



Title	フランスホワイトカラーの賃金構造の変化
Author(s)	雨宮, 康樹
Citation	国際公共政策研究. 2000, 5(1), p. 99-117
Version Type	VoR
URL	https://hdl.handle.net/11094/7003
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

<https://ir.library.osaka-u.ac.jp/>

The University of Osaka

フランスホワイトカラーの賃金構造の変化*

Changes in Earnings for French White-Collar Workers in the 80's

雨宮 康樹**

Yasuki AMEMIYA**

Abstract

Recent cross-sectional earnings function show that the effect of job tenure on earnings for French white-collar workers was considerably reduced in the 80's. However, US example suggests that there is a statistical bias in the cross-sectional estimation.

This paper examines the effect of job tenure on earnings by analyzing characteristics of job-hoppers and clarifies changes in earnings in the 80's. The analysis indicates that due to a raise in earnings of some technical workers, there is a statistical bias in the estimation, which underestimates the effect of job tenure on earnings. This implies that correcting the bias, job tenure has still a positive effect on earnings for French white-collar workers.

キーワード：賃金、内部労働市場、勤続年数、フランス、ホワイトカラー

Keywords : Earnings, Internal Labor Market, Job Tenure, France, White-Collar Workers,

* 本稿の作成にあたっては、大阪大学大学院国際政策研究科、辻正次教授、松繁寿和助教授、コリン・マッケンジー助教授から多くのご教示をいただいた。なお、本稿における誤りがすべて著者に帰するものであることは言うまでもない。

**名古屋市立大学経済学部 研究員

1. はじめに

フランスの労働市場は、企業内で獲得された能力や熟練によって労働者の賃金や資格が上昇する内部労働市場が重要な役割を担っていると言われている¹⁾。ところが、フランスの賃金関数を分析した先行研究は、80年代にホワイトカラーの勤続年数の係数が大きく低下したことを明らかにし、ホワイトカラー層の勤続年数は賃金の上昇にプラスの効果をもたらさなくなったと結論している²⁾。勤続年数の係数は、労働市場において内部労働市場が支配的か、または職種別あるいは専門職的な労働市場が支配的かを理解するために重要な変数である。しかしながら、横断面データを用いた賃金関数から得られた勤続年数の係数には、推計バイアスに関するさまざまな問題があることが知られている。例えば、Abraham and Farber (1987) や Altonji and Shakotko (1987) は、Panel Study of Income Dynamics を用いて、横断面データに認められる勤続年数と賃金の正の相関は、異なった労働者間に存在する勤続と賃金とのみせかけの相関であり、個人の賃金が勤続年数とともに上昇する部分は小さいと主張している。一方、Topel (1991) は、同じデータを用いて、典型的男子労働者の賃金は勤続年数とともに大きく上昇するという結論を導いている。アメリカの実証研究は、このように同一のデータから全く異なる結論を導いており、勤続年数の係数から、勤続年数と賃金の関係を確定することの難しさを示している。

本稿は、勤続年数の係数が持つこのような問題点を鑑み、個票データを用いた自発的転職者の分析から、勤続年数が賃金に及ぼす効果を考察するとともに、80年代にホワイトカラーの勤続年数の係数が大きく低下したことの意味を明らかにするものである。

賃金が一般的人的資本によって決まる労働市場と賃金が企業特殊的人的資本によっても決まる労働市場では、勤続年数が自発的転職に及ぼす影響は異なる。賃金が一般的人的資本のみに依存する労働市場では、賃金は勤続年数とは独立に決まるため、転職は賃金の下落をもたらさないだろう。ところが、賃金が企業特殊的人的資本にも依存する労働市場では、賃金は勤続年数の増加に伴って上昇するため、賃金は転職によって下落する可能性が高い。したがって、自発的転職の欲求は勤続年数が増加するほど減少すると思われる。本稿の第2節では、このような観点から、勤続年数と自発的転職の関係を分析し、勤続年数と賃金との関係を確認する。

さらに、第3節では、80年代、ホワイトカラーの勤続年数の係数が低下した要因について検証する。勤続年数の係数に推計バイアスが含まれているとすると、勤続係数の低下を、勤

1) 例えば Maurice, Sellier and Silvestre (1984) や、Eyraud, Marsden and Silvestre (1990) など。

2) Beret, P. (1992)

続年数が賃金の上昇にプラスの効果をもたらさなくなった証と結論することは危険である。勤続係数の低下は、ホワイトカラー労働者の一部に起きた変化によって生じた見せかけの相関かも知れない。そこで、本稿の第3節では、勤続外賃金と勤続賃金の変化という観点から、ホワイトカラー労働者の賃金構造とその変化を、事務系、技術系ごとに特定する。

2. 自発的転職者の分析

本節では、まず賃金関数における勤続年数の係数を確認し、続いて、勤続年数と自発的転職との関係を明らかにする。本稿の分析には93年にフランス国立統計経済研究所 (INSEE) によって実施された Formation et qualification professionnelle (FQP) の個票データを用いる。この調査は、調査対象者の調査時点の情報だけでなく過去のキャリアについても調査しているため、通常の横断面データでは不可能な転職者の分析を行なうことができる。

分析には、民間企業または国有企業に勤務する20歳から64歳までのフランス人男子雇用者のうち、92年に1年間常用雇用者として勤務し、しかも雇用賃金を申告している標本を使用する。したがって、分析には女性、公務員、自営業者、移民労働者、非常用雇用者などは含まれていない。なお、個票データは、INSEE から学術研究への使用を条件に提供されたものである。

2-1 賃金関数の推計

ここでは、自発的転職者の分析を行なう前に、一般的職業経験、個別企業における経験、就学年数を説明変数とする賃金関数の推計を行ない、職業階層別に勤続年数の係数を確認する。推計は労働者の「縦の移動」を把握できるように、入職時の職業階層ごとに行なった。推計式、被説明変数、説明変数は下記の通りである。

$$\ln SAL = B_1 C + B_2 JOB + B_3 JOB^2 + B_4 TENURE + B_5 EDCTN + B_6 NN$$

$\ln SAL$: 1992年の年収の対数値

C : 1992年の年収の対数値

JOB : 職業経験年数 (勤続年数を含む)

