

統計学

第 99 号

論 文

中国と米国の対外資金循環における鏡像関係
— 国際資金循環分析の視点を中心として —

..... 張 南 (1)

社会生活基本調査マイクロデータにおける平日平均統計量と標本誤差の計測

..... 栗原由紀子 (20)

書 評

杉森滉一・木村和範・金子治平・上藤一郎 編著『社会の変化と統計情報』
(北海道大学出版会, 2009年)

..... 吉田 忠・橋本 貴彦 (36)

土居英二 編著『はじめよう 観光地づくりの政策評価と統計分析』
(日本評論社, 2009年)

..... 大井 達雄 (42)

海外統計事情

国際生活時間学会第32回大会 (フランス・パリ)

..... 水野谷武志 (47)

本会記事

経済統計学会第54回 (2010年度) 全国研究大会 (51)

投稿規程・執筆要綱・投稿原稿査読要領 (62)

編集委員会規程 (67)

2010年9月

経済統計学会

創刊のこ と ば

社会科学の研究と社会的実践における統計の役割が大きくなるにしたがって、統計にかんする問題は一段と複雑になってきた。ところが統計学の現状は、その解決にかならずしも十分であるとはいえない。われわれは統計理論を社会科学の基礎のうえにおくことによって、この課題にこたえることができると考える。このためには、われわれの研究に社会諸科学の成果をとりいれ、さらに統計の実際と密接に結びつけることが必要であろう。

このような考えから、われわれは、一昨年来経済統計研究会をつくり、共同研究を進めてきた。そしてこれを一層発展させるために本誌を発刊する。

本誌は、会員の研究成果とともに、研究に必要な内外統計関係の資料を収めるが同時に会員の討論と研究の場である。われわれは、統計関係者および広く社会科学研究者の理解と協力をえて、本誌をさらによりよいものとするを望むものである。

1955年4月

経 済 統 計 研 究 会

経 済 統 計 学 会 会 則

第1条 本会は経済統計学会（JSES : Japan Society of Economic Statistics）という。

第2条 本会の目的は次のとおりである。

1. 社会科学に基礎をおいた統計理論の研究
2. 統計の批判的研究
3. すべての国々の統計学界との交流
4. 共同研究体制の確立

第3条 本会は第2条に掲げる目的を達成するために次の事業を行う。

1. 研究会の開催
2. 機関誌『統計学』の発刊
3. 講習会の開催、講師の派遣、パンフレットの発行等、統計知識の普及に関する事業
4. 学会賞の授与
5. その他本会の目的を達成するために必要な事業

第4条 本会は第2条に掲げる目的に賛成した以下の会員をもって構成する。

- (1) 正会員
- (2) 院生会員
- (3) 団体会員
- 2 入会に際しては正会員2名の紹介を必要とし、理事会の承認を得なければならない。
- 3 会員は別に定める会費を納入しなければならない。

第5条 本会の会員は機関誌『統計学』等の配布を受け、本会が開催する研究大会等の学術会合に参加することができる。

- 2 前項にかかわらず、別に定める会員資格停止者については、それを適用しない。

第6条 本会に、理事若干名をおく。

- 2 理事から組織される理事会は、本会の運営にかかわる事項を審議・決定する。
- 3 全国会計を担当する全国会計担当理事1名をおく。
- 4 渉外を担当する渉外担当理事1名をおく。

第7条 本会に、本会を代表する会長1名をおく。

- 2 本会に、常任理事若干名をおく。
- 3 本会に、常任理事を代表する常任理事長を1名おく。
- 4 本会に、全国会計監査1名をおく。

第8条 本会に次の委員会をおく。各委員会に関する規程は別に定める。

1. 編集委員会
2. 全国プログラム委員会
3. 学会賞選考委員会
4. ホームページ管理運営委員会
5. 選挙管理委員会

第9条 本会は毎年研究大会および会員総会を開く。

第10条 本会の運営にかかわる重要事項の決定は、会員総会の承認を得なければならない。

第11条 本会の会計年度の起算日は、毎年4月1日とする。

- 2 機関誌の発行等に関する全国会計については、理事会が、全国会計監査の監査を受けて会員総会に報告し、その承認を受ける。

第12条 本会会則の改正、変更および財産の処分は、理事会の審議を経て会員総会の承認を受けなければならない。

付 則 1. 本会は、北海道、東北、関東、関西、九州に支部をおく。

2. 本会に研究部会を設置することができる。
3. 本会の事務所を東京都町田市相原4342法政大学日本統計研究所におく。

1953年10月9日（2010年9月16日一部改正[最新]）

中国と米国の対外資金循環における鏡像関係

— 国際資金循環分析の視点を中心として —

張 南*

要旨

本研究は国際資金循環分析の視点に基づき、1990年代以来の中国と米国の対外資金循環に存在していた鏡像関係を統計的に観察する。対外資金循環の変動は国内経済の構造問題に影響され、米国の拡大してきた二つの「赤字」に対し、中国の二つの「黒字」は急増してきたが、中国保有の世界一の外貨準備と米国債は大きなリスクに直面している。これらの問題を解決するため、中国の経済発展の構造調整と国際協調の強化などの政策調整が必要になると思われる。

キーワード

資金循環、国際収支、外貨準備、金融危機

1 はじめに

21世紀に入って中国は米国にとって最大の経常赤字を持つ相手国となり、2007年の米国の対中経常赤字は米国の経常収支赤字総額の30%を占めている¹⁾。一方、1992年から2008年まで中国の経常収支黒字は年平均878.6億ドルに伸びており、海外からの直接投資と証券投資を含む資金純流入も年平均324億ドルの規模で増大していた。中国の国際収支の「双子の黒字」により、2006年末中国の外貨準備高は1.07兆ドルで、世界一の外貨保有国となり、2009年12月末、更に2.4兆ドルまでに激増していた。

また、2008年9月末、中国保有の米国債は5870億ドルとなり、その後、米国の金融危機が発生したにもかかわらず、中国は米国債への投資を拡大しつつあり、2009年9月に最大値の9383億ドルとなり、同年12月に

も8948億ドルの規模を維持している²⁾。中国はまだ発展途上国であるが、超大国の米国に巨額の融資を続けていた。モノの流れとマネーの流れを含む対外資金循環の面からみれば、米国の消費超過と中国の貯蓄超過により、中国から米国への輸出増大が続けられ、中国の対米経常黒字の拡大に伴い、中国の外貨準備が増加し、更にこの世界一の外貨準備を使って、米国国債を購入することで、米国の消費超過と資金不足を支え、米国の財政赤字を埋め合わせていたという不安定な「鏡像関係 (Mirror Image)」が中国と米国の間に存在していた。

鏡像とは元々数学から来ている概念であるが、一般的意味でいえば、鏡に映された反転の左右対称をなす点や物体の像を指し、違う立場から物事の状態や性質などを観察するとき、物事の位置・順序・方向・あり方などが逆の対称的關係にあることを意味する。最近、この言葉が金融市場の動きを分析した文献でよく使われる³⁾。

* 広島修道大学経済科学部

〒731-3195 広島市安佐南区大塚東1-1-1

米中間の鏡像関係に関する先行文献を調べてみると、米国発の金融危機に絡んだこの鏡像関係の要因を解明しようとする研究は主に以下の五つの視点に纏められる。ひとつは、米国の「双子の赤字」によるものだと解釈している。この説によれば、米国の通増してきた財政赤字は政府の消費拡大をもたらし、経常収支赤字の拡大に繋げている。しかし、政府消費は総消費の中の小さな一部分だけを占めており、Backus, Henriksen, Lambert and Telmer(2005)の研究によれば、過去40年の米国の経常赤字と財政赤字の相関係数は小さく、顕著な相関関係が見られなかった。二つ目は、グローバル金融危機の原因が中国などの経常収支黒字諸国にあるという米国で台頭している金融危機の責任転嫁論を批判する研究である。竹中・西村(2009)の研究によれば、米国の経常赤字拡大の背景には、「米国の内需拡大(住宅バブル、貯蓄率低下による)」と「海外から米国への資金流入の強まり→資本収支黒字の拡大→長期金利の低下と経常収支赤字の拡大」の双方のメカニズムが働いたと考えている。それと近い考えで、松林(2009)は1970年代後半以降の米国における経常収支の変動メカニズムを、多面的なアングルから検討し、米国の経常収支の変動を構造的変動要因、循環的変動要因、その他の変動要因に析出し、米国住宅価格の急速な上昇は米国への資本流入を加速させると同時に、米国への資本流入が住宅価格を更に引き上げている可能性がある」と指摘している。

三つ目の視点は人民元為替の調整不十分による米国の経常収支赤字の拡大である。しかし、為替の変化は経常収支にある程度の影響を与えるが、経常赤字を発生させた主要な原因とは限らない。例えば、1980年代後半から日本では急に円高となっていたが、対米の経常収支黒字は全然減少しておらず、対外収支の不均衡は単に為替レートの調整だけでは説明できない。四つ目の視点としては、金融

市場システムの成熟度の相違が米中間の歪んだ鏡像関係をもたらしたという考え方である。Willen(2004)の研究によれば、一国の金融市場の成熟度が低ければ低いほど、その国の貯蓄は高くなるので、米中間の対外資金循環の不均衡をもたらすことになる。Caballero(2008)などは世界的インバランスの均衡モデルと低金利の研究を通じて、一国が世界に提供する資産の能力の差によって世界の不均衡をもたらすと主張している。これに関連して、Mendoza, Quadrini and Ríos-Rull(2009)は上記の研究を踏まえて、金融市場の統合は金融発達国の貯蓄を低下させ、海外からの融資拡大を促進したので、長期的にグローバルな不均衡をもたらしたと解釈している。以上の研究と関連して、Bagnai(2009)は、国内の貯蓄投資バランス、国際収支に関わる為替変動と貿易の動き、及びグローバル金融資産のストック変動という三つの側面から米中両国の対外不均衡の発生要因を分析している。

一方、五番目の視点としては、米国の拡張的財政・金融政策と米ドルの覇権主義がグローバルな不均衡をもたらした重要な要因だと主張している(中国社会科学院経済研究所, 2009)。卢(2008)も米中間の鏡像関係を提起し、両国の経済成長の特徴と問題点を分析したうえで、中国の不均衡の経済成長を是正するために、経済体制改革の強化、経済成長の構造調整及び所得分配の格差是正などの政策提案を打ち出している。李(2007)の研究は中国資金循環統計(実物取引)を使って中国の高い貯蓄率の原因を分析し、内需拡大をするため、分配構造の改善と家計所得の向上が必要だと主張している。

ところで、上記のグローバル不均衡に関する研究は殆ど貯蓄投資—国際収支—グローバル規模の資産運用という視点から、あるいは実物面の経常赤字(黒字)と資金面での流入(流出)から米中間の過剰消費と過剰貯蓄の形成要因を分析しようとしたものであるが、

其々の側面に存在する内在的な因果関係についての検討はまだ十分とは言えない状態である。そして、1990年代以来の米中間の対外資金循環の長期的な不均衡について、国内の貯蓄投資バランスの視点から国際資本移動までというグローバル不均衡の問題を論じていたが、国際資金循環という概念で米中間の不均衡形成のメカニズムを体系的に明らかにしようとする研究は未だないと思われる。国際資金循環という視点からみれば、経常赤字(黒字)が長期的に続けられれば、海外からの資金流入(流出)も長期的に続けられることを意味する。米中間の対外不均衡を見る場合、国際資金循環という分析の枠組みから体系的に精査するという新しい視点は必要であろう。

そこで、筆者は国際資金循環という分析の枠組みで、米中間に存在している鏡像関係を検討してみる。石田(1993)によれば、国際資金循環分析(global flow of funds analysis)は、研究の対象と目的により、世界経済を幾つかの特定地域に分け、これらの相互間における経常取引(産業的流通)と資金取引(金融的流通)の資金の流れを体系的・統計的に観察し、モノの流れとマネーの流れの主要な動向をマクロ的に明らかにすることを目的とする。資金循環勘定と国際収支統計の関係を明らかにし、国際資金循環分析を展開できる統計体系に関する先駆的研究には松浦(1993)が取り上げられる。

上記の国際資金循環分析に関する研究成果を踏まえて、張(2005)は国際資金循環の視点から国際資金循環分析の理論モデルを作成し、資金循環統計、国際収支及び国際資金フローに関する統計体系を整理したうえで、記述統計分析と構造方程式という分析手法を用い、東アジアと日米中の対外資金循環を中心にして実証研究を行った。また、辻村(2009)は米国発の金融危機に対し、米国の資金循環統計を使って金融連関表の乗数分析の枠組みで米国のサブプライムが世界的問題に発展し

たメカニズムを統計的に描き出している。

以上の研究成果を踏まえて、本研究は、貯蓄投資フロー、対外貿易フロー及び対外資金循環という三つの視座から国際資金循環分析の理論的枠組みを整理し、1990年代から2008年までの先進諸国、途上国、及び米国と中国を巡る国際資金循環に関する基本情勢を概観したうえで、米中間の対外不均衡と不安定な鏡像関係の形成要因とそのメカニズムを統計的に解明し、「鏡像関係」に存在している問題点を取り上げ、将来の展望に踏み込み、国際協調を含めた中国経済の構造調整のとるべき政策を提起しようとするものである。また、研究の手法としては、これまでの国際資金循環分析の理論と手法を発展させ、1990年代から最近までの米中間の対外資金循環の動きを中心にし、記述統計の分析手法でこの鏡像関係の形成要因と問題点及び処方箋を探るものである。

本論文の構成は次の通りである。次の第2節では、貯蓄投資バランス、経常収支と貿易フロー、及び国際資金フローという三つの側面から分析のフレームワークを定める。第3節では、1990年代以来の国際資金循環に関する基本的変化、米国の対外資金循環のインバランス、中国と鏡像関係を統計的に観察し、その要因と問題点を提起する。第4節では、中国の対外資金循環の構造問題を検討し、米中間に形成された鏡像関係のメカニズムを析出し、ポスト危機後のとるべき対策を提言する。最後の第5節では、分析の結論を纏める。

2 国際資金循環分析のフレームワーク

国際資金循環は、貯蓄投資のギャップによって引き起こされた資金調達と、経常収支のインバランスによって発生された国際資本移動を指している。国際資金循環統計は、貯蓄投資バランス、対外貿易フロー及び対外資金フローの動きを示し、資金循環勘定に示された国内部門全体の資金過不足と海外部門の

資金フローの関係、海外部門の資金フローと国際収支の関係に関わるものである。

国際資金循環の流れから見れば、国際資金循環分析の範囲は実物経済の投資貯蓄差額と経常収支バランスとの関係、国内資金の流れと国際資本移動の変化を含める。国際資金循環の枠組みをみると、資金調達面（資金流入）では、国内貯蓄と銀行の信用創造による国内資金と海外資金の流入があり、一方、資金運用面（資金流出）では、国内経済への資金供給と海外への資金流出がある。国際資金循環における資金の流れを国際収支と繋げると、経常収支黒字であれば、国内部門に対して市場サイドの資金流入超過となるが、海外部門に対しては逆に資金流出超過（資本純流出）となる。つまり、「経常収支黒字—資本収支赤字」というパターンの市場資金の貸借バランスとなる。ただし、これはネット・ベースのバランスでみた均衡関係である。また、実際の金融的流通としては、国内部門に対しては金融機関の資金調達と資金運用、海外部門に対しては資金の流出と流入と、其々資産・負債の両建ての形で取引が行なわれており、グロスベースの分析も重要である。ここで、統計データの制限で、ネット・ベースを研究の対象にして検討を行ってみる。

経済開放体制の下では、国内経済と海外の実物面を分析する場合、国内経済の貯蓄投資バランスの差額は対外的には経常収支差額に対応し、国内経済と海外の金融面を見る場合、国内の資金純流出・流入は資本収支（外貨準備を含まない）に見合うものになる。また、国内経済の実物取引と海外の金融取引の関係を見る場合、国内のみの貯蓄によって投資などの資金需要を満たせない資金不足が出た場合、必ず海外から資金調達を行なう。そこで、国内貯蓄投資差額、資金過不足、経常収支、国内経済部門の資金収支バランス、対外収支バランス、金融市場バランス、及び国内資本純流出・流入と資本収支の関係は、

事後的に以下の関係式に整理することができる。

貯蓄投資差額と資金過不足と経常収支バランス

$$(S-I) + (G-T) = \Delta FA - \Delta FL = EX - IM \quad (1)$$

対外収支バランス

$$EX - IM = FI_o - FO_o = (FO_d - FI_d) + \Delta FER \quad (2)$$

金融市場バランス

$$FO_d + FO_o + \Delta FER = FI_d + FI_o \quad (3)$$

以上の式を変換して国際資金循環における国内外の資金の流れを区分すると、国際資金フローの均衡式を得る。

国際資金フローの均衡式

$$FO_o - FI_o + \Delta FER = FI_d + FO_d \quad (4)$$

(4)式の右辺は国内部門の資金過不足を示し、左辺は海外資金純フローと外貨準備増減の合計を意味する。(4)式の両側を整理し、ネットの資金フローのバランス関係が得られる。

ネット・ベース資金流入のバランス

$$NFO_o + \Delta FER = NFI_d \quad (5)$$

また、 $FO_d - FI_d + \Delta FER = CA$ となる。 CA は経常収支とする。即ち、資金循環勘定における資金過不足は国際収支の経常収支に対応するものである。第(1)式から第(5)式までのバランス関係を見ると、 $S > I$ となれば、 $CA > 0$ となり、 $FI_d > FO_d$ となる。このとき、国内部門が資金余剰で、海外部門の資金不足となり、海外への資金純流出となる。逆に、 $S < I$ となれば、 $CA < 0$ となり、 $FI_d < FO_d$ となる。この場合、国内部門の資金不足で、海外部門の資金余剰となり、海外からの資金純流入となる。このように、貯蓄投資バランス、資金過不足及び経常収支の恒等式は資金調達による国内外資金の流れと財貨・サービスの輸出入による物的流れとの構造関係を表している。

また、(5)式より、資金循環勘定における海外資金純フロー ($FO_o - FI_o$) は国際収支表の資本収支に対応していることがわかる。国際収支表の定義から、資本収支は投資勘定（直接投資(DI) + 証券投資(PI) + その他投資

(*OI*) と資本勘定(*CaA*)から構成されているので、海外資金純フローは

$$(FO_o - FI_o) = DI + PI + OI + CaA \quad (6)$$

として表すことができる。式の右方にある項目は全て純額とし、国際資金フローの経路、構成及び規模を示している。ここで、上記記号の定義は以下のとおりである。

S：民間貯蓄 *I*：民間投資 *G*：政府貯蓄

T：政府投資 ΔFA ：金融資産増

ΔFL ：金融負債増 *EX*：輸出 *IM*：輸入

FI_d ：国内資金流入 FO_d ：国内資金流出

FO_o ：海外資金流出 FI_o ：海外資金流入

ΔFER ：外貨準備増減

$NFO_o = FO_o - FI_o$ (対外資金純流出)

$NFI_d = FI_d - FO_d$ (国内資金の純流入)

このように、(1)式から(6)式までのバランス式は、国際資金循環の流れを表している。民間部門の貯蓄投資ギャップと政府部門の財政収支は、経常収支黒字に関係するし、資本収支あるいは資本流出とも関係することを示している。国際資金循環のメカニズムが働いた結果、つまり、事後的に見る場合、もし財政赤字の状態となっているならば、貯蓄不足 ($S < I$) にある国では、経常収支が赤字となり、対外負債の増加或いは外貨準備の取崩しで赤字を埋め合わせることになる。逆に、貯蓄超過 ($S > I$)、そして、貯蓄超過は財政赤字をカバーできる場合、経常収支は黒字となり、外貨準備の増加あるいは国内資金の流出という形で、当該国の対外純資産が増加することになる。(2)式と(4)式からわかるように、経常黒字が継続的に増大しているにもかかわらず、海外資本の流入が続けば、その結果として外貨準備の激増にほかならない。一方、事前的に以上のバランスの相互関係を考慮するとき、(1)式から(6)式までの各項はどのような変数に依存し、どのような決定メカニズムにあるのかを、政策調整プロセスの面から検討しておく必要がある。

このように、国際資金循環の変化は、対内的に経済成長のパターンと貯蓄投資に係するし、対外的に経常収支と表裏一体の関係にある資本収支のバランスによって左右される。国際資金循環分析は、国内資金の流れから国際的資金フローへの展開であり、三つの視座から国内部門全体の貯蓄投資バランスと資金過不足の状況、海外の資金フローと国際収支の変化、国際資金循環における各国の相互関係を体系的に把握し、国際資金循環の流れと変動方向のメカニズムを明確にし、経済の安定成長と世界経済の均衡状態を把握しようとする。以下では、この分析のフレームワークに基づき、米中間の対外資金循環の特徴と鏡像関係を統計的に観察したうえで、国際資金循環分析の視点から見た中国経済の構造的問題を検討する。

3 米国の対外資金循環の不均衡と中国との鏡像関係

3.1 世界主要地域における国際資金循環の変化

米中間の鏡像関係をみる前に、国際資金循環の全体像、つまり、世界の貯蓄投資バランスと資金の流れの基本情勢を確認しておこう。表-1は先進国・新興途上国・米国・中国の主要計数を取りまとめたもので、内外の資金循環の規模として、貯蓄投資、資金過不足、経常収支、及び海外との資本の流出入をとりあげ、それらの規模をそれぞれの対GDP比率で示している。分析期間を1992年-2008年とするのは、米国の経常赤字の拡大が1992年からということと、中国の資金循環統計が1992年から公表し始めたという理由である。そして、分析期間に各経済発展段階の資金循環の特徴を示すために、アジア金融危機以前、その以後、及び米中の対外不均衡が拡大してきた2003-08年という三つの期間に分類している。

まず、先進国と途上国の投資貯蓄と資金過

表-1 世界主要地域の国際資金循環の構成 (対名目GDP比率)

