

情報通信技術は労働者の所得・余暇と 満足度の関係に影響を与えるのか？

鵜飼康東



文部科学大臣認定 共同利用・共同研究拠点

関西大学ソシオネットワーク戦略研究機構

The Research Institute for Socionetwork Strategies,
Kansai University

Joint Usage / Research Center, MEXT, Japan

Suita, Osaka, 564-8680, Japan

URL: <http://www.kansai-u.ac.jp/riss/index.html>

e-mail: riss@ml.kandai.jp

tel. 06-6368-1228

fax. 06-6330-3304

情報通信技術は労働者の所得・余暇と 満足度の関係に影響を与えるのか？

鵜飼康東



文部科学大臣認定 共同利用・共同研究拠点

関西大学ソシオネットワーク戦略研究機構

The Research Institute for Socionetwork Strategies,
Kansai University

Joint Usage / Research Center, MEXT, Japan

Suita, Osaka, 564-8680, Japan

URL: <http://www.kansai-u.ac.jp/riss/index.html>

e-mail: riss@ml.kandai.jp

tel. 06-6368-1228

fax. 06-6330-3304

情報通信技術は労働者の所得・余暇と 満足度の関係に影響を与えるのか？

鵜飼康東*

関西大学ソシオネットワーク戦略研究機構・機構長

概要

本研究は、情報通信技術と労働者の所得階層との相関関係を求めるとともに、労働供給関数の基礎となる効用関数を推計することを目的とする。この目的を達成するために、3種類の情報通信技術利用度を含む Web アンケート調査に基づく労働者マイクロデータを利用する。最初に、全データにおける情報通信技術利用度と所得階層との間で順位相関係数を求めた結果、有意な相関が生じていることが判明した。次に、世代別、職業別、産業別、および学歴別に順位相関係数を推計して、全データの係数と比較・検討した結果、50歳代の勤労者、販売従事者とサービス職業従事者、卸売・小売業、および高等学校卒業者に、情報通信技術利用度と所得階層との間で平均値よりも高い相関が生じていることが判明した。最後に、個別労働者の満足度に対する所得と余暇の関係を推計するために、簡単な効用関数を仮定して、情報通信技術利用状況をダミー変数とする重回帰分析を行った。この結果、効用関数は全データに対して有意となるが、ほとんどの世代別、職業別、産業別、および学歴別区分では有意ではなかった。したがって、労働供給行動に対する情報通信技術の影響は労働者全体に生じているのであり、特定のグループに生じているのではない。

キーワード： 情報通信技術、賃金所得、順位相関、効用関数、重回帰分析

JEL Codes: C31, D31, J31, M15.

* 関西大学総合情報学部 教授
E-mail: ukai@kansai-u.ac.jp

Does Information and Communication Technology affect a Shift of Labor's Utility Function?

Yasuharu UKAI *

Dean, Research Institute for Socionetwork Strategies, Kansai University

Abstract

This paper examined the existence of a positive relation with income levels and information and communication technology; ICT in Japan. The author based on RISS web-collected micro data and took rank correlation analysis. In addition to it, he took a multiple regression analysis for the individual utility levels with respect to income, leisure, and ICT levels at the working places. He concluded that individual income levels had a positive relation to their information and communication technology levels. He also concluded that individual utility functions with respect to income and leisure had shift parameters of their information and communication technology levels.

Keywords : Information and Communication Technology, Income Ranking, Rank Correlation, Utility Function, Multiple Regression

JEL Codes: C31, D31, J31, M15.

* Professor, Faculty of Informatics, Kansai University
E-mail: ukai@kansai-u.ac.jp

1. 情報通信技術と個人間所得格差に関する社会通念

総務省により推進された e-Japan 戦略（2000 年—2004 年）、および u-Japan 政策（2004 年—2009 年）の結果、日本の情報通信市場において供給独占的地位を占めていた日本電信電話株式会社（NTT）グループの市場占有率は後退し、他企業の新規参入が可能となる競争環境が整えられた。この環境整備によって、新規参入事業者と NTT との間に高速通信網契約の加入者獲得競争が生まれ、日本のブロードバンドサービスはそれまでより格段に低価格で提供されることになった。この過程で、日本社会に生じた個人間の情報技術格差、いわゆる「デジタル・デバイド」が、個人間の所得・富格差に繋がっているという議論がしばしばテレビ・新聞・雑誌などのマスコミ媒体をにぎわせている。しかしながら、議論の多くは事例紹介にとどまっており、厳密な統計的検討が行われているわけではない。

