



労働政策研究報告書 No. L-4

2004

JILPT : The Japan Institute for Labour Policy and Training

労働市場政策の効果に係る定量的評価の
欧米における先行研究についての調査

労働政策研究・研修機構

労働市場政策の効果に係る定量的評価の 欧米における先行研究についての調査

まえがき

財務省は公会計のあり方の総合的検討のため、2003年1月14日、主計局に公会計室を設置した。それまでも財務省は何年間かにわたり「国の貸借対照表(バランスシート)(試案)」を作成していたところであったが、これを機に、国等が行う政策プログラム(事業、施策)について、その会計のあり方が本格的に検討されることとなったわけである。また、さらに一步、踏み込んで、ある政策プログラムについて、その構造を明らかにするとともに、実施のプロセスや結果を精査するという、いわゆる政策評価についても、2002年4月1日に、「行政機関の行う政策の評価に関する法律」が施行され、実際、各府省庁が提供をしているホームページにおいて、その府省庁が実施した政策についての評価が見られるような状況となってきた。

この法律に基づき、政策の客観的かつ厳格な評価、その結果の政策への反映が推進されているところであり、今後、わが国における雇用政策の効果に係る定量的評価を質的に向上させるため、その評価手法の確立が待望される。こういった状況下、まず、欧米における労働市場政策の効果に係る定量的評価の先行研究がどのような状況にあるのかを学ぶことは、わが国においてもおおいに参考になり多くの示唆を得ることができるものと考えられる。

本報告書は、このような観点から、労働市場政策の効果に係る定量的評価について、具体的な評価手法や評価実施にあたっての留意点を体系的に整理するとともに、欧米における評価結果の特徴等についてとりまとめたものである。

2004年3月

労働政策研究・研修機構
理事長 小野 旭

執 筆 担 当 者 (五十音順)

氏 名	所 属	執 筆 章
いとう みのる 伊藤 実	労働政策研究・研修機構統括研究員	おわりに
おぐら かずや 小倉一哉	労働政策研究・研修機構副主任研究員	3.5
はら 原ひろみ	労働政策研究・研修機構研究員	2.2、3.1.1、3.1.2、3.1.6、3.2
ほり はるひこ 堀 春彦	労働政策研究・研修機構副主任研究員	2.1、3.1.3、3.1.4、3.1.5、3.1.6、用語
ゆうがみ かずふみ 勇上和史	労働政策研究・研修機構研究員	3.3
ゆみ ばよしひろ 弓場美裕	労働政策研究・研修機構主任研究員	第1章、2.1、3.1.3、3.4

(注) 執筆章が重複しているところは共同執筆である。

目次

はじめに（わが国が置かれている状況）	1
第1章 労働市場政策の効果に係る定量的評価の枠組み	3
1.1 政策プログラムの効果を評価するにあたって基本となる指標	3
1.2 観測されるアウトカムについて	7
第2章 科学的手法による評価	10
2.1 実験的手法による評価	10
2.2 非実験的手法による評価	13
2.2.1 非実験的手法とは	13
2.2.2 クロスセクションデータでの推定方法	15
2.2.3 パネルデータでの推定方法	18
第3章 欧米における先行研究と評価結果	23
3.1 欧米における先行研究の特徴と主な評価結果	23
3.1.1 一般的事項	23
3.1.2 アメリカの場合（まとめ）	30
3.1.3 ヨーロッパの場合（まとめ）	34
3.1.4 積極的労働市場政策全般にわたる種々の評価	49
3.1.5 積極的労働市場政策以外についての評価（最低賃金改定の影響）	51
3.1.6 費用便益分析について	55
3.2 アメリカの政策評価	57
3.2.1 アメリカの職業訓練政策の概要	57
3.2.2 政策評価	67
3.3 イギリスの政策評価	74
3.3.1 評価対象政策の概要	76
3.3.2 政策評価	84
3.4 スウェーデンの政策評価	95
3.4.1 スウェーデンの労働市場政策	95
3.4.2 政策効果に関する計量分析例	104
3.5 その他のヨーロッパ諸国の政策評価	113

3.5.1	オランダ	113
3.5.2	オーストリア	114
3.5.3	フランス（その1）	116
3.5.4	フランス（その2）	118
3.5.5	スイス	120
3.5.6	ベルギー	122
おわりに（日本へのインプリケーション（政策評価の基盤整備））		125
用語（政策評価でよく用いられる用語の整理）		126

はじめに (わが国が置かれている状況)

「国の会計は、国民から徴収された対価性のない税財源の配分を、国会における議決を経た予算を通じて事前の統制の下で行うという点で、営利を目的とし、決算重視で事後の会計である企業会計とは大きく異なっている。」としつつも、「国の会計の基本的な考え方とそれに基づく予算書等の持つ基本的役割は、これからも変わらないものであるが、一方で、行政の説明責任(アカウンタビリティ)の向上や、ディスクロージャーの充実を図る観点から、発生主義等の企業会計の考え方を導入した財務情報の提供も求められている。」として、財務省は「公会計のあり方」の総合的検討のため、2003年1月14日、主計局に「公会計室」を設置した。それまでも財務省は何年間かにわたり「国の貸借対照表(バランスシート)(試案)」を作成していたところであったが、これを機に、国等が行う政策プログラム(事業、施策)について、その会計のあり方が本格的に検討されることとなったわけである。

また、さらに一步、踏み込んで、ある政策プログラムについて、その構造を明らかにするとともに、実施のプロセスや結果を精査するという、いわゆる政策評価については、その定量的評価ということになると、これまで、政府開発援助(ODA)や公共事業等の評価における費用便益分析の実施くらいしかなかった。しかし、2002年4月1日に、「行政機関の行う政策の評価に関する法律」(平成13年法律第86号。以下、「政策評価法」という。)が施行され、実際、各府省庁が提供をしているホームページにおいて、その府省庁が実施した政策についての評価が見られるような状況となってきた。なお、この辺の状況については、総合研究開発機構(2003)が、政策評価を実施するための「プログラム評価の手法」(必要性の評価、セオリー評価、プロセス評価、インパクト評価、効率性の評価)について詳しく論じている。

政策評価法に基づき、政策の客観的かつ厳格な評価、その結果の政策への反映が推進されているところであり、今後、わが国における雇用政策の効果に係る定量的評価を質的に向上させるため、その評価手法の確立が待望される場所である。また、このような評価手法は、実際に実施されたプログラムの評価だけでなく、今後、実施することを検討しているプログラムに対するパイロットプログラムを評価する際にも有効活用できるものと期待される。こういったことから、まず、欧米における労働市場政策の効果に係る定量的評価の先行研究がどのような状況にあるのかを知ることが関心事項となる。

例えば、ある期間における雇用政策プログラムの効果を評価する場合にあっては、単純に、賃金、雇用等のアウトカムの変化だけを捉えたのでは、経済成長といった他の要素の影響があるためにプログラム本来の効果を評価したことにならないが、こういった点については、Heckman等の研究者により、個人毎の情報たるマイクロデータを用いた統計分析を駆使したアウトカムに及ぼすプログラムの効果を評価するための手法が確立されつつあるところであり、一定の評価結果も得られている。なお、このように欧米において、マイクロデータを用いた計

量経済学的手法による政策評価がさかんに行われるようになってきた背景としては、Heckman et al. (1999) が言及しているように労働市場政策に要する費用が増大してきているということが大きいと思われるものの、同時に、北村 (2003) が指摘しているように、パソコンの性能の向上や分析ソフトの充実のほかマイクロ統計データの利用環境の整備が考えられる。なお、わが国の雇用政策の効果を評価するにあたり欧米と同じような評価手法を使用しようとするならば、結局は、パネルデータ等のマイクロ統計データの利用環境の整備が望まれることとなるという点に留意すべきである。

政策評価を行うための具体的な評価手法や評価実施にあたっての留意点、そして、欧米における訓練プログラムを中心とした労働市場政策の評価結果の特徴等については、既に、Heckman et al. (1999) や黒澤 (2001) において、きわめてよくとりまとめられているところであり、わが国においてもおおいに参考になるものと考えられる。そこで、基本的に、この線に沿って、評価手法や評価結果についての概要を紹介し、続けて、欧米各国における代表的な評価結果について、その内容を詳しく解説する。

なお、本報告書の中の一部の節は、基本的に、当機構においてとりまとめを行った報告書「先進諸国の雇用戦略に関する研究」における政策評価の記述部分の再録となっている。(再録した節は、各節の脚注部分において明示している。)

【参考文献】

北村行伸 (2003), ミクロ計量経済学とは何か, 経済セミナー2003年9月号, 日本評論社.

黒澤昌子 (2001), 職業訓練施策の評価: 非実験的および実験的方法による検証のレビュー, 経済研究, 明治学院大学, No. 120: pp. 1-22.

総合開発研究機構(NIRA) (2003), 評価を政策に生かす体系の構築に向けて, 政策研究 Vol. 16 No. 5.

労働政策研究・研修機構 (2004), 先進諸国の雇用戦略に関する研究, 労働政策研究報告書 No. 3.

Heckman, J.J., R. J. Lalonde and J.A. Smith (1999), The economics and econometrics of active labor market programs, in Ashenfelter, O. and D. Vard (eds), *Handbook of Labor Economics*, 3A, Amsterdam, North-Holland, Chapter 31: pp.1865-2097.

第1章 労働市場政策の効果に係る定量的評価の枠組み

1.1 政策プログラムの効果を評価するにあたって基本となる指標

ヨーロッパ諸国の雇用戦略の実施状況において見られる政策評価はきわめて不明瞭なものである。例えば、イギリスのニューディール政策についての効果にしても、観察期間中における雇用の増加が本当にニューディール政策によるものなのかわからない。経済成長等の要素が、雇用の増加に影響を与えているとも考えられるからである。政策プログラムを評価するには、政策本来の持つ効果とその他の要素の影響を識別する必要がある、すなわち、政策プログラムの効果を厳密に評価するためには、それに応じた枠組みが必要となるのである。

そこで、まず、個人に対する訓練プログラムとかカウンセリング等の就職支援プログラムの提供のほか企業への雇用助成金の支給といった各種の労働市場政策プログラムの効果を評価するにあたり基本となる指標 (parameter) について論じることとする。

以下、基本となる設定として、各個人が、

$D = 0$: 政策プログラムへの非適用(以下、「非参加」と称する。)

$D = 1$: 政策プログラムへの適用(treatment; 以下、「参加」と称する。)

という互いに相反的な2つのいずれかの状態にあるという最もシンプルな状況の下で、政策プログラムの効果を評価するにあたっての方法論について考察する。まず、アウトカム¹ Y_0, Y_1 を、

Y_0 : 政策プログラムに参加しなかったときの(ポテンシャルとしての)アウトカム

Y_1 : 政策プログラムに参加したときの(ポテンシャルとしての)アウトカム

により決める²。このとき、政策プログラムに参加した個人属性³が X である人々について、仮に、それらの人々がそのプログラムに参加しなかったとした場合にはアウトカムはどうなっていたかという反事実 (counterfactual) を想定し、そのアウトカムの差、すなわち、「参加者についての参加の効果」 (effect of treatment on the treated) たる「 $E(Y_1 - Y_0 | X, D = 1)$ 」を計測することが、政策プログラムの効果を評価する枠組みの基本となる (Heckman et al. (1999))。この「参加者についての参加の効果」は、政策プログラムに参加することによるアウトカムの増分であるが、同時に、その政策プログラム自体の水準を表しているとも言える。

¹ 賃金、雇用等のこと。第1章等では、アウトカム等における個人 i の明記を省くこととする。

² Y_0 の定義文中における「ポテンシャルとしての」という挿入句は「 $D = 1$ 」のときの、そして、 Y_1 の定義文中における「ポテンシャルとしての」という挿入句は「 $D = 0$ 」のときのためのものである。

³ 年齢、学歴、居住地域、性別等の要素からなるベクトルのこと。

しかし、例えば、同一人物が参加・非参加の両方を同時に経験することはできないため、そのような観察は不可能であり、それゆえ、そのような情報は得られない。そこで、これまで、種々の評価手法が開発されてきたところであるが(第2章で詳述)、ここでは、まず、その評価手法の大枠についての解説を行う。

政策プログラムの効果を評価するにあたっての基本は、「参加者についての参加の効果」たる $E(Y_1 - Y_0 | X, D = 1)$ を推定することであると述べたが、これは、すなわち、個人属性が X である、政策プログラムへの参加者各個人についての「 $(Y_1)_{D=1} - (Y_0)_{D=1}$ 」の値の平均値を計測することである。ここで、 $j = 0, 1$ に対し、 $(Y_j)_{D=0}$ 、 $(Y_j)_{D=1}$ は、各々、 $D = 0, 1$ の者についての Y_j を表している。そこでまず、時点 t' から時点 t の間に政策プログラムへの参加時点 k があるものとして、次の表をご覧ください。その際、アウトカム Y は、例えば、賃金(あるいは、その(自然)対数)であると思っていただくとわかりやすいと思う。

時点	t'	t	備考
事実	$(Y')_{D=1}$	$(Y_1)_{D=1}$	政策プログラムに参加した者のアウトカム
反事実 (counterfactual)	$(Y')_{D=1}$	$(Y_0)_{D=1}$	政策プログラムに参加した者について、仮に参加しなかったとした場合にはこうなっていたであろうアウトカム

ここで、反事実 (counterfactual) とは、政策プログラムに参加した者について、仮に参加しなかったとした場合にはこうなっていたであろう、という現実には存在しない事象であるので、この部分に関してどのように現実のものを近似させて推定するかということが問題となる。そして、この近似させて推定する方法こそが、評価手法ということになる。以下、3種類の代表的な評価手法を取り挙げることにする。

① 「単純に変化幅を見る推定法」(before-after 推定法): これは、 $E(Y_1 - Y' | X, D = 1)$ 、すなわち、個人属性が X である、政策プログラムに参加した各個人ごとの「 $(Y_1)_{D=1} - (Y')_{D=1}$ 」の値の平均値により、政策プログラムの効果を推定する評価手法である。

時点	t'	t
事実	$(Y')_{D=1}$	$(Y_1)_{D=1}$

この評価手法は、「 $D = 1$ 」の者に対する Y_0 のデータを使用していない、すなわち、「 $D = 1$ 」の者に対する事実のみを使用しているという意味で、きわめて簡明な手法であり、ヨーロッパ諸国における雇用戦略の評価を実施する際など様々な場面でよく目にするものである。

この評価手法により得られる値 $E(Y_1 - Y' | X, D = 1)$ は、 $E(Y_0 - Y' | X, D = 1) = 0$ 、すなわち、「政策プログラムに参加した者について、仮に参加しなかったとした場合には、平均的に見

て、何もアウトカムは増加しない」という仮定が成り立つとき、「参加者についての参加の効果」たる $E(Y_1 - Y_0|X, D = 1)$ に一致することになる。このことは、言い換えれば、観察期間たる時点 t' から時点 t の間には、通常、政策プログラムへの参加という要素以外に、経済成長といった種々の要素が横たわっているわけであるので、「政策プログラムに参加した者について、仮に参加しなかったとした場合には、平均的に見て、何もアウトカムは増加しない」と仮定することには無理がある。ゆえに、この評価手法では、政策プログラム本来の効果を評価したことにならないということになる。さらに、この評価方法において、政策プログラムへの参加という要素以外の経済成長といった種々の要素による影響分を外部から綺麗に取り除くという処理は甚だ困難であるということもあり、この評価手法は非科学的 (non-scientific) 手法に分類される。

② 「変化幅の違いを見る推定法」：これは、「 $E(Y_1 - Y' |X, D = 1) - E(Y_0 - Y' |X, D = 0)$ 」、すなわち、個人属性が X である、政策プログラムに参加した各個人ごとの「 $(Y_1)_{D=1} - (Y')_{D=1}$ 」の値の平均値と、個人属性が X である、政策プログラムに参加しなかった各個人ごとの「 $(Y_0)_{D=0} - (Y')_{D=0}$ 」の値の平均値の差により、政策プログラムの効果を推定する評価手法である。

時点		t'	t
事実	参加者グループ	$(Y')_{D=1}$	$(Y_1)_{D=1}$
	比較対照グループ	$(Y')_{D=0}$	$(Y_0)_{D=0}$

この評価方法は、「 $D = 0$ 」の者についての情報を必要とするが、パネルデータ等が入手可能である場合には、同一人物についての「 $D = 0$ 」と「 $D = 1$ 」である異時点間のアウトプットの違いを観察する方法 (difference-in-differences推計法) という形で、アメリカ等でよく利用されている。

この評価手法により得られる値「 $E(Y_1 - Y' |X, D = 1) - E(Y_0 - Y' |X, D = 0)$ 」は、
 $E(Y_0 - Y' |X, D = 0) = E(Y_0 - Y' |X, D = 1)$ 、すなわち、「政策プログラムに参加した者が仮に参加しなかったとした場合と、そもそも政策プログラムに参加しなかった者の場合を比べたとき、平均的に見ると、そのアウトカムの変化幅は同じ」という仮定が成り立つとき、「参加者についての参加の効果」たる $E(Y_1 - Y_0|X, D = 1)$ に一致することになる。

③ 「クロスセクション推定法」(cross-section 推定法)：これは、「クロスセクション推定法」(cross-section 推定法) とは、「 $E(Y_1|X, D = 1) - E(Y_0|X, D = 0)$ 」、すなわち、個人属性が X である、政策プログラムに参加した各個人ごとの $(Y_1)_{D=1}$ の値の平均値と、個人属性が X である、政策プログラムに参加しなかった各個人ごとの $(Y_0)_{D=0}$ の値の平均値の差により、政策

プログラムの効果を推定する評価手法である。

時点		t
事実	参加者グループ	$(Y_1)_{D=1}$
	比較対照グループ	$(Y_0)_{D=0}$

この評価手法は、「D = 0」の者についての情報を必要とするが、個人の状況変化に関するデータが入手困難である場合には、事後における $(Y_0)_{D=0}$ と $(Y_1)_{D=1}$ との単純な対比だけで評価が行える手法であり、ヨーロッパでよく利用されている。

この評価手法により得られる値「 $E(Y_1|X, D = 1) - E(Y_0|X, D = 0)$ 」は、 $E(Y_0|X, D = 0) = E(Y_0|X, D = 1)$ 、すなわち、「政策プログラムに参加した者が仮に参加しなかったとした場合と、そもそも政策プログラムに参加しなかった者の場合を比べたとき、平均的に見ると、その事後のアウトカムは同じ」という仮定が成り立つとき、「参加したことについての参加の効果」たる $E(Y_1 - Y_0|X, D = 1)$ に一致することになる。

政策プログラムの効果に係る定量的評価を行うにあたっての枠組みについては、上記①のような非科学的 (non-scientific) 手法と、上記②・③のような科学的 (scientific) 手法に分類される (Dar and Tzannatos (1999))。

【参考文献】

Dar, A. and Z. Tzannatos (1999), Active labour market programs: A review of the evidence from evaluations, *Social Protection Discussion Paper Series 9901*, The World Bank, Washington D.C.

Heckman, J. J., R. J. Lalonde and J. A. Smith (1999), The economics and econometrics of active labor market programs, in Ashenfelter, O. and D. Vard (eds), *Handbook of Labor Economics*, 3A, Amsterdam, North-Holland, Chapter 31: pp.1865-2097.

1.2 観測されるアウトカムについて

本節では、第2章で評価手法についての解説を行うにあたり、まず、その基礎となる概念についてとりまとめておくこととする。

個人属性が X である者全員についての、政策プログラムに参加しなかったときの(ポテンシャルとしての)アウトカム Y_0 、政策プログラムに参加したときの(ポテンシャルとしての)アウトカム Y_1 、の平均値を、各々、 $\mu_0(X)$ 、 $\mu_1(X)$ とし($\mu_0(X) = E(Y_0|X)$ 、 $\mu_1(X) = E(Y_1|X)$)⁴、さらに、

$$\begin{aligned} Y_0 &= \mu_0(X) + u_0, \quad E(u_0|X) = 0 \\ Y_1 &= \mu_1(X) + u_1, \quad E(u_1|X) = 0 \end{aligned}$$

により、誤差項 u_0 、 u_1 を決める。

以下、 $\mu_0(X)$ 、 $\mu_1(X)$ が X の線型関数、すなわち、

$$\begin{aligned} \mu_0(X) &= \beta_0 X \\ \mu_1(X) &= \beta_1 X \end{aligned}$$

と書ける場合⁵について考察する。このとき、アウトカム Y_0 、 Y_1 は、

$$\begin{aligned} Y_0 &= \beta_0 X + u_0 \\ Y_1 &= \beta_1 X + u_1 \end{aligned}$$

と表される。

ここで、政策プログラムへの非参加を「 $D = 0$ 」で、政策プログラムへの参加を「 $D = 1$ 」で表すこととすると、観測されるアウトカム Y は、

$$Y = (1 - D)Y_0 + DY_1$$

という、「 $D = 1$ 」と「 $D = 0$ 」でプログラムに参加「する/しない」という状況のいずれかに切り替わる形の式として書けるので、このアウトカム Y は、

$$\begin{aligned} Y &= (1 - D)(\beta_0 X + u_0) + D(\beta_1 X + u_1) \\ &= \beta_0 X + D((\beta_1 - \beta_0)X + (u_1 - u_0)) + u_0 \end{aligned}$$

⁴ $E(\cdot)$ は平均値(期待値)を表している。以下、同様。

⁵ X と β_j ($j = 0, 1$) の掛け算はベクトルの内積である。

$$= \beta_0 X + D(\beta_1 - \beta_0)X + (D(u_1 - u_0)) + u_0$$

と表されることになる。よって、 α' 及び誤差項 u を、

$$\begin{aligned}\alpha' &= E(Y_1 - Y_0 | X) \\ &= E((\beta_1 X + u_1) - (\beta_0 X + u_0) | X) \\ &= (\beta_1 - \beta_0)X\end{aligned}$$

$$u = D(u_1 - u_0) + u_0$$

により決めると、アウトカム Y は、

$$Y = \beta_0 X + D\alpha' + u$$

と書けることになる。なお、この式は、一見、通常回帰式のように見えるが、誤差項 u が D の値により変化するので、計量経済学における標準的な回帰式とは異なる。

また、「参加者についての参加の効果」たる $E(Y_1 - Y_0 | X, D = 1)$ について見ると、

$$E(Y_1 - Y_0 | X, D = 1) = (\beta_1 - \beta_0)X + E(u_1 - u_0 | X, D = 1)$$

というように、観察可能な(構造的な)ものである $(\beta_1 - \beta_0)X$ という項と、観察不可能なものである $E(u_1 - u_0 | X, D = 1)$ という項の和として表されるので、通常計量経済学の観点から言えば、 $E(Y_1 - Y_0 | X, D = 1)$ は標準的な指標ではないとも言える。さらに、この指標を α 、すなわち、

$$\alpha = E(Y_1 - Y_0 | X, D = 1)$$

と置くと、この α とアウトカム Y は、

$$\alpha = \alpha' + E(u_1 - u_0 | X, D = 1)$$

$$Y = \beta_0 X + D\alpha + (D((u_1 - u_0) - E(u_1 - u_0 | X, D = 1)) + u_0)$$

と書けることとなる。

「政策プログラムへの参加の有無 D 」と誤差項の相関の有無について、次の2つのケースに分け、考察を進める。なお、ここで、

$$\begin{aligned}\text{Cov}(D, u_0) &= E(u_0|X, D = 1) \cdot \text{Prob}(D = 1) \\ \text{Cov}(D, u_1) &= E(u_1|X, D = 1) \cdot \text{Prob}(D = 1)\end{aligned}$$

であり、

$$\begin{aligned}\text{Cov}(D, u_1 - u_0) &= E(u_1 - u_0|X, D = 1) \cdot \text{Prob}(D = 1) \\ &= E(u|X)\end{aligned}$$

であることに注意されたい。以下、 $\text{Prob}(D = 1) \neq 0$ 、であるとする。

(ケース 1) $\text{Cov}(D, u_1 - u_0) = 0$ 、である場合には、 $\alpha = \alpha'$ 、となり、アウトカム Y は、

$$Y = \beta_0 X + D\alpha + u$$

と書けることになるので、政策プログラムへの参加の効果については、まさに、この α を推定すること、ということになる(誤差項 u が D の値により変化することに注意)。

(ケース 2) $\text{Cov}(D, u_1 - u_0) \neq 0$ 、である場合には、 $\alpha \neq \alpha'$ 、となる。このことは、便益が期待される者ほどその政策プログラムに参加するであろうということに対応する。

いずれにしても、本節で展開した理論は、評価すべき対象を正確に代表する観測データが得られる場合の話であり、実際には、代表性の欠落とといったセレクションバイアスが発生する。

【参考文献】

Heckman, J. J., R. J. Lalonde and J. A. Smith (1999), The economics and econometrics of active labor market programs, in Ashenfelter, O. and D. Vard (eds), *Handbook of Labor Economics*, 3A, Amsterdam, North-Holland, Chapter 31: pp.1865-2097.

第2章 科学的手法による評価

1.1 で述べた科学的手法は、実験的 (experimental) 手法と非実験的 (quasi-experimental) 手法に分類される。ここで、非実験的手法とは、実際には同一主体ではないものについて、その客体の個人属性を限りなく近い状態でマッチングさせるといった統計的処置を行いつつ、計量経済学的手法を駆使して、プログラムへの参加グループとプログラムに参加しなかった者からなる比較対照グループについての比較を行うことにより、プログラム本来の効果を抽出するといった、自然科学のような実験が容易ではない社会科学の分野において確立しつつある評価手法のことである。

なお、いずれの場合にも、代表性の欠落や内生性といったセレクションバイアスが発生するため、これらを如何に克服するのかということが問題となる。

2.1 実験的手法による評価

政策プログラムの効果に係る評価を行うにあたっての実験的手法とは、政策プログラムの運営主体が、プログラムへの参加希望者の中から、実際の参加者(トリートメント(treatment)グループ)と非参加者(コントロール(control)グループ)を無作為に選定して、そのグループ間のアウトカムの平均的な差異を見ることにより、プログラムの効果を評価する評価手法である。これは、医薬品の効能を確かめるためのラットの実験や教育心理学の分野における双子の実験等の方法を社会的実験として実現した科学的手法であると言える。

このような実験的手法による政策評価は、アウトカム Y_0, Y_1 が実際に得られるという意味できわめて直接的でわかりやすいものであるということもあってか、アメリカでは、政策評価にあたってよく利用されているところであり、さらに、その評価結果は政策プログラムの運営にあたり重要な役割を果たすものとなっている。ただ、ヨーロッパにおいては、イギリス、スウェーデン等に例がある程度で、実験的手法による政策評価はあまりなじみのある手法とはなっていない。

政策プログラムへの参加希望者のグループから無作為にプログラムへの参加者・非参加者を選定する評価手法である実験的手法により政策プログラムの効果の評価を行うにあたっての基本となる前提は、参加者・非参加者を無作為に選定する方法により得られる政策プログラムに参加することの平均的な効果が、先の「参加者についての参加の効果」に等しくなる、ということである。例えば、

- ・ 属性が X である個人については、全員、 $Y_1 - Y_0 = (\text{ある定数})$ (共通効果モデル)

であるとか、あるいは、さらに一般的に、

- $E(Y_1 - Y_0 | X, D = 1) = E(Y_1 - Y_0 | X)$
(この場合、「 $D = 1$ 」は、政策プログラムへの参加希望に対応する。)

といった条件が成り立つ場合には、上記の前提は満たされる、すなわち、バイアスは生じないこととなるが、実際にはそういうわけにはいかない。実験的手法によるバイアスとしては、次のようなものがある。

まず、参加意志に関するバイアスで、ランダム化バイアス (randomization bias) と呼ばれるものがある。これは、無作為にプログラム参加者を決定するという方法であるために、人々の参加意思自体に影響を及ぼしてしまうというものである。例えば⁶、通常のプログラム運営では、特定の基準を満たすと思われる者のみに対して参加勧奨が行われるとすると、通常の運営においては参加勧奨を受けられる可能性が高く、参加を希望するであろう者も、無作為に参加が割り当てられるとなると、結果的に参加できなくなる可能性があるために、最初から参加自体を希望しなくなるかもしれない。このとき、無作為割り当てが行われる場合の参加希望者についての潜在能力等の属性は、通常のプログラム運営における参加希望者のものとは異なるであろうことから、推定されるプログラム効果が通常の運営の場合のプログラム効果を示すとは必ずしも言えなくなる。

さらに、政策プログラムへの参加が割り当てられなかった者の中から、外部の何らかのプログラムに参加する者が出てくるという代替バイアス (substitution bias) と呼ばれるバイアスがある。これはコントロールグループに属する非参加者が、対象となるプログラムと代替的な外部のプログラムに参加することにより生じるバイアスである。コントロールグループに属する非参加者が外部のプログラムに参加することにより、そうでなかった場合に比べ賃金等のアウトカムは増加することになる。そうした結果、本来計測されるべき参加者と非参加者のアウトカムの差にバイアスが生じることになる。実際には何らかの外部のプログラムに参加した者は4割程度という話もある。

この他にも実験的手法におけるセレクションバイアスが指摘されている。プログラム修了後の参加者の就業率や賃金の増加等、アウトカムに関する達成目標がプログラムの各運営機関に割り当てられている場合、運営機関担当者は意図的に再就職しやすい者や高賃金を得やすい者をプログラム参加者に割り当てがちになる。こうした行為はクリーミング (creaming) と呼ばれている。無作為抽出を謳っているが、実際には参加者に質の高い者が分配される結果、セレクションバイアスが生じることになる。

実験的手法については、このようにバイアスが生じるといった問題以外にも、そもそも、ひ

⁶ ここでのランダム化バイアスの例については、黒澤 (2001) の説明が非常にわかりやすいので、ほぼそのままの形で引用している (p.9)。

とつのプログラムにおいてその各段階ごとにランダム化を行うことはきわめて大変であるといったことや、先の「参加者についての参加の効果」は評価できるとしてもその他のいろいろな影響を見ることができないといったことその他、以下のような倫理上・費用上の問題点が指摘されている。

まず、プログラムの参加希望者を、人為的にトリートメントグループとコントロールグループに分類しているが、コントロールグループに割り振られた非参加者は、参加希望を持ちながら参加できないということがある。例えば、アメリカの職業訓練パートナーシップ法（Job Training Partnership Act）では、コントロールグループに割り当てられた者は18ヶ月間当該訓練に参加できないことになっている。いくら正確な評価制度を確立するためとはいえ、プログラムへの参加を希望している者の参加権利を奪っていいのかという意見が多く出されているのも事実である。

また、実験的手法は、多額の費用がかかり、しかもデータ収集者の心理的負担が大きいということがある。特に、データ収集にかかる負担の大きさは膨大なものだと言われており、そのためあってトリートメントグループとコントロールグループの抽出比率が2分の1ずつではなく、より負担の大きなコントロールグループの場合には抽出比率が3分の1、そうでないコントロールグループの場合には3分の2とするなどデータの抽出割合にも影響を及ぼしている。プログラム参加希望者を無作為にトリートメントグループとコントロールグループに分類する際には、さらにプログラム修了後数年間にわたりデータを収集しなければならないなど、非実験的手法に比べてコストがかかるという点が指摘されている。

なお、アメリカにおける最も有名な実験的手法による評価の実例としては、次のようなものがある。ひとつは、Hollister et al. (1984) をはじめとする National Supported Work に関するものである。このプログラムは、長期にわたり AFDC（福祉）を受けている者、元麻薬常習者、元受刑者、そして、経済的に不利な立場にある若者を対象とする非熟練業務の職業体験であるが、9（～18）ヶ月間、National Supported Work に参加することの効果の評価にあたり、National Supported Work への参加者・非参加者を無作為に半々に振り分け、参加しない方に振り分けられた者は、他のプログラムに参加できないようにしたというものである。もうひとつは、Heckman and Smith (1998) をはじめとする National JTPA Study に関するものである。このプログラムは、OJT と教室型訓練（座学）の両方を含む訓練プログラムである。

【参考文献】

黒澤昌子（2001）「職業訓練施策の評価：非実験的および実験的方法による検証のレビュー」
『経済研究』（明治学院大学）No. 120: pp. 1-22.

2.2 非実験的手法による評価

2.2.1 非実験的手法とは

非実験的手法とは、社会的実験を行わないで科学的な分析ができる手法である。実験的データと異なり、プログラム参加者についてのデータが非実験的に収集される場合⁷、プログラム非参加者からなる比較対照グループについてのデータは、調査地域や時期の等しい外部調査から再抽出されなければならない⁸。このようにして収集されたデータを非実験的データと呼び、これを使用して分析を行うことを非実験的手法という。

2.2.1.1 比較対照グループを作成する際の仮定と方法⁹

プログラム参加者との比較を行うためにデータ収集されるプログラム非参加者からなる比較対照グループを作成するには、プログラム参加者と等しい個人属性を持った人を、外部調査から再抽出する。このとき、年齢・性別・人種といった観察可能で、かつプログラム参加意思決定に影響を与えないと考えられる個人属性を基準として再抽出を行う。このような再抽出のことをマッチングと呼ぶ。マッチングの基本的プロセスからも明らかのように、“個人 i がプログラム参加者グループと比較対照グループの両方に存在している”、という暗黙の仮定の下、マッチングは行われる。

マッチングを行う際には、二つの仮定を明示的においている。1つめは、利用可能な説明変数をマッチングの基準として用いることで、プログラム参加者とプログラム非参加者の間の受講意思決定プロセスにおける違いを調整によってなくすことができる、というものである (adjust away differences)。プログラム参加者の収入を Y_1 、プログラム非参加者の収入を Y_0 、マッチングに用いる個人属性を X 、プログラム参加の有無を表す変数を D とし、「 $D = 1$ 」はプログラムへの参加を、「 $D = 0$ 」はプログラムへの非参加を表すものとする、この仮定は、

$$\text{Cov}(Y_0, D|X) = 0$$

$$\text{Cov}(Y_1, D|X) = 0$$

と表すことができる。

⁷ プログラム参加者については、実験的手法を用いなくても、追跡調査という形でのデータ収集を行うことができる。

⁸ アメリカでは、The Current Population Survey (CPS) が用いられることが多い。CPS は労働統計局の依頼により人口調査局が毎月一回行う世帯調査で、年齢・性別・人種等の個人属性別に分類されたアメリカ全体の雇用と失業の実態に関する総合的な情報を提供するための調査である。

⁹ ここでの説明は、Heckman et al. (1999, pp.1950-1954) に拠っている。

2つめの仮定は、

$$0 < \text{Prob}(D = 1|X) < 1$$

というものであって、ある個人属性を持つ者がプログラムを受講する確率はゼロより大きく 1 より小さい、すなわち、ある個人属性を持つ者にはプログラム参加者とプログラム非参加者が必ず混在しているという仮定である。

以上2つの仮定が満たされると、外部調査から作成された比較対照グループの観察可能な Y_0 が、プログラム受講者の反事実である Y_0 と同一となる。同様に、プログラム受講者の観察可能な Y_1 は、プログラム非受講者の反事実である Y_1 と同一になる。それゆえ、 Y_0 と Y_1 についての推定バイアス

$$B_0(X) = E(Y_0 | X, D = 1) - E(Y_0 | X, D = 0)$$

$$B_1(X) = E(Y_1 | X, D = 1) - E(Y_1 | X, D = 0)$$

が両方ともゼロとなり、しかも D と誤差項が無相関となることから、 $E(Y_1 - Y_0 | X, D = 1)$ の代わりに $E(Y_1 - Y_0 | X)$ を用いた通常の回帰分析による計測でも、推定によるバイアスを回避することが理論的に可能となる。しかし、このことがサンプルセレクションバイアスがなくなることを意味しているわけではないことに留意が必要である。

マッチングの際に用いられる代表的な手法として、カリパー・マッチング法 (Caliper matching) とカーネル・マッチング法 (Kernel matching) の2つがある。詳細については、Heckman et al. (1999, pp.1953-1954) を参照されたい。

2.2.1.2 サンプルセレクションバイアスの問題¹⁰

計量分析によって求められる推定値は、標本が母集団からのランダムサンプリングであるとき、正確な推定値となる。しかし、政策評価のためのデータ収集を行う際には、サンプルバイアスが生じてしまうことが多い。そこで、以下では、サンプルバイアスの代表的な2つの例について説明する¹¹。

第1に、サンプルの脱落 (dropping out) の問題が挙げられる。政策評価を正確に行うためには、あるプログラムを受講した人の受講後の調査が不可欠である。しかし、プログラム受講後年数が経つにつれて、彼らを捕捉することは難しくなる。特に、定職に就いていない人は住

¹⁰ ここでの説明は、Heckman et al. (1999, pp.1938-1940) に拠っている。

¹¹ これら以外にも、マッチングの基準変数として誤差項と確率的に相関している変数を用いてマッチングを行うと (例えば、学歴などが考えられる。)、誤差項の確率的構造を変えてしまうという問題がある。この場合、推定値にバイアスが生じてしまう。

所を転々としやすく、追跡調査がさらに困難となる。つまり、追跡調査をしやすい人＝効果のあった人のみが標本として残りやすくなり、サンプルセクションが生じることとなる。

第 2 に、汚染バイアス (contamination bias) が挙げられる。データ収集は、比較対照グループはプログラムに参加していないと仮定して行う。しかし、外部調査から再抽出する際に、実際にはプログラムに参加している人が紛れ込んでしまうことがある。また、サンプリング時にはプログラムに参加していなくても、その後プログラム参加機会を見つけて、自主的に同種のプログラムに参加してしまう可能性もある。つまり、比較対照グループが“完全に”プログラムに参加していない状態を保つことは非常に困難なのである。

また、データ収集の過程で生じるサンプルバイアス以外にも、個人のプログラム参加についての合理的意思決定の過程でセクションバイアスが発生することも多い¹²。

繰り返しになるが、計量分析によって求められる推定値は、データが目的集団を正確に代表しており、かつバイアスのない計測方法を用いたとき、正確な推定値となる。しかし、現実に政策評価を行う際には、収集されたデータが目的集団を正確に代表していない場合も少なくない。また、計測手法に関しては、バイアスを回避する手法の開発が積極的に行われてきた。これら計量手法の研究蓄積の概観を、次節以降で行う。

【参考文献】

Heckman, James J., Robert J. LaLonde and Jefferey A. Smith (1999) "The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs," In Ashenfelter, Orley C. and D. Card (eds), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, Elsevier Science: pp.1865-2097.