JOB^2 : 職業経験年数 (勤続年数を含む) の2次項

$TENURE$: 勤続年数

$EDCTN$: 就学年数

NN : 企業規模ダミー、従業員500人以上: 1 500人未満: 0

B_i : パラメータ

推計結果は表-1に示してある³⁾。職業階層別に勤続年数の係数を見てみると、生産労働者

の勤続年数の係数は正で、10%水準で有意であるが、事務職員の勤続年数の係数は有意でない。一方、テクニシャンやカードルの勤続年数の係数は、テクニシャンは5%水準で、カードルは10%水準で有意に負となっている。先行研究と同様、勤続年数の係数はテクニシャンやカードルなどのホワイトカラーでは有意に負となっている。一部の先行研究はこの結果を勤続年数が賃金の上昇にプラスの効果を及ぼさなくなった証とみなしている⁴⁾。

表-1 職業階層別賃金関数

	生産労働者	事務職員	テクニシャン	カードル
C	10.34***	9.87***	10.22***	10.59***
JOB	0.036***	0.050***	0.057***	0.052***
JOB ²	-0.00047***	-0.0006***	-0.00076***	-0.0007**
TENURE	0.0018*	8.42E-05	-0.0066**	-0.0084*
EDCTN	0.0504***	0.087***	0.065***	0.066***
NN	0.1204***	0.047	0.086*	0.084
Adjusted R ²	0.250	0.31	0.39	0.32
Number of samples	1619	369	213	142

***: 1%水準で有意

**: 5%水準で有意

*: 10%水準で有意

2-2 自発的転職者の分析

本節では、勤続年数が賃金にもたらす効果を、以下のような観点から確認しよう。賃金が一般的人的資本に基づいて決まる労働市場では、賃金は一般的人的資本の代理指標である職業経験とともに上昇する。一方、賃金が一般的人的資本だけでなく、企業特殊的人的資本によっても決まる労働市場では、賃金は職業経験だけでなく個別企業における経験、すなわち勤続年数とともに上昇する。

賃金が一般的人的資本に依拠する労働市場では、賃金は職業経験とともに上昇するため、賃金が転職によって下落することはない。ただし、転職コストは土地・家屋などの資産や人的つながりの増加とともに上昇するため、他の条件が一定であれば、年齢は転職を抑止するように作用する。

一方、賃金が一般的人的資本に加え、企業特殊的人的資本にも依存する労働市場では、転職は人的資本の目減りをもたらすため、賃金の下落をもたらす可能性が強い。合理的な労働者は、転職後に期待できる賃金が、現在の仕事から期待できる賃金と転職コストの合計を上回る時のみ転職する。賃金が一般的人的資本によって決まる労働市場では、勤続年数と自発

3) 賃金関数を職業階層別に推計すると、勤続年数の推計値はすべての職業階層で1次項だけが有意となり、2次項の推計値は有意とならない。また、自由度調整済み決定係数は2次項を入れても上昇しない。したがって、推計式には、勤続年数の1次項のみを用いた。

4) Beret, P. (1992)

的転職は独立である。しかし、賃金が企業特殊的人的資本にも依存する労働市場では自発的転職は勤続年数の増加とともに低下する可能性が強い。そして、企業特殊的人的資本への依存度が高ければ高い程、勤続年数の増加は自発的転職を強く抑止すると思われる。

本節では、年齢と勤続年数が自発的転職を抑止する効果を、このような観点から分析し、勤続年数が賃金上昇にもたらす効果について考察する⁵⁾。

自発的転職者を特定することは容易ではないが、本節では自発的転職者を88年から93年の5年間に失業を経ずに転職した者と定義する。そして、自発的転職者を年齢、勤続年数、就学年数、企業規模を説明変数とするロジット・モデルによって分析する⁶⁾。推計式の被説明変数は、88年から93年までの5年間に失業を経ずに転職した者に1を、それ以外の者（継続勤続者、内部昇進者、失業した後転職した者）には0を入れた転職者ダミーである。説明変数は、年齢、勤続年数、就学年数である。また、企業規模別の転職率を明らかにするための企業規模ダミーを加える。なお、ここでは、88年から93年までの5年間の転職を分析するので、説明変数には88年時点の情報が必要であることは言うまでもない⁷⁾。推計式、被説明変数、説明変数は下記の通りである。

$$RQ3 = \beta_1 C + \beta_2 AG + \beta_3 TENURE88R + \beta_4 EDCTN + \beta_5 NNA$$

RQ3 : 転職ダミーであり、1988年から93年までの5年間に、失業を経ずに転職したものを1、それ以外（継続勤続者、失業した後転職した者）を0とする。

C : 定数項

AG : 1988年の年齢

TENURE88R : 1988年当時の勤続年数

EDCTN : 就学年数

NNA : 88年当時に在籍した企業の規模。従業員500人以上の企業に在籍した者は1、500人未満の企業に在籍した者は0とする。

β_i : パラメータ

-
- 5) ただし、転職によって得られる外部賃金は、外部市場での労働需給の変化によって変動する。例えば、企業がある特定の技能を持つ労働者を需要すると市場賃金は上昇するが、企業内賃金は、企業内部の組織的要因を反映して決まるため、労働需給の変化によって影響されない。一方、労働需要が減少すると、市場賃金は低下するが、企業内賃金はあまり変動しない。したがって、市場賃金は、労働需要が増加する職種では企業内賃金より高くなり、労働需要が低下する職種では企業内賃金より低くなる可能性がある。このため、前者の自発的転職は増加し、後者の自発的転職は減少することが予想される。労働需給の変化が自発的転職に与える影響を正確に把握することは容易ではないが、ここでは簡単化のために、学歴による労働需要の差異は就学年数の係数に反映され、年齢による労働需要の差異は年齢と勤続年数の係数に等しく反映されると仮定する。
- 6) FQP1993 は、調査対象者に88年から93年までの5年間に職場ないし職位が変わった者に対して、それが企業内異動か企業間移動か、さらに、企業間を移動した者に対しては、移動に際して失業を経たかどうかをたずねている。
- 7) 自発的転職者の分析には、88年以降労働市場に参入した労働者のサンプルは含まれていない。したがって、サンプル数は賃金関数のサンプル数より少なくなっている。

