

情報通信技術環境と労働所得格差の 重回帰分析

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

情報通信技術環境と労働所得格差の 重回帰分析

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

情報通信技術環境と労働所得格差の

重回帰分析

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

本研究の目的は、労働者の所得階層と職場における情報通信技術環境との相関関係を求めた後に、情報通信技術環境が労働所得格差に与える影響の時間的変化を重回帰分析に依拠して推計することである。この目的を達成するために、2 期間の Web アンケート調査に基づく 3 種類の職場における情報通信技術利用度を含む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環境と所得階層との間で順位相関係数を求めた結果、有意な正の相関が生じていることが判明した。しかし、相関係数は大きくとも 0.349 程度である。年齢別に見ると 50 歳代の相関係数が最も高い。職業別に見ると販売従事者とサービス職業従事者の相関係数が最も高い。産業別に見ると卸売・小売業とサービス業に属する労働者の相関係数が最も高い。第 2 に、賃金所得と情報通信技術環境との関係を推計するために、制御変数として、勤続年数、性別、年齢を独立変数に追加して重回帰分析を行った。この結果、重回帰分析は全データに対して有意となった。また、2008 年と 2010 年の偏回帰係数を比較した結果、職場における PC の利用度と利用時間が賃金に与える正の効果が減少しているのに対して、職務に関連した職場外モバイル PC 利用時間が賃金に与える正の効果が増加していることが判明した。自由度修正済み決定係数が 0.4 以下であったので、製造業、サービス業、卸・小売業についてダミー変数を追加したが決定係数に大きな変化は見られなかった。したがって、職場における情報通信環境は全産業の賃金に正の影響を与えており、その効果は職場外モバイル PC 利用時間において顕著であることが確認された。

キーワード： 情報通信技術、賃金所得、順位相関、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

Regression Analysis of ICT and Individual Income Levels

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 at the working places in Japan. The statistical tests are based on RISS web-collected micro data in 2008 and 2010 and taken by rank correlation analysis and multiple regression analysis with respect to three types of ICT and income levels. At first, coefficients of rank correlation for all data are positive and statistically significant. However the absolute values of correlation coefficients are less than 0.349. In the second stage, multiple regression analyses are taken for the wage income levels with respect to age, sex, working years, and ICT levels at the working places using industry dummy variables. The conclusion is that individual income levels had a positive relation to their information and communication technology levels and the partial regression coefficients are statistically significant. However the adjusted determination coefficients are less than 0.407. In addition to it, the partial coefficient of desktop PC operation time decreased and the partial coefficient of laptop PC operation time related to duty out of working place increased dramatically from 2008 to 2010.

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

JEL Codes: C31, D31, J31, M15.

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

1. 研究目的

高度情報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、個人間の所得格差に繋がっているという議論がしばしば論壇をにぎわしている。日本における個人間のデジタル・デバイドと所得格差に関連する経済学的分析としては、マイクロデータを用いた清水・松浦（2000）、小原・大竹（2001）がある。

清水・松浦（2000）は、技術革新に対する努力が、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、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。分析の結果、職場でのパーソナルコンピュータ（Personal computer 以下 PC と略）利用は賃金上昇に寄与しないが、家庭での PC 利用は賃金上昇に寄与するという結論を得た。

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。分析の結果、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っている。

さて、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。

第2の経路に着目した研究として、鶴飼（2011）がある。彼は、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。

本研究は、鶴飼（2011）の分析結果にもとづいて、以下の2つ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2期間の順位相関分析を比較して検討する。第2に、職場環境を通じて、労働者に体化された情報通信技術が、賃金所得格差とどのように関連して

いるかを重回帰分析に依拠して検討する。

2. 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。

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、同様の手順を踏んで労働者の属性、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。

3. 2008 年及び 2010 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比較

第 1 段階として、2008 年及び 2010 年個票データに対して、第 1 の変数に各回答の年間の所得階層（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 の変数である年間の所得階層（略称・INCOMECLASS）は、2008 年の原データでは 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。第 1 順位を 200 万円未満、第 2 順位を 200 万円から 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 万円から 999 万円、第 10 順位を 1000 万円以上としている。2010 年の原データでは、年間の所得階層 INCOMECLASS は 15 段階で表示されている。15 段階の詳細は以下のようになっている。第 1 順位を 50 万円未満、第 2 順位を 50 万円から 100 万円、第 3 順位を 100 万円から 150 万円、第 4 順位を 150 万円から 200 万円、第 5 順位を 200 万円から 250 万円、第 6 順位を 250 万円から 300 万円、第 7 順位を 300 万円から 400 万円、第 8 順位を 400 万円から 500 万円、第 9 順位を 500 万円から 600 万円、第 10 順位を 600 万円から 700 万円、第 11 順位を 700 万円から 800 万円、第 12 順位を 800 万円から 900 万円、第 13 順位を 900 万円から 1000 万円、第 14 順位を 1000 万円から 1500 万円、第 15 順位

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 活用に関するミクロデータ」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。

を 1500 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 PC の利用台数を PCNUMB と定義する。2008 年の原データでは、職場での PC 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。2010 年の原データでも、職場での PC の利用台数 PCNUMB は 4 段階評価になっているが、2008 年とは異なる順位となっている。具体的には第 1 順位が PC を利用していない回答、第 2 順位が部課単位で数台利用する回答、第 3 順位が従業員数人で 1 台利用する回答、第 4 順位が従業員 1 人に PC1 台以上の回答である。本研究では、両年の順位を一律にするため、それぞれを以下の 3 段階評価に変更した。第 1 順位が PC を利用していない回答、第 2 順位が PC1 台以上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 1 台以上の回答とした。

