

第2章 外国人の出所受刑者

本章では、平成24年における刑事施設出所受刑者のうち、拘留受刑者及び刑期が極めて短いなどの理由で処遇指標の指定を受けなかった12人を除く2万7,473人のデータ（法務省大臣官房司法法制部の資料による。以下本章において「出所者データ」という。）を基に、可能な限りF指標受刑者（出所時においてF指標が付されていた者）とF指標の指定を受けていない受刑者（出所時においてF指標と判定されていなかった者。以下本章において「非F指標受刑者」という。）を比較しつつ、F指標受刑者の刑事施設における処遇内容及び釈放の実情を見る*7)。なお、比較に当たっては、受刑者の処遇指標中、その特徴を大きく区別すると思われる、犯罪傾向の進度（犯罪傾向が進んでいない者をA指標、進んでいる者をB指標としている。）に言及する際は、男子のF指標受刑者については、それぞれ、「FA指標受刑者」及び「FB指標受刑者」と呼称するが、非F指標受刑者については、「非F」を略し、単にそれぞれ、「A指標受刑者」及び「B指標受刑者」と呼称する。また、女子のF指標受刑者の場合、犯罪性の進度との関係では「WFA指標受刑者」及び「WFB指標受刑者」と呼称し、非F指標受刑者の場合、「WA指標受刑者」及び「WB指標受刑者」と呼称する。

第1節 属性

1 人員、年齢及び在所期間

日本人を含む全体の出所受刑者における処遇指標別人員及びそれぞれの年齢、在所期間（月で表されている。）、入所度数の平均、最小値、最大値、標準偏差及び分散は、2-1-1-1表に示すとおりである。

F指標受刑者の出所時年齢の平均は38.7歳であり、非F指標受刑者の45.5歳に比較して出所時年齢が若年であるように見える。処遇指標ごとの年齢の分布が大きく異なるが、全体としては有意な差があることが認められる（ $w=200.223$, $df(1)=7$, $df(2)=317.739$, $p<0.01$ ）。そこで、分散の等質性を仮定せず、頑健性の高いGames-Howell法によって処遇指標間の平均値の

*7) 出所者データにおいては、国籍、在留資格等の記載がなく、それらに基づく分析はできない。

多重比較を行った結果を示したのが 2-1-1-2 図である*⁸⁾。F A 指標受刑者と A 指標受刑者、F B 指標受刑者と B 指標受刑者の間に有意な差があることが認められた。一方女子受刑者においては処遇指標間に年齢の有意な差は認められなかった。

入所度数については、非 F 指標受刑者においては、大きなばらつきがあるが、F 指標受刑者の場合、ばらつきは大きくはない。

在所期間についても処遇指標間でばらつきがあり ($w=70.583$, $df(1)=7$, $df(2)=316.509$, $p<0.01$)、F A 指標受刑者の平均は、46 か月余りであった。処遇指標間での平均の差を Games-Howell 法で検定した結果を示したのが 2-1-1-3 図であり、F A 指標受刑者は F B 指標受刑者との間には有意な差が認められないが、A 指標の者に比べて在所期間が長いといえる。一般に、重大事犯でなければ、罰金、執行猶予、実刑などといった段階を踏んで初めての受刑に至る者が多いところ、F A 指標受刑者は、ほぼ初入で、かつ、外国に本拠を持つ者が多いため、過去に退去強制事由に該当する行為があれば原則として国外退去となっているはずであるといえ、これらの者は、退去強制事由に該当するような犯歴を過去に重ねていない場合が多いと思われる。にもかかわらず実刑に処せられていることからすると、今回の入所の原因となった犯行がそれだけで実刑相当、つまり、犯情の悪い場合が多かったと考えられることが在所期間の長さの要因として考えられる。女子の場合、処遇指標間に有意な差は認められなかった。

*⁸⁾ 3 集団以上の平均の比較において、等分散性の比較を行うまでもなく、ウェルチ検定によること、また、等分散を仮定できない多重比較の場合に Games-Howell 法を用いることについては、対馬栄輝. 2007a. 『SPSS で学ぶ医療系データ解析』東京図書。ただし、Games-Howell 法は「標本の大きさが異なる群どうしの比較にはあまり適さない。」(155 頁)とされており、問題なしとはしない。

外国人犯罪に関する研究

2-1-1-1 表 平成 24 年における刑事施設出所受刑者の年齢・入所度数・在所期間

①出所時年齢

処遇指標	総数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
F A	611	21	76	37.0	8.98
F B	103	24	65	43.0	8.95
A	8,605	20	89	42.0	13.59
B	15,858	20	89	47.2	12.85
W F A	101	26	71	43.1	9.89
W F B	24	32	60	45.0	7.33
W A	1,245	21	87	45.2	14.54
W B	926	21	89	48.3	13.74
全体	27,473	20	89	45.3	13.38

②入所度数

処遇指標	総数	平均値	標準偏差
F A	611	1.0	0.09
F B	103	2.2	0.97
A	8,605	1.0	0.41
B	15,858	4.2	3.33
W F A	101	1.0	0.00
W F B	24	2.5	0.72
W A	1,245	1.0	0.22
W B	926	3.3	2.18
全体	27,473	3.0	3.00

③受刑在所期間（月）

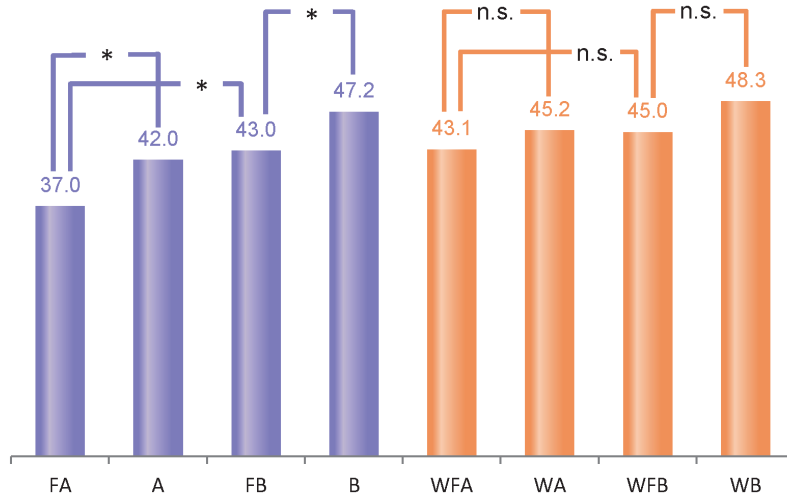
処遇指標	総数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
F A	611	4	159	46.0	29.28
F B	103	3	138	37.2	29.94
A	8,605	1	389	28.1	22.49
B	15,858	1	391	26.4	20.02
W F A	101	2	85	25.8	18.54
W F B	24	4	104	20.4	19.71
W A	1,245	2	179	25.3	16.98
W B	926	2	116	21.7	11.47
全体	27,473	1	391	27.2	21.01

注 1 法務省大臣官房司法法制部の資料による。

2 ウェルチの検定による。① $w=200.223$, $df(1)=7$, $df(2)=317.739$, $p<0.01$

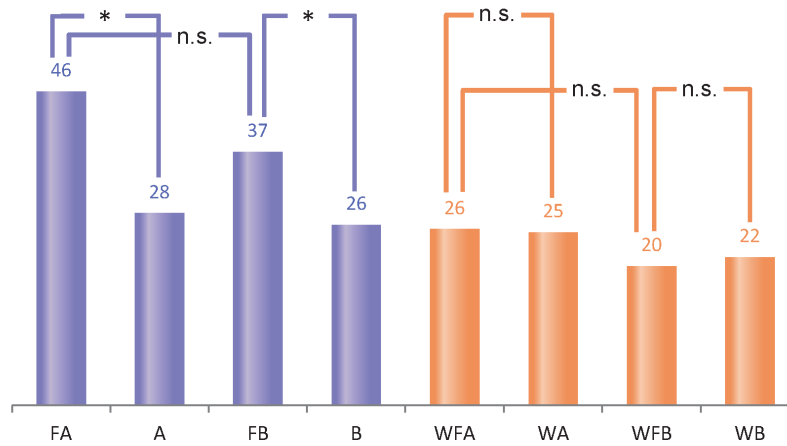
③ $w=70.583$, $df(1)=7$, $df(2)=316.509$, $p<0.01$

