

パソコンスキルの習得は、母子世帯の母親にとって本当に有用か

周 燕飛*

(独) 労働政策研究・研修機構

本研究は、近年、母子世帯の母親の間で人気があるパソコンスキルの習得が、実際にどの程度賃金上昇に貢献しているのかについて、実証分析を行った。OLS を用いた推定結果からは、母子家庭の母親に全般的なパソコンスキルがあった場合、2007年時点で6.8%の賃金上昇効果があるが、これは01年時点の15.5%に比べ大幅に低下した。もっとも、OLSによる推定には、一般労働者の場合における先行研究で知られているように、内生性の問題が存在する可能性がある。そこで、観察不可能な個人の能力要因の影響を統計的に除去したIV(操作変数)モデルを推定した結果、パソコンスキルの賃金上昇効果は確認できなかった。一方、パソコンスキルを持つ母親は、母子世帯になる前後に転職・再就職をする割合が高いこともわかった。つまり、直接的に賃金に影響するか否かにかかわらず、パソコンスキルの習得は、母親の転職や就職活動を活性化させ、母子家庭の母親を中長期的に良い職業キャリアへと導く可能性がある。

1. はじめに

2003年4月の「母子および寡婦福祉法の一部を改正する法律」の施行により、母子福祉政策が大きく転換され、就労を通じた母親の経済的自立がより一層求められるようになった。具体的には、児童扶養手当の支給期間が5年を超える場合、08年度から給付が最大で半額に減額され、その代わりに、母子家庭就業支援事業や、母子家庭の母親の能力開発及び常用雇用転換への支援事業等が創設され、母子世帯の母親の就労支援策が大幅に拡充された²。

周知のように、日本の母子世帯の母親の就労率は既に84.5%(厚生労働省『全国母子世帯等調査2006』)と、他国に比べて非常に高いが、その就労所得の低さが、母子世帯の経済的自立の妨げとなっている。そこで、それら就労支援事業によって、母親の資格取得や技能習

* 本稿は、周(2008)を元に大幅に加筆・修正したものである。元原稿を作成するにあたり、中園桐代氏、新保幸男氏、浜田浩児氏、藤井宏一氏、渡邊木綿子氏、大地直美氏、比田井徹也氏、山田将武氏、金井郁氏および高田しのぶ氏より貴重なコメントを頂いた。本誌レフェリーから、とりわけ多くの建設的なコメントを頂戴した。記して感謝を申し上げたい。また、本稿は、筆者の個人的見解であり、所属機関の意見を代表するものではない。

(連絡先住所) 〒177-8502 東京都練馬区上石神井4-8-23

(E-mail) shu@jil.go.jp

¹ もっとも、07年12月の政令改正によって、減額対象を「障害や疾病などで就業が困難な事情がないにもかかわらず、就業意欲がみられない者」に限るとされたため、実質的に児童扶養手当の減額は現在、凍結状態にある。

² その他、各自治体に対する保育所の優先入所の要請、子育て短期支援事業の法定化、養育費の確保のためのガイドラインの作成、母子寡婦福祉貸付金の充実などが行われている。

得を進め、高い就労所得が得られる正社員として採用される確率を高める目的がある。

もっとも、就労支援事業として用意された数百以上の資格・職業技能のうち、母子世帯の母親の経済的負担や時間的余裕を考慮すると、適当なプログラムはそれほど多くはない問題がある(周, 2008)。こうした中、就労支援を受ける母親たちの間では、経済的負担が低く、短期間で取得可能なパソコン技能・資格取得が現在、人気を集めている。実際、各地の母子家庭等就業・自立支援センター、職業訓練校やハローワーク等公的機関が母子世帯の母親等を対象として主催する無料講習会では、パソコン入門講座が定番のコースとなっている。また、自費で民間のパソコン講習・通信教育を受け、関連資格を取得した者も少なくない。

しかしながら、こうしたパソコンスキルの習得は、本当に彼女達にとって有用なのか。すなわち、彼女達の就労所得は、実際にスキル習得によって上昇しているのか。そうした検証を行った研究は、筆者の知る限り、日本には存在しない。実は、内生性の問題や見せかけの相関を排除した、新たな統計手法を用いた内外の実証研究では、一般労働者のパソコンスキルが賃金上昇に与える効果について、否定的な結論を持つものが多い。母子世帯の母親のパソコンスキルと賃金の関係についても、同様の結果が当てはまる可能性が十分にある。

また、仮に否定的な結果が当てはまる場合、前述の支援現場でのパソコン講習熱は、どのように解釈すれば良いのか。単にイメージ先行の合理性に欠ける行動とみるべきか、それとも、パソコンスキル習得には、賃金上昇効果がなくても、何か副次的な効果があるとみるべきなのだろうか。副次的な効果としては、職種選択の幅が広げられたり、ジョブサーチの期間が短縮されたり、公的支援をよりうまく利用したりする効果が考えられる。

そこで、本研究は、筆者等が独自に行った最新の母子世帯調査のデータを用いて、パソコンスキル習得が賃金上昇に与える効果の有無を検証し、また、その副次的な効果についても検討を行う。

2. 既存研究および本研究の特徴

パソコン使用と賃金の関係は、Krueger (1993)の研究をきっかけに注目が集まり、数多くの論文が書かれる一大テーマとなっている。まず、その端緒となったKrueger (1993)であるが、米国CPS (Current Population Survey)の個票データを用いた分析により、パソコン使用が労働者の賃金を10-15%押し上げる効果があると報告した。また、Reilly (1995)はカナダの労働者を対象として分析し、パソコン使用によって13%の賃金上昇が期待できると結論付けた。日本においては、清水・松浦 (1999)が全国消費実態調査の個票データを用いて分析した結果、パソコン所有で代理させた新技術への積極的対応は、高賃金に結びついているとの結果を示した。その傾向は、特に40-55歳層に強く表れているという。さらに、清水・松

浦 (2000) は、旧郵政総合研究所の独自調査に基づいた分析を行い、家と職場の両方でパソコンを使用する労働者は、そうでない労働者よりも賃金が約 30% 高いことを報告した。

もともと、Krueger (1993)、Reilly (1995) および清水・松浦 (1999, 2000) はいずれも 1 時点のクロスセクションデータを使用しており、観察されない個人の能力が全く考慮されていないため、パソコン使用と賃金との間に見せかけの相関が起きている可能性がある。つまり、もともと能力の高い人が、積極的にパソコンを使用したり、パソコンを使用する仕事を与えられたりした場合、パソコン使用者の賃金が非使用者より高いとしても、それがパソコン使用の影響なのか、個人の能力の影響なのか、区別できない。

