

経 済 統 計 学 会
第 53 回 (2009 年度) 全国研究大会
報 告 要 旨 集

期間 : 2009 年 9 月 5 日 (土) ~ 9 月 6 日 (日)
会場 : 北海学園大学 豊平キャンパス 国際会議場

日程

研究大会	9 月 5 日 (土) 9:00~17:30
	9 月 6 日 (日) 9:30~16:30
会員総会	9 月 5 日 (土) 13:00~13:50
懇 親 会	9 月 5 日 (土) 18:15~19:45

経済統計学会北海道支部

北海学園大学経済学部内

〒062-8605 札幌市豊平区旭町 4-1-40

水野谷武志研究室

電話 : 011-841-1161 (内線 2739)

FAX : 011-824-7729 (学部事務)

email : mizunoya@econ.hokkai-s-u.ac.jp

經濟統計学会

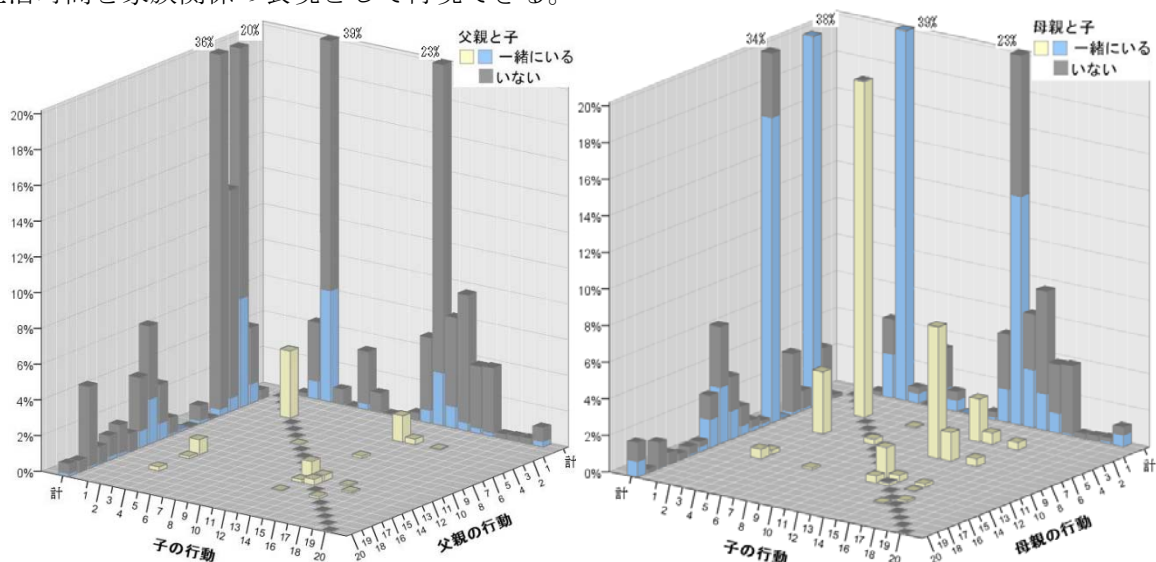
第 53 回（2009 年度）全国研究大会 報告要旨集

時間共有・非共有の状況からみた家族関係

—社会生活基本調査マイクロデータを利用して—

坂田 幸繁（中央大学） 栗原 由紀子（中央大学大学院）

小学生の子と両親からなる世帯の10月平日夜の特定時間帯（19:00-19:15、1996年・2001年ブール）における父と子、母と子、それぞれのペアの行動種類（20分類）の周辺分布とそばに相手がいるときの同時分布（主要なもののみ）を図1にグラフ化している。縦軸には行動者率（世帯比率と読み替えてもよい）が、横軸には親あるいは子がとる行動種類（コード）が示されている。周辺分布の棒は上下二段の区分をしており、下段は相手がそばに一緒にいるときの比率、上段は別の場所にいる比率である。時間帯から想像できるように、子は夕食(3)やテレビなど(12)を、父は夕食、通勤(4)、仕事(5)を、母は夕食と家事(7)を主たる行動としている。グラフからはさらに親子セットでの行動パターン（同時分布）の異質性がうかがえ、とくにペアのコードが一致する主対角線上の比率は家族が一緒にいて同じ行動をとる（一緒に食事をする、テレビを見るなど）「同一行動」の分布状況を表している。このようなグラフ特性を時間軸に沿って24時間動かせば、生活時間を家族関係の表現として再現できる。



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 12. テレビなど 13. 休養など 14. 学習など 15. 趣味など 16. スポーツなど 17. ボランティアなど
18. 交際・つきあい 19. 受診・療養 20. その他