2-1-1-2 図 出所受刑者の処遇指標別平均年齢



注 1 法務省大臣官房司法法制部の資料による。
 2 Games-Howell法による多重比較。 * p<0.05

2-1-1-3 図 出所受刑者の処遇指標別平均在所期間

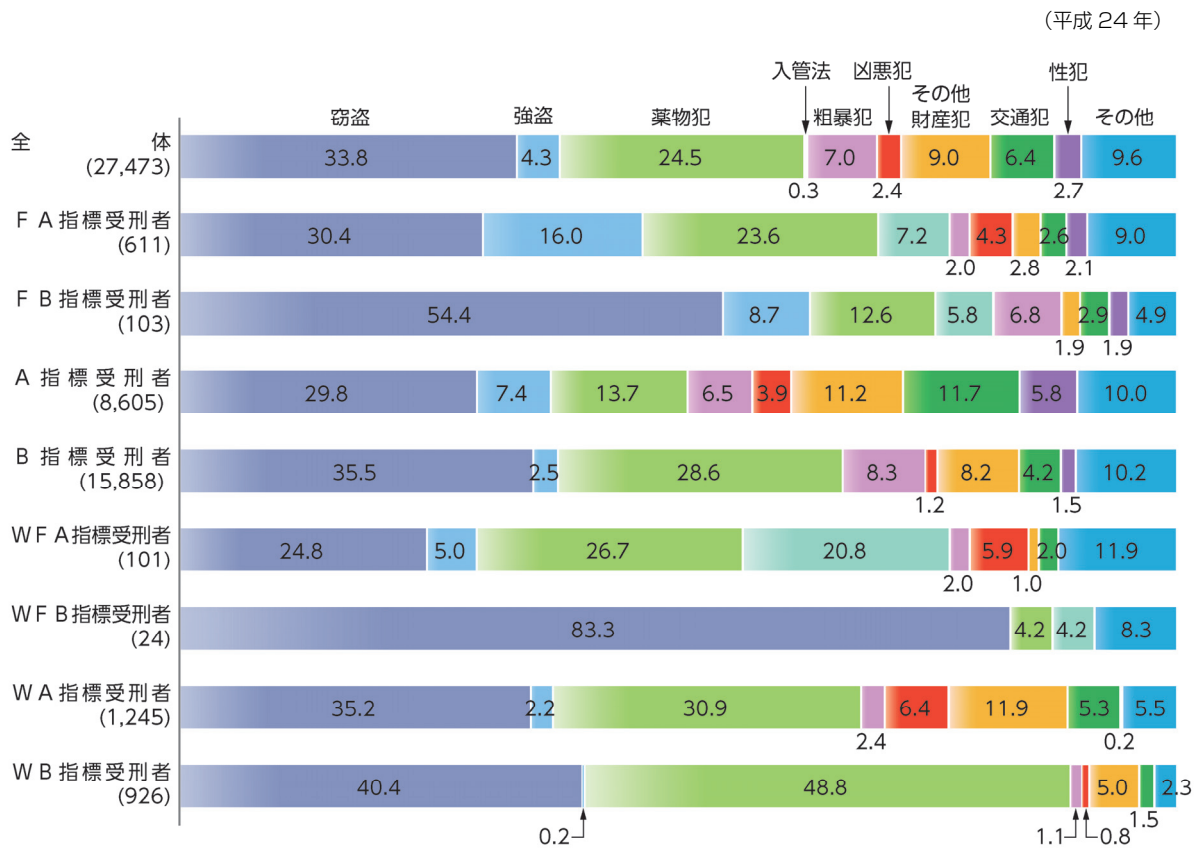


注 1 法務省大臣官房司法法制部の資料による
 2 在所期間は月数である。
 3 Games-Howell法による多重比較。 * p<0.05

2 罪 名

出所受刑者の主たる罪名別構成比を処遇指標別に見ると、2-1-2-1 図のとおりである*⁹⁾。全体的には男子、女子共にF B指標受刑者に窃盗の者の割合が多い。F指標の男子受刑者の中では、A指標、B指標共に入管法違反の者の割合がF指標受刑者以外と比較して極めて高く、粗暴犯及びその他の財産犯の者が少ない(モンテカルロ法, m=10,000, 99%有意確率, p<0.01)。

2-1-2-1 図 出所受刑者の收容罪名別構成比(処遇指標別)



- 注 1 法務省大臣官房司法法制部の資料による。
 2 () 内は実数である。
 3 モンテカルロ法による。m=10,000, 99%有意確率, p<0.01

*⁹⁾ 主たる罪名の分類は、平成 25 年版犯罪白書 7-3-1-1-1①表による。ただし、「財産犯」から「窃盗」を独立させている。すなわち、「強盗」は強盗、強盗致死傷及び強盗強姦を、「薬物犯」は麻薬取締法違反及び覚せい剤取締法違反を、「粗暴犯」は公務執行妨害、傷害、傷害致死、暴行、脅迫及び暴力行為等処罰法違反を、「凶悪犯」は放火及び殺人を、「その他財産犯」は詐欺、横領・背任及び盗品等を、「交通犯」は業過致死傷、重過失致死傷、危険運転、自動車運転過失致死傷及び道交法を、「性犯」は強制わいせつ及び強姦を、「その他」は上記分類に属さない犯罪をいう。

第2節 処遇内容

1 作業内容

2-2-1-1 表は全出所受刑者、F 指標受刑者及び非F 指標受刑者の在所時の刑務作業の業種別就業人員を見たものである。全出所受刑者中、作業に就かなかった者は 32 人に過ぎなかったが、それは、全て非F 指標の者であり、F 指標の者にはいなかった。F 指標受刑者のうち、最も多くの者が織物製造作業に就いていた。非F 指標受刑者では経理作業が最も多い職種であったが、これはF 指標の受刑者では少なかった。一方、紙細工作業は、刑事施設の入所者の中でも、高齢・障害等の理由で他の作業に就くことのできない者に指定されることの多い作業であるが、F 指標受刑者でこれに指定されていた者の比率は、非F 指標の者に比較して低かった(モンテカルロ法, $m=10,000$ 99%有意確率, $p<0.01$)。

2-2-1-1 表 出所受刑者の刑務作業業種別就業人員(処遇指標別)

				(平成24年)	
作	業	総	数	F 指 標 受 刑 者	非 F 指 標 受 刑 者
総	数	27,473	(100.0)	839	(100.0)
経	理	5,633	(20.5)	112	(13.3)
織	物 製 品 製 造	3,474	(12.6)	170	(20.3)
紙	・ 紙 製 品 製 造	2,901	(10.6)	75	(8.9)
化	学 製 品 製 造	2,810	(10.2)	113	(13.5)
紙	細 工	2,533	(9.2)	23	(2.7)
金	属 加 工 ・ 機 械 組 立 修 理	2,095	(7.6)	114	(13.6)
木	工	898	(3.3)	32	(3.8)
ゴ	ム ・ 可 塑 物 製 品 製 造	751	(2.7)	33	(3.9)
電	気 器 具 組 立 修 理	626	(2.3)	21	(2.5)
金	属 材 料 製 造	444	(1.6)	13	(1.5)
印	刷 製 本	432	(1.6)	23	(2.7)
そ	の 他 技 能 工	400	(1.5)	10	(1.2)
皮	革 ・ 皮 革 製 品 製 造	374	(1.4)	17	(2.0)
飲	食 料 品 製 造	208	(0.8)	-	-
農	耕 ・ 牧 畜	185	(0.7)	-	-
サ	ー ビ ス 工	107	(0.4)	1	(0.1)
単	純 労 働	80	(0.3)	-	-
建	設 作 業	68	(0.2)	1	(0.1)
そ	の 他	3,422	(12.5)	81	(9.7)
不	就 業	32	(0.1)	-	-

注 1 法務省大臣官房司法法制部の資料による。

2 () 内は業種別構成比である。

2 職業訓練

2-2-2-1 表は、出所受刑者全体の職業訓練の状況を見たものである。出所受刑者全体のうち 2,799 人が何らかの職業訓練を受けている(訓練未修了だった者 155 人を含む)が、そのうち、F 指標受刑者は 15 人であり、F 指標受刑者全体の 1.8%に過ぎない。非F 指標受刑者では 2,784 人で、10.5%であることを考えると、F 指標受刑者の受講率はかなり低いといえる。F 指標受