	1992-96	1997-2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
先進国								
投資	21.8	22.0	19.9	20.5	21.0	21.4	21.3	20.8
貯蓄	21.4	21.6	19.1	19.8	20.1	20.6	20.5	19.4
資金過不足	-0.3	-0.4	-0.8	-0.7	-0.9	-0.8	-0.7	-1.4
新興途上国								
投資	27.4	26.1	25.9	27.2	27.3	28.3	30.1	31.3
貯蓄	25.8	26.0	28	29.8	31.6	33.3	34.2	35.1
資金過不足	-1.6	-0.1	2.1	2.6	4.2	5.0	4.1	3.9
米国								
投資	18.2	19.9	18.7	19.7	20.3	20.5	19.5	18.2
貯蓄	15.7	17.3	13.9	14.5	15.1	16.2	14.5	12.6
経常収支	-1.4	-3.4	-4.7	-5.3	-5.9	-6.0	-5.2	-4.9
資本流入	5.0	7.1	7.3	11.8	8.5	13.7	12.5	4.3
資本流出	3.5	3.8	2.6	7.4	2.9	7.7	7.8	0.7
資金過不足	-1.5	-3.3	-4.8	-4.5	-5.6	-6.0	-4.7	-3.5
中国								
投資	39.8	36.5	41.0	43.2	42.7	42.6	42.2	43.5
貯蓄	40.9	39.5	43.2	45.7	48.2	50.1	51.0	51.4
経常収支	0.4	2.2	2.8	3.5	7.2	9.4	11.3	9.5
資本流入	6.6	3.3	5.3	6.8	5.6	5.4	6.8	3.4
資本流出	7.1	5.4	8.0	10.3	12.7	14.6	16.5	13.6
資金過不足	0.4	2.1	2.7	3.5	7.2	9.2	9.7	10.2

注：①第2節(1)式によれば、理論上で貯蓄投資差額が資金過不足と同じ数値になるはずだが、米国と中国の当該指標を含めて実際の統計作成の場合、資金循環の実物取引面から取った貯蓄投資差額と金融取引面から取った資金過不足の間に統計誤差が存在している。

②1992-96年と1997-2002年の数字が年平均値：

③World Economic Outlookの統計定義によれば、先進国地域は、以下の33カ国と地域となる。オーストラリア、オーストリア、ベルギー、カナダ、キプロス、チェコ共和国、デンマーク、フィンランド、フランス、ドイツ、ギリシャ、香港、アイスランド、アイルランド、イスラエル、イタリア、日本、韓国、ルクセンブルグ、マルタ、オランダ、ニュージーランド、ノルウェー、ポルトガル、シンガポール、スロバキア共和国、スロベニア、スペイン、スウェーデン、スイス、中国台湾省、英連合王国、米国。

新興途上国地域は、以下の150カ国と地域に含まれる。アフガニスタン、アルバニア、アルジェリア、アンゴラ、アンティグアバーブータ、アルゼンチン、アルメニア、アゼルバイジャン、バハマ、バーレーン、バングラデシュ、バルバドス、ベラルーシ、ベリーズ、ベニン、ブータン、ボリビア、ボスニア・ヘルツェゴビナ、ボツワナ、ブラジル、ブルネイ・ダルサラーム国、ブルガリア、ブルキナファソ、ブルンジ、カンボジア、カメルーン、カボベルデ、セントラル、アフリカのリパブリック、チャド、チリ、中国、コロンビア、コモロ諸島、コンゴ民主共和国、コンゴ共和国、コスタリカ、コートジボアール、クワチア、ジブチ、ドミニカ、ドミニカ共和国、エクアドル、エジプト、エルサルバドル、赤道ギニア、エリトリア、エストニア、エチオピア、フィジー、ガボン、ガンビア、ジョージア、ガーナ、グレナダ、グアテマラ、ギニア、ギニアビサウ、ガイアナ、ハイチ、ホンジュラス、ハンガリー、インド、インドネシア、イラン・イスラム共和国、イラク、ジャマイカ、ヨルダン、カザフスタン、ケニア、キリバス、コソボ、クウェート、キルギス共和国、ラオス人民民主共和国、ラトビア、レバノン、レソト、リベリア、リビア、リトアニア、旧マケドニアユーゴスラビア共和国、マダガスカル、マラウイ、マレーシア、モルディブ諸島、マリ、モーリタニア、モーリシャス、メキシコ、モルドバ、モンゴル、モンテネグロ、モロッコ、モザンビーク、ミャンマー、ナミビア、ネパール、ニカラグア、ニジェール、ナイジェリア、オマーン、パキスタン、パナマ、パプアニューギニア、パラグアイ、ペルー、フィリピン、ポーランド、カタール、ルーマニア、ロシア、ルワンダ、サモア、サントメ・プリンシペ、サウジアラビア、セネガル、セルビア、セーシェル、シエラレオネ、ソロモン諸島、南アフリカ、スリランカ、セントクリストファーとネヴィス、セントルシア、セントヴィンセント・グレナディーン、スーダン、スリナム、スワジランド、シリア・アラブ共和国、タジキスタン、タンザニア、タイ、ティモール、トーゴ、トンガ、トリニダードトバゴ、チュニジア、トルコ、トルクメニスタン、ウガンダ、ウクライナ、アラブ首長国連邦、ウルグアイ、ウズベキスタン、バヌアツ、ベネズエラ、ベトナム、イエメン共和国、ザンビア、ジンバブエ。

出所：先進国と新興途上国の関連データはFlow of funds (IMF World Economic Outlook) より引用、米国の関連データはFlow of Funds Account (FRB) に、中国の関連データは『中国統計年鑑』と『資金循環勘定』により作成したものである。

不足の動きをみると、分析期間においては、先進国の投資超過と資本不足となっていたが、資金不足の対GDP比率は1992-1996年の0.3%から2008年には1.4%に伸びていた。これに対し、アジア金融危機以前に途上国も投資超過で、資金不足率は1.6%となったが、2003年以降、途上国は貯蓄超過と資金純供給の傾向となっていた。資金余剰の対GDP比率は2003年の2.1%から2006年には最大値の5.0%に達し、2008年には3.9%となっている。こうした動きから2003年以降、国際資金循環において途上国から先進国へ資金流出の傾向となり、途上国は先進国に資金供給の役割を演じていたことが分かる。

また、90年代前半の米国は強いアメリカの復活による景気の回復から消費が活発で、貯蓄不足が目立っており、貯蓄不足の対GDP比率は1992-96年と1997-2002年の2.5%となったが、2003年から徐々に大きくなり、2008年には5.6%に上昇している。貯蓄不足の状態は続いていたが、経常収支も輸入の増大から赤字が増大傾向にあった。表-1に示されているとおり、経常赤字の対GDP比率は1992-96年平均の1.4%から2006年には6%に拡大した。米国は経常収支赤字を埋めるため、日欧から大規模な国際資本を吸収しただけでなく、中国などの途上国からも大規模な資金調達を行っていた。1990年代においては、米国の資本流入と流出は其々全世界総額の三分の一と五分の一となっており⁴⁾、2003年以後、更に拡大している傾向があり、2006年に資本流入の対GDP比率は最大値の13.7%となった。そのため、米国の資金不足の対GDP比率は1992-96年の1.5%から2006年の6.0%へ逡巡してきた。けれども、米国発の金融危機の影響で2008年において経常赤字も資金不足も縮小している。

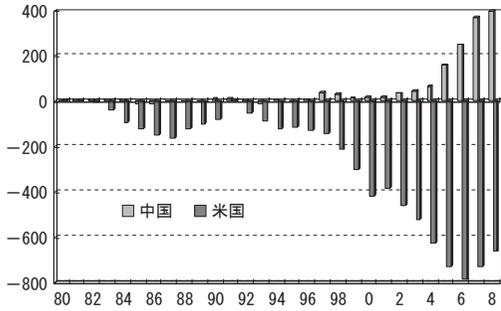
一方、中国の国際資金循環の計数をみると、米国のそれと対照的に逆の現象が現れている。貯蓄超過率は分析期間の1.1%から7.9%にも

伸びている。経常黒字も逡巡しており、1992-96年の0.4%から2007年に最大値の11.3%に達している。また、海外との資本流出入をみると、資本流入の対GDP比率は6.6%から3.4%まで動いたのに対して、資本流出の同比率が1997-2002年の5.4%であったが、2004年以降から急増し、2007年に最大値の16.5%になった。その影響で、資金過不足の比率も1992-96年の0.4%から2008年の10.2%に大きく上昇している。特に2006-07年の間、米国の資本流入率は最大値であったのに対し、中国の資本流出率も最大値となっており、米国債などの証券投資で中国から米国へ大規模な資本輸出を行い、国際資金循環における米中間の鏡像関係を物語るものと言えよう。

3.2 米中間の鏡像関係が形成された要因

2008年9月に米国発の金融危機の背景には、米国の中国やアジアなどの諸国との間での経常収支不均衡の問題もある。資金循環や国際収支などの統計を用いて観察してみよう。

図-1に示された通りに、1980年からの約30年間の間、米国の経常収支はずっと不均衡の状態であったが、二つの大きな周期が見られる。そのひとつは1980年から1990年までの経常赤字の変化である。もうひとつの大きな波動は1991年から2008年までの経常赤字の激増とその後の縮小傾向である。1980年から1990年までの米国の経常赤字は日米の貿易摩擦を頻繁に引き起こした。1991年に米国の経常収支は29億ドルの黒字に転換したが、わずか1年間だけで再び赤字状態に戻り、2006年に最大値の7881億ドルに転じ、対GDP比率の6%に達している。ただし、今回の貿易摩擦の主要相手国は日本の代わりに中国となっている。ここで、先述の第(1)式に示された三つの分析視点に基づき、米国の経常赤字が激増されてきた原因とその結果を米国内と海外の両面から調べてみる。

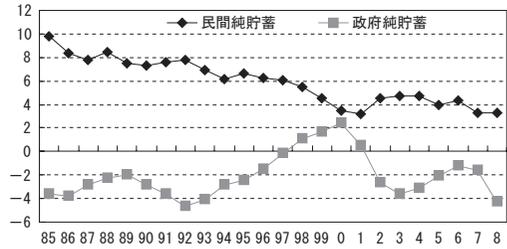


出所：IMF, World Economic Outlook, October 2009

図-1 米国と中国の経常収支 (10億ドル)

米国の経常赤字が長期的に通増していたのは、米国経済に構造的な問題が存在することを示唆している。第(1)式から示されるように、米国の経常赤字の変化は国内貯蓄投資バランスと政府の財政支出と対外資金フローに関わるので、まず、貯蓄投資バランスから、経常赤字発生の原因を見てみよう。

1980年代の米国の経常赤字は主に財政赤字の増加を反映するとともに内需の拡大テンポを上回って拡大したが、1990年以降の経常赤字は、IT産業の投資を軸とした設備投資と民間消費の増大を反映したものであった⁵⁾。1990年以降、米国の貯蓄率は低下していた傾向にあり、特に2002年以降、貯蓄不足率が落ち続け、経常赤字拡大の主要因となっている。米国の資金循環統計を使って、国内貯蓄投資のギャップを民間部門と政府部門に分けてみると、図-2が示しているとおりに、分析期間に一貫して民間部門は貯蓄超過、政府部門は投資超過になっているが、民間純貯蓄率は低下の傾向にあり、1985年の9.8%から2008年に3.1%に低減していた。また、クリントン政権の1998年から2001年までの4年間に政府純貯蓄率はプラスの2%程度となったが、この時期を除いてマイナスの純貯蓄率を続け、2008年に更に-4.1%となっている。政府純貯蓄率がマイナスとなるのは政府の投資超過と財政赤字を意味するもので、2002年以降、民間部門純貯蓄率の低下により、



出所：Flow of Funds Accounts of the United States

図-2 米国の部門別の純貯蓄率(対GDP比, %)

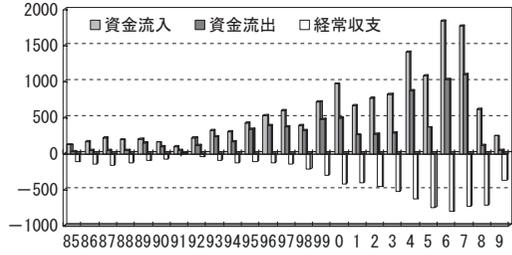
政府部門の投資超過が民間部門の貯蓄超過分を大きくしのぎ、2008年政府の投資超過は最大値の5815億ドルにも上がっている。この結果として、米国の民間部門と政府部門を含めた貯蓄投資バランスの不均衡は、海外輸入の拡大で補う形を取らざるを得なかった。従って、米国の対外不均衡に及ぼした根本的な問題は米国内の貯蓄不足である。その結果として、安い中国商品は大規模に米国市場に流れ、米国の対中貿易赤字が1999年第1期四半期の132億ドルから2008年第3四半期の768億ドルまでに増加しており、2008年に米国の対中貿易赤字は貿易赤字全体の37.7%に達している。

けれども、第(1)式に示された対外資金循環のバランス関係により、超過消費と貯蓄不足で経常赤字をもたらすことになれば、この経常赤字を埋め合わせるために、経常黒字国から資金調達をしなければならない。80年代後半から、米国の経常収支赤字と財政赤字が目を見張るばかりのペースで膨張していると同時に、大規模な海外資金フローも米国に集中している。米国は経常収支黒字国から自国の経常赤字以上の外国資本を集め、それを自らの経常赤字ファイナンスに充て、自国の長期にわたる景気拡大を実現する一方で、その経常赤字以上の余剰分を使って対外投資も行っていったのである。

米国の資金循環勘定における海外部門表(F.107 Rest of the World)⁶⁾の対外収支の純額

に純資本移転を加えると、海外部門の総貯蓄となり、これが米国の経常収支に当該するものである。海外部門の金融資産が増加すれば、米国への資金流入となるが、海外部門の金融負債が大きくなれば、米国からの資金流出となる。

図-3は米国の資金流入と経常収支の動きを示している。その変化をみると、1990年代以降米国の対外資金循環の規模が大幅に増大しており、1985年から1996年まで、対米資金流入は3.09兆ドルとなったが、1997年から2008年までの対米資金流入は12.24兆ドル、平均すると米国経常赤字の2倍以上である。特に1993-1997年の間、米国経常赤字総額の5656億ドルに対して、対米資金流入の総額は2.28兆ドルで、経常赤字の約4倍もの資金流入があった。米国はこの経常赤字を上回る大規模な資金流入を利用し、株価や社債ブームを創り出し、潜在成長率を上回る高い経済成長を実現した。更に米国は強いドルのメリットを利用し、新興市場国やその他の世界に証券投資や直接投資を積極的に展開し、1990年から2008年までに米国からの資金流出は7.37兆ドルとなり、投資収益の好調も続けていた。けれども、海外からの大規模な資金流入は米国内の資金需要を緩和させ、

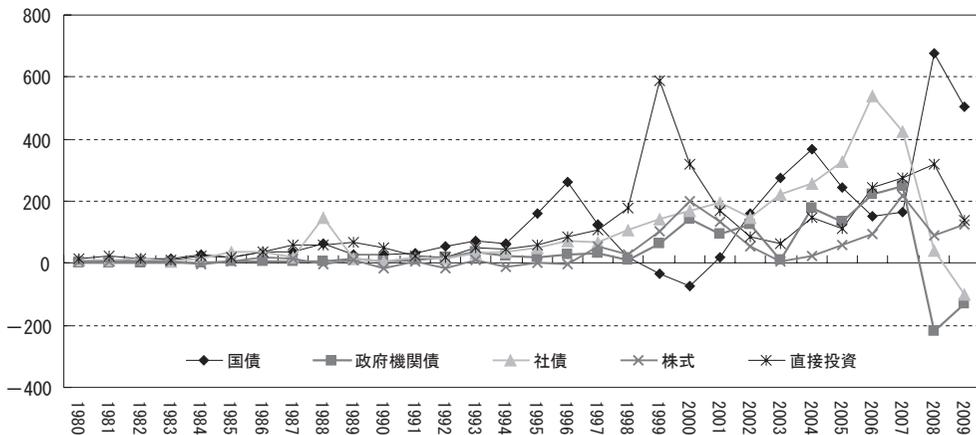


出所：FRB, Flow of Funds Accounts (F107 rest of the World) ; IMF, World Economic Outlook Database.

図-3 米国の対外資金フロー（10億ドル）

長期金利を引き下げ、2002年から2004年までの間、FRB基準金利が1%までに下がり、実質金利は非常に低い状態が続いた。それで、低所得者の住宅需要を高め、巨大な住宅バブル（housing bubble）を惹き起し、最終的に2008年9月に米国サブプライム危機にまで発展した。以上から、米国の経常赤字拡大は民間部門の貯蓄率低下、特に政府純貯蓄不足による内需拡大の結果であると同時に、中国などの新興市場国を含む海外からの資金流入に関わっていた。

ここで、米国への海外資金純フローを少し詳しく調べてみよう。海外からの投資パターンは、米国の経常収支と金融市場の動向を反



出所：FRB, Flow of Funds Accounts of the United States (F107 rest of the World).

図-4 海外から米国への金融投資パターン（10億ドル）

映する形で変化している。国際資本フローの投資先として、2000年まで直接投資・株式・社債への投資が中心であり、そして、1999年直接投資の規模が最大値の5894億ドルに達した。けれども、図-4に示された通り、2000年に入ると景気後退からこのような傾向は低下し、2001年のテロ事件後、直接投資と株式投資への資金流入は縮小しているのに対し、国債と政府機関債の購入は急増していた。その中に政府機関債⁷⁾の購入は2003年の52億ドルから2007年の2503億ドルまで著しく増加している。これは米国の住宅価格高騰に伴い、住宅資産を担保とするモーゲージ関連債券の急増に他ならない。そして、米国債の購入は2002年の1475億ドルから、2008年に最大値の6743億ドルまで急激に拡大していた。ただし、2008年米国発の金融危機の影響で、海外投資家は一斉に政府機関債と社債を売却（マイナスの数値）したので、国債の購入が資本流入総額の109.7%を占めていた。

米国政府が経常赤字を埋め合わせるため、国債の発行を増やしている。2008年10月以降、米国発の金融危機にもかかわらず、中国は米国債への投資を拡大し、中国の米国債の保有は、2004年1月の1576億ドルから2009年9月の最大値9383億ドルまでに増大しており、米財政赤字が膨らむ中、米国債保有の危険さが論じられている。

他の通貨資産と比べると、米国ドル本位制の国際通貨システムの影響で中国などの中央銀行は相当な比重で米ドル資産を外貨準備として保有していた。その結果として、米国の消費超過→中国からの輸入→米国経常赤字の拡大→中国の米国債の保有増→国際資金の米国への還流という形で、1990年代から国際資金循環において米国と中国の鏡像関係が形成され、それを中心として国際資金循環のバランスを維持してきたのである。けれども、米国のサブプライムローンの危機がきっかけ

となり、従来の国際資金循環のバランスが崩されており、米中は国際資金循環における新しい接着点を探そうとしているところである。

このように、国際資金循環の視点から2008年米国発の金融危機で、対外資金循環における米中間の鏡像関係が揺れているのは、以下の三つの原因があると考えられる。第一は国際資金循環のメカニズムが働いた結果である。米国内の過剰消費と貯蓄不足によって経常赤字は激増され、海外からの巨額な資金流入は米国の経常赤字拡大を持続させたが、米国長期金利の低下を及ぼし、住宅バブルの発生と崩壊に繋がった。即ち、急激的な経常赤字の拡大と巨額の資本流入によって、従来の対外資金循環におけるバランス関係が崩されてしまった。第二は、米国内の金融規制管理の不十分によるものである。国際資金フローが米国に集中した結果として、米国内の相対的資金余剰となり、家計、企業及び金融機関自身がこれを使って資産や住宅や土地などに投機的な投資を盛んに行った。けれども、FRBを含めた金融機関は資金運用の規制管理を十分に果たしておらず、2007年後半起こったサブプライムローン危機や米証券大手リーマン・ブラザーズの倒産などで、米国資金の流れが国際資金循環から脱落し、世界不況を及ぼしたのである。第三は、主要的要因と副次的要因を区別する必要があるが、米国発の金融危機に中国などを含む米国への輸出国が深く関わっていたことに注意する必要がある。高成長の中国は労働集約型の産業構造から安い製品の輸出で貿易黒字を拡大し、急増した外貨準備の運用として、巨大な米国債の保有を通じて米国に資金を還流させ、米国の住宅価格バブルを増幅させ、自動車などの耐久消費財の需要を更に増やし、米国の過剰消費を維持した役割も果たしていたと言える。けれども、米国発の金融危機の影響で、米国の過剰消費が中国経済を含む世界経済を牽引する時代は逆回転し、従来の外需主導による

中国の資金輸出型の資金循環も持続できなくなっている。

4 中国の対外資金循環の問題点と政策調整

1992年から中国の対外資金フローの規模が年々増えており、対外資金流入の対GDP比率は、1992年の10%から2007年に23.3%までに伸びたが、2008年に17%となり、少し低下の兆候が出ている。この期間、対外金融純投資は1992年の353億元から2008年の3.13兆元に増大し、87倍増となっている。第2節の(1)式によれば、このような急激な変化が国内貯蓄投資のインバランスによって影響されるものなので、まず、中国の貯蓄投資のインバランスの原因を調べてみよう。

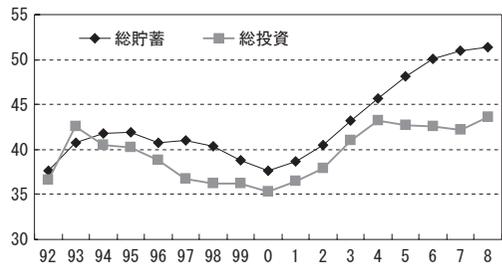
4.1 高い貯蓄が形成された要因

図-5の通りに、分析期間において貯蓄も投資も高い伸び率となり、1993年を除いて貯蓄超過の傾向は続いており、貯蓄超過額が1992年の276億元から2008年の2.41兆元に達し、年平均の貯蓄超過は5971億元となっている。特に2004年から、貯蓄投資のギャップは大きく拡大していた。2004年以降、投資率は42%前後で動いていたが、貯蓄率は2004年の45.7%から2008年に51.4%に継続的に伸びてきた(表-1)。これは米国の貯蓄率と比べて遥かに高い貯蓄水準を示している⁸⁾。

中国の高い貯蓄率は、第2節の(1)式と(2)式に示された対外資金循環の均衡関係を歪ませた形になっている。すなわち、国内の経済成長に伴い、高い貯蓄があれば、資金循環の面からみれば、必ず対外的に巨額な貿易黒字にもなり、そして、国内資金が大規模に流出し、外貨準備も激増し、対外資金循環の不均衡が拡大されるのである。図-5に示されているように、2004年から貯蓄投資のインバランスが激増していた。

