

研究ノート

「就業構造基本調査」を用いた職業構造の変化に関する分析

——研究手法の検討——

佐野和子[†]

要約：本稿は、欧米の大規模マイクロデータを用いた職業構造の変化に関する実証研究の分析手法を整理し、日本を対象とした研究を行うための分析上の課題について、考察することを目的としている。まず、代表的研究のなかで、職業の序列化に用いる指標、ならびに調査対象者の設定について、どのような方法が採用されているのかを検討している。次に、日本の「就業構造基本調査」の個票データを用いて、賃金を指標として職業を序列化する際に、労働時間による分析対象者の選定基準や、職業の収入レベルの算出方法によって、序列にどの程度の違いが生じるのかを明らかにしている。その結果、いずれの場合も、ランキングに大きな違いをもたらさないことが確認される。ただし、作成したランキングを指標として職業変動の分析を行う前に、労働時間や属性の統制の有無によって、順位が大きく変化する職業があるかどうかを確認する必要がある。

キーワード：職業構造の変化、収入、職業小分類、就業構造基本調査、職業の特性

目次

1. はじめに
2. 職業構造の変化に関する欧米の実証研究
 - 2-1. 代表的研究
 - 2-2. 変化の捉え方
 - 2-3. 分析対象者
 - 2-4. 職業特性の指標としての収入
 - 2-5. 職業の収入レベルの設定
3. 日本のデータを用いて職業の序列化を検討
 - 3-1. 週労働時間による分析対象者の選定
 - 3-2. 職業の収入レベルの設定
4. 今後の実証研究への示唆

1. はじめに

本稿の目的は、職業構造の変化に関する欧米の実証研究の分析方法を整理し、日本の

[†]同志社大学社会学部嘱託講師

*2023年9月29日受付、2023年9月30日掲載決定

労働市場を対象とした分析への適用可能性を検討することである。

職業構造の変化、つまり労働市場にある職業がどのように変化するかという問題は、産業革命以降の長い歴史の中で、社会学や労働経済学における主要な問題関心であり続けてきた。とりわけ近年では、サービス産業化、コンピュータ技術の進歩、ならびに生産活動のオフショア化にともなう、職業構造の二極化説を検討するために、大規模政府統計の個票データを用いた実証研究が発展している。職業構造の二極化とは、高技能・高賃金の職業と、低技能・低賃金の職業の雇用シェアが拡大し、中レベルの技能を必要とする職業の雇用シェアが減少する傾向である (Autor, Levy and Murnane 2003; Goos and Manning 2007; Goos, Manning and Salomons 2009; Green 2019: 12)。

二極化説への関心の高まりの背景には、この問題が、低スキル労働者の失業、ミドルクラスの減退、社会的不平等の拡大と関連し、重要な政策課題になるとの共通した認識がある (OECD 2017: 82)。その一方で、これまで様々な国や時代を対象とした実証分析では、異なる理論的枠組みや指標が用いられてきた。

本稿は、Wright and Dwyer (2003) を契機とし、職業構造の変化の全体像を、雇用者数のシェアから記述的に示す実証研究に焦点を当て、具体的に、指標の構成や分析方法を検討する。そして、日本を対象とした今後の実証研究への応用の可能性を明らかにする。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、職業変動に関する2000年以降の代表的研究の、職業の序列化や調査対象者の設定を検討する。第3節では、「就業構造基本調査」の個票データを用いて、仕事から得る収入を指標として職業を序列化する際に、労働時間や平均値の算出の仕方によって、ランキングにどの程度の違いが生じるのかを示す。そして第4節では、本稿から得られた知見をまとめ、今後、日本の労働市場を対象とした分析の可能性について論じる。