図1 父子と母子の行動種類別同時分布（時間帯 19:00-19:15、末子が小学生の世帯）

これは『社会生活基本調査』（総務省統計局）からのマイクロデータ利用の一形態である。本図に即して言えば、これまでのアプローチは周辺分布とその加工特性値による比較分析が主流であり、その結果を中心にさまざまな議論が展開される。それが生活時間分析の深化に一定の制約をもたらしていた一因であるようにも思われる。本報告では、家族構成員の生活行動を統計単位間で直接関係づけ立体化する方法論的議論とともに、いくつかの興味ある結果を示すことにしたい。以下に、推計方法の要点と上図からの応用例を示しておくことにする。

『社会生活基本調査』では、世帯単位で10歳以上の全ての世帯員について、1日の時間帯（15分単位×96）別の行動種類がそのとき「一緒にいた人（一人で、家族と、学校・職場の人と、その他の人と）」という付帯質問とともに調査されている（1996年調査以降）。ここから、一緒にいた人が「家族」である時間帯については、世帯員間の行動種類を照合することで、一緒にいた家族をさらに「同一」行動者と「非同一」行動者に区分し、行動の共有・非共有時間を推計することができる。具体的には、時間帯別に見て、その行動種類を問わず、「一緒にいた人」が「家族」であると回答した世帯員（複数を前提）について、その時間帯に同じ行動種類を回答した世帯員を「同一」行動者と規定する。これとは逆に、そばに一緒にいながら異なる行動種類をとる世帯員を「非同一」行動者とする。時間帯別にこれらが確定できれば、それを利用して行動種類別行動者率や行動時間の推計も可能となる。当然、その内訳として、「配偶者」、「子」または「配偶者と子」との行動時間もそれぞれ算出

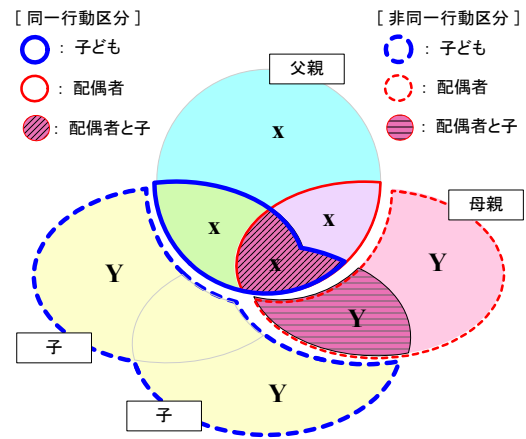


図2 同一・非同同一行動区分(父親のケース)

最初に示したグラフから17時以降の行動者率の推移を整理すると図3ができる。凡例にある「合計」は通常よく使われる全体の行動者率であり、そのうち「家族」はそばに家族がいたときの行動者率を意味する。さらにその内訳として、子との同行動者率を「同一」と表記している。報告では、世帯属性に加え、就業時間やイベント発生時刻（起床時間、帰宅時間など）などの要因も加味しながら、このような家族の生活行動時間の特徴（朝食、夕食、余暇活動）を集計結果表とトビットなどの解析結果を用いて、検討することにした。

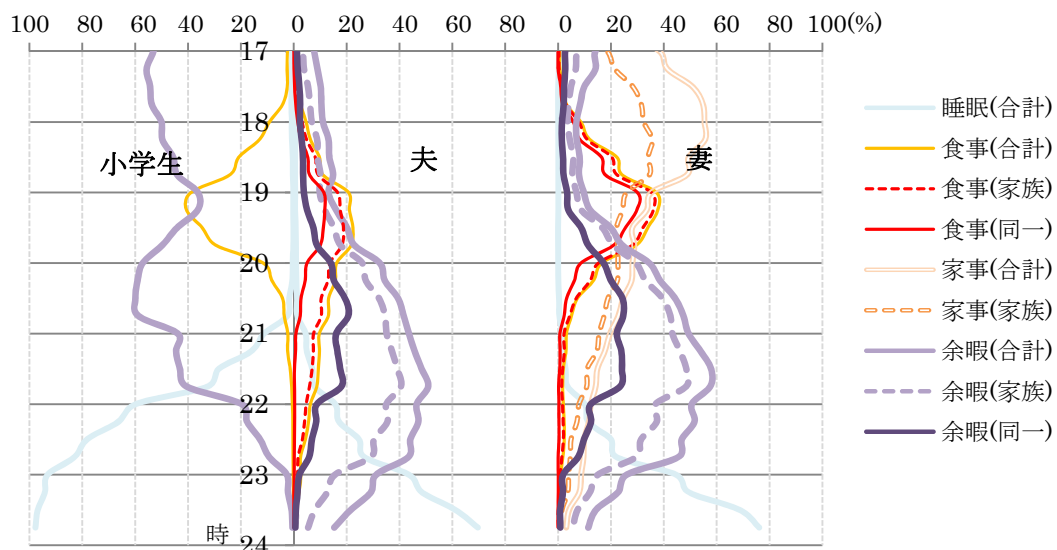


図3 時間帯・行動種類別行動者率(末子が小学生の世帯)