本研究では、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。なお、仕事での PC の 1 日当たりの平均利用時間 PCTIME にかんがりの外れ値が観察されたため、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、2008 年は 25 個、2010 年は 6 個の個票データを削除した。この結果、分析対象データ数は、2008 年は 9,524、2010 年は 9,585 に減少している。

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。しかし、相関係数の値は最大値 0.292、最小値 0.114 とあまり大きくはない。

表 1 全個票データの順位相関係数

2008 年			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	.202**	.156**	.292**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	9524	9524	9524
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	.280**	.187**	.349**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	9524	9524	9524
2010 年			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall のタウ	INCOMECLASS	相関係数	.114**	.126**	.175**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	9585	9585	9585
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数	.160**	.152**	.208**

有意確率 (両側)	.000	.000	.000
N	9585	9585	9585

4. 世代別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5区分した。すなわち、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歳代はデータ数が19と無視し得るほど少数であるので省略した。

表2の観察結果より、2008年、2010年ともに50歳代の職場での仕事でのPCの1日当たりの平均利用時間PCTIME、PCの利用台数PCNUMBと所得階層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。ただし、サンプル数は19と非常に少ないが、2008年の20歳代では、所得階層INCOMECLASS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の順位相関係数は約0.6と、他と比べ非常に高い。

表2 世代別順位相関係数

2008年 20歳代			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.227**	.152**	.278**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	2311	2311	2311
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.300**	.176**	.322**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	2311	2311	2311
2010年 20歳代			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.112**	.099**	.157**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	1942	1942	1942
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.151**	.116**	.181**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	1942	1942	1942
2008年 30歳代			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.224**	.171**	.272**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	2399	2399	2399
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.303**	.202**	.321**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000

N			2399	2399	2399
2010年 30歳代			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.144**	.142**	.149**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	2855	2855	2855
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.197**	.169**	.175**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	2855	2855	2855
2008年 40歳代			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.256**	.201**	.310**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	1897	1897	1897
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.353**	.241**	.373**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	1897	1897	1897
2010年 40歳代			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.188**	.155**	.203**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	2239	2239	2239
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.261**	.188**	.243**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	2239	2239	2239
2008年 50歳代			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.281**	.161**	.344**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	2206	2206	2206
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.384**	.193**	.414**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	2206	2206	2206
2010年 50歳代			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.213**	.140**	.244**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	1962	1962	1962
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.296**	.172**	.293**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	1962	1962	1962
2008年 60歳代			PCTIME	LTTIME	PCNUMB

Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.211**	.150**	.300**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	692	692	692
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.294**	.179**	.364**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	692	692	692
2010年 60歳代			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.105**	.064	.149**
		有意確率 (両側)	.000	.063	.000
		N	581	581	581
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.149**	.077	.179**
		有意確率 (両側)	.000	.065	.000
		N	581	581	581

5. 職業別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 3 段階として、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、原データを分割した。

表 3 の観察結果より、2008 年、2010 年ともに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、2008 年の販売従事者、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 PCTIME および職場での PC の利用台数 PCNUMB と所得階層 INCOMECLASS との間の順位相関係数が 0.4 を超え、他と比べて高くなっている。また、サンプル数は 62 と少ないが、2008 年の保安職業従事者についても仕事での PC の 1 日当たりの平均利用時間 PCTIME および職場での PC の利用台数 PCNUMB と所得階層 INCOMECLASS との間の順位相関係数が 0.4 を超えている。さらに、2008 年の農林漁業作業者については、サンプル数は 19 と非常に少ないが、仕事での PC の 1 日当たりの平均利用時間 PCTIME と所得階層 INCOMECLASS との間の順位相関係数が 0.4 を超えている。2010 年の農林漁業従事者も、サンプル数は 20 と非常に少ないが、仕事での PC の 1 日当たりの平均利用時間 PCTIME および外出先での職務に関するモバイル PC の平均利用時間 LTTIME と所得階層 INCOMECLASS との間の順位相関係数が 0.4 を超えている。

表 3 職業別順位相関係数

2008年 専門的・技術的職業従事者			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.100**	.119**	.189**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	2427	2427	2427

Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.143**	.146**	.225**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	2427	2427	2427
2010年 専門的・技術的職業従事者			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.091**	.098**	.131**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	2940	2940	2940
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.129**	.118**	.154**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	2940	2940	2940
2008年 管理的職業従事者			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.001	.099**	.141**
		有意確率 (両側)	.980	.001	.000
		N	761	761	761
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.001	.119**	.163**
		有意確率 (両側)	.971	.001	.000
		N	761	761	761
2010年 管理的職業従事者			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.001	.102**	.159**
		有意確率 (両側)	.963	.000	.000
		N	1155	1155	1155
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.003	.125**	.185**
		有意確率 (両側)	.927	.000	.000
		N	1155	1155	1155
2008年 事務従事者			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.154**	.114**	.220**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	2489	2489	2489
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.207**	.133**	.255**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	2489	2489	2489
2010年 事務従事者			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.097**	.082**	.115**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	2895	2895	2895
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.131**	.096**	.133**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N			

