に紹介するグループは、取引プロセスの現象面、つまり取引データの時系列構造に焦点を当てるものである。ここでは、価格形成のプロセスという“ブラックボックス”に光を当てることはせずに、“統計的な”モデリングがな

²邦訳では“マーケット・マイクロストラクチャー”と原語 (“market microstructure”) をそのままカタカナ表記されることも多いが、本稿では、スペース節約の観点から、“市場のミクロ構造”と書くことにする。

³なお、情報の非対称性の下での市場価格の調整過程の定式化には、ベイズ学習 (Bayesian learning) の考え方が用いられる。

される。つまり、データと整合的な時系列モデルを構築することによって、より現象を上手く記述し、（近い将来の現象—取引の時間、価格、その方向性、買い注文・売り注文の別などを）より精度良く予測することを目的とする。

このグループの中心的なテーマは、取引時刻・取引間隔に焦点をあてた分析である。これは、ノーベル経済学賞受賞者である Engle らが中心となって行われている研究分野である。ティックデータの顕著な特徴は、データの記録された時点、すなわち取引の行われた時点が規則的に並んでいないことである。このようなランダムに記録された取引時刻や取引間隔に分析の焦点を置く場合には、離散時間の確率過程を用いるのではなく、取引を連続時間の中で起こる点過程と見なすアプローチ、特に、各取引を（ランダムな）取引時刻と、取引価格や取引量などの時刻に付随する特性量との組から成る変数と考えると包括的なモデリングを行う、いわゆるマーク付き点過程（marked point process）によるアプローチは自然である。金融計量経済学の分野で、高頻度データの分析に対するマーク付き点過程の重要性を最初に説いたのは Engle による、96 年にイスタンブールで開催された第 51 回 Econometric Society Meeting における講演であるとされている ([19])。周知の通り、点過程を用いたモデリング・分析は統計学において—特に生存分析や地震学を中心に—広く行われて来ているものの、高頻度データの分析に際しては、市場データに特有な動的な時間依存構造を組み込んだモデリングが必要である。取引時刻に対する点過程モデリングには、大きく二つのアプローチ、取引間隔に関するモデリングと取引強度 (intensity) (= 単位時間当たり取引頻度) に関するモデリングが行われる。前者のタイプでは、取引間隔の系列に時系列構造を仮定する自己回帰条件付デュレーション (Autoregressive Conditional Duration, ACD) モデル ([20]) が、後者のタイプでは、強度関数に時系列構造構造を仮定する自己回帰条件付強度 (Autoregressive Conditional Intensity, ACI) モデル ([50]) が代表的な例である。また、取引時刻に付随するマーク（価格やその方向、収益率など）に対する時系列モデリングに関しても様々なアプローチが提案されている（例、[24], [51]）。

最後に紹介するグループは、観測数が多いゆえに高頻度データを用いるというグループであり、市場のミクロ構造自体には基本的に関心を持たない。代表的テーマは、市場のリスク構造の分析—特に、収益率の分散共分散構造の推定である。高頻度データを使うと言えども、ここで分析対象としているリスク構造とは、瞬間的なものではなく、一定期間（特に、一日）の累積値である。いうまでもなく、市場の分散共分散構造の推定は、金融機関にとって、リスク管理に文字通り不可欠な要素である。特に、高頻度データを用いた分

散共分散の推定においては, “実現ボラティリティ(realized volatility)” と呼ばれる統計量による推定がその標準的な方法である. 高頻度を用いれば, 観測数が多いため理論上は良い精度で推定できるはずである. 市場のミクロ構造は, 分析の対象ではない. 無視されるか, 推定の邪魔となるノイズ源としての扱いである. 最近の研究から, 全く無視するのは適切ではなく, 市場のミクロ構造の影響を表現するノイズ項をモデルに組み込んでの分析の必要性が指摘されている. この実現ボラティリティの研究も始まって未だ 10 年にも満たないが, 飛躍的に発展している分野である.

ところで, 以上述べた分類とは別の観点として, 一日内の証券価格の変動の予測は, 研究者, 実務家ともに重要なテーマである. 予測の期間 (ホライズン) としては, その日の終値 (価格水準やその方向性—上げ下げ) から, 5 分後, 10 分後と言った短期間, さらに極端なケースでは, 次の取引 (上げか下げか—売りか買いか) までと様々であり, 市場のミクロ構造の反映の仕方もケースバイケースである. (例えば, [29], [52] を参照).

本稿の後半では, 3 番目のグループについてより詳しく紹介する. 本章の第 2 節では, 実現ボラティリティについて述べる. 第 3 節では, 多変量のケース, すなわち, ティックデータを用いる場合の “実現共分散 (realized covariance)” の問題点と解決方法について紹介する.

本節の最後に, 関連分野について紹介する. 市場のミクロ構造や高頻度データを扱う周辺分野として, 物理学者が中心となっていく経済物理学 (econophysics) と人工知能・計算機シミュレーションの研究者が中心となっていく人工市場 (artificial markets) がある (前者の入門書としては, [69] を, 後者の入門書としては, [68] を参照). これらの分野は, 本稿で紹介している高頻度データに関する統計学, 計量経済学の研究とは殆ど独立に研究が進められているようである. 相互の交流も必要であろう.

2 実現ボラティリティによる市場ボラティリティの推定

2.1 実現ボラティリティとは

証券価格の変動性 (ボラティリティ) を高頻度データを使って推定したいとする. 以下では, 時点 t におけるある証券の価格 S_t の対数値を $X_t = \log S_t$ で表す. 計測期間を一日 $T = 1$ とする. 価格の対数をとることにより, 例え

ば, 時点 s から t への ($s < t$) 対数価格の変化幅 $\log S_t - \log S_s = \log (S_t/S_s)$ は, 証券 S の s から t までの累積収益率 (連続複利ベース) を表すことができ, 便利である.

いま, X のモデルとして次のような確率過程を考える.

$$dX_t = \mu_t dt + \sigma_t dW_t, \quad 0 \leq t \leq T. \quad (2.1)$$

これは, “拡散過程” と呼ばれるクラスの一つである. ここで, W_t は, ブラウン運動, μ_t は, ドリフト係数, σ_t は, 拡散係数である. 拡散係数は未知の量であり, これが推定対象であるとする. 一般論では, この σ_t がランダムなケースを扱うが, 本稿では, 簡便のため, 非確率的 (すなわち, 確定的な) で有界な, 時間の関数であるとする. μ_t は, 未知でも既知でも良く, ランダムであってもなくても構わないが, 一定の正則条件を満たす必要がある.

この時, m 個の時点 $0 = t_0 < t_1 < \dots < t_m = T$ において, 証券 S の対数価格 X_t が観測されるとする. すなわち, 高頻度データ $\{X_{t_i}, i = 0, \dots, m\}$ が得られたとする. すると, 次の統計量

$$RV_{(m)} = \sum_{i=1}^m (X_{t_i} - X_{t_{i-1}})^2 \quad (2.2)$$

は, 観測頻度 m が増大し最大観測区間幅 $\Delta_{(m)} = \max_{1 \leq i \leq m} |t_i - t_{i-1}|$ がゼロに収束するに従い, 拡散係数の 2 乗を時点 0 から T まで積分した値, すなわち “累積分散 (integrated variance)”

$$V = \int_0^T \sigma_t^2 dt$$

に確率収束することが知られている (例えば, [37]). V は未知な量であったので, 統計学の言葉を用いれば, 統計量 $RV_{(m)}$ は累積分散 V の一致推定量である, ということである. ファイナンスの世界, いまの我々の文脈では, V は, 証券 S の日次ボラティリティ (またはボラティリティの 2 乗, つまり分散) に他ならない. つまり, 証券の日次ボラティリティを推定するには, 証券の日次データを長期間にわたって収集して推定するのではなく, 一日分の高頻度データを集めて $RV_{(m)}$ を計算すれば, (しかも, m が大きいほど, つまり高頻度データであればあるほど), より精度良く推定出来ることを意味している.