本研究は、統計的手法を用いて、上記の問題意識に答えようとするものである。第 1 に、日本の労働者の所得階層にデジタル・デバイドが寄与している可能性があるかどうかの問題を順位相関分析に依拠して検討する。第 2 に、情報通信技術が所得と余暇の代替関係を示す効用関数のシフトパラメータであると仮定して、労働者の満足度に対する所得と余暇の関係を明示する簡単な効用関数を推計する。

2. 先行研究展望

日本における個人間のデジタル・デバイドと所得・富格差に関連する統計的分析としては、セミ・マクロデータを用いた太郎丸（2004）の社会学的分析、およびマイクロデータを用いた清水・松浦（2000）、小川・大竹（2001）の経済学的分析がある。

太郎丸（2004）は、所得階層順位とインターネット利用指数の間に正の関係があるのかどうかを社会学者の観点から統計的に検討している。このために、高所得者ほど情報通信機器を得て有益な情報を獲得しているという仮説を「富→情報」仮説（富が説明変数で、情報が被説明であるという仮説）と命名し、いっぽう情報通信機器により有益な情報を得ている人ほど高所得を得ているという仮説を「情報→富」仮説（情報が説明変数で、富が被説明であるという仮説）と命名して、この 2 つの仮説を検証している。

分析対象データは、総務省『平成 14 年度通信利用動向調査』の各種の社会属性別（7 所得階層、10 年刻み年齢、性別、学歴等）の 6 年分の時系列集計データであり、分析方法はロジスティック回帰分析である。なお、太郎丸（2004）の仮説名称にはフロー概念である所得とストック概念である富との間に概念上の混乱が見られる。本来は「情報→所得」仮説と言うべきである。

まず、「富→情報」仮説の検討をロジスティック回帰分析により行った結果、世帯収入はインターネット利用指標に対して一貫して有意であり、「富→情報」仮説を支持するものであった。次に「情報→富」仮説の検討を行っている。この検討には重回帰分析を用いている。分析の結果、個人収入に対してインターネット利用指標はほとんど有意な値を示さなかった。つまり、「情報→富」仮説は否定されたことになる。すなわち、所得階層にデジタル・デバイドは影響を与えるが、政策的に無視しうるほど小さい。

次に、マイクロデータに基づく分析をあげる。清水・松浦（2000）は、日本において技術革新に対する努力（パソコン所有等）が、高い技術・熟練につながり、労働者の限界生産性を上昇させる事で、そうでない人に比べ、賃金（労働所得）を上昇させているのではないかという仮説を、教育との関係を踏まえて検証している。分析には郵政研究所『所得状況や情報通信利用状況に関するアンケート』（1999年実施）の個票データが用いられている。また、パソコン所有と賃金の相関関係を明示的に考慮するために、質的変数と連続変数を内生変数とするプロビットモデルにより推計した。分析の結果、職場でのパソコン利用は賃金上昇に寄与しないが、家庭でのパソコン利用は賃金上昇に寄与するという結論を得た。太郎丸（2004）を全面的に否定するものではないが、家庭での PC 利用という自助努力を重視する点でやや異なる結論である。

小原・大竹（2001）は、大阪府による『今後成長が期待される産業分野における人材の確保・育成に関する調査』（1999年実施）の個票データにより、同一個人の2時点の情報を活用する事で、擬似的パネルデータ分析を可能にした。これにより、コンピュータ使用と個人的能力格差の影響を取り除いた後に、生産性上昇に対するコンピュータ・プレミアムを推計している。その結果、コンピュータ・プレミアムはサンプル全体としては小さいかほとんどない事がわかった。しかし、高学歴男性、若年層、および正社員においてコンピュータ使用の係数が正で有意となり、コンピュータ・プレミアムは存在しているという結果になった。太郎丸（2004）を全面的に否定するものではないが、特定属性の労働者を重視する点でやや異なる結論である。