N			2895	2895	2895
2008年 販売従事者			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.325**	.238**	.370**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	644	644	644
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.427**	.281**	.436**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	644	644	644
2010年 販売従事者			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.204**	.152**	.191**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	680	680	680
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.273**	.184**	.229**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	680	680	680
2008年 サービス職業従事者			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.326**	.176**	.357**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	1226	1226	1226
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.432**	.206**	.422**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	1226	1226	1226
2010年 サービス職業従事者			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.172**	.073**	.239**
		有意確率 (両側)	.000	.008	.000
		N	934	934	934
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.237**	.088**	.286**
		有意確率 (両側)	.000	.007	.000
		N	934	934	934
2008年 保安職業従事者			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.316**	.190	.489**
		有意確率 (両側)	.001	.081	.000
		N	62	62	62
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.438**	.223	.598**
		有意確率 (両側)	.000	.082	.000
		N	62	62	62
2010年 保安職業従事者			PCTIME	LTTIME	PCNUMB

Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.284*	-.258	.339*
		有意確率 (両側)	.033	.083	.020
		N	37	37	37
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.352*	-.289	.369*
		有意確率 (両側)	.033	.083	.024
		N	37	37	37
2008年 農林漁業作業者			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.389*	.306	.368
		有意確率 (両側)	.047	.153	.076
		N	19	19	19
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.486*	.321	.417
		有意確率 (両側)	.035	.181	.075
		N	19	19	19
2010年 農林漁業作業者			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.462*	.402*	.228
		有意確率 (両側)	.013	.042	.227
		N	20	20	20
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.545*	.466*	.265
		有意確率 (両側)	.013	.038	.259
		N	20	20	20
2008年 運輸・通信従事者			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.163**	.037	.197**
		有意確率 (両側)	.000	.459	.000
		N	289	289	289
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.221**	.044	.247**
		有意確率 (両側)	.000	.461	.000
		N	289	289	289
2010年 運輸・通信従事者			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	-.032	-.074	.024
		有意確率 (両側)	.541	.199	.661
		N	219	219	219
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	-.041	-.088	.029
		有意確率 (両側)	.548	.196	.673
		N	219	219	219
2008年 生産工程・労務作業者			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.267**	.105*	.326**
		有意確率 (両側)	.000	.011	.000

		N		434	434	434
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数		.346**	.121*	.387**
		有意確率 (両側)		.000	.011	.000
		N		434	434	434
2010 年 生産工程・労務作業者			PCTIME	LTTIME	PCNUMB	
Kendall のタ	INCOMECLASS	相関係数		.174**	.057	.108**
		有意確率 (両側)		.000	.168	.007
		N		433	433	433
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数		.224**	.067	.131**
		有意確率 (両側)		.000	.166	.006
		N		433	433	433
2008 年 その他			PCTIME	LTTIME	PCNUMB	
Kendall のタ	INCOMECLASS	相関係数		.252**	.096**	.277**
		有意確率 (両側)		.000	.000	.000
		N		1173	1173	1173
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数		.341**	.114**	.330**
		有意確率 (両側)		.000	.000	.000
		N		1173	1173	1173
2010 年 その他			PCTIME	LTTIME	PCNUMB	
Kendall のタ	INCOMECLASS	相関係数		.176**	.028	.161**
		有意確率 (両側)		.000	.585	.001
		N		272	272	272
Spearman のロー	INCOMECLASS	相関係数		.242**	.034	.196**
		有意確率 (両側)		.000	.576	.001
		N		272	272	272

6. 産業別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 4 段階として、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、鉱業、林業、漁業は 2008 年 2010 年ともに個票数 10 以下と非常に少ないので順位相関係数の推計を行わなかった。

公務（他に分類されない項目）では、所得階層 INCOMECLASS と仕事での PC の 1 日当たりの平均利用時間 PCTIME の間に負の相関が存在した。

しかしながら、2008 年の農業については個票数が 29 と非常に少ないが、所得階層 INCOMECLASS と仕事での PC の 1 日当たりの平均利用時間 PCTIME との間の順位相関係数が 0.6 を超え、他と比べて非常に高くなっている。また、2008 年の卸売・小売業とサー

ビス業(他に分類されない項目)、2010年の飲食店・宿泊業では、所得階層 INCOMECLASS と仕事での PC の1日当たりの平均利用時間 PCTIME、職場での PC の利用台数 PCNUMB との間の順位相関係数が約 0.4 となり、他と比べて高くなっている。

表 4 産業別順位相関係数

2008年 農業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.476**	.218	.300
		有意確率(両側)	.001	.184	.063
		N	29	29	29
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.633**	.228	.345
		有意確率(両側)	.000	.234	.067
		N	29	29	29
2010年 農業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.304	.167	.235
		有意確率(両側)	.063	.355	.170
		N	24	24	24
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.372	.193	.301
		有意確率(両側)	.074	.366	.152
		N	24	24	24
2008年 建設業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.045	.170**	.179**
		有意確率(両側)	.156	.000	.000
		N	536	536	536
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.060	.201**	.214**
		有意確率(両側)	.167	.000	.000
		N	536	536	536
2010年 建設業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.015	.128**	.089**
		有意確率(両側)	.591	.000	.006
		N	671	671	671
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.020	.152**	.106**
		有意確率(両側)	.603	.000	.006
		N	671	671	671
2008年 製造業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.161**	.215**	.284**
		有意確率(両側)	.000	.000	.000
		N	1904	1904	1904

Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.224**	.260**	.336**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	1904	1904	1904
2010年 製造業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.118**	.182**	.220**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	2470	2470	2470
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.163**	.219**	.258**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	2470	2470	2470
2008年 電気・ガス・熱供給・水道業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.073	.106	.075
		有意確率 (両側)	.289	.175	.333
		N	116	116	116
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.099	.126	.090
		有意確率 (両側)	.289	.177	.337
		N	116	116	116
2010年 電気・ガス・熱供給・水道業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.070	.023	.112
		有意確率 (両側)	.310	.780	.163
		N	109	109	109
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.099	.028	.134
		有意確率 (両側)	.306	.772	.164
		N	109	109	109
2008年 情報通信業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	-.003	.142**	.101**
		有意確率 (両側)	.902	.000	.001
		N	800	800	800
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	-.009	.172**	.118**
		有意確率 (両側)	.794	.000	.001
		N	800	800	800
2010年 情報通信業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.023	.118**	.087**
		有意確率 (両側)	.340	.000	.002
		N	913	913	913
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.029	.143**	.101**
		有意確率 (両側)	.375	.000	.002