$RV_{(m)}$ や関連する統計量に関する統計理論は, 80 年代より整備され, 一致性や漸近正規性等の基本性質はその頃すでに導かれていた (例えば, [16], [22]). これらの文献に関しては, 第 4 節においてさらに詳しく紹介する.

この、 $RV_{(m)}$ の V への収束という、確率統計学でよく知られていた事実が、90 年代後半に入ると、高頻度データを用いた株式や為替レートの日次ボラティリティの推定に対して、時系列研究者を中心に応用され始めた ([3], [14])。高頻度データの入手可能な時代以前においては、ボラティリティはランダムな観測できない（潜在的な）変量であり、ARCH/GARCH モデルがその代表例であるように、（日次）収益率系列を用いながら（日次）ボラティリティを精度良く推定（条件付期待値として）することは、金融時系列の研究において中心的なテーマの一つであった。高頻度データ時代の到来は、それまで観測不能であった、日々変動するランダムな変量であるボラティリティを、（精度よく）観測できるようになったことを意味し、金融時系列研究の新しい時代の幕開けを意味していた。統計量 $RV_{(m)}$ は、高頻度データ利用時の理論的な信頼性（一致性）に加え、計算が容易であり、かつ、（GARCH などと異なり）拡散係数に更なるモデルを入れずに（“ノンパラメトリックに”） V を推定できることから、今日広く普及している。統計量 $RV_{(m)}$ は**実現ボラティリティ**（realized volatility）と呼ばれている。⁴⁵

実際の $RV_{(m)}$ の計算にあつたては、非均等間隔に並んだティックデータをそのまま用いるのではなく、5 分間隔、30 分間隔と言った等間隔幅 $h = t_i - t_{i-1} = T/m$ のグリッド（格子）点を取り、各グリッド点において、直前に起こった取引値により補間をする“直近ティック補間（previous-tick interpolation）”か、そのグリッドをはさむ両側（直前・直後）の取引値の線形補間（linear interpolation）をするかが行われる。最近の研究では、前者の補間方法の方が望ましいことが明らかにされてきている（例、[27]）。全データ（ティックデータ）を用いずに、加工データ（等間隔に並べたもの）を用いるのは、市場のミクロ構造に起因する汚染の影響を軽減させるためである。この点についてはさらに第 2.2 節で述べる。

⁴⁴時間と共に変動するランダムなボラティリティの実現値、という意味であろう。邦訳では“リアライズド・ボラティリティ”と原語（“realized volatility”）がカタカナ表記されることもある。本稿では、スペース節約の観点から“実現ボラティリティ”と書くことにする。“実現共分散（realized covariance）,” “実現相関（realized correlation）”についても同様である。但し、口頭では、日本の研究者の間でも原語（“realized volatility”）が定着している。なお、“realized volatility”を“realized variance”と呼ぶ研究者もいる。

⁴⁵因みに、後のノーベル賞経済学賞受賞者である、金融経済学・金融工学の巨人 Robert Merton は、1980 年に、市場のリスクプレミアム計測の必要性から、市場ボラティリティの推定方法として、今日の実現ボラティリティに相当する統計量を使って実証分析を行った ([40])。高頻度データの入手を前提とした方法論の構築が現実的ではない当時、彼は、月次、週次、日次と計測幅が短くなるに従い、推定精度の上がることを指摘、さらに、日次データを使って統計量を計算する際に、流動性の低い銘柄は、終値として記録された最終取引が実際に行われた時刻と閉場時刻との間に大きなギャップがあり得るという点に留意して、この取引の“非取引効果（non-trading effect）”によるバイアスを修正する方法も併せて考えた。

この分野では, Andersen, Bollerslev, Diebold らのグループ ([4], [5]) や Barndorff-Nielsen, Shephard らのグループ ([7], [8]) を中心に, 数多くの研究者が活発な研究活動をしている.

ここで, 一致性以外の統計的性質についても紹介しよう.

不偏性

モデル (2.1) がドリフト項を持たない ($\mu_t = 0$) 時, 実現ボラティリティ $RV_{(m)}$ は不偏性を持つ. すなわち,

$$E [RV_{(m)}] = V.$$

漸近正規性

グリッド数 $m \rightarrow \infty$ に伴い, $RV_{(m)}$ は次のような漸近正規性を持つ,

$$RV_{(m)} \sim N \left(V, \frac{2}{m} \int_0^T \sigma_t^4 dt \right).$$

m が十分大きい時 (すなわち観測区間幅 h が十分に小さい時), ドリフト項からの影響は無視することができ, いま拡散係数 σ_t が確定的なので, 価格変化の増分 $(X_{t_i} - X_{t_{i-1}})$ が, 近似的に, 独立な正規確率変数となることが分かる. よって, (ブラウン運動の自己相似性と) 中心極限定理により, 上記漸近正規性が成立することは直感的に理解されよう. 一般論では, 拡散係数 σ_t がランダムな場合について扱われる (漸近混合正規性が結論される). これは統計学では既に知られていた結果である (例えば, [36]) が, 上で紹介した [7] は, 高頻度データの文脈で再議論した. 上の漸近正規性を実際の統計的推論に用いるためには, $RV_{(m)}$ の V に対する推定誤差 ($\times \sqrt{m}$) の漸近分散 $2 \int_0^T \sigma_t^4 dt$ を良く近似する統計量を見つけなければならない. 同論文の中で, この漸近分散を“クオーティシティ (quarticity)”と呼び, この値 (当然ながら未知) を推定するための一致統計量

$$RQ_{(m)} = \frac{m}{3} \sum_{i=1}^m (X_{t_i} - X_{t_{i-1}})^4$$

を提案した. すなわち, この“実現 4 乗量 (realized quarticity)”を真の漸近分散に置き換えても, $RV_{(m)}$ の誤差の漸近分布としてやはり正規分布が得られる.

一方、サンプル間隔が非均等間隔の場合の漸近（混合）正規性に関しては、[43] で議論されている。時系列が 2 変量以上の多変量のケースに関しては、例えば [8] にて扱われている。これに関しては次節で述べる。

Andersen らのグループは、この方法論（多変量ケースを含む）を使って、実証分析を行った。[4] では、為替データ（円/\$, DM/\$, Olsen and Associates のデータ, 86 年 12 月 1 日-96 年 11 月 30 日までの 3,653 日, 5 分間隔＋線形補間, 1 系列のサイズ $288 \times 3,653 = 1,052,064$ ）に対して、[5] では、株式データ（ダウ工業株 30 種平均 (Dow Jones Industrial Average) 構成銘柄, TAQ データ, 93 年 1 月 2 日-98 年 5 月 29 日まで 1,366 営業日, 5 分間隔＋直近ティック補間, 1 系列のサイズ $79 \times 1,366 = 107,914$ ）に対して、各々の市場のボラティリティや相関係数の推定を行った。そして、計測された日次の実現ボラティリティや実現相関（3.1 参照）の時系列構造を分析し、長期記憶性 (long memory) などの性質を報告した。

2.2 市場のマイクロ構造による汚染

上の [4] や [5] もそうであったが、実際上は、実現ボラティリティ $RV_{(m)}$ を計算するにあたり、ティックデータをそのまま用いるのではなく、5 分間隔から 30 分間隔など規則的に並んだものに変換してから適用することが良く行われる。実は、上の標準理論の述べる一致性に反して、全ティックデータを用いた実現ボラティリティは真の累積分散を過大推定することが研究者の間で知られている ([6], [27], [2])。ティックデータをそのように定間隔に“間引き”するのは、第 1.4-1.5 節で触れたとおり、ティックデータは市場のマイクロ構造の影響を直接受けているため、ボラティリティ推定に際してその影響を軽減するための経験則なのである。市場のマイクロ構造は取引に関わる全ての（取引所規則などのインフラから個々の市場参加者の挙動・注文の発注・約定に至るまでの）種々雑多な要素を包含する概念である。それらを全て個々に峻別しモデルに取り込み、分析を行うのは実質不可能である。