この問題に対処した研究が、DiNardo and Pischke (1997) である。彼らは、パソコン使用と能力との相関を取り除くため、「パソコン使用」の代わりに、ホワイトカラー労働者の特徴である「計算機の使用」、「電話の使用」、「ペン・鉛筆の使用」、「座って作業」をそれぞれ用いて、賃金関数を推定した。その結果、いずれの特徴もほぼ同規模の賃金上昇が観察された。つまり、「パソコン使用」という変数は、ブルーカラー労働者ではなくホワイトカラー労働者であることの代理変数に過ぎず、パソコン使用には賃金上昇効果が存在しない可能性が指摘された。

また、Entorf et al. (1999) は、フランス労働者のパネルデータ (91 年、93 年) を用いて、同一個人について、パソコンを使用しなかった年に比べ使用した年で賃金が高まったかどうかを推定 (いわゆる「階差推定」) し、観察不可能な個人の能力要因の影響を除去した賃金上昇効果の有無を検証した。その結果、OLS 推定では、7% ほどの賃金上昇効果が確認されたものの、階差推定ではこうした賃金上昇効果が確認できず、個人の能力要因の影響を除去すれば、パソコン使用の賃金上昇効果が全く観察されないという結果が得られた。さらに、Anger and Schwarze (2003) が行ったドイツのパネルデータを用いた分析からも、Entorf et al. (1999) と類似した結果が得られた。

こうした中、日本においても、少数ながらもパネルデータや遡及的データを用いた実証研究が行われた。そのほとんどがパソコン使用による賃金上昇効果は顕著ではないという結果を得ている³。例えば、小原・大竹 (2001) は、大阪府の従業員調査を用いて、同一個人の転職前後における賃金とパソコン使用の変化を遡及することで、観察不可能な能力の影響を除去しようとした。その結果によると、高学歴者においては、パソコン使用により約 6.4% の賃金上昇効果が有意に確認されるが、低学歴労働者においてはその効果が顕著ではない。また、

³ ただし、Bell (1996) のように、パソコン使用の賃金上昇効果が確認できたとの報告も少数ながら存在している。Bell (1996) は、イギリスのパネルデータ (1981, 1991 年) を用いて、Entorf et al. (1999) と同様の手法で分析し、パソコン使用の賃金上昇効果が顕著であると結論付けている。

⁴ ここでの「高学歴労働者」は、高専・短大・専門・専修学校・四年制大学・大学院卒者としている。

Kawaguchi (2006)は、(財)家計経済研究所のパネルデータ(女性のみ、95年・96年)を用いて、パソコン所有が正社員就業確率や賃金に与える影響を階差モデル等で推定した。その結果によると、パソコン所有は、正社員就業確率や賃金に有意な影響を与えていない。

パネルデータを用いたこれらの分析は、パソコン使用の有無における内生性問題への有効な対応策であるが、欠点もある。1つは、Angrist and Pischke (2009)にも指摘された測定誤差(Measurement Error)の問題である。パソコンの使用状況は調査期間中に変化しない場合が多いと考えられる。しかし、調査時点によっては、偶然その時点でパソコンを使用して、普段は使用しない労働者が、パソコンを使用していると誤回答する場合が考えられる。

このとき、パネルデータを用いたこの種の推定は、異なる調査時点におけるパソコン使用状況の変化が賃金の変化に与える影響を見る「固定効果モデル」を用いることが一般的なので、このような測定誤差が例えわずか数例存在するだけでも、その効果が大きく現れ、間違った結果を導く可能性がある。

本研究の対象である母子世帯の母親について考えた場合、追跡調査が難しく、そもそも賃金やパソコンの使用状況に関してパネルデータを入手することが非常に困難である。そこで、本稿は母子世帯の母親を対象とした一時点の調査データを用いてはいるが、操作変数を工夫し、パソコン使用の内生性問題に対処した。そのためには、パソコン使用の有無と相関があるものの、母親の賃金(被説明変数)と相関を持たない外生変数(いわゆる操作変数)が必要である。そこで本稿では、「元夫の年収」(Z1)と「就職している産業・職種のパソコン使用率」(Z2)の2つを操作変数とした。

第4節で細かく説明するように、元夫の年収は、「観察されない本人の能力」と直接に関係しないものの、年収の高い(元)夫を持つ女性は、自宅でパソコンを所有したり触れる機会が多くなり、その結果として仕事上、パソコンを使用する機会が多くなると考えられる。また、パソコン使用率の高い産業・職種に就職している母親も、仕事上パソコンを使用する確率が実際に高い。ただし、いずれの操作変数(とくにZ2について)にも、観察されない個人の能力との相関を完全に払しょくすることは困難である。そのため、本稿は、IV推定の結果とともに、OLS推定の結果も併記した。

また、本稿のもう1つの工夫は、キー変数のパソコンスキルについて、先行研究のように娯楽目的などを含んだ全般的な使用ではなく、「仕事上使用しており、かつ週2回以上パソコン使っている」状態に限定した点である。能力の高い人ほど「仕事上」パソコンを使用する可能性が高いという傾向は変わらないが、偶発的なパソコン使用のケースを排除しうる。

さらに、他の分析では行われなかった特定のパソコンスキル(例えば、Word・Excelの使用の有無)の影響も調べた。多岐にわたるパソコンの用途のうち、賃金上昇につながりやす

いスキルを特定することは、効果的な支援策を考える上で重要と考えられる。

3. データと基礎集計

3.1 データ

本研究は、主に（独）労働政策研究・研修機構（JILPT）が07年12月～08年1月に実施した「母子家庭の母への就業支援に関する調査」（以下、「JILPT2007調査」）の個票データを分析する。調査対象者は、全国20の自治体⁵の母子家庭等就業・自立支援センター等に登録している6,226の母子世帯（「死別、離別、未婚などにより現に配偶者のいない女性が20歳未満の子どもを育てている世帯」）である。調査は郵送法により行われ、有効集計サンプル数は1,311世帯、有効回収率は21.1%である⁶。ただし、このデータを過去と比較するために、旧日本労働研究機構（JIL）が01年1月～2月に実施した「母子世帯の母への就業支援に関する調査」（以下、「JIL2001調査」）の個票データも一部の分析に用いた。