N			913	913	913
2008年 運輸業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.080	.078	.138**
		有意確率 (両側)	.058	.102	.003
		N	318	318	318
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.107	.092	.171**
		有意確率 (両側)	.057	.100	.002
		N	318	318	318
2010年 運輸業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.036	-.060	.084*
		有意確率 (両側)	.341	.168	.047
		N	377	377	377
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.046	-.071	.102*
		有意確率 (両側)	.371	.171	.048
		N	377	377	377
2008年 卸売・小売業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.297**	.211**	.354**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	1089	1089	1089
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.397**	.246**	.420**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	1089	1089	1089
2010年 卸売・小売業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.112**	.151**	.137**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	1071	1071	1071
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.157**	.182**	.164**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	1071	1071	1071
2008年 金融・保険業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.131**	.127**	.232**
		有意確率 (両側)	.000	.001	.000
		N	447	447	447
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.177**	.151**	.274**
		有意確率 (両側)	.000	.001	.000
		N	447	447	447
2010年 金融・保険業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB

Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.024	.091**	.125**
		有意確率 (両側)	.424	.009	.000
		N	568	568	568
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.032	.109**	.147**
		有意確率 (両側)	.444	.009	.000
		N	568	568	568
2008年 不動産業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.046	.113	.196**
		有意確率 (両側)	.388	.064	.001
		N	192	192	192
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.064	.132	.235**
		有意確率 (両側)	.381	.069	.001
		N	192	192	192
2010年 不動産業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	-.009	.058	.069
		有意確率 (両側)	.843	.281	.200
		N	239	239	239
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	-.006	.071	.083
		有意確率 (両側)	.921	.274	.204
		N	239	239	239
2008年 飲食店・宿泊業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.250**	.200**	.226**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	244	244	244
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.308**	.222**	.259**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	244	244	244
2010年 飲食店・宿泊業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.308**	.179*	.411**
		有意確率 (両側)	.000	.017	.000
		N	128	128	128
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.421**	.211*	.491**
		有意確率 (両側)	.000	.017	.000
		N	128	128	128
2008年 医療・福祉			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.142**	.137**	.271**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000

		N	649	649	649
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.192**	.160**	.322**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	649	649	649
2010年 医療・福祉			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.064	.040	.137**
		有意確率 (両側)	.061	.313	.000
		N	462	462	462
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.088	.047	.163**
		有意確率 (両側)	.060	.316	.000
		N	462	462	462
2008年 教育・学習支援業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.168**	.057	.218**
		有意確率 (両側)	.000	.099	.000
		N	593	593	593
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.224**	.068	.259**
		有意確率 (両側)	.000	.100	.000
		N	593	593	593
2010年 教育・学習支援業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.207**	.197**	.229**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	233	233	233
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.284**	.239**	.282**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	233	233	233
2008年 複合サービス業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.137**	.095	.283**
		有意確率 (両側)	.008	.099	.000
		N	204	204	204
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.188**	.117	.344**
		有意確率 (両側)	.007	.095	.000
		N	204	204	204
2010年 複合サービス業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	-.029	.073	.129*
		有意確率 (両側)	.598	.244	.047
		N	170	170	170
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	-.032	.090	.153*

		有意確率 (両側)	.681	.243	.047
		N	170	170	170
2008 年	サービス業 (他に分類されない項目)		PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.274**	.164**	.357**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	1344	1344	1344
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.373**	.195**	.419**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	1344	1344	1344
2010 年	サービス業 (他に分類されない項目)		PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.134**	.107**	.176**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	1514	1514	1514
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.187**	.130**	.209**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	1514	1514	1514
2008 年	公務 (他に分類されない項目)		PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	-.076*	.039	.038
		有意確率 (両側)	.027	.330	.327
		N	458	458	458
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	-.104*	.046	.046
		有意確率 (両側)	.026	.328	.324
		N	458	458	458
2010 年	公務 (他に分類されない項目)		PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	-.029	-.014	.044
		有意確率 (両側)	.821	.927	.765
		N	34	34	34
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	-.036	-.009	.056
		有意確率 (両側)	.841	.958	.754
		N	34	34	34

7. 学歴別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。2010 年の中学卒業については全ての変数が有意ではなかった。また、大学院修了については 2008 年 2010 年ともに、所得階層 INCOMECLASS 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。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。

学歴の上下と順位相関係数の大小の間には、一貫した傾向は観察されない。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

2008年 中学卒業				PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数		.199**	.173*	.189*
		有意確率 (両側)		.006	.028	.014
		N		120	120	120
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数		.258**	.200*	.223*
		有意確率 (両側)		.004	.028	.014
		N		120	120	120
2010年 中学卒業				PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数		.012	-.007	-.030
		有意確率 (両側)		.854	.930	.678
		N		126	126	126
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数		.014	-.006	-.038
		有意確率 (両側)		.872	.946	.670
		N		126	126	126
2008年 高等学校卒業				PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数		.231**	.091**	.268**
		有意確率 (両側)		.000	.000	.000
		N		2270	2270	2270
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数		.313**	.106**	.322**
		有意確率 (両側)		.000	.000	.000
		N		2270	2270	2270
2010年 高等学校卒業				PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数		.114**	.072**	.132**
		有意確率 (両側)		.000	.000	.000
		N		2033	2033	2033
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数		.157**	.085**	.158**
		有意確率 (両側)		.000	.000	.000
		N		2033	2033	2033
2008年 各種専門学校卒業				PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数		.177**	.144**	.212**