高頻度データを一見すれば、(a) 価格は離散値を取る（刻み値＝ティック・サイズの存在）、(b) 取引データは時間に連続的に存在せず、離散時点かつ、非均等間隔に並んでいる、(c) 約定価格は、新たに入ってくる売り買い注文の種類に応じて、売り気配 (ask) と買い気配 (bid) との間を行ったり来たりする傾向がある（ビッド・アスク・バウンス, bid-ask-bounce）、などの明らかに、Black-Scholes モデルに代表される数理ファイナンスの標準理論からは乖離する特徴が見られる。(b) の事実は、複数の証券からそれらの共分散や相

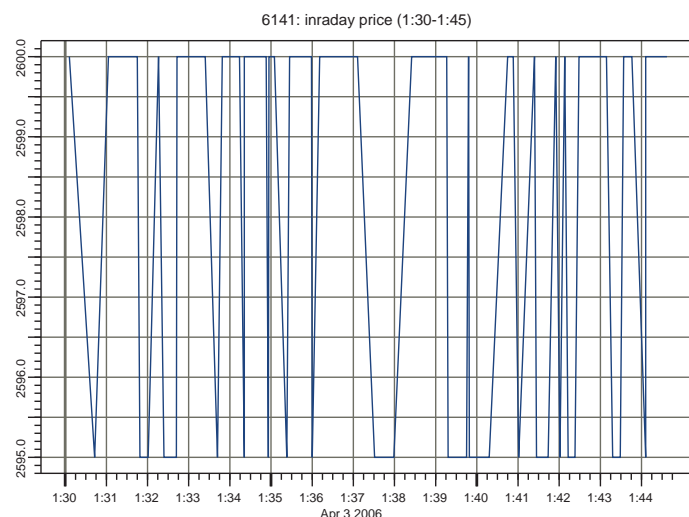


図 3: ビッド・アスク・バウンス現象

関係数を推定する際に特に問題となる．この分野ではこのように複数の証券の取引が非同期的に行われることを，非同期取引 (nonsynchronous trading) と呼んでいる．非同期観測下における共分散や相関係数の推定の問題に関しては第 3 節で述べる．(c) に関して，先に見た森電機株の約定価格データの一部（午後 1:30 からの 15 分間）を拡大してみればこの現象が確認できる（図 3）．実際，約定価格系列の 1 次の自己相関係数が負になることは経験的事実として良く知られている現象である．古くは，[49] がビッド・アスク・スプレッドに関する考察を行っている．

最近の研究では，これらの現実を踏まえて次のように定式化することが提案されている．上のように対数価格 $X_t = \log S_t$ が拡散過程に従うとする（一般には，セミマルチンゲールと呼ばれるクラスの確率過程として議論される）．ここで， X_t は実際には観測されない潜在的な量であるとする．観測データを $\{Y_{t_i}, i = 0, \dots, m\}$ として，

$$Y_{t_i} = X_{t_i} + \epsilon_{t_i} \quad (2.3)$$

であるとする．ここで， ϵ_{t_i} は市場のミクロ構造に起因する観測値の汚染 (contamination) 部分である．これは統計学の世界では X の観測に伴って発生する測定誤差 (measurement error) に他ならず，したがって (2.3) はごく

自然なモデルである。一方、このような価格にノイズが付随するモデルは、数理ファイナンスの世界では必ずしも受け入れられてはいない。理論的に説明できない“外生的な”ノイズ項は文字通り厄介な存在なのである。

いま、このモデル (2.3) の下では、観察不能な確率過程 X_t が無裁定条件から来る“効率価格 (efficient price)”を表すと考えてみよう。すなわち、この (2.3) は、誤差項は、その大きさは事実上の裁定を許さない程小さいが、高頻度データを使つての累積分散に対する統計的推測をする際には無視できない役割を果たすと考えれば数理ファイナンスの基本的枠組とも必ずしも非整合的ではない ([2], [67])。モデル (2.3) は“隠れセミマルチンゲール (hidden semimartingale)”モデルと呼ばれることもある ([42])。

今、簡単のため、 ϵ_{t_i} が独立かつ同一な分布を持つ (平均ゼロでかつ分散 v^2 を持つ) 確率変数とする。モデル (2.3) の下で、実現ボラティリティを計算すると、誤差項の 2 乗が累積され、

$$\sum_{i=1}^m (Y_{t_i} - Y_{t_{i-1}})^2 = 2m \times v^2 + O_p(m^{1/2})$$

であることが示される ([67])。つまり、観測幅を短く (m を大きく) にとってゆくと、誤差を伴う観測価格 Y を用いた実現ボラティリティは、真の累積ボラティリティ V (大きさ $O_p(1)$ を持つ) を推定するのではなく、実質的には観測誤差の分散を推定していることに他ならないのである。ノイズのない基本ケースにおいては、観測区間幅を短く取る程、推定誤差の (漸近) 分散 (= 離散サンプリングによる分散) は小さくなった。他方、市場のミクロ構造に起因する観測誤差のあるケースでは、観測区間幅が短くなるに従い、真の値 V から乖離していった (市場のミクロ構造によるバイアス)。したがって、観測誤差有りのケースでの現実的な対応として、例えば、この分散とバイアスのトレードオフを勘案した (誤差 2 乗平均の意味で) 最適なサンプル頻度 m を求めるのも自然なアプローチであろう ([2], [6])。

上述の [27] は実現ボラティリティに対するバイアス修正方法を提案している。また、[67] は、サブサンプリング法を用いた一致性、漸近 (混合) 正規性を持つ新しい推定量 (“two time-scale estimator”) を提案している。

2.3 価格のジャンプ

実際のデータを観察すると、取引価格にはしばしばジャンプらしき不連続性が見受けられることから、サンプルパスにジャンプを含む確率過程を用い

の方がより現象を的確に表現できると考えられる. いま, (2.1) のモデルにジャンプの加わった確率過程

$$dX_t = \mu_t dt + \sigma_t dW_t + \sum_{j=1}^{N_t} C_j, \quad 0 \leq t \leq T \quad (2.4)$$

を考える. ここで, N_t は時点 t までのジャンプの回数を数える (単純) 計数過程, C_j は j 番目のジャンプのジャンプ幅を表す確率変数であるとする. N_t , C_j は正則条件を満たすものとする. この時, 上と同様, 累積分散 $V = \int_0^T \sigma_t^2 dt$ を推定したいとする.

このケースでは, ジャンプ項の影響のために, 実現ボラティリティ $RV_{(m)}$ の $n \rightarrow \infty$ とした時の (確率収束) 極限

$$[X]_T = \text{p} \lim_{m \rightarrow \infty} RV_{(m)}$$

は V と等しくはならない. [9] は,

$$RBV_{(m)} = \sum_{i=2}^m |X_{t_i} - X_{t_{i-1}}| |X_{t_{i-1}} - X_{t_{i-2}}|$$

なる統計量を考え, **実現双乗変動**(realized bipower variation) と呼んだ (ここでは bipower を双乗と書くことにする). また, その確率収束の極限を **双乗変動**(bipower variation) と呼んだ. ここでは, 極限を $\{X\}_T$ で表すことにする. $\mu_1 = E[|Z|] \simeq 0.79788$ (但し, $Z \sim N(0, 1)$) として, 彼らは,

$$[X]_T - \mu_1^{-2} \{X\}_T = \sum_{j=1}^{N_T} C_j^2 \quad (2.5)$$

であること, すなわち, 累積分散 (欲しい量) と双乗変動 (\times 定数 μ_1^{-2}) との差は時点 T までのジャンプによる変動によって説明されることを示し, さらに, 実現ボラティリティと実現双乗変動との差 ($RV_{(m)} - \mu_1^{-2} RBV_{(m)}$) が, (2.5) の量に確率収束することを指摘した.