もし、自助努力を行う労働者や特定属性の労働者に賃金に対するコンピュータ・プレミアムが観察されるとすれば、その経済理論的経路はふたつある。ひとつは、生産関数を基礎とした労働需要に基づく効果である。すなわち、情報通信技術は当該労働者の限界生産性を上昇させる。いまひとつは、効用関数を基礎とした労働供給に基づく効果である。すなわち、情報通信技術は当該労働者の所得と余暇の効用関数を上方にシフトさせる。

第1の経路に着目した研究として、峰滝・竹村（2009）がある。彼らは、関東7都県と関西6府県の住民に対する『情報通信技術と組織構造に関する調査』（関西大学ソシオネットワーク戦略研究機構 Web 調査・2008年実施）に基づき、企業情報化指数と企業組織変数の因子分析を行い、次に、企業内情報流通量を被説明変数とし企業情報化因子と企業組織因子を説明変数とする順序プロビット分析を行った。この結果、企業内情報の共有化と意思決定の分権化が進行すれば企業内情報流通量が増加するということが判明した。また、共分散構造分析の結果この関係が製造業で顕著であることも分かった。この「コンピュータ利用による企業内情報流通量の増加」が生産関数のシフトパラメータであろう。

本研究は、第2の経路である労働供給関数の基礎となる効用関数に着目して、上記の先行諸研究との整合性を統計的に検討するものである。

3. Web アンケートデータ

本研究を行うに際しては、他の先行研究と同様に、労働者の職場環境等に関する個票データが必要となる。そこで、本研究では、Web アンケート調査である関東7都県と関西6

府県の住民に対する『情報通信技術と組織構造に関する調査』（2008）および（2010）によって収集された個票データを用いる¹。

労働政策研究・研修機構（2005）は、同様の調査を郵送アンケート調査や留め置き調査によって実施することが望ましいと主張している。しかし、近年の郵送アンケート調査の回収率の劇的な低下を鑑みると、分析に耐えることができるサンプルサイズを確保することは困難であり、また代表性のない偏ったデータが集められることが予想される。それをある程度回避することができる 1 つの方法が Web アンケート調査である。しかしながら、Web アンケート調査は、統計的に見ると、母集団が調査会社の確保しているユーザ・パネルの集団と異なることやランダムサンプリングによって収集されていないことがあり、収集されたデータの「代表性」が全く保証されないといった大きな問題がある。本研究は、この問題点を理解した上で、この調査のマイクロデータを利用する²。

このデータは、先行研究とは異なり、関東と関西にまたがるデータであり、回答者はほぼすべての年代、職業、産業、および学歴の属性を網羅している。したがって、全体データと各属性グループのデータとの比較を行うことが容易である。

第 1 回の Web 調査は 2008 年 2 月に実施され、労働者の属性や職場環境をはじめとする 57 項目について質問を行っている。調査対象者として、関東圏（茨城県、栃木県、群馬県、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県）および近畿圏（滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、和歌山県）の 20 歳から 64 歳の男女に 10,000 人を基礎に、平成 17 年度国勢調査結果に基づき、分布割付を行った。最終的なサンプルサイズは 9,549 である。

第 2 回の Web 調査は 2010 年 2 月に実施され、労働者の属性、職場環境、労働時間をはじめとする 51 項目について質問を行っている。分布割付は第 1 回調査と同一であった。最終的なサンプルサイズは 9,591 である。

4. 2008 年個票データに対する所得階層と職場 ICT 化の間の順位相関係数の検討

本研究では、第 1 段階として、2008 年個票データに対して、第 1 の変数に各回答の所得階層（順序変数）を採用し、第 2 の変数に、各回答の「職場における PC 利用時間（連続変数）」、各回答の「職務に関連したモバイル PC の使用時間（連続変数）」、各回答の「職場における PC 利用台数（順序変数）」を採用して、順位相関係数の推計を実施した。

第 1 の変数である所得階層は、原データでは 10 段階で表示されている。10 段階の詳細は以下のようになっている。年収（略称・INCOMECLASS）は、第 1 順位を 200 万円未満、第 2 順位を 200 万から 299 万円、第 3 順位を 300 万円から 399 万円、第 4 順位を 400 万円から 499 万円、第 5 順位を 500 万円から 599 万円、第 6 順位を 600 万円から 699 万円、第 7 順位は 700 万円から 799 万円、第 8 順位は 800 万円から 899 万円、第 9 順位は 900