2.2.2 クロスセクションデータでの推定方法¹³

2.2.2.1 Heckman の 2 段階推定法

プログラムに参加することから得られる成果を Y とする。プログラムに参加することから得られる成果とは、賃金の上昇であったり、職に就けるようになることなど、労働市場における経済的条件の向上を意味する。そして、就職するということは、収入を伴う。よって、説明を分かりやすくするために、以下ではプログラム参加による成果 Y を収入と称することもある。

Y は、観察可能な個人属性のベクトル X (例えば、年齢、教育年数、居住地域、性など) と観察不可能な属性 u (潜在能力など) の線形関数で表すことができるとすると、

¹² 例えば、潜在的能力が高く、プログラムに参加に対する期待収益の高い者ほど、プログラムを受講するという意思決定を行いやすくなるだろう。

¹³ 本節の説明は、黒澤(2001) に拠っている。

$$Y_{it} = \beta X_{it} + D_i \alpha_t + u_{it} \quad \dots (1)$$

となる。ここで、D はプログラム受講者の場合は1、非受講者の場合は0となるダミー変数であり、受講者の賃金上昇の平均的効果は α によって計測される。

プログラム受講の有無 D と潜在能力など観察不可能な属性 u の間には相関が発生する可能性が高い。そのルートとして、①個人によるプログラム受講の選択と、②プログラム運営機関による割り当てプロセスの2つが考えられる。①の例として、潜在能力の高い者ほど自発的に訓練を受講しようとする傾向があることが挙げられる。②に関しては、訓練運営機関が政府あるいはさらに上部の管轄機関から、ある業績水準を達成することを義務づけられているとき、訓練運営機関はより高い成果を出してくれる人、すなわち潜在能力の高い人に優先してプログラムを受講させようとする、ということが生じる可能性が考えられる。つまり、個人またはプログラム運営機関の合理的意思決定の結果、サンプルセレクションが生じるのである。そこで、このプログラム受講選択プロセスを次のような単純化したモデルで表す。

$$D_i^* = \gamma Z_i + \varepsilon_i \quad \dots (2)$$

D_i^* はプログラムを受講する可能性を示す潜在変数であり、「 $D_i^* > 0$ 」であれば「 $D_i = 1$ 」、つまりプログラムを受講することを示し、「 $D_i^* \leq 0$ 」であれば「 $D_i = 0$ 」、つまりプログラムを受講しないことを示す。 Z_i は受講確率に影響を与える変数を表す。また誤差項 ε は独立・同一分布 (*i. i. d.*) に従うものとする。また、 Z_i と X_i には共通の変数が含まれる場合もある。

以上のようなモデル設定の下、プログラム受講の有無 D と潜在能力など観察不可能な属性 u の間に相関がある場合、すなわち $E(u_{it} \varepsilon_i) \neq 0$ であるとき、 α の一致推定量を得るための計量的推定方法が数多く開発されてきた。その一つが Heckman の 2 段階推定法 (Heckman (1979)) を応用した分析である (Barnow et al. (1980))。

Barnow et al. (1980) では、u と ε の結合分布が 2 変数正規分布に従うと仮定し、

- ① (2) 式 ($D_i^* = \gamma Z_i + \varepsilon_i$) をプロビットモデルを用いて推定する、
- ② ①で得られた推定値から、 $E(\varepsilon_{it} | Z_i, D_i)$ の推定値 $E^*(\varepsilon_{it} | Z_i, D_i)$ を計算する、
- ③ $E^*(\varepsilon_{it} | Z_i, D_i)$ を (1) 式 ($Y_{it} = \beta X_{it} + D_i \alpha_t + u_{it}$) の独立変数に追加した

$$Y_{it} = \beta X_{it} + D_i \alpha_t + E^*(\varepsilon_{it} | Z_i, D_i) \delta_t + v_{it} \quad \dots (3)$$

を推定する、

という 2 段階推定法を用いることで、 α_t の一致推定量を得られることを示した。

ただし、Z と X に共通する変数が多いと、 $E^*(\varepsilon_{it} | Z_i, D_i)$ と X の間に高い多重共線性が生じて α_t の推定値が一致推定量でなくなってしまうことを、この手法の使用上の注意点として心

に留めておくべきである¹⁴。

2.2.2.2 操作変数法

2.2.2.1と同じモデル設定の下、プログラム受講の有無 D と潜在能力など観察不可能な属性 u の間に相関がある場合、操作変数法もサンプルセレクション問題を解決して、 α の一致推定量を求めることを可能とする方法の一つである。

具体的には、まず (2) 式 ($D_i^* = \gamma Z_i + \varepsilon_i$) の Z には含まれるが (1) 式 ($Y_{it} = \beta X_{it} + D_i \alpha_t + u_{it}$) の X には含まれない変数、つまりプログラム受講選択には影響を与えるものの、観察不可能な属性 u とは相関のない変数を探し、これを D の操作変数とする¹⁵。そして、この操作変数を用いて推定することにより、望ましい α の推定値を得ることが可能となるのである (Heckman et al. (1999, pp.1961-3), 黒澤 (2001, p.14))。

このように、理論的には操作変数法をプログラム評価に用いることは可能であるが、現実には誤差項 u と相関のない操作変数を見つけることは容易ではない。アメリカで、操作変数として“受講者の自宅と訓練機関の距離”を用いて、職業訓練の効果を推定した論文があるが、これに対しては批判がある。この批判とは、訓練機関が自宅から遠くても潜在能力が高く、訓練を受けることで将来の収入の大幅な上昇が見込まれる人は、訓練を受講するだろう。逆に、潜在能力の低い人は、訓練機関が自宅から遠いということだけで、受講を取りやめてしまう可能性がある。このように、“受講者の自宅と訓練機関の距離”は潜在能力 (= 誤差項 u) と相関をもっていると考えるのが自然であり、操作変数としてふさわしくないという批判である (Heckman et al. (1999, p.1963))。

以上をまとめると、操作変数法はサンプルセレクション問題を解決する手段として理論的には有効であるが、実際には望ましい操作変数を見つけることは困難である。よって、操作変数法が、政策評価を行うための実用的な手法であるかについては疑問が残ると言えよう。

【参考文献】

黒澤昌子 (2001) 「職業訓練施策の評価：非実験的および実験的方法による検証のレビュー」, 『経済研究』 (明治学院大学), 第 120 号: pp. 1-22.

牧 厚志・宮内 環・浪花貞夫・縄田和満 (1997) 『応用計量経済学 II』, 多賀出版.

Barnow, Burt S., Glein G. Cain and Arthur S. Goldberger (1980) "Issues in the Analysis of Selectivity Bias," In Stromsdorger, Ernst W. and George Farkas (eds), *Evaluation*

¹⁴ Heckman の 2 段階推定法の問題点については、牧他 (1997, p.288) に平易にまとめられている。

¹⁵ 操作変数として選ばれる変数は、①誤差項と相関をもたない、②説明変数と相関を持つ、という 2 つの条件を満たさなければならない。

Studies Review Annual, Volume 5, Beverly Hills, CA.: Sage Publications: pp. 43-59 with corrections. (Reprinted in Ashenfelter, Orley C. and Robert J. LaLonde (eds), *The Economics of Training, Volume 1*, Edward Elgar Publishing Limited, 1996.

Heckman, James J. (1979), "Sample Selection Bias As A Specification Error," *Econometrica*, Vol. 47, No. 1: pp.153-161.

Heckman, James J., Robert J. LaLonde and Jefferey A. Smith (1999) "The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs," In Ashenfelter, Orley C. and D. Card (eds), *Handbook of Labor Economics, Vol. 3*, Elsevier Science: pp.1865-2097.

2.2.3 パネルデータでの推定方法

典型的な経済データには時系列データとクロスセクションデータ（横断面データともいう）の2つのタイプがあるが、この2つの性質を併せ持ったデータを、パネルデータという。例として、労働者の職業訓練受講の有無・収入・勤務先など同じ質問項目について、同一人物に対して複数年にわたって追跡調査したデータが挙げられる。

パネルデータを用いることの利点は、観測できない「個体効果 (individual effect)」を制御できることにある。例えば、年齢・学歴・勤務先など観察可能な個人属性が全く同じ労働者同士であっても、彼らの賃金が全く同じということはない。それは、労働者個々人は観測できない本源的な能力を持っており、この影響が労働者間の違いを生じさせているからと考えられる。2.2.1.2で説明したように、このような労働者間の異質性が誤差項に含まれると、推定値にバイアスが生じてしまう。

観測できない要素が大きな影響を持つ経済現象を分析する際に、観察不可能な要素の影響を除去するための解決策の1つとして知られているのが、パネルデータの使用である。もし複数の観測時点で個体効果に変化がなければ、パネルデータを用いることで、個体効果を消すことができるので、観測不能な変数の存在によるバイアスの発生を避けることができるのである¹⁶。

パネルデータは、時系列データとしての性質も持つため、Dと誤差項の相関だけでなく、誤差項の自己相関もバイアス発生の要因となる。次にいくつかの分析手法を示すが、自己回帰モデルは自己相関を解消する手法であり、固定効果モデルはDと誤差項の相関を解消する方法である。また、固定効果モデルは賃金の趨勢的上昇が推計結果に紛れ込む危険があるため、これを改善しようとしたのが Difference-in-differences 推計法である。

2.2.3.1 1階の自己回帰モデル (AR(1) モデル)¹⁷

¹⁶ 松田・伴・美添 (2000, pp.219-221) の説明が平易である。

¹⁷ Heckman et al. (1999, p.1939) を参考にした。

政策評価の推定に用いる式を、

$$Y_{it} = \beta X_{it} + D_i \alpha_t + u_{it}$$

とする。ここで推定モデルが1階の自己回帰モデル (AR(1)) に従うとすると、誤差項 u_{it} は、

$$u_{it} = \rho u_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

と表すことができる。 ε_{it} は平均がゼロで、*i. i. d.* (independently and identically distributed) に従う誤差項である。すなわち、平均がゼロ、分散が一定、異時点間の相関がゼロである。推定モデルをこのように定式化すると、誤差項 ε_{it} に自己相関がなくなる。こうすることによって、誤差項の自己相関によって生ずる推計バイアスを回避できる。Heckman and Wolpin (1976) は、連邦契約遵守局 (The Office of Federal Contract Compliance (OFCC)) がマイノリティ労働者の地位向上に役立っているかを評価するのに、このモデルを用いている。また、Cooley et al. (1979) では、MDTA が収入に及ぼす効果について、このモデルで分析している。

2.2.3.2 固定効果モデル (The Fixed Effect Model)¹⁸

もし個人 i についてプログラム受講前後についての少なくとも2時点のパネルデータが存在するのであれば、プログラム受講がプログラムによる収入に及ぼす効果を正確に推定することができる¹⁹。なぜならば、パネルデータを用いて「固定効果モデル」で推定を行うと、プログラム受講の有無を表す変数と誤差項の間の相関関係、すなわち内生性の問題を回避できるからである。この内生性回避のメカニズムについて、以下で説明する。

個人 i の t 時点における収入が、以下の式で表せるものとする。

$$Y_{it} = \beta X_{it} + D_i \alpha_t + u_{it}$$

ここで、 X は観察可能な個人 i の t 期における個人属性を表すベクトル (例えば、年齢、教育年数、居住地域、性など) であり、観察可能な個人に固有な変数と期間 t に固有な変数の両方を含んでいる。 D はプログラムを受講した場合 1、受講しなかった場合 0 となるダミー変数である。そして、 u は個人 i の t 期における誤差項で、個人 i に固有で時間 t の影響は受

¹⁸ ここでの記述は、黒澤 (2001)、浅野・中村 (2000, 第12章) に拠っている。

¹⁹ ここで「正確に推定」とは、一致推定量となることを意味する。一致推定量とは一致性を満たす推定量のことで、真のパラメータとの誤差が一定以内となる確率が1に近づく性質をいう。

けない要因（以下、個人効果） μ_i とその他の攪乱要因 ε_{it} に分解できると仮定する²⁰。よって、 u は、

$$u_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it}$$

と表すことができる²¹。ここで、個人効果 μ_i の期待値はゼロで分散一定、別の人の個人効果とは無相関、さらに ε_{it} とも無相関であるという仮定を満たすとすると、

$$\begin{aligned} E(\mu_i) &= 0 \\ \text{Var}(\mu_i) &= \sigma_\mu^2 \\ \text{Cov}(\mu_i, \mu_j) &= 0, \quad i \neq j \\ \text{Cov}(\mu_i, \varepsilon_{it}) &= 0. \end{aligned}$$

と表すことができる。この仮定を満たすモデルを、「固定効果モデル」²²という。そして、その他の攪乱要因 ε_{it} は相互に無相関で、分散が均一であると仮定すると、

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_{it}) &= 0 \\ \text{Var}(\varepsilon_{it}) &= \sigma_\varepsilon^2 \\ \text{Cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js}) &= 0, \quad i \neq j, \quad t \neq s. \end{aligned}$$

と表せる。つまり、誤差項 u は、 X や D 、及び個人効果 μ とは無相関ということの意味し、次のように表すことができる。

$$\begin{aligned} \text{Var}(u_{it}) &= \text{Var}(\mu_i + \varepsilon_{it}) = \sigma_\mu^2 + \sigma_\varepsilon^2 \\ \text{Cov}(u_{it}, u_{js}) &= 0, \quad i \neq j \\ \text{Cov}(u_{it}, u_{js}) &= \text{Cov}(\mu_i + \varepsilon_{it}, \mu_i + \varepsilon_{js}) = \sigma_\mu^2, \quad t \neq s. \end{aligned}$$

u と D の相関は個人効果を通じてもたらされると考えられるので、この仮定に基づくと、同じ個人についてのプログラム受講前と受講後の収入の差をとることによって、個人効果を除去できる。つまり、プログラム受講者と非受講者の違いが解消されるのである。これは、

$$E(u_{it} - u_{is} | X_{it} - X_{is}, D_i) = 0, \quad s < k < t.$$

²⁰ 時間 t に依存しない個人 i に固有な要素として、能力が考えられる。

²¹ より一般的なモデルでは、期間 t に固有な要因 λ_t も考慮に入れた上でモデル設定を行う。その場合、 u は、 $u_{it} = \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$ 、と表される。ここでは説明を分かりやすくするために、個人 i に固有な要因とその他の攪乱要因だけをモデルに取り入れて説明することとする。つまり、ここでは期間に固有な要因はないと仮定しているが、期間 t に固有な要因 λ_t を考慮に入れた場合も、全く同じ議論が展開できる。

²² LSDV (Least Squares Dummy Variable) 推定量、Within Estimator (級内推定量)ともいう。固定効果モデルの場合、個人効果は確率変数ではなく、固定した定数として扱われることも多い。

と表すことができる。ここで、 k とはプログラムを受講するかしないかを考え、受講すると決心した場合に受講する時期のことである。であるから、 u の構造についての仮定が正しければ、

$$Y_{it} - Y_{is} = \beta (X_{it} - X_{is}) + D_i \alpha_t + (u_{it} - u_{is})$$

と推定式を置くことで、 D と「 $u_{it} - u_{is}$ 」の間の内生性問題を回避できることになり、 α_t の一致推定量を得ることができる。この方法を用いて政策評価を行った代表的な論文として、Bassi (1984) が挙げられる²³。

2.2.3.3 Difference-in-differences 推定法²⁴

パネルデータが非常に充実していて、多時点にわたってデータ収集がなされている場合、difference-in-differences 推定法(以下、D-in-D 法)を用いて、政策評価を行うことができる。これは、プログラム受講後とプログラム受講前の収入の違いと、プログラム受講前のある 2 時点間の収入の違いを比較することで、プログラムの効果を調べる方法である²⁵。つまり、プログラムを受講してからの収入の増分が、プログラムを受講しなかったときに経験した収入の増分を上回っていれば、プログラム受講の効果があったということになる。

個人 i について、 $t, s, s-1$ という 3 時点のデータがあるとする。ここで、 s はプログラム受講前の時点を指し、 k はプログラム受講時点を指す。 $t > k > s > s-1$ 、という関係にあるものとする。収入を表す式を以下の式で表すことができるものとする。

$$Y_{ir} = \beta X_{ir} + D_i \alpha_r + u_{ir}, \quad r = s-1, s, k, t.$$

誤差項 u_{ir} には、固定効果モデルと同じ仮定を置く。このようにモデル設定をすると、 u_{ir} が個人効果以外にも 時間 r とともに変動する部分を含むという仮定に基づいた場合の α_t の一致推定量を得ることができる²⁶。なぜならば、「 $u_{it} - u_{is}$ 」と $(t-s)(u_{is} - u_{is-1})$ との差が X や D と無相関になるからである。すなわち、

²³ アメリカの職業訓練プログラムの CETA が訓練受講者の収入に及ぼす効果を計測している。

²⁴ ここでの記述は、黒澤 (2001)、Ashenfelter and Card (1985)、Heckman et al. (1999, pp.1894-1896) に拠っている。

²⁵ プログラム参加者の t 期と s 期の収入の差と ($t < s$, s 期はプログラム受講後の時点を指す。)非参加者の t 期と s 期の収入の差の違いを用いてプログラムの効果を推定する方法を D-in-D 法と定義することもある。(Wooldridge (2001, pp.129-130))

²⁶ u_{it} が個人効果以外にも、時間の経過を通じて変動する状況としては、プログラム参加者の参加確率や限界生産性が労働市場の需給状況に影響を受ける場合などが考えられる。

$$E[\{(u_{it} - u_{is}) - (t - s)(u_{is} - u_{is-1})\} | (X_{it} - X_{is}), (X_{is} - X_{is-1}), D_i] = 0$$

となることから、

$$(Y_{it} - Y_{is}) - (t - s)(Y_{is} - Y_{is-1})$$

を被説明変数とするモデルを推定することによって、 α_t の一致推定量を得ることができるのである。この α_t をD-in-D推定値という。D-in-D法による政策評価の代表的な論文として、Ashenfelter and Card (1985)を挙げる事ができる²⁷。

【参考文献】

浅野 哲・中村二郎 (2000) 『計量経済学』, 有斐閣.

黒澤昌子(2001) 「職業訓練施策の評価: 非実験的および実験的方法による検証のレビュー」, 『経済研究』 (明治学院大学), 第120号: pp.1-22.

松田芳郎・伴 金美・美添泰人(2000) 『ミクロ統計の集計解析と技法』, 日本評論社.

Ashenfelter, Orley C. and David Card (1985) "Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 67, No. 3: pp.648-660.

Bassi, Laurie J. (1984) "Estimating the Effect of Training Programs with Non-Random Selection," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 66, No. 1: pp.36-43.

Cooley, Thomas F., Timothy W. McGuire and Edward C. Prescott (1979) "Earnings and Employment Dynamics of Manpower Trainees: An Exploratory Econometric Analysis," In Bloch, Farrell E. (eds), *Research in Labor Economics, Supplement 1: Evaluating Manpower Training Programs*, JAI Press Inc.: pp.119-147.

Heckman, James J. and Kenneth I. Wolpin (1976) "Does the Contract Compliance Program Work? An Analysis of Chicago Data," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 29, No. 4: pp.544-564.

Heckman, James J., Robert J. LaLonde and Jefferey A. Smith (1999) "The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs," In Ashenfelter, Orley C. and D. Card (eds), *Handbook of Labor Economics, Vol. 3*, Elsevier Science: pp.1865-2097.

Wooldridge, Jeffrey M. (2001), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.

²⁷ アメリカの職業訓練プログラムの CETA が訓練受講者の収入に及ぼす効果を計測している。

第3章 欧米における先行研究と評価結果

3.1 欧米における先行研究の特徴と主な評価結果

3.1.1 一般的事項²⁸

3.1.1.1 政策評価の目的とその評価対象

公的職業訓練やその他の積極的労働市場政策の目的は、失業者および経済的に不利な立場にある者の人的資本・技能を向上させることを通じて、求職活動を助け、彼らに働くことを習慣付け、労働力人口へと導くことにある。であるから、言うまでもなく、政策評価の目的は、積極的労働市場政策が失業者および経済的に不利な立場にある者、および社会厚生に対して、プラスの影響を与えたかどうかを判別することにある。

よって、施策評価者および政策立案者が着目する評価対象は、①労働市場における労働者の経済的成果についての直接的インパクト、②労働市場以外の事象に及ぼす間接的インパクト、③社会的収益が社会的投資（すなわち、財政投入額）に見合っているかどうか、の3点に大別することができる。

①、②の具体例として、

①労働市場における労働者の経済的成果についての例

失業者および経済的に不利な立場にある者の収入、就職率、失業から就職への移行率、失業保険プログラムの利用状況、など。

②労働市場以外の事象の例

教育水準の変化、犯罪活動、10代の妊娠率、など。

を挙げることができる。③の社会的収益が社会的投資に見合っているかどうかについては、通常、費用便益分析を用いて純社会的便益を計測することで確認する。費用便益分析の詳細については、3.1.6で後述する。

3.1.1.2 欧米における政策評価の結果の全般的傾向

北米およびヨーロッパでの施策については、政策評価の研究から、成人の所得をわずかではあるが増大させる効果をもつ、との結果が得られている。しかしながら、長期間にわたって計測を行うと、その効果は消えてしまうことが多い。

²⁸ 3.1.1全体を通じて、Heckman et al. (1999)を参考にした。

成人に関しては、賃金よりも就職率にプラスの影響を与える傾向がみられる。若年層に関しては、アメリカでは賃金への影響はないという結果がほぼ共通して得られている。一方、ヨーロッパでは就職率にはプラスの影響があるという研究結果がある。

次に、積極的労働市場政策が社会的便益に及ぼす影響を概観する。ヨーロッパでは特に、プログラム非参加者との置き換え効果が生じており²⁹、実際の社会的便益は計算上の社会的便益よりも少ないと考えられている。また、公的職業訓練サービスの実質的な増大は、労働力の技術の顕著な改善をもたらすことは稀であることも示されている。一方、アメリカでは、プログラム参加者によるプログラム非参加者の置き換え効果がどのくらいあるかについての計量的手法を用いた計測はほとんど行われておらず、実態は明らかにされていない。

アメリカの施策評価者は、プログラム参加者の年収または四半期の収入がプログラムに参加することでどうなったか、ということに強い関心を持つことが多い。なぜならば、労働者個人の収入増大は、国民総生産の増大と同義と考えられているからである。アメリカではプログラムが参加者の収入にプラスの影響を与えたかどうかに関心を持つものの、プログラムの実施や運営にかかったコストに関しては軽視される傾向がある。

一方、ヨーロッパでは、プログラム参加者への効果を計測する際に、就職したかどうかに着目することが多い。これは、ヨーロッパ各国では長期失業者を減らすことが重視されていることを反映していると考えられる。

3.1.1.3 欧米の政策評価に用いられる代表的なデータ

政策評価に用いられる代表的なデータは、3種類である。①既存の調査データ、②行政データ、③政策評価用に新たに設計・収集されたデータ、の3つである。

①についてであるが、例えばアメリカでは The Current Population Survey (CPS) と The National Longitudinal Survey of Youth (NLSY) がよく使用される。CPS はサンプルサイズが非常に大きいクロスセクション調査で、年齢、性別、人種等の個人属性別に分類されたアメリカ全体の雇用と失業の実態に関する総合的な情報を提供するデータである。これは、非実験的データの比較対照グループを作成する際によく用いられる(2.2.1.1を参照のこと)。一方、NLSY は若年層を対象とした長期パネルデータである。①を使用することのメリットは、コストがかからないこと、およびサンプルサイズが大きいことにある。その一方で、デメリットも主に2点ある。第1に、政策評価を行うために収集されたデータではないため、知りたい変数を含んでいないことが多々あることが挙げられる。第2に、比較対照グループを作成する際に、同じ地域の労働市場(local labor markets)に属している者についてのデータを利用できない場合があることである。異なる地域の労働市場では経済条件が大きく違う可能性が高く、比較対象

²⁹ 置き換え効果とは、プログラム受講者や助成金を支給された労働者が、そうでなければ雇われていた労働者に代わって企業に雇われることをいう。

として適さないと考えられる。

②についてであるが、徴税目的または社会福祉給付を行うために収集された既存の行政データが主に使われる。例えば、州ごとの失業保険データや社会保険庁のデータなどがある。これらのデータは、目的が徴税であったり、福祉給付であるため、関係当局はデータ上の誤りを最小にしようという強いインセンティブを持つ。そのため、客観的かつ正確なデータである可能性が高い。この点が、②を用いることのメリットである。しかし一方で、デメリットが2点考えられる。第1に調査対象として国民全体をカバーしていないことが挙げられる。例えば、失業保険データに関しては、失業保険システムがカバーしている職種についてのデータしか把握できず、自営業などが除かれてしまう。かつ、州ごとにデータ管理がされているため、他の州で就職した人についてのデータが漏れてしまうというデメリットもある。第2に、性別・人種等の個人属性についての情報が乏しく、分析を行う際に属性コントロールが十分に出来ない点が挙げられる。

最後に、③の有名な例として、アメリカの代表的な職業訓練政策である JTPA の効果を評価するために構築された実験的データ（2.1を参照のこと）、The National JTPA Study を紹介する。これは、JTPA Title II-A 受講者についての訓練受講に関する調査データと、失業保険データおよび社会保険庁のデータからの収入や雇用に関する情報を接合する、という方法で作成されたデータである（詳細については、3.2.2.3を参照のこと）。

3.1.1.4 政策評価を行う上での注意点

政策評価を行う際に注意すべき点について、5点説明する。第1に、プログラム運営・実施上の問題である。プログラム実施の地方分権が進んでいるため、中央政府がその実態を把握することが難しくなっており、実際の実施状況が法律で規定されている内容と異なる場合も少なくない。よって、評価者はプログラムごとに実施の状況を実際に確認した上で、政策評価を行う必要がある。

第2に、単一のプログラムの効果を測定したい場合の注意点を説明する³⁰。プログラム参加者が受講しているすべてのプログラムを把握することはできない。ある1つのプログラムの効果を測定しようとしても、もしその人がその他のプログラムも受講していた場合、プログラム受講後のその人の収入とは、単一のプログラムによるものとは言い難い。よって、個別プログラムの効果の推定結果の解釈には、留意が必要となる。

第3に、プログラム参加の意思決定に、プログラム参加者の意思以外の要素が働いている場合がある点である。例えば、イギリスやスウェーデンでは、職業訓練への参加が失業給付の受

³⁰ 例えば、アメリカの職業訓練施策には、教室型訓練、公共セクターや NPO での職業経験(WE, PSE など)、OJT、求職支援など、様々なプログラムから構成されるが、これら個別プログラムについての効果の評価がなされている(Dickinson et al. (1986) など)。

給条件となっている。このように、実際にはプログラムへの参加を希望していなくても、やむをえず参加させられている状況もあるのである。これら非自発的参加者と自発的参加者の間に、プログラム参加による成果の違いが内生的に生じることは、想像に難くない。

第4に、プログラム参加希望者の希望ではなく、プログラムの運営者の裁量によって、参加プログラムが決定されてしまう場合があることである。例えば、プログラム運営機関が何らかの成果基準を達成するように法律で義務付けられている場合、プログラム運営者が基準をクリアできるように能力の高そうな参加希望者に任意にプログラム参加を割り当てる、という状況が生じる可能性がある。

第5に、政策評価を行う際には、経済理論モデルに従って計量分析を行うわけだが、プログラムによって、当てはまる理論モデルが異なってくることが挙げられる。例えば、教室型訓練は人的資本理論によって説明できるが、他のプログラムも必ずしもそうとは限らない。政策評価を行う前に、評価に用いる適切な理論モデルが何であるかを、熟考する必要がある。

3.1.1.5 政策評価に用いるデータと手法の問題点

次に、政策評価に用いるデータとその手法の問題点について説明する。第1に、政策評価を行う際に、その効果について正確な推定値を得るには標本の大きさが小さすぎる場合が多いことが挙げられる。標本の大きさが十分でなければ、推定値の誤差が大きくなる。この標本の大きさの問題は、積極的労働市場プログラムへの参加者および非参加者のデータを収集することに困難を伴うことが多いことから生じる。また、これは次に述べるサンプルの脱落（dropping out）の問題とも関連する。

第2に、サンプルの脱落（dropping out）の問題が挙げられる。政策評価を正確に行うためには、あるプログラムを受講した人の受講後の調査が不可欠である。しかし、プログラム受講後年数が経つにつれて、彼らを捕捉することは難しくなる。特に、定職に就いていない人は住所を転々としやすく、追跡調査がさらに困難となる。つまり、追跡調査をしやすい人＝効果のあった人のみが標本として残りやすくなり、サンプルセレクションが生じることとなる。

第3に、自己申告調査の場合、正確に事実を申告しない人もいることが挙げられる。

以上でデータ上の問題について説明したが、ここ以降では評価手法上の問題について、概観する。第1に、プログラム参加者個々人が、同じプログラムに対して異なる反応を示す、つまり異なる成果しか挙げられない点を計測することの困難さが挙げられる（multiplicity）。これは、個人の異質性（観察できない能力など）によって引き起こされる。

第2に、政策評価を行う際にはなんらかの仮定を置かざるをえないが、仮定の妥当性の検証が難しいことが挙げられる。特に、反事実（counterfactual）の設定の際にこの問題は生じやすい。

また、経済理論仮説に基づいて、用いる計量モデルの選択を行うが、選択した理論仮説によ

って計量分析に用いる説明変数が異なってくることがある。このとき、誤った、もしくは不必要な説明変数をモデル内に取り入れることによって、推定結果に誤りが生じる可能性もある。さらに、前述したが、正しい理論仮説とはなにかを特定化することも非常に難しいのが現状である。

第3に、サンプルセレクション、およびモデルの特定化の問題が挙げられる。サンプルセレクションバイアスがなく、モデルの特定化に成功していれば、異なる推定量を用いても、同じ推定値が得られる。しかし、サンプルセレクションバイアスが生じていたり、モデルの特定化の失敗をしていけば、異なる推定量を用いば、得られる推定値は異なったものとなる。よって、推定値の頑健性（robustness）の確認も今後積極的に行っていくべきであろう。

また、あらかじめデータにセレクションバイアスがあることが予想されるのであれば、他に より適切な推定方法が存在する可能性があることも留意しておくべきである。

第4に、実験的方法が非実験的方法よりも優れているわけではない点にも留意が必要であろう。LaLonde (1986, p. 617) において、「政策立案者は、現在利用可能な雇用・職業訓練プログラムについての非実験的政策評価方法は、モデルの特定化の失敗の結果、大きく、今なお知られていないバイアスを含んでいるかもしれないことを忘れてはならない」と記され、一時、実験的手法のほうが優れているという風潮が流れた。しかし、近年の研究の進展によって³¹、データのセレクションバイアス自体が推定値にバイアスを生じさせる要因としては小さいものであり、むしろ比較不可能な人々から比較対照グループを作ることの方が、大きなバイアスが生じさせることが明らかにされた。例えば、①訓練参加者とはバックグラウンドの異なる人から比較対照グループを作る、②訓練参加者とは異なる地域の労働市場に属している人から比較対照グループを作る、③性質や個人属性の全く異なる人から比較対照グループを作る、といった例が挙げられている。

また、実験的手法の利点とその限界を理解しておくことは重要であろう。例えば、実験的手法によって理想的なデータが収集できたのであれば、計量モデルの特定化に注意を払う必要やモデルに入れるべき説明変数の決定にも注意を払う必要がなくなる。加えて、非実験的モデルについて学ぶべき重要なベンチマーク（基準）を提供してくれることとなり、これは実験的手法の利点といえよう。

しかし、実験的データにもランダム化バイアス、コントロールグループの代替バイアスなどサンプルバイアスが発生する可能性があり、実験的データが必ずしもバイアスがないデータではないことを忘れてはならない。

つまり、実験的手法と非実験的手法のどちらのほうが優れているのかは、現状では結論は出ていない。推定値バイアスの発生は、推定方法とデータの質の両方に原因がある。よって、サンプルセレクションを回避するのに適切な推定手法を用いると同時に、質の高いデータの収集

³¹ Heckman et al. (1998) を参照のこと。

が肝要である。

第 5 に、繰り返しとなるが、実験的方法が非実験的方法よりも優れているわけではない点に留意すべきである。特に、データ収集面でのコストの低さは、非実験的方法の利点である。

第 6 に、最近の研究から、ノンパラメトリックな手法の利用のほうが、従来のパラメトリックな手法とくらべて、アドバンテージがあることが明らかにされつつある。なぜならば、ノンパラメトリックな手法を利用することで、反事実 (counterfactual) を構築する際の潜在的な確率分布の特定化の失敗を避けることができるからである。

3.1.1.6 政策評価の実施上、及び評価結果を解釈する際の留意点

最後に、政策評価を実際に行う場合と、その結果を解釈する際の留意点についてまとめる。第 1 に、労働者のプログラム参加意思決定プロセスも考慮に入れて設計されたデータ、労働者の労働市場での成果について正確さを持つデータ、といった質の高いデータを用いることの必要性が挙げられる。特に、労働者の労働市場での成果を比較する場合は、同じ地域の労働市場に属している参加者と非参加者についての比較が重要である。また、職業訓練プログラムの効果を測定する際には、調査時点の近傍においての労働力状態 (labor force status) の近い者同士の比較が適切である。

第 2 に、あらゆる状況・文脈において適用できる、普遍的に正しい実験的方法および非実験的方法などないことを心に留めておくべきである。操作変数法、固定効果、difference-in-differences 法などは信頼を置かれている分析手法であるものの、推定値に対する理論的および実証的な正当性の根拠がないのが現状である。例えば、LaLonde (1986) では、固定効果法を用いた推定値が最も不安定になることを示している。

つまり、政策評価者は、経済理論、利用可能なデータについての知識、先行研究からの情報などを十分に知っている必要があり、非実験的推定方法の選択の道標としてそれらを用いることができなくてはならない。そして、想定した反事実 (counterfactual) が成立する条件について注意深く記述すべきであり、それらの妥当性についての十分な吟味も必要である。

第 3 に、部分均衡分析的アプローチ、すなわちプログラム受講者の経済的条件への効果だけで政策評価を行うことが妥当であるかどうかを確かめるべきだろう。政策の実施は、プログラム参加者本人だけではなく、市場経済におけるプログラム参加者とその他の経済主体との相互作用にまで影響を及ぼすかもしれない。そのような相互作用についてまで分析することが、本来であれば望ましいのは明らかである。しかし、一般均衡的枠組みの下、費用便益分析を用いて、プログラムが社会全体に及ぼす影響の計測は非常に難しい。なぜならば、数多くのパラメータの値として、仮想値を用いなければならないからである³²。そうかといって、社会的な相互

³² 詳細は、3.1.6 を参照のこと。

関係を見捨てた部分均衡的枠組みから導出される、プログラム参加者に対する直接的効果の評価だけからでは、公共政策への提言を行うことは難しいのが現状である。

3.1.1.7 小括

3.1.1 では、計量的手法を用いて政策評価を行う上での問題点、および推定値を用いた評価を行う際に留意しなければならない点について説明した。現在のところ、政策評価を行うための“完璧”な計量的手法は存在しない。しかし、計量分析は、政策の効果を知る上で客観的な指標を提示してくれる、ほとんど唯一の手法である。

故に、ここで強調したいことは、計量的手法が役に立たないということではなく、手法の使い方および推定結果の解釈の仕方を間違えてはならないということである。そのためには、政策評価者は、経済理論、利用データの特性、計量的手法について知っていなければならない。そして、推定値から誤った解釈を導かないように、先行研究から明らかになった推定上の限界点について十分に知っている必要がある。このことを喚起するために、3.1.1 では、政策評価における注意点や問題点についての概観を行ったのである。

【参考文献】

Dickinson, Katherine P., Terry R. Johnson and Richard W. West (1986) "An Analysis of the Impact of CETA Program on Participants' Earnings," *Journal of Human Resources*, Vol. 21, No. 1: pp.64-91.

Heckman, James J., Hidehiko Ichimura, Jefferey A. Smith and Petra Todd (1998) "Characterizing Selection Bias Using Experimental Data," *Econometrica*, Vol. 66, No. 5: pp.1017-1098.

Heckman, James J., Robert J. LaLonde and Jefferey A. Smith (1999) "The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs," in Ashenfelter, Orley and David Card (ed), *Handbook of Labor Economics Vol. 3*, Elsevier Science: pp.1865-2097.

LaLonde, Robert J. (1986) "Evaluating the Econometric Evaluations of Training Programs with Experimental Data," *American Economic Review*, Vol. 76, No. 4: pp.604-620.