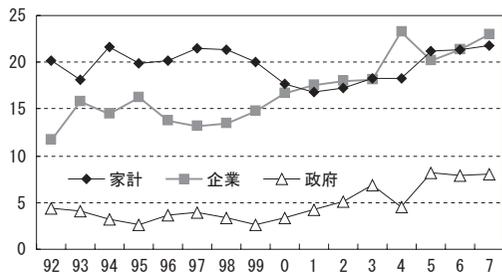
貯蓄率増大の要因を調べるために、中国の

資金循環勘定(実物取引)を使い、家計、企業及び政府部門の貯蓄率を計算した(図-6参照)。資金循環勘定の制度部門は非金融企業、金融機関、政府、家計及び海外に分類されるが、ここで、貯蓄変化の性向を検討するため、非金融企業と金融機関を一つの企業部門に分類する。統計データの制限で1992年から2007年までの部門別貯蓄率しか作成できないが、部門別貯蓄変化の傾向は読み取れる。まず、分析期間において家計部門の貯蓄率は大体20%で動いており、1992年の20.2%から2001年に16.7%の低下傾向で、2002年以降少し伸びたが、2007年に21.8%に止まっていた。つまり、1990年代から家計部門の貯蓄率はあまり上昇していなかった。そして、家計部門貯蓄の対国民総貯蓄額の比重⁹⁾をみると、1992年の55.7%から2007年に42.9%に低下し、国民総貯蓄に占める比重が落ちて



出所：中国国家统计局『中国統計年鑑』

図-5 中国の貯蓄・投資の推移(対GDP比, %)



注：貯蓄率 = 部門別貯蓄 / 国民可処分所得

出所：中国国家统计局『中国統計年鑑「資金循環勘定(実物表)」』

図-6 中国の部門別貯蓄率の推移

いる。それに対し、企業部門の貯蓄率は1992年の11.7%から2007年までの22.9%まで大幅な上昇傾向となり、国民総貯蓄に占める比重も1992年の29.1%から2007年に34.1%に拡大している。また、政府部門の貯蓄率は1992年の4.4%から2007年に8.1%に倍増し、対国民総貯蓄の比重は1992年の12%から2007年に20.9%に大幅に上昇した。1992年から2007年までの期間において国民総貯蓄率は11.2ポイントの増に対して、企業部門貯蓄率の上昇は8.34ポイント、政府部門のそれは1.86ポイントとなったが、家計部門貯蓄率の上昇はわずか0.96ポイントとなっているので、中国の高い貯蓄が主に企業部門と政府部門によって大きく寄与されていたことが分かる。

中国の高い貯蓄が企業部門と政府部門によって寄与された要因を解明するため、貯蓄率の計算式を貯蓄性向と所得分配率に分解し、

資金循環勘定（実物取引）の統計を用いて次の表-2を作成した。中国の資金循環勘定（実物取引）により、家計部門と政府部門の可処分所得から最終消費を除けば部門別の貯蓄となるが、企業部門に消費項目が存在しないので、企業部門の可処分所得は企業部門の貯蓄となる。それで、企業部門の貯蓄性向が1となり¹⁰⁾、所得分配率が企業部門の貯蓄率となるので、表-2に企業部門の所得分配率だけを取り入れている。

表-2からわかるように、家計部門の貯蓄率の上昇鈍化は、家計部門の貯蓄性向の上昇が小さく、所得分配率が大きく低下していたことに関係する。それに対し、政府部門の貯蓄率の伸びは、貯蓄性向の1992年の22%から2007年に最大値44.2%までの倍増に大きく寄与されるし、所得分配率の上昇（19.96%→24.06%）にも関係する。特に2001年以降、政府部門の貯蓄性向と所得分配率は急速に上

表-2 中国の家計部門と政府部門と企業部門の貯蓄 (%)

	家 計		政 府		企 業
	貯蓄性向	所得分配率	貯蓄性向	所得分配率	所得分配率
1992	29.55	68.34	22.00	19.96	11.70
1993	28.10	64.62	20.96	19.65	15.73
1994	32.35	66.96	17.12	18.51	14.53
1995	29.59	67.23	15.51	16.55	16.22
1996	29.44	68.44	20.74	17.88	13.69
1997	31.43	68.60	21.89	18.30	13.10
1998	31.23	68.41	18.26	18.13	13.45
1999	29.82	67.20	14.75	18.10	14.70
2000	27.50	64.20	17.21	19.20	16.60
2001	27.02	62.00	20.78	20.50	17.50
2002	28.28	61.00	24.23	21.00	18.00
2003	30.44	59.80	31.42	22.00	18.20
2004	31.65	57.83	23.99	18.90	23.27
2005	35.61	59.41	30.45	20.55	20.20
2006	36.40	58.73	38.56	22.75	21.30
2007	37.94	57.52	44.22	24.06	22.90

注：貯蓄性向＝部門貯蓄/部門可処分所得；所得分配率＝部門可処分所得/国民可処分所得

出所：中国国家统计局，「資金循環勘定（実物取引）」、『中国統計年鑑』

昇していた。表-2の統計から、1990年以來の中国の貯蓄率の急増は、家計部門の影響が小さく、主に企業部門と政府部門の貯蓄率の上昇によるものである。その中、特に政府部門の貯蓄性向の増大に寄与される部分は大きく、2003年以降の貯蓄投資のギャップの拡大は主に企業部門と政府部門への所得分配率の上昇（家計部門への所得分配率の低下）によるものである。これは、中国の経済成長に従い、所得格差の拡大による家計消費の上昇鈍化などの分配面の構造的問題である。

4.2 外貨準備急増の要因と対外資金純流出

第3節の図-1に示されている通り、1990年代以降、中国の経常収支は1993年を除いて持続的な経常黒字となり、そして、2003年以降の貯蓄投資のギャップの拡大に伴い、経常黒字も急増し、2003年と比べて、2008年の経常黒字が3993億米ドルで、8.7倍の増となった。中国の外貨準備高も2003年の4033億ドルから2009年12月末に2.4兆ドルに急増していた。

1990年代以來、中国の対外資金循環のパターンが大きく変化しており、二つの特徴が現れている。即ち、国内貯蓄超過と海外から直接投資とホットマネーを含む資金流入も増大していると同時に、米国債の購入などで国内の資本流出も増大していた。

第1節の(4)式と(5)式により、そして国際収支統計の関係式に合わせて資金循環統計（金融取引）を再分類した結果は表-3の通りである。表-1の統計分類と同じように、分析期間を三つの段階に分けて中国の対外資金フローの変化を示している。分析期間において銀行の貸付や直接投資などを中心とした海外からの資金流入は大規模に増大し、2007年に最大値の1.67兆元となり、アジア金融危機以後の平均値と比べて、約5倍増となっている。1992年から2008年までの17年間で中国への海外資金流入総額は11.4兆元となっている。

一方、海外への証券投資や直接投資などの形で中国から海外への資金流出も大きく伸びており、1990年代前期の年平均の2163億元から2008年には1.268兆元に上昇し、1992年から2008年までの17年間で中国からの資金流出総額は7.09兆元にも達した。それで、資金流入から資金流出を除いた資金純流入をみると、2008年（-363億元）を除いて分析期間において殆ど海外からの資金純流入となっており、年平均で2554億元となっている。けれども、第2節の第(1)式と(2)式のバランス式に示された通りに、年平均の6746億元の経常黒字¹¹⁾が逡増しているにも関わらず、年平均2554億元の海外資金純流入も存在している。即ち、1993年を除いて「双子の黒字」

表-3 中国の対外資金フロー（億元）

	1992-96	1997-2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
資金流入 (A)	4295	3484	5807	8712	11883	13095	16689	12270
資金流出 (B)	2163	2708	1224	-551	7078	12677	10806	12633
純流入(A-B)	2132	776.2	4583	9263	4805	418	5884	-363
外貨準備 (C)	-1425	-2540	-9686	-17080	-16958	-19692	-32618	-29119
誤差脱漏 (D)	-927	-849	1377	2135	-1373	-1027	1159	-1814
金融純投資 E	-220	-2612	-3726	-5682	-13526	-20301	-25575	-31296

注：(A-B)+C+D=E；1992-96年と1997-2002年の数字が年平均値；外貨準備増は負の表示，金融純投資の負号は資金流出を意味する。

出所：中国人民銀行（1998.1～2010.1）『中国人民銀行統計季報』

(経常黒字と資本収支黒字) という構造が続いていたので、この影響を受けて2003年以降中国の外貨準備高は急に膨らんでいた。

ところで、表-3の下半分に示されているように、経常黒字と資本黒字は大きく増加していたので、その影響を受けて外貨準備は急激に拡大しており、1992-96年平均の1425億元から2007年の3.26兆元までに伸び、17年間の年平均8677億元となる。同期間の経常収支黒字が年平均で6746億元となっているので、外貨準備増加の7割以上は、経常収支黒字の増加により形成されたものと考えられる。国際資金循環のリスク要因からみれば、中国の外貨準備高は比較的安全な構成となっていると言えるであろう。けれども、2003年から貯蓄超過と経常黒字の急増により、外貨準備は急に膨らみ、2008年まで3倍増となっている。これは、「双子の黒字」を外貨準備の積み上げによって吸収された結果であり、中国の対外資金循環の構造的な問題を示し、経済の安定成長にとってもろ刃の剣となっている存在である。

また、年平均-545億元の誤差脱漏 (Errors and Omission) は、不確実な要因であるが、無視できない存在である。誤差脱漏という項目は、基本的にデータ収集時のずれや統計資料の不十分などで生じた統計誤差であるが、中国の資本市場がまだ開放されていないため、この誤差脱漏の殆どは把握できない資本逃避を含むものと考えられる。そして、2002年から2004年まで、また2007年に誤差脱漏の数字が以前のマイナスからプラスに変わり、資本逃避の方向はこれまでの資本流出から資本流入に変更したので、人民元切上げの期待と一定の関係が読み取れるであろう¹²⁾。

資金純流入に外貨準備と誤差脱漏を加えて得られた対外金融純投資の推移をみると、各時期において中国からの資金純流出となっている。分析期間の年平均2554億元の海外資金純流入に対し、年平均8677億元の外貨準備

増があり、更に年平均の誤差脱漏の-545億元を計上すると、最終的に年平均の対外金融純投資は6669億元となっている。そして、1992年から2008年までの対外金融純投資総額は11.34兆元にも達した。また、中国からの資金流出はほぼ米国へ集中し、米国と巨額の貿易黒字を持ちながら、米国債の購入などで米国に資金の還流を行っており、対外資金循環において米国と中国の鏡像関係が形成されていた。なお、米国財務省が公表している資本移動統計 (Treasury International Capital, TIC)¹³⁾によれば、中国保有外貨準備高の米国資産の内訳は、長期国債が約50%、中期金融債が約35%、株式、企業債及び短期債券が約15%となっている。また、2008年末の外国人による米国債の保有状況によると、中国が前年末比で45.8%増の7274億ドルとなり、年末ベースで日本のそれを超えて初めて首位となった。けれども、図-3にも示されているように、2008年に米国経常赤字の縮小に伴い、対外資金フローの規模も急速に縮小しているので、米国の対外不均衡が徐々に解消されている傾向にある。これに対し、2008年に中国の対外金融純投資は最大値の3.13兆元に達しており、対外不均衡の拡大が続けられている。

4.3 政策含意：ポスト危機後の課題

中国対外資金循環のインバランスの起因は長期的内需不足、消費性向の低下にある。それにより、貯蓄超過が増大し、輸出指向の外向型の経済成長パターンとなっていた。従って、中国の対外資金循環のインバランスは実質的には国内経済成長の構造問題である。中国の一人当たりGDPはまだ3000ドル台に止まっているが、上記の分析期間に海外への大規模な資金輸出を行い、特に超大国の米国に巨額の融資を続けていた。けれども、国際資金循環のメカニズムによれば、中国の「双子の黒字」型の対外資金循環は、必ず外貨準備

高を激増させ、国際市場の為替変動のリスクと国内のインフレ上昇などの面からみても、この「双子の黒字」型の対外資金循環を変更せざるを得ない状態となっている。

以上の分析を纏めてみると、中国の対外資金循環は三つの大きいリスクに直面している。ひとつは、15年間で続いてきた巨額の「双子の黒字」、もうひとつは、通増してきた世界一の外貨準備高、3つ目は中国保有の巨額の米国債である。貯蓄投資バランス、経常収支フロー及び対外資金フローという国際資金循環分析の視点からみれば、中国の対外資金循環のインバランスは経済の持続的安定成長にマイナスの要因となり、1990年代から通増してきた中国の輸出型の対外資金循環に対して若干の政策調整を行う必要があるであろう。

一つは、貯蓄投資のインバランスの調整である。対外資金循環の歪な構造は実質的に国内経済成長の構造インバランスによって引き起こされた問題であるので、米国も中国も国内経済の成長に構造的調整を行う必要がある。米国の過剰消費と貯蓄不足という経済構造に対し、中国は消費不足と貯蓄超過となっている。中国の支出法GDP統計によれば、中国の消費が低下傾向となっており、最終消費支出のGDP成長の寄与率は1992年の72.5%から2006年の38.7%に落ちており¹⁴⁾、それによって貯蓄が通増されていた。上記の分析のように、2003年以降の貯蓄投資のギャップの拡大は主に企業部門と政府部門の所得分配率の上昇と政府部門の貯蓄性向の増大によるものであるため、対外貿易のバランスを取るため、部門別の所得分配の調整、内需の拡大、及び政府部門による公的投資の拡大などの財政政策を実施するべきであろう。

もう一つは、経常収支のインバランスの調整である。巨額の経常黒字の存在は内在的要因と対外的要因によって分けられる。内在的要因として貯蓄超過によるものと言えるが、

対外的要因としては国際市場の動きに調整機能を持つ為替レートの変動だと考えられる。当然、米国も人民元為替を米中の対外不均衡の重要な要因として、中国に政治的圧力をかけているが、それは論外の問題である。けれども、国際資金循環の視点からみれば、アジア金融危機が発生した1997年から2008年まで、中国の対外金融純投資は12倍の増加となっているが、人民元為替レートは経常収支の自由化となった1994年から2004年までの変動は殆ど見られなかった。そして、2004年から2008年まで人民元対米ドルの為替レートは16.1%の切り上げに止まっている。為替レートは国際貿易と法定通貨（或いは外貨）の需給関係を調整する相対価格なので、人民元為替が資金フローに対して本来の調整的役割を果たしていなかった。それで、為替レートの変動は中国の外貨準備増減と海外資金フローに機能を果たしておらず、対外資金循環の構造的問題を惹き起した要因の一つと言えるであろう。そのため、資本市場の自由化を視野に入れ、関連の金融法規を整備したうえで、市場変動に反映できる人民元為替形成のシステムを順次に行うべきであろう。

三番目は国際協調の強化である。巨額の米国債保有は現段階の中国にとって一つの熱い芋のような存在となり、ドル安の可能性があるので、中国政府も何度も「心配している」と言っている¹⁵⁾。しかし、1990年代からの鏡像関係が続けられてきた以上、相互利益関係となっているので、中国の米国債保有は少し減額の可能性があるが、引き続き購入せざるを得ないであろう。長期的に資産運用のリスクと収益性を考えれば、中国は外貨準備における通貨資産の比重を調整するべきであろう。米国発の金融危機で米国も従来の過剰消費の経済形態を既に維持できなくなり、2009年5月に米国の民間純貯蓄率が7%上がり、経常赤字も1999年11月の低水準に戻っている。

米国経済が完全に回復するまで、その経常赤字の縮小は続くであろう。中国は15年間続いていた「双子の黒字」型の対外資金循環の構造で、巨額の外貨準備を保有する結果となり、大きなリスクを抱えている。それ故、不均衡な対外資金循環の構造に形成された鏡像関係を是正するために、世界市場での外貨運用を通じて外貨準備残高（ストックの量）を削減しようとしている。けれども、こうした政策調整は、外貨準備増加（フローの量）を押し止めることができないので、中国は内需拡大を含む経済成長の構造調整を行うと同時に、対外金融投資も米国に集中するより、多様化されるべきであろう。これは米中間の関係だけではなく、世界経済の新しい構造的転換にも繋がるので、G7や新興国などを含めた各国との国際協調は一層必要となるであろう。

5 むすび

本研究では国際資金循環の概念を基礎に、資金循環や国際収支などの諸統計を使って米国発の金融危機を結びつけて中国と米国の対外資金循環に存在している鏡像関係の分析を試みた。データの制限や国際資金循環分析のモデルが説明できる範囲という点では限界があるものの、以上の分析結果をみると、いくつかの示唆を得ることができる。

まず、1990年代以来の国際資金循環の基本変化からみれば、1992年から2002年まで途上国は資金不足であったが、2003年以降途上国から先進国への旺盛な資金流入が起これ、世界経済の基本情勢が少しずつ変わっている。米国を代表とする先進国経済の低迷と中国を代表とする途上国経済の成長はこの分析時期の基本的な流れとなり、国際資金循環の不均衡が存在していた。米国は巨額の経常収支赤字を埋めるため、日欧から大規模な国際資本を吸収していたと同時に、中国などの途上国からも大規模な資金調達を行っており、

こうした背景の中に、米中間の鏡像関係が歴史的に結ばれた。

また、米国と中国の対外資金循環に「経常赤字の拡大→資本流入拡大」と「資本流出拡大→経常収支黒字拡大」という二つの因果関係が同時に存在したことがわかる。即ち、米国では第3節で示したように、米国の民間貯蓄と政府貯蓄の不足により、経常赤字を拡大し、その赤字を埋めるために、資本流入の拡大をしてきた。一方、中国では、所得の格差により家計部門の消費不足となり、企業部門と政府部門の相対的過剰な貯蓄が大きくなっていく中、米国債購入などで対米金融投資を行い、対米経常黒字の拡大が続けられていた。双方の対外資金循環の流れから国際資金循環のメカニズムが働いたと考えられるのである。

なお、米国発金融危機の影響で米中間の対外不均衡によって形成された鏡像関係はこれ以上続けられないという分析結論が得られる。米国の過剰消費と貯蓄不足の経済形態がもう維持できなくなっており、金融危機から脱出しようとする財政・金融政策の効果として、2008年から米国の経常赤字幅は縮小し、2009年に米国の経常赤字の対GDP率が最小値の2.6%となった。それに伴い、対外資金フローの規模も急速に縮小し、2009年に従来の資金不足から資金余剰に転換し、資金余剰の対GDP率が1.4%となっている¹⁶⁾。一方、米国の過剰消費が中国経済を含む世界経済を牽引する時代は逆回転し、中国の経常黒字も縮小の兆候が現れ、従来の外需主導による中国の資金輸出型の資金循環は持続できなくなっている。中国は所得分配の構造調整を行ったうえで、家計部門の貯蓄を高めて内需を拡大し、市場変動に反映できる人民元為替形成のシステムの実行、及び米中両国間の鏡像関係から多国間の国際協調への移行という経済成長の構造調整を行うことが必要となるであろう。

注

- * 本稿は経済統計学会2009年度（第53回）全国研究大会と日本国際経済学会第68回全国大会で研究報告に基づいて作成したものである。報告のコーディネーターの矢野 剛（京都大学）と討論者の前田 淳（北九州市立大学）等の諸氏、ならびに本誌のレフェリー（匿名）と編集委員から有益なコメントを頂いた。記して感謝したい。いうまでもなく、あり得る誤りはすべて筆者に属するものである。また、本研究は科研費（基盤研究(C)課題番号：21530244）の助成を受けたものである。
- 1) U.S. Department of Commerce, Bureau of Economic Analysis, <http://www.bea.gov/>
 - 2) 米国財務省, <http://www.ustreas.gov/tic/mfh.txt>
 - 3) New York Times, April 3, 2009
 - 4) IMF (2008b), World Economic Outlook, April 2008
 - 5) 米国商務省経済分析局 (Bureau of Economic Analysis), National Income and Product Accounts Tables 5.1 Saving and Investment, Table 5.5.5. Private Fixed Investment in Equipment and Software by Type
 - 6) FRB (2010), *Flow of Funds Accounts of the United State*
 - 7) 政府機関債 (Agency- and GSE-backed securities) とは連邦政府機関 (米国輸出入銀行など) が発行した債券や、公的モーゲージ支援機関である連邦住宅貸付担当公社 (Federal Home Loan Mortgage Corporation, フレディマック), 連邦住宅抵当金庫 (Federal National Mortgage Association, ファニーメイ), 連邦住宅貸付銀行 (FHLB) などが発行する債券を総称している。
 - 8) 中国の貯蓄は支出面から推計した中国のGDPから最終消費支出を取り除いたもので, (『中国統計年鑑2009』p.54) $S = Y - C = I + \text{対外純輸出}$ となる。米国の貯蓄はIMFから公表された数字である。
<http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2009/02/weodata/index.aspx>
 - 9) 中国国家統計局, 『中国統計年鑑「資金循環勘定(実物取引)」』により計算したもの, 部門別の貯蓄構成比 = 部門別貯蓄 / 国民総貯蓄
 - 10) 表-2の注を参照。
 - 11) 中国統計年鑑より加工。比較するため, 米ドルベースの経常収支を人民元で換算した。
 - 12) 国際収支統計の定義によれば, 資本流出は負の表示, 資本流入は正の表示となる。
 - 13) U.S. Department of the Treasury, Treasury International Capital System <http://www.ustreas.gov/tic/>
 - 14) 中国国家統計局, 『中国統計年鑑』(2009)
 - 15) 温家宝, 2009年3月と2010年3月の中国「全人代」記者会見
 - 16) IMF (2009b), *World Economic Outlook - Crisis and Recovery*; FRB (2010), *Flow of Funds Account*

参考文献

- [1] 石田定夫 (1993) 『日本経済の資金循環』 東洋経済新報社
- [2] 竹中正治・西村陽造 (2009) 「『グローバル金融危機の原因は経常収支黒字諸国にある』という奇妙な議論～米国で台頭する金融危機の責任転嫁論～」『国際経済金融論考』2009年第1号
- [3] 張 南 (2005) 『国際資金循環分析の理論と展開』 ミネルヴァ書房
- [4] 辻村雅子 (2009) 「米国サブプライム危機の資金循環分析」『産業連関』 Vol. 17, No. 1, pp.88-104
- [5] 松浦 宏 (1993) 「改定SNAと現行SNAにおける資本, 金融及び海外勘定に関する変更点と問題点」『季刊国民経済計算』 No. 98, pp.4-39.
- [6] 松林洋一 (2009) 「米国経常収支・資本収支の構造的変動と循環的変動」『フィナンシャル・レビュー』2009年第3号, pp.93-118.
- [7] 李 揚・殷劍同峰 (2007) 「中国高儲蓄率問題探究 — 1992-2003年中国資金流量表的分析 —」『経済研究』第6号, pp.14-26.
- [8] 卢 锋 (2008), 「中美经济外部不平衡的镜像关系 — 理解中国近年经济增长特点与目前的调