		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	1038	1038	1038
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.238**	.169**	.251**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	1038	1038	1038
2010年 各種専門学校卒業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.132**	.103**	.138**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	1027	1027	1027
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.182**	.123**	.164**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	1027	1027	1027
2008年 短期大学・高等専門学校卒業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.232**	.104**	.314**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	1179	1179	1179
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.313**	.121**	.370**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	1179	1179	1179
2010年 短期大学・高等専門学校卒業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.140**	.067*	.177**
		有意確率 (両側)	.000	.020	.000
		N	868	868	868
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.193**	.080*	.209**
		有意確率 (両側)	.000	.019	.000
		N	868	868	868
2008年 大学学部卒業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.120**	.145**	.237**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	4313	4313	4313
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.169**	.176**	.282**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	4313	4313	4313
2010年 大学学部卒業			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.063**	.119**	.155**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	4743	4743	4743

Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.089**	.145**	.184**
		有意確率 (両側)	.000	.000	.000
		N	4743	4743	4743
2008 年 大学院修了			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.054	.187**	.252**
		有意確率 (両側)	.083	.000	.000
		N	557	557	557
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.078	.231**	.295**
		有意確率 (両側)	.066	.000	.000
		N	557	557	557
2010 年 大学院修了			PCTIME	LTTIME	PCNUMB
Kendall の τ	INCOMECLASS	相関係数	.015	.176**	.112**
		有意確率 (両側)	.562	.000	.000
		N	779	779	779
Spearman の ρ	INCOMECLASS	相関係数	.023	.214**	.132**
		有意確率 (両側)	.513	.000	.000
		N	779	779	779

8. 全データに対する重回帰分析

本節では、2008 年の 9549 個の個票データと 2010 年の 9591 個の個票データに対して、以下の手順に従い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全回答者の所得に割り振った²。第 2 に仕事での PC の 1 日当たりの平均利用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、2008 年は 25 個、2010 年は 6 個の個票データを削除した。第 3 に、回答者の最高年齢は 64 歳、最低年齢は 18 歳であったのに対して、現在の勤務先での勤務年数が最高年齢から最低年齢を減算した 46 より大きい回答があったので、これらを外れ値と判断し、2008 年は 1 個、2010 年は 10 個の個票データを削除した。外れ値を削除した結果、2008 年と 2010 年の個票データ数はそれぞれ 9523 と 9575 となった。

整理・加工後の 2008 年個票データについて、年間の所得 W_{2008} を被説明変数とし、仕事での PC の 1 日当たりの平均利用時間 PCT、職務に関連したモバイル PC の使用時間 LTT、職場の PC 普及率 PCNUMB₂₀₀₈、年齢 AGE、勤続年数 SY、性別の切片ダミー変数 GEN を説明変数とする重回帰式(1)を推計した。ただし、職場の PC 普及率 PCNUMB₂₀₀₈ は「利

² 本来ならば順序回帰を行うべきであるが、2008 年データの所得階層数は 10 段階、2010 年データの所得階層数は 15 段階であり、編回帰係数の経年比較が困難であったため、このような所得の割り振りを行った。

用していない」を1、「1台を複数の人で利用」を2、「1人1台」を3、「1人2台以上」を4とする順序変数として推計した。また、性別の切片ダミー変数 GEN は、男性であれば1、女性であれば0とした。各独立変数の分散拡大要因（VIF：Variance Inflation Factor）は最大値 1.586、最小値 1.035 であり、多重共線性が存在しないと判断した。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。

$$(1) \quad W_{2008} = 0.138 \text{ PCT} + 0.259 \text{ LTT} + 58.0 \text{ PCNUMB}_{2008} + 2.19 \text{ AGE} + 8.29 \text{ SY} + 187$$

$$\begin{array}{cccccc} (10.7) & (5.17) & (19.7) & (9.75) & (29.5) & (43.3) \\ <2.44 \times 10^{-26}> <2.35 \times 10^{-7}> <1.77 \times 10^{-84}> <2.34 \times 10^{-22}> <5.03 \times 10^{-183}> <0.00> \end{array}$$

GEN - 2.86
adj.R² = 0.403, n = 9523

同様に、整理・加工後の 2010 年個票データについて、年間所得 W₂₀₁₀ を被説明変数とし、仕事での PC の 1 日当たりの平均利用時間 PCT、職務に関連したモバイル PC の使用時間 LTT、職場の PC 利用台数 PCNUMB₂₀₁₀、年齢 AGE、勤続年数 SY、性別の切片ダミー変数 GEN を説明変数とする重回帰式(2)を推計した。ただし、職場の PC 普及率 PCNUMB₂₀₁₀ は「利用していない」を1、「部課単位で数台利用している」を2、「数人で1台利用している」を3、「1人1台以上で利用している」を4とする順序変数として推計した。また、性別の切片ダミー変数 GEN は、男性であれば1、女性であれば0とした。各独立変数の VIF は最大値 1.660、最小値 1.014 であり、多重共線性が存在しないと判断した。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。

$$(2) \quad W_{2010} = 0.125 \text{ PCT} + 0.751 \text{ LTT} + 51.7 \text{ PCNUMB}_{2010} + 4.13 \text{ AGE} + 7.81 \text{ SY} + 175$$

$$\begin{array}{cccccc} (7.58) & (9.66) & (15.1) & (12.5) & (20.1) & (30.3) \\ <3.85 \times 10^{-14}> <5.80 \times 10^{-22}> <8.99 \times 10^{-51}> <2.52 \times 10^{-35}> <8.00 \times 10^{-88}> <7.42 \times 10^{-193}> \end{array}$$