3.1.2 アメリカの場合(まとめ)³³

3.1.2.1 施策の効果の概要

アメリカにおける政策評価は、プログラム受講後の受講者の平均収入が、非受講者に比べて相対的に高くなっているのかどうか焦点を当てているものが多い。そして、プログラム受講は成人の所得をわずかではあるが、増大させる効果をもつ。収入への効果は、男性よりもむしろ、女性やマイノリティなど社会的弱者に対してあらわれている。しかしながら、長期的な影響を計測すると、その効果は消えてしまうことが多い。一方、若年層への施策の効果に関しては、賃金への影響はないという結果が大体において得られている。

また、プログラム受講の就職確率への影響については、女性や高齢者、福祉受給者や都市部居住者についてプラスの影響が観察される (Anderson et al. (1993))。つまり、女性や高齢者などのプログラム受講者は、非受講者と比べて、受講後の就職確率が高まっている。

以下では、アメリカにおける実験的手法を用いた場合と非実験的手法を用いた場合の政策評価の結果を比較する。また、3.2 では労働市場政策の中でも特に職業訓練施策に着目して、施策の概要と施策評価の結果についてまとめているので、参照されたい。

3.1.2.2 実験的手法を用いた政策評価の結果

実験的手法による推定値と非実験的手法による推定値は異なるものだと一般に考えられており、実際に異なる値となることも決して少なくはない。しかし、概してその違いは誇張されすぎない限りがある。両手法による推定値にはお互いにバイアスがかかっている可能性は否定できず、バイアスのかかり方も両者において異なっていると考えられる。

そこで、3.1.2.2 では、実験的手法を用いたアメリカの政策評価の結果を概観する (Heckman et al. (1999, Table 22), LaLonde (1995), Gueron (1990), Friedlander and Robins (1995), U. S. General Accounting Office (1996) など)。実験的手法による政策評価からは、訓練参加者の就職に対する見通しは明るくなり、費用対効果の観点からも望ましい結果がほぼ共通して得られている。特に、成人女性について顕著にこの結果が得られている。成人女性については、年収ベースで数百ドルから 1000 ドル程度の収入増加という結果が得られている。かつ、この効果は約数年間にわたって続く傾向がみられる。また、収入への大きな効果が見られるときは、就職率の上昇によって引き起こされている場合が多くなっている。

一方、成人男性に関しては、雇用・職業訓練政策の効果はほとんどみられない。しかし、職

³³ Heckman et al. (1999) を参考にしている。

業訓練には、経済的に不利な立場にある成人男性の収入を増加させる効果が若干ではあるが見受けられる。そして、求職支援や就業経験 (Work experience) については、効果が無い、またはマイナスの効果を及ぼすこともあるという結果が得られている。

また、若年層に関しては、雇用や収入にはどのプログラムの影響もみられない。

以上をまとめると、コントロールグループに割り当てられることによって獲得した収入や収入の増分には、男女間および成人と若年層の間で大きな違いがみられる。同時に、地域による違いもみられる。このような違いが生じる要因が何であるかを把握することは、政策的に重要となってくるであろう。

3.1.2.3 非実験的手法を用いた政策評価の結果

次に、非実験的手法による政策評価の推定結果について概観する。非実験的方法による評価の問題点として、推定結果が頑健でないことが挙げられる。プログラムを受講したコーホートの違いによって推定値が大きく異なるだけでなく³⁴、同じコーホートについての評価でも研究者や推定方法によって、推定値が大きく異なる場合がある。例えば、アメリカの職業訓練政策の CETA の収入に及ぼす効果であるが、男性の場合 $-\$1553 \sim \1638 、女性の場合 $\$24 \sim \2669 とばらつきがみられる (Heckman et al. (1999, Table 24), Bassi (1983, 1984), Dickenson et al. (1986, 1987), Ashenfelter and Card (1985) など)。このように推定結果にばらつきが出るのは、比較対照グループの作り方に問題があると考えられる (合成の誤謬: Fallacy of alignment)。

このように推定結果にばらつきが見られるものの、非実験的手法による政策評価の結果には、ある種の共通したパターンがみられる (Heckman et al. (1999, Table 24), Bassi (1983, 1984), Dickenson et al. (1986, 1987), Ashenfelter and Card (1985), Ashenfelter (1978), Gay and Borus (1980), Cooley et al. (1979), Bryant and Rupp (1987) など)。第 1 に、雇用および職業訓練施策は、経済的に不利な立場にある成人女性の収入を増加させる。この結果は、実験的手法の政策評価の結果と一貫性をもつものである。第 2 に、成人男性への効果は、女性へのそれよりも小さくなる。第 3 に、若年層については、実験的手法と同様に政策の効果は見出せない。以上、3 点の共通点が見出せる。つまり、非実験的手法の政策評価の結果は、実験的手法による結果とほぼ共通しており、男女間、および年齢間でプログラムの効果に違いがみられるのである。

【参考文献】

Anderson, Kathryn H., Richard V. Burkhauser and Jennie E. Raymond (1993) "The Effect of

³⁴ ここでいうコーホートとは、プログラムを受講した年で区分したものを指す。

- Creaming on Placement Rates Under The Job Training Partnership Act,' ' *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 46, No. 4: pp.613-624.
- Ashenfelter, Orley C. (1978) "Estimating the Effect of Training Programs on Earnings,' ' *Review of Economics and Statistics*, Vol. 60, No. 1: pp.47-57.
- Ashenfelter, Orley C. and David Card (1985) "Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs,' ' *Review of Economics and Statistics*, Vol. 67, No. 3: pp.648-660.
- Bassi, Laurie J. (1983) "The Effect of CETA on the Postprogram Earnings of Participants,' ' *Journal of Human Resources*, Vol. 18, No. 4: pp.539-556.
- Bassi, Laurie J. (1984) "Estimating the Effect of Training Programs with Non-Random Selection,' ' *Review of Economics and Statistics*, Vol. 66, No. 1: pp.36-43.
- Bryant, Edward C. and Kalman Rupp (1987) "Evaluating the Impact of CETA on Participant Earnings," *Evaluation Review*, Vol. 11, No. 4: pp.473-492.
- Cooley, Thomas F., Timothy W. McGuire and Edward C. Prescott (1979) "Earnings and Employment Dynamics of Manpower Trainees: An Exploratory Econometric Analysis,' ' In Bloch, Farrell E. (eds), *Research in Labor Economics, Supplement 1: Evaluating Manpower Training Programs*, JAI Press Inc. : pp.119-147.
- Dickinson, Katherine P., Terry R. Johnson and Richard W. West (1986) "An Analysis of the Impact of CETA Program on Participants' Earnings,' ' *Journal of Human Resources*, Vol. 21, No. 1: pp.64-91.
- Dickinson, Katherine P., Terry R. Johnson and Richard W. West (1987) "An Analysis of the Sensitivity of Quasi-experimental Net Estimates of CETA Programs," *Evaluation Review*, Vol. 11, No. 4: pp.452-472.
- Friedlander, Daniel and Philip K. Robins (1995) "Evaluating Program Evaluations: New Evidence on Commonly Used None experimental Methods,' ' *American Economic Review*, Vol. 85, No. 4: pp.923-937.
- Gay, Robert S. and Michael E. Borus (1980) "Validating Performance Indicators for Employment and Training Program,' ' *Journal of Human Resources*, Vol. 15, No. 1: pp.29-48.
- Gueron, Judith M. (1990) "Work and Welfare: Lessons on Employment Programs,' ' *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 4, No. 1: pp.79-98.
- Heckman, James J., Robert J. LaLonde and Jefferey A. Smith (1999) "The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs,' ' in Ashenfelter, Orley and David Card (ed), *Handbook of Labor Economics Vol. 3*, Elsevier Science: pp.1865-2097.
- LaLonde, Robert J. (1995) "The Promise of Public Sector-Sponsored Training Programs,' ' *Journal of Human Resources*, Vol. 10, No. 4: pp.633-650.

Journal of Economic Perspectives, Vol. 9, No. 2: pp.149-168.

U. S. General Accounting Office (1996) *Job Training Partnership Act: Long-Term Earnings and Employment Outcomes*, GAO/HEHS-96-40.

3.1.3 ヨーロッパの場合(まとめ)

ヨーロッパにおける訓練政策の評価はいくつかの点でアメリカと異なる。そこでまず、ヨーロッパにおける訓練政策の評価とは総じてどのようなものなのかということをも Heckman et al. (1999) にしたがって、アメリカとの対比の形で紹介する。

一つ目は、アメリカに比べ政策評価が始まった時期が遅いということである。このような時点の違いの要因としては、プログラムに要する支出が拡大した時期が挙げられる。

二つ目は、ヨーロッパ、特に北欧諸国以外の国々における政策評価では、アメリカにおける学術的な政策評価で共通して使用されている長期(パネル)データ法を通常、使用していないことがある。ほとんどがクロスセクション法によるものであり、パラメトリック法を使用して各人の自己選択に伴うバイアスを制御している。これらの政策評価において、訓練の影響の評価分が分離できるとき、自己選択のバイアスを制御した評価は、通常、制御しない場合と比べ同程度であるか、あるいは、大きく出る。こういった評価結果は、イギリス、スウェーデン、アイルランド、ノルウェー、オーストリアにおいて見られる。これらの政策評価を見て、ヨーロッパでは、訓練における自己選択のバイアスについて説明ができないクロスセクション法により評価を行っているために、訓練プログラムの影響についての述べ方が控えめになっているのではないかという意見がある。

スウェーデンやデンマークにおける政策評価では、長期(パネル)データやそれに対応する計量経済学的手法が使用されており、他のヨーロッパ諸国とは異なる。このような違いは、登録者についての質の高い所得データが入手できるか、ということによる。例えば、Westergaard-Nielsen (1993) により使用されたサンプルは、8年間にわたる 30,000 件を超える対象からなるものであった。このような大規模なサンプルは、1% のオーダーで正確に賃金への影響を評価するにあたり重要である。スウェーデンでは、労働市場における参加者と非参加者をマッチングさせるにあたり行政記録が使用できるため、評価の質が高くなっている。そのようなマッチングはアメリカにおける政策評価では不可能であった。行政データを使用した政策評価としては、他に、フランスの Bonnal et al. (1997)、オランダの Ridder (1986)、オーストリアの Zweimuller and Winter-Ebmer (1996) がある。

イギリスにおける雇用や訓練プログラムの評価では一般に調査データが使用される。例えば、Whitfield and Bourlakis (1991) や O'Higgins (1994) による評価では、England and Wales Youth Cohort Study (YCS) のデータが使用された。この調査は、1983-1984 学校年に義務教育を修了した人々を対象として、1985年5月から3年連続で実施されたものである。これらの評価の質や正確さに影響を及ぼすものは、サンプルの脱落である。YCS における最初のコーホートにおいては、当初サンプルのたった 40% しか、3回すべてにわたり回答をしなかった。似たような脱落は、東独におけるプログラムの評価 (Kraus et al. (1997)) で使用された調査デー

タでも見られる。

脱落とか回答の質という問題はあるものの、調査データを使用することの長所としては、行政データ以上に、参加者と非参加者に関する種々の情報が入手できるということがある。例えば、イギリスのある調査は、回答者が学生時代にどういう成績であったのかとか、労働市場はどういう状況なのか、といった詳細な情報を含んでいる。そのような事情から、イギリスにおける政策評価では、アメリカでは通常、政策評価を行う際に入手ができない (Gritz (1993)、Heckman and Roselius (1994) 参照) ような種々のデータを使用して、訓練の効果に関する分析を深めることができた。

ヨーロッパにおける政策評価がアメリカと異なる三つ目の点は、評価が若年者に関するものに集中しているということである。スウェーデン、デンマーク、オーストリアにおける政策評価は通常、成人と若年者の両方に関するものであるが、他のほとんどすべての国では若年者に焦点を当てたものとなっている。この違いは、アメリカでは、年齢に関わらず経済的に不利な立場にある者に政策上の関心があるのに対して、ヨーロッパでは、若年者の失業に政策上の関心があるということを反映している。ヨーロッパにおける政策評価では、若年者に焦点を当てることにより、若年者に対する公的部門による訓練の介在の影響を評価するための情報が得られるわけである。しかしながら、こういった介在が若年者にとって効果があるのかとか、不利な立場にある若年者ほどプログラムからの益を受けているのかといったことを示す確たるものは見出せない状況である。

ヨーロッパとアメリカとで異なる四つ目の点は、ヨーロッパにおける政策評価では、訓練の時間当たり賃金への影響評価に重きが置かれているということである。この違いは、アメリカにおいて政策評価の際に使用している行政データには賃金や労働時間の情報がほとんど含まれていないということによる。積極的労働市場政策の人的資源蓄積や労働生産性への影響を評価するという観点から、ヨーロッパでの政策評価ではアメリカ以上にこの問題を明らかにしている。

ヨーロッパで実施された三つの社会実験がある。二つはアメリカでの JSA の線に沿った雇用サービスの影響をテストしたものである。どちらの場合も、低費用であるにもかかわらず、雇用サービスは就業率をかなり高めるものであると評価されるという、アメリカにおけるものと同様の結果が得られている。スウェーデンの実験では、失業中の参加者が、コントロールグループが 1.5 時間であるのに対し平均で 7.5 時間の追加的求職支援を受けたところ、その 9 ヶ月後、トリートメントグループの就業率はコントロールグループより 13% ポイント高いものとなった。イギリスのリスタート実験では、ちょうど 6 ヶ月間、失業していた者のランダムサンプルをコントロールグループとし、通常行われる 15-25 分の面接とカウンセリングを実施しないこととし、トリートメントグループは、面接に参加したり働けることを示したりしないならば、益を失うという危険に置かれた。自発的に面接を要求することはできるものの、コントロールグループは、失業して 12 月後に予定されている次回の定期的な面接まで、面接を受けなくてい

いこととした。1年後、コントロールグループの就業率は、トリートメントグループより、4%ポイント低いものとなった。男性に限って言えば、少なくとも5年間この影響が続いた。(Dolton and O'Neill (1996b, 1997)、Robinson (1996)) JSAの非実験的評価として、Engstrom et al. (1988)による評価があり、雇用サービスの就業率への影響は顕著なものではないことを見出した。

どの積極的労働市場政策についても、整合的に、いかなる他の政策よりも雇用への影響があるという結論となる、そのようなパターンは見出せない。代わりに、ヨーロッパにおける評価では、しばしば、いずれの政策についても、就業率への効果が大きく統計的にも有意であるということが示されている。こういったことは、直接的には、Main and Raffe (1983)、Main (1985, 1991)、Main and Shelly (1990)、O'Higgins (1994)によるイギリスの政策評価、Björklund (1989)によるスウェーデンの政策評価、Breen (1991)によるアイルランドの政策評価で、そして、間接的には、Bonnal et al. (1997)によるフランスの政策評価、Ridder (1986)によるオランダの政策評価、Zweimuller and Winter-Ebmer (1996)によるオーストリアの政策評価で見られる。雇用への影響は、いくつかの評価において10%ポイントを超えるものとなっている。

ただ、Dolton et al. (1992, 1994b)によるイギリスの研究、Harkman et al. (1996)によるスウェーデンの政策評価のほか、ノルウェーやデンマークでの政策評価では、政策プログラムの雇用への影響はきわめて小さいか、ときとしてむしろ負の結果となっている。影響評価の多様性がアメリカのCETA評価での経験を思い起こすとしても、別のコーホートのものや別の政策プログラムにおけるいくつかのケースを見ることは重要である。

ヨーロッパにおける政策評価では、訓練が就業率に顕著な影響を及ぼすという結果が出ているが、賃金(の対数)については、そうでもない。いくつかの政策評価において訓練の影響が例外的に大きく出ているものもあるが統計的に有意ではない。最も統計的に有意な影響はBjörklund (1994)の、スウェーデンにおける1970年代後期における雇用訓練により時間当たり賃金が10%、向上した、というものである。なお、ここでは、分析結果が使用された手法により影響されるということについても注意深く見ている。さらに、この結果は、スウェーデンでは標準的な17週間のCTが訓練生の賃金に大きな影響を与えるという結果になるということがもっともなことであるかどうかという問題を提示している。結局、この期間における1年間の公式スクーリングの影響は2%という低さであった(Harkman et al. (1996))。

この考察に比べると、訓練の賃金(の対数)への影響について統計的に有意であるとの評価結果を出している他の例は、よりもっともらしいものである。デンマークでの政策評価で、2-4週間の教室型職業訓練(座学)により、未熟練の男性労働者の時間当たり賃金が約1%、向上させたというものがある。熟練男性労働者についてのポイント評価も同程度であったが、ただ、統計的に有意なものではなかった。女性労働者についての評価についてはほぼ0%であったが、ただ、この場合も統計的に有意なものではなかった。すなわち、これらの影響を、特に男性について、正確に評価できたのは、使用したサンプルが例外的に大規模なものであったためである。

訓練の賃金への影響については、正の値となるという評価が多いものの、0か負の値となるという評価もいくつかある。上記のデンマークでの政策評価の一方で、Whitfield and Bourlakis (1991) や Dolton et al. (1994a) は、スウェーデンにおける Ackum (1991) や Regnér (1996) のように、イギリスにおける若年者についても同様の結果を出している。スウェーデンでは、訓練は月収に0または負の影響があるという評価結果がいくつかある。

すなわち、ヨーロッパにおける積極的労働市場政策が参加者の賃金に正の影響を及ぼすという強い根拠はほとんどないということである。一方、これらの政策の正の雇用効果については強いものであることが見出せたが、未だに、この問題についてのコンセンサスは得られていない。これらの政策プログラムの規模、多くのヨーロッパ諸国におけるOJTの重要性等により、影響評価に基づいた費用便益分析は、おそらくヨーロッパにおける積極的労働市場政策からもたらされるネットの社会益を誇張したものであるとしている。

職業訓練プログラムの雇用・賃金への影響評価

国・分析者	分析内容	推定法	対象プログラム・コーホート	影響
オーストリア Zweimuller and Winter-Ebmer (1996)	失業リスク	プロビット セレクション	ARB-CT: 男性, 1986	0
カナダ Park et al. (1993)	年収	D-in-D	カナダ職業戦略 CT, 1988 CT, 1989 Job Entry, 1988 Job Entry, 1989 OJT1, 1988 OJT1, 1989 OJT2, 1988 OJT2, 1989	0.09 -0.20 0.24 0.18 0.06 -0.11 0.26* -0.01
デンマーク Jensen et al. (1993)/ Westergard-Neilsen (1993)	失業率 時間賃金 (対数)	パネル	AMU: 成人, 1976/1988 最近あまり仕事をしていない 者 男性 熟練男性 非熟練男性	0 (-)* 0.01* 0.01* 0.01* 0.00

			女性	
フランス Thierry and Sollogoub (1995) Bonnal et al. (1997)	雇用 hazard 失業 hazard	MLE MLE	YTP: OJT YTP: 男性<26歳, 1986-1988 学位なし: CT WE OJT 卒業者: CT WE OJT 学位なし: CT WE OJT 卒業者: CT WE OJT	(-)* +* 0 +* +* (-)* +* (-)* 0 (-)* (-)* +* (-)*
ドイツ Kraus et al. (1997) Lechner (1996, 1997)	安定雇用への 非雇用 hazard 失業率 月収	MLE マッチング	AFG: 1992-1994 CT-男性/女性 OJT-男性 OJT-女性 AFG: 1991-1993	 +* 0 +* 0.01 0.04
アイルランド Breen (1988, 1991)	就業率	プロビット セレクション プロビット	AnCO/FAS: 若年者, 1981-1982 退出後 1年後 退出後 1年後 WEP/Teamwork: 若年者,	 0.17* 0.06 0.25* 0.04

O'Connell and McGinnity (1997)	就業率	セレクション	1982-1986	
			退出後	0.23*
		1年後	0.26	
		退出後	0.77*	
	週賃金	プロビット	1年後	0.18
			若年者<23歳, 1992	
		OLS	CT	0.16*
			OJT	0.21*
			WE	0.00
			CT	0.01*
			OJT	0.02*
			WE	0.00
オランダ Ridder (1986)	雇用 hazard	MLE	E & T プログラム: 1979-1981	
			>35歳	0
			<35歳, WE	(-)*
			<35歳, OJT/CT	(-)
	失業 hazard	MLE	E & T プログラム: 1979-1981	
			>35歳	(-)*
			<35歳, WE	(-)
			<35歳, OJT/CT	(-)
de Koning et al. (1991)	失業 hazard	マッチング/MLE	CVV-CT:	
			ブルーカラー	+*
			事務職	0
de Koning (1993)	失業率	OLS	VMA/JOB-OJT:	
			若年者<25歳 (JOB)	(-)
			成人(VMA)	(-)*
ノルウェー Torp et al. (1993)	就業率	実験的手法 プロビット セレクション	CT: すべての参加, 1991	0.03
			訓練修了者のみ	(-)
				(-)*
スウェーデン Delander (1978)/ Björklund and Regnér (1996)	就業率	実験的手法	ES/Intensified JSA: 1975 Eskilstuna における求職者	0.13*

Engstrom et al. (1988)/ Björklund (1993) Björklund (1993, 1994)	月収			0.06	
	失業 hazard	MLE	ES: 1983		
			解雇者	0	
	就業率	OLS	AMS-CT: 1976-1980		
		パネル	16-64 歳/失業者	0.05	
	時間賃金	OLS	16-64 歳/失業者	-0.05	
	(対数)	セレクション		0.05	
		パネル		0.10*	
Edin (1988)	週収入	パネル	AMS-CT: 1977		
	(対数)		解雇者	-0.09*	
Axelsson (1989)/ Björklund (1993)	年収 (%)	パネル	AMS-CT: 1981	0.22*	
Ackum (1991)	時間賃金	OLS	AMS-CT: 1981		
	(対数)		若年者<25 歳	-0.02	
		セレクション		-0.01	
		パネル		-0.05	
	Andersson (1993)	年収 (%)	マッチ/OLS	AMS-CT: 1989-1990	
			1989 コーホート	-0.05*	
			1990 コーホート	-0.15*	
		マッチ/パネル	1989 コーホート	-0.02	
			1990 コーホート	-0.13*	
	Regnér (1996)	年収 (%)	マッチ/パネル	AMS-CT: 1990	
			1989 男性コーホート	0.10	
			1990 男性コーホート	-0.10	
			1989 若年者コーホート	-0.06	
			1990 若年者コーホート	-0.26*	
Harkman et al. (1996)	就業率	マッチ/プロビット	AMS-CT: すべて, 1993	-0.01	
				0.09	
		マッチ/セレクシ ョン		0.02	
	時間賃金	マッチ/OLS		0.05	
	(対数)	マッチ/セレクシ ョン			
イギリス					

Main and Raffe (1983)	就業率	プロビット	YOP-スコットランド: 1978 男性	0.06
			女性	0.14*
Main (1985)	就業率	プロビット	YOP-スコットランド: 1980 男性: 全員	0.04*
			社会的に不利な者	0.03*
			女性: 全員	0.08*
			社会的に不利な者	0.07*
Whitfield and Bourlakis (1991)	就業率	プロビット	YTS-I:	0.04*
	時間賃金 (対数)	セレクション		-0.03
Main and Shelly (1990)	就業率	プロビット	YTS-I-スコットランド: 全員	0.15*
			社会的に不利な者	0.11*
	時間賃金 (対数)	セレクション	YTS-I-スコットランド: 社会的に有利な者	0.20
			社会的に不利な者	0.32
Main (1991)	就業率	プロビット	YTS-I-スコットランド: 社会的に有利な者	0.14
			社会的に不利な者	0.19*
O' Higgins (1994)	就業率	プロビット	YTS-I: 全員	0.08*
			社会的に不利な者	0.04*
		セレクション	YTS-I: 全員	0.21*
			社会的に不利な者	0.09*
			女性	0.28*
Green et al. (1996)	時間賃金 (対数)	セレクション	YTS-II: YTS, 卒業者	0.19
			YTS, 学位なし	0.02
			YTS, その他(CT等)	0.29
Dolton et al. (1992)	就業率	セレクション	YTS-II: OJT 経験なし	(-)
			OJT 経験あり/OJT 中	+
	時間賃金 (対数)	セレクション	男性・1985-1986に16歳 WE/OJT	0.05
			CT/OJT	0
			女性・1985-1986に16歳 WE/OJT	-0.05

Dolton et al. (1994a)	失業 hazard	MLE	CT/OJT	-0.03
			YTS-II: すべての仕事へ: 男性	(-)*
			女性	(-)*
			女性	+*
Dolton et al. (1994b)	時間賃金 (対数)	セレクション	すべての YTS 系の仕事へ:	+*
			男性	0
			女性	+*
			女性	0.26
White and Lakey (1992)	就業率	実験的手法	すべての安定的な仕事へ:	-0.08
			男性	0.04*
Pyne et al. (1996)	就業率	マッチング	男性	0.22*
			女性	0
	時間賃金 (対数)	セレクション	女性	0.04
			女性	0
Dolton and O'Neill (1996s, b)	失業 hazard	MLE	YTS-II: 社会的に不利な者	0
			男性	
			女性	
			リスタート: 1989	+*
			ET: 成人, 1991-1992	0
				+
				+*
			ET: 成人, 1991-1992	
リスタート: 1989				
すべての仕事へ				
安定的な仕事へ				
訓練プログラムへ				
失業手当からの退出				

注) 表中で使用した用語の意味:
(推定法)

プロビット: 訓練状態に関する単複の変数を持つプロビット or ロジットモデル

セレクション: アウトカムと参加に関する式における観測されないものの間の関係を制御するセレクションバイアスに関するパラメトリックな計量経済学的モデル

D-in-D: difference-in-differences 推定法(回帰式における共分散を制御しうる。)
パネル: 長期(パネル)データを利用する推定法(D-in-D、固定効果推定法、自己回帰推定法等)
MLE: 対象とする事象に関する過去のデータに対して使用される標準的で最も可能性の高い方法のこと
(対象プログラム) 各国における具体的なプログラム内容については3.2~5をご参照いただくとして、以下、特に注意すべき部分のみ記す。
ARB[オーストリア]: Arbeitsmarktverwaltung
CT: 教室型訓練(Classroom training; 座学)(AnCO/FAS, CVV (Vocational Training Centre)、AFG等に見られる。)
Job Entry[カナダ]: 3年以上労働市場の外にいた学生でない若年者や女性の労働市場への参入を円滑にするためのプログラム
OJT1[カナダ]: 長期失業者のための Job Development プログラム
OJT2[カナダ]: 仕事の準備ができてなくて他のプログラムへの参加要件も満たさないがプログラムから益を受けるものと考えられる失業者のための skill shortage プログラム
EA[イギリス]: Employment Action
ET[イギリス]: Employment Training
YOP[イギリス]: Youth Opportunities Program 1978-1983
YTS-I[イギリス]: Youth Training Schemes 1983-1986, in England and Wales
YTS-II[イギリス]: Youth Training Schemes 1986-1989, in England and Wales
VMA/JOB[オランダ]: 長期失業中の成人(VMA)と若年者(JOB)に民間企業からの補助仕事を提供
WEP/Teamwork[アイルランド]: 民間企業等からの補助仕事を一時的に提供する職業体験プログラム
YTP[フランス]: Youth Training Programs

(影響)

プログラムの賃金・収入への影響については%で、雇用(就業)や失業への影響については%ポイントで表示している。*は5%水準で統計的に有意な影響であることを示す。

資料出所: Heckman, J. J., R. J. Lalonde and J. A. Smith (1999), The economics and econometrics of active labor market programs, in Ashenfelter, O. and D. Vard (eds), Handbook of Labor Economics, 3A, Amsterdam, North-Holland, Chapter 31: 1865-2097.

それでは、次に、ヨーロッパ各国における政策評価はどのようなものであるのかについて各国ごとに具体的に見ていくこととする。

① イギリスの訓練・再就職支援政策

イギリスの政策評価に当たり取り上げられた文献は、若年者訓練政策と長期失業者の求職支援政策、さらに若年者のためのニューデールについてである。

若年者訓練政策の訓練修了後の就業率に関する評価については、若年失業者が急増していた1980年~1986年に関してはプラスの効果が観察されている。訓練参加者は非参加者に比べて、訓練後の就業率が統計的に高くなっているのである。ただし、失業情勢が改善に向かったそれ以降については、プラスの効果は観察されていない。

また、訓練後の賃金の上昇については、全般的に負の効果ないしは効果がないという結論となっている。ただし、社会的に不利な立場にある男性については、賃金に関するプラスの効果が観察されている。賃金のプラスの効果は、かなり限定的なものである。

長期失業者の求職支援に関する政策評価に目を向けると、短期的にはプログラム参加者の方が非参加者よりも早く再就職できるというプラスの効果が観察されている。ただし、5年にわたる追跡調査に基づく長期的な効果は、男性にのみ観察されている。

若年者のためのニューデールについては、プログラム修了後の就職率に対する効果が論じら

れている。ニューデールの第一段階である求職支援活動（Gateway）を介して、プログラムの大きな正の就職効果が確認されている。

イギリスの政策評価については、どのプログラムについても正の就職効果が観察されている。ただし、若年者訓練政策の場合には、失業情勢が改善にある場合については正の就職効果は観察されない。

② スウェーデンの労働市場政策

スウェーデンの政策評価については、政策も政策評価の対象も大変バラエティーに富んでいるといえる。政策としては職業訓練プログラム、移動補助金、若年者の失業、求人、雇用対策プログラムなど広汎な分野に及んでおり、また政策評価の対象も就職率、プログラム参加前後の賃金変化、失業期間などを対象としている。

こうした政策評価の中から、主だった結果を抜き出すと以下の通りである。まず、対象となるプログラムの如何に関わらず、プログラム参加者の再就職率は非受講者に比べて高いという結果が出ている。プログラム参加前後の賃金変化については、結果が曖昧であるか、推計したモデルによって結果が異なる場合が多いようである。

また、スウェーデンの場合、失業期間が長くなっても失業状態から抜け出す割合が、失業期間とともに高まる Positive Duration Dependence が観察されるとの多くの報告があるが、こうした背後には同国の手厚い労働市場政策が関わっているものと推察されている。

③ その他の国々

その他のヨーロッパ諸国の中で、面白い結果が出ているのはスイスである。これはスイスの積極的労働市場政策に関する評価についてであるが、積極的労働市場政策に含まれる 9 つのプログラムの評価をそれぞれ行っている。そのほとんどの政策が効果なしという結果であるが、唯一有期雇用賃金助成のみが再就職率にプラスの影響を与えている。

オランダの場合も長期失業者のための助成金政策について評価を実施しているが、雇用助成は長期失業者の減少に貢献しているという結果となっている。

また、オーストリアの場合、訓練プログラムの効果を検討しているが、訓練プログラムへの参加により再失業のリスクが小さくなるというプラスの効果が観察されている。

フランスの場合には、若年者が安定的な雇用を確保することは非常に難しく、職業訓練への参加などによっては事態が改善しないという悲観的な政策評価が下されている。

ベルギーでは、社会福祉に依存している生活困窮者を就労させることにより社会参加を促す Making Work Pay（働いた方が得になる方策）に関する評価が行われているが、大きな効果があるとは言えない結果となっている。

【参考文献】

- Ackum, S. (1991), Youth unemployment, labour market programs and subsequent earnings, *Scandinavian Journal of Economics* 93(4): pp. 531-543.
- Andersson, H. (1993), Choosing among alternative nonexperimental methods for estimating the impact of training: New Swedish evidence, *Unpublished manuscript*, Sweden Institute for Social Research, Stockholm University.
- Axelsson, R. (1989), Svensk arbetsmarknadsutbildning: En kvantitativ analys av dess effekter, *Umeå Economic Studies*, Umeå University.
- Björklund, A. (1989), Evaluations of training programs: Experiences and suggestions for future research, *Discussion Paper* 89(13), Wissenschaftszentrum, Berlin.
- Björklund, A. (1993), The Swedish experience, in Jensen, K. and P.K. Madsen (eds), *Measuring labour market measures*, Ministry of Labour, Copenhagen, Denmark: pp. 243-263.
- Björklund, A. (1994), Evaluations of Swedish labor market policy, *International Journal of Manpower* 15(5, Part 2): pp. 16-31.
- Björklund, A. and H. Regnér (1996), Experimental evaluation of European labour market policy, in Schmid, G., J. O'Reilly and K. Schömann (eds), *International handbook of labour market policy and evaluation*, Edward Elgar, Aldershot, UK: pp. 89-114.
- Bonnal, L., D. Fougere and A. Serandon (1997), Evaluating the impact of French employment policies on individual labour market histories, *Review of Economic Studies* 64(4): pp. 683-713.
- Breen, R. (1988), The work experience program in Ireland, *International Labour Review* 127(4): pp. 429-444.
- Breen, R. (1991), Assessing the effectiveness of training and temporary employment schemes: Some results from the youth labour market, *The Economics and Social Review* 22(3): pp. 177-198.
- de Koning, J. (1993), Measuring the placement effects of two wage subsidy schemes for the long term unemployed, *Empirical Economics* 18: pp. 447-468.
- de Koning, J., M. Koss and A. Verkaik (1991), A quasi-experimental evaluation of the vocational training centre for adults, *Environmental and Planning C, Government and Policy* 9: 143-153.
- Delander, L. (1978), Studier kring den arbetsformedlande verksamheten, *Studies of the Swedish Employment Office*, in SOU, 60.
- Dolton, P. J. and D. O'Neill (1996a), Unemployment duration and the Restart effect: Some experimental evidence, *Economic Journal* 106(435): pp. 387-400.

- Dolton, P. J. and D. O' Neill (1996b), The Restart effect and the return to full-time stable employment, *Journal of the Royal Statistical Society A* 159(2): pp.275-288.
- Dolton, P. J. and D. O' Neill (1997), The long-run effect of unemployment monitoring and work-search programs: Some experimental evidence from the U. K., *Unpublished monograph*, University of Newcastle-upon-Tyne.
- Dolton, P. J., G. H. Makepeace and J. G. Treble (1992), Public- and private-sector training of young people in Britain, in Lynch, L. (ed), *Training and the private sector*, University of Chicago Press, Chicago, IL: pp.261-281.
- Dolton, P. J., G. H. Makepeace and J. G. Treble (1994a), The Youth Training Scheme and the school-to-work transition, *Oxford Economic Papers* 46(4): pp.629-657.
- Dolton, P. J., G. H. Makepeace and J. G. Treble (1994b), The wage effect of YTS: Evidence from YCS, *Scottish Journal of Political Economy* 41(4): pp.444-453.
- Edin, P.A. (1988), Individual consequences of plant closures, *PhD dissertation*, Uppsala University.
- Engstrom L., K. Lofgren and O. Westerlund (1988), Intensified employment services, unemployment duration and unemployment risks, *Economic studies* 186, Umeå University.
- Green, F., M. Hoskins and S. Montgomery (1996), The effects of company training: Further education and the youth training scheme on the earnings of young employees, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 58(3): pp.469-488.
- Gritz, M. (1993), The impact of training on the frequency and duration of employment, *Journal of Economics* 57(1-3): pp.21-51.
- Harkman, A., F. Jansson and A. Tamas (1996), Effects, defects, and prospects: An evaluation of labor market training in Sweden, *Unpublished manuscript*, Research Unit, Swedish National Labour Market Board.
- Heckman, J. J., R. J. Lalonde and J. A. Smith (1999), The economics and econometrics of active labor market programs, in Ashenfelter, O. and D. Vard (eds), *Handbook of Labor Economics*, 3A, Amsterdam, North-Holland, Chapter 31: pp.1865-2097.
- Heckman, J. J. and R. Roselius (1994), Evaluating the impact of training on the earnings and labor force status of young women: Better data help a lot, *Unpublished manuscript*, University of Chicago.
- Jensen, P., P. Pederson, N. Smith and N. Westergard-Nielson (1993), The effects of labor market training on wages and unemployment: Some Danish results, in Bunzel, H., P. Jensen and N. Westergard-Nielson (eds), *Panel data and labour market dynamics, Contributions to economic analysis* 222, North Holland, Amsterdam: pp.311-331.

- Kraus, F., P. Puhani and V. Steiner (1997), Employment effects of publically financed training programs: The East German experience, *Discussion paper* No. 07(32), Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung.
- Lechner, M. (1996), An evaluation of public-sector-sponsored continuous vocational training programs in East Germany, *Unpublished manuscript*, Universität Mannheim.
- Lechner, M. (1997), Earning and employment effects of continuous off-the-job training in East Germany after unification, *Unpublished manuscript*, Universität Mannheim.
- Main, B.G.M. (1985), School leaver unemployment and the Youth Opportunities Programme in Scotland, *Oxford Economic Papers* 37(3): pp. 426-447.
- Main, B.G.M. (1991), The effects of the Youth Training Scheme on employment probability, *Applied Economics* 23(2): pp. 367-372.
- Main, B.G.M. and D. Raffae (1983), Determinants of employment and unemployment among school leavers: Evidence from the 1979 survey of Scottish school leavers, *Scottish Journal of Political Economy* 30(1): pp. 1-17.
- Main, B.G.M. and M. A. Shelly (1990), The effectiveness of the Youth Training Scheme as a manpower policy, *Economica* 57(228): pp. 495-514.
- O'Connell, P. and F. McGinnity (1997), What works, who works? : The employment and earnings effects of active labour market programmes among young people in Ireland, *Work, Employment and Society* 11(4): pp. 639-661.
- O' Higgins, N. (1994), YTS, employment and sample selection bias, *Oxford Economic Papers* 46(4): pp. 605-628.
- Park, N., W. C. Riddell and R. Power (1993), An evaluation of UI-sponsored training, Evaluation Branch, Human Resources Development Canada.
- Payne, J., S. Lissenburg and M. White (1996), Employment training and employment action: An evaluation by the matched comparison method, Policy Studies Institute, London.
- Regnér, H. (1996), A nonexperimental evaluation of manpower training in Sweden, *Unpublished manuscript*, Stockholm University.
- Ridder, G. (1986), An event history approach to the evaluation of training, recruitment and employment programmes, *Journal of Applied Econometrics* 11: pp. 109-126.
- Thierry, P. and M. Sollogoub (1995), Les politiques françaises d'emploi en faveur des jeunes: Une évaluation économétrique, *Revue-Economique* 46(3): pp. 549-559.
- Torp, H., O. Raaum, E. Hæres and H. Goldstein (1993), The first Norwegian experiment, in Jensen, K. and P. K. Madsen (eds), *Measuring labour market measures*, Ministry of Labour, Copenhagen, Denmark: pp. 97-140.

- Westergard-Nielsen, N. (1993), The effects of training: A fixed effect model, in Jensen, K. and P. K. Madsen (eds), *Measuring labour market measures*, Ministry of Labour, Copenhagen, Denmark: pp.167-200.
- White, M. and J. Lakey (1992), The Restart effect: Does active labour market policy reduce unemployment? , Policy Studies Institute, London.
- Whitfield, K. and C. Bourlakis (1991), An empirical analysis of YTS, employment and earnings, *Journal of Economic Studies* 18(1): pp.42-56.
- Zweimuller, J. and Winter-Ebmer, R. (1996), Manpower training programmes and employment stability, *Economica* 63(249): pp.113-130.

3.1.4 積極的労働市場政策全般にわたる種々の評価³⁵

以上で取り上げた結果は、科学的手法に基づいて政策評価を行った結果である。ところで、労働市場政策といった時に、その政策の中心となるのは積極的労働市場政策であると考えられることができる。しかしながら、これまでにまとめた科学的手法に基づく政策評価は、訓練政策の評価が中心であり、必ずしも積極的労働市場政策全般にわたる評価ではなかった。そこでここでは、非科学的手法による評価も含めて、積極的労働市場政策全般にわたる評価について簡単に触れることにする。

積極的労働市場政策の評価には、OECD (1993) をはじめいくつかのまとまった成果があるが³⁶、ここでは Dar and Tzannatos (1999) の積極的労働市場政策全般に関する評価の内容について触れる。Dar and Tzannatos (1999) が掲げる具体的な積極的労働市場政策とは、① Public works program、② Job search assistance、③ Training for long-term unemployed、④ Retraining for those laid off en masse、⑤ Training for youth、⑥ Micro-enterprise development、⑦ Wage subsidy、の7つである。

①の Public works program は、長期失業者など就職が最も困難と考えられるグループに対して、短期的な仕事の提供(例えば、建設業や健康福祉業などへの仕事の提供)を行うプログラムであり、OECD 平均で積極的労働市場政策予算の約4分の1に当たる額がこの施策のために使われている。①について政策評価を実施した13事例のうち、9事例が非実験的手法で、残りの4事例が非科学的手法で評価を実施している。非実験的手法による評価を見ると、評価対象となった施策については、プログラムの参加者は就業率が増加したという形で短期の政策効果が認められるものの、プログラム参加者は提供を受けた職以外の職に就職する確率が低く対象グループと比較してプログラム参加後の賃金低くなりがちであり、また、これらのプログラムは、長期失業者を減らす大きな効果は持っていないという結果となっている。

②の Job search assistance は、文字通りカウンセリングなどを含む就職支援施策であり、これも OECD 平均で積極的労働市場政策予算の約4分の1を占める重要な施策である。②について政策評価を行っている18事例のうち、1事例を除いてすべて科学的手法で評価が行われている。科学的手法は、6つの実験的手法と11の非実験的手法に分類される。こうした結果の多くは、評価対象となったプログラムの受講者に関して、プログラム修了後の就職率ないしは賃金上昇にプラスの効果を示すものが多い。

③～⑤までの訓練プログラムは、OECD 加盟各国で最も予算を費やして実施されている施策であり、積極的労働市場政策予算のおおよそ40%～60%の割合を占めている重要な施策である。

③の長期失業者に対する訓練施策であるが、評価事例23のうち、6つが実験的手法、13が非

³⁵ 本節は、基本的に、「労働政策研究・研修機構(2004)、先進諸国の雇用戦略に関する研究」からの再録である。

³⁶ 例えば、樋口(2001)は、積極的労働市場政策の効果についてわかりやすくまとめている。

実験的手法、残りの4つが非科学的手法となっている。政策評価の結果をみると、非科学的手法の場合、長期失業者に対する訓練効果を高く導出する傾向が強いようである。これに対して科学的手法によれば、プログラムの効果はプラスの場合もあればそうでない場合もある。また、プラスの効果の場合、その効果はかなり小さい場合が多い。

④のレイオフされた者への再訓練に対する評価であるが、11の事例があり、そのうち5つが非実験的手法、5つが非科学的手法などとなっている。アメリカの自動車工場に関する3つの事例では、非実験的手法と非科学的手法で異なる結果をもたらしている。非実験的手法によれば、プログラムの効果はないという結論であるが、非科学的手法は高い政策効果を示している。

⑤の若年者に対する訓練政策の評価については7つの評価事例があり、そのうち5つが実験的手法を用いた評価であり、残り2つが非実験的手法による評価である。評価対象となった訓練については、ほとんどの事例で政策効果が現れていない結果となっている。

⑥の Micro-enterprise development は、起業を促進するプログラムである。起業を企図する者に資金の貸し付けや相談を行うというのがプログラムの内容である。このプログラムは他のプログラムとは異なり、ほとんど予算がつけられていない。OECD 諸国の中でも、この施策に積極的労働市場政策予算全体の10%を超える額を当てている国はひとつもない。

この施策については13事例の評価がなされており、このうち実験的手法による評価が2事例、非実験的手法による手法が5事例、残りが非科学的手法である。プログラムの内容が多岐に渡っているせいもあり結果も様々であるが、5つの施策について、デッドウエイトロス（DWL）の値が高いとの評価がなされている。

最後の賃金助成金政策であるが、これは雇い主が長期失業者や若年者などを雇用者として雇用した時に支給される賃金助成金の場合が多い。この施策の予算額も Micro-enterprise development と同様に、積極的労働市場政策の中ではごくわずかである。

18の評価事例があり、実験的手法が1事例、非実験的手法が11事例、残りの6事例が非科学的手法である。これらの評価結果では、高いデッドウエイトロス（DWL）の値と置き換え効果などが指摘されている。

【参考文献】

Dar, Amit and Zafiris Tzannatos (1999) "Active Labour Market Programs: A Review of the Evidence from Evaluations." *Social Protection Discussion Paper Series*, No. 9901, The World Bank, Washington D. C..