つまり, 実現ボラティリティと実現双乗変動を併用することによって, 連続パス部分とジャンプ部分を推定することができるのである. さらに, [11] は, 実現双乗変動の漸近分布を調べ, サンプルパスの連続性に関するノンパラメトリックな検定法を提案している.

実現ボラティリティに関する研究に止まらず, ジャンプを含んだ確率過程の統計的推測問題は統計学, 計量経済学の研究者によってここ数年特に活発に行われている. [1], [54], [61] は, ほんの一例である.

3 高頻度データによる共分散・相関の推定

3.1 実現共分散・実現相関

いま、2つの証券がある場合を考える。時点 t における証券の価格を S_t^1, S_t^2 とし、それらの対数値を X_t^1, X_t^2 で表す。上と同様に、いま、 X_t^1, X_t^2 の各々が次のような拡散過程に従うと仮定する。

$$dX_t^l = \mu_t^l dt + \sigma_t^l dW_t^l, \quad 0 \leq t \leq T, \quad l = 1, 2, \quad (3.1)$$

ここで、 W_t^1, W_t^2 は、相関を持つブラウン運動であり、 $E[dW_t^1 dW_t^2] = \rho_t dt$ 、 $\rho_t \in [-1, 1]$ は非確率的な時間の関数で未知の量とする。 μ_t^l は、(ランダムな)ドリフト係数、 σ_t^l は、(確定的な)拡散係数であり、未知または既知とする($l = 1, 2$)。一般論では、 σ_t^l, ρ_t がランダムなケースが扱われる。 μ_t^l は、未知でも既知でも良く、ランダムであってもなくても構わないが、一定の正則条件を満たすものとする($l = 1, 2$)。

この時、 m 個の時点 $0 = t_0 < t_1 < \dots < t_m = T$ において、2つの証券の対数価格の対が観測されるとする。すなわち、高頻度データ $\{(X_{t_i}^1, X_{t_i}^2), i = 0, \dots, m\}$ が得られたとする。すると、次の統計量

$$RCV_{(m)} = \sum_{i=1}^m \left(X_{t_i}^1 - X_{t_{i-1}}^1 \right) \left(X_{t_i}^2 - X_{t_{i-1}}^2 \right) \quad (3.2)$$

は、観測頻度 m が増大し最大観測幅 $\Delta_{(m)} = \max_{1 \leq i \leq m} |t_i - t_{i-1}|$ がゼロに収束するに従い、累積共分散(integrated covariance)

$$CV = \int_0^T \sigma_t^1 \sigma_t^2 \rho_t dt$$

に確率収束する。すなわち、統計量 $RCV_{(m)}$ は累積共分散 CV の一致推定量である。この統計量 $RCV_{(m)}$ を、**実現共分散**(realized covariance)と呼ぶ。さらに、この $RCV_{(m)}$ を2つの実現ボラティリティ、 $RV_{(m)}^1, RV_{(m)}^2$ 、の積(の平方根)で除すと**実現相関**(realized correlation)

$$RCR_{(m)} = \frac{RCV_{(m)}}{\sqrt{RV_{(m)}^1 \times RV_{(m)}^2}}$$

が定義される。拡散係数および相関係数が定数($\sigma_t^l = \sigma^l > 0, l = 1, 2, \rho_t = \rho$)の場合には、 $RCR_{(m)}$ は定数 ρ に対する一致推定量となることが分かる。

実現ボラティリティの場合と同様に、ドリフト項がゼロのケース ($\mu_t^l = 0, l = 1, 2$) では、 $RCV_{(m)}$ は CV の不偏推定量になっている。さらに、 $RCV_{(m)}$ の推定誤差は漸近正規性を持つ ([8])、すなわち、 m が十分大きい時、近似的に

$$RCV_{(m)} \sim N \left(CV, \frac{1}{m} \int_0^T (\sigma_t^1 \sigma_t^2)^2 (1 + \rho_t^2) dt \right)$$

が成立する。(実際、 $(RCV_{(m)}, RV_{(m)}^1, RV_{(m)}^2)$ の誤差は同時正規分布に収束する。)

3.2 非同期観測と同期化バイアス

ところが、上の (3.2) の定義から明らかなように、実現共分散 (さらに実現相関) を計算する場合には、2 系列に対する対のデータセット $\{(X_{t_i}^1, X_{t_i}^2)\}$ が必要である。したがって、取引の非同期性により、元来、データ間隔が非均等に並んでいる 2 系列のティックデータを用いる場合には、予めそれらを規則的に並べ補間を施すという作業、“同期化”を行わなければならない。簡単に推察されるとおり、この同期化作業はバイアス (“同期化バイアス”) を混入させることにつながる。

同期化バイアスは、数学的に簡単に生成される。例えば、いま、互いに相関のある 2 つのブラウン運動があるとする。これらは交互に観測されるとする、例えば、一方が“偶数時間” ($2kT/m, k = 1, 2, \dots, [m/2]$)、他方が“奇数時間” ($(2k-1)T/m, k = 1, 2, \dots, [(m+1)/2]$) に観測されるとする。ここで $[a]$ は実数 a を超えない最大の整数を表す。この時、直近ティック補間によって実現共分散 $RCV_{(m)}$ を計算すると、 $RCV_{(m)}$ はバイアスを持ち、しかも、一致性を持たない ($m \rightarrow \infty$ の時)。なお、相関のある 2 つのブラウン運動が、それと独立な、2 つの (互いに独立な) ポアソン到着時間において非同期観測されるケースは、[33] にて考察された。

高頻度データ分析の分野においてよく知られている実証的事実に Epps 効果がある。Epps [21] は、ニューヨーク証券取引所で取引されている自動車産業の 4 銘柄 (AMC, Chrysler, Ford, GM) の、1971 年の最初の半年分 (125 営業日) の高頻度データ (4 本の時系列データ) を使って、対ごとに対数収益率の相関係数を計測した。収益率計測の区間幅は 10 分間から 3 日間である。[21] による計測結果を次の表 1 に示す。

<i>Interval</i>	<i>AMC Chryster</i>	<i>AMC Ford</i>	<i>AMC GM</i>	<i>Chrysler Ford</i>	<i>Chrysler GM</i>	<i>Ford GM</i>
10 min	.001	.009	-.009	-.014	.007	.055
20 min	.009	.018	.011	.017	.026	.118
40 min	.006	.012	.014	.041	.040	.197
1 hr	-.043	.057	.064	.023	.065	.294
2 hrs	.029	.060	.094	.112	.129	.383
3 hrs	.031	.158	.111	.361	.518	.519
1 day	-.067	.170	.078	.342	.442	.571
2 days	-.020	.223	.186	.336	.449	.572
3 days	-.098	.203	.100	.334	.542	.645

表 1: Epps による相関係数の推定値 ([21] より複製)

明らかに、計測間隔を短く取るほど、相関係数の絶対値は小さくなる傾向が見られる。今日までに、この現象は、他の市場の他のデータセットでも確認されてきており、金融証券市場の高頻度データに特徴的な現象の一つである。Epps 効果を説明する要因は幾つか挙げられるが ([48])、非同期性はその内の一つと考えられる。