¹ 関西大学ソシオネットワーク戦略研究機構（RISS）では、「職場における ICT 活用に関するマイクロデータ」を、一定の手続きを経ることで学術目的として利用することができる。詳細は、（<http://www.kansai-u.ac.jp/riss/shareduse/database.html>）を参照されたい。

² 星野（2010）では、Web アンケート調査の偏りの補正を行う新たな試みを行っている。このような試みに今後期待したい。

万円から 999 万円、第 10 順位を 1000 万円以上としている。

第 2 の変数は、仕事での PC の 1 日当たりの平均利用時間を PCTIME と定義し、外出先での職務に関するモバイル PC の平均利用時間を LTTIME と定義し、職場でのパソコンの利用台数を PCNUMB と定義する。原データでは、職場でのパソコンの利用台数 PCNUMB は 4 段階評価になっている。具体的には、第 1 順位が PC を利用していない回答、第 2 順位が PC1 台を複数の従業員で利用する回答、第 3 順位が従業員 1 人に PC1 台の回答、第 4 順位が従業員 1 人に PC2 台以上の回答である。

本研究では、原データの標準化作業を行った後に、標準化データに対して、統計ソフト SPSS16.0 を用いて、順位相関係数の推計を行った。所得は正規分布しないことが知られているので、Kendall のタウと Spearman のローを推計した。表 1 に結果が示されている。なお、記号「*」は、順位相関係数が両側検定 5%水準で有意であることを示し、記号「**」は順位相関係数が両側検定 1%水準で有意であることを示している。欠損値が存在するため、分析対象データ数は、7,977 に減少している。

表 1 2008 年個票データの順位相関係数

			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	.195**	.169**	.290**
		有意確率 (両側)	.0001	.0001	.0001
		N	7977	7977	7977
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	.271**	.202**	.354**
		有意確率 (両側)	.0001	.0001	.0001
		N	7977	7977	7977

表 1 の全ての順相関係数は 1 パーセント水準で有意であり、情報通信技術の習熟度を示す全項目と所得の間には相関があることが分かった。したがって、「職場での PC 利用は賃金上昇に寄与しない」という清水・松浦 (2000) の主張と整合的ではない。しかし、6 個の順位相関係数の値は 0.5 よりもはるかに低く、「全労働者に対してコンピュータ・プレミアムは存在するが、非常に小さい」とする小原・大竹 (2001) の主張と整合的な結果である。

5. 世代別 2008 年個票データに対する所得階層と職場 ICT 化の間の順位相関係数の検討

第 2 段階として、原データを年代別に区分して、表 1 と同様の順位相関係数の推計を行った。年代別に検討するために、原データの回答者の属性として把握済みの回答者年齢を著者独自に 6 区分した。すなわち、10 歳から 19 歳、20 歳から 29 歳、30 歳から 39 歳、40 歳から 49 歳、50 歳から 59 歳、60 歳から 69 歳に区分した。10 歳きざみの順位相関係数の推計結果が表 2 に示されている。なお、10 歳代は個票数が 16 と少ないので削除した。

表 2 の観察結果より、50 歳代の職場でのパソコンの利用台数 (略称・PCNUMB) と所得順位との相関係数は突出して高いことが分かった。この結果は、「若年層にコンピュー

タ・プレミアムが観察される」という小原・大竹（2001）の主張と整合的ではない。

表 2 世代別順位相関係数

20 歳代			PCTIME	LTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	.226**	.167**	.282**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	1962	1962	1962
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	.298**	.193**	.331**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	1962	1962	1962
30 歳代			PCTIME	LTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	.221**	.175**	.273**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	2059	2059	2059
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	.299**	.207**	.329**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	2059	2059	2059
40 歳代			PCTIME	LTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	.264**	.228**	.310**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	1588	1588	1588
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	.362**	.273**	.381**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	1588	1588	1588
50 歳代			PCTIME	LTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	.276**	.175**	.335**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	1793	1793	1793
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	.377**	.210**	.412**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	1793	1793	1793
60 歳代			PCTIME	LTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	.196**	.141**	.291**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	559	559	559
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	.275**	.169**	.361**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	559	559	559