＜本研究は、一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センターで提供している社会生活基本調査(平成8年度、13年度)の秘匿処理済マイクロデータを用いて行いました。＞

イギリスの EFS マイクロ・データと税・社会保障制度

米澤 香（統計情報研究開発センター）・安井 浩子（統計情報研究開発センター）・
杉橋 やよい（金沢大学）・金子 治平（神戸大学）

1. 目的

OECD は、年報『Taxing Wages』によって OECD 諸国の税・社会保障負担と社会保障給付の効果を、収入と可処分所得を比較するために、世帯所得を固定したモデル計算によって示している。この年報では、モデル世帯の設定を平均賃金の 67%、100%、167% に固定して低所得世帯をモデル世帯から除外した結果、所得再分配政策と一括して取り扱うべき税・社会保障のうち社会保障給付の効果は部分的にしか明らかになっていない。また、木村清美他（Sinfonica 研究叢書『家計所得の国際比較研究』）では、世帯所得を平均賃金の 70~200% に拡大して『Taxing Wages』と同様の方法によってモデル計算を行っているが、低所得世帯が除外されて社会保障給付の効果が明らかでない点では『Taxing Wages』と同様の難点を持っている。日本において生活保護を受給する条件を満たしながらも、資産調査や貧困のスティグマを回避するために、生活保護の申請を忌避する傾向があるとも指摘されており、社会保障給付の実態は、社会保障制度給付を完全に受けていることを前提としているモデル計算とは異なる可能性も指摘できる。

我々は前稿*において、上記の問題意識から、英国の家計調査（Expenditure and Food Survey）のマイクロ・データを用いて、課題に接近した。本報告では、さらに OECD では区別されていなかった世帯主について男女別の集計を行い、前稿では別の収入のある世帯を含んでいたが、それらを除いた勤め先収入の世帯に限定して、雇用者世帯における税・社会保障負担と社会保障給付の効果について、その実態を明らかにすることを目的とした。

2. 方法

EFS はイギリスに住む世帯を対象とした標本調査であり、年間を通じて調査することによって、季節による調査結果への影響を除去している。抽出された標本世帯であっても調査拒否を行う世帯もあるため、イギリス国内の EFS 調査・集計世帯数は、年間約 7,000 世帯である（表 1）。ところで、モデル計算と同様の世帯属性を設定する際には、1 ヶ年のデータだけでは集計世帯数が少なくなる可能性を考慮しなければならない。そこで、税・社会保険料や社会保障給付の制度が、木村他や前稿とモデル計算の仮定が同様である 2005/06 年を含む 2003/04 年、2004/05 年、2005/06 年の合計 3 ヶ年分の EFS マイクロ・データを利用することとした。

表 1 EFS の調査・集計世帯数

調査年	2003/04	2004/05	2005/06	総数
世帯数	7,048	6,798	6,785	20,631
世帯人員数	16,965	16,257	16,085	49,293

出所：National Statistics, “Family Spending A report on the 2005-06 Expenditure and food Survey ” ,2007,Table4.1 Household expenditure based on the FES classification,1984 to 2005-06 at prices.

EFS マイクロ・データの集計における世帯属性の設定は、世帯主を男性と限定して、①世帯主、配偶者、および子どもの年齢は制限しない、②配偶者の勤め先収入は固定しないで、世帯主はフルタイム雇用・パートタイム雇用に、配偶者はフルタイム雇用・パートタイム雇用・無職に区分した。

表2の手順に従って、勤め先収入から、世帯の税・社会保険料負担額、児童手当給付額、可処分所得を算出した。イギリスには負の所得税型の税額控除である Working Tax Credit (WTC) と Child Tax Credit (CTC) がある。つまり、この2つの控除は、控除額が納税額を超えると超過分が給付される。WTCは、低所得の雇用者を対象に税額控除を通して所得保障をする制度で、子どものいる世帯は父親または母親が16歳以上で週労働時間が16時間以上の世帯、子どものいない者は25歳以上で週労働時間が30時間以上の者を対象とする。CTCは、子どものいる世帯を対象にした税控除である。また、WTC、CTCともに所得制限があり、WTCは、粗所得（本報告では勤め先収入）が5,220ポンドを超えると、超過所得の37%に相当する額が減額される。CTCは、WTCがゼロになる所得水準を超えると超過所得の37%に相当する額が減額されるが、子どものいる世帯は粗所得が50,000ポンド以下であれば最低545ポンドが保障される。粗所得が50,000ポンドを超えると、超過所得の1/15に相当する額が減額される。

