

## 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<sup>28</sup>

##### 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。

---

<sup>28</sup> 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<sup>29</sup>、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

---

<sup>29</sup> 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<sup>30</sup>。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

---

<sup>30</sup> 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もある。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<sup>31</sup>、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

---

<sup>31</sup> 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<sup>32</sup>。そうかといって、社会的な相互

---

<sup>32</sup> 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)<sup>33</sup>

#### 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に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

---

<sup>33</sup> 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<sup>34</sup>、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

---

<sup>34</sup> 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. 20, No. 4: pp.613-624.

*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。このような時点的な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のような成績であったのかとか、労働市場はどのような状況なのか、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	OLS	1年後	0.18
			若年者<23歳, 1992	
			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	(-)
de Koning et al. (1991)	失業 hazard	MLE	E & T プログラム: 1979-1981	
			>35歳	(-)*
			<35歳, WE	(-)
			<35歳, OJT/CT	(-)
de Koning (1993)	失業率	OLS	CVV-CT:	
			ブルーカラー	+*
			事務職	0
			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
			女性	0.04
Dolton and O'Neill (1996s, b)	失業 hazard	MLE	YTS-II: 社会的に不利な者 男性	0
			女性	
			リスタート: 1989	+*
			ET: 成人, 1991-1992	0
			ET: 成人, 1991-1992	+
			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.
- Regné, 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<sup>35</sup>

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<sup>36</sup>、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

<sup>35</sup> 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。

<sup>36</sup> 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）<sup>37</sup>

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量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<sub>t1</sub> - Y<sub>c1</sub>) は、最

<sup>37</sup> 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<sup>38</sup>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

<sup>38</sup> 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  $j$  産業の平均賃金額、 $c_{jt}$  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<sup>39</sup>

### 3.2.1 アメリカの職業訓練政策の概要<sup>40</sup>

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<sup>41</sup>。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。

<sup>39</sup> 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。

<sup>40</sup> 黒澤 (2001a, 2001b) を参考にした。

<sup>41</sup> 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"> <li>・ 教室型訓練</li> <li>・ 民間企業でのOJT委託</li> <li>・ 民間職業訓練機関への斡旋</li> </ul>	
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"> <li>・ 上記プラス公共セクターでの短期就業経験 (PSE)</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 地方政府への権限委譲</li> <li>・ 訓練受講者についてパネルデータの構築</li> </ul>
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"> <li>・ 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)</li> <li>・ 民間企業でのOJT委託</li> <li>・ 求職支援</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ PSE廃止</li> <li>・ 地方レベルへの権限委譲の一層強化</li> <li>・ 訓練受講者一人あたり支出削減</li> <li>・ 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</li> <li>・ 地域産業の要請を訓練内容に反映</li> </ul>
WIA 2000年	成人 低所得若年層	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 求職支援</li> <li>・ 集中的求職支援・包括的査定 (職業訓練)</li> <li>・ 訓練 (OJT, 教室型, 基礎教育)</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 対象者の拡張</li> <li>・ コアは求職支援、訓練を最後の手段と位置付ける</li> <li>・ 地域産業との連携強化</li> <li>・ 各訓練プログラムのクオリティ・コントロール強化</li> <li>・ 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</li> </ul>

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<sup>42</sup>。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

---

<sup>42</sup> 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<sup>43</sup>。

### 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<sup>44</sup>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<sup>45</sup>。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<sup>46</sup>。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。

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

<sup>44</sup> 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。

<sup>45</sup> 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。

<sup>46</sup> 岡崎(1996, p.93)。

## (2) JTPA の政策評価<sup>47</sup>

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」<sup>48</sup>。

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<sup>49</sup>。

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<sup>50</sup>を実行・評価するこ

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

<sup>48</sup> JTPA, Section 454. [a]。

<sup>49</sup> 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。

<sup>50</sup> 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<sup>51</sup>。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 Study<sup>52</sup> 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<sup>53</sup>。

### 3.2.1.4 労働力投資法 (Workforce Investment Act: WIA)<sup>54</sup>

#### (1) WIA 施行の背景<sup>55</sup>

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。

<sup>51</sup> 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。

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

<sup>53</sup> Bloom et al. (1997), LaLonde (1995) など。

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

<sup>55</sup> 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<sup>56</sup>が導入されることとなった。

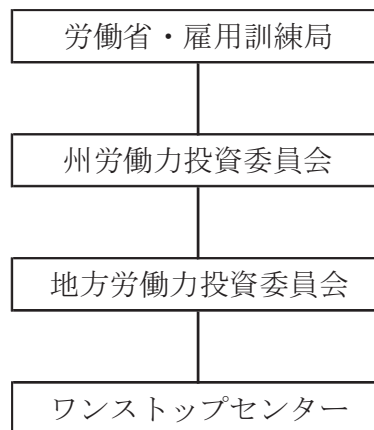
⑤、⑥については、地域ベースの労使合議による、各訓練プログラムの成果指標に基づいた訓練内容の継続的なクオリティ・コントロールが行われることとなった(図3-2-1)。WIAは連邦法であるため、この法の運用責任は連邦政府(労働省・雇用訓練局)にある。しかし、WIAにおいて定められている連邦政府の権限は、予算の配分など限られた範囲に限定されており、実際の訓練計画の策定などは州におかれる州労働力投資委員会<sup>57</sup>に委ねられている。そして、地域に密着した計画の策定や、ワンストップセンターの職員の選定(ワンストップセンターについては後述)、職業訓練機関の指定など広範かつ重要な決定は、地区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