6. 職業別 2008 年個票データに対する所得階層と職場 ICT 化の間の順位相関係数の検討

年代別区分に続いて、職業別区分に基づく順位相関係数の推計を行った。このために、総務省『日本標準職業分類』に準拠して、さらに、産業別に検討するために、『日本標準産業分類』に準拠して著者独自に原データを分割した。なお、保安職業従事者と農林漁業作業者は個票数が少ないので順位相関係数の推計を行わなかった。

表 3 の観察結果より、所得と情報通信技術利用度の関連を示すほとんどの項目にプラスの相関があることが分かる。とくに、販売従事者、サービス職業従事者では、仕事での PC の 1 日当たりの平均利用時間（略称・PCTIME）および職場でのパソコンの利用台数（略称・PCNUMB）と所得順位との間の順位相関係数が 0.4 を越えている。

例外として、運輸通信技術者では、所得順位と外出先での職務に関するモバイル PC の平均利用時間 LTTIME の間には相関が見られなかった。さらに、専門的・技術的職業従事者、および管理的職業従事者の相関係数はほとんど相関がないに等しい低い数値である。

表 3 職業別順位相関係数

専門的・技術的職業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	.097**	.132**	.187**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	2258	2258	2258
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	.138**	.161**	.228**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	2258	2258	2258
管理的職業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	0	.098**	.084**
		有意確率 (両側)	0.995	0.001	0.007
		N	730	730	730
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	0.001	.117**	.099**
		有意確率 (両側)	0.98	0.002	0.008
		N	730	730	730
事務従事者			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	.155**	.113**	.215**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	2352	2352	2352
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	.209**	.132**	.253**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	2352	2352	2352
販売従事者			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	.319**	.237**	.375**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	632	632	632
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	.420**	.281**	.444**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	632	632	632
サービス職業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	.332**	.176**	.356**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	1215	1215	1215
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	.438**	.206**	.429**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	1215	1215	1215

運輸・通信従事者			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	.164**	0.035	.205**
		有意確率 (両側)	0	0.485	0
		N	289	289	289
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	.223**	0.041	.258**
		有意確率 (両側)	0	0.487	0
		N	289	289	289
生産工程・労務作業者			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	.266**	.110**	.322**
		有意確率 (両側)	0	0.009	0
		N	422	422	422
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	.345**	.127**	.383**
		有意確率 (両側)	0	0.009	0
		N	422	422	422

7. 産業別 2008 年個票データに対する所得階層と職場 ICT 化の間の順位相関係数の検討

年代別区分と職業別区分に続いて、回答者が勤務する企業の産業別区分に基づく順位相関係数の推計を行った結果が表 4 である。このために、『日本標準産業分類』に準拠して著者独自に原データを分割した。なお、農業、林業、および漁業は個票数が少ないので順位相関係数の推計を行わなかった。

表 4 に含まれていない電気・ガス・熱供給・水道業については全ての変数が有意ではなかった。さらに、情報通信業では、所得と仕事での PC の 1 日当たりの平均利用時間 PCTIME の間には相関がない。次に、運輸業では、所得順位と仕事での PC の 1 日当たりの平均利用時間 PCTIME、外出先での職務に関するモバイル PC の平均利用時間 LTTIME の間には相関が存在しない。また、不動産業では、所得と仕事での PC の 1 日当たりの平均利用時間 PCTIME の間には相関が存在しない。さらに、複合サービス業では、所得と外出先での職務に関するモバイル PC の平均利用時間 LTTIME の間には相関がない。最後に、公務では、所得と外出先での職務に関するモバイル PC の平均利用時間 LTTIME、職場でのパソコンの利用台数 PCNUMB の間には相関が見受けられなかった。しかしながら、卸売・小売業は、所得順位と情報通信技術の習熟度を示すすべての項目に他の産業よりもはるかに高い相関がある。