刑者が受講した職業訓練科目は木工科（3人）、工芸科（革工芸）（2人）、工芸科（織布）（4人）、電気通信設備科・就職支援コース科・建築塗装科・情報処理科（各1人）、その他（2人）であった。

2-2-2-1 表 出所受刑者の職業訓練の有無別人員(処遇指標別)

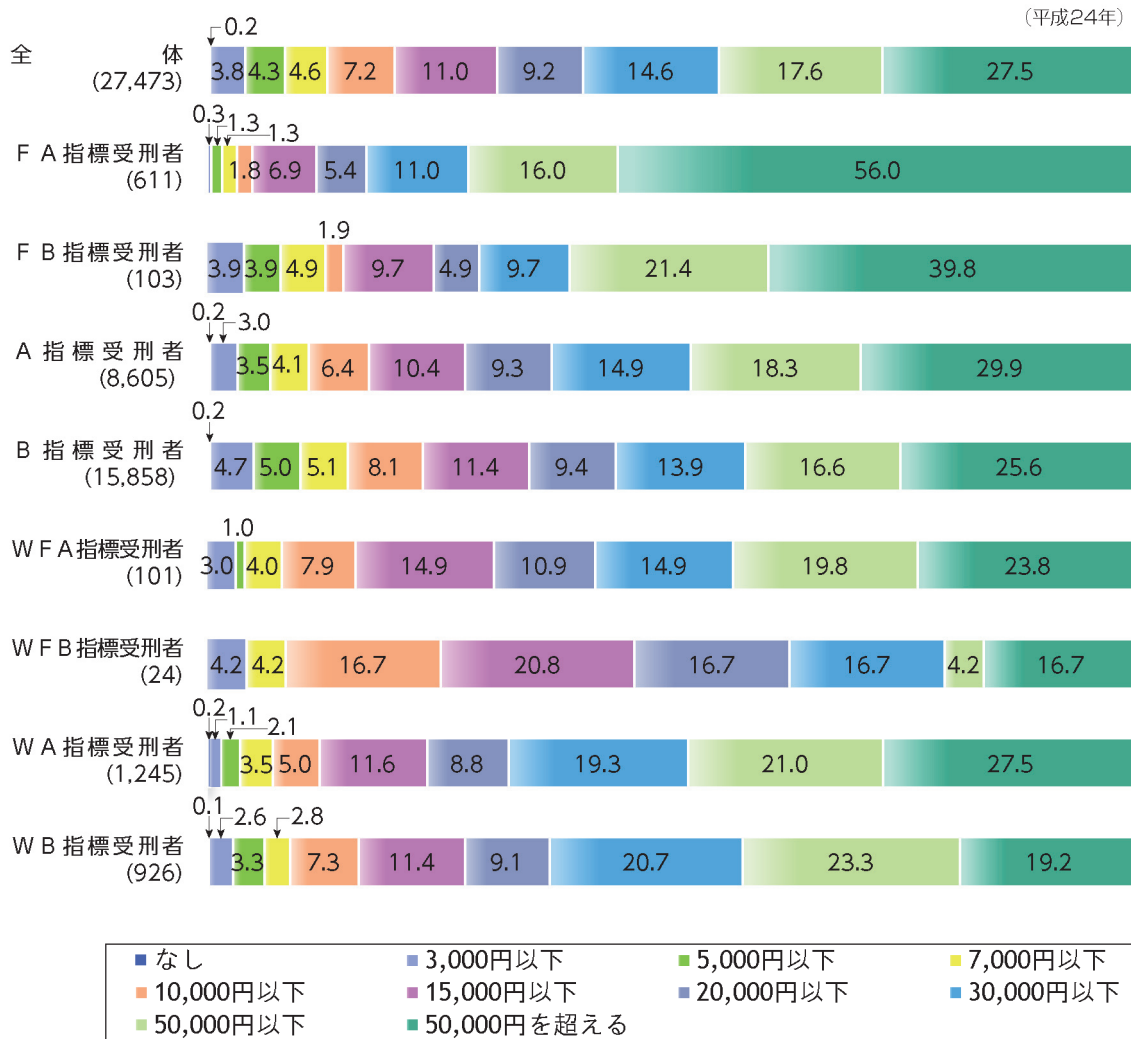
		(平成24年)			
区	分	総	F 指 標 受 刑 者	非 F 指 標 受 刑 者	
総	数	27,473 (100.0)	839 (100.0)	26,634 (100.0)	
	職業訓練あり	2,799 (10.2)	15 (1.8)	2,784 (10.5)	
	未修了者	155	-	155	
	職業訓練なし	24,674 (89.8)	824 (98.2)	23,850 (89.5)	

- 注 1 法務省大臣官房司法法制部の資料による。
 2 「未修了者」は、職業訓練ありの者の内数である。
 3 ()内は、構成比である。

3 作業報奨金支給額

作業に従事した受刑者に対しては、釈放時には作業報奨金が支給される。出所受刑者の処遇指標別の作業報奨金支給額の分布を示したのが、2-2-3-1 図である。出所受刑者全体では、5万円を超える作業報奨金を支給された者は27.5%であったが、FA指標受刑者では56.0%、FB指標受刑者においても39.8%であり、全体の中では有意に高い(モンテカルロ法, $m=10,000$, 99%有意確率, $p<0.01$)。ただし、女子についてはこの割合はやや低く、WFA指標受刑者で23.8%、WFB指標受刑者では16.7%であった。作業報奨金額の多寡は、いずれの処遇指標においても、受刑在所期間が伸びると高くなる傾向にあり(全体のスピアマンの順位相関係数, $\rho=0.75$)、前述のとおり、FA指標受刑者については、他の処遇指標の者に比較して平均的に在所期間が長いことから、支給額が比較的高額になっているとも考えられる。

2-2-3-1 図 出所受刑者の作業報奨金支給額別構成比(処遇指標別)



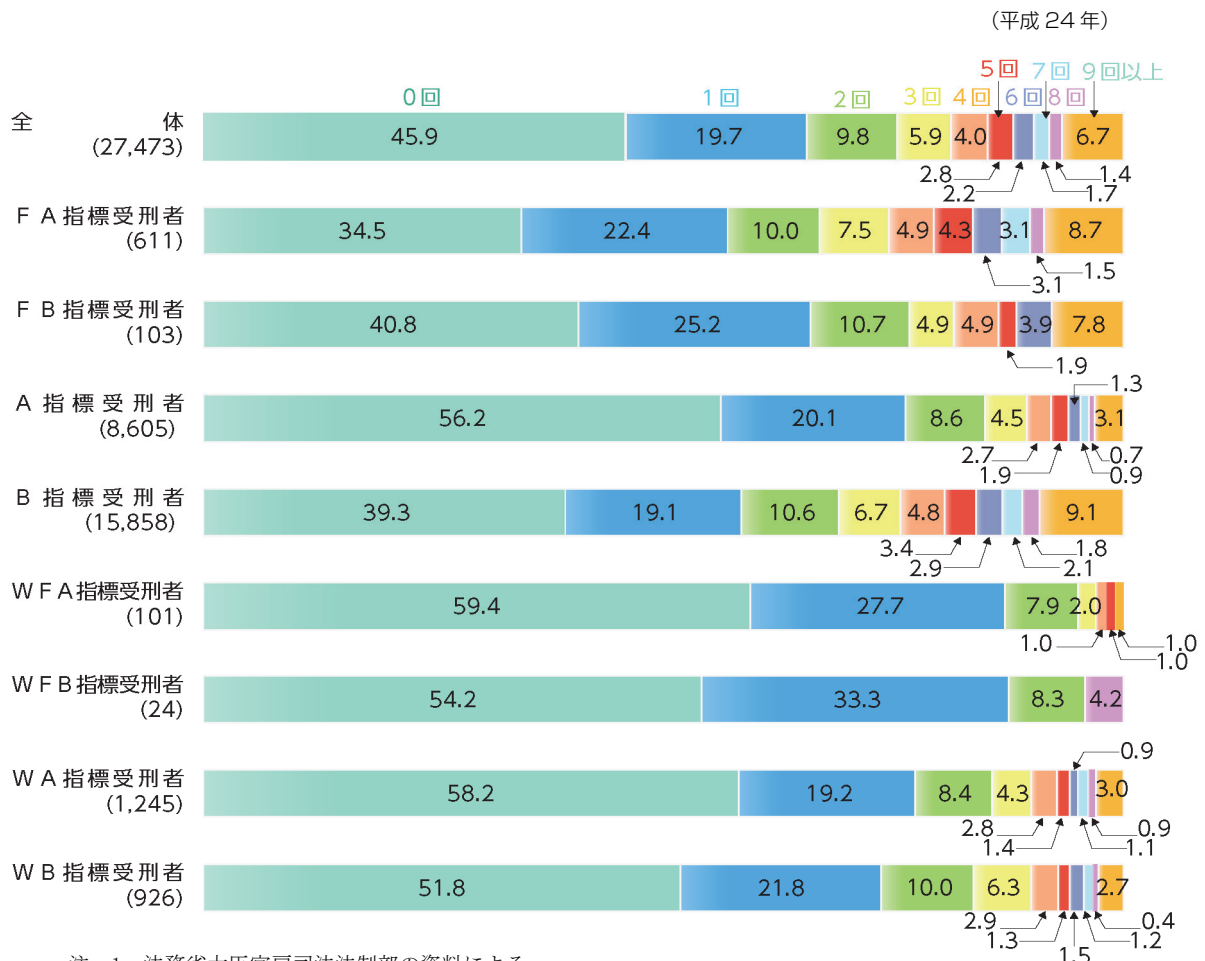
注 1 法務省大臣官房司法法制部の資料による。
 2 モンテカルロ法による。m=10,000, 99%有意確率, p<0.01
 3 ()内は, 実人員である。