- 整』『国际经济评论』2008年第11-12号, pp.19-27.
- [9] 張 南 (2009)「中国的对外资金循环与外汇储备的结构性问题」『数量经济技术经济研究』Vol. 26, No. 9, pp.18-31.
- [10] 中国经济增长与宏观稳定课题组 (中国社会科学院经济研究所 (2009)「全球失衡, 金融危机与中国经济的复苏」『经济研究』第5号, pp.4-19.
- [11] 中国国家統計局・中国人民銀行 (2008)『中国資金流量表歴史資料1992-2004』中国統計出版社
- [12] 中国国家統計局,『中国統計年鑑』(2009)
- [13] Backus D, Henriksen E, Lambert F, et al (2005), “Current Account Fact and Fiction”, Meeting Papers from Society for Economic Dynamics.
- [14] Bagnai, Alberto (2009), “The Role of China in Global External Imbalance : Some Further Evidence” China Economic Review, vol. 20(3), 2009, pp.508-526
- [15] Cavallo, M. and C. Tille (2006), “Capital Gains Smooth a Current Account Rebalancing?” *FRB New York Staff Report*, No. 237, January.
- [16] Caballero R J, Farhi E, Gourinchas P, Pierre-Olivier Gourinchas (2008), “An Equilibrium Model of “Global Imbalances” and Low Interest Rates”, *American Economic Review*, Vol. 98(1) : pp.358-393.
- [17] FRB (2010), *Flow of Funds Accounts of the United States* (March, 2010)
- [18] IMF (2007), “Spillovers and Cycles in the Global Economy”, *World Economic Outlook April 2007*, pp.81-118
- [19] — (2008a), *Global Financial Stability Report Financial Stress and Deleveraging Macroeconomic Implications and Policy*, pp.73-105
- [20] — (2008b), *World Economic Outlook*, April 2008
- [21] — (2009a), *Global Financial Stability Report-Responding to the Financial Crisis and Measuring Systemic Risks*, pp.73-146
- [22] — (2009b), *World Economic Outlook-Crisis and Recovery* (2009)
- [23] James M. Boughton and Colin I. Bradford, Jr. (2007), “Global Governance : New Players, new Rules”, *Finance and Development*, Vol. 44, No. 4, pp.10-14
- [24] Jackle Calmes (2009), “Hints at Harder Line on China Trade”, *the New York Times* January 22, 2009
- [25] John C. Dawson (1996), *Flow of Funds Analysis : A Handbook for Practitioners*, M.E. Sharpe, pp.253-263, and pp.571-587
- [26] Mendoza, V. Quadrini and J.V. Ríos-Rull (2009), “Financial Integration, Financial Development, and Global Imbalances”, *Journal of Political Economy*, Vol. 117(3), pp.371-416.
- [27] Nan Zhang (2008), “Global - Flow - of - Funds Analysis in a Theoretical Model - What happened in China’s external flow of funds -”, *Quantitative Analysis on Contemporary Economic Issues*, pp.103-119
- [28] Paul Krugman (2009), “China’s Dollar Trap”, New York Times, *the New York Times*, April 3, 2009
- [29] Paolo Mauro and Yishay Yafeh (2007), “Financial Crises of the Future”, *Finance and Development*, Vol. 44, No. 4, pp.26-30
- [30] Paul Willen (2004), “Incomplete markets and trade”, Working Paper, Federal Reserve Bank of Boston.
- [31] Robert A. Mundell (1968), *International Economics*, The Macmillan Company, New York, pp.239-321.
- [32] U.S. Department of Commerce, Bureau of Economic Analysis, <http://www.bea.gov/>
- [33] U.S. Department of the Treasury, <http://www.ustreas.gov/tic/mfh.txt>

The Mirror Image of External Flow of Funds between China and the U.S. :

Prospective From Global Flow of Funds Analysis as the Main Focus

Nan Zhang

(Faculty of Economic Sciences, Hiroshima Shudo University)

Summary

This paper presents the general idea of global-flow-of-funds, and explores the mirror image and risk of external flow of funds between China and the U.S. The twins-surplus in China's balance of payment, and the risk of having huge foreign reserves are statistically analyzed by three viewpoints of saving-investment, international trade, and an international flow of funds. Moreover, this paper proposes some economic policy about the structural adjustment of China's economic development.

Key Words

Flow of Funds, Balance of Payment, Foreign Exchange Reserves, Financial Crises

【論文】

社会生活基本調査マイクロデータにおける平日平均統計量と標本誤差の計測

栗原由紀子*

要旨

社会生活基本調査では、平日特性の代表値として平日平均統計量が多用される。これは、曜日別統計量の単純平均として定義される。しかし、マイクロデータから平日平均統計量とその標本誤差まで算出しようとする、いくつかの問題点がある。まず、秘匿化のために標本設計情報が一部削除されていることから、提供された情報のみで推定せざるをえない。さらに、2日間固定標本に起因する共分散が存在するため、そのための推定プログラムを独自に作成する必要がある、時間消耗的な作業に労力を費やすことになる。

本稿では、平日平均統計量について、マイクロデータにおける算出方法と推定精度を検討し、平日サンプルについてプールして処理するための調整ウェイトを導入することで、効率的かつ実際的な処理方法を提案した。

キーワード

社会生活基本調査、マイクロデータ、固定標本、標本誤差、ウェイト調整

はじめに

統計法改正によりマイクロデータの利用の促進が制度化され、そのためのサテライト機関の設立など環境整備が整いつつある。現在、提供される調査データの種類は拡張されつつあるが、主要な提供データの一つに社会生活基本調査（以下、社会調とも呼ぶ）がある。これは生活時間調査として、特定の時間区分（15分単位）での1日24時間の生活行動を記録することで、人々の生活や行動を時間配分という側面から捕捉しようとするものである。本調査データは個票の80%抽出標本が匿名化処理されて提供されており、これまでの公表集計値だけには縛られない、多様な生活時間分析を可能にするものと期待される。

しかしながら、マイクロデータの利用においては、匿名化処理に伴う情報損失を含めて、調査データに固有の技術的な問題が浮上する。調査期間を1週間とする社会調の場合、基本統計量である平日平均の算出と標本誤差推定にそれは端的に現れる。特に後者については、標本設計情報が一部秘匿されているため、利用可能な情報にもとづく分散推定量についての考察と処理が不可欠となる。

社会生活基本調査に代表される生活時間調査で多く用いられる分析指標として、総平均時間、行動者平均時間、および行動者率がある。1週間を調査期間とする場合、曜日ごとにそれらの行動特性や時間特性を把握することが可能であるが、通常、平日については月曜から金曜までの各曜日に算出した統計量の単純平均が平日特性の代表値、すなわち平日平均統計量として利用される。本稿は、こ

* 中央大学大学院経済学研究科
〒192-0393 東京都八王子市東中野742-1
ebaku24@gmail.com

の平日平均統計量について、マイクロデータにおける算出方法と推定精度を検討し、効率的かつ実際のな処理方法を提案したものである。

まず、1節では、平日平均統計量と、平日分についてプールしたサンプルによる平日平均（プール平均）との関係について簡単に整理する。2節では社会生活基本調査マイクロデータを用いたときの平日平均とその分散推定量を理論的に示す。3節は、プール平均を平日平均に一致させるための調整ウェイトを提示したうえで、これを用いた平日平均推定量とその分散推定量について議論する。しかし、分散推定量の理論値の算出はマイクロデータ・ユーザーにとって負荷が大きいため、4節で実際のな代替分散推定量を提示し、5節ではそれらの利用可能性についてマイクロデータを利用して検証する。

1. 平日平均とプール平均

生活時間データの基本統計量である平日平均統計量は、社会生活基本調査では月曜から金曜までの平日の統計量についての5日分の単純平均として定義される。以下では、リサンプリングデータを前提に、代表的な統計量として総平均時間を例にとり、平日平均についての標本統計量を定義しておこう。

曜日を $h=1, \dots, 5$ （月-金）、ケースの一連番号（曜日別）を $j=1, \dots, J_h$ 、曜日 h での個人 j の1日のある行動の総時間を y_{hj} とする。いまマイクロデータの抽出ウェイト（復元抽出であれば抽出率の逆数など）を w_{hj} としたとき、個人 j が代表する母集団の総時間は、ウェイト付きの $\check{y}_{hj} = w_{hj} \times y_{hj}$ として書ける。また曜日別の推定母人口は $\hat{M}_h = \sum_{j=1}^{J_h} w_{hj}$ であり、マイクロデータによる母人口の推定量は、曜日ごとに異なるものと仮定する ($\hat{M}_h \neq \hat{M}_{h'}$)。このとき、曜日別の総平均時間は

$$\hat{\mu}_h = \frac{\sum_{j=1}^{J_h} \check{y}_{hj}}{\hat{M}_h} \quad (h=1, \dots, 5)$$

であり、その平日平均統計量（Mean of

Weekday, 以下MW統計量とする）は次のように書ける¹⁾。

$$\hat{\mu}_+^{MW} = \frac{1}{5} \sum_{h=1}^5 \hat{\mu}_h \quad (1.1)$$

これは、各曜日の統計量についてすべての曜日の重みを1とする単純平均であり、曜日の水準変化の代表値という機能を果たす。定義式から明らかなように、その計算過程において各曜日の統計量を算出したうえで、さらにその平均を計算するという2段階の作業が必要となり、基本統計量の確認といった目的にさえ、若干煩雑な作業がつかまとう²⁾。

これに対して、調査日が平日であった標本をプールして、そのまま算出する平日平均（プール平均, Mean with the Pooled Data, 以下MP統計量とする）がある。平日を通した曜日変動を含む総平均時間の特性を知りたいければ、このような平均をとればよい。これは、次のように定義される。

$$\hat{\mu}_+^{MP} = \frac{\sum_{h=1}^5 \sum_{j=1}^{J_h} \check{y}_{hj}}{\sum_{h=1}^5 \hat{M}_h} \quad (1.2)$$

MW統計量に対して、各曜日の重みが異なる加重平均を算出していることになる。明らかに、各曜日の推定母人口が異なるとき ($\hat{M}_h \neq \hat{M}_{h'}$)、MW統計量とMP統計量は理論的に一致しない ($\hat{\mu}_+^{MW} \neq \hat{\mu}_+^{MP}$)。その主な原因は、 $\hat{\mu}_+^{MW}$ では各曜日とも等ウェイトで推定人口の曜日間の差は除かれているのに対して、 $\hat{\mu}_+^{MP}$ では推定人口の曜日変動分が含まれていることにある³⁾。

そしてMP統計量は、MW統計量の母数（真値）に対してバイアス⁴⁾をもつが、各曜日統計量を算出し、さらにそれらの平均をとるといったMW統計量の計算ステップに比べて、処理が単純であるという長所をもつ。

2. 社会生活基本調査マイクロデータにおけるMW統計量とその理論分散

社会生活基本調査の標本設計は、層化二段抽出法に基づくものであり、第一次抽出単位

には地域（47都道府県）を層とした国勢調査区，第二次抽出単位には世帯を抽出している。さらに，社会調では2日間連続で調査を行うため，調査区をランダムに8区分し，区分された標本をそれぞれ異なる曜日の調査に当てている⁵⁾。このような標本設計の下で曜日ごとに抽出ウェイトが計算され，世帯単位で80%リサンプリングされた標本がマイクロデータとして提供される。マイクロデータに付与される抽出ウェイトは乗率とも呼ばれ，本来調査の抽出ウェイトをリサンプリング率80%で調整すればよい。

いずれにしても，このようなウェイトを使えば，マイクロデータにおいても母集団特性値を推定でき，またその推定誤差（推定量の分散や標準誤差）も求めることができるはずである⁶⁾。社会調の場合，曜日別にある程度人口数が調整された抽出ウェイトが付与されていることから，各曜日については母集団特性値が比較的容易に求められる。しかしながら，既述のように平日平均は曜日横断的な統計量であることから，MW統計量の分散（あるいは標準誤差）を含めて推定に当たっては特有の工夫が必要となる。その主な原因のひとつは，2日間の固定標本方式で調査されるため，曜日間で相関が生じていることにある。それに加え，マイクロデータでの推定においては，層化変数である地域や第一次抽出単位である国勢調査区に関する情報が削除されており，このことが問題をさらに複雑にする。つまりマイクロデータから平日平均統計量の分散を推定する際に利用可能な標本設計情報は，世帯の識別変数とウェイトだけとなる。このような社会調の標本設計とリサンプリングに関する情報は表1のようにまとめられる。

曜日を $h=1, \dots, 7$ ($\sum_{h=1}^7 1 = \alpha$ ，平日平均のとき $\alpha=5$)，世帯の一連番号を $i=1, \dots, m_h$ ，世帯員番号を $j=1, \dots, n_{hi}$ とする。世帯主など世帯の代表者を示す世帯代表ダミーを $\eta_{hij} = \{0, 1\}$ ，世帯員ダミーを $\gamma_{hij} = 1$ とおいて，地

域（都道府県）・男女・年齢別を示すダミー変数を δ^* ，また δ^* に属する基準人口⁷⁾ を $B_{h\delta^*}$ とする。リサンプリングの世帯の抽出率を $f^e = 4/5$ ，曜日別での世帯単位の線形推定用乗率を w_{hkgi} ，この乗率 w_{hkgi} を用いた属性 δ^* の人口を $\hat{N}_{h\delta^*+}$ としたとき，マイクロデータに付与される抽出ウェイトは(2.1)として表すことができる。ここで，シャープ(#)は秘匿処理のために情報が一部削除されたデータセットの変数，もしくはこれを利用した統計量であることを意味する。

$$w_{hij}^{\#} = \lambda_{hij(j \in \delta^*)} \cdot w_{hkgi} \cdot \left(\frac{1}{f^e} \right) \quad (2.1)$$

$$\text{ただし } \lambda_{hij(j \in \delta^*)} = \frac{B_{h\delta^*}}{\hat{N}_{h\delta^*+}} = \frac{B_{h\delta^*}}{\sum_{k,gij(j \in h)} w_{hkgi} \delta^*}$$

このとき，ある行動に関する1日の行動時間の総計を改めて y_{hij} とおけば，ウェイトで膨らませた曜日別人口と曜日別総時間量の推定量は，

$$\hat{N}_{h+}^{\#} = \sum_{ij} w_{hij}^{\#} y_{hij}$$

$$\hat{Y}_{h+}^{\#} = \sum_{ij} w_{hij}^{\#} y_{hij}$$

となる。したがって，MW統計量は，

$$\hat{\mu}_{h+}^{\#} = \frac{1}{\alpha} \sum_n \frac{\hat{Y}_{h+}^{\#}}{\hat{N}_{h+}^{\#}} \quad (2.2)$$

と書ける。以下ではMW統計量をチルダ(\sim)付きで表すことにする。

それではマイクロデータにおいて，MW統計量の推定誤差はどのように評価すればよいのであろうか。すでに述べたように，社会調は層化二段抽出でデザインされており，本来の推定誤差の算出には層化情報（地域）と2つのクラスター情報（調査区と世帯）⁸⁾を必要とするが，秘匿処理のためマイクロデータでは地域と調査区情報が削除され，世帯情報（世帯の一連番号）しか残されていない。このような状況では，マイクロデータの枠組みの中で忠実に推定量の分散を計算しておき，それを評価の目安とするしかない。いまの場合，マイクロデータは世帯クラスター(i)を無作為抽出した結果として，いわば集落抽出したかの

表1 社会調(2001年)の標本設計およびリサンプリングの基本情報

	層	抽出単位と関連事項	抽出率
第一次抽出単位	地域 : $k = 1 \dots K$	調査区 (1995年国勢調査区) : $g = 1 \dots G_k$ G_k : 第k地域の標本調査区数	確率比例抽出 : $f_{kg}^1 = \frac{G_k C_{kg}}{C_k}$ C_{kg} : 第k地域, 第g調査区の国勢調査人口 C_k : 第k地域の国勢調査人口
第二次抽出単位		世帯 : $i = 1 \dots m_{kg}$ m_{kg} : 第k地域, 第g調査区の標本世帯数	無作為抽出 : $f_{kg}^2 = \frac{m_{kg}}{M_{kg}}$ M_{kg} : 第k地域, 第g調査区の世帯数
調査日割当のための再抽出	調査グループ : $q = 1 \dots Q (Q=8)$	調査区 : $g = 1 \dots G_{qk} (= G_{hk})$	調査区を8区分するときの抽出率 (無作為抽出) : $f_q^3 = 1/8$ ※各曜日の抽出率 : $f_{h(=1-4)}^3 = f_q^3$, $f_{h(=5)}^3 = 2f_q^3$, $f_{h(=6,7)}^3 = 5f_q^3$
[マイクロデータのリサンプリング]			
抽出単位	-	世帯	無作為抽出 $f^{re} \cong 4/5$
[リサンプリング後のデータとウェイト]			
	曜日 : $h = 1 \dots L$	世帯 : $i = 1 \dots m_h$ 世帯代表ダミー : $\eta_{hij} = \{0, 1\}$ 世帯員 : $j = 1, \dots, n_{hi}$ 世帯員ダミー : $\gamma_{hij} = 1$	ウェイト : $w_{hij}^\# = \lambda_{hij} \cdot w_{hkgi} \cdot (1/f^{re})$ $\lambda_{hij(je\delta^*)} = \frac{B_{h\delta^*}}{N_{h\delta^*}}$, $w_{hkgi} = \frac{1}{f_{kg}^1 f_{kg}^2 f_h^3 r_{kg}}$ δ^* : 地域・性別・年齢識別ダミー $B_{h\delta^*}$: 調査グループの基本人口 r_{kg} : 第k地域, 第g調査区の修正項

注 : 本表は総務省統計局 (2003, pp.911-913) をもとに独自に作成した。なお, リサンプリング後の世帯数 m_h はリサンプリング前の標本世帯数 m_{kg} の約 8 割に減少している。また, ウェイト内の $\lambda_{hij} \cdot w_{hkgi}$ はリサンプリング前のデータで比推定用乗率として作成されたものである。

ように仮定して分析を進めることになる。このように求めたものを推定量の本来的な分散と区別して, 以下では世帯クラスター (Household Cluster) 分散 (HC分散) と呼ぶことにする。

一般に, 層化二段抽出での推定誤差は, 層化による縮小効果の下で, 第一次抽出単位 (調査区) の分散と第二次抽出単位 (世帯) の分散の和として概念的には捉えられる。これを上記のように集落抽出と想定したときのデザイン (標本設計) の誤った特定によるバイアスについて, 実際のマイクロデータから定量的にその近似度を評価することは困難であ

る。他方で, 世帯の識別変数情報さえも無視して, 個人単位の単純無作為抽出という想定で推定量の分散を簡易計算することも可能ではあるが, これではいわば 2 重にデザインバイアスを重ねることになる。すなわち本来の標本設計である層化二段抽出を集落抽出とみなさざるを得ないマイクロデータ固有の歪みに, さらにマイクロデータから世帯という標本設計情報を捨て去る歪み加わり, 誤差評価の理論的解釈はさらに曖昧となる⁹⁾。このように, ミクロデータの情報形式に忠実な, 一種の疑似的な分散推定という方針が現在取り得る最良の選択肢と考えると, ミクロデータから算

出できるMW統計量のHC分散の推定量は次のように書ける^{10),11)}。

$$\hat{V}(\hat{\mu}_{h+}^{\#}) = \frac{1}{\alpha^2} \left[\sum_{h+} \hat{V}(\hat{\mu}_{h+}^{\#}) + 2\sum_q \widehat{\text{Cov}}(\hat{\mu}_{h(\text{eq})}^{\#}, \hat{\mu}_{h'(\text{eq})}^{\#}) \right] \quad (2.3)$$

ただし

$$\hat{V}(\hat{\mu}_{h+}^{\#}) = \frac{m_{h+}}{m_{h+} - 1} \cdot \frac{1}{\hat{N}_{h+}^{\#2}} \cdot \sum_{ieh} \left[\sum_{jei} W_{hij}^{\#} (y_{hij} - \hat{\mu}_{h+}^{\#}) \right]^2 \quad (2.4)$$

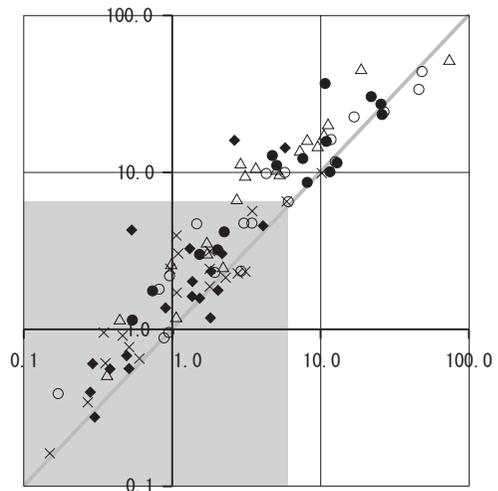
$$\widehat{\text{Cov}}(\hat{\mu}_{h(\text{eq})}^{\#}, \hat{\mu}_{h'(\text{eq})}^{\#}) = \frac{m_{q+}}{m_{q+} - 1} \cdot \frac{1}{\hat{N}_{h+}^{\#} \hat{N}_{h'+}^{\#}} \cdot \sum_{ieh} \left\{ \left[\sum_{jei} W_{hij}^{\#} (y_{hij} - \hat{\mu}_{h+}^{\#}) \right] \cdot \left[\sum_{jei} W_{h'ij}^{\#} (y_{h'ij} - \hat{\mu}_{h'+}^{\#}) \right] \right\} \quad (2.5)$$

分散式(2.3)から明らかなように、MW統計量は各曜日の平均値の分散と曜日間の平均値の共分散から構成されている。曜日ごとに独立な標本であれば共分散は考慮しなくともよいが、すでに触れたように、標本が火水と木金で固定されているため、その間の共分散(2.5)も平日平均の分散に影響することになる¹²⁾。