表1 3つの調査の比較

	JIL2001調査	JILPT2007調査	厚生省2006調査
調査対象地域	全国	調査協力を得られた20の自治体	全国
サンプルの抽出法	国勢調査の調査区をもとに調査地区を抽出し、該当地区の住民基本台帳から5,000世帯を無作為に抽出。	自治体の母子家庭等就業・自立支援センター等に登録している母子家庭の母6,226人を調査対象とした。	国勢調査の調査区をもとに1800の調査地区を抽出し、該当地区内の全ての母子世帯を調査対象とした。
有効集計対象数（最大）	1,721	1,311	1,517
有効回収率	42.2%	21.1%	-
基本属性			
母の平均年齢	40.5	39.2	39.4
末子の平均年齢	11.5	9.5	10.2
死別母子世帯(%)	18.4	5.2	22.1
離婚母子世帯(%)	69.7	88.4	74.4
その他母子世帯(%)	11.9	6.4	3.5
母子世帯の経過年数	6.4	5.4	7.6
世帯人員数	3.2	3.2	3.3
持家比率(%)	47.6	41.8	34.7
母の稼働所得（万円）	245.6	185.7	171.0
養育費の受給比率(%)	21.6	23.3	19

出所) 厚生労働省『平成18年度全国母子世帯等調査結果（概要）』、
旧日本労働研究機構(2002)『母子世帯の母への就業支援に関する調査結果報告書』

⁵ この20の自治体（静岡県、秋田県、大分県、横浜市、千葉市、大阪府、熊本県、長野県、奈良県、宮城県、北九州市、長崎県、福岡県、群馬県、埼玉県、神奈川県、東京都、釧路市、貝塚市、仙台市）は、無作為抽出したものではなく、アンケートへの協力要請に応じた自治体である。

⁶ 調査の詳細については、JILPT(2008)第3章第1節を参照されたい。

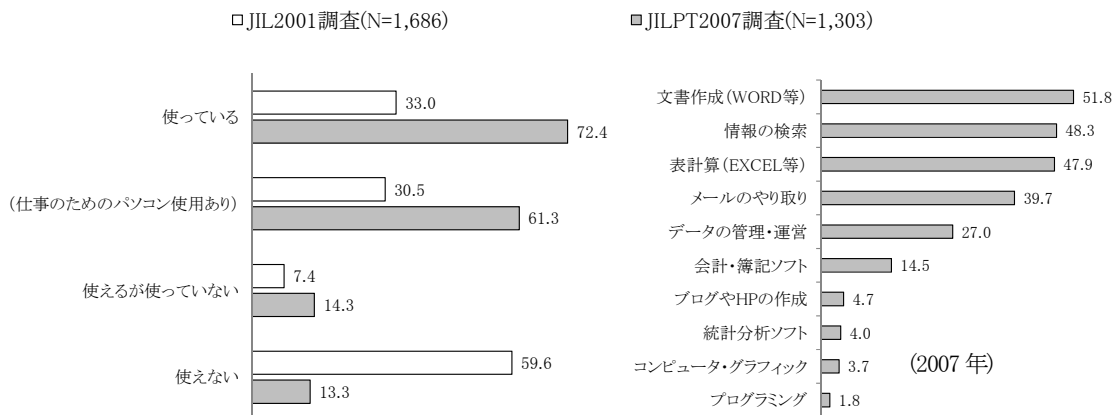
JILPT2007 調査のサンプルは、厳密な無作為抽出によるものではないため、代表性に若干懸念が残る。しかし、表1に示した特性から分かるように、同調査は、他の二つの標準的なサンプル調査（JIL2001 調査、厚生労働省『全国母子世帯等調査 2006』）と比べて、母の平均年齢、末子の平均年齢、世帯人員数、養育費の受給比率などの基本属性が概ね似通っている。JILPT2007 調査における離婚母子世帯の割合が、他の二つの調査より若干高いことは気になるが、時系列的な趨勢として全国の離婚母子世帯割合は上昇しているため、不自然ではないと思われる。また、母子家庭等就業・自立支援センターの利用者が低所得層に偏っているのではないかと懸念もあったが、JILPT2007 調査における母親の平均年収は 185.7 万円、厚生労働省 2006 調査の同 171.0 万円と非常に近い。

3.2 基礎集計

さて、JIL2001 調査、JILPT2007 調査を比較すると、母子世帯の母親の間にパソコンが近年急速に普及している状況が分かる（図1）。01年調査当時では6割（59.6%）近くの母子世帯の母親がパソコンを「使えない」と答えていたが、07年調査時点では「使えない」母子世帯の母親の割合が1割程度（13.3%）までに低下した。対照的に、普段からパソコンを「使っている」者の割合は33.0%から72.4%へと増えた。

また、仕事上パソコンを使う人の割合も高くなった。働く母のうち、何らかの形で仕事上パソコンを使う者は、全体の30.5%から61.3%へとほぼ倍増した。仕事上用いるパソコンスキルの項目は、文書作成が51.8%で最も高く、情報の検索と表計算がそれに次ぐ（48.3%と47.9%）。

図1 パソコンの使用状況(%)：2001年と2007年の比較



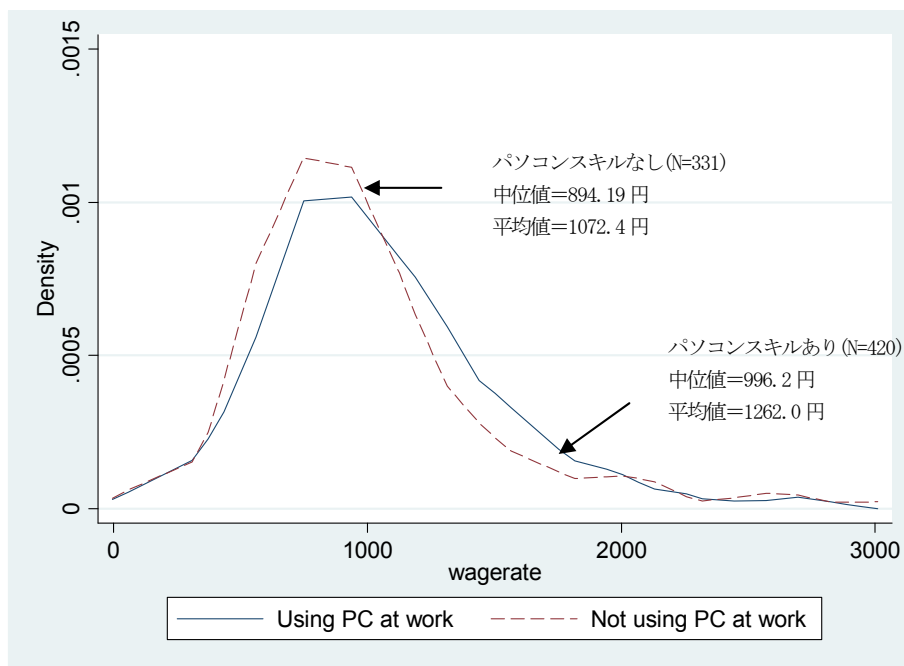
注1) 右側の数値は、JILPT2007 調査の有業者 (N=946) についての集計結果である。