4 懲罰回数

受刑中に被収容者が遵守すべき事項を遵守せず, 又は刑事施設の規律・秩序を維持するために職員が行った指示に従わなかったときには, 懲罰が科せられるが, 平成 24 年の処遇指標別の懲罰回数の分布は 2-2-4-1 図のとおりである。全体では, 45.9%の者が全く懲罰を受けることがなかったが, 全く懲罰を受けなかった者が最大の割合を占める傾向は, 全ての指標の者で共通であった。ただし, F A 指標受刑者では, 他の処遇指標の者に比較すると, 懲罰を受けなかった者の割合はやや低く, 34.5%であった。懲罰が 0 回又は 1 回であった者と 2 回以上で

あった者に分けて見ると、F A指標受刑者とB指標受刑者のみが、1回以下の者について全体の平均である65%を下回っており、他の指標の者に比べて著しく低い。また、9回以上という、多数回の懲罰を受けていた者の割合もF A指標受刑者とB指標受刑者に高かった（モンテカルロ法、 $m=10,000$ 、99%有意確率、 $p<0.01$ ）。なお、刑事施設における在所期間が長ければそれだけ規則に違反して懲罰を受ける可能性のある期間が長くなるため、在所期間との相関が疑われるが、これらの数値の順位相関は必ずしも高くなかった（スピアマンの順位相関係数、受刑者全体で $\rho=0.32$ ）。そこで、懲罰が比較的多い傾向がみられたF A指標受刑者とB指標受刑者を比較すると、B指標受刑者においてわずかに高く（スピアマンの順位相関係数、F A指標受刑者 $\rho=0.47$ 、B指標受刑者 $\rho=0.32$ ）、F A指標受刑者では、刑期の長さに多少連動して懲罰を受ける者が増加するが、B指標受刑者の懲罰は刑期の影響をF A受刑者ほど強く受けていないとも考えられる。

2-2-4-1 図 出所受刑者の懲罰回数別構成比(処遇指標別)



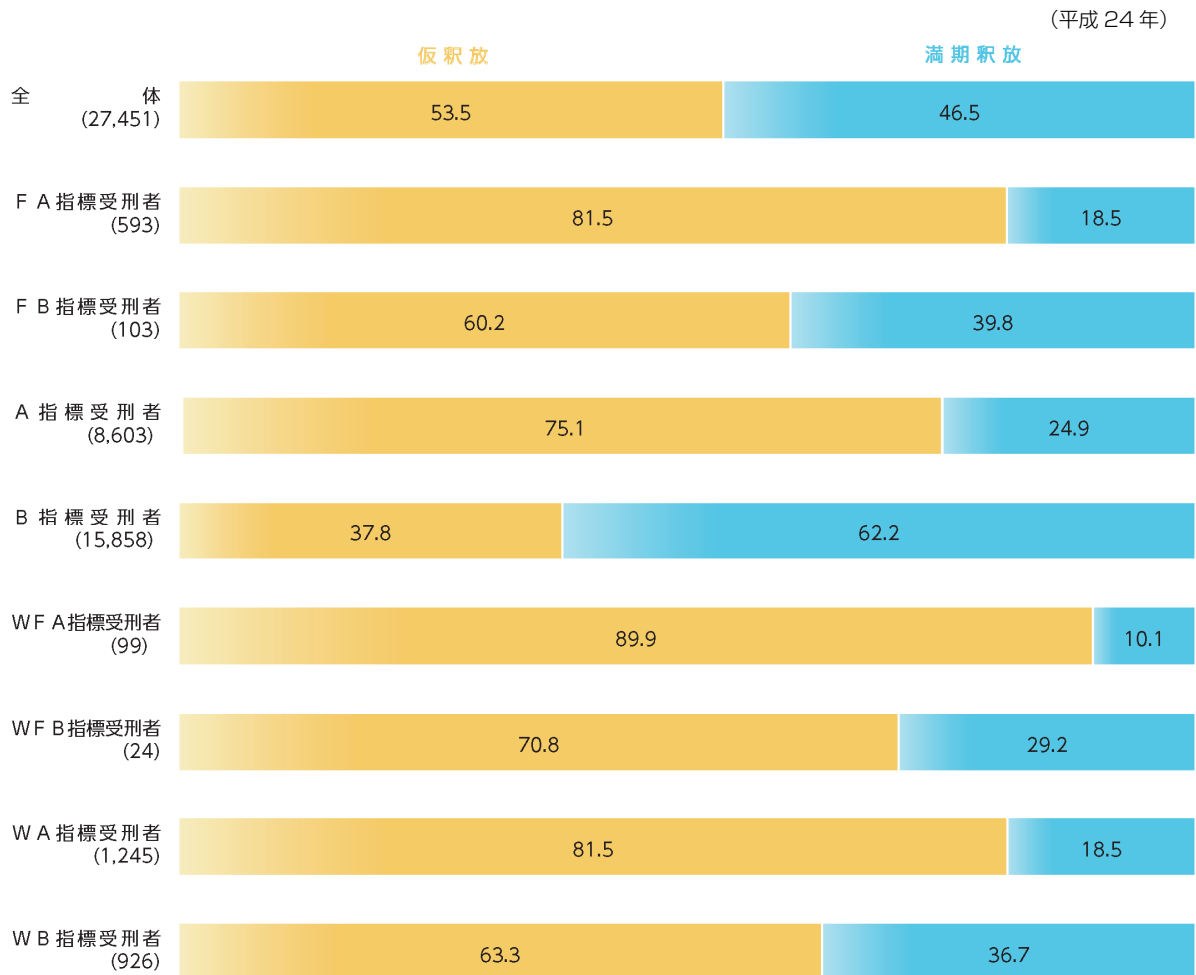
注 1 法務省大臣官房司法法制部の資料による。
 2 モンテカルロ法による。 $m=10,000$ 、99%有意確率、 $p<0.01$
 3 ()内は、実人員である。

第3節 釈放の状況

1 仮釈放率

出所事由が仮釈放又は満期釈放であった者2万7,451人の処遇指標別の満期釈放・仮釈放別構成比を見たのが、2-3-1-1図である。全体では53.5%の者（1万4,700人）が仮釈放で出所したところ、FA指標受刑者では81.5%（483人）、WFA指標受刑者では89.9%（89人）が仮釈放で出所しており、他の指標の受刑者が仮釈放で出所した割合に比較して高くなっている（ $\chi^2=3867.105$, $df=7$, $p<0.01$ ）。B指標受刑者の仮釈放率が著しく低く（37.8%）、全体の分布に大きく影響を与えているが、総じて、F指標受刑者の仮釈放率は非F指標受刑者の者よりも高い。