表 4 産業別順位相関係数

建設業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	0.048	.170**	.177**
		有意確率 (両側)	0.148	0	0
		N	491	491	491
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	0.063	.201**	.213**
		有意確率 (両側)	0.164	0	0
		N	491	491	491
製造業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	.160**	.220**	.267**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	1774	1774	1774
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	.222**	.266**	.323**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	1774	1774	1774
情報通信業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	-0.012	.146**	.099**
		有意確率 (両側)	0.668	0	0.001
		N	746	746	746
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	-0.021	.177**	.119**
		有意確率 (両側)	0.57	0	0.001
		N	746	746	746
運輸業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	0.08	0.092	.134**
		有意確率 (両側)	0.06	0.057	0.004
		N	314	314	314
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	0.106	0.108	.166**
		有意確率 (両側)	0.06	0.055	0.003
		N	314	314	314
卸売・小売業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	.298**	.213**	.362**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	993	993	993
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	.399**	.248**	.433**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	993	993	993
金融・保険業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	.119**	.165**	.226**
		有意確率 (両側)	0.002	0	0
		N	369	369	369
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	.159**	.195**	.271**
		有意確率 (両側)	0.002	0	0
		N	369	369	369

不動産業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	0.025	.136*	.168*
		有意確率 (両側)	0.66	0.04	0.01
		N	163	163	163
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	0.036	.159*	.206**
		有意確率 (両側)	0.646	0.043	0.008
		N	163	163	163
飲酒店、宿泊業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	.256**	.214**	.251**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	217	217	217
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	.317**	.239**	.287**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	217	217	217
医療、福祉業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	.121**	.162**	.258**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	546	546	546
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	.163**	.189**	.308**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	546	546	546
教育、学習支援業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	.137**	0.069	.215**
		有意確率 (両側)	0	0.082	0
		N	436	436	436
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	.182**	0.083	.262**
		有意確率 (両側)	0	0.083	0
		N	436	436	436
複合サービス業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	.135*	0.107	.292**
		有意確率 (両側)	0.012	0.073	0
		N	190	190	190
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	.184*	0.132	.364**
		有意確率 (両側)	0.011	0.069	0
		N	190	190	190
サービス業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	.268**	.173**	.337**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	1207	1207	1207
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	.365**	.206**	.406**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	1207	1207	1207
公務			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	-.108**	0.054	0.037
		有意確率 (両側)	0.003	0.201	0.382
		N	395	395	395
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	-.149**	0.065	0.044
		有意確率 (両側)	0.003	0.2	0.378
		N	395	395	395

8. 学歴別 2008 年個票データに対する所得階層と職場 ICT 化の間の順位相関係数の検討

最後に、回答者の学歴に基づく順位相関係数の推計を行った結果が表 5 に示されている。ただし、中学校卒業者は個票数が少ないので順位相関係数の推計を行わなかった。高等専門学校卒業生には、所得順位と外出先での職務に関するモバイル PC の平均利用時間 $LTIME$ の間に相関がなかった。大学院修了者には、所得と仕事での PC の 1 日当たりの平均利用時間 $PCTIME$ の間には相関がなかった。これ以外の学歴を見ても、相関係数はプラスであるがかなり小さい。しかし、高等学校卒業生には、所得と情報通信技術の習熟度を示す項目のうちふたつがかなり高い。

なお、所得と仕事での PC の 1 日当たりの平均利用時間 $PCTIME$ の間の順位相関係数は、高等学校卒業から大学学部卒業へと学歴が上昇するにつれて低下する傾向が観察される。また、所得と職場でのパソコンの利用台数 $PCNUMB$ の間の順位相関係数も、高等学校卒業から大学院修了へと学歴が上昇するにつれて低下する傾向が観察される。この観察結果は、「学歴が高い者にコンピュータ・プレミアムが観察される」という小原・大竹 (2001) の主張と整合的ではない。

表 5 学歴別順位相関係数

高等学校卒業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	.235**	.101**	.276**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	1908	1908	1908
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	.318**	.118**	.336**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	1908	1908	1908
各種専門学校卒業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	.156**	.162**	.210**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	855	855	855
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	.209**	.190**	.254**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	855	855	855
短期大学卒業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	.211**	.133**	.277**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	784	784	784
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	.280**	.153**	.328**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	784	784	784
高等専門学校卒業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	.181**	0.087	.267**
		有意確率 (両側)	0.001	0.163	0
		N	181	181	181
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	.260**	0.108	.330**
		有意確率 (両側)	0	0.148	0
		N	181	181	181
大学学部卒業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	.108**	.151**	.234**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	3641	3641	3641
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	.152**	.183**	.284**
		有意確率 (両側)	0	0	0
		N	3641	3641	3641
大学院修了			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	0.043	.203**	.200**
		有意確率 (両側)	0.198	0	0
		N	480	480	480
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	0.063	.250**	.239**
		有意確率 (両側)	0.165	0	0
		N	480	480	480