ここで、試みに実際のデータで相関係数を推定してみよう。先述の日経 NEEDS のティックデータファイルより、大証銘柄である、ホシデン株 (6804) とベネッセコーポレーション株 (9783) の 06 年 4 月 3 日のティックデータ (図 4) を使って、実現相関 (直近ティック補間および線形補間) を間隔幅 (先の記号では h) 1 分から 20 分まで変化させて計算したものが次の表 2 である。これは、ある 2 つの銘柄の一日のデータに基づく計算結果に過ぎない。また、計算に使われているデータ数の違いもあり、異なる間隔幅同士の比較には注意が必要である。それでも、容易に予想されるように、実現相関は、どの間隔を選ぶか、どの補間方法を選ぶかによって結果が大きく異なっている。したがって、実現相関を用いる場合には、実務的な観点からは、間隔幅や補間方法の“合理的な”選択を考える必要がある。しかしながら、同期化作業一定間隔幅の設定および補間—は、元々の高頻度データとは関係のないものであった。

間隔 (分)	実現相関 直近ティック補間	実現相関 線形補間	HY
1	0.0947	0.0941	0.0692
5	0.1342	0.1814	
10	0.1134	0.0603	
20	0.0707	-0.0137	

表 2: 相関係数の推定値：ホシデン対ベネッセコーポレーション

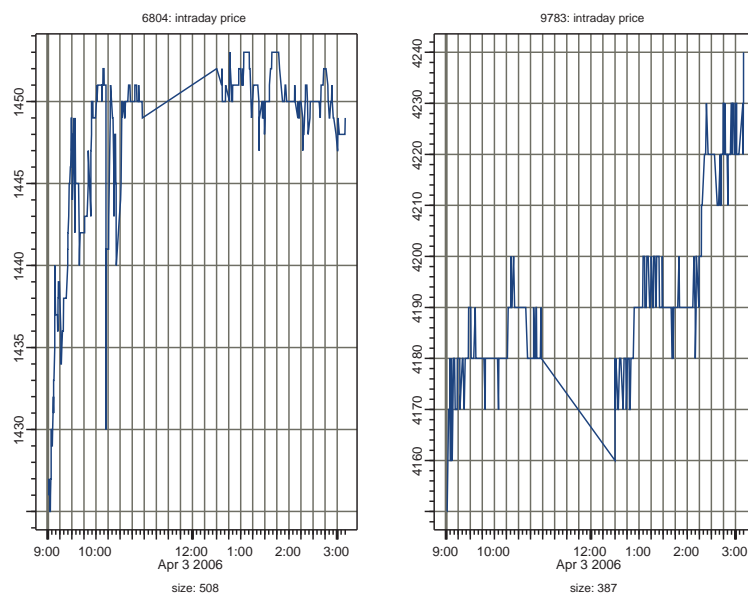


図 4: ホシデン株 (6804) およびベネッセコーポレーション株 (9783) の一日内株価推移 (06 年 4 月 3 日)

他方、最後の列の“HY”が著者らの提案しているアプローチによる推定値である。著者らの方法においては、高頻度データを同期化する作業が一切不要である。

3.3 新しいアプローチ ([33])

いま, 2つの拡散過程 (3.1) に対して, $0 = S^0 < S^1 < \dots < S^i < S^{i+1} < \dots$, $0 = T^0 < T^1 < \dots < T^j < T^{j+1} < \dots$ がそれぞれのサンプリング時点であるとする. ある $T > 0$ を観測の打ち切り時点とする (本質的ではないが, 簡便のため, T においても観測値が取れるとする). n を観測データセットのサイズ (ランダム) の期待値の整数倍を表すインデックスであるとする. 表記の簡潔性のため, 時点 T までの観測区間を $I^i = [S^{i-1} \wedge T, S^i \wedge T)$, $J^j = [T^{j-1} \wedge T, T^j \wedge T)$ で表す. ここで, “ $a \wedge b$ ” は a と b の小さい方の値を取ることを意味する. さらに, 時点 T までの観測区間の最大長を $r_n (= \max_{1 \leq i < \infty} |I^i| \vee \max_{1 \leq j < \infty} |J^j|)$ とする. 最大区間長がゼロに確率収束すると仮定する, すなわち, $r_n \xrightarrow{P} 0$ ($n \rightarrow \infty$). (確率収束を“ \xrightarrow{P} ”で表記した.)

ここで, (I^i) と (J^j) との関係には条件を付けない. したがって, 双方が互いに完全に依存していても良い. 特に, 両者が同一なケース ($I^i \equiv J^j$), すなわち, 完全同期観測のケースも含まれる.

著者らは, [33] において次のような統計量を提案した (以下, 便宜上, “HY 推定量” と呼ぶ):

$$U_n = \sum_{i,j=1}^{\infty} (X_{S^i}^1 - X_{S^{i-1}}^1) (X_{T^j}^2 - X_{T^{j-1}}^2) 1_{\{I^i \cap J^j \neq \emptyset\}}, \quad (3.3)$$

ここで, 1_A は事象 A が真の時に, 1, さもなくば 0 を取る指標関数 (indicator function) である.

U_n の \sum の中身を吟味すると次のようなことが分かる. X^1, X^2 の各観測区間 I^i, J^j におけるそれぞれの増分 (= 対数価格の変化) の積 $(X_{S^i}^1 - X_{S^{i-1}}^1) (X_{T^j}^2 - X_{T^{j-1}}^2)$ は, 区間 I^i が J^j 重なり合う ($I^i \cap J^j \neq \emptyset$) 時のみ \sum に加算される. そして, 重なり合う区間 $\{I^i \cap J^j\}$ 全体で, 全観測区間 $[0, T)$ をカバーしている. 図 5 は, U_n の計算を, $i = 3$ に対して, j を動かしていったケースの例である. 1 番目の確率過程 X^1 の第 3 観測区間 I^3 と重なる 2 番目の確率過程 X^2 の観測区間は J^3, J^4 であり, よって 2 つの対 $(I^3, J^3), (I^3, J^4)$ が \sum に貢献することになる.

明らかに, HY 推定量 U_n は実現共分散 $RCV_{(m)}$ の時のような同期化に必要な間隔幅 (先の記号では h) の設定や, 補間が不要である. $RCV_{(m)}$ の定義 (3.2) と比較すると, U_n には, 指標関数を通じて, 取引の生起時間の情報が使われており, より“有効”な情報の使い方がなされている. また, U_n は i と j の 2 つのインデックスについての和を取ってはいるが, 指標関数の働きによって, 実質的には, 計算量は実現共分散に比べて比例的にしか増えない.

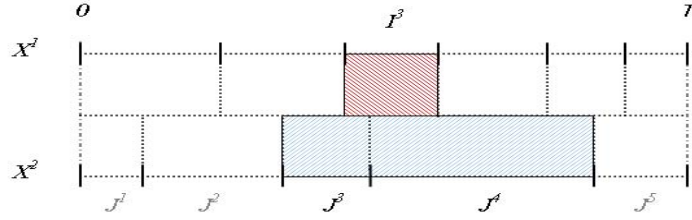


図 5: HY 推定量の計算例 ($i = 3$ のケース)

HY 推定量の性質を次にまとめる. いま, 簡便のために, 時点 (S^i) , (T^j) はランダムな時間ではあるが, 確率過程 X^1 , X^2 とは独立であると仮定する.

定理. (1) ([33]) ドリフト係数がゼロの時, HY 推定量は累積共分散 CV に対して不偏性を持つ, すなわち,

$$E[U_n] = CV.$$

(2) ([33]) U_n は CV に対して一致性を持つ, すなわち,

$$U_n \xrightarrow{P} CV \quad (n \rightarrow \infty).$$

(3) ([31]) ある正則条件の下で, U_n の推定誤差は漸近正規性を持つ. すなわち, n が十分に大きい時, 近似的に

$$\sqrt{n}(U_n - CV) \sim N(0, v)$$

となる. (ここで漸近分散を v と書いた. 一般のケースでは v の表現方法が煩雑なためここでは省略する. 詳細は文献を参照されたい. なお, v の具体例は下で紹介する「ポアソン到着時点観測のケース」を参照のこと.)