本節最後に、本来の層化二段抽出による平日平均の推定誤差と、マイクロデータに対して集落抽出と想定したHC分散による推定誤差との数値的な近似の度合いについて触れておこう。前者については、社会生活基本調査報告書(以下、報告書)に標準誤差率が掲載されており、これは調査区を抽出単位とした副標本法に基づく推定結果である。後者については、マイクロデータからHC分散(2.3)を求め標準誤差率を計算したものである(付表1)。これらを用い、図1には報告書の数値とこれに対応する(2.3)式による誤差率との散布図を描いている。

データが45°線に沿って分布していることから(2.3)式による近似が報告書の標準誤差

率の特徴を比較的よくトレースしていること、またHC分散による誤差率が45°線の上部に分布していることから報告書の数値より大きめに誤差を見積もっていることがわかる¹³⁾。とはいえ、いずれも標準誤差率で数パーセント程度のレベルが平日平均の推定値として有効と考えるならば、報告書の数値がその範囲にあるものは(2.3)式による誤差率もほぼ同じレベルに収まっており、HC分散でもマイクロデータによる推定値を適切に評価できることが示されている(網掛け内)。この意味において、マイクロデータに対して集落抽出とみなして求めた分散推定量は、社会調査本来の層化二段抽出による分散推定量の実際の近似を与えるものと考えられる。



◆総数 × 男 ○男(10-14歳) △男(40-44歳) ●男(80歳-)
注：付表1(平日)の副標本法(調査区抽出)の数値とHC分散の数値を用い、対数軸(底10)を使用して作成している。網掛け箇所は標準誤差率5%以内の領域である。

図1 副標本法(調査区抽出)とHC分散の散布図(標準誤差率：%)

3. 調整ウェイトを利用したMP統計量とその分散推定

探索的に分析対象の基本統計量を算出する

とき、各曜日の統計量を算出したうえでその単純平均を計算し、さらには副標本法などでその分散推定量を計算するといった作業の繰り返しではマイクロデータの長所は半減される。新統計法の下でのマイクロデータ提供は、利用者による分析の自由度を大幅に高めるはずのものだからである。できれば、平日平均統計量の算出とともに、その分散推定量も同時に得られるようなプロセスが望ましい¹⁴⁾。そこで、作業効率の改善を図るために、MP統計量をMW統計量と一致させるようにウェイトを調整し、平日平均の算出を容易にするとともに、これを用いてMP統計量のHC分散を推定するアプローチが考えられる¹⁵⁾。

MP統計量がMW統計量に対してバイアスをもつ要因は、曜日間で推定人口が変動することにあるから、ウェイトを曜日間で不変となるように定義すればよい。これを調整ウェイトと呼ぶことにする。

$$v_{hij}^{\#} = \frac{w_{hij}^{\#}}{\hat{N}_{h+}} \quad (3.1)$$

ただし、 $\sum_{ij(j \in h)} v_{hij}^{\#} = 1$ 、 $\sum_{ij(j \in h)} w_{hij}^{\#} = \hat{N}_{h+}$ とする。これは、各曜日のウェイト合計が1となるように調整したものであり、いわば調査日に関して標本設計を事後的に再構成したと考えればよい。なお、調整ウェイトは分析に利用する変数や部分母集団を考慮して、分析の都度作成する必要があるが、MW統計量の計算手順に比べれば極めて容易である。

調整ウェイトを用いたMP統計量を改めて $\hat{\mu}_+^{v\#}$ と表すことにすれば、これは目標であるMW統計量 $\hat{\mu}_+^{\#}$ と当然一致する。以下では、調整ウェイトを用いた推定量には $v\#$ を付している。

$$\hat{\mu}_+^{v\#} = \frac{\sum_{hij} v_{hij}^{\#} y_{hij}}{\sum_{hij} v_{hij}^{\#} \gamma_{hij}} = \frac{1}{\alpha} \sum_h \frac{\hat{Y}_{h+}^{\#}}{\hat{N}_{h+}} = \hat{\mu}_+^{\#} \quad (3.2)$$

さらに、調整ウェイトを用いたMP統計量のHC分散の推定量は、各曜日の平均値の分散と、曜日間の共分散の和で示されるが、それはMW統計量のHC分散の推定量(2.3)式と

一致する。

$$\hat{V}(\hat{\mu}_+^{v\#}) = \frac{1}{\alpha^2} \left[\sum_h \hat{V}(\hat{\mu}_{h+}^{v\#}) + 2 \sum_q \widehat{\text{Cov}}(\hat{\mu}_{h(\text{eq})}^{v\#}, \hat{\mu}_{h'(\text{eq})}^{v\#}) \right] \quad (3.3)$$

$$= \hat{V}(\hat{\mu}_+^{\#})$$

ただし

$$\hat{V}(\hat{\mu}_{h+}^{v\#}) = \hat{V}(\hat{\mu}_{h+}^{\#})$$

$$\widehat{\text{Cov}}(\hat{\mu}_{h(\text{eq})}^{v\#}, \hat{\mu}_{h'(\text{eq})}^{v\#}) = \widehat{\text{Cov}}(\hat{\mu}_{h(\text{eq})}^{\#}, \hat{\mu}_{h'(\text{eq})}^{\#})$$

このように、調整ウェイトを利用することで、平日に該当する曜日データをプールした標本に対して、通常の平均を求める作業でMW統計量と同値の平日平均統計量を算出することができる。ただし、分散推定量については、その一部を構成する共分散の算出に独自のプログラムを作成する必要があり、実は作業負荷はさほど軽減されない。(2.3)あるいは(3.3)のHC分散の推定には別の角度から検討を加えなければならない。

4. MP統計量の分散推定のための代替アプローチ

調整ウェイトを利用して、平日平均統計量のHC分散の推定については、2日間固定標本による共分散が存在するため、作業プロセスの軽減は原理的に期待できない。自然な帰結として、HC分散の値とは完全に一致しなくとも、それをよく近似する代替的な分散推定量を利用する方法が考えられる。そしてこのような分散推定量は、平日平均統計量を計測する過程の延長上で算出できることが作業上望ましい。そのためには平日サンプルをプールし、調整ウェイトを用いることで算出可能な統計量が代替分散の候補となる。

このような分散推定量の主な候補として、以下の4種類の推定量が考えられる。その特性をまずは簡単に整理しておくことにしよう¹⁶⁾。

- (i) 平日プールサンプルに対する世帯クラスターの単純無作為抽出 (HP: Household cluster for the pooled data, 以下HP近似と呼ぶ)

世帯をクラスター単位に単純無作為抽出したものととして、標本調査データの平均値の分散推定量を算出する。この場合、世帯の識別変数(世帯の一連番号)も計算に利用するため、(3.3)式の共分散に相当する分散も計測される。

$$\hat{V}(\hat{\mu}_+^{v\#})_{HC} = \frac{1}{\alpha^2} \cdot \frac{m_+}{m_+ - 1} \cdot \sum_i \left[\sum_{hjei} \frac{w_{hij}^{\#}}{\hat{N}_{h+}^{\#}} (y_{hij} - \hat{\mu}_+^{v\#}) \right]^2 \quad (4.1)$$

- (ii) 平日プールサンプルに対する曜日層化世帯クラスターの単純無作為抽出 (SHP: Household cluster stratified by days for the pooled data, 以下SHP近似と呼ぶ)

(i)と同種であるが、曜日をさらに層化情報として用いたときの計算式である。そのため世帯変数は曜日ごとに切り離されてしまい、実際にはHC分散の共分散部分をゼロとおいた分散を計測していることになる。また、これには曜日別統計量 $\hat{\mu}_{h+}^{v\#}$ の分散に相当する部分も含まれる。

$$\hat{V}(\hat{\mu}_+^{v\#})_{SHC} = \frac{1}{\alpha^2} \sum_h \frac{m_h}{m_h - 1} \cdot \sum_{ieh} \left[\sum_{jei} \frac{w_{hij}^{\#}}{\hat{N}_{h+}^{\#}} (y_{hij} - \hat{\mu}_+^{v\#}) \right]^2 - \frac{1}{\alpha^2} \sum_h \frac{1}{m_h - 1} (\hat{\mu}_{h+}^{v\#} - \hat{\mu}_+^{v\#})^2 \quad (4.2)$$

- (iii) 副標本法 (RG: Random groups)¹⁷⁾

一般に、調査法や推定すべき統計量が複雑である場合に用いられ、総務省統計局(2003)に掲載されている標準誤差率も副標本法によるものである。調査区情報がないマイクロデータの場合、分析対象の個人または世帯をラン

ダムに4区分し(k=4)、それぞれ4グループの統計量と、対象とする全標本データによる統計量を用いて分散推定量を定義することになる。サンプルサイズの小さい部分母集団を対象とした場合には、その推定量は副標本の取り方に大きく左右される欠点をもつ。

$$\hat{V}(\hat{\mu}_+^{\#})_{RG} = \frac{1}{(4-1)} \sum_k (\hat{\mu}_k^{\#} - \hat{\mu}_+^{\#})^2$$

$$\widehat{SE}(\hat{\mu}_+^{\#}) = \sqrt{\hat{V}(\hat{\mu}_+^{\#})_{RG} / 4} \quad (4.3)$$

- (iv) ジャックナイフ法 (JK: The delete-one jackknife)¹⁸⁾

標本要素1個を除いた推定を、すべての標本要素について繰り返し、それらの推定値に基づく分散推定値である。除外する標本単位を世帯とすれば、近似的に2日連続調査による共分散の影響を含む推定量が得られる。推定時には、i番目の世帯のウェイトをゼロ、

それ以外の世帯の調整ウェイトを $\frac{m_+}{(m_+ - 1)} v_{hij}^{\#}$ とする。このウェイトを用いて、i番目の世帯を除いた推定値を $\hat{\mu}_i^{\#}$ 、この推定値について全てのiに関する平均を $\bar{\mu} = \sum_i m_i \hat{\mu}_i^{\#} / n$ とすれば、分散推定量は以下のように算出される。

$$\hat{V}(\hat{\mu}_+^{v\#})_{JK} = \frac{n-1}{n} \sum_i m_i (\hat{\mu}_i^{\#} - \bar{\mu})^2 \quad (4.4)$$

5. HC分散に対する代替分散の利用可能性

4種類の代替分散は、マイクロデータによる平日平均統計量のHC分散に対して、実際に利用可能なほどの近似値を与えてくれるのであろうか。その検証結果を図2に示している。これは社会生活基本調査マイクロデータ(2001年)から各分散推定値を算出し、標準誤差率¹⁹⁾を整理したものである。縦軸が総平均時間の平日平均に関する標準誤差率、横軸が標本世帯数 m_{hk+} である。比較の対象とした変数は「休養・くつろぎ」の一日の合計時間(分)であり、また部分母集団 κ は「子ども」とした²⁰⁾。標本世帯数 m_{hk+} の増減による影響を

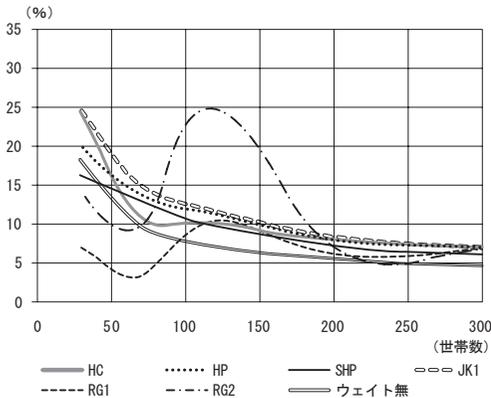


図2 平日平均に関する標準誤差率

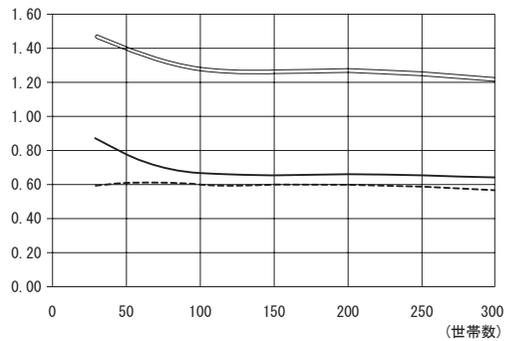


図3 曜日間の相関係数

測るため、最初に抽出した標本から次々と継続的にランダムに標本世帯を抽出することで、同一の部分母集団について世帯数のみを減少させたときの分散推定量の効果を計測した²¹⁾。算出した分散推定量は、HC分散(3.3), HP近似(4.1), SHP近似(4.2), 副標本法(4.3), ジャックナイフ法(4.4)であり、順に凡例の「HC」, 「HP」, 「SHP」, 「RG1, RG2」, および「JK1」に対応している。なお、副標本法は抽出される標本に大きく依存するため、安定性などを考慮して、異なる副標本による2通りの推定値RG1とRG2を計算している。

図2が示すように、標本世帯数が200以上の場合には、HP近似およびジャックナイフ法はほぼ一致している。それ以外はすべて過小推定の傾向がみられる。しかし、標本サイズが大きければ、いずれの方法でも理論値の比較的近傍に位置することがわかる。また100から200世帯(1曜日当たり40-20世帯)の標本サイズであれば、HC分散の標準誤差率は先の例より若干上昇し、代替分散の推定値の過大・過小傾向が顕在化し始めている。その中でSHP近似だけはHC分散の直ぐ傍に位置している。これに対して、世帯数100から50の標本では過大に、50以下では過小に推定されるようになり、標本サイズが小さいとき各代替分散の過大・過小傾向も不規則に

変動する。全体的にはジャックナイフ法、HP近似、およびSHP近似がHC分散の近傍値として代替可能であると考えてよい。

また副標本法では、標本サイズが小さい(200以下の)部分母集団を対象とすると、副標本の取り方によってバイアスの方向も異なり安定した結果は得られない。なお、抽出ウェイトを頻度的に解釈して分散を計算することも考えられるが、これでは大幅な過小推定となる。その代わりに、ウェイトを使用しない(すべてのウェイト=1)分散推定量の計算も考えられる。図2の「ウェイト無²²⁾」がその動きを表しているが、いずれにしても過小推定の傾向にあり、標本サイズが小さいときにはとくに注意を要する。

共分散部分に影響を及ぼす曜日間の相関係数と標本世帯数の関係を図3に示している。これをみると、火水の2日連続調査グループ(Cor1*)は標本世帯数によらず相関係数0.6付近を推移しているが、木金の調査グループ(Cor2*)は標本世帯数100以下で相関係数が上昇している。標本サイズが小さく曜日間の相関が高い状況では、曜日間の共分散部分をゼロと仮定するSHP近似ではHC分散との大きな乖離が生じる危険性が伴う。

このように標本サイズが大きければ、HP近似およびジャックナイフ法による推定量が

よい近似を与えており、標本サイズが小さい場合にはHP近似、SHP近似およびジャックナイフ法での代用が考えられる。すなわち、標本サイズに依らずHP近似とジャックナイフ法のパフォーマンスが高いと言えるが、ジャックナイフ法での推定では標本サイズが大きい場合には計算に多くの時間が必要となる。これらの点を考慮したとき、どのような標本サイズでも効率的で安定的な概算値を提供するHP近似が代替分散の推定に適していると結論づけられる。

おわりに

社会調マイクロデータの平日平均の計測には、常に計算のための時間消耗的な作業に労力を費やすことになる。これを回避するため、データを平日に関してプールして平均値を算出しようとするれば、その推定値にはバイアスが生じる。これらの点を考慮した上で、社会調の標本設計方式に基づいて平日平均を算出するには、プール平均のバイアスを修正し、各曜日での推定母人口が全て1となるように調整したウェイトを用いることが考えられる。

また、その分散推定量を理論式に基づいて得ようとするれば、標本設計情報の一部秘匿や2日間固定標本に起因する共分散が存在するため、方法的には、そのための推定プログラムを独自に作成するしかない。しかし、理論式による推定値と大きな乖離がなければ、例えば世帯クラスターを想定した分散など、その他の分散推定量による近似推定も有効であ

り、これにより推定作業の簡便化と推定精度の評価が図られる。ただし、分析ごとに調整ウェイトを算出する作業は不可避であるが、これには調整ウェイトのプログラムを数行作成し、各分析の前に実行させるだけで十分であり、全体の作業効率は大幅に改善される。

社会生活基本調査は、綿密かつ効率的な標本設計に基づいて、大規模標本調査として実施されており、データの情報価値は極めて高い。そのマイクロデータの二次利用においては、秘匿のために標本設計情報が一部制限されるが、提供された情報の積極的活用と推定方法の柔軟な工夫により、十分実用的な精度で必要とされる統計量を獲得できる。それには、政府統計レベルで調査・収集・作成された秘匿処理済みマイクロデータについて、それぞれの特性を十分に加味した推定技法の検討とその蓄積が不可欠であるように思われる。

謝 辞

本稿では、平成13年社会生活基本調査（総務省統計局）の匿名データ（申請年度2009年、申請者：中央大学・坂田幸繁、共同利用者：栗原由紀子）の利用による分析を行った。本研究の結果数値は総務省統計局が作成・公表している統計量とは異なることを明記しておく。なお、秘匿処理済みデータの提供時には、総務省統計局、統計センター、および一橋大学社会情報研究所にはお世話になりました。記して感謝します。

付表1 属性・行動種別別総平均時間に対する標準誤差率の比較表

行動種別	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	
[平日]																					
== 副標準本(調査区) ^{a)} ==																					
総数	0.09	0.38	0.30	0.29	0.28	1.53	0.53	5.78	2.62	1.31	0.90	0.51	0.49	1.37	1.81	1.36	4.08	2.03	2.16	1.83	
男	0.15	0.60	0.27	0.35	0.36	2.30	1.81	10.20	3.48	3.13	1.06	0.52	0.47	1.09	1.80	0.97	5.86	2.77	1.06	1.79	
男 (10-14歳)	0.17	0.82	0.89	0.96	0.95	11.89	146.93	49.03	12.57	6.14	2.93	1.94	1.47	3.80	3.46	17.10	5.76	27.25	4.32	4.32	
男 (40-44歳)	0.36	2.20	1.06	0.97	0.44	72.99	5.02	18.63	9.59	3.65	2.71	1.73	1.71	8.15	5.22	7.27	11.25	3.12	10.56	2.88	
男 (80歳-)	0.54	2.03	0.75	22.29	11.80	166.55	8.31	26.00	130.96	7.65	8.15	1.53	2.30	26.61	3.27	13.03	10.79	4.80	5.09	11.09	
== HC分散 ^{b)} ==																					
総数	0.12	0.56	0.28	0.61	0.40	1.59	4.31	14.37	16.04	3.29	1.37	0.56	0.68	2.03	1.19	1.62	4.59	1.78	3.05	2.36	
男	0.16	0.65	0.35	0.96	0.61	2.12	2.42	9.92	5.70	2.35	1.72	0.78	0.91	3.01	1.88	2.44	6.58	2.29	3.96	3.14	
男 (10-14歳)	0.39	1.80	0.88	2.18	34.07	0.95	16.24	51.43	44.02	11.73	6.60	2.34	2.27	4.71	4.78	22.72	9.88	24.41	9.89	8.14	
男 (40-44歳)	0.51	2.51	1.21	2.60	1.17	52.35	10.50	46.09	14.75	10.69	6.71	3.07	3.60	16.18	9.84	13.75	20.33	9.58	17.43	11.34	
男 (80歳-)	1.15	3.24	1.77	30.37	10.13	81.17	8.70	27.51	76.31	12.40	8.67	3.01	4.25	23.42	9.87	11.68	37.16	12.75	10.96	15.77	
== 副標準本(世帯) ^{c)} ==																					
総数	0.16	0.35	0.36	0.51	0.46	1.47	0.59	8.02	2.94	0.88	0.79	0.58	0.49	1.38	1.13	1.81	3.84	0.48	1.08	2.37	
男	0.23	0.32	0.24	0.71	0.41	1.71	1.99	10.71	4.93	2.54	0.86	0.89	0.55	3.74	0.55	1.64	5.51	2.20	4.24	3.26	
男 (10-14歳)	0.28	1.10	0.40	1.94	41.69	3.14	14.85	33.60	81.51	21.86	5.98	4.75	2.37	0.91	11.01	5.67	47.33	13.92	13.00	6.95	
男 (40-44歳)	0.66	1.18	0.75	1.64	1.89	46.74	14.09	53.67	7.62	13.81	3.67	2.29	5.07	19.49	7.92	17.47	36.25	15.61	29.27	11.00	
男 (80歳-)	1.41	3.30	2.50	26.19	13.72	85.57	6.85	22.66	83.92	15.77	13.06	3.01	1.64	27.43	5.00	15.39	41.58	15.19	14.14	11.15	
[日曜]																					
== 副標準本(調査区) ^{a)} ==																					
総数	0.09	0.36	0.40	0.50	1.06	3.41	0.50	2.69	2.74	1.14	0.77	0.43	0.98	1.21	1.22	1.79	3.39	1.61	4.25	1.67	
男	0.08	0.31	0.37	1.24	1.16	1.72	2.27	7.00	2.37	1.97	1.37	0.29	0.62	1.94	1.07	1.28	2.14	1.92	8.55	0.56	
男 (10-14歳)	0.24	1.11	0.65	11.33	111.54	7.81	7.99	58.69	57.61	6.35	3.47	1.47	3.36	3.00	4.05	6.16	6.76	5.22	27.41	7.92	
男 (40-44歳)	0.24	0.59	1.00	4.60	3.98	74.90	8.36	16.86	6.14	2.15	1.53	2.25	2.55	6.16	3.24	3.51	6.92	3.98	22.56	3.16	
男 (80歳-)	1.05	2.99	1.44	35.26	7.74	-	9.24	28.85	46.60	12.80	6.49	1.49	3.29	2.53	7.14	5.09	14.87	5.64	5.23	12.26	
== HC分散 ^{b)} ==																					
総数	0.12	0.45	0.25	1.72	1.15	3.05	0.52	4.21	2.57	0.93	0.97	0.45	0.65	2.21	1.00	1.86	2.95	1.40	4.19	1.74	
男	0.17	0.65	0.32	2.24	1.51	4.48	1.78	8.16	3.88	1.42	1.18	0.58	0.89	2.98	1.23	2.02	3.66	1.90	6.18	2.35	
男 (10-14歳)	0.40	1.98	1.05	10.35	60.57	6.32	9.92	78.31	40.58	5.52	3.83	1.96	3.29	6.05	3.58	3.88	14.40	6.91	39.54	10.74	
男 (40-44歳)	0.79	2.69	1.03	7.57	7.72	84.74	5.87	28.30	9.60	4.37	3.62	2.34	2.92	12.85	4.06	7.45	9.60	6.48	23.79	6.93	
男 (80歳-)	0.86	3.00	1.27	28.62	10.47	-	8.54	26.38	45.97	9.17	9.76	2.33	3.65	21.28	8.17	10.81	19.95	10.60	16.29	11.74	
== 副標準本(世帯) ^{c)} ==																					
総数	0.14	0.33	0.14	1.70	1.17	2.72	0.19	7.26	0.89	0.94	1.29	0.28	1.05	1.87	1.16	1.78	2.92	0.49	3.42	0.94	
男	0.16	0.63	0.20	0.93	1.15	3.56	2.02	8.21	1.80	0.95	0.99	0.42	1.39	1.49	1.56	2.09	5.06	0.48	8.55	1.00	
男 (10-14歳)	0.32	1.30	0.55	3.63	55.39	3.63	14.91	64.18	31.70	4.77	5.43	0.96	4.99	2.35	5.54	2.34	12.69	2.21	28.55	6.79	
男 (40-44歳)	0.52	1.11	0.57	3.72	6.11	81.54	5.15	32.21	5.97	3.55	4.36	1.54	2.45	13.52	1.17	10.34	6.37	5.61	31.35	3.75	
男 (80歳-)	0.72	3.25	1.37	20.59	11.15	-	5.53	14.91	42.31	8.13	11.56	1.50	2.48	7.20	6.59	14.99	21.90	9.83	20.34	10.64	