OECD (1993) "Active Labour Market Policies: Assessing Macroeconomic and Microeconomic Effects." *Employment Outlook*.

3.1.5 積極的労働市場政策以外についての評価（最低賃金改定の影響）³⁷

次に、積極的労働市場政策以外の政策評価について簡単に触れる。積極的労働市場政策以外にも多くの政策があり、その政策評価が実施されているが、科学的な実験手法を用いて分析が行われており、しかもある程度の研究実績がある分野のひとつは最低賃金引き上げの雇用に及ぼす効果に関する研究である。こうした研究実績はアメリカで多くなされているため、以下ではアメリカにおける最低賃金引き上げの効果について簡単に言及する。

最低賃金の引き上げは、労働市場の完全競争を想定すると理論的には労働需要の減少につながる。実証分析における主眼は、最低賃金の引き上げが対象となる雇用の減少につながるかどうかを検証することにあつた。実証研究の結果をみると、最低賃金の引き上げが雇用の減少につながらないとする研究結果と雇用を減少させるという研究結果に2分される。

最賃引き上げが、雇用の減少を惹起しないとする主な研究例として Card (1992)、Card and Krueger (1995) がある。

Card (1992)、Card and Krueger (1995) は、1988年に州法で最低賃金を連邦最低賃金より高い水準に改正したカリフォルニア州と、同時期に最低賃金が据え置かれたままであつた南部の諸州を比較したものである。論文では既に紹介した difference-in-differences 推定法を用いて分析を行っている。これは、最賃引き上げが実施された対象グループと、最賃引き上げが実施されなかった比較対照グループとを比較して、その効果を計測するものである。つまり、以下の式を推定することにより、最賃引き上げの効果を測定している。

$$(Y_{t2} - Y_{c2}) - (Y_{t1} - Y_{c1}) \dots (1)$$

あるいは、同値であるが、

$$(Y_{t2} - Y_{t1}) - (Y_{c2} - Y_{c1}) \dots (2)$$

で表される。Card らの論文における Y は、雇用者-人口比率になる。添字の t は対象者であることを、 c は比較対照者であることを示している。また、添字の数字は時間を示し、2は最低賃金が引き上げられた後の1989年、1は引き上げ以前の1987年を示している。(1)、(2)式は、最低賃金の上昇によって変化したカリフォルニア州の雇用-人口比率のうち、純粋に最低賃金のみが与えた影響を捉えている。(1)式は最低賃金が引き上げられた州とそうでなかった州、つまり横断面での雇用量の差異を調べて、それを異時点間で比較している。 $(Y_{t1} - Y_{c1})$ は、最

³⁷ 本節は、「労働政策研究・研修機構 (2004)、先進諸国の雇用戦略に関する研究」からの再録である。

低賃金が引き上げられる以前から存在した州間での差異となる。(2) 式は、州内での雇用量の時系列変化を、最低賃金が引き上げられた州とそうでない州とで比較している。(2) 式の $(Y_{c2} - Y_{c1})$ は、最低賃金が引き上げられなかった場合でも生じた雇用の増加分と考えられる。同時点の差異を州間で、あるいは州内の差異を異時点間で比較して最低賃金の効果を計ることから、これらの式は差異の差異、つまり difference-in-differences と呼ばれている。

Card (1992) の結果は、10 代の雇用-人口比率における difference-in-differences が、5.6 パーセント・ポイント(標準誤差 2.3)と正の値を示している。これは、カリフォルニア州の雇用-人口比率が、他の南部諸州に比べて、この間増加したことを意味している。カリフォルニア州の 10 代雇業者のうち 50%以上が、旧最低賃金額と新しい最低賃金額との間の賃金を 1987 年に得ていた。最低賃金の上昇により、多くの 10 代雇業者が賃金変更の影響を受けたことになる。このことを考慮すれば、最低賃金の上昇に伴って、雇用が大幅に削減された事実はなかったといえる。一方、労働者全体(16-68 歳)の雇用-人口比率の difference-in-differences は-0.6 パーセント・ポイント(標準誤差 0.4)であり、カリフォルニア州全体の雇用の成長は、比較州と比べてあまり違いがなかったことになる。結果として、最低賃金の引き上げは 10 代の雇用を増加させる、あるいは少なくとも影響を与えないということになる。

Card (1992)、Card and Krueger (1995) の計測では、10 代の労働者と同様、最低賃金引き上げの影響を受けやすい小売業の労働者と、さらに小売業雇業者全体の 30% を占める飲食業の労働者についての事例調査も述べられている。小売業、飲食業ともに、カリフォルニア州の雇用量が、比較州に比べて減少したという結果は得られていない。

Card らによる difference-in-differences 推定法による推計結果は、統御可能でランダム・サンプリングが前提である自然科学の実験とは異なるため、この値を最低賃金の影響と捉えることについては、いくつかの問題点が指摘されている。例えば、Hamermesh (1995) では、以下の 2 点が指摘されている。一つは変数における時間幅の問題である。理想的には Y_{t1} は最低賃金の影響を受けておらず、逆に Y_{t2} は最低賃金の影響を十分に反映していなければならない。カリフォルニア州の例では、施行が 1988 年 7 月であり、施行日の発表は 1987 年の 12 月に行われた。だが、最低賃金変更に際する公聴会が 1986 年から開かれ、議論が繰り返されていた。そのため、最低賃金が引き上げられるというアナウンス効果が 1987 年にあったはずであり、雇い主が雇用調整を始めていた可能性は排除できないのである。二つ目は、得られた値が純粋に最低賃金のみ効果を示しているかどうかということである。例えば、カリフォルニア州だけ、あるいは逆に比較州だけに大きな景気変動が起こっていた場合、推定値にはその影響が含まれることになる。

また、Card and Krueger (1994) は、ファースト・フード店の雇用に及ぼす最賃の影響について、ニュージャージー州とそれに隣接するペンシルヴァニア州東部の比較を行っている。ニュージャージー州では、連邦最低賃金の切り上げに先駆けて、州の最低賃金を引き上げていた。これに基づき、賃金改正のあったニュージャージー州を対象グループ、最低賃金が据え置かれ

たペンシルヴァニア州を比較対照グループとして分析を行っている。得られた結果は、最低賃金が上昇したニュージャージー州のほうが、最低賃金の据え置かれたペンシルヴァニア州より、雇用の伸びは大きいというものであった。

一方、最低賃金の引き上げが雇用減少を引き起こすとする研究結果としては、Neumark and Wascher (1992) がある。彼らは 10% の最低賃金の上昇が 1 から 2% ほど若年層の雇用量を減少させるとの結果を得ている。彼らの推計は、1973 年から 1989 年までの Current Population Survey を加工して州ごとのパネルを作成し、分析を行ったものである。推計式は以下の通りである。

$$E_{it} = \alpha X_{it} + \beta MW_{it} + \gamma Y_{it} + \delta S_{it} + \varepsilon_{it} \dots (3)$$

E は雇用者-人口比率を、 X は景気変動の指標を、 MW は最低賃金の指標であるカイツ・インデックス³⁸をそれぞれ示している。添字の i は州を t は年を表す。また Y と S は、それぞれ年と州の固定効果を測定する変数である。パネル・データ利用における利点の一つは、景況感など各州に特異な市場環境の差異を S によってある程度取り除くことが可能になったことである。

ところで、Neumark と Wascher による一連の論文では、就業と就学の関係に最も重点がおかれている。まず、Neumark and Wascher (1992) では、(3) 式の定式化において、就学率を含めるか否かということが問題点として指摘されている。就学率を説明変数に加えた推計では、最低賃金の引き上げは 10 代の雇用量を減らす影響が見られるが、逆に説明変数から取り除くと、10 代の雇用量に影響を与えなくなる。インプリケーションの導出に当たり、就学率は決定的な役割をしていることが分かる。もし就学率が雇用量と強い相関を持つのであれば、最低賃金引き上げの効果を見るためには、当然、就学率をコントロールする必要がある。ただし、就学率は逆に最低賃金引き上げの影響を受ける可能性があり、就学率を説明変数に加えることで内生性バイアスが生じる可能性も無視できない。また、就学率は労働供給側の要因であるため、完全競争モデルを前提とし、需要の制約で雇用量が決まる(3)式では使用すべきではないという批判もある (Card et al. (1994))。

それでも、就学率を説明変数として採用した理由として、彼らは次の 2 点を上げている。1 点目は以下の内容である。就学率を説明変数に加えないと、最低賃金が 10 代の雇用量には影響を与えず、20 代の雇用量にのみ負の影響を与える。最低賃金の影響を被りやすいはずの 10 代の

³⁸ カイツ・インデックスとは、 $MW_i = \sum_j (m_j / w_{jt}) c_{jt} \cdot i$ 、で示される指標である。ここで m_t は t 期の最低賃金額、 w_{jt} は t 期における i 産業の平均賃金額、 c はその産業における最低賃金の適用率を示す。また、場合によって分析の対象とする労働者の割合、例えば全労働者に占める 10 代の雇用者の割合等乗じて算出を行う。米国では、年ごとに最低賃金が適用される産業、職種が限られ、その範囲も変化している。そのために、最低賃金額そのものを使ってその影響を測定しようとすると、係数を過大推定してしまう危険性が生じる。こうした問題点を回避するため、最低賃金の代理指標としてカイツ・インデックスが用いられる場合が多い。

雇用量が 20 代よりも影響を受けないのは先験的におかしいという点である。2 点目は、内生性バイアスはさほど大きくはないと考えられることである。これらのことから、就学率を変数に加えることによって生じる内生性バイアスよりも、就学率を省くことにより式の特定化を誤るほうが重大な問題であると結論づけている。

また、Deere et al. (1995) の推定もまた、最低賃金が雇用量に負の影響を与えるとする結果を導き出している。そこでは、1991 年における最低賃金の引き上げが、引き上げがなかった場合に比べて 7% 程度 10 代男性の雇用量を減少させる効果が得られている。

以上、最低賃金の雇用に及ぼす影響について概説したが、負の影響を支持するグループと影響がないかもしくは正の影響を及ぼすとするグループの間で議論は続いており、まだ決着をみていない状況である。

【参考文献】

Card, David (1992) “Do minimum wages reduce employment? : A case study of California, 1987-1989.” *Industrial Labor and Relations Review*, 46(4): pp. 38-54.

Card, David and Alan Krueger (1994) “Minimum Wages and Employment: a Case Study of the Fast Food Industry.” *American Economic Review*, 84(4): pp. 772-793.

Card, David and Alan Krueger (1995) *Myth and Measurement: the New Economics of the Minimum Wage*, Princeton University Press, Princeton, NJ.

Card, David, Lawrence Katz and Alan Krueger (1994) “Comment on David Neumark and William Wascher, ‘Employment Effects of Minimum and Subminimum Wage: Panel Data on State Minimum Wage Laws’ .” *Industrial and Labor Relations Review*, 47(3): pp. 487-497.

Derre, Donald, Kevin Murphy and Finis Welch (1995) “Employment and minimum wage hike.” *American Economic Review*, 85(2): pp. 232-237.

Hamermesh, Daniel (1995) “What a Wonderful World this would be: Comment on Card and Krueger.” *Industrial Labor Relations Review*, 48(3): pp. 835-838.

樋口美雄 (2001) 『雇用と失業の経済学』日本経済新聞社。

Neumark, David and William Wascher (1992) “Employment Effects of Minimum and Subminimum Wage: Panel Data on State Minimum Wage Laws’ ”, *Industrial Labor Relations Review*, 46(1): pp. 55-81.

3.1.6 費用便益分析について

3.1.6.1 費用便益分析の基本的枠組み

実施したプログラムが社会的投資に見合っているかどうかを評価するために、費用便益分析を用いることが多い。費用便益分析では、プログラムを実施することによって生じた純社会的便益を計測することで、そのプログラムの効果を評価する。純社会的便益は、プログラム実施によって引き起こされる総生産の変化で測るが、具体的には便益の割引現在価値からプログラムにかかったコストを差し引くことで求める。

施策にかかったコストには直接的コストと間接的コストがある。直接的コストとしては、① 施策の運営コスト、② 教育および職業訓練そのものにかかったコスト、③ 通学費や Child Care などプログラムに参加することでプログラム参加者自身のポケットマネーで賄わなければならない出費などが考えられる。間接的コストとしては、放棄所得が挙げられる。

費用便益分析を行う際には、直接的コストのみを考慮に入れ、間接的コスト（放棄所得）を考えない場合があるが、これの妥当性はプログラムの性質にもよる。CT など求職活動と直接結びつかないプログラムに関しては、間接的コストが重要になってくる。また、プログラム受講者が成人男性であったり、世帯主（prime age）の非自発的労働者である場合、特に放棄所得は重要となる。

また、上述した①～③と放棄所得以外のコストで、費用便益分析の際に考慮に入れ忘れられがちであるが重要なものとして、④ 職業訓練施策実施のための財源を調達するための増税で引き起こされるデッドウェイトロス、⑤ 訓練参加者の余暇の減少、⑥ 訓練受講者による非訓練受講者の置き換え効果が考えられる。しかし、④の場合、職業訓練受講者からの将来の税収増を考慮に入れれば、相殺されるかもしれない。

逆に、職業訓練施策からの潜在的な便益として、(a) 訓練中に訓練受講生が産出する生産物の価値、(b) 社会福祉制度や職業訓練施策をその訓練受講生が使用しないことから節約される税金、(c) 将来の雇用の見通しが明るくなることで、反社会的な行動が減り、犯罪防止対策費用が節約されること、などが考えられる。

しかし、④～⑥のような費用や (a)～(c) のような便益を費用便益分析の枠組みに取り入れて純社会便益を算出することは、現実には困難である。

3.1.6.2 費用便益分析による主な先行研究の結果

費用便益分析を用いた先行研究の結果から、職業訓練および雇用政策の主な社会的便益は、雇用創出から生じる生産量の増加にあることが明らかにされている（Heckman et al. (1999,

Table 18)。

3.1.6.3 費用便益分析の問題点

費用便益分析の問題点の中で、推計値の“敏感さ (sensitivity)”が最も大きなものの一つであろう。職業訓練が収入に与える影響の持続期間や分析に用いる割引率についての仮定、およびデッドウエイトロス进行分析枠組みに入れるかによって、社会的便益の推計値は大きく異なってしまう (Heckman et al. (1999, Table 19))。

また、費用便益分析はパラメータの値としてある値を仮定して用いるが、現実経済をよりよく表すパラメータを設定するために、計量分析によって推定した値を用いることがままある。しかし、計量分析による政策効果に関する推定値は頑健でない場合も多く、それが費用便益分析の結果をも不安定なものにする。つまり、計量分析から得られる推定値の微妙な違いが、純社会的便益の計算に劇的な効果をもたらすことがあるのである。よって、政策立案者および評価者が、政策評価に使われている手法やパラメータの設定方法について理解することが、政策評価の結果を政策に反映させる上で非常に重要となる。

費用便益分析による推計値は政策評価を行う上で示唆に富む、という意味で有用な手法である。しかし、それが実用的かについては、疑問が残る。例えば、放棄所得を考慮に入れないで計算することがあるが、現実には男性の放棄所得のほうが女性のそれより大きいと考えられる。よって、この点を無視した計算は男女格差を過小に評価している可能性がある。また、アメリカでは、男性は OJT に、女性は CT に割り振られやすい傾向にあるが、OJT のほうが訓練コストは小さくて済むことが多い。よって、職業訓練にかかる直接コストを考慮に入れない場合は男女格差を過大に評価してしまうことになる。このように、分析枠組みに取り入れることの難しい変数の影響を推計値が受けてしまう傾向にあり、このことが費用便益分析に対する実用性を疑わせることとなっているのである。

【参考文献】

Heckman, James J., Robert J. LaLonde and Jefferey A. Smith (1999) "The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs," in Ashenfelter, Orley and David Card (ed), *Handbook of Labor Economics Vol. 3*, Elsevier Science: pp.1865-2097.

3.2 アメリカの政策評価³⁹

3.2.1 アメリカの職業訓練政策の概要⁴⁰

アメリカでの職業教育は、① 個人主導によって行われる企業外機関での教育、② OJT 中心の企業内訓練、の 2 点を合併した人材形成システムである。また、アメリカの職業訓練の実施機関は、公的機関、企業、労働組合、教育機関（総合大学やコミュニティ・カレッジなどの高等教育機関）、民間の職業訓練産業などである。

アメリカの公的職業訓練プログラムの多くの起源はニューディール政策であり、それゆえプログラムの対象者は低所得者層などの限定的なものである場合が多かった。1995 年の統計によれば、連邦政府実施による公的職業訓練関連の予算総額は約 210 億ドルであった。その一方で、企業がその従業員などを対象として行った企業内訓練は約 370 億ドルであり、民間の職業訓練産業の GDP が約 550 億ドルであったことから、アメリカにおける職業訓練は民間中心のものであることが分かる⁴¹。つまり、アメリカでは企業内で実施する職業訓練や民間の職業訓練産業による職業訓練が主であって、貧困層やマイノリティーなどを対象とした公的機関による職業訓練はそれらを補完するものとして位置付けられてきた。その中で、第二次大戦後、連邦政府レベルでは、主に 4 つの職業訓練政策が逐次的に施行された。これら 4 つの職業訓練政策の施行年、対象者、政策内容などについてまとめたものが、表 3-2-1 である。

第二次大戦後最初の連邦政府レベルでの職業訓練政策として、1962 年に人材開発訓練法 (Manpower Development and Training Act: MDTA) が施行された。その後、1973 年に総合雇用訓練法 (Comprehensive Employment and Training Act: CETA) が、1982 年に職業訓練パートナーシップ法 (Job Training Partnership Act: JTPA) が、それ以前に施行されていた法律に取って代わるという形で施行されていった。そして、現在施行されている法律は、2000 年施行の労働力投資法 (Workforce Investment Act: WIA) である。

WIA 施行以前は、非自発的失業者や長期失業者、低所得者層、福祉受給者など「経済的に不利な立場にある者 (disadvantaged)」を対象に、教室型訓練 (座学) や民間企業への職場内訓練 (OJT) の委託といった職業訓練の受講援助を中心としたものであった。しかし、WIA では、① 18 歳以上の全ての成人にまで職業訓練プログラムの受講対象者が拡張され、② 職業訓練の受講援助は最終的な手段として位置付けられ、職業相談などの求職支援に重点が移される、という大きな変化がもたらされた。次節以降で、各職業訓練政策の概略についてみていく。

³⁹ 本節は、基本的に、「労働政策研究・研修機構 (2004), 先進諸国の雇用戦略に関する研究」からの再録である。

⁴⁰ 黒澤 (2001a, 2001b) を参考にした。

⁴¹ 沼田 (2001, p. 179)。

表 3-2-1 アメリカの連邦政府レベルの職業訓練政策

施策名・施行年	対 象	施 策 内 容	改 正 点
MDTA 1962年	不利な立場にある者 (主に低所得者層)	<ul style="list-style-type: none"> ・ 教室型訓練 ・ 民間企業でのOJT委託 ・ 民間職業訓練機関への斡旋 	
CETA 1973年	不利な立場にある者 低所得者・失業者	<ul style="list-style-type: none"> ・ 上記プラス公共セクターでの短期就業経験 (PSE) 	<ul style="list-style-type: none"> ・ 地方政府への権限委譲 ・ 訓練受講者についてパネルデータの構築
JTPA 1982年	不利な立場にある者 非自発的失業者	<ul style="list-style-type: none"> ・ 教室型訓練 (民間職業教育機関、コミュニティ・カレッジなど) ・ 民間企業でのOJT委託 ・ 求職支援 	<ul style="list-style-type: none"> ・ PSE廃止 ・ 地方レベルへの権限委譲の一層強化 ・ 訓練受講者一人あたり支出削減 ・ 実験的データの構築と、それを用いた訓練施策評価の実施の義務付け ・ 地域産業の要請を訓練内容に反映
WIA 2000年	成人 低所得若年層	<ul style="list-style-type: none"> ・ 求職支援 ・ 集中的求職支援・包括的査定 (職業訓練) ・ 訓練 (OJT, 教室型, 基礎教育) 	<ul style="list-style-type: none"> ・ 対象者の拡張 ・ コアは求職支援、訓練を最後の手段と位置付ける ・ 地域産業との連携強化 ・ 各訓練プログラムのクオリティ・コントロール強化 ・ 情報開示の徹底と訓練バウチャー方式導入による訓練機関の競争促進

資料出所： 黒澤 (2001a), pp. 156-157.

3. 2. 1. 1 人材開発訓練法 (MDTA)

(1) MDTA の概略

第二次大戦後最初の連邦政府レベルでの職業教育訓練が、1962年施行のMDTAである。施行当初は、技術的・技能的な問題で解雇された労働者の再訓練を目的としていた。しかし、1964年の経済機会法 (Economic Opportunity Act) の制定を受けて優先事項が変わり、経済的に不利な立場にあるものを対象者とする事となった。その政策内容は主に、① 政府の訓練機関における教室型職業訓練 (座学)、② 地元の民間企業に委託して職場内訓練 (OJT) を受けさせる際の補助金制度、③ 民間の教育・訓練機関への斡旋の三つで構成されていた。

また、1964年にはMDTAの下Job Corpsも創設され、経済的に不利な立場にある若年層を対象とした職業訓練プログラムが実施された。

(2) MDTA の政策評価

MDTA の政策評価についてであるが、職業訓練プログラムを受けた者について、受けたプログラムの内容、プログラムを受ける前後の収入や就業状態、および個人属性などについての定期的な調査が行われていなかったため、推定されるモデル・政策評価も限定的なものにならざるを得なかった。

3.2.1.2 総合雇用訓練法 (CETA)

(1) CETA の概略

具体的な職業訓練プログラムは、連邦政府より地方レベルで産業構造や経済の状況に応じて決定された方がプログラムの効率をより向上させることができるだろうと考えられるようになった。そのため、1973年にMDTAが廃止され、CETAが施行された。CETAでは連邦政府からの資金を用いて訓練プログラムを運営する権限が、州や地区に委譲された。そして、プログラムの対象者は、地区内の経済的に不利な立場にある者・低所得者・失業者などである。

また、MDTAとのもう一つの大きな相違点は、公共セクターでの短期就業経験 (Public Service Employment: PSE) という雇用創出のためのプログラムが追加されたことにある。このPSEは、カーター政権下で非常に拡大した。

つまり、CETAの政策内容はMDTAの3本柱から、4本柱になった。MDTAと同じ①教室型訓練、②民間企業へのOJT委託、③就業経験 (Work Experience: WE) の3つに加えて、上述した④PSEの4つが主な政策内容であった。②の民間企業へのOJT委託は、民間企業における就業経験であるが、この費用は連邦政府からの補助金で賄われた。つまり、企業は発生した訓練費用の払い戻しを受けられるのである。また、④のPSEは公共セクターにおける就業経験のことであるが、これも補助金によって費用が賄われた。

1980年の大統領選でロナルド・レーガンが大統領に選出され、共和党が政権を握ると、議会は連邦の職業訓練政策の大幅な見直しを行った。その結果、連邦政府の社会保障プログラムへの支出に関して大幅な削減が行われ、CETAは削減の主たるターゲットとなった。CETAの施行状況の見直しの際に、CETAの下資金提供を受けて行われた地方主導の職業訓練プログラムの管理ミスやPSEのコストに関する報告が数多くなされ、CETAの総コストが1978年時点で70万ドルにも及ぶことが明らかになった。特に、PSEが汚職・賄賂の温床となり、かつ不正な業務管理が行われていたことが明らかにされた。

これらの結果を受けて、レーガン政権となって早い時期の1981年にはPSEが廃止され、1982年にはついにCETAがJTPAに取って代わられることとなった。

(2) CETA の政策評価

MDTA における政策評価が、評価システムが未整備であったため不十分に終わったことを受けて、CETA 施行直後にアメリカ労働省 (The Department of Labor: DOL) は政策評価システムの構築に着手した。その努力の主たる結果が、The Continuous Longitudinal Manpower Survey (CLMS) である⁴²。これは、CETA プログラム参加者についてのデータで、プログラムを受けた者に対して、2-3回の追跡調査を行うことで収集された。1975年からデータ収集が開始され、四半期ごとに連邦レベルで無作為抽出法によって収集された。CLMS は、① CETA における訓練受講状況、② 訓練受講者の家族構成や個人属性、及び訓練プログラム修了後の労働市場における活動状況、③ プログラム受講前と受講後の収入についての時系列データ、の三種類のデータを各サンプルについて寄せ集めたものである。この三種類のデータは別個に収集されたもので、①に関しては CETA の運営者記録 (administrative records) から得られた。②に関しては、家族構成や個人属性についての情報は CETA 参加直後にインタビュー調査で得られ、プログラム修了後の労働市場活動についての情報は2-3回のフォローアップインタビュー調査によって集められた。そして、③については、社会保険庁のデータから得られたものである。

CLMS は CETA 受講者の職業訓練参加パターンについては有益な情報を提供してくれるが、プログラム非受講者についての情報は含まれないため、職業訓練が修了後の収入に与える影響を評価するのに適したデータセットとはいえなかった。よって、政策評価を行うために必要なプログラム非受講者からなる比較対照グループのデータセットを確保するために、DOL は Current Population Survey (CPS) のサンプルのうち、社会保険庁から収入データを確認できるサンプルについて抽出する、という方法をとった。つまり、プログラム受講者からなる比較対照グループについてのデータとして、CPS から再抽出されたものが利用されたのである。

上述した CLMS の作成、すなわち三種類のデータの寄せ合わせや CPS からの比較対照グループの作成などのデータベースマネジメントと、CLMS を用いた訓練修了後の収入に与える影響についての非実験的方法による政策評価の実施について、DOL は Westat 社と契約をした。Westat 社は、データ作成当初から、比較対照グループの作成がうまくいっていないことを認識しており、「現時点で、比較対照グループと訓練参加者グループがどれだけ比較可能なものであるかは、単純には分からない」と DOL に報告していた。その後も、DOL と Westat 社は分析により適当な比較対照グループの作成の努力を続けたものの、必ずしもうまくいかなかった。その一方で、DOL と米議会予算局 (The Congressional Budget Office: CBO) は、信頼にたる政策評価を行う分析手法を見つけるために、CLMS を用いた CETA に関する非実験的研究を外部研究者に委託した。しかしながら、外部研究者に委託した CETA の政策評価についての研究が完了・結果報告される前に、前節で述べた理由で、CETA そのものが廃止され、その代わりに1982年から JTPA が施行されることとなった。

政策評価の結果についてであるが、ほぼ共通して得られている結果は、成人女性については

⁴² Hotz (1992) を参考にしている。

収入増加の効果がある、というものである。しかし、プログラム受講者のデータセットに対してサンプルセレクション問題が発生し、利用された推定方法に政策評価の推定値が敏感に反応することとなり、政策評価についての頑健な推定値は得られなかった⁴³。

3.2.1.3 職業訓練パートナーシップ法 (Job Training Partnership Act: JTPA)

(1) JTPA の概略

1982年にCETAが廃止され、それに代わる政策として施行されたのがJTPAである。前述したとおり、JTPA制定にあたって、議会では、PSE制度の非効率的な運営と、職業訓練における公的介入の理論的根拠についての再検討が行われた。その結果、JTPA施行に先立つ1981年にPSE制度が廃止された。PSE制度が廃止されたため、プログラム受講者一人当たりの支出は大幅に削減された。その一方で、プログラムの対象は非自発的失業者のすべてに拡大された。

JTPAのプログラムに必要な経費については連邦政府の負担となっていた。連邦政府からの予算の配分については、個別的なプログラム⁴⁴ごとの運営資金が各職業訓練サービス実施地域 (Service Delivery Area: SDA) へと配分されるという方法がとられた⁴⁵。予算ができるだけ訓練プログラムそのものに対して使われるように、SDAへの予算配分額の50%以上を直接の訓練経費とすること、全体の管理経費は20%以下とすることなどの基準が定められた⁴⁶。また、議会はJTPAへの支出額を大幅に削減した。具体的には、初年度の支出額は36万ドルにまで減らされた(1978年のCETAの総コストが70万ドル)。

職業訓練への公的介入についての再検討が行われた結果、JTPAは以下4点について改善されることとなった。第一に、職業訓練プログラムの設計と実施に関して、州政府にさらなる権限と責任が譲渡された。第二に、産業界のニーズと地方政府によって決められた訓練プログラムとの間により密接な関連性をできるだけ早く作り上げるために、州は民間部門とのパートナーシップの構築を要求された。つまり、訓練プログラムの内容については、地区ごとに、民間企業や組合・教育機関などとの間の協議に基づいて制定し、地場企業の要請に柔軟に対応させることが法的に定められた。第三に、所得移転やPSEを廃止する一方で、経済的に不利な立場にある人への訓練を集中的に行うこととした。そして第四に、アメリカ経済の構造変化のせいで仕事を失った労働者に対して、再訓練プログラムを行うことが定められた。

そしてJTPAの主な政策内容は、①民間職業教育機関、コミュニティ・カレッジなどにおける教室型訓練(座学)、②地元の民間企業に委託して職場内訓練(OJT)受けさせる際の補助金制度、③就職斡旋の3つから構成されることとなった。

⁴³ Barnow(1987)で、CETAの政策評価に関するサーベイがなされている。

⁴⁴ タイトルII-A、II-B、II-Cなど、JTPAプログラムは細分化されている。

⁴⁵ SDAはJTPA実施のために設けられた制度である。労働市場の状態によって、州知事が指定した。JTPAでは、その地域の人口が20万人以上であれば、指定が可能であった。

⁴⁶ 岡崎(1996, p.93)。

(2) JTPA の政策評価⁴⁷

JTPA は DOL に対して、以下のように明示的に指示した：「JTPA の下で実施されるプログラムの効果について評価しなければならない。特に、訓練参加者の雇用と収入の増加、所得補助費用の減少、税収の増加、訓練期間、及び雇用時の状況・雇用形態、プログラム修了後の少なくとも一年間の訓練参加者の労働市場での経験についての情報、かつ比較可能なそのほかの訓練参加者および雇用者についての情報を集めなければならない」⁴⁸。

訓練参加者に対する職業訓練の効果を測定するようという JTPA における規定に従って、DOL は CETA のときと同じように、非実験的政策評価システムの構築を始めた。そして、CLMS は The Job Training Longitudinal Survey (JTLS) に取って代わられた。

この JTLS は二段階標本抽出法でサンプリングが行われた。まず、SDA を抽出し、次に抽出された SDA の中からプログラム参加者を抽出するという方法である。また、収入データとして、社会保険庁のデータを用いないこととなった。さらに、DOL は CPS に比較対照グループを構築するために、予備的調査を行うよう要請した。それによって作成されたデータベースが、The Survey of History of Work (SHOW) である。

JTLS と SHOW 作成の途中過程で、1970 年代後半に DOL と CBO が外部研究者に委託した CETA についての政策評価研究が次々と DOL に提出・報告された。これらの研究はまちまちの評価結果を報告しており、かつ新たに考えられたセレクションバイアス問題を解決するための計量分析手法が、データに対して非常にセンシティブかつ不安定であることも明らかにした。

CETA における政策評価がうまく機能していないという事実を受けて、1984 年の終わりに DOL は JTLS Technical Advisory Panel (諮問委員会) を設立した。この諮問委員会の目的は、① 過去の政策評価の分析手法及び分析結果の妥当性を評価すること、② JTPA に関する政策評価を行うために有効な代替りのデータ設計・収集し、それを評価すること、である。

諮問委員会は設立後 1 年間、過去に行われた政策評価研究に対する評価と、人材開発訓練評価の専門家との相談という作業を行い、報告書を 1985 年 11 月に発表した。その結果、訓練参加者グループと比較対照グループの本質的な違い、すなわちセレクションバイアスのせいで、「過去の政策評価研究は、どの点をとって見ても、正しいものはないと言えるだろう」と結論付けている⁴⁹。

諮問委員会はこれら政策評価研究に対する再評価の結果を受けて、JTLS および SHOW のような非実験的データの構築を取りやめ、実験的データの構築をするように DOL に提言した。そして 1986 年の初めに DOL はこの提言を受け入れ、Title II-A プログラム⁵⁰を実行・評価するこ

⁴⁷ Hotz (1992)、Bloom et al. (1997) を参考にしている。

⁴⁸ JTPA, Section 454. [a]。

⁴⁹ さらに後年、Laronde and Maynard (1987) も報告され、非実験的方法では正確な政策評価はできないこと、が指摘された。

⁵⁰ JTPA は、タイトル II-A、II-B、II-C などの個別的ないくつかのプログラムから構成されている。タイトル II-A

とした。つまり、その諮問委員会は、政策の平均的な効果をより正確に推定するためには、実験的データの構築が唯一の解決策であると考え、その構築を義務付けることとしたのである。

実験的データの構築だけでなく、実験的データを用いた JTPA の個人の就業率や収入への影響の分析とともに、福祉受給額や所得税収入ならびに犯罪率などへの効果を計測し、加えて費用－便益分析に基づいたプログラムの費用対効果を検証することも法令の中に義務付けられた。

実験的方法には膨大な実行費用がかかり、かつ倫理的にも問題がないわけではない⁵¹。しかしそれよりも、訓練の平均的な効果をより正確に測ることを重視して、国をあげての実験的方法によるデータ収集にまで踏み切った米国政府の決断の意義は大きいと評価されている。

そして、JTPA を評価するために 1986 年に収集が始まった実験的データが、The National JTPA Study⁵² である。DOL がデータ設計・収集と分析の委託先として選択したのは、Abt Associates、Manpower Demonstration Research Corporation、ICF 社、National Opinion Research Center の 4 つである。

The National JTPA Study に自主的に参加を表明した SDA のうち、16 の SDA がサンプル地域として選ばれた。そして、この 16 の SDA に属している Title II-A 登録者がサンプルとなった。よって、The National JTPA Study はナショナルサンプルとは言えない。

そして、共通して得られている政策評価の結果は、若年層に対しては JTPA 以前の政策と同様にほとんど効果が見られないが、成人についてはプラスの効果が計測されている、ということである。また、プログラムの形態別では、非自発的失業者を含む成人一般に対して最も費用対効果的なのは求職支援であるという結果が得られている⁵³。

3.2.1.4 労働力投資法 (Workforce Investment Act: WIA)⁵⁴

(1) WIA 施行の背景⁵⁵

JTPA が廃止され、2000 年にそれに代わる政策として WIA が施行された。アメリカにおいて職業訓練充実化の議論が登場してきた直接の契機は、1980 年代のアメリカ経済の失速にあるといわれている。とりわけ、1990 年代にはいと、政策評価に関する様々なレポートが発表され、それを受けて 1992 年の大統領選挙ではこの職業訓練が大きな争点の一つとなった。WIA の施行

は経済的に不利な立場にある成年と若年層を対象としたプログラムである。

⁵¹ 実験的方法とは、訓練プログラムへの参加資格をもつ希望者を、無作為に参加者(トリートメントグループ)と非参加者(コントロールグループ)とに割り当て、それら 2 つのグループについてのデータを収集し、それを利用して訓練効果を推定するという方法である。非参加者グループは 18 ヶ月間、訓練に参加することが許可されなかった。また、適格な Title II-A 登録者のうち 3 分の 2 は参加者グループに割り当てられ、3 分の 1 は非参加者グループに割り当てられた。

⁵² The National JTPA Study は Title II-A のみを調査対象としている。

⁵³ Bloom et al. (1997), LaLonde (1995) など。

⁵⁴ Shaw and Rab (2003), 沼田 (2001) に拠っている。

⁵⁵ 沼田 (2001) に拠っている。

は、この流れの中にある。

また、1995年時点で、連邦政府の実施するプログラム数は163、関係機関が15にもおよんだ。このように数多くのプログラムが実施されている状況では、プログラムの情報にアクセスを希望するものにとって、極めて困難を伴うものである。かつ、職業訓練を実施する公的機関の訓練成果に対する責任の所在が曖昧でもあった。つまり、プログラム受講者がプログラム修了後に実際に就職できたのか、または稼得収入が上昇したのかなど、プログラム修了者の動向について追跡調査を行っていた機関が少なかったのである。

このような流れを受けて、職業訓練によって労働力の生産性を向上させ、国際競争力を高め、福祉依存度を低下させることを目的として、WIAが施行されることとなった。

(2) WIAの概略

WIAでは、それまでの訓練政策評価の実証分析に基づいて、求職支援の部分が大幅に拡充された。訓練支援は、各種の求職支援を得ても就業機会を得られない、あるいは就業を継続できない人々だけに対する“最後の手段”として行われることになった。また、プログラムの対象者が成人全体にまで拡張されたことも注目に値する。