GEN - 103
adj.R² = 0.262, n = 9575

(1)、(2)ともに、偏回帰係数を観察すれば、職務上のモバイル PC の利用時間 LTT が賃金に与える正の効果が職場における PC 利用時間 PCT が賃金に与える正の効果を上回っている。さらに、(1)と(2)における同一の説明変数の偏回帰係数の推移を比較すれば、職場における PC 利用時間 PCT が賃金に与える正の効果が減少しているのに対して、職場外におけるモバイル PC 利用時間 LTT が賃金に与える正の効果が増加していることが分かる。さらに、職場の PC 利用台数が賃金に与える正の効果が若干減少している。

しかしながら、自由度修正済み決定係数が 0.403, 0.262, と低いので、回帰式の説明力があまり大きくはない。

9. 製造業重回帰分析

産業分類をダミー変数として加え、前式と同様の重回帰式の推計を行った。本研究では表4の推計結果により、所得階層と情報通信技術関連指標の間の順位相関がいずれも1%水準で有意であった製造業、サービス業、卸売・小売業、飲食店・宿泊業について、重回帰分析を行った。

第1段階として、製造業の切片ダミー変数 MF を、産業分類が製造業であれば MF=1、製造業以外であれば MF=0 として、(1)と(2)の独立変数に追加した。2008年の重回帰式(3)と2010年の重回帰式(4)を以下に示す。各独立変数の VIF は最大値 1.671、最小値 1.014 であり、多重共線性が存在しないと判断した。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。

$$\begin{aligned}
 (3) \quad W_{2008} &= 0.136 \text{ PCT} + 0.260 \text{ LTT} + 57.2 \text{ PCNUMB}_{008} + 2.25 \text{ AGE} + 8.16 \text{ SY} + 184 \\
 &\quad (10.4) \quad (5.21) \quad (19.4) \quad (10.0) \quad (29.0) \quad (42.4) \\
 &\quad <2.10 \times 10^{-25}> <1.98 \times 10^{-7}> <2.43 \times 10^{-82}> <1.29 \times 10^{-23}> <6.20 \times 10^{-177}> <0.00> \\
 &\text{GEN} + 28.5 \text{ MF} - 5.63 \\
 &\quad (5.39) \\
 &\quad <7.13 \times 10^{-8}> \\
 &\text{adj.R}^2 = 0.406, n = 9523
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (4) \quad W_{2010} &= 0.124 \text{ PCT} + 0.755 \text{ LTT} + 50.9 \text{ PCNUMB}_{2010} + 4.23 \text{ AGE} + 7.65 \text{ SY} + 172 \\
 &\quad (7.50) \quad (9.72) \quad (14.8) \quad (12.7) \quad (19.5) \quad (29.7) \\
 &\quad <6.85 \times 10^{-14}> <3.01 \times 10^{-22}> <3.59 \times 10^{-49}> <1.14 \times 10^{-36}> <1.95 \times 10^{-83}> <5.03 \times 10^{-185}> \\
 &\text{GEN} + 22.6 \text{ MF} - 106 \\
 &\quad (3.49) \\
 &\quad <4.86 \times 10^{-4}> \\
 &\text{adj.R}^2 = 0.263, n = 9575
 \end{aligned}$$

(3)、(4)ともに、製造業の方が他産業よりも賃金水準が高い。しかし、この格差は2年間で縮小している。各偏回帰係数を観察すれば、職務上のモバイル PC の利用時間 LTT が賃金に与える正の効果が職場における PC 利用時間 PCT が賃金に与える正の効果を上回っている。さらに、(3)と(4)における同一の説明変数の偏回帰係数の推移を比較すれば、職場における PC 利用時間 PCT が賃金に与える正の効果が減少しているのに対して、職場外におけるモバイル PC 利用時間 LTT が賃金に与える正の効果が増加していることが分かる。さらに、職場の PC 利用台数が賃金に与える正の効果が若干減少している。

しかしながら、自由度修正済み決定係数が 0.406, 0.263, と低いので、重回帰式の説明力があまり大きくはない。

第2段階として、傾きダミー変数 MFPCT と MFLTT を(1)と(2)の独立変数に追加し、重

回帰式を推計した。傾きダミー変数 MFPCT と MFLTT は、前述の製造業ダミー変数 MF と仕事での PC の 1 日当たりの平均利用時間 PCT、職務に関連したモバイル PC の使用時間 LTT をそれぞれ乗算したものである。2008 年については有意な結果が得られなかったが、2010 年については有意な結果が得られたので、2010 年の重回帰式(5)を以下に示す。各独立変数の VIF は最大値 1.665、最小値 1.062 であり、多重共線性が存在しないと判断した。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。

$$\begin{aligned}
 (5) \quad W_{2010} = & 0.106 \text{ PCT} + 0.665 \text{ LTT} + 51.2 \text{ PCNUMB}_{2010} + 4.21 \text{ AGE} + 7.63 \text{ SY} + 172 \\
 & (6.14) \quad (7.70) \quad (15.9) \quad (12.7) \quad (19.5) \quad (29.8) \\
 & <8.70 \times 10^{-10}> <1.46 \times 10^{-14}> <6.07 \times 10^{-50}> <1.72 \times 10^{-36}> <2.14 \times 10^{-83}> <2.89 \times 10^{-186}> \\
 & \text{GEN} + 0.0728 \text{ MFPCT} + 0.458 \text{ MFLTT} - 101 \\
 & (4.54) \quad (2.34) \\
 & <3.99 \times 10^{-4}> <0.0194> \\
 & \text{adj.R}^2 = 0.264, n = 9575
 \end{aligned}$$