<sup>56</sup> 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。

<sup>57</sup> 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<sup>58</sup>。

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

<sup>58</sup> 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<sup>59</sup>。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

---

<sup>59</sup> 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<sup>60</sup>。

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

---

<sup>60</sup> 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<sup>61</sup>。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<sup>62</sup>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。

---

<sup>61</sup> 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。

<sup>62</sup> 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<sup>63</sup>、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。

---

<sup>63</sup> 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<sup>64</sup>

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。

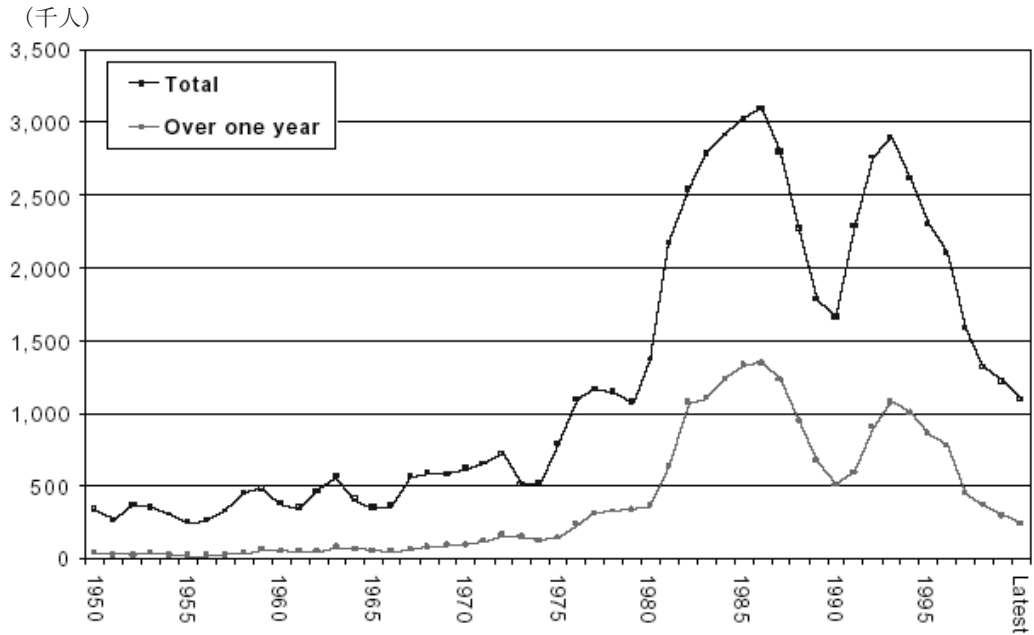
1970年代末以降のイギリスの(ミクロの)雇用政策は、雇用創出策と教育訓練策に重点が置かれ、数多くの施策が打ち出されている<sup>65</sup>。そのうち、本節では①若年失業者に対する職業訓練施策、および②長期失業者の求職活動支援施策をとりあげる。どちらもこの間の雇用政策の中心課題であるとともに、政策効果についても客観的な検証が進められている。以下ではまず、個々のプログラムの内容を概観し、次いでその評価結果を整理する。

---

<sup>64</sup> 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。

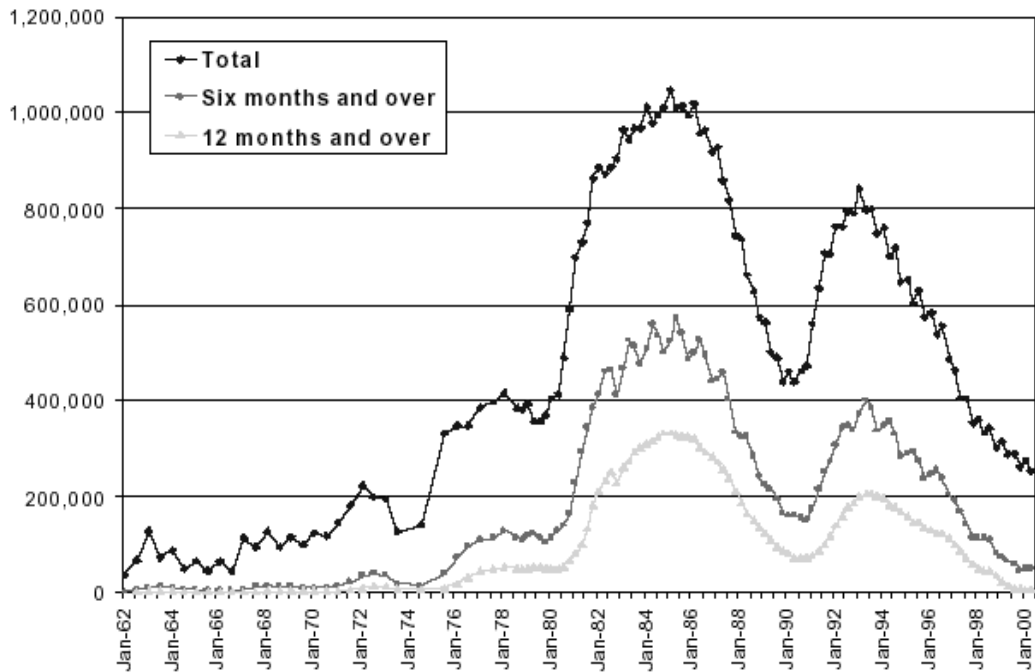
<sup>65</sup> 井田(2002)は、サッチャーからブレア政権に至るイギリスの雇用政策を網羅的に解説している。本節の記述も、井田(2002)を参考にしている。