HY 推定量を使えば, 相関係数の推定も行うことができる. いま, 拡散係数および相関係数が定数 ($\sigma_t^l = \sigma^l > 0$, $l = 1, 2$, $\rho_t = \rho$) とする. ρ の推定量として, (i) σ^l が既知の場合,

$$R_n^{(1)} = \frac{U_n}{T\sigma^1\sigma^2},$$

(ii) σ^l が未知または既知の場合,

$$R_n^{(2)} = \frac{U_n}{\sqrt{RV^1 \times RV^2}}$$

を考える. ここで, この時, RV^1 および RV^2 は, “同期化”をしない生のデータで計算された実現ボラティリティとする. この時, $R_n^{(1)}$, $R_n^{(2)}$ の ρ に対する一貫性や漸近正規性が示される ([32]).

例: ポアソン到着時点観測のケース

いま, X^1, X^2 に独立な 2 つのポアソン過程 (到着強度 $\lambda^l = np^l$, $p^l > 0$, $l = 1, 2$) があるとする. さらにこれらは互いに独立であるとする. この時, n が十分に大きい時, U_n は近似的に平均 CV , 分散 $\frac{1}{n}v$ の正規分布に従う, 但し,

$$v = \left(\frac{2}{p^1} + \frac{2}{p^2} \right) \int_0^T (\sigma_t^1 \sigma_t^2)^2 dt + \left(\frac{2}{p^1} + \frac{2}{p^2} - \frac{2}{p^1 + p^2} \right) \int_0^T (\sigma_t^1 \sigma_t^2 \rho_t)^2 dt$$

である.

さらに, 拡散係数および相関係数が定数 ($\sigma_t^l = \sigma^l > 0$, $l = 1, 2$, $\rho_t = \rho$) の場合には, $R_n^{(k)}$ は, 漸近的に, 平均 ρ , 分散 $\frac{1}{n}c^{(k)}$ の正規分布に従い ($k = 1, 2$),

$$\begin{aligned} c^{(1)} &= \frac{2}{T} \left\{ \left(\frac{1}{p^1} + \frac{1}{p^2} \right) + \left(\frac{1}{p^1} + \frac{1}{p^2} - \frac{1}{p^1 + p^2} \right) \rho^2 \right\}, \\ c^{(2)} &= \frac{1}{T} \left\{ 2 \left(\frac{1}{p^1} + \frac{1}{p^2} \right) - \left(\frac{1}{p^1} + \frac{1}{p^2} + \frac{2}{p^1 + p^2} \right) \rho^2 + \frac{2}{p^1 + p^2} \rho^4 \right\}. \end{aligned}$$

である ([32]).

□

上の例において, 容易に分かるように $c^{(1)} \geq c^{(2)}$ であり, 等号が成立するのは $\rho = 0$ の時のみである. すなわち, 仮に 2 つの拡散過程の拡散係数 σ^l が既知の場合にも, $R_n^{(2)}$ の方が漸近的に推定精度が高い. 他の幾つかのケースでも同様な結果が得られた. さらに, 著者らの予備的な数値実験では, 有限の n の場合にも, $R_n^{(2)}$ の方が 2 乗誤差平均 (MSE) が小さくなる傾向を確認している. 一般に, U_n と RV^1 や RV^2 との間には相関が存在することから, σ^l が既知の場合においても, 常に $R_n^{(2)}$ を用いるのが望ましいと考えられる.

以上, (S^i) , (T^j) が X^1, X^2 に独立なランダムな時間である場合を考えた. より一般のケースとして, (S^i) , (T^j) が停止時刻 (stopping time) と呼ばれる (X^1, X^2 に関する将来の変動の情報に依存しないで決まるという意味でこ

く自然な) 広いクラスのランダムな時間に対しても同様の結果が示される. さらに, 拡散過程 (3.1) ではなく, より広いクラスである (連続) セミマルチンゲール過程に対しても同様の結果を得ることができる. これらの拡張した結果については, [30], [34] を参照.

HY 推定量の統計的性質についての研究は始まったばかりである (例えば, [35], [17], [41], [57]). 一方, HY 推定量を用いた実証分析に関しては, 例えば, [35], [26], [60] を参照.

このアプローチの今後の研究課題であるが, 高頻度データを用いた分析を行う場合には, モデルが市場のミクロ構造による観測ノイズを伴わないケース (例, 拡散過程モデル (3.1)) で考えてきた HY 推定量を, ノイズ有りのケース=隠れセミマルチンゲールモデル (2.3) へと拡張する必要があるだろう. 確率過程が不連続なパス (ジャンプ) を持つ場合への対応も課題である.

最後に, 通貨や株式などの“原資産”に比べて, それらの先物やオプションなどの派生証券の高頻度データを扱う研究は立ち遅れている現状がある. 特に, 派生証券データの持つ市場のミクロ構造に起因するノイズの分析や, 原資産と派生証券の非同期性の分析など, 研究すべき課題は多い.

4 確率微分方程式の統計的推測理論

以上の節で紹介した, 実現ボラティリティや実現共分散の方法論のベースとなっているのは, 確率解析における 2 次変動 (quadratic variation) に関する結果である. そして, これら未知のボラティリティや共分散の推定の問題は, 確率微分方程式に関する統計的推測問題の特別な場合に他ならない. 本セクションでは, この研究分野における既存の結果をごく手短かに紹介する. なお, 興味を持たれた読者は, 本シリーズ第 1 巻に収録される内田論文「確率微分方程式の母数推定」を参照されたい.

確率微分方程式

$$\begin{aligned} dX_t &= V_0(X_t, \theta_1)dt + \epsilon V_1(X_t, \theta_2)dW_t, \quad t \in [0, T], \\ X_0 &= x_0 \end{aligned}$$

の推定を考える. ここで, (θ_1, θ_2) はパラメータを, x_0 は初期値を表す. V_0, V_1 は正則な関数であるとする. より一般に, ジャンプ項を方程式の右辺に加えることもできる.

確率微分方程式の推測理論は 70 年代以降、漸近決定理論の流れを汲む学派によって多くの結果が示されている。多くの場合に推定量の漸近有効性まで議論されており、その意味で、アドホックな統計量を新たに提案することは、既存の結果を十分検討した上で慎重になされるべきであろう。より詳しくはたとえば [47] の文献を参照されたい。

連続時間観測 $(X_t)_{t \in [0, T]}$ の場合の 1 次および高次の漸近理論 ([65, 66] 参照) はすでに確立しているので、以下では離散観測の場合のみを考える。また、観測時点が規則的に並んでいる状況を考える。データは $\{X_{ih}\}_{i=0,1,\dots,n}$ であるが、 X が多次元の場合、すべての成分が同時に観測される、いわゆる同期データを想定する。 h は一般に n に依存してよい。このような設定の下でサンプル数を増やすには、観測区間幅を小さくもってゆくか、全観測区間を大きく取るか、その両方である。漸近論としては、高頻度データのケースは前者 ($h \downarrow 0$) に対応している。後者 ($T = nh \rightarrow \infty$) は、もし h が固定されていれば、標準的な時系列解析において、定常エルゴード過程に対する統計的推測問題で通常行われる設定である。もちろん、 T が固定されるか、発散するかで状況は異なってくる。一方、 V_1 にかかる係数 ϵ に関しては、 $\epsilon = 1$ あるいは $\epsilon \downarrow 0$ の状況を考える。 $\epsilon \downarrow 0$ の設定は“小さな拡散過程 (small diffusion)”と呼ばれる。