以上のような定義に従って設定した世帯属性から世帯を分類し、集計を行った。

表2 イギリスの税・社会保険料・児童手当額・可処分所得の算出方法（2005年の税制・社会保障制度を適用）

項目		算出方法	
勤め先収入		a	
所得控除 基礎控除		b	4,895ポンド
課税される所得金額		c	a-b
国税額		d	c×所得税率
国税	税控除 WTC	e1	雇用者（子どものいる者は週労働時間16時間以上、子どものいない者は30時間以上）が対象。
	CTC	e2	子どものいる世帯が対象。
	税控除計	e	e1+e2
国税額（税控除後）		f	d-e
国民保険料		g	
児童手当		h	長子886ポンド（ひとり親世帯は915ポンド）、第2子以降594ポンド。
可処分所得		i	a-f-g+h

出所：OECD, *Taxing Wages 2004-2005*, 2005, pp.402-404.

HM Revenue & Customs “Child Tax Credit and Working Tax Credit” <http://www.hmrc.gov.uk/leaflets/wtc2.pdf>

同 “Rates and Allowances-Tax Credits/Child Benefit” <http://www.hmrc.gov.uk/rates/taxcredits.htm>

※ Sinfonica 研究叢書『家計所得の国際比較研究』p.8より作成。

3. 結果と考察

詳細な集計結果等は当日資料として配布するが、WTC 給付の申請は、項目や記入の手続きが煩雑と指摘されていることがあり、そのことが制度と実態との乖離をもたらしている可能性を指摘しておく。

参考文献

Marco Francesconi, Helmut Rainer and Wilbert van der Klaauw “The Effects of In-Work Benefit Reform in Britain on Couples: Theory and Evidence” *The Economic Journal*, 119 (535), 2009.

* 「第2章 統計データでみる世帯別所得分布」『家計所得の国際比較研究』, Sinfonica 研究叢書, 2009.

R. A. Fisher の有意性検定論

—統計学のパラダイム形成過程に関する科学社会的分析の一試論—

上藤一郎（静岡大学）

現代数理統計学は、母集団に厳密な確率分布の仮定を置き、その条件下で母集団分布に含まれる未知パラメータに対して最適な統計的推測の方式を求めることを研究のパラダイム (paradigm) としている。ここで研究のパラダイムとは、科学史研究者 Kuhn [12] が定義し、その後批判を受けて撤回した科学史分析の概念であるが、本報告では Kuhn がパラダイムに代わる概念として提案した専門母型 (disciplinary matrix) と等価の、極めて限定的な意味で措定する。即ち、同じ価値観を共有する科学者集団内部において、一般に認められた科学的業績で、一時期の間、専門家に対して問い方や答え方のモデルを与えるものであり、研究の規範と言い換えてもよい。

「社会科学のための統計学」という観点に照らし合わせるとき、上述のような数理統計学における研究のパラダイムが如何なる整合性を持ち得るかを検討することは、統計学の根幹に関わる重要な課題となろうが、そのためにはこのようなパラダイムの形成過程を明らかにすることが必要である。本報告の基本的な問題意識もそこにある。

私見では、現代数理統計学のパラダイムを明確に確立したのは、所謂 Neyman-Pearson 理論の登場以降であると考えるが、通常 R. A. Fisher による統計的推測論にその嚆矢を求めることが多い。この背景には、F. Galton や K. Pearson の統計学を記述統計学、R. A. Fisher 以降の統計学を推測統計学と規定し、これらの方法論的差異性を強調することで、そこに非連続な歴史的一線を画そうとする従前からの通説的学説史評価が依然として根強く流布されているという状況があると考えられる。しかし統計的推測の試みは、記述学派と呼ばれる Galton や Pearson の研究においても不可欠なものとして看做されており、イギリス数理統計学に固有の研究課題であったことは上藤 [15] で既に指摘しておいた。また同じく上藤 [15] では、Galton から Pearson を経て Fisher に至る数理統計学の系譜を「生物学の統計学」とし、Neyman-Pearson 統計学を「数学の統計学」としてその差異性と変容過程を分析したが、これは即ち現代数理統計学におけるパラダイムの形成過程を分析した試みであったと総括できる。