WIAは、①簡便なサービス、②個別労働者の支援強化、③地域を超えた情報の集積、④訓練成果に対する責任の明確化、⑤地方組織の強化、⑥州・地方の柔軟な政策、⑦就職させることを一番の目標とする、の7つの特徴をもつ政策となっている。①、②、③については、具体的には職業訓練政策に関連する政府のあらゆるサービスを、地区ごとに設置されたワンストップ・センターで一括供給することとなった。④については、職業訓練成果についての徹底的な情報開示を職業訓練機関に義務付けた上で、個人への支援としてバウチャー制度⁵⁶が導入されることとなった。

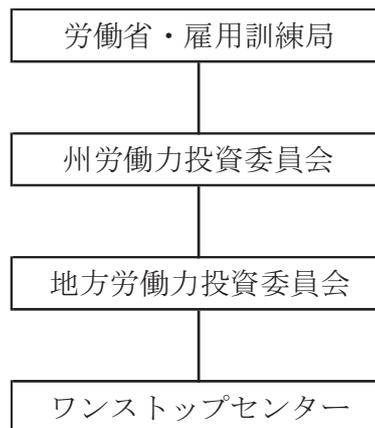
⑤、⑥については、地域ベースの労使合議による、各訓練プログラムの成果指標に基づいた訓練内容の継続的なクオリティ・コントロールが行われることとなった(図3-2-1)。WIAは連邦法であるため、この法の運用責任は連邦政府(労働省・雇用訓練局)にある。しかし、WIAにおいて定められている連邦政府の権限は、予算の配分など限られた範囲に限定されており、実際の訓練計画の策定などは州におかれる州労働力投資委員会⁵⁷に委ねられている。そして、地域に密着した計画の策定や、ワンストップセンターの職員の選定(ワンストップセンターについては後述)、職業訓練機関の指定など広範かつ重要な決定は、地区ごとに設置される地区労働力投資委員会が担うようになっている。つまり、地方レベルの権限の強化と柔軟な政策が行える制度が整えられているのである。

⁵⁶ 実際の法令では、「バウチャー」という用語は使われておらず、「individual training account」が利用されているが、これは本質的にはバウチャーと同様の機能を持つため、ここではバウチャーと訳出している。

⁵⁷ 州労働力投資委員会も地区労働力投資委員会も、行政や産業界、労働組合および教育・訓練機関の代表などから成る。

さらに、⑦については、情報の不完全性を緩和させるための求職支援に重点を置き、訓練への直接的支援を最後の手段と位置付けることとなった⁵⁸。

図 3-2-1 WIA 運営組織の概略



出所： 沼田（2001， p. 185）

(3) 訓練成果についての説明責任システム (Accountability system)

WIA では、民間職業教育機関、コミュニティ・カレッジなどが提供する訓練プログラムが“公的訓練プログラム”として認められるための手続きが厳格になった。また、職業訓練プログラムを提供するためには、指定職業訓練機関として認定されることが必要となった。

具体的には、各州と各地区に労働力投資委員会を設置し、州レベルの州労働力投資委員会で定められた基準に基づいて、地区レベルの地区労働力投資委員会が、訓練機関の各プログラムを年に一度認定することが義務づけられた。

JTPA では職業訓練機関に訓練成果についての報告義務はなかった。しかし、WIA は全ての職業訓練機関に、年に一度、彼らの訓練受講生のパフォーマンスに基づいた職業訓練機関に関する情報を報告しなければならない、と義務付けた。提供が義務付けられたプログラムの成果指標には、訓練の修了率、修了者の就業率や初任給などが含まれている。さらに、訓練受講者とその雇い主の満足度についても、報告しなければならないとなった。これらが、基準に満たない場合は、公的訓練プログラムとしての資格を失うことになる。

また、JTPA では職業訓練機関に適格要件を課さなかったが、WIA においては全ての訓練プログラム提供者が連邦政府または州政府によって職業訓練機関としての資格を認められなければならないとした。連邦政府または州政府によって承認された指定職業訓練機関は、プログラム参加者の経過報告義務があり、義務づけられている報告を怠ったり虚偽の報告をした場合に

⁵⁸ 沼田（2001， p. 185）。

は、その資格が取り消されることとなる。

そして、これらの情報は全て、ワンストップセンターに提供されることとなった。

(4) ワンストップセンターと求職支援

求職支援は WIA における主たるプログラムとして位置付けられている。具体的には、求職者のもつ技能レベルの評価、キャリア・カウンセリング、求人・求職情報や教育・訓練機関の各種訓練サービスについての情報提供、求人のある仕事に必要な技能についてのアセスメントなど多岐にわたる。そして、これらほとんどの情報は、ワンストップセンターにおいて職業訓練受講希望者に提供される。

ワンストップセンターは、訓練受講希望者に前述したプログラムの成果指標に加えて、修了者の新しい職場での定着率や就職後 6 ヶ月目の給与などの情報も提供される。各教育訓練機関の業績に関する情報を通じて、訓練受講希望者がどの訓練に参加したら訓練目標、就職目標を達成できるのかを知らせるシステムなのである。そして、訓練受講希望者はそれらの情報をみて、使用する教育訓練機関を決定するのである。WIA のサービスを受けることを希望するものは全員、ワンストップセンターをエントリーポイントとしなければならないとされている。

また、求職支援サービスは、① コアサービス、② 集中的サービス (Intensive service)、③ 職業訓練、の三層のヒエラルキー構造となっている。①のコアサービスは、連邦政府がイニシアチブをとって運営しているデータベースへのアクセス、失業保険給付申込書の記入の補助、就職先の紹介などを指す。②の集中的サービスは、コアサービスだけでは就職先を見つけられなかった成人が使用できる。これは、技能レベルチェック、カウンセリング、個人の就職プランの開発も含む。そして、③の職業訓練サービスは、コアサービス及び集中的サービスを用いても就職できなかった人だけが受けられる。

(5) 訓練バウチャー方式

ワンストップセンターにある情報資源を用いただけでは就職できない人たちに、訓練バウチャーが与えられることとなっている。そして、訓練バウチャーを与えられた人が適当な職業訓練プログラムを選択する。つまり、訓練バウチャーを与えられた人に選択された職業訓練機関だけが、連邦政府からの資金を獲得できるのである。

(6) WIA における競争市場原理

WIA は顧客主導型の政策 (customer-driven policy) である。顧客とは、訓練受講生を指す。つまり、職業訓練機関は受講者を獲得できなければ、訓練バウチャーによる資金を獲得することはできない。よって、訓練機関は顧客 (= 訓練受講生) を得られなければ市場から撤退しなければならない。

また、顧客 (= 訓練受講生) が職業訓練選択に関する情報を十分に得られるように、情報収集

システムが作られている。この情報収集システムを支えているのが、前述した訓練成果に対する包括的な説明責任システムである。

つまり、JTPA の下では、職業訓練機関は州政府によって配分される連邦政府資金の争奪競争を行っていたが、WIA の下では顧客(=訓練受講生)争奪競争を行わなければならないのである。

しかし、プログラムの成果報告の義務付けなどの厳しい情報開示・競争原理の導入が、各職業訓練機関やコミュニティ・カレッジなどにとって大きな負担となっており、職業訓練機関自体がプログラムへの参加そのもの、あるいは積極的な参加を拒否する例もみられ、訓練提供機関や提供される訓練そのものの質の低下が生じている、との報告がなされている。

また、前述した求職支援サービスがヒエラルキー構造となっているため、職業訓練の受講には事実上制約がかかっている。そのため、受講希望者という顧客が自由に職業訓練という商品にアクセスできなくなっており、多くの職業訓練機関が WIA 施行後は訓練受講者数が減少したと報告している。WIA は効率的な運営を目指して市場競争原理を導入したものの、このような矛盾も抱えているのである。

3.2.2 政策評価

本節では、アメリカ連邦政府レベルで施行された職業訓練政策のうち、MDTA、CETA、JTPA の3つに関する政策評価研究についての概観を行う⁵⁹。ここで取り上げる政策評価研究は、研究者が独自に行ったものである。また、取り上げる論文の分析者、分析結果などについての概略は節末の表 3-2-2 にまとめてある。

3.2.2.1 MDTA について

MDTA の訓練プログラムを受講者が受けたサービスの内容、サービスを受ける前後の収入や就業状態、および個人属性などについての定期的な調査が行われていなかった。そのため、推定に用いられるデータ及びモデルは限定的なものにならざるを得なかった。なおかつ、政策評価もサンプルセレクションバイアスの影響を強く受けたものとなってしまった。

代表的な政策評価の研究論文として、Ashenfelter (1978) が挙げられる。1964年に MDTA の教室型訓練を受講したものを分析対象とし、受講したものの年間収入が増えるかどうかを評価した論文である。分析の結果、黒人男性・白人男性、黒人女性・白人女性のすべてに関して、MDTA の教室型訓練は年間収入を増大させることが明らかにされた。

この Ashenfelter (1978) と同じデータについて、計量モデルを改善した上で分析を行ったのが、Bloom (1984) である。分析対象者は Ashenfelter (1978) と同じ MDTA の教室型訓練の

⁵⁹ LaLonde (1995)、Friedlander, Greenberg and Robins (1997)で詳細なサーベイがされている。

受講者であるが、計量モデルとして固定効果モデルを用いた。パネルデータを用いて固定効果モデルで政策の効果を推定すると、時間の経過による変化、すなわち「個別効果 (individual effect)」の影響を消し去ることができる。こうすることによって、訓練修了後の賃金への MDTA の効果は、Ashenfelter (1978) の推定値よりも男性・女性ともに大きいという結果を得ている⁶⁰。

これら以外にも、Gay and Borus (1980) が挙げられる。これは、1968年12月から1970年6月までの間に MDTA に参加した者を分析対象者とし、彼らの1973年の年間収入に対する MDTA の影響を計測した分析である。1973年のデータを用いることで、職業訓練の長期的な効果を分析した研究ということになる。分析の結果、全体については MDTA の年間収入に対する長期的な影響はプラスであることが明らかにされた。さらに、黒人女性・白人女性についてもプラスであることが分かった。しかし、黒人男性・白人男性についての影響は明らかにならなかった。

また、Cooley, McGuire and Prescott (1979) は、1969年、1970年、1971年に MDTA の教室型訓練と OJT 訓練に参加したものを分析対象として、MDTA が年間収入に与える影響についての研究である。分析の結果、単純な分析の結果からは、MDTA そのものは、男性の年間収入にはプラス、男性の就職確率にもプラスの影響を与え、女性の年間収入については男性よりも大きくプラスの影響を受けることが分かった。しかしながら、景気循環の影響・訓練を受講してからの時間の経過の影響・コーホート効果を考慮に入れたり、年齢・性別・受講プログラムの違いなどでサブグループ化したりして分析すると、必ずしも一致した結果は得られないことも明らかにされた。つまり、分析手法やデータそのものに対して、政策評価の推定結果はセンシティブに影響を受け、頑健な推定値ではないことが明らかにされた。このことから、著者たちは、職業訓練の効果を正確に測定するためには、実験的データを構築しなければならないと論文中で提言している。

MDTA は① 男性・女性両方の訓練修了後の年収に対してプラスの影響を与えること、② 男性よりも女性の年収に対してより大きなプラスの影響を与えること、③ 就職確率については、男性に対してプラスの影響を与えること、の三点が MDTA の政策評価研究におけるほぼ共通した見解といえよう。しかしながら、MDTA の効果を測定するための特別なデータが作成されたわけではなく、推定結果はサンプルセレクションバイアスの影響を強く受けたものであることに留意が必要である。

3.2.2.2 CETA について

MDTA における政策評価が不十分に終わったため、CETA 施行直後に、アメリカ労働省 (The Department of Labor: DOL) は政策評価システムの構築を求め始めた。その努力の主たる結果

⁶⁰ Ashenfelter (1978)では、訓練修了後の男性の賃金上昇幅は0~300ドル、女性については400~500ドルと推定しているが、Bloom (1984)では、男性については500~800ドル、女性については600~800ドルと推定している。

が、The Continuous Longitudinal Manpower Survey (CLMS) である。本節では、この CLMS を用いて研究者が行った研究を紹介する。

Dickinson, Johnson and West (1986) は、CETA の訓練プログラムを受講することによって年収が増えるかどうかについて分析した。その結果、成人男性の年収については、CETA はマイナスの影響を与えることが明らかにされた。このことは、訓練プログラムを受講することによって職を見つけやすくなるものの、高い収入の職業には就けないことを示唆しているといえよう。また、成人女性の年収についての影響は明らかにならなかった。

次に、Bassi (1983) では、CETA の訓練プログラムの修了後の年収が訓練受講前と比べて増大しているかどうかを分析している。分析の結果、白人女性およびマイノリティの女性の年収に対して、CETA はプラスの影響を与えていることが示された。その一方で、マイノリティの男性の年収に対する影響は明らかにされなかった⁶¹。つまり、女性のほうが男性よりも CETA への参加から便益をより受けているという結果がえられたのである。

以上二つの研究は、非実験的方法で行われたものである。訓練参加者については CLMS から得ているが、比較対照グループについては CPS から作成したものである。よって、訓練参加者グループと比較対照グループには、生まれ持った能力に差があるかもしれず、職業訓練の影響を過剰に捉えている可能性を否定できない。また、比較対照グループのうち、分析対象年以降に CETA に参加している可能性がある。そのため、CPS から抽出・作成されたデータが、本当に比較対照グループとして適当であるかが分からない。

しかしながら、このように推定結果にバイアスがかかっている可能性は否めないものの、CETA においては男性よりも女性のほうがより大きな便益を受けている。

3.2.2.3 JTPA について

訓練参加者に対する職業訓練の効果を測定することを定めた JTPA の規定⁶²に従って、DOL は CETA のときと同じように、JTPA 施行直後は非実験的政策評価システムの構築を行うこととした。そして、CLMS に代わって、The Job Training Longitudinal Survey (JTLS) が作成されることとなった。

しかし、JTPA 施行後に CETA における政策評価がうまく機能していないという事実が明らかになると、1984 年の終わりに DOL は JTLS Technical Advisory Panel (諮問委員会)を設立した。そして、諮問委員会は JTLS などの非実験的データの構築を取りやめ、実験的データの構築をするように DOL に提言し、DOL はそれを受け入れた。その結果 1986 年にデータ収集が開始された実験的データが、The National JTPA Study である。

⁶¹ 白人男性サンプルは高所得者に偏っており、ランダムサンプリングとは言い難いため、推定結果については本文中では報告されていない。

⁶² JTPA, Section 454. [a].

Anderson, Burkhauser and Raymond (1993) は訓練修了後の就職確率に対して、JTPA がプラスの影響を与えるかどうかを分析した論文である。ただし、この論文は実験的データを用いた分析ではない。分析対象としてテネシー州のデータを用いているが⁶³、訓練受講者グループとして JTPA Title II-A 78% Programs を受講したものについてテネシー州 JTPA 庁 (JTPA agency) が収集したデータを、比較対照グループとして CPS から作成したデータを用いている。サンプルセレクションやクリーミングの影響を排除するために、計量モデルとして Bivariate Probit 分析が用いられている。分析の結果、JTPA の訓練プログラムは、女性、児童扶養世帯補助 (AFDC) または追加保証所得 (Supplement Security Income) 受給者、都市部居住者、高齢者の就職確率を高める効果があることが明らかになった。一方、黒人の就職確率に対する影響は、統計的に有意な結果はえられなかった。

そして、Bloom et al. (1997) では、実験的データである The National JTPA Study を用いて、JTPA Title II-A が年間収入に与える影響についての分析を行っている。分析の結果、訓練プログラムには、成人女性および成人男性の年間収入を増やす効果が、若年男性で逮捕の経験があるものについては年間収入を減らす効果があることが分かった。また、若年女性と若年男性で逮捕の経験がないものの年間収入への影響は明らかにならなかった。

つまり、JTPA における訓練プログラムは成人に対してはプラスの影響を与えているが、若年層に対してはマイナスの影響または効果がないとの推定結果が、ほぼ共通してえられている。

⁶³ テネシー州の JTPA 庁が JTPA のプログラム受講者全員に関するデータを収集している。

表 3-2-2 米国の政策評価に関する主な研究

分析者（論文の発表年）	政策名	分析内容	評価結果
Ashenfelter (1978)	MDTA	年間収入への影響	黒人男性： +
			白人男性： +
			黒人女性： +
			白人女性： +
Cooley et al. (1979)	MDTA	年間収入と就職確率への影響	<年間収入>
			男性： +
			女性： +
			<就職確率>
			男性： +
			女性： ?
Gay and Borus (1980)	MDTA	長期的年間収入への影響	全体： +
			黒人男性： ?
			白人男性： ?
			黒人女性： +
			白人女性： +
Bloom (1984)	MDTA	年間収入への影響	男性： +
			女性： +
Dickinson et al. (1986)	CETA	年間収入への影響	男性： -
			女性： ?
Bassi (1983)	CETA	年間収入への影響	白人女性： +
			マイノリティの女性： +
			マイノリティの男性： ?
Anderson et al. (1993)	JTPA	就職確率への影響	女性： +
			黒人： ?
			福祉受給者： +
			都市部居住者： +
			高齢者： +
Bloom et al. (1997)	JTPA	収入への影響	成人女性： -
			成人男性： +
			若年女性： ?
			若年男性・逮捕者： ?
			若年男性・非逮捕者： -

資料出所： 筆者作成

【参考文献】

Anderson, Kathryn H., Richard V. Burkhauser and Jennie E. Raymond (1993) "The Effect of Creaming on Placement Rates under the Job Training Partnership Act," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 46, No. 4: pp.613-624.

Ashenfelter, Orley (1978) "Estimating the Effect of Training Programs on Earnings," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 60, No. 1: pp.47-57.

- Barnow, Burt S. (1987), "The Impact of CETA Programs on Earnings: A Review of the Literature," *Journal of Human Resources*, Vol. 22, No. 2, 1987: pp.157-193.
- Bassi, Laurie J. (1983) "The Effect of CETA on the Postprogram Earnings of Participants," *Journal of Human Resources*, Vol. 18, No. 4: pp.539-556.
- Bloom, Howard S. (1984) "Estimating the Effect of Job-Training Programs, Using Longitudinal Data: Ashenfelter's Findings Reconsidered," *Journal of Human Resources*, Vol. 19, No. 4: pp.544-556.
- Bloom, Howard S., Jarry L. Orr, Stephen H. Bell, Geroge Cave, Fred Doolittle, Winston Lin and Johannes M. Bos (1997) "The Benefits and Costs of JTPA Title II-A Programs: Key Findings from the National Job Training Partnership Act Study," *Journal of Human Resources*, Vol. 32, No. 3: pp.549-576.
- Cooley, Thomas F., Timothy W. McGuire and Edward C. Prescott (1979) "Earnings and Employment Dynamics of Manpower Trainees: An Exploratory Econometric Analysis," *Research in Labor Economics, Supplement 1: Evaluating Manpower Training Programs*, Edited by Bloch, Farrell E., JAI Press Inc.: pp.119-147.
- Dickinson, Katherine P., Terry R. Johnson and Richard W. West (1986) "An Analysis of the Impact of CETA Program on Participants' Earnings," *Journal of Human Resources*, Vol. 21, No. 1, 1986: pp.64-91.
- Friedlander, Daniel, David H. Greenberg and Philip K. Robins (1997) "Evaluating Government Training Programs for the Economically Disadvantaged," *Journal of Economic Literature*, Vol. 35, No. 4: pp.1809-1855.
- Gay, Robert S. and Michael E. Borus (1980) "Validating Performance Indicators for Employment and Training Program," *Journal of Human Resources*, Vol. 15, No. 1: pp.29-48.
- Hotz, V. Joseph (1992) "Designing an Evaluation of the Job Training Partnership Act," *Evaluating Welfare and Training Programs*, edited by Manski, Charles F. and Irwin Garfinkel, Harvard University Press: pp.76-114.
- LaLonde, Robert J. (1995) "The Promise of Public Sector-Sponsored Training Programs," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 2: pp.149-168.
- Shaw, Kathleen M. and Sara Rab (2003), "Market Rhetoric Versus Reality in Policy and Practice: The Workforce Investment Act and Access to Community College Education and Training," *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, Vol. 586, No. 0: pp.172-193.
- 岡崎純一 (1996) 『アメリカの労働』, 日本労働研究機構.
- 黒澤昌子 (2001a) 「職業訓練・能力開発施策」, 猪木武徳・大竹文雄編, 『雇用政策の経済分析』, 東京大学出版会: pp.133-166.

黒澤昌子（2001b）「職業訓練施策の評価：非実験的および実験的方法による検証のレビュー」,
『経済研究（明治学院大学）』, 第120号： pp. 1-22.

沼田雅之（2001）「アメリカ合衆国の職業教育・訓練に関する法制度」, 『日本労働法学会誌』,
98号： pp. 175-189.

3.3 イギリスの政策評価⁶⁴

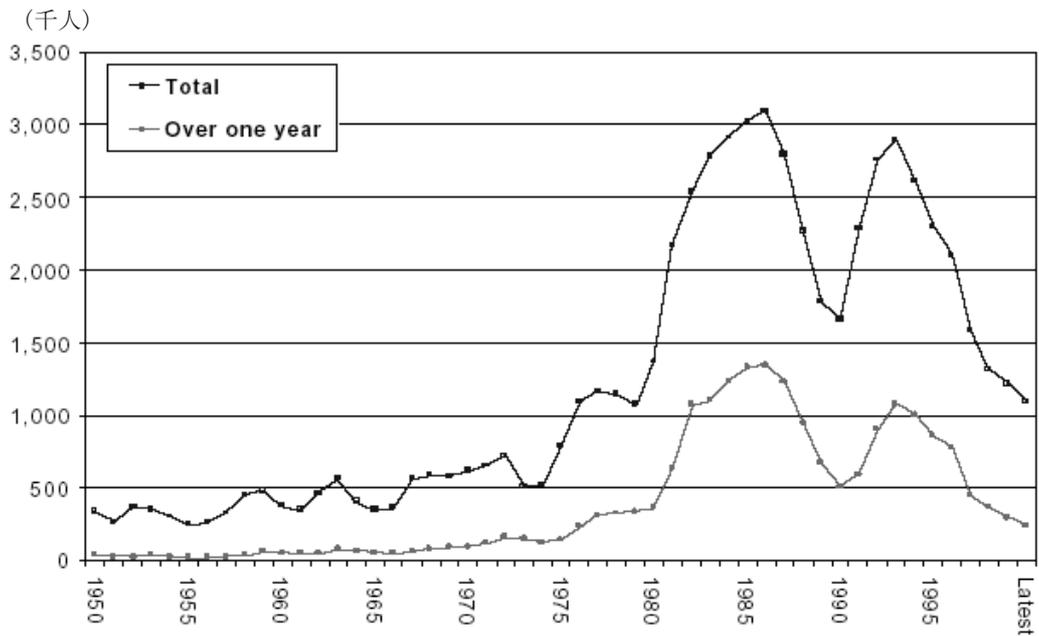
1973年の第1次オイルショック以後、イギリスでは失業率の上昇に合わせて失業給付受給者数が急増し、いくつかの抜本的な雇用対策が実施されてきた。図3-3-1および図3-3-2では、失業給付受給者数の推移を示している。1960年以降、緩やかに増加しつつあった全体の受給者数は、1979年以降に急激に増大したことがわかる。とりわけ1980年代初頭、および1990年代初頭の不況期では、ピーク時の受給者数が300万人前後に達するとともに循環的な変動が大きくなった。実際には、失業給付受給者のおよそ3割は18歳から24歳の若年失業者で占められており、また全体の約4割程度(若年層でも約3割程度)が1年以上の長期失業者となっていたことから、対象層に応じた雇用対策が必要とされた。

1970年代末以降のイギリスの(ミクロの)雇用政策は、雇用創出策と教育訓練策に重点が置かれ、数多くの施策が打ち出されている⁶⁵。そのうち、本節では①若年失業者に対する職業訓練施策、および②長期失業者の求職活動支援施策をとりあげる。どちらもこの間の雇用政策の中心課題であるとともに、政策効果についても客観的な検証が進められている。以下ではまず、個々のプログラムの内容を概観し、次いでその評価結果を整理する。

⁶⁴ 本節は、「労働政策研究・研修機構(2004)、先進諸国の雇用戦略に関する研究」からの再録である。

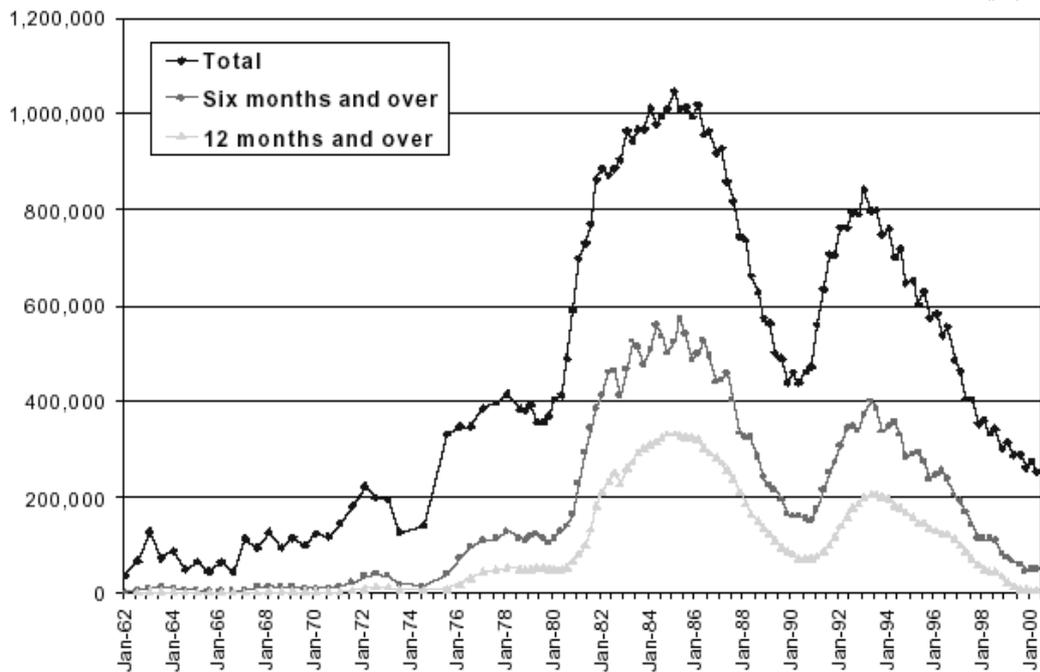
⁶⁵ 井田(2002)は、サッチャーからブレア政権に至るイギリスの雇用政策を網羅的に解説している。本節の記述も、井田(2002)を参考にしている。

図 3-3-1 失業給付受給者数の推移(全体および1年以上の長期受給者)



出所: Labour Market Trends and Employment Gazette, various issues

図3-3-2 18歳~24歳の失業給付受給者数の推移(全体、6ヶ月以上、1年以上の受給者)
(人)



資料出所: Labour Market Trends and Employment Gazette, various issues

3.3.1 評価対象政策の概要

3.3.1.1 若年者訓練施策

図3-3-2でみたように、イギリスでは、1973年の第1次オイルショック以後70年代を通じて若年失業者が急激に増加していた。1978年に導入された「若年者雇用機会事業」(YOP)は当初、景気回復までの緊急雇用対策として位置づけられており、若年者の雇用創出策としての色彩が強かった。しかし、1980年代に入ると「若年者訓練スキーム」(YTS)、そして「若年者訓練」(YT)に改称されるとともに、職場訓練を通じた若年労働者の技能や生産性、エンプロイアビリティの向上が強調されるようになった。以下では、YOPからYTに至る政策の流れをまとめたJones(1988)およびBradley(1995)に依拠しながら、その制度の概要について述べる。

○若年者雇用機会プログラム (Youth Opportunities Programme: 以下、YOP)

義務教育修了者や、その後の学校中退者の失業が顕著に上昇するなか、1978年4月に創設されたYOPは、16~17歳の若年失業者に対して、雇い主の協力を得て職場訓練を経験させ訓練手当を支給するという、緊急雇用対策としての性格が強かった⁶⁶。

YOPにおける訓練メニューは、①事業所での実務経験(The Work Experience on Employer's Premises (WEEP))、②プロジェクト型の実務経験(Project-Based Work Experience: PBWE)、③訓練講習会(Training Workshops: TW)、④地域社会活動(Community Service: CS)、⑤雇用促進コース(Employment Induction Courses: EIC)、⑥短期訓練コース(Short Training Courses: STC)、⑦再訓練コース(Remedial Courses: RC)に分かれており、平均6ヶ月間の訓練が実施される。1980年から1981年の実績では、YOP参加者のうち、①WEEP受講者が67%と最も多く、②PBWEが6%、③TWが3%、④CSが8%、⑤EICが1%、⑥STCが14%、⑦RCが1%となっている(Main(1985))。なお、基本的には若者自身がプログラムを選択するものの、実際には、キャリアサービス⁶⁷が参加者の能力を考慮したプログラムの紹介を行っていた面があり、能力がある者には①が、余り高くない場合は②や③が紹介されていた。また、マンパワーサービス委員会(Manpower Service Commission: MSC)がプログラムの運営にあたった⁶⁸。

訓練期間中、参加者には訓練手当が支給され、訓練機会を提供する雇い主には賃金費用の負

⁶⁶ YOP以前にも、若年失業者に重点を置いたプログラムは存在する。1975年10月に開始した「雇用創出プログラム」(Job Creation Programme)では、同プログラムによって創出された雇用機会の約半数が16~18歳向けであったとされている(Main(1985))。

⁶⁷ キャリアサービス(Career Service)とは、16歳以上の若者および成人に対するキャリア・カウンセリングなどを行う地域レベルのキャリア支援組織である。もともとは雇用省の傘下機関であったものが80年代に民営化され、現在は地域の様々な機関と連携を図りながら、主として若年者のキャリア支援に重点を置いた事業を展開している(日本労働研究機構(2001)、p.82)。

⁶⁸ マンパワーサービス委員会(1973年~1989年)とは、政府が策定した職業訓練政策の実施機関であり、雇用省から独立した政労使三者で構成されている(労働大臣官房国際労働課(1996)、p.319)。

担がない。YOP 開始当初の訓練手当は16～17歳の平均賃金と同程度かやや下回る程度であった。たとえば1978年では、訓練手当ならびに平均収入ともに19.5ポンドと差がなく、YOP最後の時期(1983年)でも平均収入の34.19ポンドに対して手当は25ポンドと、9ポンド程度の格差にとどまった。しかしこの格差は、後に大幅に拡大していく。

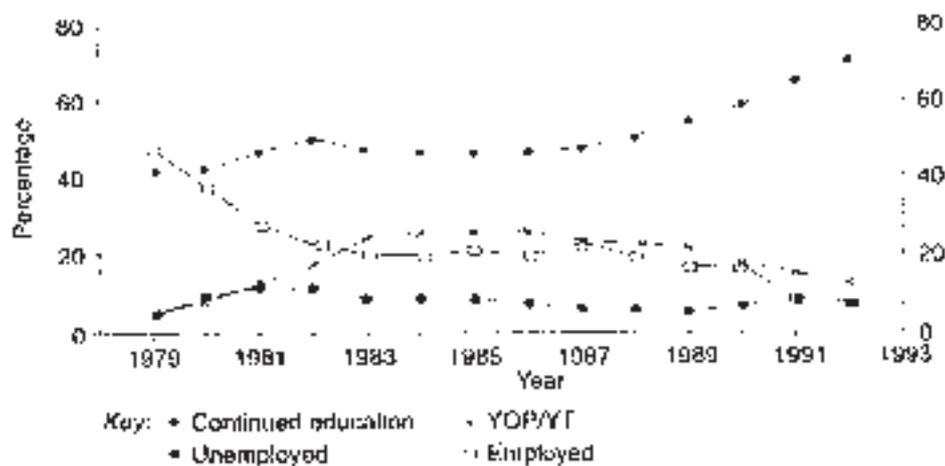
表 3-3-1 YOP 修了後の状態(訓練コース別)

	WEEP	PBWE	TW	CS	STC	Total trainees
Job	55%	34%	48%	39%	30%	48%
Unemployment	33	45	33	41	50	38
Another YOP	4	10	9	9	11	6
FE	1	1	1	1	1	1
Other	7	10	8	8	7	7
Base (n)	100	100	100	100	100	100(2,742)

Source: Bradley (1985)、 p.36、 Table I

○若年者訓練制度 (Youth Training Scheme: 以下、YTS)、および若年者訓練 (Youth Training: 以下、YT)

図 3-3-3 学卒者(16歳)の進路



Source: DES, bulletin 13/91 and bulletin 16/93; ACC destinations of school-leavers

プログラム修了後の就職率(1980～1981年実績)は、表 3-3-1 に示すように、WEEP が 55% と

最も高く、以下、TW が 48%、CS が 39%、PBWE が 34%、STC が 30% などとなっている。こうした就職率の差については、訓練の質の良否によっているのか、あるいはキャリアサービスによる選別(労働力としての質の差)によっているのかが焦点となる。この点は、以下に述べる YOP 以後の訓練施策にも当てはまる問題であり、政策の評価にあたっては注意を要する。

ところで、YOP への参加は基本的には自由であり、プログラム導入当初の全義務教育修了者(16 歳)に占める YOP 参加率は、図 3-3-3 に示すように 10% 未満と比較的少数にとどまっていた。しかし、その規模が次第に拡大するにつれ、YOP を低賃金労働として非難する声が高まった。同時に、YOP 参加者のプログラム完了率や正規雇用獲得者の割合が低下したため(1979 年の 60% から 1980 年には 24% に低下)、1983 年に至って YOP の利点と教訓を踏まえた制度変更が行われた。

1983 年 9 月に開始された若年者訓練制度(YTS)は、YOP と同じく 16 歳から 17 歳の学卒者を対象者としている。当初、訓練期間は 1 年間であったが、1989 年からは 2 年間(17 歳については 1 年間のまま)に延長された。そのため、前者は YTS1、後者は YTS2 と呼ばれている。

訓練機会を提供する雇い主、自治体、ボランティア団体等には助成金が支給され、また YOP 同様、若年者には訓練手当が支給される⁶⁹。雇い主により訓練の場が提供される場合には最低 13 週間、YTS2 では 20 週間の Off-JT(大学または訓練センター)が義務づけられる。企業主導型の職場訓練はモード A スキームと呼ばれ、YOP における WEEP と同様、能力や意欲の高い参加者が多く、一方、YOP における PBWE と TW に替わるものとして用意されたモード B スキームは、能力や意欲が相対的に低い者が対象とされた。また、YOP と同様にキャリアサービスによる選別が行われており、義務教育修了後に就職を考えている者のおよそ 3 分の 2 は、卒業前にキャリアサービスを通して適格なプログラムに振り分けられたとされている。また学卒者を多く受け入れている大企業を中心に、見習い訓練(apprenticeship)などの長期訓練の募集に際して YTS を利用するケースが多く、YTS1 が見習い訓練候補者の選別期間として機能することとなった。

1990 年 5 月に開始された若年者訓練(YT)では、若年者に幅広い技能を身につけさせ、質・量においても中等レベルのスキルを身につけさせることに重点がおかれていた。また企業主導の訓練プログラムをさらに促進するために、これまでのマンパワーサービス委員会(MSC)に代わって「訓練および企業委員会」(Training and Enterprise Councils - TECs)が創設され、政府との委託契約のもと、各地域の実情に沿った形で職業訓練プログラムが運用されることとなった⁷⁰。プログラム資金の割り当てに関しては、プログラムの成果に重点が置かれ、全国職業

⁶⁹ 訓練手当の水準は、1983 年の週 25 ポンドから 1993 年には 16 歳が週 29.5 ポンド、17 歳が週 35 ポンドと若干増額されたものの、同期間の平均所得の伸びに比べて小さく(1993 年時点の 18 歳未満の平均所得は週 108.1 ポンド)、平均所得との格差は拡大した(Bradley (1995)、p. 52、Table A I)。

⁷⁰ 訓練および企業委員会(TECs)とは、地域の訓練に関する総合的機関(民間団体)であり、その理事会メンバーは地域の有力な事業主を中心に、教育関係者、地方自治体関係者、労働組合関係者等により構成される(そのうち 3 分の 2 以上は事業主でなければならない)。主な業務は、① 地域の産業・雇用動向についての調査、② 地域内の産

資格（NVQ）レベルの達成度やプログラム修了後の就職率、さらにプログラムの完了率などが判断材料とされた。

表 3-3-2 YTS 修了後の進路

Year	Employment	College			
		Another YTS	(future training)	Unemployed	Other
1985-86	57.0	7.0	3.0	28.0	6.0
1987-88	59.0	12.0	3.0	21.0	4.0
1989-90	66.1	10.7	4.2	14.0	5.1
1991-92	50.0	9.0	6.0	25.0	10.0

注：就職は、フルタイムおよびパートタイムを含む。その他は無回答を含む。

出所：Bradley (1995)、p. 44、Table AII

表 3-3-2 より YTS（および YT）修了後の進路をみると、1980 年代半ばから 80 年代末にかけてプログラム後の就職率が向上したことがわかる。ただしこの時期は、若年者を含め全般的に雇用情勢が好転しており（前掲、図 3-3-2 参照）、必ずしもプログラムによる就職促進効果が高まったとはみなせない。また、雇用情勢が再び悪化し始めた 90 年代初頭には YT を通じた就職率も大きく低下している。プログラム評価にあたっては、YOP 同様、参加者の質に関する考慮とともに、こうした労働市場状況をも勘案する必要がある。

3.3.1.2 求職活動支援施策

イギリスでは、1980 年代後半以降、公共職業紹介サービスや失業給付制度の改革が間断なく行われている。その背景には、80 年代前半までの失業給付制度の変化と失業給付受給者の増加が指摘されている（Wells (2000)）。

業、労働、職業訓練についての情報収集と事業主や労働者への情報提供、③ 政府の職業訓練プログラムの運用、である（労働大臣官房国際労働課（1996）、pp. 320-324 および日本労働研究機構（2001）、p. 75）。