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<sup>66</sup>。

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、① WEEP受講者が67%と最も多く、② PBWEが6%、③ TWが3%、④ CSが8%、⑤ EICが1%、⑥ STCが14%、⑦ RC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<sup>67</sup>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<sup>68</sup>。

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

<sup>66</sup> 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))。

<sup>67</sup> 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)。

<sup>68</sup> 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。

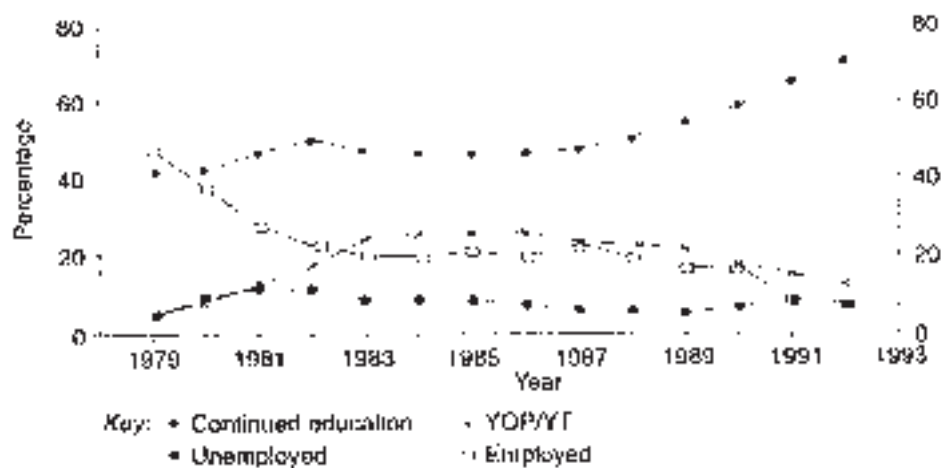
表 3-3-1 YOP 修了後の状態(訓練コース別)

	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<sup>69</sup>。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<sup>70</sup>。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

<sup>69</sup> 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 A1)。

<sup>70</sup> 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<sup>71</sup>(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

<sup>71</sup> 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々人の当面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、失業給付受給者はもとより、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<sup>72</sup>。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<sup>73</sup>。

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。

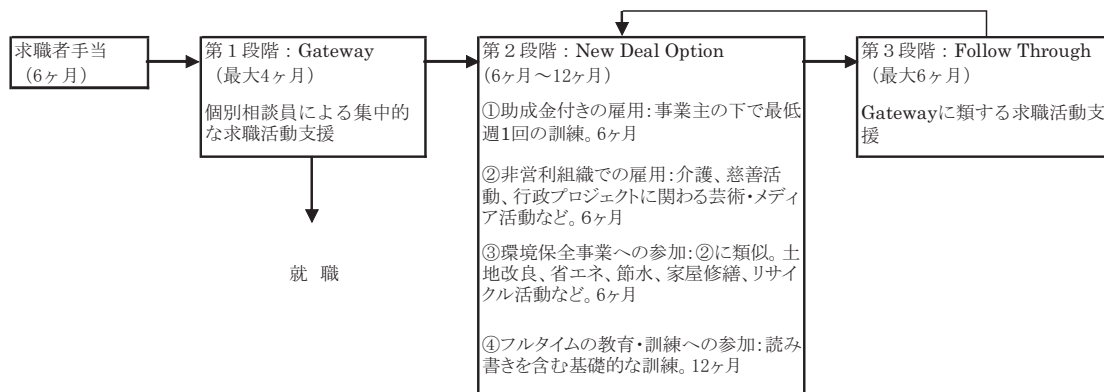
図3-3-4では、プログラム全体の流れを整理している。プログラムの第1段階はゲートウェ

<sup>72</sup> 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。

<sup>73</sup> 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<sup>74</sup>。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。

<sup>74</sup> 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 (内訳: 計 00%)				Follow Through	
				計	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<sup>75</sup>。

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

---

<sup>75</sup> 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ものに対して、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<sup>76</sup>。

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ることから、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。

---

<sup>76</sup> 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.