9. 順位相関分析のまとめ

以上、2008年 Web アンケート調査に基づくマイクロデータに対して、順位相関分析を用いて検討を行った。要約すれば、われわれの検討結果は「職場での PC 利用は賃金上昇に寄与

しない」という清水・松浦（2000）の主張と整合的ではない。また、「若年層と学歴が高い者にコンピュータ・プレミアムが観察される」という小原・大竹（2001）の主張とも整合的ではない。しかし、「全労働者に対してコンピュータ・プレミアムは存在するが、それは非常に小さい」とする小原・大竹（2001）の主張と整合的である。

10. 2010 年個票データに基づく労働者効用関数の推計

2008 年 Web 調査の結果を踏まえて、2010 年 Web 調査では、「会社・仕事への満足度」を 100 点満点で質問し、さらに、1 か月の平均労働時間を質問した。情報通信技術に関する質問は 2008 年 Web 調査と同様である。順位相関係数の検討も行ったが、2008 年 Web 調査と 2010 年 Web 調査は推計結果がほとんど変わらないことが分かったので省略する。

本研究では、労働者の効用関数を推計するために、以下の手順で 9,591 個の個票のデータの整理と加工を実施した。

第 1 に、回答所得階層の上限と下限の平均値を回答者の所得に割り振った。第 2 に、労働時間の分布にかなりの外れ値が観察されたので、スミルノフ・グラブスの両側検定を有意水準 10 パーセントで実施し、43 個の個票データを削除した。第 3 に、「会社・仕事への満足度」U を 0 と回答したものが 156 名存在したので、対数変換後の重回帰分析の際の便宜的措置として、回答 0 点はすべて回答 1 点に変換した。第 4 に、計測期間を月単位に揃えるために、各個票の回答年間所得 I_1 を 12 で除算し、1 か月あたりの所得 I_2 に変換した。第 5 に、1 か月あたりの余暇時間 L_2 を使用するために、1 月 30 日として、24 時間を乗算したのから 1 か月あたりの労働時間 L_1 を減算して計算した。第 6 に各変数の定義を以下のように行った。すなわち、「会社・仕事への満足度」を U とし、年間所得を I_1 とし、1 か月あたりの所得を I_2 とする。第 7 に、1 か月あたりの労働時間を L_1 とし、1 か月あたりの余暇時間を $L_2 = (30 * 24) - L_1$ とした。

効用関数はコブ・ダグラス型を仮定する。すなわち(1)の型をとる。

$$(1) \quad U = A I_2^\alpha L_2^\beta$$

(1)の両辺の自然対数をとれば 1 次式に変換できる。よって、整理・加工後のデータ 9,458 個票の「会社・仕事への満足度」U の自然対数値を被説明変数とし、1 か月あたりの所得 I_2 と余暇 L_2 の自然対数値を説明変数とする重回帰式(2)を推計した。(2)式の第 1 偏回帰係数が α であり、第 2 偏回帰係数が β である。また、(2)式の定数の自然対数値をとれば (1)式の A が計算可能である。なお、各偏回帰係数下の()内の数値は t 値、< > 内の数値は P 値である。いずれの偏回帰係数も 5 パーセント水準で統計的に有意である。

$$(2) \quad \ln U_1 = 2.45 + 0.110 \ln I_2 + 0.176 \ln L_2$$

$$(12.5) \quad (2.48)$$

$$\langle 1.22 * 10^{-35} \rangle \langle 0.013 \rangle$$

$$\text{adj.}R^2 = 0.0159, \quad n = 9548.$$

このコブ・ダグラス型効用関数に対して、「PC 利用状況」の切片ダミー変数 PCU を追加する。このために、2010 年 Web 調査の中の「職場での PC 利用状況」に関する質問に対する回答を用いる。すなわち、「職場で PC を利用していない」という回答を 1 とし、「職場で PC を 1 人 1 台以上で利用している」、「職場で PC を数人で 1 台利用している」、「職場で PC を部課単位で数台利用している」という回答を自然対数の底 e とした。自然対数をとれば、前者がゼロ、後者が 1 となる。再度、前式と同様の重回帰式(3)を推計した。いずれの偏回帰係数も 1 パーセント水準で統計的に有意であった。