表 3-3-3 イギリスにおける失業給付制度改革

年	改 革
1910年2月	ウィンストン・チャーチルにより職業安定所ネットワーク(labour exchange network)設立
1912年	失業給付制度が導入され、職業安定所が管理運営
1919年	失業給付受給者は「通常は就業状態にあり、本当に仕事を探しており、仕事が見つからない」ことを証明する義務がある
1946年	国民保健法(National Insurance Act)
1961年	失業者の職業安定所 (Job Centre) 訪問義務が週1回に(それ以前は週2回)
1974年	給付事務所 (Benefit Office) と安定所を分割
1979年	雇用サービス局 (安定所の統括組織) の職員を13%削減
1980年	失業者の安定所訪問義務が2週間に1回に
1982年	失業者の安定所訪問義務がなくなる (1986年のリスタート導入まで)
1982～85年	求職活動支援に関わる職員を50%削減(失業登録事務所の人員は940名から550名に減少)
1986年	再出発プログラム(Restart Programme) 「再出発のための面接」を義務づけ。職員の増員(特に不正行為のチェック)。給付事務所でも求人情報を掲示。失業者に対する失業照合のための手紙の送付。給付資格剥奪期間を最大13週間に(1913年～1986年は6週間) 1月からの試験期間を経て、7月から1年以上の長期失業者を対象に全国で実施。10月以降は6ヶ月以上の失業者を対象を拡大
1988年	給付資格剥奪期間を最大26週間に
1989年	社会保険法 失業給付の適格要件に「積極的な求職活動」(毎週)。求職者は、給与が世間相場を下回るような「合わない」仕事を紹介されても拒否できない。
1990年	雇用サービス局の独立性を強化。行動目標の設定(例えば職業紹介について)
1991年	2年以上の長期失業者に1週間のジョブコースを義務づけ
1994～95年	『給付制度の厳格化』(Stricter Benefit Regime)の下、制裁や紹介数が2倍に
1996年	求職者手当(Job Seekers' Allowance)－失業給付に関する新たな法的枠組み。2週間に1度の安定所訪問を義務づけ。求職活動のランダムな検査の強化。失業3ヶ月目以降は、他の職業も探さなければならない
1997年	様々な包括的なプログラム(1・2-1、Workwise、Project Work)
1998年	若年者のためのニューディール(1月より試験実施。4月から全国実施) 長期失業者のためのニューディール(7月から。2年以上の全失業者対象)
1999年	全国最低賃金導入(4月から。成人3.6ポンド、若年者3ポンド) 50歳以上のためのニューディールの試験実施(8月から)
2000年	50歳以上のためのニューディールの全国実施

注: 重要な改革を影付けしている

出所: Van Reenen (2003)、p30、Table2

表 3-3-3 では、戦前から近年までのイギリスの失業給付制度改革の流れを示している。そもそも、失業者に対するカウンセリングや職業紹介は雇用サービス局 (Employment Service) の管轄であり、同局はまた失業給付の支給を管理していた。一方で、個々人の失業給付受給資格の審査は、失業給付事務所 (Unemployment Benefit Offices: UBO) に委ねられていた。ところが、職業安定所の利用につきまとう「失業者イメージ」(stigma) を払拭し、公共職業紹介の利用者層を失業者以外にも拡大するため、1980年には安定所と UBO が物理的に分離された。またその流れを受けて、1982年から1986年まで失業給付受給者の安定所訪問義務が廃止され、失業給付の受給資格における求職活動要件の形骸化が確実となった。

しかし、失業給付受給者数が過去最大に達した 1986 年を境に、イギリスの労働市場政策は一大転換をみせる。それは、失業給付の引き締めと求職活動支援による、積極的な失業削減政策への転換であった (Wells (2000))。まず、同年に導入された「再出発プログラム」(Restart Programme) では、長期失業者に定期的な面接を義務づけることで失業給付の受給要件を厳格化し、またカウンセリングを通じた就労支援が図られた。その後も、不正受給への取り組みの強化や、求職活動要件の厳格化など一貫した改革が行われている。また、1990 年代後半以降のブレア政権下では、「福祉から労働へ」(Welfare to Work) との理念の下、長期失業者とともに、失業給付以外の給付を受けている一人親、長期疾病者、障害者といった「非活動状態」(inactivity) にある者についても個別的就労支援策(「ニューディール」)が打ち出されている。

こうした 80 年代後半以降の改革のうち、本節では、その政策の評価に関して一定の結論が得られている再出発プログラムと、「若年者のためのニューディール」(New Deal for Young People) を取りあげる。ともに、長期失業者を対象とした求職活動支援施策である。

○再出発プログラム⁷¹(Restart Program: 以下、リスタート)

リスタートは、1986 年 1 月の試験導入を経て、同年 7 月より全国で実施された。その主な目的は、カウンセリングを通じた長期失業者の就業促進であり、同時に、求職者と認められないような者(そもそも仕事に就けないあるいは求職意欲が低い)の失業給付を停止することで、失業給付受給者数を削減することであった。プログラム導入当初は、18 歳以上で失業給付の受給期間が 1 年を超える長期失業者を対象としていたが、10 月以降は 6 ヶ月以上の失業者を対象を拡大した。

失業給付の受給期間が継続して 6 ヶ月以上に達する長期失業者には、リスタート事務所(Restart office) から求職活動履歴に関する調査票を同封した手紙(Restart Letter) が送られ、指定の期日に公共職業安定所で面接が行われる旨通知がなされる。手紙の前書きには、① 調査票の記入事項が、記入者に対するカウンセリングと職業紹介に役立つとともに、失業給付の受給条件となること、② アドバイザーによるカウンセリングでは仕事や訓練、開業、給付金についての情報が得られることが記されている。また手紙の後段には、失業給付の受給要件である「積極的な求職活動」の細かな内容と、求職活動が十分ではない場合には、失業給付が 2 週間まで停止されることなどが記載されている (Dolton and O' Neill (1997)、p. 37)。

安定所では、15 分から 25 分程度の面接が行われる。失業状態の確認後、カウンセラーは失業給付受給者の失業履歴を勘案して、給付金や求職活動、訓練コースについて助言を行い、時には雇い主と直接コンタクトをとる場合もある。この面接の後、失業者は再出発コース(Restart Course) や雇用訓練事業(Employment Training)、ジョブクラブ(Job Club)、通常の就職又は

⁷¹ リスタートの内容については、Dolton and O' Neill (1997)、Wells (2000)および井田 (2002)を参照した。

起業へと振り分けられる。このうち、再出発コースでは、求職意欲の低い受給者について、求職活動や面接テクニックの改善などといった個人の問題に焦点を当てたフルタイムの訓練が5日間にわたって行われる。また雇用訓練事業(1988年9月導入)では、雇用主の下でのOJTと大学や訓練機関でのoff-JTが行われ、訓練生には失業給付(あるいは補助給付)に加えて訓練手当、交通費などが、雇用主には助成金が支給される。訓練の内容や期間は、面接により個別に決まるが、だいたい3~12ヶ月の訓練が行われる(うち最低40%が派遣訓練)。他方、ジョブクラブとは、就職まであと一步の者を対象とした求職活動支援施設を指す。全国に1,100ヶ所あり、求職活動のためのアドバイザーを配置するとともに、電話や郵便、コピー等を無料で提供する。なお、こうしたリスタート面接は失業者が就職するまで6ヶ月ごとに実施される。

求職活動支援と並ぶリスタートのもうひとつの重要な特徴は、失業給付受給者への「脅し」(threat)効果である。失業給付受給者にはリスタート面接が義務づけられており、1回目の面接に出席しなかった場合には、さらに2回まで手紙での呼び出しが行われる。万が一3回目の呼び出しに応じなかった場合には、失業者の名前が失業給付事務所(UBO)に通知されるため、失業給付の減額や支給停止といった措置がとられることになる。リスタート導入後の失業受給者数の減少(図3-3-1参照)は、こうしたリスタートの持つ「脅し」効果によって、求職意欲の低い失業者が失業給付の受給をあきらめたためとみられている(Wells(2000))。この点を含めた政策効果の詳細については、次項に譲る。

○若年者のためのニューディール(New Deal for the Young People)

1997年に成立したブレア政権では、「福祉から労働へ」との理念の下、失業給付受給者のもとより、労働市場に現れない非活動状態にある層に対しても、ニューディールと呼ばれる個別的就労支援策が実施されている⁷²。ここで取りあげる「若年者のためのニューディール」(以下、NDYP)は、25歳未満の長期失業者対策として位置づけられる。なお、25歳以上の長期失業者は「長期失業者のためのニューディール」(New Deal for People Aged 25 and Over)の対象となる⁷³。

NDYPは、まず1998年1月に12の試験地域で先行して導入され、3ヶ月の試験期間を経て同年4月にイギリス全土で実施された。その対象は、求職者給付(以前の失業給付を改組したもの)を6ヶ月以上受けている18歳~24歳の若年者失業者である。対象者には案内状が送付され、職業安定所が窓口となる。なお、全ての対象者はプログラム参加が義務づけられており、参加を拒否した場合やプログラムからドロップアウトした場合には求職者手当の受給資格を失う。

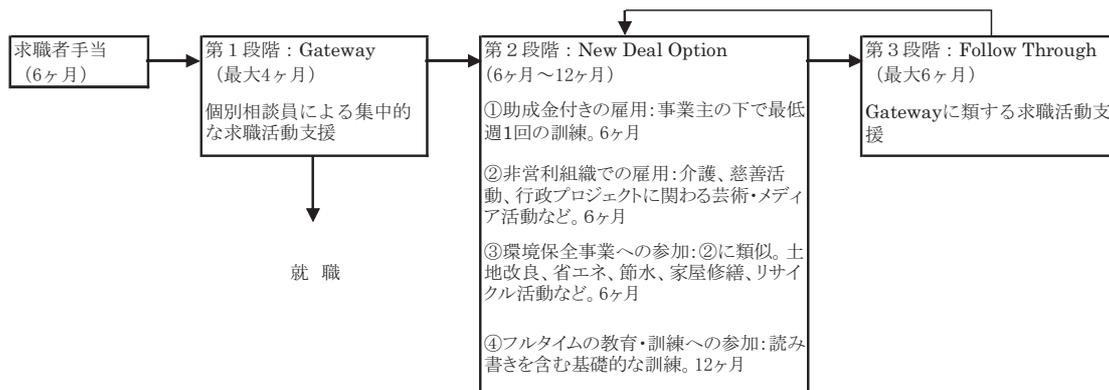
図3-3-4では、プログラム全体の流れを整理している。プログラムの第1段階はゲートウェ

⁷² ニューディールの具体的な内容については井田(2002)を参照。

⁷³ 1年6ヶ月以上の求職者手当(JSA:1995年の求職者法により失業給付が改組されたもの)を受けている者が対象。個別相談員による就職支援、協力企業での就労かフルタイムの教育・訓練機会が提供される。就職活動の経費も支給される(井田(2002)、p.75)。

イ (Gateway) と呼ばれる。対象者は職業安定所の個別相談員との面接を通じて就職計画を作成し、カウンセリングや基礎的な訓練を受けながら最大 4 ヶ月間の求職活動を行う⁷⁴。この間、求職者手当は継続して受けられる。

図 3-3-4 プログラムの流れ



Source: Blundell et al. (2001) Figure1, Speckesser (2002) Figure1 および Van Reenen (2003) を参考に作成

第 1 段階で就職が果たせなかった場合、オプションとよばれる第 2 段階に移行する。第 2 段階の開始にあたって、参加者は、相談員から各オプションの目的や何が習得できるのかについて説明を受け、自らの希望を加味した個別プラン (personal development plan) を作成する。第 2 段階では、雇い主からの賃金もしくは求職者手当と同額の手当が支払われるのに加えて、最大 400 ポンドの助成が週割りで支払われる。

第 2 段階では、大きく 4 つ(起業オプションを加えると 5 つ)の訓練オプションが用意されている。① 雇用オプション (Employment Option) は、就職の可能性が高い者を対象とした民間企業での助成付き雇用であり、ゲートウェイ段階である程度対象者の絞り込みがなされている。雇い主には月 60 ポンドの助成金に加えて、最低週 1 回の訓練の費用として 750 ポンドが助成され、参加者には助成金の範囲内で賃金が支払われる。雇用期間は最大 6 ヶ月である。② 非営利組織での雇用 (Voluntary Sector Work) では、慈善活動などの地域社会に貢献する非営利事業に従事する。週 30 時間～40 時間の活動に加えて、平均週 1 日は公的な資格取得を目指した訓練に当てられる。訓練期間は最大 6 ヶ月である。③ 環境保全活動 (Environmental Task Force) では、土地改良や省エネ、節水、家屋修繕あるいはリサイクル活動に従事するが、非営利組織が実施主体となっている場合が多く、②に類似したオプションである。同じく週 1 日の訓練が行われ、最大 6 ヶ月従事する。④ フルタイムの教育・訓練は、技能が不足している失業者向けのオプションであり、読み書きといった一般的な訓練も含まれている。その期間も最大 12 ヶ月とやや長い。

⁷⁴ ゲートウェイ段階で就職しても、13 週間以内に再度失業した場合には、直ちに NDYP に参加できる。

表 3-3-4 では、1999 年の第 1 四半期から 2001 年の第 1 四半期までの各期における NDYP の参加者数(ストック)と、その内訳が示されている。まず、参加者数の合計ストックは、1999 年第 2 四半期以降は減少し続けており、2001 年の第 1 四半期には、10 万名を下回っている(97,962 名)。全国実施(1998 年 4 月)からちょうど 1 年余りが経過し、プログラムからの退出者数が流入者数を上回り始めたためと考えられる (Speckesser (2002))。次に、内訳の推移に目を移すと、第 1 段階 (Gateway) のシェアが各期を通じて 5 割程度と安定しているのに対して、第 2 段階 (Options) のシェアが減少し、第 3 段階 (Follow Through) のそれが高まっている。その要因としては、この間、第 2 段階では最も就職に結びつき易い「助成付き雇用」(EMP) の参加者のウェイトが下がっているためだと考えられる。このようにみると、NDYP の参加者自体は全体的には減少しつつあるものの、近年では、第 2 段階を終えても就職が難しいような熟練度の低い若年失業者がプログラムに滞留しつつあるものと思われる。

表 3-3-4 四半期ごとの NDYP 参加者数 (ストック) (%)

四半期	合 計	Gateway	Options 計	(内訳: 計 100%)				Follow Through
				EMP	FTET	VS	ETF	
1999-1	137,635 (100)	54.2	35.4	(22.1)	(47.5)	(16.1)	(14.3)	10.4
1999-2	139,893 (100)	51.4	34.2	(24.3)	(43.8)	(16.7)	(15.2)	14.5
1999-3	136,160 (100)	48.1	33.8	(25.3)	(42.1)	(16.6)	(15.9)	18.1
1999-4	126,403 (100)	48.2	33.9	(25.4)	(41.5)	(16.7)	(16.4)	17.9
2000-1	127,906 (100)	49.8	34.4	(24.2)	(40.5)	(18.1)	(17.1)	15.8
2000-2	116,728 (100)	51.3	31.8	(17.0)	(42.2)	(21.6)	(19.1)	16.9
2000-3	105,450 (100)	48.1	32.8	(16.6)	(43.3)	(21.1)	(18.9)	19.1
2000-4	99,203 (100)	50.4	30.5	(14.8)	(43.8)	(21.3)	(20.2)	19.1
2001-1	97,962 (100)	53.0	28.9	(15.1)	(43.1)	(22.0)	(19.7)	18.0

注: EMP:助成付き雇用、FTET:フルタイムの教育・訓練、VS:非営利組織での雇用、
ETF: 環境保全活動

出所: Speckesser (2002)、p. 17、Table 2.4 をもとに作成

3.3.2 政策評価

3.3.2.1 若年者訓練施策

先に述べたように、YOP から YT に至る若年者訓練プログラムへの参加は基本的に自由であるため、プログラム適格層からランダムに参加者を割り振る「実験的手法」をとっていない。したがって、若年者訓練施策に関する評価文献の多くは、プログラムに参加した者と参加しな

った者との労働力の質の違いを考慮している。また、ここで検討されるプログラムの効果とは、プログラム修了後の就職率(「就職効果」)およびプログラム修了後の賃金(「賃金効果」)の2点である。

表 3-3-5 イギリスにおける若年者訓練プログラムの評価

論文	Main (1985)	Main and Shelly (1990)	Main (1991)	Dolton et al. (1994a)	Dolton et al. (1994b)	Green et al. (1996)	
分析データ	スコットランド学卒者調査 1979年度義務教育修了者の個票データ。 1980年10月および1981年5月	スコットランド若年者調査(SYPS) 1984年に学校を離れた若者の個票データ。 1985年4月および1986年4月	同左 1984年に学校を離れた若者の個票データ。 1985年4月、1986年4月および1987年10月)	第3次若年者コーホート調査(YCSⅢ) 1985年度義務教育修了者の個票データ。1986年9月～1989年3月の30ヶ月	同左 同左	全国子どもの発達調査 1970年4月5～11日生まれの個票データ (1992年の分析)	
被説明変数	1981年5月の就業確率	1986年4月の就業確率 1986年4月の時間当たり賃金	1987年10月の就業確率	1989年3月の就業確率 就職までに要した期間(Duration Analysis)	1989年3月の時間当たり賃金	1992年の時間当たり賃金	
説明変数	1980年10月時点の若年者雇用機会事業(YOP)への参加経験の有無	若年者訓練制度(YTS1)に参加したか否か	同左	若年者訓練制度(YTS2)および若年者訓練(YT)に参加したか否か	同左	同左	
効果	+	+ ?	+	(-) (-)	-	?	
詳細	YOP参加者の就業確率は4.4%ポイント(男性)、8.1%ポイント(女性)高い。ただし、YOPへの参加はランダムではない。	YTS1を修了した場合の就業確率の推定値を比較すると、YTS修了者は11～17%ポイント、就業率が高い。	YTS1を修了した場合の就業確率の推定値を比較すると、YTS修了者は14～19%ポイント、就業率が高い。	全体および男性では、YTS参加者の就業確率は有意に低い。女性の就業率は統計的に有意な差がない。	就職に要した期間の平均値は、YTS参加者の方が非参加者より高い(就職が遅い)。	YTS訓練のみを受けた者の平均賃金と、同一の属性を条件に訓練を全く受けなかった場合の平均賃金の推定値を比較すると、訓練なしの賃金が高い(男性9.6%、女性15.8%)	資格取得に関連付いていないYTSの参加者の賃金を、仮に何の訓練も受けなかった場合の推定賃金と比較すると、統計的に有意な差がない。

表 3-3-5 に主な評価文献の内容と結果を整理している。データについては、全ての研究が特

定の若年コーホート(集団)に関する追跡調査を用いている。これらは、政府の調査 (Dolton *et al.* (1994a、1994b))や、大学独自の調査 (Main and Shelly (1990) および Main (1991))に加えて、訓練プログラムの実施主体(マンパワーサービス委員会)の助成を受けた独自の調査によるものもある (Main (1985))。

また、各時期における若年者訓練プログラムの適格層を調査対象としており、プログラムの参加者ととともに、非参加者についてもデータが得られている。以下、評価手法ならびに評価結果について吟味しよう。

○就職効果

就職効果については、プログラム修了後、特定時点の就業確率に着目した研究が多く、家庭背景やテストの成績といった個人属性とサンプルの地域属性をコントロールした上で、プログラム参加者と非参加者の平均的な就業確率を比較する手法がとられている。分析の結果、プログラム参加者と非参加者の平均就業確率の差は、1980年における YOP の評価結果では男性が4.4%ポイント、女性が8.1%ポイント (Main (1985))、1986年の YTS1 の評価結果では、11~17%ポイント (Main and Shelly (1990))、1987年の YTS1 の評価結果で14~19%ポイントとなっており、訓練参加者の就業確率が有意に高い結果となっている。先に図3-3-2でみたように、1980年~1986年は若年失業者が急増した時期であり、こうした失業情勢に対応するように、プログラムの就職効果が発揮されているとみて良い。

ところが、失業情勢が改善に向かった1989年の YTS2 の評価では、一転して訓練参加者の就業確率が非参加者のそれを下回る結果となっている (Dolton *et al.* (1994a))。こうした就職効果の変化について、Dolton *et al.* (1994a) は、YTS による雇用創出(一時的に失業登録をはずれる)効果は失業率が高い時期に大きく、低失業期には小さいためだと指摘する。また同時に、本来は低失業期に期待されるべき、訓練プログラムを通じたエンプロイアビリティの改善がみられないことから、YTS プログラムの訓練機能については疑問を呈している。

ところで、こうした特定時点の就業確率の分析には、データ収集の容易さ(調査回数を抑えられる)というメリットがある反面いくつかの問題点も指摘されている。ひとつは、時点の選び方が任意であり合理的な根拠がないという点である。また、一時点の評価に過ぎないため、それ以前や以後の政策効果について何の情報ももたらさない(たとえば訓練プログラムの就職効果は一定かもしれないし、訓練修了直後が最も大きく以後減少するかもしれない)。

そこで、ある一定期間について、毎月の就職効果を計測した分析が行われている。学校を卒業してから最初の就職までに要した期間についての分析 (duration Analysis) の結果をみると (Dolton *et al.* (1994a))、YTS 経験者は未経験者よりも就職に要する期間が長く、YTS による就職促進効果は認められない。この結果は、YTS 訓練期間を除外しても同様であった。一方、就職先の仕事内容を考慮するため、訓練(見習い期間あるいは off-JT)の有無や時間当り賃金について「良い仕事」を定義した結果、女性については YTS を通じて「良い仕事」への就職が早

まる結果が得られた。男性については、データの初期状態が失業者か YTS 参加者にサンプルを限定し、かつ「良い仕事」への就職期間をみた場合にのみ、YTS を通じた就職促進効果が得られた。このように、若年者の失業情勢が比較的良好な時期については YTS の就職効果はほとんどみられず、その就職促進効果も限定的であるといえる。

○賃金効果

プログラムの賃金効果の推定にあたっては、まず、賃金は就職者についてのみ得られる情報であるため、分析のサンプルが調査時点における雇用者に限定される点に留意する必要がある。したがって、ここで推定される賃金効果とは、雇用者について観察される個人属性をコントロールした上で、訓練プログラムへの参加経験の有無に起因する賃金格差を指す。また、そもそも訓練プログラムへの参加が無作為ではないことから、全ての研究が、若年者訓練プログラムに参加するかどうか (Main and Shelly (1989)) や、いくつかの訓練メニューの何を選択するか (Dolton *et al.* (1994b)、Green *et al.* (1996)) について明示的なモデルを設定し、プログラム参加に関する偏り(セレクションバイアス)を考慮している⁷⁵。

本来、若年者訓練プログラムを通じた技術や技能といった人的資本の高まりは、その後の賃金上昇に反映されると考えられるため、正の賃金効果が期待される。しかし分析結果では正の賃金効果がみられず、逆に負の賃金効果がみられる研究もある。

1986 年における YTS1 の賃金効果を推定した Main and Shelly (1990) によると、YTS の賃金効果はマイナスで統計的に非有意であった。また、YTS (YTS2) に加えて、「フルタイムの教育」や「現在の仕事における off-JT」、「見習い訓練」といった公式訓練を 7 種の組合せに分類し、各訓練パターンに応じた平均賃金を推定した Dolton *et al.* (1994b) によると、YTS のみを受けた者の平均賃金と、同一の個人属性を条件に訓練を全く受けなかった場合の平均賃金を比較すると、訓練なしの方の平均賃金が高く (男性で 9.6%、女性で 15.8%)、YTS2 の賃金効果はみられなかった。さらに、YTS を資格取得に結びつくか否かに分類したうえで、Dolton らと同様の訓練パターンについて、平均賃金を比較した Green *et al.* (1996) でも、資格取得に結びつかない YTS を受けた場合と何の訓練も受けなかった場合の平均賃金には統計的に有意な差がなく、短期的には正の賃金効果がないと指摘されている。

他方、Dolton *et al.* (1994b) の分析によると、社会的に不利な立場に置かれている男性(数学や英語の能力が平均以下、イギリス南部以外の居住者、失業経験あり、一人親家庭など)については、訓練を全く受けないよりも、同一の個人属性を条件に YTS を経験した方が平均賃金が高く、正の賃金効果があるとされている。したがって、YTS の賃金効果は一部に限られるとい

⁷⁵ Main and Shelly (1990) は、YTS1 への参加について第 1 段階のプロビット推定を行い、得られたセレクション項を用いて賃金関数を推定するという、通常の 2 段階推定を行っている。Dolton *et al.* (1994b) および Green *et al.* (1996) は、7 種の訓練パターンについて多項ロジット推定を行い、得られたセレクション項を用いて各パターン別の賃金関数を推定してしている。

える。また、Green *et al.* (1996) では、資格の取得に結びつく YTS を経験する方が、訓練を全く受けない場合や、資格取得に結びつかない YTS を受ける場合よりも平均賃金が高いため、より望ましいとしている。

3.3.3.2 求職活動支援施策

○再出発プログラム（リスタート）

リスタートについては、プログラム開始から約2年後の1989年に、雇用サービス局の委託を受けた政策研究機構（Policy Study Institute）が政策評価に着手している。その際、客観的な政策評価を期するために、プログラム参加者の追跡調査の設計にあたって「社会実験」（Social Experiment）の要素が取り入れられている。

1989年3月から7月までにプログラム適格者となる（求職者手当の受給期間が継続して6ヶ月に達する）失業者から、国民保険番号を元に無作為抽出した8,925名が調査サンプルである。このうち582名については、失業6ヶ月目に実施される1回目のリスタート面接への呼び出しを行わず、12ヶ月目に行われる2回目の面接から参加させることとした。以下では、通常のプログラム対象者をトリートメントグループ（実験群）と呼び、プログラム参加が6ヶ月遅れたグループをコントロールグループ（対照群）と呼ぶ。

調査は、トリートメントグループのリスタート面接から6ヶ月が経過した時点で、社会および地域計画研究所（Social and Community Planning Research）によって実施され、リスタート後の仕事経験や求職活動の状況、リスタート面接の内容、過去の仕事経験、所得などの詳細な情報が得られている。本来のサンプルから5,200名の回答が得られ、そのうちの4,565名（うちコントロールグループは323名）が分析の対象となっている。なお、調査の回収率は、トリートメントグループとコントロールグループで統計的に有意な差がないため、政策効果の計測に問題はないとされている。さらに、得られたサンプルについては、国民保険番号を元に、雇用サービス局の業務統計（JUVOS）や全国オンライン人材システム（NOMIS）の情報との接合が図られており、過去の失業履歴や、地域の労働市場状況なども考慮できるようになっている。

表3-3-6では、これらのデータを用いた研究の結果を整理している。このうち、Dolton and O' Neill (1996) は短期の政策効果を分析している。毎月における「失業からの退出率」（ハザードレート）をみると、コントロールグループがプログラムに参加していない期間（失業後6～11ヶ月）については、トリートメントグループの「退出率」がコントロールグループのそれよりも高く、プログラム参加を通じた失業退出効果が確認された。また、失業退出後の状態（求職者手当の受給をあきらめたのか、訓練プログラムに移行したのか、それとも就職したのか）に注目した場合も、再就職への移行率のみトリートメントグループがコントロールグループより有意に高く、就職促進効果があったことがわかった。ただし女性では、プログラムに参加することによって、求職者給付をあきらめる確率が高くなることも明らかとなっている。

一方、およそ5年にわたる追跡調査に基づいて、同様の分析をおこなった Dolton and O' Neill (2002) によると、プログラムの長期的な効果は男性にのみ観察された。男性では、プログラムへの参加が6ヶ月遅れた(コントロールグループ)ことによる人的資本の損失が長期的に影響を持つのに対して、女性はパート労働や非労働力に移行しやすく、フルタイム就業の可能性が男性に比べて低いことから、リスタートの効果が得にくかったためと解釈されている。また、トリートメントグループとコントロールグループの短期における失業退出率の格差は、トリートメントグループのうち実際には面接に参加しなかったサンプルが早期に失業から退出することで引き起こされており、前項で議論したリスタートの「脅し」効果が有効に機能したことが明らかになっている。他方、トリートメントグループとコントロールグループでは再就職後の就業継続期間に有意な差がなかったことから、プログラム参加者が失業と再就職を繰り返すのではないかとの仮説は棄却された。

あわせて、Dolton and O' Neill (2002) では1989年から1994年の5年間についてリスタートの費用-便益分析を行っている。ここでの便益とは、トリートメントグループの失業率低下による求職者手当支払の節約分であり、割引率を10%として現在価値化すると、5年間で男性では1人あたり619ポンド、女性では181ポンドとなっている(ただし、女性はトリートメントグループとコントロールグループの失業率の差が統計的に有意ではない)。一方の費用には、面接費用とリスタートコースやジョブクラブの運営費が計上されており、一人あたり125ポンドである。したがって、純便益は男性で1人あたり494ポンド、女性は56ポンドから最大で161ポンド(非労働力化が大きい場合)と計算されている。むろん、こうした計算には多くの問題がある。たとえば、① コントロールグループをプログラムから完全に排除するという本来の意味の「社会実験」を行った場合に比べると、純便益は過小推定の可能性がある、② プログラム1年目に限れば失業率の差も小さいため、純便益の大きさは計測期間の長さに依存する、③ プログラム参加後の賃金上昇やそれによる税収増といったその他の便益、あるいは、デッドウェイトロスや置き換え効果といったその他のコストを考慮していない、などである。

しかしながら評価結果を見る限り、求職活動支援と「脅し」を通じた、リスタートの就職促進効果が確認されており、おおむね積極的に評価されていると見てよいだろう。

表 3-3-6 再出発プログラムの評価

論文	Dolton and O'Neill (1996)	Dolton and O'Neill (2002)
分析データ	雇用庁による実験データ 1989年3月～7月に失業期間が6ヶ月に達する失業者から国民保険番号を元に無作為抽出した8,925サンプル(うち582人が対照群)。実際には、4,565サンプルを使用(うち対照群は323人)。1982年1月～1989年までの状態については雇用サービス局の統計(JUVOS)を接合して使用。	同左
期間	実験群がプログラムに参加後、16ヶ月目までの短期の分析	実験群がプログラム参加後、約5年間(1994年5月まで)の比較的長期の分析
被説明変数	①失業から退出する確率 ②失業から特定の状態(訓練又は手当を受けない又は再就職)に移行する確率	①失業率の平均値 ②失業から退出する確率 ③再就職の継続期間
説明変数	実験群(失業6ヶ月目からプログラム参加)と対照群(通常より6ヶ月遅く、失業から12ヶ月目でプログラムに参加)との比較	同左
効果	①実験群が面接を開始し、対照群がプログラムに参加していない期間(失業後6～11ヶ月)では、実験群の失業退出率が対照群より高い(対照群の退出率は実験群の70～80%程度) ②a.「訓練」、および「求職者手当を受けない状態」への移行率は、実験群と対照群で差がない。b.再就職への移行については、実験群が有意に高い。つまり、プログラムへの参加が早い方が、有意に再就職への移行率を高める。c.「再就職」および「訓練」への移行確率は男性の方が有意に高いが、「失業給付を受けない状態」への移行については、女性の方が有意に高い(女性の非労働力化)	①短期では実験群が対照群の失業率を下回る。5年後でも男性は6%ポイントの差が生じたが女性は実験群と対照群との間に有意な差はみられない。また、「脅し」効果は短期でのみ観察される。長期的には求職活動や再就職の支援という「アメ」の効果が重要。 ②Dolton and O'Neill (1996)の①と同じ。プログラムによる失業退出効果が認められる ③失業期間は対照群の方が有意に長い。再就職期間では有意な差がない。つまり、リスタートは、再就職期間を延ばすよりも失業期間の短縮に効果がある

○若年者のためのニューディール (NDYP)

NDYP の評価にあたっては行政データである、「ニューディール評価データセット」(New Deal Evaluation Dataset: NDED) が使用されている。NDED では、ニューディール参加者について、プログラムに参加した時期、受けたサービスの内容、手紙の受けとりや面接の時期、個人属性やプログラム後の進路といった詳細な情報が収集されている。ただし、プログラム参加者以外の情報が含まれないため、実際の評価にあたっては、求職者手当受給者に関する雇用サービス

局の統計（JUVOS）があわせて用いられている⁷⁶。

表 3-3-7 にまとめた NDYP の評価文献では、Gateway（プログラムの第 1 段階）における求職活動支援が、参加者の就職率に与える影響（就職効果）が論じられている。その際、プログラム適格層の就職率について、プログラム参加前と第 1 段階終了時の変化を計測するだけでなく、（労働力として）参加者に類似した非適格層についても同期間の就職率の変化を観察し、プログラム以外の要因による就職率の変化を制御する必要がある。こうした評価手法は difference-in-differences 推定法と呼ばれ、前者の参加者グループと、後者の比較対照グループの就職率の「変化率の差」が、純粋なプログラム効果とみなされる。

Blundell *et al.* (2001) および Van Reenen (2003) らの研究では、NDYP の試験期間（1998 年 1 月～3 月）については試験地域の適格層（19 歳～24 歳）と非試験地域の適格層の比較が、全国実施後については、適格層と非適格層（25 歳～29 歳および 30 歳～39 歳）の比較が行われている。その結果、純粋な就職効果は、① 試験期間における男性の推定結果では+11%ポイント、② 試験期間から全国実施後 9 ヶ月目までの男性の推定結果では+5%ポイント、③ 試験期間における女性の推定結果では+6.1%～+11%ポイントとなった。つまり、求職活動支援（Gateway）を通じたジョブマッチングの改善により、就職率は約 25% から約 30% ～ 5% ポイント（変化率では 20%）高まったことから、プログラムによる正の就職効果が確認された。ただし、こうした Gateway の就職効果は、プログラム導入直後が最も大きく、それ以後は時間の経過とともに小さくなっていくことから、長期の効果は小さいと示唆されている。

このように、現時点の評価では、NDYP における訓練オプションの効果や、プログラムの賃金効果については論じられていないものの、求職活動支援による就職効果については、積極的な評価結果が得られている。

⁷⁶ なお、JUVOS データセットの 5%サンプルは一般使用が可能な統計である。

表 3-3-7 若年者のためのニューディールの評価

論文	Blundell <i>et al.</i> (2001) Van Reenen (2003)
分析データ	雇用サービス局の統計データ(JUVOS データベース)の5% サンプル。1982年～1999年6月 ニューディール参加者に関する行政データ(NDED データベース)。1998年1月～12月
被説明変数	プログラム参加前の就職率と、第1段階(Gateway)終了時の就職率の差 (difference-in-differences 推定法)
説明変数	プログラム適格層(19～24歳)と非適格層(25～30歳および31～40歳)の比較 試験地域と非試験地域の適格層(同上)の比較
効果	①試験期間(1998年1月～3月)における男性の分析結果では、Gatewayの就職率に与えた参加の効果は、+11%ポイント前後。そのうち助成雇用が+5.7%ポイントあるため、純粋な効果は最小で+4%ポイント。ただし真の値はデッドウエイトロスに依存する。 ②男性の全国実施後を含む全期間推定では、参加の効果はおよそ+5%ポイント。ただし、プログラムの効果は時間の経過とともに減少する。 ③女性の場合、25～30歳が有効な比較対照グループ足り得ないので、全国実施後の分析ができない。 試験期間中の推定では参加の効果は+6.1～11.0%ポイント。男性と同様、参加者グループの就職効果があったと言える。

【参考文献】

(邦語)

井田敦彦 (2002) 「サッチャーからブレアに至る英国の雇用政策」、『レファレンス』(国立国会図書館調査立法考査局)10月号: pp. 58-87.

日本労働研究機構 (2001) 『職業能力開発を取り巻く環境とその効果に関する調査研究報告書(1)』.

日本労働研究機構 (2002) 『諸外国における職業能力評価制度の比較調査、研究－イギリス－』、資料シリーズ No. 127.

日本労働研究機構 (2003) 『諸外国の若年者就業支援政策の展開－イギリスとスウェーデンを中心に－』資料シリーズ No. 131.

労働大臣官房国際労働課編 (1996) 『平成8年版 海外労働白書』日本労働研究機構.

(英語)

- Blundell, R., Monica C. Dias, C. Meghir, and John V. Reenen (2001), “Evaluating the Employment Impact of a Mandatory Job Search Assistance Program,” *IFS Working Papers*, WP01/20, The Institute for Fiscal Studies.
- Bradley, Steve (1995), “The Youth Training Scheme: A Critical Review of the Evaluation Literature,” *International Journal of Manpower*, vol.16, no.4: pp.30–56.
- Dolton, Peter J., Gerald H. Makepeace and John G. Treble (1994a), “The Youth Training Scheme and the School-to-Work Transition,” *Oxford Economic Papers*, vol.46: pp.629–657.
- Dolton, Peter J., Gerald H. Makepeace and John G. Treble (1994b), “The Wage Effect of YTS: Evidence from YCS,” *Scottish Journal of Political Economy*, vol.41, no.4: pp.444–453.
- Dolton, Peter J., and D. O’Neill (1996), “Unemployment Duration and the Restart Effect: Some Experimental Evidence,” *The Economic Journal*, vol.106: pp.387–400.
- Dolton, Peter J., and D. O’Neill (1997), “The Long-Run Effects of Unemployment Monitoring and Work-Search Programs: Experimental Evidence from the U.K.” , *Working Papers*, N71/08/97, Department of Economics, NUI Maynooth.
- Dolton, Peter J., and D. O’Neill (2002), “The Long-Run Effects of Unemployment Monitoring and Work-Search Programs: Experimental Evidence from the U.K.” , *The Journal of Labor Economics*, vol.20, no.2, April: pp.381–403.
- Green, F., M. Hoskins and S. Montgomery (1996), “The Effects of Company Training: Further Education and the Youth Training Scheme on the Earnings of Young Employees,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol.58, no.3: pp.469–488.
- Jones, Ian (1988), “An Evaluation of YTS,” *Oxford Review of Economic Policy*, vol.4, no.3: pp.54–71.
- Main, Brian G. M. (1985), “School-Leaver Unemployment and the Youth Opportunities Programme in Scotland,” *Oxford Economic Papers*, vol.37: pp.426–447.
- Main, Brian G. M. (1991), “The Effect of the Youth Training Scheme on Employment Probability,” *Applied Economics*, vol.23: pp.367–372.
- Main, Brian G. M. and Michael A. Shelly (1990), “The Effectiveness of the Youth Training Scheme as a Manpower Policy,” *Economica*, vol.57: pp.495–514.
- OECD (1993), “Active Labour Market Policies,” *Employment Outlook*, OECD: pp.39–80.
- Speckesser, Stefan (2002) “The aggregate impact of Active Labour Market Policy in Germany and the UK: Evidence from administrative data,” Draft, Contribution to the Annual Conference of the European Society for Population Economics, September 13th – 15th, 2003, New York City.

<http://www.econ.nyu.edu/cvstarr/conferences/ESPE/papers/speckessers.pdf>)

Van Reenen, J. (2003), “Active Labour Market Policies and the British New Deal for the Young Unemployment in Context,” *NBER Working Paper Series*, No. 9576.

Wells, William (2000), “From Restart to the New Deal in the United Kingdom,” in *Labour Market Policies and the Public Employment Service*, OECD Proceedings: pp. 241–262.