次に、パソコンスキルの有無による平均賃金の変化をみる。具体的には、労働時間で割った時間あたりの収入額、いわゆる「賃金率」を比較する。ここでは、偶発的に仕事上パソコンを使っているケースを排除するため、「仕事上パソコンを使用しており、かつ週2回以上パソコンを使っている場合」に限って、「パソコンスキルあり」と定義する（以下同様）。

図2を見ると、賃金率分布の中心点（山）については、「パソコンスキルあり」のグループが1000円前後、「スキルなし」のグループが900円前後となっており、前者が若干高いことが分かる。また、「パソコンスキルあり」のグループは、時間あたり1000–2000円というレンジの収入を得ている密度も、「スキルなし」のグループより高い。

これらの結果を単純集計値で確認すると、「パソコンスキルあり」のグループは、「スキルなし」のグループより、賃金率の中位値が100円程度高く、平均値が190円高い。

図2 賃金率のカーネル密度分布：パソコンスキルの有無別



注1) 「JILPT2007 調査」による再集計。

注2) 図を見やすくするために、分布密度がゼロに近い3000円以上のレンジが省略されている。

注3) 「パソコンスキルあり」の定義は、「仕事上パソコンを使用しており、かつ週2回以上パソコンを使っている」ことである。

4. 実証方法

4.1 実証モデル

しかしながら、パソコンスキルが本当の賃金上昇に寄与しているかどうかを厳密に検証するためには、パソコンスキルの内生性問題に対処した上、年齢などの個人属性をコントロールする必要がある。ここでは、Krueger (1993) に倣って、第(1)式の実証モデルを用いてパソコンスキルの賃金上昇効果を計測する。つまり、労働者の賃金(y_i)がパソコンスキル($PCskill_i$)とそれ以外の一連の属性要因 X (年齢、学歴、勤続年数、雇用形態、職種、業種など) によって決められているとする。

$$\log(y_i) = a_0 + a_1 PCskill_i + X' \beta + \varepsilon_i \quad (1)$$

a_0, a_1, β は係数パラメータ、 ε_i は残差項をそれぞれ示す。 $PCskill_i$ を代理する変数として、仕事においてパソコンの使用全般、または仕事においてメールのやり取り、情報の検索、ブログやホームページの作成、表計算、文書作成等特定のパソコン操作の有無 (いずれか1つ⁷) を用いる。各スキルに賃金上昇効果がある場合、 $a_1 > 0$ になることが期待される。

第(1)式の推定に当たって、パソコンスキルと観察されない個人の能力要因の影響を識別する。先述のように、能力の高い人ほど、パソコンスキルも高いという可能性が存在するからである。個人の能力要因の影響を除去する方法として、先行研究では階差推定が一般的であるが、本研究は1時点の個票データを利用しているため、階差推定が利用できない。そこで、その代替方法として、操作変数 (instrumental variable, IV) 法を用いて対処する。

4.2 操作変数の正当性

もともと、Murray (2006) が指摘するように、IV 法は万能ではない。無効な (invalid) 操作変数 (IV 自身が ε_i と相関する) を用いた場合の推定量は、OLS モデルの推定量よりも、むしろバイアスが大きくなる可能性がある。また、内生変数との相関が弱い操作変数を使用した場合も、OLS モデルと同様に係数と標準誤差を正しく推定することができない。そのため、適切な操作変数を見つけることが IV 法の成功の鍵となる。本稿では、パソコンスキル ($PCskill_i$) の操作変数として、「元夫の収入」(Z1) および「就職している産業・職種のパソコン使用率」(Z2) を用いた。

数年前までは、パソコンはサラリーマンの月収に匹敵するほど高額な消費財であった。そのため、パソコンを保有しているかどうか、日常的に触れる機会は、家庭の経済状況によつ

⁷ すべての代理変数を同時にモデルに投入しない理由は、内生性問題に絡む変数が多くなると、(1)操作変数の数が足りず、過少識別となる、(2)変数同士の相関が高く、多重共線性の問題が起こりやすくなるからである。

表2 パソコンスキルの有無別、操作変数 (Z1、Z2) の平均値

	パソコンスキルあり (N=443)	パソコンスキルなし (N=387)	グループ間の 差の検定
元夫の平均年収 (万円)	407.6 (214.0)	365.6 (213.8)	P値<0.01
働く産業・職種のパソコン 使用率	68.0% (0.227)	37.6% (0.228)	P値<0.001

注1) 括弧の中の数字は標準偏差である。

注2) 「仕事上パソコンを使用することがあり、かつ週2回以上パソコンを使用している」場合に、「パソコンスキルあり」としている。以下同様。

て左右される側面がある。つまり、収入の高い元夫を持っていた母親は過去において、パソコンを保有・使用する機会が多かったと予想される。こうした母親は、母子世帯となった後にも、仕事上パソコンを使用する可能性が高いと思われる。実際、JILPT2007 調査を用いて、「パソコンスキルあり」と「パソコンスキルなし」のグループを比較すると、前者における元夫の平均年収は後者よりも40万円も高い(表2)。また、「元夫の収入」(Z1)が適切な操作変数として考えられるもう1つの理由は、元夫の収入(Z1)と「観測不可能な本人の能力」、つまり誤差項 ε_i とは理論的に関係がなく、実際にも相関が低いと考えられる点である⁸。ミンスー型賃金関数においても「元夫の収入」(Z1)は通常、考慮されない変数である。

一方、「就職している産業・職種のパソコン使用率」(Z2)とパソコンスキルとの関係は明快であろう。パソコン使用率の高い産業・職種で働く者は、もともとパソコンの技能を持ち、仕事上パソコンを使用しなければならない場面が多いものと容易に想像できる。実際、「パソコンスキルあり」のグループにおいて、働く職種・産業のパソコン使用率(Z2)は68.0%に達しており、「パソコンスキルなし」のグループより30ポイントも高い(表2)。ただし、能力の高い個人ほど、パソコン使用率の高い職種・産業に就職した可能性も否定できない。つまり、Z2と残差項 ε_i とが相関を持つ可能性がある。その場合、(1)式の賃金関数には、産業と職種ダミーが説明変数として含まれているため、Z2と ε_i の相関が幾分和らいでいると思われるが、それでも内生性の疑いを完全に払しょくすることは困難である⁹。

次に、Z1とZ2は実際に*PCskill*の良い予測指標(predictor)であるかを確認する。表3は、パソコン使用全般および10種類のパソコンスキルについて、母親の年齢、学歴等を一定とした場合(2) - (12)に、Z1とZ2が*PCskill*に与える影響を示した¹⁰。Z2の係数は、大