注: a) 副標準本(調査区)は、総務省統計局(2003) pp.800-805より抜粋したものであり、全調査データにより調査区を事後的に4区分し副標準本で算出した各行動種別総平均時間に対する標準誤差率である。b) HC分散は80%抽出のミクロデータを用い第3節の分散式(3.3)に基づいて算出した標準誤差率である。c) 副標準本(世帯)は参考数値として、ミクロデータから世帯を事後的に4区分した副標準本での標準誤差率を示している。なお、ハイファン(-)は行動した標準数がゼロのケースを示している。行動種別とその符号は次のように対応している。1.睡眠 2.身の回りの用事 3.食事 4.通勤・通学 5.仕事 6.学業 7.家事 8.介護・看護 9.育児 10.買い物 11.移動(通勤・通学を除く) 12.テレビ・ラジオ・新聞・雑誌 13.休養・くつろぎ 14.学習・研究(学業以外) 15.趣味・娯楽 16.スポーツ 17.ボランティア活動・社会参加活動 18.交際・つきあい 19.受診・療養 20.その他

付表2 平日平均の理論分散とその代替分散

抽出 ステップ	対象 世帯数	対象 標本数	推定人口	総平均	標本調査データの標準誤差率					JK1	JK2	RG1	RG2
					HC	(ΣV_n)	(COV_1)	(COV_2)	HP				
0	17244	24752	20778815	79.33	1.19	16.14	2.09	1.03	1.19	1.02	-	1.17	0.92
1	15478	22235	18681895	79.31	1.26	17.91	2.42	1.17	1.26	1.07	-	1.17	0.96
2	12284	17688	14765859	78.88	1.41	22.40	2.83	1.48	1.41	1.20	-	1.40	0.45
3	8709	12589	10475878	78.73	1.66	30.70	4.22	1.86	1.67	1.41	-	1.33	0.95
4	5309	7675	6331961	78.27	2.07	47.17	6.47	2.61	2.07	1.76	-	1.76	0.78
5	2666	3874	3227908	77.56	3.00	95.02	14.30	5.94	3.01	2.52	-	2.05	2.73
6	2558	3726	3118343	77.89	3.07	99.50	15.53	6.21	3.08	2.57	-	2.05	2.66
7	2359	3439	2885721	78.20	3.15	106.62	16.10	6.63	3.16	2.65	-	2.29	2.98
8	2085	3025	2528570	78.95	3.38	125.30	19.90	6.63	3.42	2.85	-	2.11	3.10
9	1741	2533	2107352	79.13	3.73	148.48	24.90	9.92	3.74	3.09	-	3.11	3.34
10	1389	2041	1713581	80.58	4.18	184.37	35.68	13.89	4.18	3.37	4.20	3.52	4.60
11	1060	1557	1298632	81.31	4.86	251.25	48.78	20.46	4.89	3.92	4.92	3.72	6.53
12	744	1086	886209	79.51	4.99	278.23	43.92	13.49	5.00	4.20	5.02	5.30	5.46
13	516	765	613903	77.97	6.09	404.22	60.67	19.22	6.12	5.17	6.17	4.73	7.19
14	337	525	413201	77.33	6.73	521.90	46.06	31.39	6.77	5.92	6.85	5.43	7.72
15	209	332	279925	80.64	7.90	794.48	62.94	47.47	8.06	7.08	8.21	5.37	6.13
16	118	199	161931	76.25	10.03	1085.74	95.56	93.10	11.37	9.97	11.84	8.33	25.03
17	68	104	88742	66.72	11.11	1023.13	141.72	33.21	14.04	13.05	15.25	14.00	9.59
18	29	43	34751	61.72	24.46	2357.88	1653.81	15.41	20.19	16.24	24.75	30.78	13.79

注：世帯の抽出方法は、1-5回目までは90%、6-18回目までは96%のサンプルを、それぞれ前の抽出ステップのサンプルから抽出している。対象世帯数および対象標本数とは、抽出された子どもいる世帯と子どもいる世帯と子どもの標本サイズを示しており、それぞれ5日調査分の合計となっている。なお、「子ども」とは縦き柄が「子」に該当する者を表す。推定人口は対象標本サイズから平日平均として人口数を算出している。また「HC」、「 ΣV_n 」、「 COV_1 」、「 COV_2 」は(3.3)式に対応している。「HP」、「SHP」、「JK1」、「JK2」はそれぞれ4節の(i),(ii),(iii),(iv)に基づき算出している。「RG1」は「RG1」とは異なる副標本を用いたときの(iii)による分散推定値を示し、「JK2」はジャックナイフ法であるが、1日目と2日目を異なる世帯として扱った推定値である。なお、ジャックナイフ法(JK1, JK2)については標本サイズが大きいき計算時間を要するため抽出ステップ10回目以降に限り計測した。

付表2 (続き) 平日平均の理論分散とその代替分散

抽出 ステップ	頻度計算の標準誤差率				ウエイト付		ウエイト無		n1	n2	
	ウエイト無 (平均値)	ウエイト付 (平均値)	調整 ウエイト付	Cor1*	Cor2*	Cor1	Cor2				
								ウエイト無 (平均値)			ウエイト付 (平均値)
0	0.74	80.41	0.01	79.30	58.28	0.48	0.53	0.28	0.30	4088	4112
1	0.78	80.66	0.01	79.31	58.32	0.48	0.54	0.15	0.31	3667	3698
2	0.88	80.19	0.01	78.88	58.27	0.48	0.55	0.28	0.31	2900	2926
3	1.05	80.70	0.02	78.68	58.61	0.49	0.51	0.30	0.31	2087	2065
4	1.34	80.24	0.02	78.17	57.86	0.47	0.48	0.32	0.33	1255	1278
5	1.89	80.10	0.03	77.46	57.83	0.50	0.49	0.37	0.33	634	661
6	1.91	80.58	0.03	77.77	57.65	0.49	0.50	0.38	0.33	610	639
7	2.00	80.94	0.03	78.01	57.77	0.48	0.48	0.39	0.32	557	597
8	2.12	80.50	0.03	78.68	57.50	0.49	0.50	0.34	0.32	481	525
9	2.33	80.67	0.04	78.84	57.32	0.51	0.49	0.38	0.31	401	440
10	2.63	81.89	0.04	80.29	57.06	0.48	0.50	0.40	0.35	322	348
11	3.02	82.65	0.05	80.94	57.11	0.66	0.52	0.44	0.37	250	266
12	3.58	83.55	0.05	79.42	55.20	0.64	0.44	0.47	0.30	175	191
13	4.31	80.51	0.07	78.11	57.31	0.60	0.50	0.51	0.37	121	133
14	4.71	79.40	0.08	77.21	53.18	0.63	0.56	0.21	0.50	82	91
15	5.49	82.41	0.09	80.18	50.32	0.66	0.60	0.06	0.45	54	61
16	7.42	76.28	0.12	73.83	51.06	0.66	0.60	0.03	0.46	31	40
17	10.10	65.63	0.16	62.77	49.15	0.72	0.62	0.51	0.12	12	20
18	18.46	57.56	0.28	60.16	52.74	0.87	0.60	0.72	0.27	3	8

注：「頻度計算の標準誤差率」は、頻度計算用 (SPSSの場合ウエイトつきクロステーブルコマンドなど) の標準誤差から算出した。「ウエイト無」は、ウエイトを付けずに平日平均を推定したものであり、平均値はMW統計量に対してバイアスをもつ。また「ウエイト付」は、調整ウエイトではなく通常のウエイトによる標準誤差率を示しており、その平均値もMW統計量とは一致しない。「調整ウエイト付」は、調整ウエイトを用いて頻度計算用の標準誤差を算出したものである。「ウエイト付」と「調整ウエイト付」の詳細は脚注⁵⁾を参照のこと。さらに、「Cor1*」と「Cor2*」、「Cor1」と「Cor2」、および「n1」と「n2」はそれぞれ火水と木金の調査標本について、ウエイト付きの相関係数、ウエイト無しの相関係数、および標本数を示している。

注

- 1) 下付きのプラス(+)は、該当の属性を合計した統計量であることを意味する。
- 2) 複数の属性や変数で絞り込む、いわばクロスにクロスを重ねるタイプの部分母集団を問題にする場合には、とくにこのような定義での作業は負荷が大きい。
- 3) 各曜日の平均値がほぼ等しい位置にあるときは、人口が曜日間で変動しても、MP統計量はMW統計量に近似する。しかしながら、実際にいくつかの部分母集団について2つの統計量を計算し比較したところ、標本サイズの小さい部分母集団については、MW統計量とMP統計量の間に顕著な差が確認される。
- 4) 本稿では、定義上の平日平均統計量であるMW統計量に対して、ある推定量がそれと一致しないとき、便宜上、「バイアス」と表現している。母数(真値)と推定量の期待値との差という意味でのバイアスと実質的には同じである。
- 5) 調査期間は土曜から開始し次の週の日曜までとしており、8区分した調査グループを、最初の土日に2グループ、日月、火水、木金、金土にそれぞれ1グループ、最後の土日に2グループずつ割り当てている。
- 6) 一般的な標本理論に基づく推定量および推定量の分散については、土屋(2009)、松井(2005)、Cochran, W.G.(1977)、StataCorp.(2009)などを参照のこと。
- 7) 総務省統計局(2003)によれば、国勢調査の結果数値などから、推計した地域、男女、年齢別の人口を基準人口としている。
- 8) 標本設計情報が全て利用できる時、非復元での層化二段抽出法であることから、理論上は第1次抽出単位(PSU)の分散推定量と第2次抽出単位(SSU)の分散推定量の合計を全体の推定値とすべきである。ここで、総務省統計局(2002, 2003)から平均的な調査区抽出率の概算値として地域(都道府県)別の標本調査区数/調査区数を算出し度数分布表(参考表)としたとき、実際にはPSUの抽出率に関する概算値は極めて小さいことが確認できる。このような場合、通常ならPSUの分散推定量のみで十分近似できると考えられるが、マイクロデータにはPSUに関する標本設計情報が付与されていないため、式(2.3)のように、SSUのみの分散推定量を理論分散とする以外にない。

参考表 地域別第1次抽出単位(調査区)抽出率(概算値)の度数分布表

PSUの 平均抽出率	0.004 ~0.004	0.007 ~0.007	0.010 ~0.010	0.013 ~0.013	0.016 ~0.016	0.019 ~0.019	0.019~
度数	3	12	10	8	5	5	4

- 9) 世帯クラスターは標本設計情報の最終抽出単位であることから、その他の情報が利用できないとき、世帯を利用するのが自然である。しかし、世帯クラスターではなく、個人を無作為抽出したものと仮定することも可能である。この場合、世帯クラスターでの分散推定量に対して、若干ではあるが減少するため、過小推定する傾向にあることが分かっている。たとえば、2001年の社会生活基本調査マイクロデータで検証したところ、下二桁以降の数値で違いが出ている。さらに、世帯クラスターとして算出するとき、4節以降の調整ウェイトを用いたMP統計量を算出するための理論と計算操作が容易になるという利点があることを指摘しておく。
- 10) 標本設計情報を全て用いた場合の分散推定量などの詳細はKurihara, Y.(2010)を参照のこと。なお、部分母集団の推定時には、対象を識別するダミーを κ_{hij} として、次のように求めればよい。これは共分散についても同様である。

$$\hat{V}(\hat{\mu}_{hk+}^{\#}) = \frac{m_{h+}}{m_{h+} - 1} \cdot \frac{1}{N_{hk+}^{\#}} \sum_{i \in h} [\sum_{j \in i} W_{hij}^{\#} \kappa_{hij} (y_{hij} - \hat{\mu}_{hk+}^{\#})]^2$$

- 11) 統計量の平均の分散については、松井(2005) pp.115-117を参照のこと。また集落抽出に基づく平均値の分散については、土屋(2009) pp.139-145, StataCorp.(2009) pp.155-160などを参照。
- 12) 生活時間調査の調査曜日を設定する方法は、平日平均統計量の分散に直接影響するため重要な問題である。欧州各国の調査方法も含めて整理すれば、主に7日間連続調査、2日間連続調査、1日

調査がある。Eurostat(2009)もしくはその翻訳資料である水野谷(2010)の生活時間調査のガイドブックでは、推定値の分散を最小にするため、1世帯について平日1日および週末1日の調査を推奨している。

- 13) この原因の一つにリサンプリングデータであることによる標本サイズの縮小も考えられ、全標本を利用してHC分散を算出すれば、より45度線ラインに接近することが想定される。
- 14) 最近の統計処理用アプリケーションソフトには、標本設計情報(層化やクラスター情報)を考慮した推定を可能にするプログラムが実装されている。固定標本方式も含む複雑な標本設計でなければ、一般利用者でも容易にアウトプットを得ることができる。しかしそのことは逆に、与えられた標本設計の下で適切な推定量の選択や定式化の適否が問われることを意味している。このような問題背景が本節以降での議論の焦点のひとつでもある。
- 15) 全調査データが利用できたとしても、曜日別人口として調整されているのは地域・男女・年齢別の層までであり、その他の変数(配偶関係や就業関係など)については各曜日の人口は変動する。そのためMW統計量とその標準誤差の算出に伴う煩雑さはリサンプリング率に関係なく発生する。
- 16) その他の代替分散として、ウェイトを頻度として計算する推定法も考えられる。しかし各曜日の総計が1になるように調整されていることから、頻度計算による平均値の標準誤差 $\widehat{SE}_{\text{Freq}}$ は、下式のように非常に偏った値となり利用できない。これは付表2の「調整ウェイト付」での標準誤差率でも確認できる。

$$\widehat{SE}_{\text{Freq}}(\hat{\mu}_+^{y\#}) = \sqrt{\frac{\widehat{V}_{\text{Freq}}(\hat{\mu}_+^{y\#})}{\sum_{hij} \widehat{v}_{hij}^{y\#}}} = \sqrt{\frac{1}{\alpha} \cdot \frac{1}{(\alpha-1)} \sum_{hij} \frac{w_{hij}^{y\#}}{\widehat{N}_{h+}^{y\#}} (y_{hij} - \hat{\mu}_+^{y\#})^2}$$

また頻度計算による通常のウェイトを用いたプール平均の標準誤差は

$$\widehat{SE}_{\text{Freq}}(\hat{\mu}_+^{y\#}) = \sqrt{\frac{\widehat{V}_{\text{Freq}}(\hat{\mu}_+^{y\#})}{\sum_{hij} w_{hij}^{y\#}}} = \sqrt{\frac{1}{\widehat{N}_+^{y\#}} \cdot \frac{1}{(\widehat{N}_+^{y\#}-1)} \sum_{hij} w_{hij}^{y\#} (y_{hij} - \hat{\mu}_+^{y\#})^2}$$

であり、分母の推定人口が大きいため標準誤差が非常に小さく算出される。当然、通常のウェイト利用であるため、平日平均推定値 $\hat{\mu}_+^{y\#}$ はMW統計量に対してバイアスをもつ。これは付表2の「頻度計算ウェイト付」に示されている。

- 17) 副標本法による標本誤差についてはWolter, K.M.(2007) pp.22-27を参照。
- 18) ジャックナイフ法による標本誤差については、Wolter, K.M.(2007) pp.152-153を参照。
- 19) 各抽出ステップでMW統計量の値が変化することもあり、推定量の分散(または標準誤差)ではなく、一般的に標準誤差率(標準誤差をMW統計量で除した値)を用いて議論している。
- 20) 本稿で算出した数値は同一部分母集団を対象とした試行結果ではあるが、その他の行動種類や部分母集団についても確認したところ、同様の傾向がみられた。
- 21) 世帯の抽出方法やその他の詳細は付表2を参照のこと。
- 22) ウェイト無の平均値は調整ウェイトを利用していないため、MW統計量に対してバイアスをもつ。その程度は付表2(続き)を参考のこと。

参考文献

- [1] 坂田幸繁・栗原由紀子 (2010), 「世帯員間同時分布モデルと生活時間分析の方法 — 社会生活基本調査の2次利用をめぐる —」, 『研究所報』, No. 39, pp.67-88, 法政大学日本統計研究所.
- [2] 総務省統計局 (2002), 『平成12年国勢調査, 調査区関係資料利用の手引』, 日本統計協会.
- [3] 総務省統計局 (2003), 『平成13年社会生活基本調査報告 第1巻 全国生活時間編(その1)』, 財務省印刷局.
- [4] 高橋雅夫・白井彩子 (2005), 「平成13年社会生活基本調査における標本の代表性と調査結果の推定について」, 『統計研究彙報』, 第62号, pp.23-70.
- [5] 土屋隆裕 (2009), 『概説標本調査法』, 朝倉書店.
- [6] 標本誤差推計研究会 (1998), 『標本誤差の推計方法 — 最新時代の理論と実証 —』, 財団法人統計情報研究開発センター.
- [7] 松井 博 (2005), 『標本調査法入門』, 日本統計協会.
- [8] 水野谷武志 (2010), 「欧州統一生活時間調査(HETUS)ガイドライン—2008年版(翻訳と解説)」, 『統計研究参考資料』 No. 107, pp.21-23, 法政大学日本統計研究所.
- [9] Cochran, W. G. (1977), *Sampling Techniques*, Third Edition, John Wiley & Sons.
- [10] Eurostat (2009), *Harmonised European time use surveys : 2008 guidelines*, pp.16-18, eurostat Methodologies and Working papers.
- [11] Wolter, K.M. (2007), *Introduction to Variance Estimation Second Edition*, Springer.
- [12] Kurihara, Y. (2010), “Estimation of Weekday Averages and Their Variance with The Resampled Data from The Survey on Time Use and Leisure Activities”, *The Annual of the Institute of Economic Research Chuo University*, No. 41, The Institute of Economic Research Chuo University.
- [13] Patterson, H.D. (1950), “Sampling on Successive Occasions with partial replacement of Units”, *Journal of the Royal Statistical Society Series B (Methodological)*, Vol. 12, pp.241-255.
- [14] Skinner, C.J. (1989), *Analysis of Complex Surveys*, ed. C.J. Skinner, D. Holt & T.M.F. Smith, pp.23-58, John Wiley & Sons.
- [15] StataCorp. (2009), *Stata Survey Data Reference Manual Release 11*, pp.163-164.

Estimation of Sampling Errors in Measures of the Average of Weekday Using Anonymized Microdata from the Japanese Survey on Time Use and Leisure Activities

Yukiko KURIHARA

(Graduate school of economics, Chuo University ; ebaku24@gmail.com)

Summary

This paper theoretically studies the estimator of the average of weekday and its variance by utilizing anonymized microdata from the Japanese Survey on Time Use and Leisure Activities. It also investigates efficient and practical data handling by calculating the adjusted weight of the pooled data over a weekday.

To examine the basic characteristics of weekday activities on the basis of time use data, we use conventional measures to estimate the average of weekday, such as mean statistics by days. However, there are several issues to be noted for the calculations. First, we need to assume that the household clusters were randomly sampled, because the original sampling information is not available, although we are aware that stratified two-stage sampling was employed. Second, a customized computing program was required in order to exist covariance caused by the survey method that the households were surveyed over two days.