2. 職業構造の変化に関する欧米の実証研究

2-1. 代表的研究

1990年代以降、職業構造の変化を検討するために、大規模政府統計の個票データを用いた実証研究が発展している。その契機となったのは、1980年代以降のアメリカ労働市場の二極化傾向を、雇用者数のシェアの変化から記述的に分析した、Wright and Dwyer (2003) である。1960年代から1990年代アメリカのCPSデータを用いて、職業区分を賃金レベルに基づき5つのグループに序列化し、5グループの雇用者数の増減をもとに、1980年代以後のアメリカ労働市場の二極化傾向を記述的分析により示している。

Wright and Dwyer (2003) の分析手法に依拠し、英国とヨーロッパ4カ国の職業変動の国際比較を行ったのが、Oesch (2013), ならびに Oesch and Piccitto (2019) である。各国の大規模マイクロデータに含まれる職業小分類を賃金水準に基づき5分類し、1990年代後半から2000年代初頭のシェアの変化をグラフ化することにより、5カ国いずれにおいても職業構造のアップグレードが生じている点を実証した。

同様の記述的分析により、より多くの先進諸国を対象とした職業変化パターンの国際比較研究として、OECD (2017), Green (2019), Grimshaw and Figueiredo (2008) などがある。

そのいっぽうで、日本を対象として、同様の手法で、職業構造の変化の方向性を、職業グループの雇用者数のシェアの変化から検討した記述的な分析結果は、まだ示されていない⁽⁴⁾。そこで次節では、日本の職業構造の変化に関する実証分析を行うための実践上の課題、具体的には、分析対象者の設定、ならびに職業の序列化に用いる指標の定め方について、代表的研究の方法を整理し、日本のデータを用いた研究への応用可能性について検討する。

2-2. 変化の捉え方

職業構造の変化の全体像を記述的に表すために、多くの先行研究が共通して用いている方法は、それぞれの国の大規模マイクロデータを用いて、職業小分類を賃金レベルに基づき上位から下位へとランク付け、2期間の雇用者のシェアの変化をグラフ化し、職業構造の変化パターンを記述的に表すことである (Acemoglu and Autor 2001: 1070)。

図1は、Wright and Dwyer (2003: 301), ならびに Oesch (2013: 40-1) が示した職業変動の捉え方に関する説明を参照し、職業構造の変化の代表的なパターンを表している。まず、時点1において、仕事から得る収入など、職業の水準を表す指標をもとに、職業を上位から下位へとならべる。次に、順位づけた職業を、雇用者数が全体の約20%になるように5分類する。そして、それぞれの分類の20%の構成比が、時点2でどう変化するかによって、異なる変化パターンを捉えることができる。図1は、代表的な変化パターンとして、二極化、アップグレード、ダウングレードの3つの傾向を示している。

図1では5分類を例示したが、いくつに分類するかは先行研究によって異なる。広範な国を対象とする国際比較で職業大分類を用いている場合は3分類が (OECD 2017, Green 2019 など)、特定の国を対象とする場合は5分類 (Wright and Dwyer 2003, Oesch 2013, Oesch and Piccitto 2019) か10分類 (Goos and Manning 2007: 121, Figure1) が用いられている。また Goos and Manning (2007: 121, Figure2) では、職業の収入水準を連続変数とし、収入水準と変化量の関係を散布図により表している。