本報告の直接的な目的は、Fisher の有意生検定論を素材として数理統計学のパラダイム形成に果たした役割とその歴史的位置を評価することである。その際、Gauss 誤差論以来の確率誤差検定との比較も視野に含める。例えば Walker [16] も「現代の数理統計学は観測誤差論の直系の学問である」と指摘し、Fisher [20] もまた「ガウス以来の最小二乗法の伝統」を重視する旨述べているように、数理統計学は観測誤差論の発展過程における一つの到達点であると看做し得る。そこで Bessel [2]・[3] が提案した確率誤差概念の検討を中心に、観測誤差論の理論的成果が現代数理統計学の理論的成果とどのような関連があるかを先ず明らかにする。その上で、観測誤差論の統計思想を Galton 以降のイギリス数理統計学のそれと比較しながら観測誤差論における研究のパラダイムの特徴を明らかにし、イギリス数理統計学並びにそれに端を発する現代数理統計学における研究のパラダイムとの共通点と相違点を分析したい。

このような分析に加えて、報告者が特に関心を払う必要があると考えているのは、パラダイム形成過程の科学社会学的分析である。Kuhn [12] が展開したパラダイム分析は、科学史の社会学的分析に先鞭を付けるものであったと評価できるが、同様の視点から本研究においても社会学的分析が不可欠なものとする。本報告では、あくまでも問題提起に止まざるを得ないが、統計学史研究における科学社会学的分析の意義とその研究対象を指摘する。具体的には、少なくとも研究者再生産の制度的分析—教育制度・組織と学術組織・制度—とその社会的文脈の検討が、その研究対象に含まれなければならないことを指摘する。

参考文献

- [1] 安藤洋美『最小二乗法の歴史』現代数学社、1995年。
- [2] Bessel, F. W., “Ueber den Ort des Polarsterns.”, *Astronomisches Jahrbuch für 1818*, 1815, S233-240.
- [3] Bessel, F. W., “Untersuchungen über die Bahn des Olbersschen Kometen.”, *Abhandlungen der Berliner Akademie der Wissenschaft*, 1816, S119-160.
- [4] Efron, B., “R. A. Fisher in the 21st Century”, *Statistical Science*, vol.13, No.2, 1998, pp. 95-122.
- [5] Fisher, R. A., “On the mathematical foundations of theoretical statistics.”, *Philosophical Transactions of the Royal Society of London, A*, vol.222, 1922, pp.309-368.
- [6] Fisher, R. A., *Statistical Methods for Research Workers*, Oliver & Boyd, 1925. 鍋谷清治・遠藤健児訳『研究者のための統計的方法』森北出版、1970年。
- [7] Fisher, R. A., *The Design of Experiments*, Oliver & Boyd, 1935. 鍋谷清治・遠藤健児訳『実験計画法』森北出版、1971年。
- [8] Fisher, R. A., *Statistical Methods and Scientific Inference*, Oliver & Boyd, 1956. 渋谷政昭、竹内啓訳『統計的方法と科学的推論』岩波書店、1962年。
- [9] Healy, M. J. R., “R.A. Fisher the statistician”, *Journal of the Royal Statistical Society, Series D-The Statistician*, vol.52, 2003, pp.303-310.
- [10] Inman, H. F., “Karl Pearson and R.A. Fisher on statistical test: a 1935 exchange from nature”, *American Statistician*, vol.49, No.4, 1995, pp.400-401.
- [11] 木村和範『統計的推論とその応用』梓出版社、1992年。
- [12] Kuhn, T., *The Structure of Scientific Revolutions*, The University of Chicago Press, 1962. 中山茂訳『科学革命の構造』みすず書房、1971年。
- [13] 芝村良『R.A.フィッシャーの統計理論』九州大学出版会、2004年。
- [14] 竹内啓「R. A. Fisher 再検討（1）～（12）」、『経済学論集』第47～53巻, 1981～1987年。
- [15] 上藤一郎「優生学とイギリス数理統計学—近代数理統計学成立史—」, 長屋政勝・金子治平・上藤一郎編著『統計と統計理論の社会的形成』北海道大学図書刊行会、1999年。
- [16] Walker, H. M., *Studies in the History of Statistical Method*, The Williams & Wilkins, 1929. 足利末男・辻博訳『統計方法論史』高城書店、1959年。

全労働生産性と全要素生産性からみた IT 化の経済効果

長澤 克重 (立命館大学)