⁸ 収入の高い男性と結婚する確率が、観察されない何かの個人属性(例えば女性の容姿)に影響され、その属性は賃金に何らかの影響を与えている場合には、Z1の有効性(Validity)は疑わしいものとなる。もっとも、外国では容姿が賃金に影響を与えるとの研究があるものの、日本の労働市場においては、女性の容姿が賃金に有意な影響を与えるという実証結果は報告されていない。

⁹ 操作変数自体が内生性を持つ場合には、IV推定量はOLS方向へバイアスがかかる可能性がある。

¹⁰ 比較のために、Z1とZ2以外の外生変数を含まない場合の推定結果(Case1)も示されている。

表3 操作変数(Z1、Z2)の予測指標としての適切さ

被説明変数: <i>PCskill</i> (=1 if パソコンスキルあり)	Z1: 元夫の平均年収(百万円)	Z2: 働く産業・職種のパソコン使用率	その他の外生変数	P値 (Z1とZ2のJoint有意性検定)	Pseudo R2	N
(1) パソコン全般	0.037 (0.023)	3.036 (0.199)	なし	<0.001	0.250	830
(2) パソコン全般	0.017 (0.029)	3.417 (0.526)	あり	<0.001	0.291	623
(3) メールのやり取り	0.001 (0.027)	1.436 (0.399)	あり	0.002	0.165	619
(4) 情報の検索	0.025 (0.027)	1.034 (0.385)	あり	0.018	0.137	620
(5) ブログやHPの作成	-0.041 (0.057)	1.464 (0.819)	あり	0.172	0.208	449
(6) 表計算	0.008 (0.028)	1.205 (0.407)	あり	0.012	0.239	618
(7) 文書作成	-0.025 (0.027)	0.748 (0.395)	あり	0.106	0.188	621
(8) コンピュータ・グラフィックス	-0.034 (0.059)	0.537 (0.791)	あり	0.663	0.190	439
(9) データの管理・運営	-0.008 (0.028)	1.255 (0.418)	あり	0.010	0.105	617
(10) プログラミング	0.069 (0.097)	1.029 (1.400)	あり	0.600	0.370	304
(11) 会計・簿記ソフト	0.023 (0.038)	1.770 (0.588)	あり	0.009	0.237	586
(12) 統計分析ソフト	0.136 (0.060)	-0.644 (0.942)	あり	0.064	0.251	455

注1) 括弧中の数字は標準誤差である。

注2) 上記のいずれも Probit モデルを用いた推定結果である。

注3) その他の外生変数は、表4のモデルと同じである。

半のケース (5, 7, 8, 10, 12 を除く) において、統計的に有意である。一方、Z1 の係数は、(1) と (12) のみについてのみ統計的に有意になっている。つまり、Z2 に比べると、Z1 はやや弱い(weak)操作変数であると考えられる。ただし、大半のケース (5, 7, 8, 10 を除く) において、Z1 と Z2 を合わせて用いることが(joint 検定)、*PCskill* の良い予測指標となることが分かる。

このように、Z1 と Z2 は、操作変数としておおむね妥当である。また、Z1 と Z2 を操作変数とした場合における *PCskill* の内生性検定を Hausman テストにより行ったところ、「内生性が

ない」という仮説はいずれの *PCskill* 指標についても 10%基準で棄却されなかった¹¹。

5. 推定結果

5.1 仕事上におけるパソコン使用全般

表4は、母子世帯の母親の賃金関数の推定結果であり、仕事上におけるパソコン使用（全般）の有無をパソコンスキルの代理変数としている。

表4の(1)と(2)は、パソコンスキルの内生性問題を全く考慮せずに、OLS モデルで推定した結果である。「観察されない個人の能力」要因の影響により、推定値は過大されている可能性がある。OLS 推定によると、仕事上何らかの用途でパソコンを使用している者は、使用しない者より、税込年収が 6.8% (JILPT2007 調査) -15.5% (JIL2001 調査) ほど高い。また、こうした賃金上昇効果の大きさが、01年から07年にかけて大幅に低下した可能性がある。

一方、(3)-(6)は、いくつかの方法による IV モデルの推定結果である。具体的には、(3)・(4)は、Z1 と Z2 のそれぞれ片方（丁度識別）を操作変数として用い、(5)・(6)はその両方（過剰識別）を同時に用いた場合の推定結果である。また、(6)は通常の2段階最小二乗法 (2SLS) ではなく、LIML (Limited information maximum likelihood) 法で (1)式を推定したものである。Levitt (1997) が指摘するように、LIML 法は 2SLS 法に比べ、他種の定式化の誤り (misspecification) のリスクがあるものの、弱い操作変数を用いた場合にはより好ましい推定量を得られる。結果の頑健性を見るため、2SLS 法 と LIML 法の推定結果を一緒に示した。

IV 推定の結果をみると、いずれのケースにおいても¹²、パソコンスキルの有無は、母子世帯の母親の収入にほとんど影響を与えていない。また、*PCskill* の係数の大きさは、丁度識別、過剰識別、2SLS 法、LIML の違いに関係なく¹³かなり近い値 (0.06 前後) となっており、IV 推定の結果は安定的なものと考えられる。

(5) および (6) は、内生変数の数 (1つ) より操作変数の数 (2つ) の方が多く、過剰識別となっている。操作変数の追加投入により、推定値の標準誤差が小さくなるのが大きな魅力であるが、操作変数をむやみに増やすと、逆に推定にバイアスをもたらす危険性がある (Murray, 2006)。そのため、(5)・(6) について過剰識別検定 (Over-identification Restriction Test) を行い、追加された操作変数の外生性をテストする必要がある。過剰識

¹¹ 結果はスペースをとるため、掲載していないが、リクエストに応じて提出することが可能である。

¹² JIL2001 調査については、適切な操作変数が見つけられなかったため、IV 推定を断念せざるを得なかった。

¹³ Z1 のみを操作変数とするケース (3) においては、係数推計値が異常なほど大きくなっている。これは、Z1 は *PCskill* の良い Predictor ではないこと (詳細は表3へ) が影響したものと考えられる。