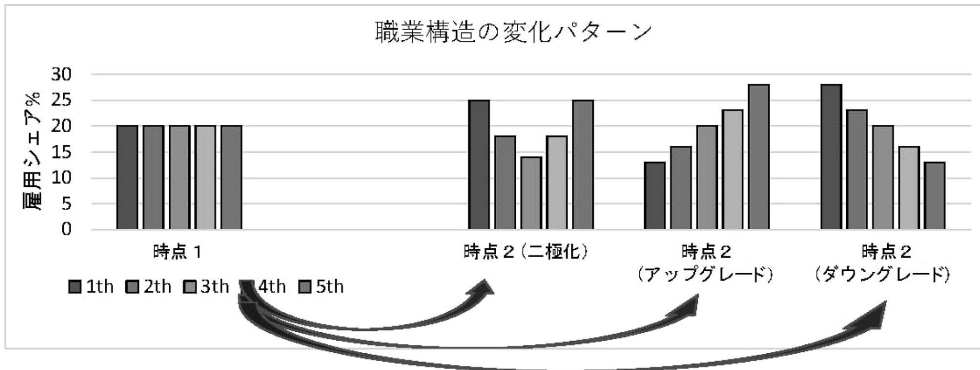


図1 職業構造の変化の捉え方

Wright and Dwyer (2013: 301, Figure1) と Oesch (2013: 40-1, Figure 2.1) を参考に筆者作成

しかし、このアプローチに依拠して実際に分析を行うには、以下の実践上の課題に直面する。第1に、分析対象者の選定基準、第2に、職業を順序づけるための指標として賃金を用いることが妥当かどうかという問題、第3に、職業の収入レベルを表す変数をどう設定するかである。以下では、これらの問題について、先行研究の選択パターンと判断基準に関する論点を検討する。

2-3. 分析対象者

第1の実践上の課題は、分析対象者をどうするか、つまり、時短労働者や非正規雇用者を含むか含まないかという問題である。代表的研究の選択の基準は一様ではないが、それぞれの研究者は分析の前に詳細な説明を加えている。Wright and Dwyer (2003) の説明は以下の通りである。

例えば20時間労働者を1/2の仕事、60時間労働者を1.5倍の仕事、とみなして職業区分のシェアの変化を分析した場合、その分析結果は、職業の拡大ではなく、その仕事に従事する時間あたりの労働者数の拡大を表すことになる。しかし反対に、フルタイム労働者と、その半分の労働時間の有業者を同等に扱うと「仕事は仕事」、全体的な職業構造の変化は、若年労働者やパート労働者など周辺労働者の存在を過大評価してしまうことになる。(Wright and Dwyer 2003: 296-7)

これらの議論を示した上で、Wright and Dwyer (2003) は、分析対象を、自営を除くフルタイム労働者に限定している。その実践上の理由として、この期間のアメリカでは非正規雇用の増加は限定的である点が挙げられている。

Oesch (2013) は、パートタイム就業者を含むかどうかの判断は困難であるとの見解を示した上で、18-65歳、週労働20時間以上の有業者を分析対象者としている。その判断基準を以下のように説明している。

フルタイム就業者と、極端に労働時間が少ない周辺労働者以外のパートタイム就業者の、両方を含む基準が、週20時間以上である。パートタイム就業者を除くと、近年の低賃金サービス職を過小評価してしまう。しかし週労働20時間以上のパートタイム就業者をフルタイム就業者と同等に扱えば、パートタイム就業者を多く含む職業を過大評価してしまう。低賃金パートタイム就業者は週20時間の閾値ラインの上と下で拡大しており、彼らは同じような職業や産業に従事していることから、2つの効果は相殺し合うだろう (Oesch 2013: 39)。

一方、英国を対象とした Goos and Manning (2007)、ならびに OECD (2017)、Green (2019) などの国際比較研究は、労働時間による対象者の制限を設けていない。

以上のように、代表的な研究においても、分析対象者の設定には明確な基準はなく、それぞれの研究者は、先行研究を参照しつつ自己の設定基準を選択している。日本を対象とした分析を行う際にも、先行研究に依拠した分析手法の丁寧な記述を行い、Oesch (2013) のように労働時間の分布を確認する作業を通して、その後の結果の正当性が確保されると考える。

2-4. 職業特性の指標としての収入

次の課題は、職業構造の変化を捉えるために、どの指標を用いて職業を上位から下位へと序列化するかである。この点に関して、先行研究は共通して、それぞれの職業に就く有業者の仕事から得た収入、具体的には時間当たり賃金を用いており、ある職業から得ることのできる賃金は、その職業の特性 (job quality) を最も良く表す指標である、という考え方が共有されている。代表的研究の説明は以下の通りである。