2-3-1-1 図 出所受刑者の出所事由別構成比(処遇指標別)



注1 法務省大臣官房司法法制部の資料による。

2 $\chi^2=3867.105$, $df=7$, $p<0.01$

3 ()内は、実人員である。

2 仮釈放者の刑の執行率

仮釈放になった者のうち、無期であった者を除く1万4,692人について、刑の執行率（執行すべき刑期に対する出所までの執行期間の比率）を処遇指標ごとに示すと、2-3-2-1表のとおりである。処遇指標ごとにその分布が大きく異なるが、全体としては有意な差があることが認められる（ $w=412.618$, $df(1)=7$, $df(2)=222.15$, $p<0.01$ ）。そこで、Games-Howell法によって処遇指標間の刑の執行率の平均値の多重比較を行ったのが2-3-2-2図である。仮釈放になった者の中では、F A指標（82.0%）とA指標（82.8%）との間において、また、F B指標（86.2%）とB指標（88.4%）との間において、刑の執行率にはそれぞれ有意な差がないものの、WF A指標受刑者とWA指標受刑者の刑の執行率（それぞれ78.1%及び81.8%）には有意な差があることが判明した。女子のB指標受刑者の場合、F指標とそうでない者の間には有意な差は認められなかった。

したがって、WF A指標を除いて、平均的にF指標受刑者の刑の執行率が低いということはいえない。

2-3-2-1表 仮釈放者の刑の執行率(処遇指標別)

(平成24年)

処 遇 指 標	総 数	平 均 値	最 小 値	最 大 値	標 準 偏 差
F A	483	82.0	61.3	100.0	8.00
F B	62	86.2	70.0	98.6	6.87
A	6,456	82.8	54.2	100.0	7.15
B	5,984	88.4	51.9	100.0	5.54
W F A	89	78.1	64.7	97.7	7.83
W F B	17	86.0	61.1	96.3	8.05
W A	1,015	81.8	53.6	100.0	7.44
W B	586	85.7	53.3	100.0	7.12
全 体	14,692	85.1	51.9	100.0	7.19

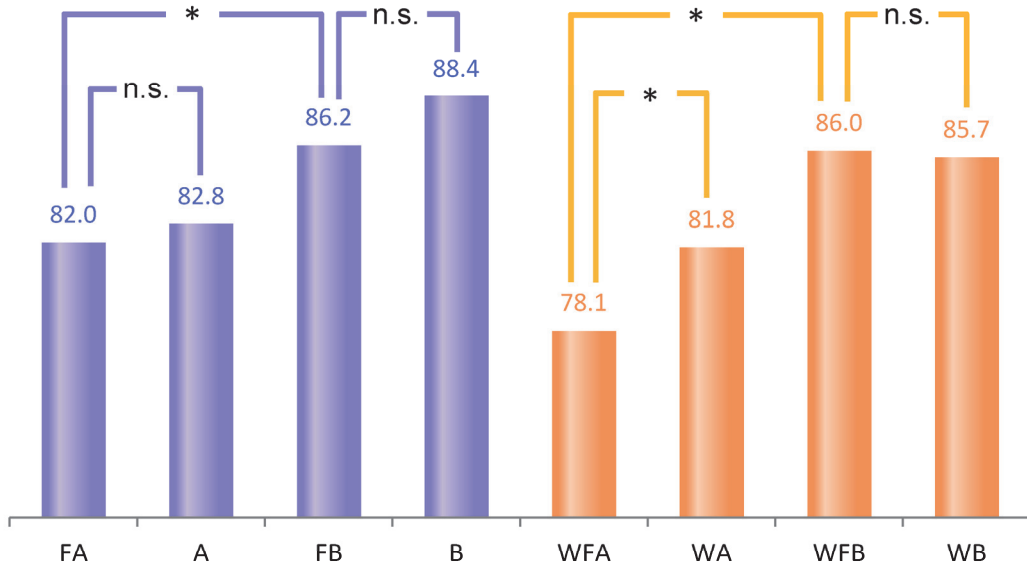
注 1 法務省大臣官房司法法制部の資料による。

2 無期刑の者は除く。

3 刑の執行率は、在所期間を刑期で除したものであるが、双方が月数に換算され、1月に満たない日数は1月に換算されているため、刑の執行率が100%になる場合がある。

4 ウェルチの検定による。 $w=412.618$, $df(1)=7$, $df(2)=222.135$, $p<0.01$

2-3-2-2 図 仮釈放者の刑の執行率(処遇指標別)

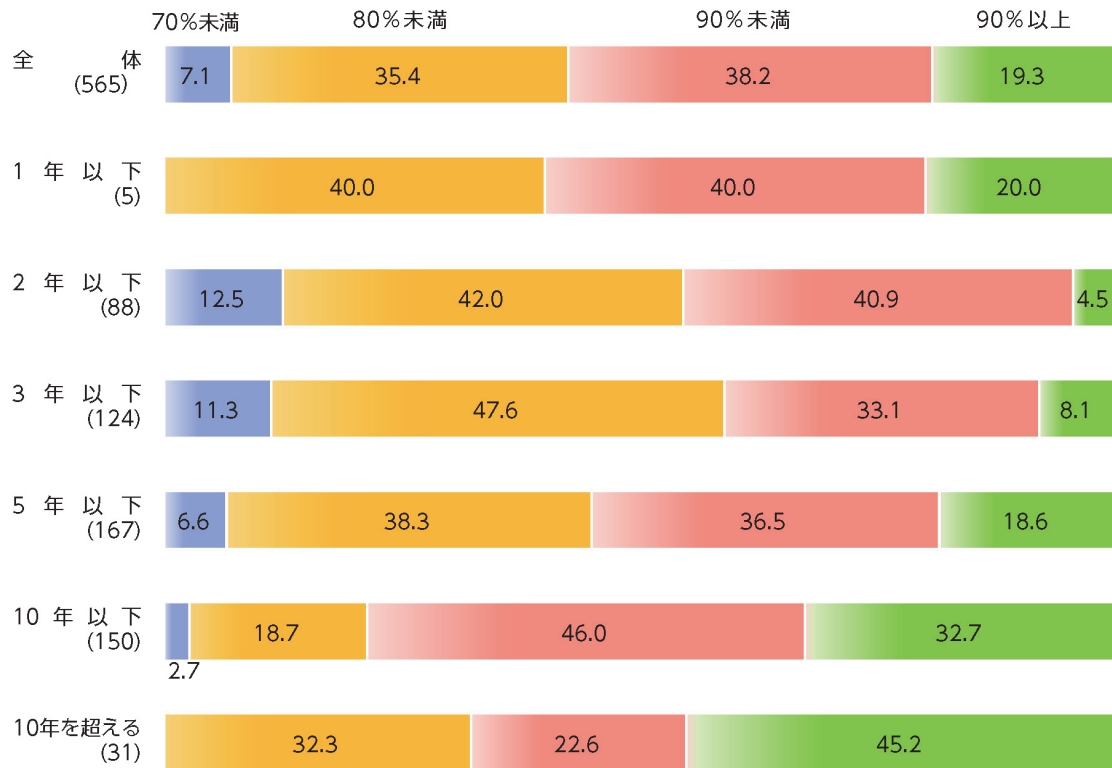


- 注 1 法務省大臣官房司法法制部の資料による
 2 在所期間は月数である。
 3 Games-Howell法による多重比較。 * p<0.05

また、F指標受刑者は、退去強制事由に該当する者が多く、出所時に入国管理局に引渡しとなり、その後退去強制となる者が多い。入国管理局に引き渡された者は、出所者データでは、出所時の帰住先が「その他」に計上されるが、「その他」は、入国管理局へ引渡しのほか、帰住先不明、帰住先が暴力団のもと等、適当な帰住先がない場合に計上される項目である。日本国内に帰住する仮釈放者は、通常、適当な帰住先を有しており、F指標で、仮釈放かつ帰住先「その他」に該当する者は、ほぼ、出所時に入国管理局に引渡しとなった者といってよいと考えられる。そこで、これらの要件に該当する565人（無期刑を除く）の刑の執行率を刑期別に見ると2-3-2-3図のとおりであった。