1. IT 革命と生産性分析

IT ブームが一段落し、膨大な IT 投資が行われた時期の関連統計が揃ってきた現在において、IT 革命の効果を統計的に明らかにすることは意義あることと考える。この十数年間の IT 投資がもたらした経済効果とりわけ生産性上昇への寄与については、膨大な研究と実証分析が行われており、多くの研究結果が IT 投資の効果が全要素生産性 (TFP) 上昇もたらしたことを示している。それらの実証分析の大部分は新古典派経済学の枠組み (完全競争市場、限界生産力命題を前提) に依拠するものであるが、TFP は生産関数に特定の関数型を前提とせずに、社会会計上のバランス式として生産物の成長率と投入された成長率の差として定義することもできる。本報告では W.Peterson(1979)、E.Wolff(1985,1994)、によって発展させられてきた垂直統合型 TFP のフレームワークを使うことで IT 投資と生産性上昇の関係について明らかにする。本学会では泉会員により全労働生産性 (TLP) の研究が精力的に進められてきたが、垂直統合型 TFP は TLP との関係性を明示しながら TFP の動向を明らかにできるという点で興味深い。

本報告では垂直統合型 TFP のフレームワークに依拠して IT 投資と TFP 成長率の関連についての試算結果を示すとともに、泉会員・李会員による TFP 批判の論点についても検討し、IT 投資と生産性との関係を明らかにできる方法を探りたい。

2. 全労働生産性 (TLP) と全要素生産性 (TFP)

標準型の産業部門別 TFP 成長率は以下のように表すことができる。

$$\pi_j = - \left(\sum_i p_i da_{ij} + wdl_j + rdk_j \right) / p_j \quad (1)$$

p_j : 第 j 生産物の価格、 a_{ij} : 投入係数、 w : 貨幣賃金率、 r : 均等利潤率、 l_j : 直接投入労働量、 k_j : 資本係数、 d は微分を表す。

垂直統合型 TFP (標準型における中間財の部分を実質投入要素 (労働、資本) に帰着させる) による産業部門別 TFP 成長率は以下のように表すことができる。

$$\pi_j^* = - \left(wd\lambda_j + rd\gamma_{I,j} + rd\gamma_{O,j} \right) / p_j \quad (2)$$

λ_j : 第 j 部門の生産物 1 単位の生産に必要な総労働投入量、 $\gamma_{I,j}$: 第 j 部門の生産物 1 単位の生産に必要な総 IT 資本ストック量、 $\gamma_{O,j}$: 第 j 部門の生産物 1 単位の生産に必要な総非 IT 資本ストック量

(2)式の第 1 項は労働投入の寄与分、第 2 項は IT 資本の寄与分、第 3 項は非 IT 資本の寄与分を表す。 λ_j は資本減耗分を考慮しない全労働生産性 (TLP) の逆数にあたる。

3. 使用データ

今回の計算には、独立行政法人経済産業研究所 (RIETI) のWebページ上で公開されている「JIP データベース 2008」 (<http://www.rieti.go.jp/jp/database/JIP2008/>) から、産業連関表 (2000 年価格)、資本ストック (IT投資データ、2000 年価格)、労働投入量 (部門別マンアワー (1000 人×年間総労働時間)) を使用した。これらのデータの部門数は 108 部門であるが、これを 49 部門に統合したものを用いた。対象とした期間は、部門別TFP成長率については 1970～2005 年の各 5 年間の期間について推計対象とした。

4. 結果の考察

(1) 集計 TFP、部門別 TFP の成長率

集計 TFP 成長率がプラスになっている 2000～2005 年の期間だけであり、1980～2000 年についてはいずれもマイナスである。部門別に見ても 2000～2005 年の期間以外は、マイナスの TFP 成長率となっている部門の方がかなり多い。「電子部品・デバイス」、「情報通信機械器具」については 1970 年以降、(ほぼ) 全期間を通してプラスの成長率を維持しており、生産性を高めたことが読み取れる。1995 年以降になると TFP 成長率がプラスに転じる部門が増加し、とくに製造業については殆どの部門がプラスとなり、マイナスはサービス部門に集中してくるようになる。2000 年以降はサービス部門におけるマイナスが減少することで全体としてプラスに転じている。総体的にみて、製造業の生産性が上昇したのに対してサービス部門はマイナスの傾向が強く、対外競争にさらされている製造業と、対外競争圧力が相対的に弱く政府部門が多いサービス部門との差が現れていると解釈することもできる。