Wright and Dwyer (2003) は、より実践的な立場から、全ての調査対象期間について利用可能な変数は、仕事から得る収入であること、また収入はその他の仕事に関連する変数と相関が強いことから、雇用構造全体の変化を検討する目的には、仕事からの収入を用いることが妥当であると説明している (Wright and Dwyer 2003: 294)。

Oesch も、大規模マイクロデータの職業小分類を用いて分析をする場合、収入、教育の情報を活用することが実行可能性の面から有用であると論じている (Oesch 2015: 118)。また Goos and Manning (2007: 121) や Green (2019: 15-6) は、職業の収入レベルは教育、その他のスキルレベルを包含する指標であるとの見解を示している。

また、職業の特性をランクづける指標の妥当性に焦点を当てた実証分析の結果として Oesch and Piccino (2019) がある。この研究は、職業小分類ごとの賃金、教育レベル、仕事満足度の3つの指標を従属変数とし、それぞれの指標を用いた場合の職業ランクに基づき、職業構造の変化がどのように異なるパターンを見せるのかを検討しており、分析の結果、3つの指標を用いた結果はほぼ同じ傾向を示す点を確認している。

以上から、仕事から得る収入を指標として職業を序列化することは、日本を対象とした実証分析においても採用可能であると考ええる。

2-5. 職業の収入レベルの設定

2-5-(a). 時点間の平均を取るか、初年度の水準を基準にするか

前節では、仕事から得る収入を指標として職業を序列化することの妥当性について検討したが、実際に分析を行うには、データに含まれる収入の情報から、職業ごとの収入レベルを表す変数をどのような基準で作成するかを決めなくてはならない。

Wright and Dwyer (2003) と Oesch (2013) は、各職業の時間給の2時点の平均を用いている。また Goos and Manning (2007) は、初年度の賃金レベルを用いている。いずれの先行研究においても共通して強調されているのは、時点間の賃金に基づく職業ランクがほぼ一定である点である。日本を分析する際にも、2時点の賃金ランクが一定しているかを確認する必要がある。その結果、時点間の職業ランクが分析結果に相違を生じないことが確認できれば、初年度の時間給を用いる Goos and Manning (2007: 121) の基準が、操作化の簡便さという点において有用な手法であろう。

2-5-(b). 性別、年齢、雇用形態、企業規模などの統制は必要か

欧米のジョブ型雇用とは異なり、性別や年齢による収入差が比較的大きい日本の場合、収入の平均値に基づく職業の序列化が、どれほど厳密な指標となるのかという問題が生じるかもしれない。この問題に対する1つの選択肢としては、年齢や性別を統制した上で、職業ごとの予測値を求めて序列化の指標とする方法である。しかしこの場合、年齢、性別といった職業とは関係のない属性のみを統制すべきか、それとも、雇用形態や企業規模も統制すべきか、統制変数の選択基準という新たな問題が生じる。

次節では、平均値を採用する場合、あるいは様々な統制変数を入れた場合で、職業ランクがどのように異なるのかについて、日本のデータで検討する。

3. 日本のデータを用いて職業の序列化を検討

本節では、前節で検討した事項のうち、先行研究によって異なる選択がとられている、労働時間による分析対象者の選定、ならびに職業の収入水準の設定方法について、日本のデータを用いた場合に、異なる方法を用いることによって職業ランクがどの程度異なるのかを検討する。

用いるデータは「就業構造基本調査」2007年と2017年の個票データである。このデータを使用する理由として、第1に、職業小分類を単位とする分析に十分な観察度数があること、第2に、先行研究と同じレベルの職業小分類を含むからである。Oeschに