推計結果は表-2に示してある。まず、説明変数の年齢と勤続年数が自発的転職に影響しているかどうかを尤度比検定によって検定すると、表には示していないが、年齢と勤続年数は自発的転職に影響していないという帰無仮説はともに1%水準で棄却される。次に、個々の係数を見ると、年齢、勤続年数、企業規模ダミーの係数の符号はすべて有意にマイナスである。ただし、年齢と勤続年数の係数の大きさからは、自発的転職が年齢よりも勤続年数の増加によって大きく低下することがわかる。また、転職率は企業規模が小さいほど高い。一方、就学年数の係数は有意にプラスであり、自発的転職は学歴が高くなるほど増加することが示されている。この結果は、産業構造の変化や高学歴化の進展によってホワイトカラー全般に内部市場よりも有利な専門職市場が誕生したことを示しているのであろうか。以下、産業別の分析によって検討しよう。

表-2 自発的転職者の推計結果 全体

観測値: 2389

Variable	Coefficient	T-Statistic
C	-0.076773	-0.238952
AG88	-0.024929***	-3.365715
TENURE88R	-0.117211***	-10.22098
EDCTN	0.045245**	2.374697
NNA	-0.514565***	-3.876074
Log likelihood	-1014.865	
Obs with Dep=1	470	
Obs with Dep=0	1919	
Fraction of Correct Predictions	0.80	

(注) Fraction of Correct Predictions は、 $X_i\beta > 0$ のとき1、 < 0 のとき0として被説明変数を推計した場合の正しい予測値の割合である。

表-3には製造業について、表-4には第3次産業についての分析結果を示してある⁸⁾。まず、産業別に自発的転職率を見ると、製造業では1077人のうち133人が自発的転職者、3次産業では1020人のうち259人が自発的転職者となっており、3次産業の自発的転職者は製造業よりもかなり高い。次に、尤度比検定によって製造業の自発的転職に年齢、勤続年数、就学年数が影響しているかどうかを検定すると、表には示していないが、年齢、勤続年数、就学年数は製造業の自発的転職に影響していないという帰無仮説はすべて1%水準で棄却される。個々の係数を見ると、製造業の年齢と勤続年数の係数は1%水準でそれぞれ有意にマイナスとなっており、勤続年数の係数の値は、年齢よりも3倍ほど大きい。また、転職率は企業規模が小さいほど高い。一方、就学年数の係数は1%水準でプラスであり、製造業では低学歴

8) FQP93からは、転職以前の産業を特定することができないため、すべての労働者は同一産業内で転職したという前提を置いて分析を行った。

表-3 製造業の推計結果

観測値: 1077

Variable	Coefficient	T-Statistic
C	-0.596327	-0.986252
AG88	-0.045041***	-2.987975
TENURE88R	-0.132847***	-5.798404
EDCTN	0.117107***	3.096895
NNA	-0.618952***	-2.693284
Log likelihood		-320.9746
Obs with Dep=1		133
Obs with Dep=0		944
Fraction of Correct Predictions		0.88

層より高学歴層の方が自発的転職が多いことが示されている。

他方、3次産業の自発的転職に年齢、勤続年数、就学年数が影響しているかどうかを尤度比検定によって検定すると、表には示していないが、年齢、勤続年数の帰無仮説はともに1%水準で棄却され、就学年数の帰無仮説は棄却されない。個々の係数を見ると、年齢の係数は10%、勤続年数の係数は1%水準でそれぞれ有意にマイナスとなっており、勤続年数が転職を抑止する効果は年齢より2倍ほど大きい。また、転職率は企業規模が小さいほど高い。一方、就学年数の係数は有意でない。

表-4 3次産業の推計結果

観測値: 1020

Variable	Coefficient	T-Statistic
C	0.580790	1.328871
AG88	-0.032002***	3.085438
TENURE88R	-0.083783***	-5.387874
EDCTN	0.011234	0.450792
NNA	-0.525030***	-2.816764
Log likelihood		-518.0083
Obs with Dep=1		259
Obs with Dep=0		761
Fraction of Correct Predictions		0.75

***: 1%水準で有意 **: 5%水準で有意 *: 10%水準で有意

次に、職業階層別の分析によって高学歴層の自発的転職率が高い理由を追求してみよう。自発的転職者の職業階層別の推計結果は表-5に示してある。まず、各職業階層の自発的転職に年齢と勤続年数が影響しているかどうかを尤度比検定によって検定すると、表には示し

てないが、年齢の帰無仮説は、生産労働者では1%水準で、またカードルでは5%水準で棄却され、事務職員、テクニシャンでは棄却されない。一方、勤続年数の帰無仮説は生産労働者、事務職員、テクニシャンでは1%水準で棄却され、カードルでは10%水準で棄却される。個々の係数から自発的転職が年齢と勤続年数のいずれによって低下するかを見ると、生産労働者、事務職員、テクニシャンでは、勤続年数が年齢以上に自発的転職を抑制しており、勤続年数による転職抑制効果は、テクニシャンで最も大きく、生産労働者、事務職員、カードルという順で徐々に低下する。一方、カードルの場合、年齢と勤続年数の係数はほぼ同じであるが、有意水準は年齢の係数は5%、勤続年数の係数は10%となっている。