(2) 投入要素別の TFP 成長率

投入要素別 (労働、IT 資本、非 IT 資本) に TFP 成長率への寄与度をみると、IT 資本、非 IT 資本ともマイナスであるのにたいして、労働、すなわち TLP (に概ね近い指標) 上昇率はプラスを維持しその寄与度も高めている。IT 資本についてみると、インターネット利用が普及した 1995 年以後においても殆どの部門でマイナスで、製造業でわずかに目立つのが、2000～2005 年の「電子部品・デバイス」、「情報通信機械器具」であり、IT 資本ストック (非 IT 資本ストックも) の寄与がプラスとなっている。原因としては、1980 年以降、粗生産額成長率を IT 資本ストック、非 IT 資本ストックの成長率が上回っていることがあげられる。資本ストックの成長率が上回った原因としては、橋本・山田 (2007) では、金融緩和により比較的資金調達容易な中、過大な需要予測に基づいて高水準の設備投資が行われたこと、バブル崩壊後の不況期には、不況にも関わらずあるいはそれ故の厳しい生存競争に強いられた設備投資が行われたことをあげている。IT 資本ストックの寄与が低い点については、IT 投資はそれだけで生産性上昇をもたらすのではなく、IT を生かす組織改革、意思決定機構の改革、新たなビジネスモデルへの転換と結びつかなければ効果は期待できない、ということは明らかである。また、IT 資本を使いこなすことのできる高い情報リテラシーを持つ労働者が必要となることも生産性上昇の前提である。いずれにせよ、2005 年までのところでは、マイナス幅は少なくなってきたとはいえ、IT 投資の効果が目に見える顕著な形で現れているとはいえない。

付加価値生産性と全労働生産性

泉 弘志（大阪経済大学）

報告概要：生産性とは産出量の投入量に対する比率であるが、産出量に付加価値額を使用する生産性指標が付加価値生産性である。日本でも欧米でも産業別生産性の計測に産業別付加価値生産性がかなり頻繁に使用されているが、本報告は、産業別付加価値額は生産性計測における産出量の指標としては問題がある、産業別生産性の指標として当該産業全労働生産性という指標がより優れている、ということを主張する。

0. はじめに

国民経済全体や各産業の生産性を計測するさい、産出量、投入量に如何なる量を採用すれば的確な生産性になるかが問題となるが、本報告では主として産出量に如何なる量を採用すれば的確な生産性になるかを考える¹。通常各産業の生産性の産出量としては各産業の産出物量か各産業付加価値が使用されている。

1. 付加価値を産出量に採用する場合、その基礎にあると思われる考え

「各産業の生産とは各産業の資本と労働の機能・働きによって原材料が生産物に変化することであり、各産業の生産の大きさは原材料の生産物への変化量であって各産業の生産物量そのものではない。各産業の純付加価値額はこの変化の大きさ（純生産量）を表している。たとえば鉄鋼業は鉄鉱石等を鉄鋼に変化させているのであって無から鉄鋼を生み出しているのではない。したがって鉄鋼業の生産活動の大きさを計測するのであれば鉄鋼の量ではなく、鉄鉱石等の鉄鋼への変化の大きさ（純生産量）を計測しなければならない、鉄鋼業の付加価値はそれを表している。」

2. 名目付加価値は純生産量を表すか？

特定の原材料の特定の生産物への変化があり、この変化が社会にとって有用・必要であれば付加価値が生まれる。原材料の生産物への変化という事象がない、あるいはこの変化が社会にとって必要性・有用性を持たなければ付加価値は生まれえない。この意味で付加価値は原材料の生産物への変化を反映していると言える。しかし、付加価値の大きさは、特定の原材料を特定の生産物への変化させるためにどれだけの労働と用具・設備等が必要であったかということによって決まるのであって、変化の大きさや有用性・必要性の大きさによって決まるのではない（マルクスの価値論・生産価格論を想起されたい）。

これに対し「そのような大きさの労働と用具・設備等を費やすに値するほどの変化であり、変化の有用性・必要性であるあるのだから、変化の大きさやその有用性・必要性の大きさでもある」と考える人もいるかもしれない。しかし、各種生産物に対する必要性・有用性・好みは人によって社会階層によって異なることを考慮すれば所得の分配率等が異なることだけでもその集計量は変化する。それは、ある産業の生産過程の状態が同じであっても国民経済の分配率等が変わるだけで変わるようなものであり、生産過程における対象物の変化に関する客観的な量とは言えない。

3. 実質付加価値は純生産量を表すか？

物価変動があることを考慮すれば生産性を計測するためには実質化をしなければならない。付加価値の実質化は通常ダブルデフレーションによって行われる。

ダブルデフレーションによらずに原材料の生産物への変化量そのものを（金額ではなく物量として）計測できるだろうか？ ダブルデフレーションによらずに付加価値を実質化しようとすれば原材料の生産物への変化量そのものの物量を計測しなければならないが、これは非常に困難である。