よれば、職業変動の全体像を捉える分析には、ISCO88/08の4桁コードと同等レベルの区分が必要であり職業分類が細かい国のデータほど分析結果は正確である（Oesch 2013: 118）。Oesch（2013）における各国データの職業区分数は、デンマーク 108、スペイン 120、英国 171、ドイツ 145、スイス 161 であるが、「就業構造基本調査」の個票データには、分類不能を除いて 231 の職業小分類があり、この条件を十分に満たす。

変化を捉える期間は、2007年から2017年とする。より長い期間の変化を見るのが理想的であるが、それ以前のデータには、2007年と2017年と同じ職業小分類コードが含まれていない。したがって、本節では2007年から2017年の10年間を分析対象とする。

3-1. 週労働時間による分析対象者の選定

第2節で検討した通り、先行研究では、すべての有業者、フルタイム就業者のみ、週20時間以上、の3つのパターンの基準が採用されている。Oesch（2013）は、週20時間以上を対象者としている。これは、週労働時間による制限なしの場合と、フルタイム労働者の場合の、いわば中間の選択であるが、日本に対してもこの基準は参考となる。表1に示した「就業構造基本調査」の労働時間の分布を見ると、19時間以下の有業者のシェアは10年間で増加しているものの、週20時間以上の構成比は2007年で94%、2017年で91%と、90%以上を占めることに変わりはない。このため、近年増加する短労働者の影響を除くことが分析結果に違いをもたらす可能性は、低いと考える。所定労働時間が20時間だと雇用保険に入るという現行の制度上の基準も、労働時間による対象者選定の判断材料になるだろう⁽²⁾。

表1 週労働時間の分布

単位：%	15時間未満	15～19時間	20～21時間	22～29時間	30～34時間	35～42時間	43～45時間	46～48時間	49～59時間	60～64時間	65時間以上	合計	n
2007年	2.97	2.64	2.62	5.53	4.81	27.61	11.32	12.07	17.23	6.65	6.55	100.00	55,444,179
2017年	5.10	3.61	3.01	5.62	4.87	29.75	12.69	10.88	14.91	5.01	4.55	100.00	53,935,668

18-69才、学生除く、有業者（加重あり）

では、労働時間による分析対象者の選定は、収入に基づく職業ランキングにどの程度の違いをもたらすのだろうか。表2は、労働時間による3つの分析対象者の選定パターン（時間制限なし、20時間以上、30時間以上）ごとに作成した職業ランキング間の、順位相関を示している。この段階では、収入を年齢や性別、雇用形態等で統制すべきかどうかという問題は留保し、2007年の各職業に含まれる雇用者の1時間あたり賃金の平均値をもとに、職業のランキングを行なった。表2によると、どの組み合わせも0.98以上の高い数値を示していることから、労働時間による分析対象者の設定の違いは、職

業ランク全体に対しては、大きな違いをもたらさないとと言える。

表2 労働時間に基づく対象者の設定による職業ランクの順位相関

	時間制限なし	週20時間以上	週30時間以上
時間制限なし		0.988	0.981
20時間以上	0.988		0.996
30時間以上	0.981	0.996	

18-69才、学生除く、1年間移動なしの有業者を労働時間により分類。職業別平均時間給からランク付けした場合の、順位相関（加重あり）

ただし、3パターンのランキングの間で、順位が極端に大きく変わる職業があれば、とりわけそれがシェアの変化の大きい職業であれば、分析結果に違いが生じる可能性がある。この点を確認するために、現時点で入手可能なデータとして、表3には、3パターンの職業ランキング（いずれも1から231）の間で、順位の差が大きい職業を示した。詳細な分析は今後の課題となるが、予備的な分析の結果、表3に示されている職業の2期間の変化は比較的小さく、職業構造の変化に与えるインパクトは小さいといえる。