表4 パソコンスキルが就労所得に与える影響(PCskill=使用全般)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS(JIL2001)	OLS	2SLS	2SLS	2SLS	LIML
PCskill (=1 if 仕事上における使用全般あり)	0.155 (0.03)	0.068 (0.034)	0.835 (1.049)	0.069 (0.122)	0.064 (0.112)	0.063 (0.118)
総労働時間(週当たり)	0.012 (0.001)	0.017 (0.002)	0.015 (0.002)	0.017 (0.002)	0.016 (0.002)	0.016 (0.001)
母親の年齢	0.029 (0.016)	0.004 (0.020)	0.016 (0.030)	0.004 (0.019)	0.019 (0.021)	0.019 (0.024)
年齢の2乗/100	-0.036 (0.021)	-0.005 (0.025)	-0.021 (0.038)	-0.005 (0.024)	-0.023 (0.027)	-0.023 (0.031)
学歴2=高卒	0.057 (0.039)	-0.015 (0.059)	-0.100 (0.143)	-0.015 (0.057)	-0.016 (0.053)	-0.016 (0.085)
学歴3=専修学校	0.081 (0.055)	0.005 (0.063)	-0.083 (0.155)	0.005 (0.061)	0.006 (0.057)	0.006 (0.096)
学歴4=短大・高専	0.042 (0.049)	0.004 (0.066)	-0.132 (0.206)	0.004 (0.063)	0.004 (0.061)	0.004 (0.090)
学歴5=大学・大学院	0.153 (0.073)	0.053 (0.082)	-0.117 (0.252)	0.053 (0.079)	0.040 (0.080)	0.040 (0.105)
学歴6=その他	0.017 (0.142)	0.067 (0.105)	-0.274 (0.535)	0.067 (0.103)	0.091 (0.132)	0.091 (0.171)
勤続年数	0.035 (0.006)	0.022 (0.010)	0.004 (0.021)	0.022 (0.010)	0.016 (0.010)	0.016 (0.011)
勤続年数の2乗/100	-0.042 (0.022)	0.008 (0.052)	0.152 (0.169)	0.008 (0.055)	0.040 (0.054)	0.040 (0.069)
就業形態	あり(5形態)			あり(5形態)		
職種	あり(6職種)			あり(5職種)		
企業規模	あり(8規模)			あり(6規模)		
業種	あり(5業種)			あり(6業種)		
専門資格の有無	あり(11資格)			あり(14資格)		
操作変数	なし	なし	Z1	Z2	Z1,Z2	Z1,Z2
P値(PCSkillの有意性)	<0.001	0.048	0.426	0.571	0.563	0.573
識別テストのP値			0.281	<0.001	<0.001	<0.001
過剰識別制約検定のP値 (H0:全IVが外生変数)			-	-	0.327	0.303
R squared	0.603	0.523	0.131	0.523	0.522	0.522
標本サイズ	1,203	626	507	626	507	507

注1) 括弧の中の数字は不均一分散に対し頑健な標準誤差である。

注2) 被説明変数は、Log(税込年収)である。有業者に限定した推定結果である。

注3) (2)~(6)は、「JILPT2007調査」の個票を用いた推定結果である。

注4) 定数項および就業形態等の変数の係数値が省略されている。

表5 特定のパソコンスキルにおける賃金上昇効果の推定

	(1) メールのやり取り	(2) 情報の検索	(3) ブログやHPの作成	(4) 表計算	(5) 文書作成
OLS	0.090 (0.033)	0.067 (0.037)	0.029 (0.100)	0.050 (0.040)	0.026 (0.036)
2SLS (IV=Z1)	1.376 (2.451)	1.368 (1.714)	-	5.563 (26.714)	9.855 (88.553)
2SLS (IV=Z2)	0.121 (0.217)	0.199 (0.200)	0.007 (0.568)	0.009 (0.212)	-0.048 (0.216)
2SLS (IV=Z1,Z2)	0.142 (0.248)	0.239 (0.190)	0.038 (0.606)	0.091 (0.217)	0.055 (0.214)
LIML (IV=Z1,Z2)	0.147 (0.250)	0.254 (0.188)	0.039 (0.526)	0.094 (0.200)	0.057 (0.216)
	(6) コンピュータ・グラフィック	(7) データの管理・運営	(8) プログラミング	(9) 会計・簿記ソフト	(10) 統計分析ソフト
OLS	-0.006 (0.133)	0.015 (0.041)	-0.014 (0.137)	-0.049 (0.054)	0.039 (0.090)
2SLS (IV=Z1)	0.93 (13.722)	-0.45 (3.392)	-2.606 (3.478)	21.693 (578.585)	-0.502 (0.690)
2SLS (IV=Z2)	0.530 (0.943)	-0.174 (0.170)	0.131 (2.215)	-0.083 (0.202)	0.507 (0.836)
2SLS (IV=Z1,Z2)	0.536 (0.955)	-0.155 (0.196)	-2.289 (3.422)	-0.032 (0.258)	-0.156 (0.539)
LIML (IV=Z1,Z2)	0.537 (0.821)	-0.155 (0.207)	-2.550 (3.307)	-0.032 (0.227)	-0.203 (0.495)

注1) 括弧中の数字は不均一分散に対し頑健な標準誤差である。

注2) 被説明変数は、Log (税込年収) である。

注3) サンプルが有業者に限定されている。

注4) *PCskill* 以外の他の説明変数 (係数非掲載) は表4のモデルと同じである。

注5) 過剰識別検定 (結果非掲載) も行ったが、いずれのケースにおいても帰無仮説が棄却できなかった。

別検定の基本原理¹⁴⁾は、丁度識別のもとで得られる一致推定量と、過剰識別下の推定量の比較である。もし帰無仮説が棄却されれば、操作変数の内、少なくとも1つは外生変数ではないことを意味し、推定結果にバイアスがあることが分かる。過剰識別検定を行った結果 (表4

¹⁴⁾ 過剰識別検定における具体的な手順は下記の通りである。①まず、丁度識別のもとで(1)式を2SLSで推定し、誤差項の予測値 \hat{u} を計算する。② 誤差項の予測値 \hat{u} を被説明変数として、操作変数を含む全ての外生変数を用いてOLS推定を行い、その決定係数 R^2 を計算する。③ 全ての操作変数が誤差項の予測値 \hat{u} と無相関であるという帰無仮説を、次のLM統計量で検定する。

$$mR^2 \sim \chi^2(l-k) \quad \text{ただし、} l = \text{操作変数の数、} k = \text{内生変数の数、} n = \text{標本サイズ}$$

の下部)、いずれのケースにおいても、「Z1 と Z2 がいずれも外生変数である」という帰無仮説が棄却できなかった (5) : P 値=0.303; (6) : P 値=0.327)。従って、(5) および (6) はおおむね信頼できる結果といえる。

5.2 特定のパソコンスキルの操作

次に、特定のパソコンスキルに焦点を当て、賃金上昇効果の有無を確認する。表5は、表4と同様、OLSモデルの他、4通りのIVモデルを用い、母子世帯の母親の賃金関数を推定した結果である。ここでも、やはりOLSモデルでは特定のパソコンスキルにおける賃金上昇効果が一部確認できるものの、IVモデルではこうした効果が確認できない。