(5)では、製造業の方が他産業よりも賃金水準が高く、ICT の賃金上昇に与える効果も他産業よりも大きい。各偏回帰係数を観察すれば、職務上のモバイル PC の利用時間 LTT が賃金に与える正の効果が職場における PC 利用時間 PCT が賃金に与える正の効果を上回っている。しかしながら、自由度修正済み決定係数が 0.264 と低いので、回帰式の説明力があまり大きくはない。なお、2008 年に関しては有意な結果が得られなかった。³

10. サービス業重回帰分析

サービス業の切片ダミー変数 SI を、産業分類がサービス業であれば SI=1、サービス業以外であれば SI=0 として、(1)と(2)の独立変数に追加した。2008 年の重回帰式(6)と 2010 年の重回帰式(7)を以下に示す。各独立変数の VIF は最大値 1.668、最小値 1.009 であり、多重共線性が存在しないと判断した。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。

$$\begin{aligned}
 (6) \quad W_{2008} = & 0.139 \text{ PCT} + 0.259 \text{ LTT} + 58.0 \text{ PCNUMB}_{2008} + 2.26 \text{ AGE} + 8.18 \text{ SY} + 187 \\
 & (10.7) \quad (5.18) \quad (19.7) \quad (10.0) \quad (29.0) \quad (43.2) \\
 & <9.26 \times 10^{-27}> <2.28 \times 10^{-7}> <1.45 \times 10^{-84}> <1.29 \times 10^{-23}> <1.54 \times 10^{-177}> <0.00> \\
 & \text{GEN} - 29.4 \text{ SI} - 0.11 \\
 & (-4.91) \\
 & <9.08 \times 10^{-7}> \\
 & \text{adj.R}^2 = 0.405, n = 9523
 \end{aligned}$$

³ 第 3 段階として、前述の製造業の切片ダミー変数 MF と傾きダミー変数 MFPCT、MFLTT を(1)と(2)の独立変数に追加し、重回帰式を推計した。しかし、2008 年 2010 年ともに有意な結果が得られなかった。

$$\begin{aligned}
(7) \quad W_{2010} &= 0.126 \text{ PCT} + 0.758 \text{ LTT} + 51.6 \text{ PCNUMB}_{2010} + 4.21 \text{ AGE} + 7.70 \text{ SY} + 174 \\
&\quad (7.64) \quad (9.76) \quad (15.1) \quad (12.7) \quad (19.8) \quad (30.2) \\
&\quad <2.33 \times 10^{-14}> <2.20 \times 10^{-22}> <9.99 \times 10^{-51}> <1.67 \times 10^{-36}> <3.17 \times 10^{-85}> <2.70 \times 10^{-191}> \\
&\text{GEN} - 26.2 \text{ SI} - 100 \\
&\quad (-3.42) \\
&\quad <6.26 \times 10^{-4}> \\
&\text{adj.R}^2 = 0.263, n = 9575
\end{aligned}$$

(6)、(7)ともに、サービス業の方が他産業よりも賃金水準が低い。しかし、この格差は2年間で縮小している。各偏回帰係数を観察すれば、職務上のモバイルPCの利用時間LTTが賃金に与える正の効果が職場におけるPC利用時間PCTが賃金に与える正の効果を上回っている。さらに、(6)と(7)における同一の説明変数の偏回帰係数の推移を比較すれば、職場におけるPC利用時間PCTが賃金に与える正の効果が減少しているのに対して、職場外におけるモバイルPC利用時間LTTが賃金に与える正の効果が増加していることが分かる。さらに、職場のPC利用台数が賃金に与える正の効果が若干減少している。⁴

しかしながら、自由度修正済み決定係数が0.405、0.263、と低いので、回帰式の説明力があまり大きくはない。⁵

11. 卸売・小売業重回帰分析

卸売・小売業の切片ダミー変数RIを、産業分類が卸売・小売業であればRI=1、卸売・小売業以外であればRI=0として、(1)と(2)の独立変数に追加した。2008年の重回帰式(8)と2010年の重回帰式(9)を以下に示す。各独立変数のVIFは最大値1.668、最小値1.009であり、多重共線性が存在しないと判断した。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。

$$\begin{aligned}
(8) \quad W_{2008} &= 0.129 \text{ PCT} + 0.258 \text{ LTT} + 57.4 \text{ PCNUMB}_{2008} + 2.18 \text{ AGE} + 8.30 \text{ SY} + 185 \\
&\quad (9.97) \quad (5.18) \quad (19.5) \quad (9.73) \quad (29.6) \quad (42.8) \\
&\quad <2.73 \times 10^{-23}> <2.32 \times 10^{-7}> <2.15 \times 10^{-83}> <2.83 \times 10^{-22}> <1.99 \times 10^{-184}> <0.00> \\
&\text{GEN} - 52.1 \text{ RI} + 8.18 \\
&\quad (-7.92) \\
&\quad <2.69 \times 10^{-15}>
\end{aligned}$$

⁴ 第2段階として、サービス業の傾きダミー変数SIPCTとSILTTを(1)と(2)の独立変数に追加し、重回帰式を推計した。しかし、2008年2010年ともに有意な結果は得られなかった。