表-5 自発的転職者の推計結果 職業階層別

	生産労働者	事務職員	テクニシャン	カードル
C	0.45	-0.15	-1.32	4.55
AG88	-0.032***	0.020	-0.041	-0.088**
TENURE88R	-0.123***	-0.116***	-0.149***	-0.093*
EDCTN	0.012	-0.0262	0.152	-0.135
NNA	-0.709***	-1.0740***	0.384	0.614
Log likelihood	-577.92	-167.39	-75.44	-51.38
Correct Predictions	0.82	0.71	0.80	0.77
Number of Samples	1471	335	184	120
転職者数	261	90	36	25

***: 1%水準で有意 ** : 5%水準で有意 * : 10%水準で有意

カードルについては事務系と技術系の自発的転職の違いがあるかどうかを確認してみよう。事務系、技術系カードルの分析結果は表-6に示した。事務系、技術系カードルの自発的転職に年齢と勤続年数が影響しているかどうかを尤度比検定によって検定すると、表には示していないが、年齢は自発的転職に影響しないという帰無仮説は、事務系カードルでは棄却されず、技術系カードルでは1%水準で棄却される。一方、勤続年数の帰無仮説は事務系カードルでは1%水準で棄却され、技術系カードルでは棄却されない。次に、年齢と勤続年数の係数を見ると、事務系カードルでは勤続年数が増加するほど自発的転職は低下するが、年齢の係数は有意ではない。一方、技術系カードルでは年齢が上昇するほど自発的転職が低下するが、勤続年数の係数は有意ではない。この結果は、事務系カードルには企業特殊的人的資本が、技術系カードルには一般的人的資本がより重視されていることを示唆するものと言えよう。

職業階層別の分析からは、技術系カードルを除いたすべての職業階層で勤続年数の増加が年齢以上に自発的転職を抑制し、技術系カードルでは年齢が自発的転職を抑制していることが明らかになった。技術系カードルの自発的転職のこの特殊性が、高学歴層ほど自発的転職が多いという製造業の分析結果の要因であるように思われる。先行研究は、勤続係数の低下を勤続年数がホワイトカラーの賃金に上昇効果をもたらさなくなった証であると主張したが、

表-6 自発的転職者の推計結果 カードル

	事務系カードル	技術系カードル
C	5.34	5.23
AG88	0.01	-0.259**
TENURE88R	-0.287**	0.094
EDCTN	-0.284	0.078
NNA	0.132	1.178
Log likelihood	-21.08	-22.01
Correct predictions	0.84	0.79
Number of Samples	63	52
転職者数	12	13

** : 5%水準で有意

本節で行なった自発的転職の分析からは、技術系カードルを除いたすべての職業階層で、賃金は未だに勤続年数とともに上昇する内部市場型である可能性が示唆されている。

3. ホワイトカラーの賃金変化の要因分析

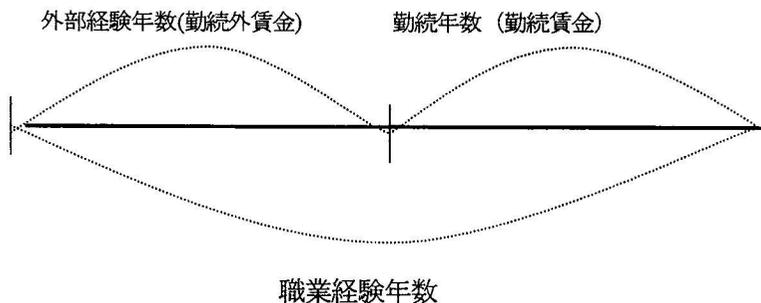
本節では、賃金関数の勤続年数の係数はマイナスを示すが、一方で、勤続年数は自発的転職を強く抑制するという二つの相矛盾する分析結果を、賃金構造の変化という観点から考察する。以下、推計モデル、推計結果の順で議論を進める。

3-1 分析モデル

ホワイトカラーの賃金構造を、図-1に示したように、外部での職業経験によって決まる勤続外賃金と、現行企業での経験によって得られる勤続賃金に分け、これら二つの観点から、80代の賃金構造の変化を分析する。なお、データは、前節同様、FQP93の個票を用いる。

勤続外賃金は、企業外部の条件によって影響され、たとえば、労働市場における労働需給の動向を反映して変化する。また、企業間を高賃金を得て移動する労働者が増加することに

図-1 勤続賃金と勤続外賃金



よって上昇する。他方、勤続賃金は、企業特有の訓練や昇進可能性など、企業内部の要因によって決まる。したがって、80年代の賃金構造の変化が、市場賃金の上昇や独立性・自律性をもとに企業間を高賃金で移動する労働者の台頭に起因するものであれば、それは勤続外賃金の変化として、また内部市場のメカニズム自体の変化によるものであるなら、それは勤続賃金の変化として検証されることが予想される。

最初に、賃金関数を外部経験年数、内部経験年数、および就学年数を説明変数とした推計を行ない、これを推計1と呼ぶ。つづいて、80年代半ばを境に賃金水準の変化が起きたかどうか検証するため、85年第1四半期を境とする定数項ダミーを入れた推計を行ない、これを推計2と呼ぶ。さらに、80年代の賃金構造の変化が勤続外賃金と勤続賃金のどちらの変化に起因しているかを捕捉するため、勤続外賃金と勤続賃金の係数ダミーを加えた推計を行ない、これを推計3と呼ぶ。

推計式の説明変数には外部経験の1次項と勤続年数の1次項、さらに就学年数と企業規模ダミーを用いた。なお、必要に応じて、外部経験の2次項と勤続年数の2次項を用いた推計も行なった。推計1の推計式と被説明変数、説明変数は下記の通りである。

$$\ln SAL = \beta_1 C + \beta_2 EXEX + \beta_3 TENURE + \beta_4 EDCTN + \beta_5 NN$$

$\ln SAL$: 1992年の年収の対数値

C : 定数項

$EXEX$: 外部経験年数の1次項：(年齢－就学年数－6－勤続年数)