($h \downarrow 0$) + (T 発散) の場合： 連続時間モデルによるモデリングを行うということは $h \downarrow 0$ の高頻度データの場合を考えるのが自然である。セミマルチンゲールの局所特性量 (local characteristics) が自然にデータと結びつくのはこの状況だからで、 h が固定される場合は、もしモデルに対する構造的要請がないならば、ただデータの平滑化という観点からはそのようなモデリングの必然性はない。[45, 46], [16], [22], [62], [38] が推定量の構成と漸近正規性を与えている。[54] はジャンプのある場合に最尤型擬似尤度を構成し、漸近正規性を示した。ジャンプのある場合も含めて漸近展開公式は既に与えられている。

(h 固定) + (T 発散) の場合： [12] などが扱っている。[39] はノイズにジャンプを含む状態空間モデルに対してモーメント法による推定量の漸近正規性を示している。漸近展開も可能である。

($h \downarrow 0$) + (T 固定) の場合： ドリフトパラメータ θ_1 の一致推定は一般に不可能。[23] はボラティリティパラメータ θ_2 に対する自然な最小コントラスト推定量を考え、その漸近混合正規性を示した。線形にパラメトライズされた場合に漸近展開は知られている ([64])。

$(h \text{ 固定}) + (T \text{ 固定}) + (\epsilon \downarrow 0)$ の場合: [55] が 1 次漸近論を扱っている. ただし, 漸近展開は“グローバル・アプローチ”によって可能で, [53], [63] に本質的に含まれている.

$(h \downarrow 0) + (T \text{ 固定}) + (\epsilon \downarrow 0)$ の場合: [56], [58, 59] が 1 次の漸近性質を示している.

5 まとめ

本章では, 統計科学の新しい応用分野として発展している高頻度データ分析に関して紹介した. 特に, 高頻度データを用いたボラティリティや共分散・相関係数の推定に焦点を当てた. ページ数の都合もあり紹介した内容はごく限られたものに留まった. 新しい分野であるため, 筆者らの知る範囲では, 既存研究を網羅しているような書物は今のところ存在していないが, 2005 年夏時点におけるレビュー論文としては [10] が挙げられる.

実現ボラティリティ・実現共分散による市場ボラティリティや共分散の推定問題は, 連続時間で変動する (一変量・多変量の) 拡散過程より一般にはセミマルチンゲール過程の離散時点での観測データからその拡散係数を推定する問題の特別な場合に他ならない. 実のところ, 数理統計学では, このような連続時間確率過程に対する統計的推測問題に関して, これまでに数多くの研究成果が出されている. にもかかわらず, これらの成果は研究者以外には広く普及しているとは言い難い. 今後は, 高頻度データ分析の分野において, これら連続時間確率過程に対する統計学の既存成果を踏まえた展開も期待される. と同時に, 非同期観測下における共分散・相関係数の推定問題や, 隠れセミマルチンゲールモデルに対する推定問題が良い例であるように, 高頻度データの分析を通じて統計学の新しい概念や理論, 方法論が作られ, 統計科学全体の発展に貢献してゆくことも期待される.

参考文献

- [1] Yacine Aït-Sahalia and Jean Jacod. Volatility estimators for discretely sampled levy processes. forthcoming in *Annals of Statistics*, 2006.
- [2] Yacine Aït-Sahalia, Per A. Mykland, and Lan Zhang. How often to

- sample a continuous-time process in the presense of market microstructure noise. *Rev. Financial Stud.*, 18(2):351–416, 2005.
- [3] Torben G. Andersen and Tim Bollerslev. Answering the skeptics: Yes, standard volatility models do provide accurate forecasts. *International Economic Review*, 39:885–905, 1998.
 - [4] Torben G. Andersen, Tim Bollerslev, Francis X. Diebold, and P. Labys. The distribution of realized exchange rate volatility. *J. Amer. Statist. Assoc.*, 96:42–55, 2001.
 - [5] Torben G. Andersen, Timd Bollerslev, Francis X. Diebold, and H. Ebens. The distribution of realized stock return volatility. *J. Financial Economics*, 61:43–76, 2001.
 - [6] Federico M. Bandi and Jeffrey R. Russell. Separating microstructure noise from volatility. Forthcoming in the *Journal of Financial Economics*, 2005.
 - [7] Ole E. Barndorff-Nielsen and Neil Shephard. Econometric analysis of realized volatility and its use in estimating stochastic volatility models. *J. Royal Statist. Soc., Ser. B*, 64:253–280, 2002.
 - [8] Ole E. Barndorff-Nielsen and Neil Shephard. Econometric analysis of realized covariation: High-frequency based covariance, regression and correlation in financial economics. *Econometrica*, 72:885–925, 2004.
 - [9] Ole E. Barndorff-Nielsen and Neil Shephard. Power and bipower variation with stochastic volatility and jumps (with discussion). *J. Financial Econometrics*, 2:1–48, 2004.
 - [10] Ole E. Barndorff-Nielsen and Neil Shephard. Variation, jumps, market frictions and high frequency data in financial econometrics. in *Advances in Economics and Econometrics. Theory and Applications, Ninth World Congress*, (edited by Richard Blundell, Persson Torsten and Whitney K Newey), Econometric Society Monographs, Cambridge University Press, 2007 (forthcoming), 2005.

- [11] Ole E. Barndorff-Nielsen and Neil Shephard. Econometrics of testing for jumps in financial economics using bipower variation. *J. Financial Econometrics*, 4:1–30, 2006.
- [12] Bo Martin Bibby and Michael Sørensen. Martingale estimating functions for discretely observed diffusion processes. *Bernoulli*, 1(1):17–39, 1995.
- [13] John Y. Campbell, Andrew W. Lo, and A. Craig MacKinlay. *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press, New Jersey, 1997.
- [14] Fabienne Comte and Eric Renault. Long memory in continuous-time stochastic volatility models. *Math. Finance*, 8:291–323, 1998.
- [15] Michel M. Dacorogna, Ramazan Gençay, Ulrich A. Müller, Richard B. Olsen, and Olivier V. Pictet. *An Introduction to High-Frequency Finance*. Academic Press, San Diego, 2001.
- [16] Didier Dacunha-Castelle and Danielle Florens-Zmirou. Estimation of the coefficients of diffusion from discrete observations. *Stochastics*, 19:263–284, 1986.
- [17] Arnak Dalalyan and Nakahiro Yoshida. Estimation of the covariance of two asynchronously observed diffusion processes. preprint, 2006.
- [18] David Easley, Nicholas M. Kiefer, Maureen O’Hara, and Joseph B. Paperman. Liquidity, information and infrequently traded stocks. *J. Finance*, 51:1405–1436, 1996.
- [19] Robert F. Engle. The econometrics of ultra-high-frequency data. *Econometrica*, 68(1):1–22, 2000.
- [20] Robert F. Engle and Jeffery R. Russell. Autoregressive conditional duration: A new model for irregularly spaced transaction data. *Econometrica*, 66(5):1127–1162, 1998.
- [21] Thomas W. Epps. Comovements in stock prices in the very short run. *J. Amer. Statist. Assoc.*, 74:291–298, 1979.