2-3-2-3 図 F指標の仮釈放者の刑の執行率別構成比(刑期区分別)

(平成 24 年)



- 注 1 法務省大臣官房司法法制部の資料による。
 2 帰住先が「その他」であった者に限る。
 3 $\chi^2=80.417$, $df=15$, $p<0.01$
 4 ()内は、実人員である。

3 仮釈放決定に寄与する要因とF指標

本項では、平成 24 年出所者中、出所事由が仮釈放及び満期釈放であった男子受刑者 2 万 5,177 人について*10)、仮釈放判断に寄与する要因を特定し、また、F指標受刑者であることの仮釈放判断への影響等の問題を検討することを試みる。

(1) 仮釈放決定の基準とその判断に寄与すると考え得る要因

仮釈放は、懲役又は禁錮に処せられた者に改悛の状があるときに行われる(刑法第 28 条)。「犯罪をした者及び非行のある少年に対する社会内における処遇に関する規則(平成 20 年法務省令第 28 号)」第 28 条によれば、仮釈放を許す処分は、刑の執行のため刑事施設又は少年院

*10) これまでの分析で、女子受刑者については、男子受刑者ほど処遇指標間相互の差がなく、かつ、男子受刑者とは異なる部分が多かったため、分析を男子に限ることとした。

に收容されている者について、①悔悟の情及び改善更生の意欲があり、②再び犯罪をするおそれがなく、かつ、③保護観察に付することが改善更生のために相当であると認められるときにするものとし、ただし、④社会の感情がこれを是認すると認められないときはこの限りではない、とされている。

「悔悟の情及び改善更生の意欲」(①)は、いずれも主観的要素であり、仮釈放に当たって重視される項目であるが*11)、前記規則では仮釈放審理における調査事項として、「犯罪又は非行の内容、動機及び原因並びにこれらについての審理対象者の認識及び心情(18条第1号)」に加えて、「矯正施設における処遇の経過及び審理対象者の生活態度(同条第5号)」を挙げており、これらの評価によっても認定されるものと思われる。

「再び犯罪をするおそれなく」(②)については、前記規則18条は具体的な規定をおいていないが、「審理対象者の性格、経歴、心身の状況、家庭環境及び交友関係(同条第4号)」並びに「帰住予定地の生活環境(第6号)」などにより認定されるものと考えられる*12)。

「保護観察に付することが改善更生のために相当である」(③)場合とは、規則18条の審査項目で言えば、「帰住予定地の生活環境」、「審理対象者に係る引受人の状況(同条第7号)」及び「釈放後の生活の計画(同条第8号)」により認定されると思われる。ただし、これらは、積極的検討要因というよりは、どちらかといえば、「悔悟の情及び改善更生の意欲」、「再び犯罪をするおそれなく」の両基準を充足した者について、さらに総合的に判断して仮釈放が不適当な者を選別する基準とも評される*13)。

「社会の感情」(④)に関しては、社会の正義感情及び被害者感情が考えられる*14)。まず、「社会の正義感情」については、犯罪行為に対する可罰性・有責性や社会の非難の程度が量刑の主たる判断要素であることから、対象者に言い渡された刑期にある程度反映されているものと考えられる。また、「被害者感情」は、一般的には、「抽象化された、被害者が一般に抱くであろう感情」と考えられている。しかし、現在は、被害者等が希望する場合に対象者の仮釈放に関する意見及び被害に関する心情を聴取する意見等聴取制度(更生保護法38条)も設けられていることから、具体的な被害感情が重視される制度となっているとの指摘もあ

*11) ただし、「悔悟の情及び改善更生の意欲」というような主観的な許可基準は、仮釈放の決定的かつ中心的な許可基準としては不相当とする意見もある。太田達也。2011。「仮釈放要件と許可基準の再検討—「改悛の状」の判断基準と構造—」『法学研究』慶應義塾大学法学研究会、第84巻第9号：13-85、36頁。

*12) 仮釈放の目的に鑑みて、「再犯のおそれがないこと」を仮釈放の積極的許可基準とすることは適当ではないとする議論もある。太田(2011)、41頁。

*13) 太田(2011)、46頁。

*14) 太田(2011)、47-50頁。

る*15)。

ところで、我が国では、これらの仮釈放判断等に寄与する要因とその影響に関する実証的な研究はほとんどなされていない*16)。一方、米国においては、研究が積み重ねられており、その結果をまとめた文献によると、対象者の施設内での態度、犯罪の深刻度、犯罪歴、在所期間、精神状態及び被害者の要請の6つの要因が仮釈放に影響を与えていることが実証されている*17)。

(2) 変数選択及び分析の手法

以上のことから、F指標受刑者であることの仮釈放への影響については、①悔悟の情及び改善更生の意欲、②再犯のおそれがないこと、③保護観察に付することが改善更生のために相当である事情及び④社会の感情という上記の概念を具体的に表す変数に置き換えることで、統計的な分析が可能になると考えられる。出所者データは刑事施設内における処遇の内容を客観的に示すものであり、仮釈放の判断の分析に必要とされる要因を完全に備えているわけではないが、使用可能と思われる変数も存在する。

まず、「悔悟の情及び改善更生の意欲」(①)は主観的要素が主たる評価項目である一方、出所者データには対象者の主観的要素を示す項目がない。ただ、対象者の更生への意欲は受刑中の態度や処遇への取組状況等によってある程度推認することが可能であり、上記規則でも「生活態度」を調査事項としていることから、本分析では「作業報奨金支給額」及び「懲罰回数」を利用する。

他の条件が同じであると仮定すれば、作業に真摯に取り組んだ者は、真摯に取り組まなかった者に比較して多くの作業報奨金を得ることができるのであるから、支給額の程度は矯正施設における生活態度の一部としてみるができると思われる。出所者データ上、「作業報奨金額」は、「なし」、「3,000円以下」、「5,000円以下」、「7,000円以下」、「10,000円以下」、「15,000円以下」、「20,000円以下」、「30,000円以下」、「50,000円以下」及び「50,000円を超える」という10段階の順序尺度で入力されている。しかしながら、本章第2節3項で見たとおり、F指標受刑者については、作業報奨金を支給されなかった者は皆無であった。後述するロジス

*15) 太田(2011), 60頁。

*16) 太田(2011), 15頁。

*17) Caplan, Joel M. 2007. "What Factors Affect Parole: A Review of Empirical Research." *Federal Probation*: Vol. 71, Number 1.
<http://www.uscourts.gov/viewer.aspx?doc=/uscourts/FederalCourts/PPS/Fedprob/2007-06/index.html>

ティック回帰分析においては、あるカテゴリーに該当するケースが0件であった場合、計算が不安定になることがあるため^{*18)}、カテゴリーを3つに集約し、作業報奨金支給額が15,000円以下の者を「低額」、50,000円以下の者を「中程度」、50,000円を超える者を「高額」とした。前記のとおり、その多寡については在所期間との相関が高いため（本章第2節3項）、その効果を独立に見るためには在所期間を統制することが必要となるが、後記の刑期区分が在所期間との相関が極めて高い（スピアマンの順位相関係数、 $\rho=0.95$ ）ため、今回は刑期区分を統制変数として代用することとする。

受刑中の態度は、懲罰の回数でも推認することが可能である。悔悟の情があり更生の意欲のある者は、通常、刑事施設の規律の範囲内で生活するものであり、そのような生活をしていれば懲罰を受けることもないからである。なお、懲罰の回数は在所期間との相関が高くない（本章第2節4項参照）。

欧米の再犯研究においては、過去の犯罪行為の多さと年齢が若いことは強い静的な再犯予測因子に含まれると考えられている^{*19)}。そこで、「再犯のおそれがないこと」(②)に関しては、対象者の刑事施設入所回数及び出所時年齢が再犯予測因子として使用可能であると思われる。再犯研究においては、対象者の性格、経歴、家庭環境及び交友関係も予測因子として議論されているが、出所者データには該当項目がなかった。

「保護観察に付することが改善更生のために相当である事情」(③)については、出所者データに該当する事項がないが、仮釈放された者については、通常、帰住先が確定していることから、出所者データへの計上時には、これらの項目はすでに充足されていると考えられるため、今回は検討しないこととする。

「社会の感情」(④)中、被害者感情や意見に関する項目は、出所者データに含まれていないため、検討することができないが、前記のとおり、社会の正義感情は対象者への量刑で表すことが可能であると考えられる。本データ上、「刑期」は月数で入力されており、そのままでは無期刑の取扱いが困難となるので、犯罪白書で用いられている、「1年以下」、「2年以下」、「3年以下」、「5年以下」、「10年以下」及び「10年を超える」の6カテゴリーの刑期区分に集約した。

さらに、「社会の感情」の判断に当たっては、罪種も考慮要素と考え得る。例えば、大きな

^{*18)} Hosmer, David W., Stanley Lemeshow, and Rodney X. Sturdivant. 2013. *Applied Logistic Regression: Third Edition*. Wiley, 90頁。

^{*19)} Gendreau, Paul., Tracy Little and Claire Goggin. 1996. "A Meta-Analysis of the Predictors of Adult Offender Recidivism: WHAT WORKS!" *Criminology*. Vol. 34, No. 4: 575-608.