$TENURE$: 勤続年数の1次項

NN : 企業規模ダミー、従業員500人以上：1 500人未満：0

β_i : パラメータ

推計2には推計式1に定数項ダミー $ANCA85$ を加えた。

$ANCA85$: 0 85年第1四半期以前に労働市場へ参入し、かつ85年第1四半期以前に現行企業に就職した労働者。

: 1 労働市場への参入または現行企業への転職が85年第1四半期以降の労働者。

推計3の推計式には、推計式2に勤続外賃金係数ダミー $ANCA85EXEX$ と、勤続賃金係数ダミー $ANCA85TENURE$ を加える。

$ANCA85EXEX$: 0 85年第1四半期以前に労働市場へ参入し、かつ85年第1四半期以前に現行企業に就職した労働者。

: 1 労働市場への参入または現行企業への転職が85年第1四半期以降の労働者。

$ANCA85TENURE$: 0 85年第1四半期以前に労働市場へ参入し、かつ85年第1四半期以

前に現行企業に就職した労働者。

- ：1 労働市場への参入または現行企業への転職が85年第1四半期以降の労働者。

3-2 推計結果：テクニシャン

テクニシャンの推計1の結果は表-7に示してある。テクニシャンの外部経験と内部経験の係数を見ると、1次項、2次項ともに有意となっている。1次項は正、2次項は負なので、テクニシャンの賃金上昇率は外部経験や内部経験が増えるにつれて低下する。このような特徴は、後に見るカードルの賃金においては認められない。次に外部経験と内部経験の係数の大きさを較べると、外部経験の係数は内部経験の係数よりも大きい。これを文字通り理解するならば、テクニシャンの外部経験は同一企業内の経験よりも高い賃金をもあたらし、転職を繰り返すことによってより高い賃金を獲得できると理解することができる。しかし、これは、自発的転職が勤続年数の増加によって大きく減少するという前節での分析結果と相容れないものである。

二つの分析結果にあるこの矛盾を、80年代の賃金構造の変化から明らかにしよう。まず、85年を境に賃金水準に変化が生じたかどうかを、推計2の結果からみてみよう。推計結果は表-8のコラム1に示してある。まず、賃金水準の変化を示すダミー係数 ANCA85 が、テクニシャンの賃金に有意な影響をもたらしているかどうかを尤度比検定によって検定すると、表には示していないが、賃金水準の変化を示す ANCA85 は賃金に有意な影響を与えていないという帰無仮説は10%水準で棄却される。また、定数項ダミー ANCA85 の係数をみると、これは有意に正となっており、テクニシャンの賃金水準が、85年以降、上昇したことを示して

表-7 テクニシャン推計1

観測値：213

Variable	Coefficient	T-Statistic
C	10.42440***	62.79066
EXEX	0.040948***	5.473230
EXEX2	-0.000597**	-2.202712
TENURE	0.035821***	4.509389
TENURE2	-0.000499**	-2.236512
EDCTN	0.061538***	5.976511
NN	0.094325**	1.977450

Adjusted R-squared 0.36 ***:1%水準 **:5%水準 *:10%水準で有意

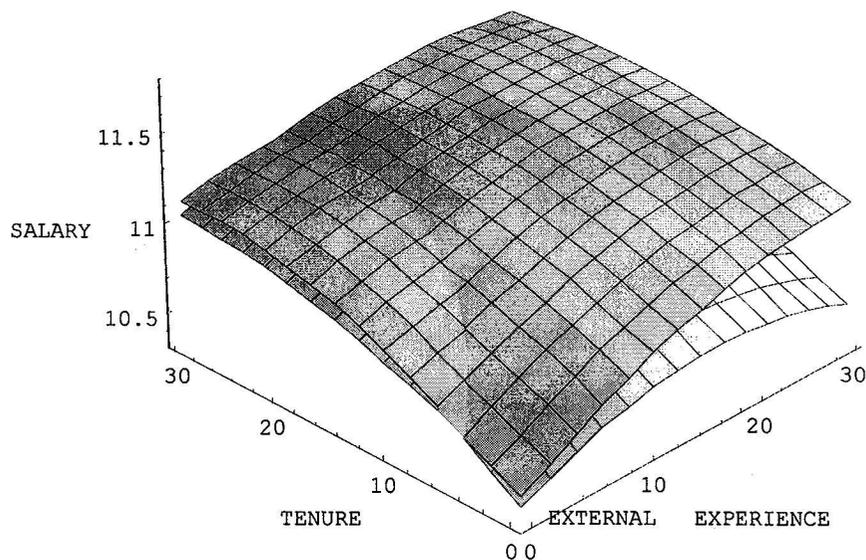
(注) サンプル数は、88年以降に入職した者が含まれるため、自発的転職分析のサンプル数よりも若干増加している。

表-8 テクニシャンの推計2, 3

推計2 観測値: 213			推計3 観測値: 213	
Variable	Coefficient	T-Statistic	Coefficient	T-Statistic
C	10.23869***	51.82712	10.37060***	42.94353
EXEX	0.041467***	5.564080	0.032718***	4.009465
EXEX2	-0.000638**	-2.357581	-0.000902***	-3.129327
TENURE	0.053239***	4.136561	0.048669**	2.521059
TENURE2	-0.000833***	-2.820372	-0.000785*	-1.847693
EDCTN	0.059737***	5.798542	0.057793***	5.637964
NN	0.096805**	2.038033	0.092977*	1.955509
ANCA85	0.164937*	1.715144	0.025286	0.120475
ANCA85EXEX			0.019468**	2.506644
ANCA85TENURE			0.001422	0.068465
Adjusted R-squared	0.37		Adjusted R-squared	0.38