表3 労働時間の設定により順位が20以上違う職業

20時間と全ての時間で、順位の差が20以上の職業

	①全ての時間の順位	②20時間以上の順位	②-①
個人教師（音楽）	203	178	25
個人教師（学習指導）	189	157	32
集金人	159	122	37
広告宣伝員	193	166	27
個人教師（舞踊、俳優、演出、演芸）	138	188	▲50
調査員	14	75	▲61
不動産仲介・売買人	13	35	▲22
ビル管理人	38	98	▲60
駐車場管理人	165	208	▲43
伐木・造材・集材従事者	154	177	▲23

20時間と30時間で、順位の差が20以上の職業

	①20時間以上の順位	②30時間以上の順位	②-①
個人教師（音楽）	178	200	22
接客社交従事者	153	179	26
その他の家庭生活支援サービス職業従事者	212	184	▲28

3-2. 職業の収入レベルの設定

3-2-(a). 時点間の平均レベル

本節では、2-5-(a)において検討事項とした、時点間の職業収入レベルの安定性を確

認する。図2は、2時点の収入水準の散布図であるが、欧米の先行研究が示す通り、日本においても、2時点の収入水準はほぼ一定している。したがって、2-5-(a)で議論した通り、時点間の職業ランクが分析結果に相違を生じないことを確認した上で、初年度の時間給を用いるGoos and Manning (2007: 121)の基準が、操作化の簡便さの面で最も有用な法であると考えられる。

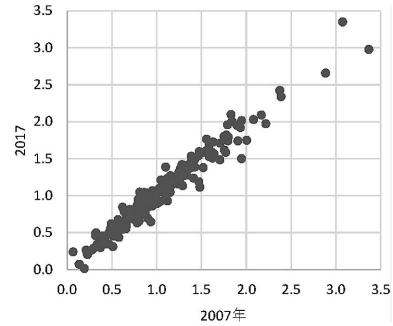


図2 2007年と2017年の職業の収入水準
18-69歳在学者除く有業者のうち、過去1年間に職業移動のない回答者
プロットの数値は、各年度について、すべての職業の賃金水準の平均値を1とし、この値に対する各職業の賃金水準の割合を表す。

3-2-(b). 職業以外の変数の統制

2-5-(a)で検討事項とした職業の収入レベルの設定方法について、①職業の平均値、②年齢と性別を統制 ③年齢、性別、雇用形態を統制、の3つのパターンで職業ごとの収入水準を設定し、その値を基に作成した職業ランキングにどの程度違いが生じるのかを検討する。分析対象者は、週労働20時間以上、18-69歳、1年間職業移動のない、在学中を除く有業者とする。以下の手順で3パターンの賃金水準を作成する。

時間給を従属変数とし、3つのモデルで重回帰分析を行う。モデル①は独立変数の職業小分類のみ、モデル②は、モデル①に年齢、年齢の2乗、性別を統制変数として追加、モデル③は、モデル②に非正規雇用ダミーを追加する。その後、それぞれのモデルに基づく職業ごとの時間給の平均を算出し、この値を用いて、3つの職業ランキングを作成する。表4には3つのモデルの重回帰分析の調整済みR²値を、表5には、3つのモデルから算出した推定時間給に基づく職業ランク間の順位相関を示している。

表5の順位相関を見ると、どの組み合わせも0.95以上の高い値を示していることから、属性や勤務形態の統制の有無による職業ランキングは、全体としては大きな違いはない。したがって、先行研究と同様に、モデル①、つまり職業ごとの平均値を用いることが、最も明解な手法であると言えるだろう。

表4 時間給を従属変数とする OLS

独立変数／統制変数	調整済み R ²	n
① 職業のみ (職業ごとの平均)	0.280	46561329
② ①+年齢, 年齢2乗, 性別	0.394	46561329
③ ②+非正規ダミー	0.416	46561329

表5 異なるモデルから算出した推定時間給に基づく職業ランク間の順位相関

	① 職業のみ	② ①+年齢, 年齢2乗, 性別	③ ②+非正規ダミー
① 職業のみ		0.995	0.968
② ①+年齢, 年齢2乗, 性別	0.995		0.969
③ ②+非正規ダミー	0.968	0.969	