さらに、推定結果は省略するが、特定の属性を持つ母親（例えば中高年齢の低学歴層）について、パソコンスキルの賃金上昇効果についても調べたが、いずれの属性グループ（年齢階層、職種、学歴カテゴリー）についても、パソコンスキルの賃金効果は確認されなかった。

以上の結果をまとめると、まず、OLS推定では、パソコンスキルは一定の賃金上昇効果が確認される。ただし、その効果の大きさ（6.8%）は01年の半分未満の大きさとなっている。一方、IV推定の結果では、パソコンスキルの係数は統計的に有意ではなく、その係数の大きさもOLS推定量よりわずかに小さい。Hausman検定の結果からはパソコンスキルの内生性が認められなかったものの、IV推定の結果は、同種の内生性問題をコントロールした諸先行研究（Kawaguchi, 2006、小原・大竹, 2001）の結論と一致していると言える。

5.3 パソコンスキルのどこが役に立っているのか

以上の推定結果によると、パソコンスキルの賃金上昇効果について確定的な結論が得られない、あるいはそれほど大きくないにもかかわらず、なぜ、母子世帯の母親はパソコンスキルを習得しようとするのか。実は、母子世帯の母親については、賃金上昇以外の目的でも、パソコンスキルを習得しようとする理由が存在する。例えば、より上手にインターネットで求職したり、適合する職種が増えたりして、転職・就職活動がより円滑になる可能性がある。また、母親の情報検索能力を高め、国の支援制度の上手な利用につながる可能性もある。

パソコンスキルの有る者は無い者に比べ、総じて転職・新規就職者の割合が多い（表6）。「スキルあり」のグループにおいて、65.0%の者が母子世帯になる前後に転職または新規就職活動を行っているのに対して、「スキルなし」グループは56.9%に留まっている。これは、パソコンスキルが母親の転職・新規就職活動を促している可能性を示唆している。

表6 パソコンスキルの有無別転職率・公的支援の利用率 (%)

	パソコンスキルあり						パソコンスキルなし					
	転職・新規就職	何れの公的支援	支援1	支援2	支援3	支援4	転職・新規就職	何れの公的支援	支援1	支援2	支援3	支援4
パソコン全般	65.0	69.8	65.9	1.5	10.6	14.1	56.9	70.1	66.0	2.5	14.7	16.5
・メールのやり取り	61.8	68.3	65.0	0.7	10.0	13.3	60.9	71.3	66.8	2.8	14.1	16.7
・情報の検索	63.6	69.6	65.8	1.9	10.7	14.5	59.2	70.5	66.4	1.9	14.1	16.1
・ブログやHPの作成	50.8	64.4	62.1	1.8	3.5	12.3	61.8	70.5	66.5	1.9	13.0	15.5
・表計算 (EXCEL等)	64.7	68.1	65.2	0.6	9.2	13.2	58.0	72.0	67.1	3.1	15.3	17.4
・文書作成 (WORD等)	63.0	69.6	65.5	1.9	10.9	14.0	59.2	70.5	66.8	1.9	14.1	16.7
・コンピュータ・グラフィック	48.8	73.2	73.2	2.6	7.7	12.8	61.8	70.1	65.9	1.8	12.6	15.4
・データの管理・運営	62.6	68.3	65.6	2.3	6.2	15.3	61.0	70.9	66.4	1.8	14.6	15.4
・プログラミング	57.1	71.4	71.4	0.0	0.0	0.0	61.4	70.2	66.1	2.0	12.7	15.7
・会計・簿記ソフト	56.5	59.8	56.3	3.8	9.2	13.2	62.7	70.3	65.2	0.0	9.4	11.5
・統計分析ソフト	52.3	72.7	70.5	2.4	2.4	19.0	61.7	70.2	66.1	1.9	12.9	15.2

注1) JILPT2007 調査を用いた再集計の結果である。

注2) 支援1:は子家庭等就業・自立支援センター、支援2は高等技能促進費制度、支援3は自立支援教育訓練給付金事業、支援4は母子自立支援プログラム策定事業をそれぞれ示す。

次に、4種類の母子世帯向けの公的支援¹⁵ (母子家庭等就業・自立支援センター、高等技能促進費制度、自立支援教育訓練給付金事業、母子自立支援プログラム策定事業) の利用率を比べてみると、パソコンスキルのある者が、総じてスキルのない者と大差はない。

以上の観察結果を厳密に検証するために、母親の属性 (年齢、学歴、専門資格、居住地域) をコントロールした上、パソコンスキルの影響を調べた (表7)。ここでも、PCskill を外生変数と仮定する Probit モデルと、PCskill を内生変数として扱う Recursive Bivariate Probit (RBP) モデルの両方を推定した。RBP モデルの推定に用いた識別変数は Z1 と Z2 である。

Probit モデル・RBP モデルいずれの推定結果を見ても、パソコンの使用は、母子世帯になる前後の転職・新規就職活動に正の影響を与えている (表7)。パソコンスキル (全般) のある者は、スキルのない者より、転職・新規就職する確率が 7.3%ポイント高い (Probit モデル)。

また、パソコンスキルの内生性問題を考慮した RBP モデルの推定結果をみると、メールのやり取り、情報の検索、文書作成 (Word 等)、表計算 (Excel 等)、コンピュータ・グラフィックといった特定のパソコンスキルも、転職確率を高めている。実際、JILPT2007 調査の自由回答の中にも、パソコンスキル (特に Word と Excel) を持つと、育児との両立を図りやすい「事務職」に就く機会が増えるとの意見が多数寄せられている。