***: 1%水準で有意 **: 5%水準で有意 *: 10%水準で有意

図-2 テクニシャンの賃金変化



(注) 傾きが急な面は、推計1の定数項、外部経験年数、勤続年数の係数を用いて作図したものである。一方、傾きが緩やかな面は、推計3の定数項、外部経験年数、勤続年数の係数を用いて作図してある。したがって、傾きが緩やかな面には、85年以前の外部経験年数と勤続年数の効果が示されている。

いる。

推計3の結果は表-8のコラム2に示してある。推計3によって85年第1四半期以降、賃金水準の上昇が勤続外賃金と勤続賃金のいずれによってもたらされたかを検証すると、85年

以降勤続外賃金に変化は生じていないという帰無仮説は5%水準で棄却され、一方、85年以降勤続賃金に変化は生じていないという帰無仮説は棄却されない。次に、勤続外賃金の変化を示すダミー ANCA85EXEX の係数を見ると、これは5%水準で有意にプラスであり、85年以降、テクニシャンの勤続外賃金が上昇したことを示している。一方、85年以降の勤続賃金ダミー ANCA85TENURE は有意な係数を取っていない。さらに、定数項ダミーの係数は、2つの係数ダミーを推計式に導入すると有意でなくなり、85年以降のテクニシャンの賃金水準の上昇が勤続外賃金の上昇に起因していたことがわかる。

図-2は、推計1と推計3の勤続外賃金と勤続賃金の係数を用いて作成してある。これを見ると、変化は勤続外賃金の上昇にあり、勤続賃金に変化は生じていないことがわかる。勤続外賃金の上昇は、労働需要の増加に伴う市場賃金の上昇や、高い人的資本と独立性・自律性をもとに企業間を高賃金で移動するテクニシャンの台頭を示唆するものである。ただし、テクニシャンの自発的転職が勤続年数の増加とともに大きく減少するという前節の分析結果を考慮すると、企業間を高賃金で移動するテクニシャンは、市場価値の高い一部に限定されていると思われる。

3-3 推計結果：カードル

カードルの賃金関数については、事務系と技術系に分けて推計する。推計はテクニシャンと同様、推計1、推計2、推計3を行なう。ただし、カードルの場合、外部経験と内部経験の2次項はともに有意でないため、カードルの推計結果は1次項を使った推計結果のみを以下に要約する。

(1) 事務系カードル

推計1の結果を表-9から見てみよう。事務系カードルの場合、内部経験の係数は外部経験の係数よりも大きい。これは、前節で行った自発的転職者の分析結果と整合的であり、事務系カードルには企業内経験が重視されていることが示されている。

表-9 事務系カードル推計1

観測値：73

Variable	Coefficient	T-Statistic
C	10.60989***	30.72764
EXEX	0.017743***	2.714749
TENURE	0.021657***	4.166259
EDCTN	0.071414***	3.982599
NN	0.171910*	1.917783

Adjusted R-squared 0.30

***: 1%水準で有意 **: 5%水準で有意 *: 10%水準で有意

次に、推計2と3によって事務系カードルの賃金構造の変化を検証する。推計2の結果は表-10コラム1に示してある。まず、尤度比検定によって85年以降、事務系カードルの賃金水準に変化が生じたかどうかを検定すると、表には示していないが、賃金水準に変化はないという帰無仮説は棄却されない。また、ANCA85の係数は有意でなく、ここからは85年以降、事務系カードルの賃金水準に変化がないことがわかる。さらに推計3によって勤続外賃金と勤続賃金の変化を検証すると、勤続外賃金に変化が生まれていないという帰無仮説と勤続賃金に変化は生まれていないという帰無仮説はともに棄却されない。また、個々の係数を表-10コラム2から見ると、勤続外賃金ダミーと勤続賃金ダミーの係数はともに有意ではない。ここには、80年代後半、事務系カードルの賃金が、勤続賃金、勤続外賃金ともに変化していないことが示されている。

表-10 事務系カードルの推計2、3

推計2 観測値: 73			推計3 観測値: 73	
Variable	Coefficient	T-Statistic	Coefficient	T-Statistic
C	10.63039***	26.61621	10.61364***	25.62466
EXEX	0.017701***	2.683524	0.011442	1.117428
TENURE	0.020938**	2.421033	0.020060**	2.193642
EDCTN	0.071167***	3.906552	0.074098***	3.919429
NN	0.170837*	1.879786	0.181554*	1.954781
ANCA85	-0.016249	-0.104425	-0.088690	-0.354938
ANCA85EXEX			0.010931	0.801088
ANCA85TENURE			0.000520	0.014592
Adjusted R2	0.29			0.28

***: 1%水準で有意 **: 5%水準で有意 *: 10%水準で有意

(注) 事務系カードルのサンプル数は、88年以降の入職者が含まれるため、自発的転職者分析のサンプル数よりも若干増加している。

(2) 技術系カードル

技術系カードルの推計1の結果は表-11に示してある。技術系カードルの勤続外賃金の係数は勤続賃金の係数より大きい。この結果は、前節での自発的転職者の分析結果と整合的である。

80年代、技術系カードルの賃金水準に、変化が生じたかどうかを推計2によって確認しよう。推計2の結果は表-12コラム1に示してある。まず、尤度比検定によって技術系カードルの賃金水準に変化があったかどうかを検定すると、表には示していないが、85年以降、技術系カードルの賃金水準に変化は生まれていないという帰無仮説は棄却されない。また、定数項ダミー ANCA85の係数は有意でなく、80年代、技術系カードルの賃金水準に変化はないことがわかる。推計3の結果は表-12コラム2に示してある。推計3によって80年代半ばを境に勤続外賃金と勤続賃金に変化が生まれたかどうかを尤度比検定によって検定すると、表に

表-11 技術系カードルの推計 1

観測値: 64

Variable	Coefficient	T-Statistic
C	11.35118***	30.01967
EXEX	0.032837***	5.889354
TENURE	0.017118***	3.880566
EDCTN	0.034992*	1.799644
NN	0.052244	0.625763
Adjusted R2	0.36	