3.4 スウェーデンの政策評価⁷⁷

3.4.1 スウェーデンの労働市場政策

3.4.1.1 近年の労働市場

スウェーデンの労働市場がわが国の場合と比較的類似している点としては、昨今、失業率⁷⁸が5%程度と比較的低い水準であること(表3-4-1)、第一次石油危機後、多くの西欧諸国において失業率が急騰したのに比べ1980年代まできわめて低い水準で推移したこと(表3-4-1)、女性の方が男性より失業率が高い国が多いなかで男性の方が女性より失業率が高いこと(表3-4-2)、失業率が高く特に高齢者の就業率が高いこと(表3-4-2)が挙げられる。

表3-4-1 失業率の推移の国際比較

(単位: %)

	日本	スウェーデン	アメリカ	イギリス	ドイツ	フランス
1978	2.2	2.5	6.1	5.2	3.7	5.4
1979	2.1	2.3	5.8	4.7	3.2	6.1
1980	2.0	2.2	7.1	5.7	3.2	6.5
1981	2.2	2.8	7.6	9.1	4.6	7.6
1982	2.4	3.5	9.7	10.5	6.5	8.3
1983	2.6	3.9	9.6	11.4	8.0	8.6
1984	2.7	3.5	7.5	11.9	7.2	10.0
1985	2.6	3.1	7.2	11.3	7.3	10.5
1986	2.8	2.9	7.0	10.8	6.6	10.6
1987	2.8	2.3	6.2	10.8	10.8	10.7
1988	2.5	1.9	5.5	8.8	6.3	10.2
1989	2.3	1.6	5.3	7.2	5.6	9.6
1990	2.1	1.8	5.6	6.9	4.8	9.1
1991	2.1	3.3	6.8	8.4	5.6	9.5
1992	2.2	5.8	7.5	9.7	6.7	10.4
1993	2.5	9.5	6.9	10.4	8.0	11.8
1994	2.9	9.8	6.1	9.7	8.5	12.3
1995	3.2	9.2	5.6	8.7	8.2	11.6
1996	3.4	10.0	5.4	8.2	9.0	12.3
1997	3.4	10.2	4.9	7.1	9.9	12.4
1998	4.1	8.5	4.5	6.2	9.3	11.7
1999	4.7	7.2	4.2	6.0	8.7	11.1
2000	4.7	5.9	4.0	5.5	8.1	9.6
2001	5.0	5.1	4.8	4.8	8.0	8.8

注) ドイツの1992年以前の数値は西ドイツ地域の数値である。

⁷⁷ 本節は、「労働政策研究・研修機構(2004)、先進諸国の雇用戦略に関する研究」からの再録である。

⁷⁸ ここでの記述における失業率は標準化失業率の意味である。すなわち、ILOガイドラインに基づき、失業者を、労働力人口のうち、(1) 就業しておらず、(2) 就業可能の状態、(3) 求職活動(自営開業のための準備等を含む)を積極的に行った者と定義し、失業率を、軍人を除いた労働力人口に占める失業者の割合として算出した数値とするものである。

資料出所：OECD, Employment Outlook.

一方、異なる点としては、まず、失業率について、スウェーデンでは1990年頃から1990年代半ばにかけ短期間のうちに1950年代以降の最悪水準にまで急騰した後、2000年頃にかけて急低下したところであるが、わが国では1990年頃から徐々に上昇してきているということがある(表3-4-1)。また、一般的に、高学歴者ほど失業率が低い傾向が見られるが、その傾向がスウェーデンでは大きく、わが国では小さい(表3-4-3)。これはスウェーデンが特殊であるというより、わが国では学歴別失業率の差が小さいということによる。さらに、男女の就業率について、スウェーデンではほとんど差がないのに比べ、わが国では大きく異なっている(表3-4-2)。一般的に、就業率には男女差が見られるところであるので、スウェーデンでは就業分野での男女の機会均等が図られているものといえる。

表3-4-2 失業率及び就業率・55-64歳者就業率の国際比較(2000年)

(単位：%)

	失業率(15-64歳)		就業率			55-64歳者 就業率
	男性	女性	計	男性	女性	
日本	5.1	4.7	68.9	80.9	56.7	62.8
アメリカ	3.9	4.2	74.1	80.6	67.9	57.7
オーストリア	4.8	4.6	68.4	77.3	59.6	28.9
ベルギー	5.3	8.3	60.5	69.5	51.5	26.3
デンマーク	4.0	5.0	76.3	80.8	71.6	55.7
フィンランド	9.2	10.6	67.3	70.2	64.3	42.7
フランス	8.5	12.0	62.0	69.1	55.1	29.7
ドイツ	7.7	8.7	65.3	72.8	57.8	37.3
アイルランド	4.5	4.2	65.2	76.2	54.1	45.3
イタリア	8.4	14.9	53.7	67.9	39.6	27.8
ルクセンブルク	1.8	3.2	62.8	75.2	50.2	27.4
オランダ	2.2	3.5	73.0	82.1	63.6	38.3
ポルトガル	3.2	5.1	68.2	76.5	60.3	51.0
スペイン	9.7	20.6	54.8	69.7	40.3	36.8
スウェーデン	6.3	5.4	70.8	72.3	69.3	65.1
イギリス	6.1	4.8	71.5	78.1	64.8	50.8
ギリシア	7.5	16.9	55.7	71.1	41.2	39.2

資料出所：厚生労働省(2002)、平成14年版労働経済白書、日本労働研究機構。

表3-4-3 学歴別失業率の国際比較(2001年)

(単位：%)

	日本	スウェーデン	EU
中学卒	6.9	8.4	10.8
高校卒	5.5	5.7	7.2
大学・短大卒以上	3.4	3.0	4.5

資料出所：総務省(2001)、労働力調査特別調査、2001年2月。

EU(2002)、Employment in Europe 2002.

表 3-4-4 長期失業者の割合の国際比較(2001 年)

(単位: %)

	失業期間 6 ヶ月以上	失業期間 1 年以上
日本	46.2	26.6
アメリカ	11.8	6.1
オーストリア	36.2	23.5
ベルギー	66.5	51.7
デンマーク	38.5	22.2
フィンランド	42.2	26.2
フランス	57.2	37.6
ドイツ	67.6	51.5
アイルランド	77.9	61.4
イタリア	77.4	63.4
ルクセンブルク	43.5	27.6
オランダ	80.4	46.8
ポルトガル	58.0	38.1
スペイン	61.8	44.0
スウェーデン	36.7	22.3
イギリス	43.6	27.7
ギリシア	69.0	52.8

注：ドイツの数値は 2000 年の数値、オランダ及びアイルランドの数値は 1995 年の数値である。

ルクセンブルクの数値についてはサンプルサイズが小さいことに留意する必要がある。

資料出所：OECD, Employment Outlook.

ところで、スウェーデンでは、公共職業安定所 (Arbetsförmedlingen) に 1 年以上求職登録をしている失業者の割合が、1990 年において 12.1%、1995 年において 27.8%、2000 年において 26.4%、2001 年において 22.3% であり (OECD, Employment Outlook.)、1990 年代半ばでピークとなっている。ただ、スウェーデンでは、1990 年代、失業給付の再認定を受けるという目的で雇用対策プログラムに参加する者が多数存在したということに留意しなければならない。(この時期、公共職業安定所への求職登録者の 2 割弱が 2 年以上求職登録をしている状況であった。) いずれにしても、スウェーデンでは、15-24 歳者に係る失業率が 11.8% (2001 年) と全体での失業率 5.1% (2001 年) に比べて高いものの、他国に比べると長期失業者となる割合は低い状況にある (表 3-4-4)。

3.4.1.2 労働市場政策の展開

労働市場政策は、積極的労働市場政策 (active labor market policy) と消極的労働市場政策に二分される。積極的労働市場政策とは、職業訓練、職業紹介等の公共職業サービス、雇用助成等の(再)就職支援措置を指し、消極的労働市場政策とは、失業保険や早期退職促進等の仕事を持たなくとも生活ができるようにする所得保障的措置を指す。消極的労働市場政策から積極的労働市場政策に重点を移すことが効果的であると一般的に合意されている。

スウェーデンは、人口が 2004 年 1 月現在で約 894 万人と、日本の 1/10 以下の規模ではあるが(ちなみに、面積は日本の約 1.2 倍)、かねてより、先駆的かつ大規模な積極的労働市場政策

や社会福祉等の実施により各国の注目を集めてきた。特に、スウェーデンでは、EU 雇用戦略のガイドライン等が謳われるはるか以前からそこで求められている水準以上の積極的労働市場政策が実施されてきているところであり、その発端は1918年における失業者のための職業訓練の開始に遡る。その後、1930年代に、循環的失業への対策として、公共救済事業(道路等のインフラを整備するなどの肉体労働で、通常5~6ヶ月)が開始された。1950年代には、後進的な産業部門から排除された者を先端的な産業部門に就職させることを目的として、ブルーカラーの成人男性を対象とした積極的労働市場政策が開始された。1960年代後半には、労働市場政策が規模的に大きく拡大した。1970年代には、対象者が、社会問題化してきた女性・若年者・障害者・移民にまで広がり、各種のプログラムが提供された。公共救済事業の内容も、福祉等の公共サービス部門(主に地方自治体(Municipality))にシフトした。1980年代前半には、不景気ゆえの長期失業に対応するため、公共救済事業の規模が拡大した。ただし、1984年に製造業における若年者の雇用拡大を狙った賃金助成金(使用者に対する国庫助成金)が導入されたのを機に、それ以降、公共救済事業の規模は縮小した。1986年には、効率化を図るため、訓練市場が国の訓練機関の独占から民間訓練機関に自由化されるとともに、訓練提供に関する計画・決定が地方に移った。1990年代前半には、深刻な不景気ゆえの大量失業に対応するため、職場適応等のいくつかの新しい予算節約的な雇用対策プログラムが導入され、集中過多になりつつあった職業訓練からの分散を図るなどした。また、長期失業者、若年者、移民等の(再)就職が困難な者が優先的に政策対応されることとされた。

いずれにしても、職業訓練は、スウェーデンにおける伝統的かつ重要な雇用対策プログラムとして特に力が入れられており、積極的労働市場政策のなかでも多大の予算を費やしているものである。すなわち、失業給付は失業者の所得保障として重要な措置ではあるが、それだけでは(再)就職を保証するものとはなりえないことから、労働市場への復帰・参入をより確実にするための手段として職業訓練が重視されてきているということである。

近年、スウェーデンにおいては、就労・職業能力主義(Work and Skills Line; Arbets-och kompetenslinjen)を労働市場政策の原則とする方向が明確に打ち出され、各種の改革が行われている。従来、失業給付が充実し、雇用対策費も非常に大きいものであったが、この原則の意図するところは、所得保障たる消極的労働市場政策から求職活動支援たる積極的労働市場政策へのさらなるシフトである。

3.4.1.3 雇用対策プログラムの内容⁷⁹

スウェーデンの労働市場政策には、失業者への訓練機会の提供及び雇用創出のための対策並びに経済的援助を提供する対策があり、具体的に、主な雇用対策プログラムとしては以下のよ

⁷⁹ スウェーデンにおける労働市場の概況及び雇用対策プログラムの内容の取りまとめにあたっては、酒光(2003)を中心として、その他、伊藤(2003)、奥津(2004)、西澤(1997)に負うところが大きい。

うなものがある。

○失業保険 (UI; Unemployment insurance; Arbetslöshetsförsäkring)

消極的労働市場政策として、失業者に対する所得保障を行うための保険が失業保険である。労働者は労働組合に加入すると同時にその労働組合が管理している失業保険組合 (A-kassan; Arbetslöshetskassa; 2001年12月末時点で、業種・職種毎に39組合)の所得比例失業保険(任意失業保険とも称する; Inkomstrelaterad ersättning)に加入することとなる。(スウェーデンでは労働組合の組織率が高く、労働者全体の9割以上が加入している。なお、15歳未満または失業保険組合が定める上限年齢を超えている者、家族従事者等は適用を除外される。) 所得比例失業保険の失業給付を受給するためには、失業保険組合に1年以上加入しており、また、失業直前の1年間のうちの6ヶ月間について、各月70時間以上、あるいは、合計で450時間以上かつ各月45時間以上、就労しており、さらに、失業後、公共職業安定所に求職登録をしている必要がある。ちなみに、失業保険組合は労働省社会保険局ではなく労働市場庁⁸⁰の監督の下に、失業保険法及び失業基金法によって活動を規定されている。ここで、所得比例失業保険に加入していない者や、たとえ所得比例失業保険に加入しているとしても失業した際に加入期間要件を満たしていない者に対しては、失業した際に年齢等の受給要件を満たしていれば、上限額が1日当たり320 SEK⁸¹の基礎失業給付(Grundbelopp)が支給される。

なお、失業保険制度は2001年に大幅改正され、失業給付を受給するためには、公共職業安定所が失業者の各人毎に作成する個人別活動計画が必要となった。また、求職活動をしていても原則として失業給付の給付期間延長は行われなくなり、失業期間が100日を超えた場合には、求職者は、職種や就業地の条件を緩和しなくてはならないこととなった。

給付期間は最長300日(57歳以上の者は最長450日)、リプレースメントレイショ(失業給付額の従前賃金額に対する比率)(上限)は80%である。下限額は1日当たり230SEKであるが、上限額は2002年に1日当たり680SEK(最初の100日間は730SEK)に引き上げられた。ちなみに、所得比例失業保険の失業給付のリプレースメントレイショ(上限)はかつて90%であったが、1993年7月に80%、1996年1月に75%へと引き下げられた後、1997年9月に80%に引き上げられた。

○個人別活動計画 (Individual action plan; Individuell handlingsplan)

個人別活動計画とは、失業者の各人毎に作成する求職活動計画のことである。3ヶ月以内に、公共職業安定所が求職者とともに作成することとされている。2000年より実施されている。

⁸⁰ 労働市場庁 (AMS; National Labor Market Board; Arbetsmarknadsstyrelsen) は労働省の外庁たる、労働市場政策に関する計画の策定、実施機関の調整、政策評価を担当する労働市場行政組織の中央組織であり、地方労働局に対する目標設定、政策実施の指針策定、予算配分、業務遂行のフォローアップ及び評価等が主な任務である。

⁸¹ 1SEK (スウェーデン・クローネ) = 14.9円(2003年9月16日現在)

○特別訓練手当 (UBS; Special training allowance; Särskilt utbildningsbidrag)

義務教育レベルまたは後期中等教育レベルの学校に通うことを希望する21～55歳の失業者に対して特別訓練手当が支給される。失業給付と同額で、財源は政府基金である。

○職業訓練 (AMU; Labor market training; Arbetsmarknadsutbildning)

公共職業安定所に求職登録をしている20歳以上の失業者等(失業のおそれがある就業者を含む)に対して職業訓練を提供し、スキルを養うことにより就職する機会を高める。水準は初級から上級のコースまで、また、訓練期間も1～2週間のものから数ヶ月のものまで多岐にわたる。訓練は、地方労働局⁸²や公共職業安定所が、民間機関、公共機関、企業などに委託して行う。職業訓練に参加すると求職活動給付が支給される(訓練自体は無料)。訓練の4割は職業能力開発協会 (AMU-Group; Labor market training group) の訓練機関で行われる。

○企業内訓練奨励金 (On-the-job training; Utbildning för anställda)

企業内訓練奨励金とは、在職者に対する訓練を実施した企業に対する助成制度のことである。単なる企業内訓練は対象とならず、訓練期間中に失業者を雇用した場合や、余剰人員に対して訓練が行われる場合(解雇の代替手段)、また、技術革新への対応のために行われる場合が助成対象となる。

○職業体験 (Work experience; Arbetspraktik)

従来の職業体験事業 (ALU; Work experience scheme; 失業給付の受給期間延長のために職業訓練が濫用されることがないようにという観点から導入されたものであり、公共職業安定所に求職登録をしている20歳以上の失業給付受給資格者(特に、受給期間を満了する者)に対し、非営利民間団体、地方自治体、労働組合等で実施される一般市場では扱えない活動に従事する機会を提供するプログラム)及び職場適応 (API; Workplace introduction; 職業経験のない20歳以上の失業者に適切な現場で実践を積む機会を提供するプログラム) の2つの職業体験プログラムが、1999年1月1日に、職業体験として整理・統合された。

職業体験は、20歳以上の失業者で職業経験が乏しい者に対し、就職意欲を刺激し、職場との接点を増やすために、企業において職場体験を行わせるものである。企業その他、NPOなどで実施される。参加者と企業との間に雇用関係はないが、安全衛生上の保護はなされる。参加期間は6ヶ月に限定され、参加すると求職活動給付が支給される。受け入れ企業は、受け入れ費を月3,000 SEK 納付することとなっているが、障害者や活動保証の参加者は無料で受け入れられる。

⁸² 地方労働局 (Country Labor Board) は、各県毎に設置されている労働市場行政の第一線組織であり、所管地域の雇用サービス機関に対する指導・調整が主な任務である。

○コンピュータ・センター (Computer centers/Activity centers; Datortek/Aktinitetscenter)

コンピュータ・センターとは、20～24歳の失業者等に対してコンピュータの操作方法に関する基礎的な研修を行う機関のことであり、国と地方自治体が管理している。1995年に設立され、すべての地方自治体に導入されている。参加者には求職活動給付が支給される。

○高度職業訓練 (KY; Advanced vocational training; Kvalificerad yrkesutbildning)

高度職業訓練とは、1997年に導入された成人教育のための新プログラムである成人教育対策 (Adult education initiative) の一環として行われているものであり、新しいタイプの中等教育以上 (Post-secondary) の職業訓練である。高等教育機関、高等学校、その他の教育訓練機関、企業がコースを提供する。1/3は企業内訓練である。プログラムの参加者は、奨学金、教育融資を受けることができる。

○創業助成金 (Start-up grants)

公共職業安定所に求職登録をしている20歳以上の失業者であって事業を創業する者は、創業期の生活費として創業助成金たる財政援助を受けることができる。創業助成金は求職活動給付と同額で、支給期間は6ヶ月である。

○地域若年者対策 (KUP; Municipal youth program; Kommunala ungdomsprogrammet)

地域若年者対策とは、地方自治体が、20歳未満の失業者を安定した雇用につなげることにについて責任を負うということを国と協定し、郡の労働委員会との同意書に署名をした上で、これら若年失業者各人の状況に応じた職業訓練を中心とした対策 (職業体験機会を含む) を講じるなど、就職を促進するためのフルタイムの活動を取り決めるプログラムである。実際、すべての地方自治体がこの同意書に署名をしている。これらの若年者は、地方自治体が定めた給付を受給し、地方自治体は国から補助を受ける。

○若年者活動保証 (Youth guaranteeungdomsgaranti)

若年者活動保証とは、地方自治体が、地方労働局との協定に基づき、20～24歳の失業者を対象として、1年間のフルタイムの求職活動を支援するプログラムのことであり1998年1月1日に導入された。対象者は最初の90日間、通常の職業サービスを受けるが、公共職業安定所がこの間に、求職者を適切な職場または正規の学校、労働市場政策に送ることができなかった場合には、地方自治体の責任において進学または各種雇用対策の対象となる機会が与えられる。地方自治体は、国から補助を受ける。対象となった若年者には求職活動給付または能力開発給付 (Development allowance) が支給される。

○賃金助成金 (Wage subsidies; Lönebidrag)

救済事業 (Relief work; Beredskapsarbeten; 公共職業安定所に求職登録をしている 25 歳以上の失業者(主に、高齢者、地域的移動困難労働者、移民、障害者)の就労の場を確保するため、これらの者に、地方自治体等が実施する介護、教育、行政、事務等の仕事を臨時に提供する失業対策事業のことで、雇用期間は 6 ヶ月)に対し、その賃金の 50%相当額を上限として事業主を助成する制度たる雇い入れ助成金 (Recruitment subsidies) があつたが、これが、1998 年 1 月 1 日、雇用助成金に組み替えられた。これが、現在の一般雇用助成金(公共職業安定所に 1 年以上求職登録をしている 20 歳以上の失業者を雇用(雇用期間は最長 6 ヶ月)した場合に、その賃金の 50% 相当額(上限額は 1 日当たり 525SEK)について事業主を助成する制度)であり、また、1999 年以降、より長期の失業者に対処するための雇用助成金として、強化型雇用助成金、拡張強化型雇用助成金、特別雇用助成金が追加された。

○活動保証 (Activity guarantee; Aktivitetsgarantin)

活動保証とは、失業給付の支払ルールを改定することとセットで、公共職業安定所に 2 年以上求職登録をしている失業者等(その可能性が大きい失業者を含む)のうち求職活動や職業訓練等の各種の雇用対策プログラムに積極的に参加する意欲のある者を対象として、就業等の前に、将来の新しい職に結び付く個別に設定されたフルタイムの活動 (Activity) を提供する総合的なプログラムのことであり、2000 年 8 月に導入された。プログラムへの参加申し込みは、公共職業安定所登録後 27 ヶ月以内に行う。プログラムに参加すると求職活動給付が支給される。

○求職活動給付 (Activity support; Aktivitetsstöd)

失業者が、職業訓練、職業体験、活動保証、若年者活動保証、コンピュータ・センターといった雇用対策プログラムに参加した場合に求職活動給付が支給される。(職業訓練の場合、訓練機関は参加報告書を送付する必要がある、非参加の場合には支給が停止される。)給付額は失業給付と同額(下限額は 1 日当たり 240SEK である。なお、失業給付の受給資格を有しない者に対しては 1 日当たり 143SEK である。)であり、財源は政府基金である。

○移動助成金 (Mobility grants)

自宅の近所で仕事が見つからない失業者の就職に対する「遠隔地への通勤(片道の通勤時間が 90 分以上かかる事業所への通勤)または転居」(Starthjälp) に対して、旅費・引越のための手当たる移動助成金が支給される。支給期間は最長 6 ヶ月で、最低 6 ヶ月の継続勤務が求められる。

なお、労働市場政策は、25~55 歳者についてとそれ以外の年齢の者についてとは異なり、25 歳未満者については、100 日を超えて顕在失業 (open unemployment; 雇用対策プログラムに参加していない失業のこと) 状態にしてはならないという目標があり、失業の 100 日後には職

業訓練をはじめとする雇用対策プログラムに参加しなければならない。(参加しない場合には失業給付の支給が停止される。)

表 3-4-5 主な雇用対策プログラムの対象者数及び支出額

	年	対象者数(人)	支出額(百万SEK)
失業保険	2000	受給者数：696,183	27,872
特別訓練手当	2001	50,469	2,637
職業訓練	2001	28,377	5,761
企業内訓練奨励金	1999	957	328
職業体験	2001	21,253	2,724
コンピュータ・センター	2001	4,889	773
創業者助成金	2001	6,900	929
地域若年者対策	2001	3,726	112
若年者活動保証	2001	4,279	348
貸金助成金	2001	51,099	5,400

資料出所：The Ministry of Industry, Employment and Communications, Sweden (2002), *Basic Information Report: Sweden, 2002*, A report made by the Mutual Information System on Employment Policies in Europe.

表 3-4-6 雇用対策費の国際比較(対GDP比)

		日本	スウェーデン		アメリカ	イギリス	ドイツ	フランス	
		'01	'98	'01	'00-'01	'99-'00	'01	'00	
1	公共職業サービス	0.20	0.28	0.23	0.04	0.13	0.23	0.18	
2	職業訓練	計	0.03	0.45	0.30	0.04	0.05	0.34	0.25
		失業者訓練	0.03	0.44	0.30	0.04	0.04	0.34	0.22
		在職者訓練	0.00	0.01	0.00	0.00	0.01	0.00	0.03
3	若年者対策	計	0.00	0.03	0.02	0.03	0.15	0.09	0.20
		若年失業者対策	0.00	0.03	0.02	0.03	0.04	0.08	0.24
		徒弟制度、若年者訓練	0.00	0.00	0.00	0.00	0.11	0.01	0.18
4	雇用助成	計	0.08	0.61	0.24	0.01	0.01	0.25	0.37
		雇用助成金	0.00	0.14	0.19	0.00	0.01	0.03	0.18
		創業支援	0.00	0.08	0.04	0.00	0.00	0.04	0.00
		雇用創出事業	0.00	0.39	0.00	0.01	0.00	0.19	0.18
5	障害者対策	計	0.01	0.59	0.31	0.03	0.02	0.29	0.09
		職業訓練	0.00	0.04	0.02	0.03	0.01	0.12	0.03
		雇用助成	0.00	0.55	0.28	0.00	0.02	0.16	0.06
6	失業給付	0.55	1.81	1.19	0.30	0.56	1.90	1.38	
7	早期退職促進	0.00	0.12	0.00	0.00	0.00	0.02	0.27	
	計	0.86	3.88	2.28	0.45	0.92	3.13	2.96	
	積極的対策 (1-5)	0.31	1.96	1.09	0.15	0.36	1.20	1.31	
	消極的対策 (6-7)	0.55	1.93	1.19	0.30	0.56	1.92	1.65	

資料出所：OECD, *Employment Outlook*.

スウェーデンの雇用対策費 (GDP 比) は、昨今、低下したとはいえ、2001 年において 2.28% と、ドイツ、フランスに次ぐ高さであり、イギリス、わが国、アメリカを大きく上回っている (表 3-4-6)。この状況は積極的政策に限定して見た場合でもほぼ同じ状況であって、2001 年において 1.09% と、フランス、ドイツに次ぐ高さであり、イギリス、わが国、アメリカを大きく上回っている (表 3-4-6)。なお、雇用対策を支出面から見た場合、わが国では、失業給付、公共職業

サービス、雇用助成に関する支出が多く、職業訓練、若年者対策、障害者対策は少ないが、これに対し、スウェーデンでは、障害者対策がきわめて多く、職業訓練も、ドイツ、フランス等と並んで多い(表 3-4-6)。

3.4.2 政策効果に関する計量分析例

3.4.2.1 分析方法の変遷⁸³

政策効果を分析するための方法は、雇用対策プログラムへの参加者と非参加者について、就職、賃金、失業期間等を比較するというものである。

1960年代後半に、政策効果を評価する研究が始まった。分析方法は、非実験的(quasi-experimental; 雇用対策プログラムへの非参加者として、無作為に選定する代わりに、例えば、雇用対策プログラムから脱落した人々を取る等)方法が主流であった。1970年代前半には、分析方法が、重回帰分析等、次第に、計量経済学的及び経済学的観点からの、より手の込んだものへとシフトした。1970年代後半には、パネルデータが使用できるようになり、雇用対策プログラムに参加したことで就職や賃金がどうなったか、といった分析の水準が向上した。1980年代以降、分析手法はさらに高度化してきた。

3.4.2.2 計量分析の具体例

○ Dahlberg, A. (1978), 失業者の就業に関する移動助成金の効果. (Björklund, A. (1994), スウェーデンにおける労働市場政策の評価. における内容解説から)

北スウェーデンのある6地域の者について、1969-1970年において移動助成金を受けて就職した者(以下「移動就職者」という。サンプルサイズは1,600人)のその後の就業率を、同じく1969-1970年においてずっと顕在失業状態にあったかあるいはその間に何らかの雇用対策プログラムに参加した者からなる比較対照グループの場合と比較した。

すなわち、1971年と1975年において、移動就職者グループと比較対照グループの労働市場状態や個人属性を調査し、これら2時点の就業状態を、移動就職者グループと比較対照グループについて、性、年齢等の個人属性により標準化した上で、非実験的方法により比較分析を行った。その結果は、1971年における就業率が、移動就職者グループで78%、比較対照グループで76%と、移動就職者の方が若干ではあるが率が高くなっているものの、1975年における就業率については、移動就職者グループで78%、比較対照グループで80%と、その情勢は逆転するというものである。ただし、移動就職者を移動元に戻らなかった者に限定すると、就業率は、1971年

⁸³ スウェーデンにおける政策の効果に係る分析方法の変遷の取りまとめにあたっては、Björklund (1994) に負うところが大きい。

において86%、1975年において83%と、いずれの時点においても、比較対照グループより高くなっている。

○Edin, P.A. (1988), 工場閉鎖後の従業員の成り行き. (Björklund, A. (1994), スウェーデンにおける労働市場政策の評価. における内容解説から)

1977年における北スウェーデンの Kramfors のパルプ工場閉鎖に伴い解雇された従業員について、解雇後、職業訓練に参加した者が就業状態にあった者と比較して、1年後、2年後、及び、それ以降の週収入の対数値がどうなのかを分析したところ、1年後は-9%で有意となるものの、2年後及びそれ以降については負の値ではあるものの1年後に比べるとその値は小さくしかも有意ではないという結果を得た。なお、職業訓練に参加した者が就業状態にあった者と比較した1年後の週収入のダウン率は、顕在失業状態にあった者が就業状態にあった者と比較した場合のそれより大きくなるということも確認された。

なお、分析にあたっては、1977年における北スウェーデンの Kramfors のパルプ工場閉鎖に伴い解雇された従業員についての、1969-1980年における収入や労働市場状態(就業、疾病、失業、教育、職業訓練、救済事業)に係るパネルデータ(非労働力期間を有する者については除外)を使用している。

○Sehlstedt, K. and Schröder, L. (1988), 就職の足掛かり. (Ackum, S. (1991), 若年者の失業、雇用対策プログラムとその後の所得. における内容解説から)

雇用対策プログラムへの参加は再就職率を向上させるという分析結果を得た。

○Björklund, A. (1989a) 及び Björklund, A. (1989b), 職業訓練プログラムの評価. (Björklund, A. (1994), スウェーデンにおける労働市場政策の評価. における内容解説から)

全国で1976-1980年に職業訓練に参加していた者の1981年における時間当たり賃金の対数値を分析した結果は、Control function model の場合には-4.9%と負の値(10%水準で有意)、固定効果モデル(Fixed effect model)の場合には+5.1%と正の値(有意ではない)、Self selection model の場合には+10.5%と正の値(5%水準で有意)となり、分析結果はモデルによるものである。(Control function model 及び固定効果モデルの意味については、後述の「Regnér, H. (2001)」の解説部分において概説する。)

なお、分析にあたっては、全国で1976-1980年に職業訓練に参加していた者についての1981年における時間当たり賃金のデータを使用している。

○Axelsson, R. (1989). (Björklund, A. (1994), スウェーデンにおける労働市場政策の評価. における内容解説から)

1981年の第4四半期に職業訓練のコースを修了した者の1982年、1983年における年収、求

職中の失業者からなる比較対照グループの場合と比較して分析した。1980-1983年における年収についての登録データを入手・使用して分析したところ、固定効果モデル(従属変数として、1980年から1982年(または、1983年)にかけての年収の変化を伴ったモデル)を用いて分析をしたところ、1982年で6,600SEK、1983年で9,000SEK(ともに、t値は5以上)という正の効果を計測した。ちなみにこの時期の平均年収は40,000SEK弱であるので、効果はかなり大きいと言える。

○Edin, S.A. and Holmlund, B. (1990), 失業、求人及び雇用対策プログラム(スウェーデンの場合). (Ackum, S. (1991), 若年者の失業、雇用対策プログラムとその後の所得. における内容解説から)

失業期間が長くなると再就職率は低下するが、雇用対策プログラムは、この低下を緩和するという分析結果を得た。

○Ackum, S. (1991), 若年者の失業、雇用対策プログラムとその後の所得.

16-24歳の失業者について、まず、1年間、失業状態にあった者は、非労働力状態にあった者に比べ、時間当たり賃金の対数値が2.20%、減少するという結果を得た(t値は2.040)。また、職業訓練が、1年後の時間当たり賃金の対数値に及ぼす影響については、-1.84%と負の値が計測され、人的資源の観点からは考えにくいものであるが、t値が0.521と有意な結果ではなかった。

次に、セレクションバイアスを考慮した場合についてみると、1年間、失業状態にあった者は、非労働力状態にあった者に比べ、時間当たり賃金の対数値が1.41%減少するという結果を得たが、t値が1.060と有意な結果ではなかった。また、職業訓練が、1年後の時間当たり賃金の対数値に及ぼす影響については、相変わらず、-0.01%と負の値が計測され、かつ、t値が0.248と有意な結果ではなかった。

分析に使用したモデルは、各人のある時点における時間当たり賃金の対数値を、教育年数、労働市場経験年数(及びその2乗)、救済事業の年数(及びその2乗)、失業年数、職業訓練年数、年齢、女性(ダミー変数)、外国籍(ダミー変数)、1981年秋・1982年春・1985年春(ダミー変数)により説明するというものである。

なお、分析にあたっては、1981年1月末において公共職業安定所に求職登録をしていたストックホルムの16-24歳者900人についてのクロスセクションデータ及び1981-1985年における労働市場状態についての調査(Holmlund, B. and Kashefi (1987), Survey of Unemployed Youth in Stockholm (Longitudinal survey of 1981-85).)によるパネルデータ(Holmlund, B. and Kashefi (1987), Stockholm Youth Sample (1981-1985).)を使用している。Stockholm Youth Sampleは、1981年の1月と2月、1982年、1985年の計4回の調査からなるもので、各回の調査のサンプルサイズは、それぞれ、678人、579人、539人、590人、少なくとも1回は参加した者は830人、4回のすべてに参加した者は527人であった。まず、1981年1月の調査で個人

属性についての報告を受け、以降、1981-1982 年においては 78 週にわたる週毎の、そして、1982-1985 年においては月毎の教育、就業、救済事業、職業訓練、失業といった労働市場状態の報告からなる。なお、最終的なデータとしては、状況に照らして必要な除外・修正が施された。

○Harkman, A., Jansson, F., and Tamas, A. (1996), 効果、弱点、見通し(スウェーデンにおける職業訓練の評価). (Heckman et al. (1999), 積極的労働市場政策の経済学及び計量経済学. における内容解説から)

職業訓練が時間当たり賃金の対数値に与える効果を計測したところ正の値が観察されたが有意な結果ではない。

○Carling, K., Holmlund, B., and Vejsiu, A. (2001), 失業給付の引き下げは求職行動を押し上げるか? (スウェーデンの 90 年代の例).

1995 年 6 月に国会成立し 1996 年 1 月 1 日に失業給付のルプレイスメントレイショ(上限)が 80%から 75% に引き下げられたが、このことが、求職行動にどのような影響を与えたのかについて分析した(日当たり賃金が 705~752SEK の者を比較対照グループとする非実験的方法)。その分析結果は、再就職率が 1 割(モデルにより 9.5% ~11.7%) 増加した、というものである。(さらに、1996 年 1 月 1 日前の数ヶ月の行動にも影響を与えたことが見てとれた。)

なお、分析にあたっては、Register-Based Longitudinal Data Base for Sweden (LINDA Database; 労働市場庁; 公共職業安定所に求職登録をしている失業者各人毎の日々の労働市場状態(顕在失業、雇用対策プログラムへの参加、等)に関するデータで、1991 年以降、性・年齢・求職状況等の情報と併せて利用可能)のなかの、1994 年後半-1996 年前半の 55 歳以下失業者に係るデータ(18,429 人)を使用している。

○Regnér, H. (2001), スウェーデンにおける失業者に対する職業訓練プログラムの非実験的評価. (既にとりまとめられていた、Regnér, H. (1996), スウェーデンにおける職業訓練の非実験的評価. を補充発展させたもの)⁸⁴

成人男性の失業者について、職業訓練が、その 1 年後、2 年度の年収にどのような効果を及ぼすのかを、1989 年コーホートについて固定効果モデルまたは Control function model により分析したところ、負の効果が計測された。これは、人的資源開発のためということではなくて単に給付を受給する目的で職業訓練に参加したためではないかと考えられるものの、他のコーホート(1990 年、1991 年)やモデル(Random growth model)を選ぶと正の効果が計測される状況であるので、さらなる分析が必要である。

ここで、これら 3 種類の非実験的モデルの意味を、以下、概説する。まず、Control function

⁸⁴ 同内容の先行研究として、Andersson, H. (1993), 訓練の影響評価のための新しい非実験的手法(スウェーデンの場合). (Heckman et al. (1999), 積極的労働市場政策の経済学及び計量経済学. における記述として)がある。

model とは、セレクションバイアスは訓練参加者グループと比較対照グループの間の性・年齢といった観察上の違いにのみよるものとし、 Z_i という観察分セレクション変数を加えて、

$$Y_{it} = \beta X_{it} + D_i \alpha_t + Z_i \delta + u_{it}$$

の形で十分であると考えられるモデルである。(ここで、 i は個人、 t は年時点、 Y_{it} は年収、 X_{it} は観察可能な個人属性のベクトル、 D_i は各種ダミー変数のベクトル、 u_{it} は誤差項である。) 次に、固定効果モデル(Fixed effect model)とは、セレクションバイアスは個人毎の潜在能力といった時間とともに変化しない観察不可能な属性によるものであるとして、

$$Y_{it} - Y_{is} = \beta (X_{it} - X_{is}) + D_i \alpha_t + (u_{it} - u_{is})$$

という形のモデルを考えるものである。そして、Random growth model とは、観察可能な個人属性と観察不可能な個人の賃金の伸びの両方に起因するセレクションバイアスを除去するもので、

$$\begin{aligned} & (Y_{it} - Y_{is}) - (t - s)(Y_{is} - Y_{i,s-1}) \\ & = \beta [(X_{it} - X_{is}) - (t - s)(X_{is} - X_{i,s-1})] + D_i \alpha_t + (u_{it} - u_{is}) - (t - s)(u_{is} - u_{i,s-1}) \end{aligned}$$

という形のモデルを考えるものである。

なお、分析にあたっては、職業訓練の評価用に調査されたパネルデータのうち 1989 年及び 1990 年、1991 年の 12 月に職業訓練を修了した成人男性の参加者(無作為抽出)に係る 1987-1992 年のデータ、並びに、Register-Based Longitudinal Data Base for Sweden (労働市場庁)、及び、スウェーデン統計局(SCB; Statistics Sweden)のデータを使用している。

○Richardson, K. and van den Berg, G.J. (2001), 職業訓練が再就職率に及ぼす効果.

職業訓練に参加した場合、再就職率は高くなり(2倍強になる)、失業期間は短くなるという分析結果が得られた。(なお、再就職後の賃金や雇用期間については有意な結果は得られなかった。)

なお、分析にあたっては、公共職業安定所の求職登録者のデータ(1993年1月1日-2000年6月22日)及び失業者データのうち25-55歳者についての1%抽出データ(5,010人)を使用している。

○Sianesi, B. (2002a), 1990年代におけるスウェーデンの積極的労働市場政策の評価。
(Sianesi, B. (2002b), 1990年代におけるスウェーデンの積極的労働市場政策(全体としての効

果と各種実績). における内容解説から)

雇用対策プログラムへの参加は、参加しない者に比べ、どのくらい再就職率が向上するかを分析した結果、雇用対策プログラム開始後5ヶ月までは負の果が計測されるが、その後は(少なくとも5年後までは)正の値(概ね +5%)を示すことが確認された。

なお、分析にあつては、Register-Based Longitudinal Data Base for Sweden (労働市場庁)、及び、各人毎の失業給付に係る情報(1994年以降、利用可能)のうち、1994年に初めて失業した者について1999年11月末までの5-6年間にわたり追跡をしたデータ(11万人強)を使用している。

(参考)

○Korpi, T. (1995), 「失業期間が長いほど失業状態からの退出率はどうなるのか」ということに労働力政策が及ぼす影響(スウェーデンの場合).