¹⁵ それぞれの公的支援の具体的な内容については、JILPT (2008) 第4章を参照されたい。

表7 パソコンスキルが転職・新規就職及び公的支援利用の有無に与える影響

	(1)		(2)			(3)		(4)			
	Y: 転職・新規就職								Y: 何れかの公的支援の利用		
	Probit		Recursive Bivariate Probit			Probit		Recursive Bivariate Probit			
	係数	dF/dx		係数		係数	dF/dx	係数			
パソコン全般	0.192 (0.086)	0.073 (0.033)	**	0.442 (0.175)	***	-0.037 (0.149)	0.026 (0.032)	0.078 (0.230)			
・メールのやり取り	0.092 (0.095)	0.035 (0.036)		0.409 (0.224)	*	-0.024 (0.110)	-0.008 (0.035)	-0.029 (0.288)			
・情報の検索	0.169 (0.092)	0.065 (0.035)		0.479 (0.242)	**	0.007 (0.108)	0.002 (0.034)	0.124 (0.298)			
・ブログやHPの作成	-0.157 (0.192)	-0.062 (0.074)		-0.391 (1.523)		-0.093 (0.220)	-0.030 (0.076)				
・表計算(EXCEL等)	0.173 (0.093)	0.066 (0.035)	*	0.481 (0.222)	**	-0.053 (0.108)	-0.018 (0.035)	0.074 (0.263)			
・文書作成(WORD等)	0.102 (0.091)	0.039 (0.035)		0.465 (0.245)	*	0.035 (0.107)	0.011 (0.034)	0.224 (0.285)			
・コンピュータ・グラフィック	-0.195 (0.218)	-0.077 (0.087)		1.437 (0.152)	***	0.044 (0.255)	0.013 (0.076)	0.981 (1.262)			
・データの管理・運営	0.133 (0.107)	0.051 (0.040)		0.330 (0.272)		0.022 (0.124)	0.007 (0.040)	(0.082) (0.351)			
・プログラミング	0.042 (0.296)	0.016 (0.113)				-0.034 (0.358)	-0.011 (0.092)				
・会計・簿記ソフト	0.130 (0.134)	0.050 (0.051)		0.579 (0.302)		0.048 (0.156)	0.015 (0.047)	0.179 (0.434)			
・統計分析ソフト	-0.131 (0.210)	-0.052 (0.084)				0.074 (0.262)	0.023 (0.072)				

注1) 括弧の中の数字は不均一分散に対し頑健な標準誤差である。

注2) 全てのモデルには年齢、学歴、専門資格、居住地ダミー(係数非掲載)を含んでいる。

注3) ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で、それぞれ有意なことを示す。

一方、パソコンスキルは、母子家庭等就業・自立支援センター等の公的支援の利用確率には有意な影響を与えていない。これは、Probit モデルを用いても、Recursive Bivariate Probit モデルを用いても、結論は同様である。また、各公的支援の単独利用¹⁶(結果非掲載)についても、パソコンスキルの影響は統計的に有意ではない。これは、パソコンスキルを身につけると、母子世帯の母親の情報検索能力が高まるため、支援センター等の利用ニーズがかえって低下することを意味しているのかもしれない。

¹⁶ 公的支援の単独利用を推定するに当たって、基準となったグループはいずれの支援も利用していない者である。

6 結語

母子世帯の母親への就業支援の一環として、近年母子家庭等就業・自立支援センターなどで無料パソコン講習を提供する自治体が増えている。また、短期間、低コストで取得可能な資格を目指して、パソコン講習を受ける母子世帯の母親も少なくない。しかしながら、そうしたスキルが実際にどれだけ母子世帯の母親の賃金上昇につながっているのかについて、実証研究は皆無である。そこで、本稿は、母子世帯の母親に関して（独）労働政策研究・研修機構が独自に行った調査データ（01年・07年）を用いて、パソコン全般や特定のスキルの有無が賃金に与える影響を検証した。その結果、以下の点が明らかになった。

まず、OLS を用いた推定結果からは、母子家庭の母親に全般的なパソコンスキルがあった場合、07年時点で6.8%の賃金上昇効果があるが、これは01年時点の15.5%に比べ大幅に低下している。もっとも、OLS による推定には、一般労働者を対象とした先行研究で知られているように、内生性の問題が存在している可能性がある。つまり、ここで観察された賃金上昇効果はパソコンスキルに起因するものではなく、個人の能力・やる気等の観察不可能な個人効果を反映したものである可能性がある。

そこで、こうした観察不可能な個人の能力要因の影響を統計的に除去したIVモデルを用いて再推定を試みた。その結果は、多くの既存研究と同様に、パソコンスキルは母子世帯の母親の収入に有意な影響を与えていない。これを様々なシナリオ（例えば、個別のパソコンスキルごとに、母親の属性グループごとに）を想定して、多数のIV推定を行ってみたが、全ての推定結果において、パソコンスキルの賃金上昇効果は確認されなかった。もっとも、クロスセクションデータにおけるIV推定については、理想的な操作変数を選ぶことは難しく、結果については十分に幅を持つてみる必要がある。

しかし、母子世帯の母親は、賃金上昇効果が小さい、もしくは存在しなかったとしても、不合理にパソコンスキルを習得しようとしているわけでは無い。スキルを持つ母親は、母子世帯になる前後に転職・再就職する割合が高い。つまり、パソコンスキルの習得は、母親の転職や就職活動を活発化させ、母親に中長期的に良い職業キャリアへと導く可能性がある。

参考文献

- Anger, S. and J. Schwarze (2003) "Does Future PC Use Determine Our Wages Today? Evidence from German Panel Data", *Labour*, 17(3), pp. 337-360.
- Angrist, J.D. and J. S. Pischke (2009) *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton University Press.

- Bell, B. D. (1996) "Skill-Biased Technical Change and Wages: Evidence from a Longitudinal Data Set" (mimeo), Nuffield College, Oxford University.
- DiNardo, J. E. and J. S. Pischke (1997) "The Returns to Computer Use Revisited: Have Pencils Changed the Wage Structure Too?" , *Quarterly Journal of Economics*, 112(1), pp. 987-1027.
- Entorf, H. and M. Gollac and F. Kramarz (1999) "New Technologies, Wages and Worker Selection" , *Journal of Labour Economics*, 17(3), pp. 464-491.
- Kawaguchi, D. (2006) "Are Computers At Home a Form of Consumption or An Investment? A Longitudinal Analysis for Japan" , *The Japanese Economic Review*, 57(1), pp. 69-86.
- Krueger, A. B. (1993) "How Computers Have Changed the Wage Structure: Evidence from Microdata, 1984-1989" , *Quarterly Journal of Economics*, 108(432), pp. 33-60.
- Levitt, S. D. (1997) "Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime" , *The American Economic Review*, 87(3), pp. 270-290.
- Murray, M. (2006) "Avoiding Invalid Instruments and Coping with Weak Instruments" , *Journal of Economic Perspectives*, 20(4), pp. 111-132.
- Reilly, K. T. (1995) "Human Capital and Information" , *Journal of Human Resources*, 30(1), pp. 1-18.
- 小原美紀・大竹文雄 (2001) 「コンピューター使用が賃金に与える影響」『日本労働研究雑誌』No. 494, pp. 16-30
- 清水方子・松浦克己 (1999) 「技術革新への対応とホワイトカラーの賃金—賃金とパソコン所有の相互関係」『日本労働研究雑誌』No. 467, pp. 31-45
- 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』51(2), pp. 115-136
- 周燕飛 (2008) 「パソンスキルは母子家庭の母の稼働能力を高めているのか」『母子家庭の母への就業支援に関する研究』JILPT 労働政策研究報告書No. 101 (第7章), pp. 261-277
- JILPT (2008) 『母子家庭の母への就業支援に関する研究』労働政策研究報告書No. 101 (第3章第1節, 第4章)