Key Words

Japanese Survey on Time Use and Leisure Activities, anonymized microdata, fixed samples, sampling error, adjusted weight

【書評】

杉森滉一・木村和範・金子治平・上藤一郎 編著
『社会の変化と統計情報』

(北海道大学出版会, 2009年)

吉田 忠*・橋本貴彦**

(1) はじめに

統計の作成・公表・利用の過程やあり方の分析把握は、なによりもその社会性においてなされなければならない。本書のタイトルとも関わるこの命題は、経済統計学会では広く支持されるであろう。しかし本書刊行の母体となった社会統計研究会では、統計の分析把握をより深く進めるためにはこの社会性をより具体的に把握すべきだという議論が出たという。序文で杉森滉一氏が述べるように、その具体化の内容では必ずしも一致を見なかったが、社会性を政治性として把握する立場が最も有力な見解であったという。まずこの視角はどのようなもので、どれほど分析を鋭くしているかが第一の問題点である。

ところで本書は岩井・福島・菊地・藤江(2009)と共にシリーズ「現代社会と統計」全2巻を構成するが、これは1999-2001年に刊行されたシリーズ「統計と社会経済分析」全4巻の現代版である。そして岩井・福島・菊地・藤江(2009)が後者の第4巻である岩井・福島・藤岡(2000)の継承であるのに対し、本書は第3巻である近・藤江(2001)を除く第1巻の長屋・金子・上藤(1999)、第2巻の杉森・木村(2000)の継承と見られる。第1部「統

計制度と政治過程」、第2部「統計調査と統計利用の新展開」、第3部「統計と統計学の歴史的再検討」からなる本書の3部構成も、第1部と第2部が杉森・木村(2000)の、第3部が長屋・金子・上藤(1999)の継承と見てよい。このように、本書は広範な課題を限られた紙数で扱おうとしており、従って問題の取り上げ方で網羅的な体系性を欠く嫌いがある。確かに各執筆者はそれぞれの分野で最も重要と思われる問題を取り上げ、それを包括的に論じている。これがどれだけ体系性をもたらしているか、本書におけるもう一つの問題点である。

(2) 各章の紹介

第1章 公共財としての統計(金子治平)。まず、今回の統計法改正の準備過程で出た統計を公共財とする議論が検討される。改正統計法では「公的統計は国民の合理的意思決定の重要な基盤」という位置づけに止まり公共財とはされなかったが、それは行政資料目的の統計調査や業務統計調査の存在によるものであった。次に近年の国勢調査等における回収率低下の危機的状況の要因を探るため、ゲーム理論のモデルを利用して国民が統計調査から受ける効用と調査協力に際しての物的精神的費用の比較が試みられる。そして大量の調査拒否が生ずる条件として、調査協力での物的精神的費用が、行政施策の立案・検証

* 京都大学名誉教授

〒520-2341 滋賀県野洲市行畑1-3-2(自宅)

** 島根大学法文学部

〒690-8504 島根県松江市西川津町1060

等での統計利用から間接的に受ける公共財的便益と統計の利用や調査協力から得る直接的便益との和を上回る状況が示され、そこから脱却する種々の方策が検討される。この章では、政府が統計の作成利用をめぐる国民の利害打算に対して有効な対応をとる事でその協力意識を高めていく過程が、いわば統計の政治性とされている。また統計を公共財とする議論は興味深い。ただ、その公共財としての具体的な在り方の説明が欲しかった。

第2章 未観測経済の計測論序説（岡部純一）。未観測経済とは「市民社会の諸活動の一部が社会構造上の理由によって公式の標本調査・センサスや行政記録で慢性的に未観測である事態」を指す。本章ではOECD(2002)を元に、未観測経済を①地下経済の活動、②違法な活動、③インフォーマル部門の活動、④自家使用を目的とする家計の活動、⑤データ収集の技術的欠陥で未観測となる活動、の5つに分ける。そして未観測経済の計測アプローチとしては、その全体のフレームワークとしての把握、SNA推計法の適用や直接的・間接的計測の併用による不突合分析を通じた接近等があげられる。著者は、この『ハンドブック』では問題がSNA推計に限定されている点を批判しつつもそれを高く評価する。そこでは統計の欠落やその信頼性・正確性の問題が取り上げられており、我々の関心と共通する部分が多いのは確かである。

第3章 米国2000年人口センサスと公共圏（山田 満）。米国2000年センサスをめぐる政治問題を取り上げて検討する。まず、センサス結果を事後の標本調査結果で補正し、その補正值を公式数字とするワンナンバーセンサス問題である。1990年センサスでは実査値とその補正值の二本立てで発表されたが、2000年センサスの公表では、ワンナンバーセンサス派と、それは憲法の「センサス人口に基づく」という規定に違反するとした反対派が、政府対議会、民主党対共和党の対立を

巻き込み、最後に最高裁のワンナンバーセンサス違憲判決が出る迄激しい論争が続いた。これは、米国憲法でセンサス人口が重要な役割を持つ事、また人種構成が大きな社会問題であった事等によるが、米国で統計が行政を越えた政治・社会問題になっている事を示している。また2000年センサスでは、プライバシー問題が民主共和両党対立を伴って深刻化した他、人種複数選択制に対し公民権運動団体がマイノリティのアイデンティティを求めるようになった、という。このように米国2000年センサスを興味深く紹介した論文であるが、このようなセンサスをめぐる政治的対立の打開を「力の分配に応じた合意形成を行いつつ、統計活動の公共圏を形成する努力」という「政治的妥協」に求めている点に、評者はいささか物足りなさを感じさせられた。

第4章 Network Rail Status問題と英国統計制度（作間逸雄）。この章で扱う二つの問題の第1は、サッチャー政権で弱体化された統計制度の再建方式である。これは、各省の統計部局、政府統計を総括する国家統計局、独立に専門的助言をする統計委員会からなる組織と、行政の直接的干渉を避けるための政府統計の品質保証制とからなる。品質保証では、政府統計の品質に関し基準が策定され、それを充たすものがNational Statisticsとして認定公示される。第2は、国鉄民営化で設備所有を担ったRailtrack社が行き詰まり代ってNetwork Rail社が設立された時、それを公的部門とみるかどうかの問題が生じたが、それと新統計制度との関わりである。国家統計局は同社への運輸省の関与減退から民間部門としたが、会計検査院が同社への政府債務保証等を理由に公的部門だと主張し対立した。統計委員会は政府債務保証等の論議の整理を主導し、民間部門帰属へと導いた。著者は、統計委員会が統計の品質を守る立場に徹し、問題が曖昧な政治的解決に陥るのを防いだ、と評価する。本章での政治性は、国の行政シス

テムの中での統計の作成公表過程に止まる。また取り上げた具体的問題もやや特殊だが、英国の統計事情が詳しく紹介されている。

第5章 情報環境の変容と社会統計学の課題（岩崎俊夫）。著者は、近年の社会統計学の研究動向が、情報処理の能力向上やコスト低下、社会情報の基盤整備等により、統計資料の検討ではなく統計データ処理へ偏ることに危機感を持つ。同時に、統計学の理論的基礎や経済理論に対する関心の薄弱化を批判する。この問題意識に沿って、(1)で現実の情報環境変化の実態を整理し、「統計」をその社会的基盤から引き離された「データ」として扱う問題点を指摘する。(2)では、わが学会で物価指数論への関心が経済理論への関心と共に後退している点を指摘した後、物価指数論の展開を追いながらそこでは経済理論的裏づけがある役割を果たしている点を示す。(3)では産業連関論を取り上げ、そこでは一般均衡論という経済理論基盤から切断された「中立的な分析手法」が独り歩きしていると批判する。著者は最後に、社会統計学の目標として統計指標体系の構築をあげるが、大変 polemical な論文であり、十分な議論の展開が必要である。

第6章 所得格差の統計的計測（木村和範）。本章は近年の所得格差指標の研究動向を紹介し、その利用に関して問題点を指摘する。まず(1)で所得格差を各世帯所得の全世帯均等所得からの格差としてではなく、世帯主年齢別に分類した各世帯階級で当然必要な世帯所得を前提に、それからの格差として把握すべきだとするペイグリンの問題提起を見る。(2)では全世帯の所得格差を示すジニ係数 G と、全世帯をある標識で分類して各階級別に求めたジニ係数 G_i との関係を求めるジニ係数の分解で、所得階級別に求めた場合は $G = \sum G_i$ となるが、世帯主年齢別に求めると $G \neq \sum G_i$ となる事を、ムッカジー・シヨロックスの議論を通して示す。(3)では彼らが年齢階層別

データの利用で有効だと推奨する平均対数偏差を紹介し、ある特定時点でそれを階級別に分解する、またある時点間の変動を要因別に分析する方法が示される。最後に内閣府(2006)が、彼らの平均対数偏差における時点間変動の要因分析法を利用して、その格差拡大は見かけ上であり年齢階級内・階級間の所得格差よりも人口構成の変化によるものとした点に対し、この方法では具体的な人口構成変化を示しえないし、またそれを「見かけ上」とするが要因分解式から見ても実質的な格差だと批判する。的確な批判であり、議論のさらなる展開が期待される。

第7章 ジェンダー統計の現状と課題（杉橋やよい）。ジェンダーとは、歴史的、社会的、文化的に形成される性別概念、性差・性役割を指し、ジェンダー統計とは、ジェンダーの視点を組み込んだ統計生産、統計利用、統計活動で構成されるもの、とされる。ジェンダー統計は、例えば、現代の課題である男女共同参画計画の策定に際し、ジェンダー問題の背景・原因の把握、計画の確認・監視等の役割を持つ。本章では国連を中心とした世界のジェンダー統計活動が紹介され、次いで日本のジェンダー統計活動の経過が概観される。最後に、United Nations(2006)で提示されたジェンダー統計の改善のための課題に対し、日本が今後取り組むべき重要ないくつかの課題が明らかにされる。そして、なによりもジェンダー統計作成体制の充実が必要だとされる。しかし現実にはジェンダー視点が不十分な既存統計を利用せねばならぬ時があるが、その場合に必要な対応についても言及が欲しかった。

第8章 エスニシティ統計調査の二重性（杉森滉一）。人種や民族を調査する統計とされるエスニシティ統計調査は多くの国でセンサスに組み入れられているが、それは国の統治に関わる高度に政治的な統計であり、調査自体が被調査者のエスニシティ意識を強め

たり、社会にエスニシティ区分を生み出した
りするものである。この特異性の源は、エ
スニシティの概念、その調査・分類の
方法にある。エスニシティは職業など
と同様に自分が何々であるという自己
確認の一つであるが、出生以前の過去
に遡るものに対する確認という独自性
を持つ。同時に、それは他から自己を
区分する意識と、他から区別されるこ
とを承認する帰属意識を含む。そのた
め、調査方法は回答者に帰属意識を
訊く半選択式の自認法とならざるを
得ない。このエスニシティ調査が、回
答の強制を伴う全数調査であるため、
調査とエスニシティ現象の干渉を引
き起こす。エスニシティ調査は現象と
統計調査との相互作用が強く、両者
は独立だとする統計調査とは明らかに
異なる。これらの特異性を指摘した著
者は、新たに他の調査活動（世論調
査、学力テスト、表式調査）も含め
た統計調査論の展開を提案する。こ
のようにエスニシティ統計調査にお
ける調査・分類の特異性をその政治
的社会的特質と合わせて解明した本
章は高く評価されるであろう。

第9章 統計学と国家科学（上藤一郎）。著者は、ケトラーが国状学をもその理論形成に組み入れたとする説に疑問を持つ。そこで国状学の特質を求め、17世紀後半それを統計・統計学と呼ぶようになる経緯を探って詳細な文献渉猟を行い、ポリタヌス「統計的顕微鏡」(1672)が最初に形容詞的に使った事、それは国家統治に特有な合理性を表す「国家理性」の意味での利用であった事を示す。国状学が領邦国家の官僚養成の主要科目になったのはこの学問的性格によるが、他方そこで国家を独自の枠組みでとらえる「知的伝統」が築かれた。一方、この統計学は18世紀末に英仏へ広がるが、導入当初の仏国では、官庁統計による国力や富の量的把握として、また英国でも調査を通して住民の幸福の量を求めるものとして把握された。これは、英仏での市民社会、資本主義経済、国民国家の発展

によるものである。著者は、ケトラーが受けとめたのはこのような形での国状学に過ぎず、独では国状学としての統計学が視野対象や実証面での批判で行き詰まった後、国状学はその「知的伝統」を生かしてドイツ社会統計学誕生の母胎になった、とする。この章では、政治性は国状学・統計学の発展を国家・社会・経済との関わり合いから見る立場とされているようである。ただ残念な事に、「国状学が築いた知的伝統」の説明不足が本章の前半と後半との結びつきの十分な理解を若干妨げている。

第10章 生計問題と家計統計の系譜（藪内武司）。本章では明治から昭和前期にかけて、労働者生活に関する民間の事例調査が政府の全国的な家計調査に発展する過程が分析される。著者は、家計統計は資本主義の歴史的側面を反映しつつ発展してきたとして、展開過程を3つに区分する。まず、労働者の過酷な労働条件が社会問題化した資本主義勃興期に、民間により下層社会の生活調査が開始された時期である。第二に、大正期の工場法成立以前、労働問題が深刻化する中、高野岩三郎がヨーロッパの先例を範として日本で最初の家計簿法による家計調査を行った時期である。著者はこれを近代的家計調査の成立とみる。同時期、家計調査だけでなく官庁による様々な調査活動が行われたが、これは急速に広がる労働運動対策の側面を持つと著者は指摘する。第三は、政府による第1次から第3次迄の家計調査の実施時期であるが、第1次は労働問題に対する緩衝器としてであり、第2次は昭和恐慌における米価下落防止のための基礎資料を得るためであり、第3次は第二次大戦前の統制経済下、国民各層の生活実相を明らかにするためであった。調査主体である政府の意図、社会経済的な意義、調査資料の性質等の変遷を明快にまとめた論文である。

第11章 想像の数字（池田 伸）。著者はまず、近代国家がネーションを基盤に成立

したとするのは誤りで、ネーションは「想像上の共同体」に過ぎず、近代国家で諸制度が整備される過程で実体化されるものだとする。例えば国民や領土の住民意識は、それらの登録・登記制度等と共に生み出される。それらは近代統計調査の前提であるが、統計調査は主体が客観的な人口・土地等を正確に把握する過程ではない。市民と国家がゲームのように絡み合う企画、配布、記入・回収、集計、公表等のプロセスからなる近代統計システムとして捉えねばならない。統計学はこのシステムの作用過程の二次観察である。これは大屋祐雪氏の客観の視座に近いが、同氏の場合は実在する過程を把握する視座であるのに対し、著者は「統計というテキストをめぐる統計システム」の観察とする。これは社会科学方法論説に対する著者の批判と結びつく。ここでは「存在する大量」を信頼性・正確性でもって捉える方法の検討が目的とされるが、著者は把握された社会の数量的側面は「統計調査の結果標章の実体化」に過ぎず、謂わば「想像の数字」だと見る。本章では、近代国家が生み出す政治意識との関係が統計の政治性とされているが、その過程の説明が不十分である。また「統計というテキストをめぐる統計システム」の言葉の説明も同様である。「想像の数字」論がただの「不可知論」ではない事を示すためにも、その十分な説明が望まれる。

(3) まとめ

本書の多くの論文に共通する長所の第一は、社会的事実や文献資料に関して実証に徹した点である。例えば、日・米・英三国が直面する統計制度の諸問題について詳しく知りうるし、また標本でのセンサス補正やエスニシ

ティ調査、所得格差指標の展開、国状学が統計と呼ばれる経過等についての新知見が与えられる。第二に、わが学会員の多くがとる統計批判の立場例えば信頼性・正確性の概念等を素朴実在論に近いと批判する論文が収められた点である。これは重要な指摘であるが、その論証の点で十分な説得力を欠くのが残念である。最後に、国民、議会（政党）、政府等が形づくる政治過程の枠で統計の作成・利用の問題を捉える立場、即ち社会性を政治性として捉える立場が、本書の主眼とされている点である。ほぼこの立場からの鋭い分析を加えたのは第3章（山田論文）、第8章（杉森論文）であるが、第1章（金子論文）、第4章（作間論文）、第10章（藪内論文）での政治性は国民と行政との間で統計を捉えようとしたもの、また第9章（上藤論文）、第11章（池田論文）での政治性は歴史的な政治イデオロギーに近い。このように政治性の概念に統一性が見られない点に問題が残る。また政治過程に傾斜し過ぎる余り、社会経済的な構造変化との関連分析が必ずしも十分でない。

最後に本書の構成であるが、第2部の第7章（杉橋論文）、第8章（杉森論文）を第1部「統計制度と政治過程」に入れ、第2部のタイトルを「統計利用の新展開」とした方が良かったように思われる。また政治イデオロギーを扱う第11章（池田論文）も内容的に第3部よりも第1部が相応しいのではないかと。編者はページ数のバランスからこの3部構成をとったのであろうが、内容的にはやや問題が残る。

以上背伸びしながら失礼なコメントを重ねてきたが、それは我々の望蜀の念によるものである。読者が本書から得るものは極めて大きい。是非一読される事を勧めたい。

参考文献

- [1] 岩井 浩・福島利夫・藤岡光夫編著 (2000)『現代の労働・生活と統計』(統計と社会経済分析 4), 北海道大学図書刊行会。
- [2] 岩井 浩・福島利夫・菊地 進・藤江昌嗣編著 (2009)『格差社会の統計分析』(現代社会と統計 2), 北海道大学出版会。
- [3] 近 昭夫・藤江昌嗣編著 (2001)『日本経済の分析と統計』(統計と社会経済分析 3), 北海道大学図書刊行会。
- [4] 杉森滉一・木村和範編著 (2000)『統計学の思想と方法』(統計と社会経済分析 2), 北海道大学図書刊行会。
- [5] 内閣府編 (2006)『平成 18 年版経済財政白書』, 国立印刷局。
- [6] 長屋正勝・金子治平・上藤一郎編著 (1999)『統計と統計理論の社会的形成』(統計と社会経済分析 1), 北海道大学図書刊行会。
- [7] OECD (2002), *Measuring the Non-Observed Economy : A Handbook*, OECD.
- [8] United Nations (2006), *The World's Women 2005 : Progress in Statistics*, United Nations.

【書評】

土居英二 編著

『はじめよう 観光地づくりの政策評価と統計分析
— 熱海市と静岡県における新公共経営 (NPM) の実践 —』

(日本評論社, 2009年)

大井達雄*

1

本書は、さまざまな経済部門を対象に統計分析、ならびに政策評価を行ってきた編者が、主に熱海市や静岡県で行った観光地づくりの経済分析に関する調査研究の内容をまとめたものである。編者以外の著者として、熱海市、静岡県、(財)静岡総合研究機構などがあげられるが、基本的には編者である土居英二氏が執筆、または加筆・修正を行っている。本書の特徴として、次の2つの点があげられる。最近日本でも、類似の研究は行われているが、同一地域の観光市場に関する経済効果を長期にわたって分析結果をまとめ、同時に政策評価を行っている研究成果は少ない。また海外の観光研究においても、この種の長期的にわたる調査結果をまとめた書物は少なく、貴重であるといえる。

第2に日本では現在、観光庁が中心となって、観光立国に向けた取り組みが行われている。さらに各市町村も観光都市として認められることを目的に、さまざまなイベントや誘致合戦を行っている。しかしながら、昨今の財政事情の影響もあり、関連予算を十分に確保できず、費用対効果の小さい事業は仕分け

の対象になっているのが実情である。観光事業にも経済・雇用・税金などで説明責任が求められるが、各市町村の観光行政の担当者の多くが産業連関分析などの分析手法を十分に活用できていないこともあり、単純な前提のもとで需要予測を行うケースや、外部のコンサルタント会社に経済効果の計測を依頼するケースなどが指摘されている。その結果、観光事業に関しては実現不可能な数字が公表されたり、またそのような根拠がない数字がひとり歩きしたりしている。その弊害として、観光施設の経営破綻と自治体による巨額な財政負担の事例はもはや珍しいことではなくなった。

このような観光事業分析の現状に対して、本書は、多くの事例や分析手法を紹介し、統計情報の必要性と、政策立案プロセスの失敗に対する警告を行うことによって、産学官連携を推進させるための役割を果たしている。特に、本書では予測と実績が一致した事例だけを紹介するのではなく、大きく乖離した事例も紹介し、その原因についても検討している。このような分析結果や政策に関わる編者の知見や経験は、今後、観光事業の経済効果の計測を行う地方自治体にとっても役立つものであり、本書の意義は大きいといえる。以下では、各章の概要、観光統計についての最近の動向の紹介と若干のコメントを述べるこ

* 藍野大学医療保健学部

〒567-0012 大阪府茨木市東太田4-5-4

とにする。

2

本書は6部(12章)から構成され、その目次は以下の通りである。

I 観光地づくりのための基礎統計の整備と政策評価

- 1章 政策評価システムと統計情報
- 2章 静岡県における観光サテライト勘定(TSA)の推計と観光産業の分析
- 3章 サーベイ法による熱海市産業連関表の作成

II 観光施設整備と費用便益分析

- 4章 熱海の歴史遺産「起雲閣」の保存と公開の政策評価
- 5章 熱海梅園の整備と有料化の影響分析

III 観光イベントと需要予測、経済波及効果

- 6章 観光イベントの来客数推計と経済波及効果の諸問題
- 7章 熱海花博の来場者数予測、経済効果、費用便益分析

IV 観光地の景観の経済評価

- 8章 市民にとって熱海の景観の「値段」はいくらか
- 9章 分譲マンション・別荘購入者にとっての熱海の景観の価値

V 観光地づくりへのマーケティング・リサーチの統計手法の導入

- 10章 観光客からみた伊豆半島—コンジョイント分析とCS分析—

VI 人口減少社会の進行とこれからの地域戦略・観光戦略

- 11章 団塊世代の移住政策と地域経済効果・財政効果

12章 人口減少社会と地域の経済戦略・観光戦略を考える—2050年の都道府県別人口予測をもとに—

次に各章の内容を簡単に紹介していく。

1章では編者である土居英二氏の統計学との出会いから始まり、清水市の石炭火力発電所プロジェクトや松本空港の需要予測などの統計情報と政策評価をめぐる事例が紹介されている。その中で従来の日本の政策評価情報において統計情報は、事業の推進に有利な情報が過大評価され、推進に不利な情報は無視される傾向にあったことが指摘されている。その上で米国と英国の政策評価手法が紹介され、「何もしない案」を含めて、複数の選択肢から住民と議会によって政策が決定されるが、その場合に統計情報が大きな役割を担っていることが述べられている。

2章では観光サテライト勘定を使用して、静岡県の観光産業の規模、地域社会に占める比重、雇用効果や税収効果などが分析されている。観光サテライト勘定はTSA(Tourism Satellite Account)とも呼ばれ、世界観光機関などの国際機関を中心にその作成が奨励されている。具体的な推計方法の説明と経済波及効果(約9,967億円)、粗付加価値誘発効果(約5,826億円)、就業者誘発効果(98,799人)、税収効果(約171億円)という結果が示されている。

3章では早い時期から熱海市では産業連関表が作成され、毎年のように重要政策の経済波及効果や税収効果の分析に利用されていた状況が説明されている。そこで、平成12年(2000年)熱海市産業連関表の基本方針、具体的な手順と方法が説明され、その結果、熱海市においては、全産業の生産額(約2,938億円)、市内総生産(約1,678億円)、最終需要の「移輸出」額(約1,264億円)という推計結果の概要が紹介されている。

4章では熱海の歴史遺産「起雲閣」の保存

と公開事業に対する費用便益分析による政策評価を行っている。旅行費用法（TCM）を使用した推計結果として、起雲閣の市民の文化的催しの利用便益は0.7となった。利用便益が1を下回るという結果については生産者余剰を含めた便益をトータルに把握する必要性、また旅行費用法では訪問箇所の把握と評価方法に大きな問題が残っていることなど、複数の留意点を指摘している。