***: 1%水準で有意 ** : 5%水準で有意 * : 10%水準で有意

(注) 技術系カードルのサンプル数は、88年以降の入職者が含まれているため、自発的転職分析のサンプル数よりも若干増加している。

は示してないが、85年以降、勤続外賃金に変化が生じていないという帰無仮説は5%水準で棄却され、勤続賃金に変化が生じていないという帰無仮説は棄却されない。また、勤続外賃金ダミー ANCA85EXEX の係数は有意にプラスであるが、勤続賃金ダミー ANCA85TENURE の係数は有意ではない。また、勤続外賃金ダミーと勤続賃金ダミーを推計式に加えると、定数項ダミーは有意にマイナスとなる。勤続外賃金が勤続賃金より高いという技術系カードルの賃金の特徴は、労働需給の逼迫によって市場賃金が高止まりしている可能性と、一般的的人資本をもとに企業間を高賃金を得て移動する労働者の存在を物語るものである。

図-3には、推計1の勤続外賃金と勤続賃金の係数を用いて、事務系カードルと技術系カードルの賃金構造の違いが示してある。ここには、両者の差は勤続外賃金にあり、技術系カードルの労働市場がより専門職市場的であることが示唆されている。

表-12 技術系カードル推計 2、3

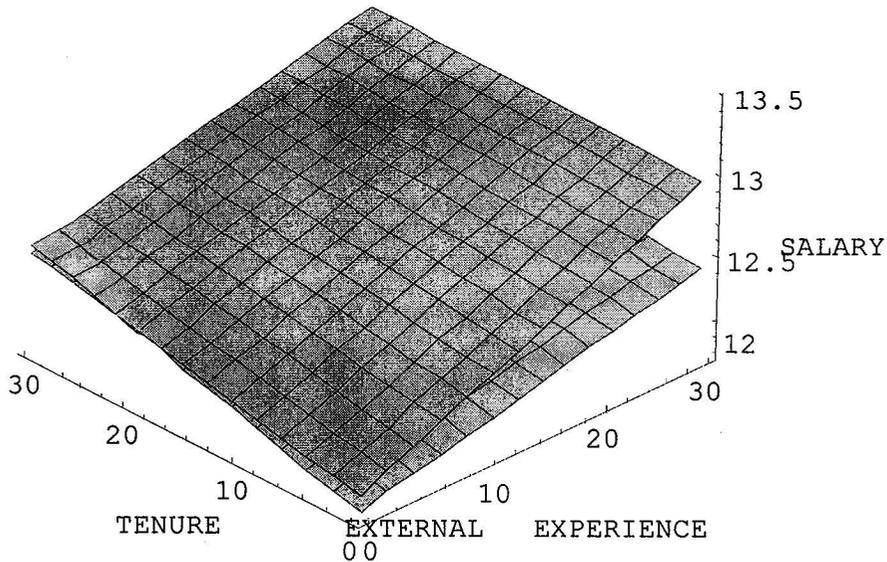
推計 2 観測値: 64

推計 3 観測値: 64

Variable	Coefficient	T-Statistic	Coefficient	T-Statistic
C	11.48820***	28.16040	11.56535***	29.14449
EXEX	0.032563***	5.822315	0.015919*	1.836073
TENURE	0.012357*	1.796898	0.007241	1.019663
EDCTN	0.033207*	1.696456	0.036130*	1.896134
NN	0.046757	0.557698	0.072187	0.845989
ANCA85	-0.101728	-0.903405	-0.356863**	-2.051499
ANCA85EXEX			0.027145**	2.463559
ANCA85TENURE			0.016242	0.668017
Adjusted R2	0.35		0.40	

***: 1%水準で有意 ** : 5%水準で有意 * : 10%水準で有意

図-3 事務系カードルと技術系カードルの賃金構造



(注) 傾斜の急な面は技術系カードルの推計1の推計値を、傾斜の緩やかな面は事務系カードルの推計1の推計値をもとに作図した。なお、作図にあたっては、就学年数18年の労働者を想定した。

4. 分析の要約と結論

本稿の分析から明らかになったことは以下の通りである。職業階層別に見ると、自発的転職は技術系カードルを除いたすべての職業階層で、勤続年数の増加とともに低下する。このことは、技術系カードル以外のホワイトカラーの賃金が勤続年数の増加につれて上昇する内部市場型である可能性を示唆している。

一方、賃金構造を勤続外賃金と勤続賃金の変化から分析した結果は、勤続賃金には事務系、技術系を問わず変化は生じていないこと、一方、勤続外賃金は、事務系ホワイトカラーでは上昇していないが、技術系ホワイトカラーでは大きく上昇したことを示している。ただし、技術系ホワイトカラー内部にもテクニシャンと技術系カードルの勤続外賃金の変化には次のような違いがある。

1. テクニシャンの勤続外賃金は、85年以降、勤続賃金を上回るようになった。ここには、80年代後半、市場賃金が上昇したことや人的資本と独立性・自律性をもとに企業間を高賃金を得て移動する労働者が台頭したことなどが示唆されている。ただし、テクニシャンの自発的転職が勤続年数によって大きく低下するという事実は、彼らの賃金が勤続年数とともに上昇する内部市場型であることを示唆しており、企業間を高賃金で移動する

労働者は、市場価値の高い一部に限定されていることがうかがえる。

2. 一方、技術系カードルの場合、勤続外賃金は従来から勤続賃金より高い。ここには、労働需給の逼迫による市場賃金の慢性的上昇や人的資本と独立性・自律性をもとに企業間を高賃金を得て移動する労働者の存在が恒常化していることがうかがえる。この傾向は85年以降、さらに顕著となっている。

先行研究の一部は、勤続年数の係数の低下をホワイトカラー労働者の内部労働市場が賃金上昇を伴うキャリア形成に寄与しなくなった証とみなした。しかし、本稿の分析からは、賃金変化は技術系ホワイトカラーの勤続外賃金に生まれているが、事務系ホワイトカラーには生まれていないことが明らかになった。