もちろん、表4が示す通り、統制変数を加えていくと、モデルの説明力は増加する。モデル③に企業規模を追加すると、さらに説明力が増加するだろう。しかし、職業構造の変化の研究において職業の収入レベルを設定する目的は、賃金の規定要因を解明しようとするのではなく、あくまで職業をランクづけるための指標を作ることである(Oesch 2013: 40)。この点に立ち戻れば、平均値を用いる①のパターンが適していると考えることができる。

ただし、2-5-(b)で議論した通り、年齢や性別、雇用形態や企業規模を統制することにより、ランキングが著しく変動する職業がないかを確認すること、もしそのような職業があれば、5分類の増減に違いが生じることがないかを確認するプロセスが、結果の正当性を確保するために必要である。本節で検討した3パターンの推計方法に基づきこの作業を行うことを、今後の課題とする。

4. 今後の実証研究への示唆

本稿では、各国の大規模マイクロデータを用いて職業構造の変化を分析した、欧米の実証研究の分析手法を検討し、日本のデータを用いて実行可能な分析の進め方と指標について考察した。先行研究の分析手法をまとめるならば、職業を収入に基づき序列化し、雇用者のシェアの変化を見ることにより職業構造の変化の方向性を示すという分析枠組みが、広く共有されている。一方で、労働時間による対象者の選定、ならびに、職業の収入水準をどう設定するかについては、さまざまなパターンがあり、検討の余地が残されていた。そこで実際に日本のデータを用いて、異なる基準によって作成した職業ランクが、どの程度異なるのかについて検証を行なった結果、以下の3点の示唆を得た。

第1に、労働時間による対象者の設定の違いは、全体的な職業の序列にほとんど違いをもたらさない。本稿では、Oesch (2013)の基準にしたがい、週労働時間の分布を確認した上で、週20時間を採用することが、適当な選定であると判断する。ただし、労働時間の設定の違いによって、順位が大きく変化する職業があるかの確認が必要である。

第2に、異なる時点の収入水準は、ほぼ一定していることから、初年度の収入レベル

を、序列化の指標とすることが、最も明解な方法である。

第3に、職業の収入水準を設定する際に個人属性や雇用形態を統制するかどうかは、順位相関からみた場合、ランキングに大きな違いをもたらさない。また、職業構造の変化を捉えるための実証研究が職業の収入レベルを用いる目的は、職業ランクの指標を作成するためであり、収入の規定要因を解明することではない。統制変数なしで、職業ごとの平均値を基準にすることが適当な方法であろう。ただし、第1の知見と同様に、統制の有無によって、順位が大きく変化する職業があるかどうかを確認する作業が不可欠である。

以上の3点が、本稿から得られた知見である。このうち第1の点、時短労働者をどの基準で区切って分析対象者として選定するかという判断は、代表的研究においても明確な判断を下すことが難しい問題となっている。今後、本稿の知見をもとに、日本の職業構造の変化を捉える分析を行う際には、異なる方法による収入水準に基づく職業ランクから得られた職業変動の傾向も確認し、分析結果の頑強性をチェックすることが必要となる。

付記

本研究は JSPS 科研費 23KJ2072 の助成による研究成果の一部である。

「就業構造基本調査」のオンサイト施設用マイクロデータは統計法第33条により統計センターから提供を受けた。

注

- (1) OECD (2017: 86) では日本も分析対象国に含まれているが、労働力調査に基づく職業大分類を用いて高位、中位、低位の3区分のシェアの変化が示されているため、ISCO88/ISCO08の4桁コードに準じる職業小分類を用いた先行研究に比べると粗い分析となる。池永・神林(2010)は、1960年から2005年までの期間について、仕事に含まれる業務の定型性/非定型のスコアを指標として職業変動を分析しており、雇用者全体のシェアから職業構造の全体像を示す研究とは異なる分析視座に立つ。
- (2) 2022年10月以降、週の所定労働時間20時間以上であることは、社会保険加入条件の1つとなっている(日本年金機構HP)。