$$(3) \ln U_2 = 2.23 + 0.133 \ln PCU + 0.103 \ln I_2 + 0.196 \ln L_2$$

$$(4.56) \quad (11.5) \quad (2.75)$$

$$<5.09 \cdot 10^{-6}> \quad <1.55 \cdot 10^{-27}> \quad <0.005>$$

adj.R² = 0.0179, n = 9548.

これに加えて、「モバイル PC 利用状況」の切片ダミー変数 MPC を追加する。このために、2010 年 Web 調査の中の「職場でのモバイル PC 利用状況」に関する質問に対する回答を用いる。すなわち、「職場でモバイル PC を利用していない」という回答を 1、「職場でモバイル PC を利用している」という回答を自然対数の底 e とした。自然対数をとれば、前者がゼロ、後者が 1 となる。再度、前式と同様の重回帰式(4)を推計した。いずれの偏回帰係数も 1 パーセント水準で統計的に有意であった。

$$(4) \ln U_3 = 2.41 + 0.0563 \ln MPC + 0.108 \ln I_2 + 0.183 \ln L_2$$

$$(2.55) \quad (12.2) \quad (2.58)$$

$$<0.010> \quad <5.09 \cdot 10^{-34}> \quad <0.009>$$

adj.R² = 0.0165, n = 9548.

以上の推計より、「職場での PC 利用状況」と「職場でのモバイル PC 利用状況」は所得と余暇に関する効用関数を上方にシフトさせることが判明した。

なお、すべての産業別、職業別、世代別、および学歴別の個票群について、上記と同様のコブ・ダグラス型効用関数を推計したが、サービス業のみが 5 パーセント水準で統計的に有意な結果が得られたのみであった。

11. 結論

以上の効用関数推計の結果を要約すれば、「労働供給の側面から観察する限り所得に関するコンピュータ・プレミアムは社会全般に生じているのであり特定のグループに生じているのではない」というのが本研究の結論である。したがって、もし労働市場における特定グループの均衡賃金にコンピュータ・プレミアムが観察されるのであれば、プレミアムの発生には労働需要が寄与している。

本研究の効用関数は、賃金変化による所得効果、代替効果、補償所得の推計に使用可能である。また、さまざまなマクロ経済モデルの労働供給関数の推計の基礎として使用可能である。

<追記>

本研究は、科学研究費補助金交付課題「情報のユビキタス化による組織構造の実証研究」（平成19-22年度、課題番号：19330056、課題種目：基盤研究（B）、研究代表者：鶴飼康東）による助成、および、文部科学省委託業務「特色ある共同研究拠点の整備の推進事業」（平成22年度、業務主任者：鶴飼康東）による委託を受けて行った研究成果である。

<参考文献>（第1著者、ABC順序）

- [1]星野崇宏（2010）、「Web調査の偏りの補正：行動経済学における調査研究への適用」、『RCSS ディスカッションペーパーシリーズ』、No.97、1-19頁
- [2]峰滝和典・竹村敏彦（2009）、「情報通信技術の利活用が企業内の情報流通量に与える効果に関する実証分析—労働者を対象としたWebアンケート調査の分析結果—」、『RCSS ディスカッションペーパーシリーズ』、No.80、1-17頁
- [3]小原美紀・大竹文雄（2001）、「コンピュータ使用が賃金格差に与える影響」、『日本労働研究雑誌』、No.494、16 - 30頁
- [4]労働政策研究・研修機構（2005）、「インターネット調査は社会調査に利用できるか—実験調査による検証結果—」、労働政策研究報告書、独立行政法人 労働政策研究・研修機構、No.17、1-369頁
- [5]清水方子・松浦克己（2000）、「努力は報われるか：パソコンと賃金、教育の関係」、『社会科学研究』、第51巻、第2号、115-136頁
- [6]太郎丸博（2004）、「社会階層とインターネット利用—デジタル・デバイド論批判—」、『ソシオロジ』、第48巻、第3号、53-65頁