5章では公共観光施設の整備と有料化の経済的影響について、熱海市の梅園を対象とした分析を行っている。整備費と維持費の一部を有料化による収入でまかなうと想定した場合に、5段階の仮定のもとで、梅園の整備・維持費の支出とその効果、熱海市内に生じる経済波及効果など、経済的影響を研究対象としている。その結果、有料化しても、その費用が梅園の整備に使用されることもあり、来場者数の増加が予測される。そこから、最終需要増加額は総額で2億7,500万円、熱海市内の産業に直接・間接にもたらされる生産誘発額は、総額で3億6,800万円と推計している。

6章ではアタミ市民海上花火大会を例として、観光イベントの来客数の推計方法、ならびに結果の紹介と、予測の困難さを指摘している。特に観光イベントのような特定の事業の地域内経済波及効果を分析する場合に、産業連関分析の理論モデルである均衡算出高モデルにおいて、原材料に係わる投入係数 A にかかる自給率と、地域内最終需要の変化分 ΔFd にかかる自給率が異なることを強調している。

7章では観光イベントの来場者数の予測、経済効果、費用便益のあり方について検討している。事例として熱海花博を取り上げ、予想来場者数、ならびに産業連関表による経済波及効果を計測したものの、来場者の予測が実績を大きく下回る結果となった。この点について、当初採用した分析手法を再検討し、誤りの原因を明らかにしている。

8章では仮想市場評価法（CVM）によって、熱海市の「景観」に対する熱海市民の価値観を評価することを目的としている。その結果、今ある景観を維持するためには、市民が1世帯当たり年間6328.44円支払ってもよいと考えているという結果をえた。そこから、熱海市民にとっての熱海市の景観の価値観の金銭的評価は年間約1億3,380万円と計算されている。また、仮想市場評価法（CVM）を使用する際の課題についても指摘している。

9章も、同じく熱海市の景観についての金銭的評価を行っているが、ここでは、熱海市内の分譲マンション・別荘からの景観を対象としている。ヘドニック価格評価法を用いて、「景観」を変数とするヘドニック関数を推定した場合、熱海の景観の価値は243.55万円であると導き出された。この結果は、よい景観をもつ物件はそうでない物件に比べて、他の条件に違いがなければ、価値が243.55万円高いことを意味している。

10章では観光客という「顧客」の視点からみた伊豆半島振興の課題を明らかにするために、マーケティング・リサーチの手法を紹介している。具体的な手法としてはコンジョイント分析とCS（顧客満足度）分析を採用している。その結果、伊豆半島の観光地の特徴として、「温泉が豊富」、「気軽に行ける」、「季節の花の観賞」、「海山の自然景観」などがあげられ、一方で「宿泊料金（の高さ）」と「食事代・ガソリン代（の高さ）」などが優先的に改善すべき課題として読み取られた。くわえて、伊豆半島振興策が実施された場合における、集客効果などのシミュレーション結果が紹介されている。

11章では一時期話題となった団塊世代の退職後の移住を対象とする政策をとりあげ、静岡県における団塊世代の移住がもたらす経済効果、税収効果と財政的負担について検討している。分析結果から、団塊世代の移住施策が財政に与える影響はそれほどメリットが

あるものではないが、人件費の増加を抑制するなどの措置をとる場合には、財政面でのメリットも生じるなど地域特性と財政対応により左右されることが指摘されている。

12章では、まず2050年の都道府県別の人口予測を行い、地域社会の将来像を描いている。東京都と沖縄県を除き、多くの道府県で人口減少が予測されるが、その結果に基づき、人口減少の地域格差の状態、日本と地域社会の経済戦略、その中の観光戦略の意義を考えている。特に編者は以下の2つの点が人口減少社会の日本と地域社会の経済戦略の柱と考えている。

- ① 第二次産業の製造業はもちろん、地域の第一次産業の農作物から第三次産業の外国人観光客の誘客までの「輸出E」の推進とそれを担う留学生を含めた人材育成
- ② 技術開発による付加価値の高い製品（農作物等も含む）の創出、新産業の創出＝「投資I」

その上で、観光戦略として、外国人観光客の誘客をあげ、全国津々浦々に位置する観光地が存在することが、人口減少社会を迎える中で、日本国内の地域経済格差の拡大に対抗することを可能にするとしている。また、編者は、熱海市の「起雲閣の保存・公開運動」が象徴するように、「小さな財源」で「大きな政府」を維持するという住民と行政の協同が、上記の戦略を実現する地域社会の原動力であることを説いている。

3

以下では、まず観光統計研究の最近の動向を若干紹介し、本書の内容についてコメントをする。日本では2003年に観光立国の推進が政策目標として明確に示された。しかしながら、観光立国を目指すための土台となる観光統計は、さまざまな問題を抱えていた。具体的には、包括的な体系が構築されていないこと、基準が統一化されていないため地域間

比較ができないこと、標本が小さく分析に必要な精度が確保されていないなどの問題点が指摘されていた。その後、政策立案に必要な信頼できる観光統計を整備するために、宿泊旅行、入込客や消費額などを対象とする統計調査が実施され、その1つの方向性として、国際比較可能なTSAの構築が求められている（国土交通省観光庁(2010)）。

一方で、海外の観光経済学研究においても、研究範囲の拡大（環境や医療など）だけでなく、計量分析手法の改良も日進月歩である。編者がこのような観光研究がブームを迎える以前からこの分野の分析に取り組んでいることは高く評価できるが、一方で採用されている分析手法については、現在の観光研究の水準からは議論の余地もある。

例えば、TSAについては、2008年に国連統計部や世界観光機関が中心となって、新しいガイドラインが作成された（United Nations Statistics Division, et al(2008)）。従来のTSAのガイドラインの内容を踏襲しつつ、一部新しい用語を導入するなどの改良点がみられる。枚数の問題から、TSAの詳細な内容については触れないが、特徴の1つとして観光消費額の範囲は拡大される傾向にある（Frechtling(2010)）。そのため、第2章で行っているTSAの推計結果は、最近の基準に従えば、異なった結果となる可能性もある。

つぎに7章において熱海花博の来場者数の推計を取り上げる。観光商品は、自動車などの商品とは違って在庫を調整することが難しく、ホテルの宿泊や飛行機の座席などのように時間的な制約を受ける。このような特徴から、海外の観光経済研究では、かなり早い時期から、観光需要予測モデルの構築に関する分析が行われ、膨大な研究蓄積が存在する。特にコンピュータの性能向上により、この十数年の進歩はすさまじいものがある。最近の具体的な需要予測手法として、定性モデル、重回帰モデルや時系列モデルから、ニューラ

ルネットワークや遺伝的アルゴリズムなど非常に多岐にわたり、予測結果の精度についての検討がなされている (Song and Li(2009))。本書では、需要予測の一例を紹介しただけであるが、今後は、さまざまな手法の吟味が必要となると思われる。

ただし、上記で取り上げた課題は、本書の範囲を超えているものであり、また本書だけで解決できる問題ではないことは明らかである。編者、ならびにその他の研究者はこのような課題に早急に取り組まなければならない。

12章では、編者が考える地域経済戦略と観光戦略の内容が述べられている。日本が本格的な人口減少社会を迎え、ますます自治体の経営は厳しくなることが予想される。その中で、多くの自治体は観光都市として認められるべく取り組みを行っている。編者が提起した考え方には基本的には同意見である。しかし、具体的な取り組みとなるとさまざまな問題点がある。例えば、日本人と外国人との間では観光に関する考え方が根本的に異なることが多い。日本人が考える観光戦略は観光消費、つまり、いかにたくさんのお金を使ってもらおうかということが中心となっている。しかしながら、日本を訪れる外国人の多くは、日本の文化や風土を体験することに主眼を置いている。それゆえ、誘致を目的としても外

国人観光客にとって満足度の低い観光イベントが行われていることがある。また、言葉の問題が代表するように、日本人の観光関連の人材育成には課題も多いことから、留学生の活用は今後行うべきであるが、どうしても特定の国籍の留学生に偏る傾向が見受けられる。この点については、編者の体験を含めて、もう少し具体的な内容についての記述が望まれた。

最後に、本書を理解するには、産業連関表をはじめとする計量分析手法をあらかじめ理解しておく必要がある。枚数の関係上、一部の説明が省略されているので、場合によっては既に公表されている報告書や論文、くわえて他の文献を参照することが必要となる。また、熱海市や静岡県からのデータの提供に加えて、データ上の制約がある場合には、アンケートやヒアリング調査を積極的に行うなどの編者の行動は、多くの研究者が学ぶべき姿勢であるといえる。さらに本書を通じて、地域に根ざした研究活動を行ってきた編者の「統計は民主社会の基礎」という言葉には重みがある。今後、観光研究における計量分析を行う行政の実務家や研究者が一読すべき良書であることを述べて、書評を終えることにする。

参考文献

- [1] 国土交通省観光庁 (2010) 『観光統計の整備に関する検討懇談会報告書』
国土交通省サイト (<http://www.mlit.go.jp/common/000118986.pdf>) 2010年9月閲覧
- [2] Frechtling, Douglas C. (2010), "The Tourism Satellite Account - A Primer", *Annals of Tourism Research*, Vol. 37, No. 1, pp.136-153.
- [3] Song, H., S. Witt, and G. Li (2009), *The Advanced Econometrics of Tourism Demand*, Routledge
- [4] United Nations Statistics Division, Statistical Office of the European Communities, Organization for Economic Co-operation and Development and World Tourism Organization (2008), *Tourism Satellite Account : Recommended Methodological Framework 2008*

国際生活時間学会第32回大会

（フランス・パリ）

水野谷武志*

1. はじめに — 国際生活時間学会とは

国際生活時間学会（International Association for Time Use Research：以下IATUR）の主要な活動は年1回開催する国際会議である。この国際会議の起源は、1960年代にハンガリーの社会学者のサーライ（Szalai, A.）主導の下に実施された12カ国の生活時間の国際比較調査プロジェクト終了後にプロジェクトメンバーによって組織された研究グループの会合である。最初の会合は、1970年の国際社会学会の世界大会での分科会として開催され、その後、4年に1度の国際社会学会の世界大会での分科会とその中間年は独自の会議を開くことによって、2年に1度のペースで国際会議を開いてきた。1988年からは現在の名称に変更し、1989年からは毎年、上記世界大会とは独立に国際会議を開催している。IATURのホームページ¹⁾によれば、2008年5月6日時点で、会員数（会費納入者数）は250名を超え、会員の出身国は50カ国以上にのぼる。会員には、研究者のみならず、政府、国際機関、民間企業などの関係者が含まれている。

2. 第32回大会の概要

今大会は、2010年7月7～10日に、フランス・パリにある政経系のエリート養成機関として有名なパリ政治学院（Sciences Po Par-

is）で開催された。大会で配布された参加者リストによると参加者は185名で、そのうち日本からの参加者は計10名であった。大会の構成は、6日の夕方にパリ市庁舎で歓迎会があり、7～9日に研究発表、その後の10日午前中には「配列分析と生活時間データ（Sequence Analysis and Time Use Data）」というワークショップというものであった。3日間の研究発表の構成は、各日の午前中に全体セッション、その後に2～3つの時間帯（各2時間）で併行セッション（3日間で計36セッション）が配置され、最終日の9日の夕方には閉会の全体セッションがあった。

3. いくつかの発表の紹介

限られたセッションだけに参加したことを前提に、特に筆者が興味を持った発表について簡単に紹介したい。大会プログラムや発表要旨は大会ホームページ²⁾で閲覧可能である。

研究発表の封切りである7日午前中の全体セッションではタイトルを「幸福（Well Being）」とし、司会を学会会長であるBittman氏（University of New England）が務め、発表者には生活時間研究では著名な研究者が配置された。1つめの発表はGershuny氏（University of Oxford）とFisher氏（同左）による「国民生産と国民効用：生活時間からみる社会経済的幸福に関する包括的な勘定」である。Gershuny氏は本学会創設以来のメンバーで、ヨーロッパにおける生活時間データベースである Multinational Time Use Study（MTUS,

* 北海学園大学経済学部

〒062-8605 札幌市豊平区旭町4-1-40

University of Oxfordの生活時間研究センターが所有)の生みの親でもある。氏は長らく、経済活動の把握を重視する国民経済計算の勘定体系に加えて、無償労働や余暇などもふくめた人間活動全般を生活時間データによって把握する方法を研究されてきた³⁾。今回はその方法を「社会勘定」と名付け、それによって一国における人々の「幸福」あるいは「効用」を測る試みが紹介された。詳しい推計の方法は省略されたが、MTUSから選ばれた16カ国の推計結果が時系列で示された。2つめの発表は、Brown氏(Griffith University)とPerkins氏(同左)による「仕事と余暇と家族の時間をやりくりしている父親たち」である。この発表はオーストラリアにおける働く父親の仕事と生活の緊張状態(work/life tension)を独自調査によって明らかにしようとするものであった。生活時間と上記の緊張状態に関する項目(例えば、来年は仕事のペースを落としたいかどうか)を併せて調査分析している点、この調査を補強するために調査対象者の一部分に対して聞き取り調査を追加実施している点が優れていると感じた。3つめの発表はMuechengenger氏(University of Hamburg)による「地域の時間政策と生活の質:評価プロジェクト」である。時間政策とは例えば小売店の営業時間延長のことであり、この発表では、ドイツのある地域における幼稚園の降園時間延長をめぐる、サービス提供者である幼稚園職員やサービス利用者である幼稚園利用者の生活の質を生活時間調査や聞き取り調査によって評価することが試みられている。4つめの発表はStafford氏(University of Michigan)による「世代間での健康に関わる行動の形成」である。氏は、Robinson氏(University of Maryland)と並んで米国において早くから生活時間調査研究に取り組んだ1人である⁴⁾。この発表では、米国センサス局実施のパネル調査「Panel Study of Income Dynamics」の補足調査における生

活時間データをもとに、子どもの健康に関わる行動への親の関わり(例えば一緒にスポーツをする時間)がその子どもが成人したときに健康に関わる行動を実行する程度にどのような影響を与えるかを明らかにしようとした。スポーツなどの健康志向の行動を大人になってからどの程度するかは、幼少期に親からどの程度、そのような行動について働きかけがあったかに大きく依存するということが結論の1つとして示され、筆者の関心を大いに引いた。

7日午後の並行セッションに「IATURと国際フェミニスト経済学会が共同で設けた特別セッション」があった。8日午後の会員総会に出席して筆者が初めて知ったことであったが、IATURは途上国からの大会参加者を経済的に援助するために、国連女性開発基金(UNIFEM)などから資金提供を受けており、その条件として国際フェミニスト経済学会との共同セッションの開催があり、これは今年の大会から新たに設けられたセッションであった。このセッションの第2発表者であるHirway氏はインドのCentre for Development Alternativesに所属する研究員で、IATURから上記の経済的な支援を受けて本大会に参加している。Hirway氏の発表「『南』における生活時間統計」では、途上国における生活時間調査の状況が紹介され、貧困政策における生活時間調査研究の重要性についても議論された。第3発表者であるEsquivel氏(The National University of General Sarmiento)の発表「生活時間データ収集とジェンダーセンシティブ政策—北京後の15年」では、北京行動綱領は生活時間調査と政策のつながりを明確にしないまま生活時間データの収集を強調している面があるので、生活時間調査の目的や政策とのつながりを明確にすべきとの指摘があった。発表後にフロアからは、いくつかの途上国で生活時間調査が実施されているが調査目的や分析目的が必ずしも明確になっ

ていない、目的・政策とのつながりは確かに大事だがすべての目的・政策に対応することは出来ないのでは試行錯誤が必要である、サテライト勘定によるマクロ経済とその分布を把握するミクロ経済の分析が重要であり、それは生活時間統計によって可能になる、などのコメントが出された。

9日午前の全体セッションタイトルは「方法(Methods)」であり、その中で2つの発表に目がとまった。1つは、Roy氏(INSEE: フランス国立統計経済研究所)の発表「2010年フランス生活時間調査とその革新」である。今回で5回目にあたる全国調査において新しく導入された方法について説明があった。生活時間調査の開始～終了時刻を従来の0:00～24:00から21:00～翌日24:00(つまり27時間)とすることで、0:00を挟む行動を捉えようとしていること、世帯内の意志決定や資源配分のやり方(例えば夫妻の金銭管理の方法)についての質問を新たに調査票に加えたことが印象的だった。また、1,000人の追加標本に対しては、各行動についてその種類と「喜び(enjoyment)」の度合いを回答する調査票を設計し、時間と意識のクロス分析を可能にしたとのことであった。調査結果は2011年後半に公表予定であるとのことであるが、新しい調査方法による新しい知見の獲得が大いに期待される場所である。もう1つは、Teixeira氏(University of Porto)の発表「子どもたちが学校から帰ってくる時: 子どもたちの平日夕方における行動の配列分析」である。10日のワークショップでも取り上げられた配列分析という手法は、生活時間研究において普及しつつあるようである。筆者は詳細を押さえているわけではないが、もともとは生物学におけるDNAの塩基配列の研究に用いられる手法のようで、生活時間においては、1日の中で、様々な生活行動がどのように配列されているかを記述・分析する手法として活用されているようである。児

童心理学者であるTeixeira氏は、ポルトガルにおいて学校から帰宅した後の子ども(8～10歳)の生活行動を配列分析によって8つにタイプ分けし、各グループの社会経済的属性の違いなどを明らかにして、政策的含意を導き出そうとしていた。児童心理学者が生活時間調査を活用していることに感心しただけでなく、スライドに映し出されたカラーの図解を駆使した配列分析の結果説明にも興味を引かれた。

4. さいごに

筆者は2005年にカナダ・ハリファックスで開催された大会以来の久しぶりの参加であったが、セッション数や参加者数が増えていくだけでなく、発表内容も多様化していて、生活時間研究の盛り上がりを感じた。さらに以前と比べると日本からの参加者が多かったことも心強いことであった。また、IATURのベテランであり生活時間研究における著名な研究者でもある、Harvey氏、Robinson氏、Ironmonger氏、Michelson氏、Gershuny氏、Niemi氏、Rydenstam氏などが健在で、発表及び討論者となっている一方で、大学院生や若手・中堅研究者の発表も比較的多く見られたことも、IATURひいては生活時間研究の発展にとって良い傾向であると感じた。現に、若手発表者とベテラン参加者との間の(時には白熱した)質疑応答が数多く見られた。参加人数が150名前後の規模の大会ということもあって、時間厳守で短時間に淡々と発表が行われるのではなく、発表後の質疑応答を大事にする雰囲気があり、発表者や参加者にとって情報・意見の良い交換の場になっている。次回大会は2011年7月31日～8月3日にイギリス・オックスフォードで、次回大会は2012年に日本で開催予定である。2年後の日本開催を控えていることでもあるので、経済統計学会会員をふくめ多くの日本からの参加者を期待したい。

注

- 1) <http://www.iatur.org/> (2010年9月29日アクセス)
- 2) <http://iatur2010.sciences-po.fr/index.php/iatur/2010> (2010年9月29日アクセス)
- 3) 例えば Gershuny, J. (2000), *Changing Times : Work and leisure in postindustrial society*, Oxford University Press が参考になる。
- 4) 例えば Juster, F.T. and Stafford F.P. eds. (1985), *Time, Goods, and Well-Being*, Survey Research Center, Institute for Social Research, University of Michigan が参考になる。

執筆 者 紹 介 (掲載順)

張 南	(広島修道大学 経済科学部)	栗 原 由紀子	(中央大学大学院 経済学研究科)
吉 田 忠	(経済統計学会)	橋 本 貴 彦	(島根大学法文学部)
大 井 達 雄	(藍野大学 保健医療学部)	水野谷 武 志	(北海学園大学 経済学部)

支 部 名

事 務 局

北 海 道	062-8605	札幌市豊平区旭町 4-1-40 北海学園大学経済学部 (011-841-1161)	水野谷武志
東 北	986-8580	石巻市南境新水戸 1 石巻専修大学経営学部 (0225-22-7711)	深 川 通 寛
関 東	171-8501	東京都豊島区池袋 3-34-1 立教大学経済学部 (03-3985-2332)	岩 崎 俊 夫
関 西	525-8577	草津市野路東 1-1-1 立命館大学経営学部 (06-6605-2209)	田 中 力
九 州	870-1192	大分市大字旦野原 700 大分大学経済学部 (097-554-7706)	西 村 善 博

編 集 委 員

水野谷武志 (北海道) [副]	前田修也 (東 北)
山田 茂 (関 東) [長]	長澤克重 (関 西)
山口秋義 (九 州)	

統 計 学 No.99

2010年9月30日 発行	発行所	経 済 統 計 学 会 〒194-0298 東京都町田市相原町 4342 法政大学日本統計研究所内 TEL 042(783)2325 FAX 042(783)2332 http://www.soc.nii.ac.jp/ses/index.html
	発行人	代表者 廣 嶋 清 志
	発売所	株式会社 産業統計研究社 〒162-0801 東京都新宿区山吹町15番地 TEL 03(5206)7605 FAX 03(5206)7601 E-mail : sangyoutoukei@sight.ne.jp 代表者 品 川 宗 典

STATISTICS

No. 99

2010 September

Articles

- The Mirror Image of External Flow of Funds between China and the U.S. :
Prospective From Global Flow of Funds Analysis as the Main Focus
..... Nan Zhang (1)
- Estimation of Sampling Errors in Measures of the Average of Weekday Using
Anonymized Microdata from the Japanese Survey on Time Use and Leisure Activities
..... Yukiko KURIHARA (20)

Book Reviews

- Koichi SUGIMORI, Kazunori KIMURA, Jihei KANEKO and Ichiro UWAFUJI, ed.,
New Phases of Society and Statistics, Hokkaido University Press, 2009
..... Tadashi YOSHIDA and Takahiko HASHIMOTO (36)
- Eiji DOI, ed. *Policy Appraisal and Statistical Analysis for Development of Sightseeing Area*.
Nippon-Hyoron-sha, 2009
..... Tatsuo OI (42)

Foreign Statistical Affairs

- 32nd Conference of the International Association for Time Use Research
..... Takeshi MIZUNOYA (47)

Activities of the Society

- The 54th Session of the Society of Economic Statistics (51)
Prospects for the Contribution to the Statistics (62)
Regulation of the Editorial Committee (67)

JAPAN SOCIETY OF ECONOMIC STATISTICS