失業者の顕在失業状態からの退出率については、他の国々の場合であれば negative duration dependence があるという状況であろうなか、スウェーデンでは、positive (または non-negative) duration dependence があるという分析結果ばかりである⁸⁵が、これは、スウェーデンの場合には、職業訓練といった伝統的かつ大規模な労働市場政策が実施されており、さらに、これらの雇用対策プログラムは失業期間が長いなど厳しい状況に置かれている人にほど手厚いため、そのような分析結果になるのではないかと推測される。

そこで、Weibull Model (hazard rate が $\alpha \lambda t^{\alpha-1}$ の形) を用いて、上記の件について分析したところ、退出先が常用雇用である場合の α は 0.97、退出先が雇用対策プログラムへの参加である場合の α は 1.33 という結果が得られた。この結果は、「労働市場政策の存在により、失業者の顕在失業状態からの退出率について positive (または、non-negative) duration dependence があるという分析結果になる」ということを説明するものである。

なお、分析にあつては、1981年1月末において公共職業安定所に求職登録をしていたストックホルム在住の25歳未満の者の1981-1985年における労働市場状態についての調査(Holmlund, B. and Kashefi (1987), Survey of Unemployed Youth in Stockholm (Longitudinal survey of 1981-1985).)によるパネルデータ(Holmlund, B. and Koshefi (1987), Stockholm Youth Sample (1981-1985).)を使用している。

⁸⁵ 失業期間が長くなるにつれて失業状態からの退出率が低下する(増加する、低下しない)ことを「失業者の失業状態からの退出率について negative (positive, non-negative) duration dependence がある」と称している。Weibull Model (hazard rate が $\alpha \lambda t^{\alpha-1}$ の形)の場合、これらは、 $\alpha < 1$ ($\alpha > 1$, $\alpha \geq 1$)に対応する。

表 3-4-7 主な分析結果

分析者	分析内容	対象プログラム	影響
Björklund (1989)	時間当たり賃金(対数)	職業訓練	値の正負や有意であるかどうかはモデルの取り方による。
Ackum (1991)	1年後の時間当たり賃金(対数)	職業訓練	負の値が計測されたが、有意な結果ではない。
Carling, Holmlund, and Vejsiu (2001)	再就職率	1996年1月に失業手当のリプレースメントレ イション(上限)が80%か ら75%に引き下げられ た	1割
Regnér (2001)	1年後、2年後の年収	職業訓練	値の正負はコーホートやモデルの 取り方による。
Richardson and van den Berg (2001)	再就職率	職業訓練	2倍強となる。
Sianesi (2002)	再就職率	すべての 雇用対策プログラム	プログラム開始後5ヶ月までは負の 値だが、その後は正の値(概ね+5%) となる。
(参考) Korpi (1995)	顕在失業状態からの退 出先が常用雇用である 退出率は、失業期間が増 加するにつれてどうな るか	すべての 雇用対策プログラム	小さく低下する。(なお、顕在失業 状態からの退出先が労働市場プロ グラムへの参加である退出率は、失 業期間が増加するにつれて、大きく 上昇する。)

【参考文献】

伊藤実 (2003), フランス、スウェーデンの失業保険制度に関する所内研究会における資料, 日本労働研究機構.

奥津眞理 (2004), スウェーデンの雇用政策, 先進諸国の雇用戦略に関する研究, 労働政策研究報告書 No. 3., 労働政策研究・研修機構.

厚生労働省 (2002), 平成14年版労働経済白書, 日本労働研究機構.

酒光一章 (2003), 日本とスウェーデンの雇用・人材育成対策, 平成15年4月, 厚生労働省.

神野直彦 (2002), 人間回復の経済学, 岩波新書.

神野直彦 (2001), 二兎を得る経済学 景気回復と財政再建, 講談社+α新書.

総務省 (2001), 労働力調査特別調査, 2001年2月.

西澤弘 (1997), 労働市場の構造変化と政策対応—スウェーデンにおける労働市場政策の役割と課題, 日本労働研究機構研究紀要 14.

日本労働研究機構 (2002), データブック国際労働比較 2003.

藤井威 (2002), スウェーデン・スペシャル, I, II, 新評論.

- Ackum, S. (1991), Youth unemployment, labour market programs and subsequent earnings, *Scandinavian Journal of Economics* 93(4): pp.531-543.
- Andersson, H. (1993), Choosing among alternative nonexperimental methods for estimating the impact of training: New Swedish evidence, *Unpublished manuscript*, Sweden Institute for Social Research, Stockholm University.
- Antonsson, H.A. (National Board for Youth Affairs, Sweden) (2003), Labour market programmes for young people in Sweden, *労働政策フォーラム スピーチ資料*, 2003. 1. 22, 日本労働研究機構.
- Axelsson, R. (1989), Svensk arbetsmarknadsutbildning: En kvantitativ analys av dess effekter, *Umeå Economic Studies*, Umeå University.
- Björklund, A. (1989a), Evaluations of labour market training programmes: The Swedish experience, Mimeo, The Industrial Institute for Economic and Social Research (Industrins Utredningsinstitut), Stockholm.
- Björklund, A. (1989b), Evaluations of training programs: Experiences and suggestions for future research, Discussion Paper No.89(13), Wissenschaftszentrum, Berlin.
- Björklund, A. (1994), Evaluations of Swedish labor market policy, *International Journal of Manpower* 15(5, Part 2): pp.16-31.
- Carling, K., B. Holmlund, B and A. Vejsiu (2001), Do benefit cuts boost job finding? : Swedish evidence from the 1990s, *The Economic Journal* 111: pp.766-790.
- Dahlberg, A. (1978b), Geografisk rörlighet: Sociala och ekonomiska effekter, in SOU 1978;60.
- Edin, P.A. (1988), Individual consequences of plant closures, *Ph.D. dissertation*, Uppsala University.
- Edin, S.A. and B. Holmlund (1990), Unemployment, vacancies, and labour market programmes: Swedish evidence, in Padoa-Schioppa, F. (ed), *Mismatch and Labour Mobility*, Cambridge University Press.
- EU (2002), The Swedish national evaluation of the European Employment Strategy, Summary report.
- EU (2002), Employment in Europe 2002.
- Harkman, A., F. Jansson and A. Tamas (1996), Effects, defects, and prospects: An evaluation of labor market training in Sweden, *Unpublished manuscript*, Research Unit, Swedish National Labour Market Board.
- Heckman, J.J., R. J. Lalonde and J. A. Smith (1999), The economics and econometrics of active labor market programs, in Ashenfelter, O. and D. Vard (eds), *Handbook of Labor*

Economics, 3A, Amsterdam, North-Holland, Chapter 31: pp.1865–2097.

IFAU-Institute (2002), Follow-up of EU's recommendations on labour market policies, *Arbetsmarknadspolitisk Utvardering Rapport 2002:3*.

Korpi, T. (1995), Effects of manpower policies on duration dependence in re-employment rates: The example of Sweden, *Economica* 62, 353–371.

The Ministry of Industry, Employment and Communications, Sweden (2002), *Basic Information Report: Sweden, 2002*, A report made by the Mutual Information System on Employment Policies in Europe.

OECD, Employment Outlook.

Regnéér, H. (1996), A nonexperimental evaluation of manpower training in Sweden, *Unpublished manuscript*, Stockholm University.

Regnéér, H. (2001), A nonexperimental evaluation of training programs for the unemployed in Sweden, Swedish Institute for Social Research, Stockholm University.

Richardson, K. and G. J. van den Berg (2001), The effect of vocational employment training in the individual transition rate from unemployment to work, IFAU-Institute for Arbetsmarknadspolitisk Utvardering, Rapport.

Sehlstedt, K. and L. Schröder (1988), Språngbrada till arbete? (Springboard to work?), EFA, Ministry of Labor, Stockholm.

Sianesi, B. (2002a), An evaluation of the Swedish system of active labour market programmes in the 1990s, *IFS Working Paper W02/01*.

Sianesi, B. (2002b), Swedish active labour market programmes in the 1990s: Overall effectiveness and differential performance, University College London and Institute for Fiscal Studied.

The Swedish Institute (2001), Fact sheets on Sweden: Swedish labor market policy.

3.5 その他のヨーロッパ諸国の政策評価⁸⁶

ここでは、オランダ、オーストリア、フランス、スイス、ベルギーにおける、様々な雇用政策の効果に関する経済学的な分析結果の概要を紹介する。なお、英語の研究論文として公開されたもののみを対象としているため、母国語によるより詳細な情報がある可能性を指摘しておく。

3.5.1 オランダ

3.5.1.1 概要

オランダにおける長期失業者のための助成金等の影響を検証したものである(文献①)。25歳以上で3年以上失業している者に対する雇用助成は、一時金と社会保険料の免除という形で実施され、長期失業者の減少に貢献している。また、25歳以下の若年長期失業者に対する助成は、賃金コストの33%を補助するという政策で、これも若年長期失業者の減少に貢献している。しかしながら、全体的な雇用の増加に与える影響としては、前者の政策のほうがより優れている。

3.5.1.2 政策的背景及び目的

オランダでは、1980年代前半に雇用情勢が著しく悪化した。そこで政府は、VMA と JOB スキームという2つの政策を実施し、失業率を下げようとした。

VMA は、長期失業している成人(25歳以上)を雇用した経営者に対して、その人の社会保険料を免除するというものである。対象者となるのは最低3年間失業していた者。社会保険料の免除は、賃金コストの17%に相当する。この免除は最長4年間継続される。さらに雇用する場合には、一時金として一人当たり4,000ギルダが支給される。制度は1986年10月から実施されたが、1989年7月に大幅改正され、他の雇用政策に統合された。

JOB スキームは、若年の長期失業者に対する措置である。最低2年間失業していた25歳以下の者に対して、賃金コストの33%に相当する助成金が労働者の派遣元から雇い主に対して最長1年間支給される。これも1980年代後半に実施された政策で、現在(1993年)は廃止されている。

この論文の問題関心は、この2つの政策がどの程度、長期失業者を減らすことに貢献したのか、ということである。

⁸⁶ 本節は、「労働政策研究・研修機構(2004)、先進諸国の雇用戦略に関する研究」からの再録である。

3.5.1.3 データ及び分析結果

過去に実施された郵送調査及びインタビュー調査を再集計し、VMA については、1987 年 5 月の 417 企業、1988 年 5/6 月の 550 人(対象者)、1989 年 8 月の 150 企業、JOB スキームについては、1986 年 2 月の 151 企業、及び 266 人(対象者)、1988 年 10 月の 481 人(対象者)を対象とした。

主な結果として、以下のようなことがわかった。

(1) 長期成人失業率に対する VMA の効果は、有意にプラスとなった。つまり、VMA が成人の長期(3年以上)失業率を下げるということである。VMA によって 1 企業当たり 15%以上の雇用創出効果があったと考えられる。

(2) 雇用の継続性については、雇用契約期間の長さ、就業期間中の教育訓練、企業規模の大きさ、扶養家族、オランダ人(人種)などの変数が有意にプラスの影響を、失業期間の長さはマイナスの影響を与えている。重要なこととして、VMA に参加した初期の雇用契約期間が長いほど、雇用の継続性が高まるということである。

(3) しかしながら、VMA は 3 年以上の長期失業者を対象としているが、長期失業者に対してプラスの効果が出ている反面、比較的短期(2年以内)の失業者が再雇用される比率を下げている。

(4) 若年失業者が対象の JOB スキームが雇用の継続性に与える影響は、VMA と同じく、初期の雇用契約の長さ、就業期間中の教育訓練が有意にプラスの影響を与えていた。しかし、失業期間の長さ、人種、扶養家族などは有意な影響を与えていなかった。

(5) JOB スキームが若年の長期失業者の減少にプラスの効果を与えることは事実だが、雇用全体(雇用創出)に与える影響は小さい。

(6) 全体的な結論として、VMA のほうが JOB スキームよりもプラスの影響を与えていた。

3.5.2 オーストリア

3.5.2.1 概要

オーストリアの訓練政策の影響を検証したものである(文献②)。公共訓練施策に参加するか否かをコントロールした分析によれば、不利益な点の多い労働者や動機付けが低い労働者は、より訓練プログラムに登録されやすいこと、プログラムへの参加は、雇用の安定性を有意に高めることなどがわかった。

3.5.2.2 目的

直接的な雇用創出、雇用助成金、訓練政策 (Manpower Training Programmes) などの積極的

労働市場政策（ALMP）のうち、MTP を中心にその効果を見る。アメリカでは収入への影響しか見ていない研究が多いが、欧州では、雇用が継続するかしないかという点が重要である。北欧のように包括的に実施されているわけではないが、オーストリアの MTP について検証する。

これまでの研究は、サンプルセレクションバイアスが強く、MTP に参加する者の個人属性が参加しない者の個人属性とかなり異なるデータが使用されていた。イギリスやスウェーデンに関しては、この問題を解消するために、一定の研究成果がある。

雇用の継続性を見るためには、短期的には失業期間を、長期的には MTP 直後の雇用期間を見ることができる。

3.5.2.3 政策的な背景

ドイツ、フランス、オランダ、スウェーデン、イギリスに比べて、MTP もそれ以外の労働市場政策関係支出も、オーストリアの財政支出割合は低い(1986年のデータ)。しかしこれは相対的に失業率が低いことによるもので、失業者一人当たりの支出にするとかなり高い。しかし労働市場政策のうち、ほとんどは早期退職制度など受動的な政策で占められており、ALMP の比率は低い。

オーストリアの MTP は、構造変化による将来の失職を想定した訓練、障害者・若年者・長期失業者のための訓練を全般的に含むので、非常に幅が広い。また、参加者の認定基準は「失業しているか、失業の危険性が高い人」となっており、最終的な判断が現場の担当官によって異なる。なお、参加者は失業給付と同じ額を受給する。

3.5.2.4 データ及び分析手法

分析の対象となるデータは、1986年に失業者として登録され、訓練プログラムを終えた(直後または一定期間の失業期間を経た後も含む)男性全体の2%をカバーしている。早期退職の影響を除去するために52歳以下とした。1986年にMTPに参加した人が対象であるが、その後、完全に失業した人は対象としていない。つまり、訓練プログラムを終えて、なんらかの形で労働市場に留まっている人だけを対象としている。また季節変動が激しい農業、建設業、観光業も除外した。この結果、サンプルサイズは1,945ケースとなった。

従属変数は再失業のリスク(雇用の継続性)で、プログラム後12ヶ月以内に失業登録されたか否かというダミー変数。独立変数は、訓練プログラムに参加したか否か、個人属性(年齢、婚姻、学歴等)、労働市場属性(都市規模など)である。

3.5.2.5 分析結果

主な結果は以下のとおりであった。

(1) 訓練プログラムへの参加は、従属変数(再失業のリスク)に対して有意にマイナスの影響を与えている。つまり、訓練プログラムへ参加することで、再失業のリスクが小さくなるということである。

(2) 年齢の影響は 46～52 歳の階層では、有意にプラスの影響を与えている。つまり、中高年層の男性労働者の場合は、再失業のリスクが大きいということである。

(3) 扶養家族(子供)がいる場合は、有意にマイナスの影響を与えている。つまり、子供がいる場合には、再失業のリスクが小さいということである。

(4) 学歴は、高学歴者の場合に有意にマイナスの影響を与えている。つまり、高等教育を受けている者は、再失業のリスクが小さいということである。

(5) 前職の勤続日数は、有意にマイナスの影響を与えている。つまり、前職での勤続期間が長いと再失業のリスクが小さいということである。

(6) 過去の失業期間は、有意にプラスの影響を与えている。つまり、過去の失業期間が長いほど再失業のリスクが大きいということである。

(7) 人口 10 万人以上及び 100 万人以上の都市に住んでいる場合は、有意にマイナスの影響を与えている。つまり、10 万人未満などの中小都市よりも大都市では、再失業のリスクが小さいということである。

3.5.3 フランス(その 1)

3.5.3.1 概要

フランス労働力調査 1990～1992 年のパネル・データを使用して、若年者の労働市場における移行について分析した(文献③)。安定的雇用、有期雇用、有給の職業訓練、失業、学校教育、それぞれの状態をどのように移行したかについて見たものである。結論としては、現在が安定的な雇用の者は、過去も安定的な雇用であることが多く、その他の状態も、過去(初期)の状態と異なる現在の状態への移行が困難であることが多い。つまり、一端、失業してしまうとなかなか抜け出すことが難しいこと、有期雇用の者は有期雇用を繰り返すことが多い、そして有給の職業訓練を受けても安定的な雇用を得るのは困難であることなどがわかった。

3.5.3.2 目的

若年者の教育から職業への移行には時間がかかるが、フランスでは特にその傾向が強い。ある研究によれば、ほとんどの若者は 20 代終わり頃になってようやく安定的な職を得ている。若年者に対する教育訓練政策も非常に幅が広い。しかしそれらの政策の計量的な評価は少ない。

アメリカなどでは社会実験に基づいたデータが入手可能だが、フランスでは実施されていない。しかし、Heckman らの研究によって、コントロールされていないデータの分析も有意義であることが示されている。

そこでこの論文では、フランスの労働力調査を利用して、18～29 歳の若年者を対象に、労働市場の状態が時間的にどう変化したかについて検証する。

3.5.3.3 政策的な背景

フランスでは、25 歳以下の若年者は、就業歴が浅いので、雇用保障の権利もなく、失業給付も少なく最低所得保障もない。そこで、若年者に対する特別な教育訓練プログラムが設けられている。この教育訓練プログラムは、それに参加すると様々な職業訓練が受けられるだけでなく、一定の手当ても支給される。その結果、教育訓練プログラムに参加することは、失業を回避する主要な手段となっている。またほとんどの者は、労働市場に参入しない(訓練も給付金もない)よりは、このプログラムに参加することを選好するので、失業率を上げるよりはよいという議論になっている。実際、そのようなプログラムがないときの失業率は高いと言われている。

3.5.3.4 データ及び分析手法

分析の対象となるデータは、INSEE (国立統計経済研究所) が実施しているフランス労働力調査で、1990～1992 年の 3 年間のパネル・データ。1992 年に 18～29 歳であった若年者 5,454 人が対象。

従属変数は、1989 年 1 月～1992 年 3 月までの 38 ヶ月間における労働市場の状態。この状態は、具体的には、① 安定的雇用(無期限雇用)、② 有期雇用(契約期限 36 ヶ月以内)、③ 有給の職業訓練、④ 失業、⑤ 教育及び無給の訓練、⑥ 非参加である。単純な集計だけで見ると、半数は学校にいて、雇用されている者のうち 1/3 は①か②、失業率は 20%弱、③の人は失業者の 1/3 となっている。状態への依存度 (state dependence) という観点から分析した。

3.5.3.5 分析結果

主な結果は以下のとおりであった。

(1) 初期が①(安定雇用)で現在が②(有期雇用)か③(有給訓練)の場合は、他の状態に比較して有意な差が検出された。また初期が⑤(教育)及び現在が⑤である場合も、有意な差が検出された。これらは、次のことを示している。つまり、①の状態は他の状態に移行する確率を下げている、安定的な雇用にある者はその状態が長く続くということ、および⑤の学校教育修了後は、教育課程に戻る事が少ないということである。

(2) 現在の状態が②(有期雇用)の人は、初期が②以外の場合には、あまり多くない(現在が②の人は初期も②のことが多い)。これは、有期雇用を継続するにもそのための訓練などが必要である可能性を示している。

(3) 現在が③(有給訓練)である場合も、初期が③である場合が多い。これは有期雇用と似ている。ただし、現在が③である人には、初期が④(失業)または⑤(教育)であることも多い。

(4) 教育を受けた後に①か②にいる確率は、④にいる確率よりも高い。つまり正規の教育課程を修了している場合には、失業するよりも就業する可能性のほうが高いのである。しかしこの効果は、期間が短いほど薄れてしまう。このことは、学校教育後に安定的な職を得るには、一定期間の失業状態を経る可能性があることを示している。

(5) 有期雇用と有給訓練については、安定的な雇用への過度的な形態なのか、また安定雇用のために技能を蓄積している時期なのかという疑問がある。しかしながら、1年間の期間を観察した結果、初期に有期雇用または有給訓練の状態にいた人が、現在は安定雇用の状態である確率が高いという結果は得られなかった。つまり、安定的な雇用を得るために、有期雇用または有給訓練の状態を経ることが有利であるという結論は導かれないのである。またこの結果は、観察期間が長いほどそうであることから、有給訓練の効果は、短期間でしか見られないか、あるいは1年以上の経過期間の後に安定的な雇用へつながるということになる。

(6) 全体的な結論としては、若年者の失業を減少させるためには、安定的な職を得てその経験を蓄積させることが何よりも重要である。有期雇用が一時的な避難路にはなるが、有期雇用を経験すると安定雇用よりも有期雇用を繰り返す可能性のほうが高くなる。

3.5.4 フランス(その2)

3.5.4.1 概要

フランスにおける有期雇用の影響を検証したものである(文献④)。1970年代終わりから実施されているものに、有期雇用(CDD)がある。これは、制度的に雇用保障が強い無期限雇用(CDI)に代わるものとして、政策的に導入された措置で、企業にとっては、労働者を解雇するコストが大幅に低減した。したがって、若年者や長期失業者などが新規採用される確率も高まると思われていた。しかし、このような部分的な制度変更は、結果的には離職率を高め、また同時に失業率も高めるというマイナスの結果につながっている。

3.5.4.2 目的

次の3つの疑問を解くことを目的とする。

(1) 企業が新人を採用するとき、採用された者と仕事とのマッチングがまず考慮される。企業

はその後で、より生産性の高い、正規の職に就かせる。これは本当なのか。

(2) レベルの低い初職に就いた者の解雇コストを下げ、他方で正規の職を維持する。これは、企業の新規採用行動を活発化させるが、他方で解雇コストが低いことで、企業の解雇行動も活発化させるのではないだろうか。

(3) したがって、解雇コストを下げながら雇用を維持しようとする政策は、生産性の低い仕事を増やし、正規雇用の数を減少させるのではないだろうか。

3.5.4.3 政策的な背景

フランスでは、無期限雇用（CDI）は、法律で雇用が保障されている。CDI の者を解雇するには、1~2ヶ月の予告期間（勤続年数による）と賃金月額10%（勤続10年以上の場合はさらにプラス6.6%）×勤続年数分の解雇手当を支払うことになっている（労働協約によってこれを上回る場合も多い）。そのほか、解雇手続きが複雑であるため、企業にとっての解雇コストは非常に大きいと見られている。

このような問題を解消するため、1979年以降、有期雇用（CDD）が政策的に導入されてきた。CDDの解雇にも解雇手当が必要であるが、手続き要件が大幅に緩和されている。

以下の条件の1つを満たせば、CDDを採用できる。

- (1) 休暇中の代替要員
- (2) 臨時的な需要増
- (3) 季節変動への対応
- (4) 若年者、長期失業者など特定の対象者のための雇用

CDDの期間は、雇用契約の内容によるが通常6ヶ月から24ヶ月で、平均は1年間。雇用を継続する場合はCDI（無期限雇用）へ転換することが可能となるが、雇用が継続されなければ、期間中の総賃金の6%の解雇手当をもらって解雇される。CDDが期限切れになると、支給されていた賃金の40%プラス定額の失業手当か、57.4%の失業手当のどちらか高いほうが支給される。勤続年数が長く、年齢が高いほど支給期間も長い。過去12ヶ月のうち6ヶ月以上雇用されていた場合、4ヶ月分の失業手当が支給され、さらにその後3ヶ月間は基準額の85%の額が支給される。

3.5.4.4 データについて

INSEEが毎年実施している労働力調査。これはフランス全人口の1/300を対象とした調査で、3年間はパネル・データとなっている。CDDに関する質問が1983年以降利用可能なので、1983~2000年までを使用した。

CDDは、1983年には総雇用者の1.4%であったが、2000年には10.8%に増加している。また

この間の若年(20～24歳)の労働市場動向は大きく変化した。この階層の学生比率は1983年には21%であったが、2000年には49%と増加している。これは主にバカロレア(高校卒業試験)の影響であろう。しかし同時に、失業率が高いことによる労働市場への参入回避行動である可能性もある。さらに1983年にはこの階層の60%がCDIであったのが、2000年には21%へ激減している。この間、CDDは3.0%から17%へと増加した。

3.5.4.5 分析結果

20～24歳層に注目して記述統計のレベルで検討した結果、以下のような事実がわかった。

- (1) 1980年代、1990年代とも、CDIは減少し、CDDは増加している。
- (2) 1980年代は、CDDの増加に伴って、失業期間が短縮している。しかし1990年代にはCDDが失業の減少に貢献していない。
- (3) CDDからCDIへの移行は、1980年代、1990年代ともに減少している。CDDに留まる確率は両期間とも高まっている。そしてCDDから失業への移行は1980年代は減少したが、1990年代前半は失業への移行が増加している。
- (4) 最終的な結論としては、CDDのような有期雇用の限定的な制度を導入しただけでは、若年者の安定的な雇用を確保することにはならず、むしろ失業の危険性が高く生産性の低い仕事を若年者に供給する結果になっている。

3.5.5 スイス

3.5.5.1 概要

1990年代後半にスイスで導入された積極的労働市場政策(ALMP)の効果に関する研究である(文献⑤)。1996年に大幅に改正されたALMPを9種類に分類し、それぞれのプログラム参加者のその後の雇用率を従属変数として分析した。主な結果は、雇用プログラムと教育訓練プログラムはほとんど効果がなかったが、6ヶ月間の有期雇用に対する賃金助成については、有意に雇用率を上げていた。

3.5.5.2 政策的背景及び目的

スイスでは、1980年代までの失業率はわずか1%程度であったが、1990年代に入って失業率が増加し、1997年には5.2%となった。1980年代までの不況期には、主に外国人労働者と非典型雇用の変動によって失業率の急上昇が起こらなかったが、1990年代は労働力人口の20%を占める外国人労働者が非労働力人口とならずに労働市場に残留しているため、失業率を高めてお

り、また非典型雇用を担う女性も同様の動きを取っている。

1984年までは失業保険制度が確立されていなかった。1984年に失業保健法が制定されたが、失業率が高まる1990年代後半までは大きな改正が行われなかった。1996年の大幅な改正は、受動的な失業給付から、積極的労働市場政策（ALMP）への転換である。改正後は、失業給付期間2年間のうち、無条件に給付されるのは30週間だけで、残りは条件付きとなった。失業保険への加入は過去2年間に6ヶ月以上保険に加入していたことが条件。しかし一度失業した場合の再加入要件は、失業後3年間のうち12ヶ月以上雇用されていたかどうかであり、これは長期失業を防止する意図がある。

スイスのALMPは、様々な教育訓練プログラムと雇用プログラムを包括しており、さらに有期雇用賃金助成（TEMP）というユニークな制度もある。

教育訓練プログラムは、初歩的なものから職業特殊なものまで幅広く用意されており、参加者のインタビュー結果によって担当官が適切なコースを助言して勧める。研修期間は1日のものもあれば数ヶ月続くものもある。

雇用プログラムは、失業者が求職活動を継続しながら、提供された仕事に半年間従事するというもので、賃金は失業給付よりも多い。

TEMPは、失業者が提供された（失業給付より少ない賃金の）仕事に従事するとき、失業給付との差額を補填するもので、参加者は有期雇用で働くが、求職者として扱われるという制度である。

3.5.5.3 データ及び分析結果

1997年12月の雇用保険及び社会保険データから得た19,307人が対象。ALMPに関するカテゴリとして、以下の9種類に分類した。

- ① 非参加者(どのプログラムにも参加していない)
- ② 基礎訓練コース
- ③ 語学訓練コース
- ④ コンピュータ訓練コース
- ⑤ 高等職業訓練コース
- ⑥ その他訓練コース
- ⑦ 公共雇用プログラム
- ⑧ 民間雇用プログラム
- ⑨ 有期雇用賃金助成

各プログラムに参加したことが、その後の雇用率(参加者に占める雇用された者の比率)に与える影響を検証した結果、以下のようなことがわかった。

(1) ⑦と⑧の雇用プログラムは、全体的には効果がなかった。しかし、女性を対象にした雇用プログラムは一定の効果が見られた。

(2) 職業訓練プログラムは複雑な影響を与えていた。統計的には②～⑥のどれも有意にプラスの影響を与えていなかったが、④、⑤、⑥の係数値は低くなかった。②と③は影響していなかった。

(3) ⑨ (TEMP) だけが、唯一統計的に有意な影響を与えており、このプログラム参加者の雇用率は高い。イギリスの New Deal にも同様の政策があるが、New Deal は助成金の支給期間である 6 ヶ月を超えた後にも同一の企業での雇用が期待されているのに対し、スイスの TEMP は、求職者として活動しながらの有期雇用に対する賃金助成なので、よりプログラム参加者の雇用状況を改善するものと考えられる。

3.5.6 ベルギー

3.5.6.1 概要

ベルギーの Making Work Pay (働いた方が得になる方策)に関する研究である(文献⑥)。

社会福祉に依存している生活困窮者に対して、就労させることで社会参加を促す独自のプログラムは、ある程度社会福祉への依存期間を短くするが、他方でこのプログラムを運営する福祉機関に対する助成金などのインセンティブがあることから、一向にプログラム参加者の数を減らすことには貢献していない。したがってこのような雇用政策は、あまり効果があるとは言えない。

3.5.6.2 政策的背景と問題関心

ベルギーでは、社会福祉は、社会保険制度から取り残された生活困窮者のための制度で、人口の 0.8%(1990 年)を占めている。しかし失業給付が原則無期限であるので、社会福祉に依存する者は少ない。

この社会福祉に依存する者を労働に参加させるために、社会的雇用プログラム (SE) が導入されている。これは、地方の福祉機関 (WA) を通じて、社会福祉の対象者を失業者として認定し、仕事と失業給付を与える制度である。WA は、この SE の運営だけではなく、福祉機関として、介護施設や病院、老人ホームの運営や在宅介護支援なども実施している機関である。

しかしながら、SE に参加することが、マイナスの影響をもたらすことも考えられる。第一に参加者が得る賃金は非参加者に対する給付よりも高額であるため、次第に参加者が喜んで働く賃金の相場を上昇させてしまう。第二に、SE の期間が終了すると失業給付を受給できるが、これが福祉手当の金額よりも高く、またミーンズ・テストが実施されていない。第三に、WA に対

して国家や自治体から補助金が支給されるため、WA がより参加しやすい者(社会福祉にあまり依存していない者、スキルのある者等)を選ぶ傾向があるので、福祉からの脱却という SE の効果を測定するのが難しくなっている。

3.5.6.3 データと分析結果

ベルギー社会統合省が集計した 1987～1990 年に SE に参加した 50 歳未満の者、681 人を対象とした。従属変数は、社会福祉手当を受給した期間。この期間が短いほど、SE による労働市場への参加が促進されたと見ることができる。

観測される値のセレクションバイアスを修正した結果では、SE への参加は、社会福祉に依存する期間を 13.1 ヶ月から 11.6 ヶ月へと短縮させている。この結果だけ見ると、SE プログラムは、社会福祉に依存する人を減らすことに貢献しているようである。しかしデメリットもある。SE に参加した人は、プログラム修了後に失業給付を受けるので、WA には帰ってこない。それゆえ、WA はプログラム参加者の職業能力を高めることに貢献できない。しかしながら、WA が SE プログラムの運営に関して多額の補助金を国家や自治体から受けているため、SE に参加する人の数を減らそうとしない。したがって、社会福祉に依存している人々に対するこのようなプログラムは、あまり効果のある政策とは言えないのである。

【参考文献】

①オランダ

Jaap De Koning, “Measuring the Placement Effects of Two Wage-Subsidy Schemes for the Long-Term Unemployed” in *Empirical Economics*, 1993, No. 18.

②オーストリア

Josef Zweimuller and Rudolf Winter-Ebmer, “Manpower Training Programmes and Employment Stability” in *Economica*, 1996, No. 63.

③フランスその 1

Thierry Magnac, “Subsidised Training And Youth Employment: Distinguishing Unobserved Heterogeneity from State Dependence in Labour Market Histories” in *The Economic Journal*, 2000, No. 110.

④フランスその 2

Olivier Blanchard and Augustin Landier, “The Perverse Effects of Partial Labour Market Reform: Fixed-term Contracts in France” in *The Economic Journal*, 2002, No. 112.

⑤スイス

Michael Gerfin and Michael Lechner, “A Microeconomic Evaluation of the Active Labour Market Policy in Switzerland” in *The Economic Journal*, 2002, No. 112.

⑥ベルギー

Bart Cockx and Geert Ridder, “Social Employment of Welfare Recipients in Belgium: An Evaluation” in *The Economic Journal*, 2001, No.111.

おわりに (日本へのインプリケーション(政策評価の基盤整備))⁸⁷

実施されている雇用対策は、一定の実施期間を経た後、可能な限り厳密な政策評価を行って、利用実績ないしは政策効果の乏しいものについては、整理統合を行うなど必要な見直しを進める必要がある。

ところで、モデル分析による政策評価に関しては、これを可能とするデータ整備が不可欠である。その都度アンケート調査によって実態を把握するという従来の方法は、コストと時間がかかる割には正確な分析ができないと言う欠陥を持っている。モデル分析を行うためには、正確な個人別のパネルデータが不可欠である。求職者のデータをマイクロデータ化すれば、アンケート調査に頼らずに個人別の求職活動歴、職業変動などを分析できるようになり、政策評価をより客観的に行うことができる。

⁸⁷ 「おわりに」は、基本的に、「労働政策研究・研修機構（2004），先進諸国の雇用戦略に関する研究」からの再録である。

用語（政策評価でよく用いられる用語の整理）⁸⁸

政策評価の簡単な取りまとめを行う。ところで、政策評価を実施するに際しては、政策評価特有の問題が登場する。政策評価の理解のためには、政策評価特有の問題ないし用語の理解が不可欠である。そこで、既出の問題なり用語が大半であるが、ここではそうしたものも含めて政策評価特有の問題・用語の解説をまず行うことにする。ただし、以下の問題・用語は代表的なものであり、必ずしも網羅的に取り上げている訳ではない。

- active labor market policy（積極的労働市場政策）

積極的労働市場政策とは、職業訓練、職業紹介等の公共職業サービス、雇用助成等の再就職支援を指す。失業保険や早期退職促進政策等の仕事を持たなくとも生活を可能にする所得保障的措置である消極的労働市場政策と対比される。

- deadweight loss（デッドウエイトロス）

例えば、雇い入れ助成金政策を例にとると、助成金が支給されなくとも企業が従業員を採用した場合、助成金支給による純粋な雇用創出効果は期待されない。このように、雇用創出の効果をもたらさなかった「資源の浪費」をデッドウエイトロスという(Dar and Tzannatos (1999))。

- displacement effect（置き換え効果）

プログラム受講者や助成金を支給された労働者が、そうでなければ雇われていた労働者に代わって企業に雇われることをいう。置き換え効果が生じる場合の純雇用創出効果は、ゼロとなる。

ただし、この置き換え効果という用語は、必ずしも統一的な用いられ方をしておらず、例えば Dar and Tzannatos (1999) では、同様の意味で substitution effect（代替効果）という用い方をしている。

- selection bias（セレクションバイアス）

セレクションバイアスとは、プログラム参加者の抽出が無作為ではなく、プログラム受講者と非受講者のそもそもの(固有の)個人属性が異なることに帰因する政策評価の偏り(バイアス)をいう。

例えば、プログラム受講者が能力の高い者によって構成されており、一方非受講者につ

⁸⁸ 「用語」は、「労働政策研究・研修機構（2004）、先進諸国の雇用戦略に関する研究」からの再録である。

いてはそうでない場合、能力の違いによる影響で、見かけ上プログラムの効果があったかのように見誤ることをいう。

- treatment group and control group (トリートメントグループ、コントロールグループ)
トリートメントグループおよびコントロールグループとは、政策評価における実験的手法において用いられる用語で、政策プログラムに参加するグループをトリートメントグループ、政策プログラムに参加しないグループをコントロールグループと呼んでいる。

- experimental and quasi-experimental techniques (実験的、非実験的手法)

科学的手法は非実験的手法(quasi-experimental)と実験的手法(experimental)に分類される。非実験的手法とは、外部データを用いて比較対照グループを作成し、政策効果を測定する手法である。一方実験的手法とは、プログラム運営機関がプログラム参加希望者を無作為にトリートメントグループとコントロールグループに分類することにより、政策の効果を測定する手法である。

- randomization and substitution bias (ランダム化バイアス、代替バイアス)

ランダム化バイアスとは、プログラム受講希望者の中から無作為にプログラム受講者を決定するという方法自体が、人々の受講決定に影響を及ぼし、プログラム受講者の個人属性がそうでなかった場合と比べて異なる場合を指す。

例えば、通常のプログラムの運営では、特定の基準を満たすと思われる者のみに対して受講勧奨が行われるとしよう。通常の運営においては受講勧奨を受けられる確率が高く、受講を希望するであろう者も、無作為に受講が割り当てられるとなると、受講できなくなる確率が高まるために、受講を希望しなくなるかもしれない。このような場合、無作為割り当てが行われる場合の受講希望者は、通常のプログラム運営における受講希望者とは異なるから、推定されるプログラム効果が通常のプログラムの効果を示すとは必ずしも言えなくなる

また、代替バイアスとは、コントロールグループに属する非受講者が、対象となるプログラムと代替的な外部のプログラムを受講することにより生じるバイアスである。本来、非受講者はプログラムを受講しないことが建前であるが、外部の代替プログラムを受講することによって、非受講者の成果(賃金等)がそうでなかった場合に比べて上昇することがある。このような場合、推定される政策効果にはバイアスが生じることになる。

- creaming (クリーミング)

プログラム修了後の受講者の就業率や平均賃金の上昇率など成果に関する達成目標がプログラムの各運営機関に割り当てられている場合、運営機関担当者は意図的に再就職しや

すい者や高賃金を得やすい者をプログラム受講者としがちである。こうした行為はクリーニングと呼ばれている。無作為抽出を謳っておりながら、実際には受講者に質の高い者が分配される結果、サンプルセレクションバイアスが生じる原因となる。

労働政策研究報告書 No. L-4

労働市場政策の効果に係る定量的評価の
欧米における先行研究についての調査

発行年月日 2004年5月31日

発行 独立行政法人 労働政策研究・研修機構

URL <http://www.jil.go.jp/>

編集 研究調整部 研究調整課 TEL 03-5991-5104

*労働政策研究報告書全文はホームページで提供しております。

連絡先：独立行政法人 労働政策研究・研修機構 広報部成果普及課

〒177-8502 東京都練馬区上石神井4丁目8番23号

TEL 03-5903-6263



The Japan Institute for Labour Policy and Training