80年代後半、技術系の勤続外賃金が増加した要因としては、高等教育が技術革新に対応できる人材を十分供給していないため、技術者の労働需給が逼迫していたこと、それに加え、80年代後半、低迷していたフランス経済が回復に向かい、技術者への需要が増大したことが考えられる。このように需給が逼迫した労働市場では、需要のわずかな増加によって、市場賃金が大幅に上昇する可能性がある。

一方、「賃金の個別化」(individualisation)から、勤続外賃金の急激な上昇を説明することが出来る。フランスでは伝統的に産業レベルで決まる賃金係数(Coefficients)が賃金決定に重要な役割を担ってきたが、80年代半ばから賃金の個別化が急速に広まったと言われている。Grandjean(1987)は、この「賃金の個別的決定」によって、企業は賃金に個々の企業の収益や労働者の能力をより直接的に反映するようになったこと、そして、技術者の賃金が、労働需要の増加と「賃金の個別化」によって急激に上昇した事例を報告している。

80年代、技術系ホワイトカラーに起きた変化は、「賃金の個別化」の広がりや経済回復期における需要増という一時的な要因による変化のようにも思われる。しかしながら、この点については今後発表される新たなデータによって明らかにされる必要がある。

参考文献

- Abraham, K. G. and H. S. Farber (1987) "Job duration, Seniority, and Earnings," *American Economic Review*, Vol. 77, No. 3, pp. 278-297
- Altonji, J. G. and R. A. Shakotko (1987) "Do Wages Rise with Job Seniority?" *Review of Economic Studies*, Vol. 54, No. 3, pp. 437-459
- Baudelot, C. and M. Glaude (1989) "Les diplômés se dévaluent-ils en se multipliant?" *Economie et Statistique*, No. 225, pp. 3-16
- Beret, P. (1992) "Salaires et marchés internes: Quelques évolutions récentes en France," *Economie Appliquée*, Vol. XLV, No. 2, pp. 5-22

- Doeringer, P. B. and M. Piore (1971) *Internal Labor Market and Manpower Analysis*, Heath
- Eyraud, F., D. Marsden and J.-J. Silvestre (1990) "Occupational and Internal Labour Markets in Britain and France," *International Labour Review*, Vol. 129, No. 4, pp. 501-517
- Freyssinet, J. (1993) "France; Toward Flexibility," in Hortog, J. and J. Theeuwes ed., *Labour Market Contracts and Institutions*, North-Holland
- Glaude, M. (1986) "Ancienneté, expérience et théorie dualiste du marché du travail: une étude sur données individuelles," *Economie Appliquée*, Vol. XXXIX, No. 4, pp. 847-876
- Glaude, M. and J. P. Jarousse (1988) "L'horizon des jeunes salariés dans leur Entreprise," *Economie et Statistique*, No. 211, pp. 23-41
- Glaude, M. (1989) "Salaires et carrières des ingénieurs diplômés," *Economie et Statistique*, No. 221, pp. 33-46
- Goux, D. (1991) "Coup de frein sur les carrières," *Economie et Statistique*, No. 249, pp. 75-87
- Grandjean, C. (1987) "L'individualisation des salaires," *Travail et Emploi*, No. 32, pp. 17-29
- Inoki, T. (1991) "Personnel Management under New technology," *Osaka Economic Papers*, Vol. 41, No. 2-3, pp. 276-315
- Jarousse, J. P. and A. Mingat (1986) "Un réexamen du modèle de gains de Mincer," *Revue économique*, No. 6, pp. 999-1029
- Jarousse, J. P. (1988) "Mobilité professionnelle et représentation du fonctionnement du marché du travail," *Economie Appliquée*, Vol. XLI, No. 3, pp. 503-522
- Lhéritier, J. L. (1992) "Les déterminants du salaire," *Economie et Statistique*, No. 257, pp. 9-20
- Lollivier, S. (1989) "Les salaires par qualification," *Economie et Statistique*, No. 221, pp. 23-31
- Mallet, L. (1993) "L'évolution des politiques de promotion interne des cadres," *Revue française de gestion*, No. 94, pp. 38-48
- Maurice, M., F. Sellier and J. J. Silvestre (1984) "The Search of a Societal Effect in the Production of Company Hierarchy: A Comparison of France and Germany," in Osterman, P. ed., *Internal Labor Market*, The MIT Press
- Maurin, E. (1991) "La rigidité de l'offre de carrières entretient les déséquilibres du marché du travail," *Economie et Statistique*, No. 249, pp. 89-100
- Medoff, J. L. and K. J. Abraham (1980) "Experience, Performance and Earnings," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 95, No. 4, pp. 703-736
- OECD (1991/92) "Unsatisfactory labour-market performance," *OECD Economic Surveys, France 1991/92*
- OECD (1993) "Enterprise tenure, labour turnover and skill training," *OECD Employment outlook 1993*
- Tachibanaki, T. (1998) ed., *Wage Differentials: An International Comparison*, Macmillan
- 今村肇 (1996) 「研究・開発と教育・訓練に関する日仏比較」、雇用促進事業団編『景気変動と労働市場—労働需給構造の変化について—』雇用促進事業団

- 小池和男 (1991) 『仕事の経済学』 東洋経済新報社
- 玄田有志 (1994) 「高学歴化、中高年化と賃金構造」、石川経夫編『日本の所得と富の分配』 東京大学出版会
- 葉山滉 (1987) 「フランスのカードル階層」『経済研究 (千葉大学)』 第2巻、第1号、pp. 37-105
- マースデン、D. (1999) 「書評：橘木俊詔編『賃金格差の国際比較』」『日本労働協会雑誌』 No 464、pp. 160-162
- 村松久良光 (1988) 「勤続別給与構造からみた内部労働市場の類型化」『南山経済研究』 第3巻、第2号、pp. 77-97