参考文献

- Acemoglu, D. and Autor, D. H., 2001, "Skills, Tasks and Technologies: Implications for Employment and Earnings," Ashenfelter, O. and Card, D. E. eds., *Handbook of Labor Economics*, (4B), Elsevier, 1043-71.
- Autor, D. H., Levy, F., and Murnane, R. J., 2003, "The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration," *Quarterly Journal of Economics*, 118(4) : 1279-1334.
- Grimshaw, D. and Figueiredo, H., 2012, "Women's changing job structure in Europe: patterns of job concentration, low pay and welfare state employment," Grimshaw, Figueiredo, H., Macias-Fernandez, E. and Hurley, J. eds., *Transformations of the Employment Structure in the EU and US, 1995-2007*, London: Routledge, 75-110.
- Goos, M. and Manning, A., 2007, "Lousy and Lovely Jobs: The Rising Polarization of Work in Britain," *Review of Economics and Statistics*, (89) : 118-133.
- Green, A., 2019, "What is happening to middle skill workers?," *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, (230), Paris: OECD Publishing. (Retrieved on 29 September, 2023, from <https://doi.org/>

10.1787/a934f8fa-en.)

池永肇恵・神林龍, 2010, 「労働市場の二極化の長期的推移——非定型業務の増大と労働市場における評価」『PIE/CIS Discussion Paper No462.』(2022年2月26日取得, <https://ideas.repec.org/p/hit/piecis/464.html>.)

日本年金機構 HP (2023年9月28日取得, <https://www.nenkin.go.jp/oshirase/topics/2021/0219.html>.)

OECD, 2017, *OECD Employment Outlook 2017*, Paris: OECD Publishing.

Oesch, D., 2013, *Occupational Change in Europe*, Oxford: Oxford University Press.

Oesch, D., 2015, "Occupational Structure and Labor Market Change in Western Europe since 1990," Beramendem P., Hausermann, S., Kitschelt, H. and Kriesi, H. eds, *The Politics of Advanced Capitalism*, New York: Cambridge University Press, 112-32.

Oesch, D., and Piccitto, G., 2019, "The Polarization Myth: Occupational Upgrading in Germany, Spain, Sweden, and the UK, 1992-2015," *Work and Occupations*, (46-4) : 441-69.

Wright, E. and Dwyer, R., 2003, "The Pattern of Job Expansions in the USA: A Comparison of the 1960s and 1990s," *Socio-Economic Review*, (2003-1) : 289-325.

Analysis of Occupational Changes Using Employment Status Survey: Review of Analytical Strategy

Kazuko Sano

This paper aims to examine the analytical methods used in empirical research on occupational change in Western countries using large-scale microdata, and to discuss the analytical challenges when conducting similar research on occupational change of Japanese labor market.

First, it examines what sorts of indicators are used for rank-ordering occupations in previous studies, as well as whether or not part-timers should be included in the analysis.

It then conducts the analysis using Japanese individual data from "Basic Survey on Employment Structure (*Shugo Kozo Kihon Chosa* in Japanese)," to examine how occupational ranking differs according to different measures of income levels for each occupation, as well as different selection of target populations according to working hours.

The results reveal that, in terms of rank correlation, whether or not labor hours are controlled for, as well as individual attributes and employment types are controlled for, does not significantly alter the ranking. However, it emphasizes the importance of a preliminary process to confirm whether there are occupations where the ranking undergoes substantial changes before using the generated ranking as an indicator for analyzing occupational changes.

Key words: Occupational changes, Income, Occupational categories, *Shugo Kozo Kihon Chosa*, Job quality