⁵ 第3段階として、前述のサービス業の切片ダミー変数SIと傾きダミー変数SIPCT、SILTTを(1)と(2)の独立変数に追加し、重回帰式を推計した。しかし、2008年2010年ともに有意な結果が得られなかった。

adj.R² = 0.407, n = 9523

$$(9) \quad W_{2010} = 0.122 \text{ PCT} + 0.750 \text{ LTT} + 51.2 \text{ PCNUMB}_{2010} + 4.15 \text{ AGE} + 7.83 \text{ SY} + 174$$

(7.42) (9.66) (14.9) (12.6) (20.1) (30.2)

$$<1.27 \times 10^{-13}> <5.77 \times 10^{-22}> <8.57 \times 10^{-50}> \quad <1.38 \times 10^{-35}> <3.19 \times 10^{-88}> <3.81 \times 10^{-191}>$$
$$\text{GEN} -27.3 \text{ RI} - 97.5$$

(-3.07)

$$<2.12 \times 10^{-3}>$$

adj.R² = 0.263, n = 9575

(8)、(9)ともに、卸売・小売業の方が他産業よりも賃金水準が低い。しかし、この格差は2年間で縮小している。各偏回帰係数を観察すれば、職務上のモバイルPCの利用時間LTTが賃金に与える正の効果が職場におけるPC利用時間PCTが賃金に与える正の効果を上回っている。さらに、(6)と(7)における同一の説明変数の偏回帰係数の推移を比較すれば、職場におけるPC利用時間PCTが賃金に与える正の効果が減少しているのに対して、職場外におけるモバイルPC利用時間LTTが賃金に与える正の効果が増加していることが分かる。さらに、職場のPC利用台数が賃金に与える正の効果が若干減少している。⁶

しかしながら、自由度修正済み決定係数が0.407, 0.263, と低いので、回帰式の説明力があまり大きくはない。⁷

12. 飲食店・宿泊業重回帰分析

飲食店・宿泊業の切片ダミー変数RHを、産業分類が飲食店・宿泊業であればRH=1、飲食店・宿泊業以外であればRH=0として、(1)と(2)の独立変数に追加した。2010年については有意な結果が得られなかったが、2008年については有意な結果が得られたので、2008年の重回帰式(10)を以下に示す。各独立変数のVIFは最大値1.660、最小値1.014であり、多重共線性が存在しないと判断した。偏回帰係数はいずれも5パーセント水準で有意である。

$$(10) \quad W_{2008} = 0.136 \text{ PCT} + 0.260 \text{ LTT} + 57.2 \text{ PCNUMB}_{2008} + 2.19 \text{ AGE} + 8.28 \text{ SY} + 187$$

(10.5) (5.19) (19.3) (9.74) (29.5) (43.2)

$$<1.27 \times 10^{-25}> <2.11 \times 10^{-7}> <2.52 \times 10^{-81}> \quad <2.71 \times 10^{-22}> <8.87 \times 10^{-183}> <0.00>$$
$$\text{GEN} -34.2 \text{ RH} + 1.01$$

(-2.56)

$$<1.05 \times 10^{-2}>$$

⁶ 第2段階として、卸売・小売業の傾きダミー変数RIPCTとRILTTを(1)と(2)の独立変数に追加し、重回帰式を推計した。しかし、2008年2010年ともに有意な結果は得られなかった。

⁷ 第3段階として、前述の卸売・小売業の切片ダミー変数RIと傾きダミー変数RIPCT、RILTTを(1)と(2)の独立変数に追加し、重回帰式を推計した。しかし、2008年2010年ともに有意な結果が得られなかった。

adj.R² = 0.404, n = 9523

(10)では、飲食店・宿泊業の方が他産業よりも賃金水準が低い。各偏回帰係数を観察すれば、職務上のモバイル PC の利用時間 LTT が賃金に与える正の効果が職場における PC 利用時間 PCT が賃金に与える正の効果を上回っている。⁸自由度修正済み決定係数は 0.404 であり、回帰式の説明力があまり大きくはない。⁹

13. 結論

以上、Web アンケート調査に基づく 2 期間の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。さらに、職務上のモバイル PC の利用時間が賃金に与える正の効果が職場における PC 利用時間が賃金に与える正の効果を上回っている。さらに、同一説明変数の偏回帰係数の時間的推移を検討すれば、職場における PC 利用時間が賃金に与える正の効果が減少しているのに対して、職場外におけるモバイル PC 利用時間が賃金に与える正の効果が増加していることが判明した。

<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)により収集された基礎データに対して、科学研究費補助金交付課題「情報通信技術が雇用と社会的厚生に与える影響の政策シミュレーション」(平成23-25年度、課題番号：23330098、課題種目：基盤研究 (B)、研究代表者：鶴飼康東)による編成・加工・分析を行った研究成果である。

<参考文献> (第 1 著者、ABC 順序)

- [1]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
- [2]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

⁸ 第 2 段階として、飲食店・宿泊業の傾きダミー変数 RHPCT と RHLTT を(1)と(2)の独立変数に追加し、重回帰式を推計した。しかし、2008 年 2010 年ともに有意な結果は得られなかった。

⁹ 第 3 段階として、前述の飲食店・宿泊業の切片ダミー変数 RH と傾きダミー変数 RHPCT、RHLTT を(1)と(2)の独立変数に追加し、重回帰式を推計した。しかし、2008 年 2010 年ともに有意な結果が得られなかった。

- [3]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 卷、第 2 号、115-136 頁
- [4]鶴飼康東（2011）、「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?」、『RISS ディスカッションペーパーシリーズ』、No.8、1-17 頁