社会的脅威であると一般に認識されていると思われる殺人や性犯罪を犯した者については、その罪種が仮釈放判断に影響を与えていることも考えられるところであり、これらも併せて検討することとした。なお、米国では、性犯罪者の仮釈放判断が厳しくなっているとの研究もある*20)。

最後に、本分析の中心である、F指標受刑者であることの仮釈放判断への影響については、前記の独立変数にF指標受刑者か否かをダミー変数として挿入することで、他の要因の影響を統制した上で、その効果を見ることとする。

ここで検証しようとする仮釈放判断は、「仮釈放」又は「満期釈放」という二つの値のいずれかを取るため、これを従属変数とし、そのほかの「入所度数」、「刑期」、「出所時年齢」、「作業報奨金支給額」、「懲罰回数」、「罪名（性犯罪及び殺人罪）」及び「F指標の有無」を独立変数とするモデルを作成し、多重ロジスティック回帰分析を行うことが適切である*21)。多変量解析を行うことにより、ある独立変数の従属変数（この場合、仮釈放か満期釈放かという結果）への影響について、分析に用いた他の変数の影響を同一だと仮定した上で検討することが可能となる。全体的なモデルでF指標の効果が測定された場合、処遇指標別のモデルを作製してさらに検討することとする。

(3) 分析結果

独立変数中、順序や間隔を考慮することが意味をなさない罪種及びF指標該当の有無を除くものの順位相関を示したのが、2-3-3-1表である。

2-3-3-1 表 独立変数間の順位相関係数(スピアマンの ρ)

	入所度数	懲罰回数	刑期区分	作業報奨金 支給額	出所時年齢
入所度数	1	0.134**	-0.123**	0.098**	0.426**
懲罰回数	0.134**	1	0.244**	0.042**	-0.050**
刑期区分	-0.123**	0.244**	1	-0.714**	-0.063**
作業報奨金 支給額	0.098**	0.042**	-0.714**	1	0.033**
出所時年齢	0.426**	-0.050**	-0.063**	0.033**	1

注 1 法務省大臣官房司法法制部の資料による。

2 ** p<0.01

*20) Huebner, Beth M. and Timothy S. Bynum. 2006. "An Analysis of Parole Decision Making Using A Sample of Sex Offenders: A Focal Concerns Perspective." *Criminology*. Vol. 44, No. 4:961-991.

*21) 対馬栄輝. 2008. 『SPSSで学ぶ医療系多変量データ解析』東京図書. Hosmer, Lemeshow and Sturdivant (2013)

いずれの相関も有意であるが、刑期区分と作業報奨金支給額の区分の間の相関が強い ($\rho = -0.71$)。これは、前記のとおり、刑期区分が上昇する（長期になる）者ほど作業報奨金支給額の区分が上昇するという傾向を示している。相関に負の符号が付いているのは後の分析のために作業報奨金が「高額」のものを1、「中程度」を2、「低額」を3と、変数の与え方を逆転させたためである。このように強い相関がある変数を回帰分析に用いるのは慎重であるべきだが、刑期区分については、作業報奨金支給額の効果を刑期の影響を統制した上で見る目的もあるので、使用することとした。その他の変数については、相関が低い。また、独立変数間の多重共線性は認められなかった。

ア 全体モデル

「全体モデル」は、出所事由が満期釈放及び仮釈放であった男子受刑者全体に当てはまるモデルであり、前記の変数のロジスティック回帰分析の結果を示したのが、2-3-3-2表である。

外国人犯罪に関する研究

2-3-3-2 表 仮釈放決定に寄与する要因 分析結果 (全体モデル)

① 従属変数のエンコード

元	の	値	内	部	値
満	期	釈	放		0
仮	釈	放			1

② カテゴリ変数のコーディング

		数	パラメータ コーディング	
			(1)	(2)
罪	性 犯 罪	745.00	1.00	0.00
	名 殺 人	367.00	0.00	1.00
	そ の 他 の 犯 罪	24045.00	0.00	0.00
作 業 報 奨 金 支 給 額	高 (5万円を超える)	7001.00	1.00	0.00
	中 (5万円以下)	10214.00	0.00	1.00
	低 (1.5万円以下)	7942.00	0.00	0.00
F 指 標	F	696.00	1.00	
	非 F	24461.00	0.00	

③ モデル係数のオムニバス検定

	カ	イ	2	乗	自	由	度	有	意	確	率
ス	テ	ッ	ブ	11005.870	9	0.00					
ブ	ロ	ッ	ク	11005.870	9	0.00					
モ	デ	ル		11005.870	9	0.00					

④ モデル要約

-2 対数尤度	Cox-Snell R2 乗	Nagelkerke R2 乗
23841.814	0.354	0.473

⑤ 方程式中の変数

	B	標 準 誤 差	Wald	自 由 度	有 意 確 率	Exp(B)	EXP(B) の 95% 信頼区間	
							下	限 上 限
入 所 度 数	-0.260	0.008	1,181	1	0.000	0.771	0.760	0.782
出 所 時 年 齢	-0.023	0.001	288	1	0.000	0.977	0.975	0.980
作 業 報 奨 金 支 給 額			316	2	0.000			
高 (5万円を超える)	0.298	0.063	22	1	0.000	1.347	1.191	1.524
中 (5万円以下)	0.684	0.042	264	1	0.000	1.982	1.825	2.152
F 指 標	0.762	0.121	40	1	0.000	2.143	1.692	2.714
罪 名			141	2	0.000			
性 犯 罪	-0.788	0.095	68	1	0.000	0.455	0.377	0.548
殺 人	-1.310	0.144	83	1	0.000	0.270	0.203	0.358
刑 期 区 分	0.702	0.024	857	1	0.000	2.018	1.925	2.115
懲 罰 回 数	-0.601	0.010	3,353	1	0.000	0.548	0.537	0.560
定 数	0.643	0.072	81	1	0.000	1.902		

⑥ 分類テーブル

観 測	予 測	仮 釈 有 無		正 解 の 割 合
		満 期 釈 放	仮 釈 放	
仮 釈 有 無	満 期 釈 放	8,752	3,412	72.0
	仮 釈 放	2,319	10,674	82.2
全 体 の バ ー セ ン ト				77.2

注 法務省大臣官房司法法制部の資料による。

モデルは③表で示すとおり、変数を投入しない状態に比較すると有意 ($p < 0.01$) に異なっており、意味がある。今回検討した独立変数に対する係数 (B) はすべて有意 ($p < 0.01$) である (⑤表)。入所度数、出所時年齢、懲罰回数はいずれも係数が負の値であり、入所度数、出所時年齢、懲罰回数の上昇が仮釈放の対数オッズ比を引き下げる (仮釈放決定が出にくい) 方向に働いている。また、他の犯罪に比べて、性犯罪であること及び殺人罪であることも仮釈放決定が出にくい方向に働いている。ダミー変数として投入した F 指標を見ると、F 指標であることは F 指標でないことに比較して、仮釈放の対数オッズ比を引き上げる方向に作用している。作業報奨金支給額は低額である場合に比べて、中程度であること及び高額であることが仮釈放の対数オッズ比を引き上げている。また、 $\text{Exp}(B)$ の値を検討すると、F 指標であること ($\text{Exp}(B) = 2.14$)、殺人であること ($\text{Exp}(B) = 0.27$) 等の影響力が強いことが分かる*²²⁾。