¹ 投入量の問題に主眼をおいて考察した論文に泉弘志・李潔（2005）「全要素生産性と全労働生産性」『統計学』第89号がある。

ダブルデフレーションによって実質化された場合

- 実質付加価値はマイナス値、非常に小さい値、非常に大きい値になる場合がある。付表の場合金属製品の日本付加価値をダブルデフレーションで韓国価格に変換した値がマイナス値になっている。名目付加価値の場合マイナス値が持続するということはありえないが、実質付加価値の場合ありえないことではない。企業は名目値で利潤が得られれば実質付加価値がどのような値になろうと生産を続けることができる。名目値で利潤が得られている状態でも産出価格との相対値で原材料価格が高い価格体系へ変換すれば付加価値はマイナスになる。
- 基準時点(国)と比較時点(国)が同一価格であっても、どの価格を使用するかによって、基準時点(国)と比較時点(国)の付加価値の比率は異なる。付表の日本価格に統一した場合と韓国価格に統一した場合の粗付加価値の産業別日韓付加価値比率を参照されたい。

4. 各産業の産出物量を産出量に採用しても各産業の純生産性は計測できる

生産物量は、原材料の生産物への変化量と違って、通常の物量単位で計測できる。鉄鉱石等の鉄鋼への変化の大きさ(純生産量)を物量として計測することは難しいが、産出された鉄鋼量は通常の物量単位、たとえばトン単位で計測できる。デフレーターによって実質値にすることもできる。

生産物物量を産出量として採用しても当該産業全労働生産性として各産業の純生産性の変化・相違を計測することができる。当該産業全労働生産性とは生産物物量の全労働量(直接労働量+固定資本減耗に投下されている労働量+原材料に投下されている労働量)に対する比率、但し当該産業以外の産業の労働係数、固定資本減耗係数、中間投入係数は基準時点(国)と比較時点(国)等しいものを使用する場合である²。

付表 「購買力平価により統一価格に変換した産業連関表」から求めた2000年日韓粗付加価値

	国内生産額物量 日本/韓国 倍	日本価格に統一場合の粗付加価値			韓国価格に統一した場合の粗付加価値		
		日本	韓国	日本/韓国	日本	韓国	日本/韓国
		百万円	百万円	倍	億ウォン	億ウォン	倍
食料品	3.5	7868943	1244422	6.3	410656	72764	5.6
飲料	3.9	4849094	1318041	3.7	139075	44961	3.1
たばこ	2.8	2602185	927912	2.8	84992	30333	2.8
繊維工業製品	1.0	1028714	820483	1.3	90799	69174	1.3
衣服・他の繊維既製品	1.1	1637219	1430709	1.1	63256	54862	1.2
製材・木製品	5.6	2367270	177454	13.3	224058	26409	8.5
パルプ・紙	4.3	3092288	499084	6.2	225512	35460	6.4
化学製品	2.9	7926496	1314763	6.0	785165	148864	5.3
石油・石炭製品	2.3	5339482	1916530	2.8	480105	174269	2.8
ゴム製品	3.7	1144157	209669	5.5	96368	21489	4.5
なめし革・毛皮・同製品	0.7	263633	320669	0.8	13222	15230	0.9
窯業・土石製品	3.3	3637519	695594	5.2	295477	58324	5.1
鉄鋼	2.8	4715650	850805	5.5	455349	96452	4.7
非鉄金属	3.9	2044415	475631	4.3	125522	25233	5.0
金属製品	1.3	6255649	7727844	0.8	-140499	72381	-1.9
一般機械	4.1	10895392	1587490	6.9	759648	132476	5.7
電子・電気機器	2.3	19070939	8794190	2.2	1114932	406525	2.7
輸送機械	3.4	9989983	2182322	4.6	727505	199978	3.6

泉弘志・梁炫玉・李潔(2008)「2000年産業別生産性水準の日韓比較」『大阪経大論集』第58巻No.6掲載の資料等を使用して作成

²当該産業全労働生産性の詳細は泉弘志・李潔(2005)「全要素生産性と全労働生産性」『統計学』第89号を参照。

第 53 回 全国 研究 大会 ・ プ ロ グ ラ ム 委 員

九州支部 西村 善博（大分大学）
九州支部 松川太一郎（鹿児島大学）
関西支部 小川 雅弘（大阪経済大学）
関東支部 福島 利夫（専修大学）
東北支部 深川 通寛（石巻専修大学）
北海道支部 木村 和範（北海学園大学）
北海道支部 水野谷武志（北海学園大学）[長]

経済統計学会

第 53 回（2009 年度）全国研究大会報告要旨集

2009 年 9 月 5 日発行

編集 経済統計学会北海道支部
発行者 経済統計学会長 木村和範

連絡先 経済統計学会北海道支部
〒062-8605 札幌市豊平区旭町 4-1-40
北海学園大学経済学部
水野谷武志研究室
電話：011-841-1161（代表）
FAX：011-824-7729（学部事務）
email：mizunoya@econ.hokkai-s-u.ac.jp

印刷 社会福祉法人 共友会 札幌福祉印刷
電話：011-667-7771
FAX：011-667-9750