- [22] Danielle Florens-Zmirou. Approximate discrete-time schemes for statistics of diffusion processes. *Statistics*, 20:547–557, 1989.
- [23] Valentine Genon-Catalot and Jean Jacod. On the estimation of the diffusion coefficient for multi-dimensional diffusion processes. *Ann. Inst. Henri Poincaré, Probab. Statist.*, 29(1):119–151, 1993.
- [24] Eric Ghysels and Joann Jasiak. Garch for irregularly spaced financial data. the acd-garch model. *Studies in Nonlinear Dynamics and Economics*, 2(4):133–149, 1998.
- [25] Charles A. E. Goodhart and Maureen O’Hara. High frequency data in financial markets: Issues and applications. *J. Empirical Finance*, 4:73–114, 1997.
- [26] Jim E. Griffin and Roel C.A. Oomen. Measurement in the presence of non-synchronous trading and market microstructure noise. Working Paper, presented at CIREQ Conference on Realized Volatility 2006, 2006.
- [27] Peter Reinhard Hansen and Asger Lunde. Realized variance and market microstructure noise (with comments and rejoinder). *J. Bus. Econ. Statist.*, 24:127–218, 2006.
- [28] Joel Hasbrouck. *Empirical Market Microstructure: The Institutions, Economics, and Econometrics of Securities Trading*. Oxford University Press, Oxford, 2007.
- [29] Jerry A. Hausman, Andrew W. Lo, and A. Craig MacKinlay. An ordered probit analysis of transaction stock prices. *J. Financial Economics*, 31:319–379, 1992.
- [30] Takaki Hayashi and Shigeo Kusuoka. Consistent estimation of covariation under nonsynchronicity. to appear in *Statistical Inference for Stochastic Processes*, 2004.
- [31] Takaki Hayashi and Nakahiro Yoshida. Asymptotic normality of a covariance estimator for nonsynchronously observed diffusion processes. to appear in *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 2004.

- [32] Takaki Hayashi and Nakahiro Yoshida. Estimating correlations with missing observations in continuous diffusion models. preprint, 2005.
- [33] Takaki Hayashi and Nakahiro Yoshida. On covariance estimation of non-synchronously observed diffusion processes. *Bernoulli*, 11(2):359–379, 2005.
- [34] Takaki Hayashi and Nakahiro Yoshida. Nonsynchronous covariance estimator and limit theorem. preprint, 2006.
- [35] Toshiya Hoshikawa, Taro Kanatani, Keiji Nagai, and Yoshihiko Nishiyama. Nonparametric estimation methods of integrated multivariate volatilities. Working Paper, 2006.
- [36] Jean Jacod. Limit of random measures associated with the increments of a brownian semimartingale. unpublished manuscript, 1994.
- [37] I. Karatzas and S. E. Shreve. *Brownian Motion and Stochastic Calculus*. Springer-Verlag, New York, second edition, 1991.
- [38] Mathieu Kessler. Estimation of an ergodic diffusion from discrete observations. 24:211–229, 1997.
- [39] Hiroki Masuda. Classical method of moments for partially and discretely observed ergodic models. *Statist. Infer. Stoch. Process.*, 8(1):25–50, 2005.
- [40] Robert C. Merton. On estimating the expected return on the market. *J. Financial Economics*, 8:323–361, 1980.
- [41] Per A. Mykland. A gaussian calculus for inference from high frequency data. Working Paper, presented at CIREQ Conference on Realized Volatility 2006, 2006.
- [42] Per A. Mykland and Lan Zhang. Comment: A selective overview of nonparametric methods in financial econometrics. *Statist. Sci.*, 20(2):347–350, 2005.
- [43] Per A. Mykland and Lan Zhang. Anova for diffusions and ito processes. *Ann. Statist.*, 34:1931–1963, 2006.

- [44] Maureen O'Hara. *Market Microstructure Theory*. Blackwell, 1995.
- [45] B.L.S. Prakasa Rao. Asymptotic theory for non-linear least square estimator for diffusion processes. *Math. Operationsforsch. Statist. Ser. Statist.*, 14:195–209, 1983.
- [46] B.L.S. Prakasa Rao. Statistical inference from sampled data for stochastic processes. In *Statistical Inference from Stochastic Processes (Ithaca, NY, 1987), Contemporary Mathematics*, volume 80, pages 249–284. Amer. Math. Soc., , Providence, RI, 1988.
- [47] B.L.S. Prakasa Rao. *Statistical Inference for Diffusion Type Processes*. Kendall's library of statistics 8, Arnold, London, 1999.
- [48] Roberto Renò. A closer look at the epps effect. *Int. J. Theor. Appl. Finance*, 6(1):87–102, 2003.
- [49] Richard Roll. A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market. *J. Finance*, 39:1127–1140, 1984.
- [50] Jeffery R. Russell. Econometric modeling of multivariate irregularly-spaced high-frequency data. 1999. Working paper, Univ. of Chicago.
- [51] Jeffery R. Russell and Robert F. Engle. A discrete-space continuous-time model of financial transaction prices and times: The acm-acd model. *J. Bus. Econ. Statist.*, 23(2):166–180, 2005.
- [52] Tina Hviid Rydberg and Neil Shephard. Dynamics of trade-by-trade price movements: Decomposition and models. *J. Financial Econometrics*.
- [53] Yuji Sakamoto and Nakahiro Yoshida. Asymptotic expansion for m-estimators over wiener space. *Statist. Infer. Stoch. Process.*, 1(1):85–103, 1998.
- [54] Yasutaka Shimizu and Nakahiro Yoshida. Estimation of diffusion processes with jumps from discrete observations. *Statist. Infer. Stoch. Process.*, 9(3):227–277, 2006.

- [55] Michael Sørensen. Small dispersion asymptotics for diffusion martingale estimating functions. Preprint No. 2000-2, Department of Statistics and Operations Research, University of Copenhagen. submitted, 2000.
- [56] Michael Sørensen and Masayuki Uchida. Small-diffusion asymptotics for discretely sampled stochastic differential equations. *Bernoulli*, 9(6):1051–1069, 2003.
- [57] Masato Ubukata and Kosuke Oya. Test of unbiasedness of the integrated covariance estimation in the presence of noise. preprint, 2007.
- [58] Masayuki Uchida. Estimation for dynamical systems with small noise from discrete observations. *J. Japan Statist. Soc.*, 33(2):157–167, 2003.
- [59] Masayuki Uchida. Minimum contrast estimation for discretely observed diffusion processes with small dispersion parameter. *Special Issue of the Bulletin of Informatics and Cybernetics in Honor of Professor Takashi Yanagawa. Bull. Inform. Cybernet.*, 36:35–49, 2003.
- [60] Valeri Voev and Asger Lunde. Integrated covariance estimation using high-frequency data in the presence of noise. *J. Financial Econometrics*, 5(1):68–104, 2007.
- [61] Jeannette H.C. Woerner. Power and multipower variation: Inference for high frequency data. In *Stochastic Finance (eds. A.N. Shiryaev, M. do Rosario Grossinho, P. Oliveira, M. Esquivel)*, pages 343–364. Springer, 2006.
- [62] Nakahiro Yoshida. Estimation for diffusion processes from discrete observation. *J. Multivariate Anal.*, 41:220–242, 1992.
- [63] Nakahiro Yoshida. Asymptotic expansions for perturbed systems on wiener space: Maximum likelihood estimators. *J. Multivariate Anal.*, 57:1–36, 1996.
- [64] Nakahiro Yoshida. Malliavin calculus and asymptotic expansion for martingales. *Probab. Theory Relat. Fields*, 109:301–342, 1997.

- [65] Nakahiro Yoshida. Malliavin calculus and statistics (in japanese). *Sugaku*, 55:225–244, 2003.
- [66] Nakahiro Yoshida. Partial mixing and edgeworth expansion. *Probab. Theory Relat. Fields*, 129:559–624, 2004.
- [67] Lan Zhang, Per A. Mykland, and Yacine Aït-Sahalia. A tale of two time scales: Determining integrated volatility with noisy high-frequency data. *J. Amer. Statist. Assoc.*, 100:1394–1411, 2005.
- [68] 和泉 潔. **人工市場**. 森北出版, 東京, 2003.
- [69] 高安 秀樹. **経済物理学の発見**. 光文社新書, 東京, 2003.
- [70] 大村敬一, 宇野淳, 川北英隆, and 俊野雅司. **株式市場のマーケット・マイクロストラクチャー: 株価形成メカニズムの経済分析**. 日本経済新聞社, 東京, 1998.