また、モデルの説明力を示す Cox-Snell の R² 乗及び Nargelkerke の R² 乗は 0.35 及び 0.47 であり (④表)、今回投入した独立変数で、全体の 3 割から 4 割強を説明している*²³⁾。

また、予測確率を見ると本モデルは現実の仮釈放及び満期釈放の判断のうち 77.2% を正しく予測しており (⑥表)、予測精度はかなり高いといえる。

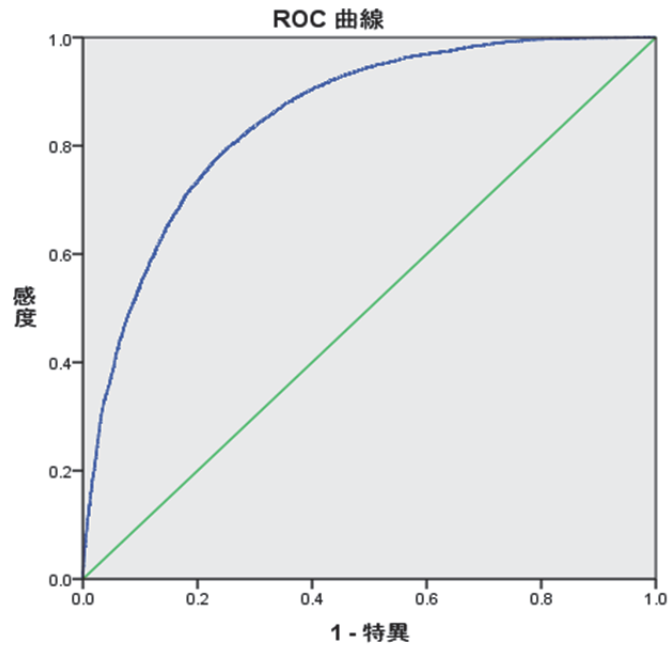
さらに、実際に仮釈放であったケースを本モデルにより仮釈放と正確に予測した正解率 (感度) と満期釈放を正しく満期釈放と予測した正解率 (特異度) の関係について ROC 曲線 (受信動作特性曲線: Receiver Operating Characteristic Curve) を描くと 2-3-3-3 図のとおりである。この曲線の下にある面積が 0.5 の場合はモデルには意味がなく、1 に近いほどモデルの適合性が高いといわれているが*²⁴⁾、本モデルの面積は 0.85 であり、かなり良好であるといえる。

*²²⁾ $\text{Exp}(B)$ は独立変数が 1 単位増加したときの従属変数のオッズへの影響を表す。値が 1 から離れるほど影響力が強いと考えられる。

*²³⁾ これらの指標には線形回帰の場合の R² 乗ほどの明確な基準はないとされる。対馬 (2008), 129 頁。

*²⁴⁾ 内田治. 2011. 『SPSS によるロジスティック回帰分析』オーム社

2-3-3-3 図 全体モデル ROC曲線及び曲線の下領域積



曲線の下領域積(AUC)

検定結果変数: 予測確率				
面積	標準誤差	漸近有意確率	漸近 95%信頼区間	
			下限	上限
0.852	0.002	0.000	0.848	0.857

注 法務省大臣官房司法法制部の資料による。

イ 処遇指標別モデル

全体モデルが有効であったため、同様の変数を、A指標、B指標、F A指標及びF B指標の処遇指標別の集団に当てはめた結果が、2-3-3-4表である（各処遇指標に当てはめたモデルを「処遇指標別モデル」といい、区別のために適宜処遇指標を前に付けることとする。）。

いずれの処遇指標別モデルも、変数を持たない定数項のものに比べて有意に異なっていたが（表には示していない）、その説明力はまちまちであった。（2-3-3-4表①NagelkerkeのR²乗参照）。各変数の有意確率にばらつきがあったが、F指標に対するモデルに着目すると、F A指標モデルでは、係数が有意だったのは、出所時年齢、刑期区分及び懲罰回数のみであり、作業報奨金支給額の係数は有意ではなく、性犯罪及び殺人の罪名についての係数は有意ではあるもののばらつきが大きく（②表中のExp(B)の95%信頼区間参照）意味があるものとはいえない。F B指標モデルでは、年齢、作業報奨金支給額、懲罰回数の係数は有意だったが、その他の係数は有意ではなかった（②表参照）。分類テーブル（③表）を見ると各モデルの正解率とも75%から86%の確率であり良好であったが、以下の分析で述べるように解釈には留意を要する。

2-3-3-4 表 仮釈放決定に寄与する要因 分析結果（処遇指標別モデル）

① モデル要約

	-2 対数尤度	Cox-Snell R2 乗	Nagelkerke R2 乗
A 指標モデル	7280.23	0.241	0.358
B 指標モデル	15374.026	0.300	0.408
F A 指標モデル	412.110	0.232	0.377
F B 指標モデル	87.422	0.391	0.529

② 方程式中の変数

モデル	変数	B	標準誤差	Wald	自由度	有意確率	Exp(B)	EXP(B) の 95% 信頼区間	
								下	上限
A 指標モデル	入所度数	-0.288	0.107	7.267	1	0.007	0.750	0.608	0.924
	出所時年齢	-0.040	0.002	334.089	1	0.000	0.961	0.957	0.965
	作業報奨金支給額			74.180	2	0.000			
	高（5万円を超える）	-0.040	0.124	0.104	1	0.747	0.961	0.753	1.225
	中（5万円以下）	0.509	0.077	43.561	1	0.000	1.664	1.431	1.936
	罪名			115.133	2	0.000			
	性犯罪	-1.028	0.123	69.764	1	0.000	0.358	0.281	0.455
	殺人	-1.458	0.190	58.663	1	0.000	0.233	0.160	0.338
	刑期区分	0.823	0.046	314.891	1	0.000	2.277	2.079	2.494
	懲罰回数	-0.589	0.018	1087.272	1	0.000	0.555	0.536	0.575
定数	1.696	0.164	106.710	1	0.000	5.453			
B 指標モデル	入所度数	-0.184	0.009	430.606	1	0.000	0.832	0.817	0.846
	出所時年齢	-0.016	0.002	73.813	1	0.000	0.984	0.981	0.988
	作業報奨金支給額			297.503	2	0.000			
	高（5万円を超える）	0.633	0.077	67.751	1	0.000	1.883	1.620	2.190
	中（5万円以下）	0.896	0.053	282.587	1	0.000	2.450	2.207	2.720
	罪名			58.689	2	0.000			
	性犯罪	-1.057	0.182	33.919	1	0.000	0.347	0.243	0.496
	殺人	-1.432	0.276	26.895	1	0.000	0.239	0.139	0.410
	刑期区分	0.541	0.029	339.600	1	0.000	1.718	1.622	1.820
	懲罰回数	-0.599	0.014	1843.488	1	0.000	0.549	0.534	0.564
定数	0.033	0.092	0.132	1	0.716	1.034			
F A 指標モデル	出所時年齢	-0.039	0.014	7.880	1	0.005	0.962	0.936	0.988
	作業報奨金支給額			1.406	2	0.495			
	高（5万円を超える）	-0.054	0.463	0.014	1	0.906	0.947	0.382	2.347
	中（5万円以下）	0.290	0.367	0.626	1	0.429	1.336	0.651	2.741
	罪名			10.446	2	0.005			
	性犯罪	-1.573	0.671	5.497	1	0.019	0.207	0.056	0.773
	殺人	-1.519	0.654	5.390	1	0.020	0.219	0.061	0.789
	刑期区分	1.124	0.179	39.492	1	0.000	3.077	2.167	4.369
	懲罰回数	-0.484	0.053	83.730	1	0.000	0.617	0.556	0.684
	定数	0.353	0.657	0.289	1	0.591	1.424		
F B 指標モデル	入所度数	-1.263	0.338	13.966	1	0.000	0.283	0.146	0.549
	出所時年齢	-0.013	0.034	0.142	1	0.706	0.987	0.924	1.055
	作業報奨金支給額			11.041	2	0.004			
	高（5万円を超える）	2.470	1.071	5.317	1	0.021	11.819	1.449	96.441
	中（5万円以下）	2.562	0.773	10.981	1	0.001	12.964	2.848	59.004
	罪名			0.027	2	0.870			
	性犯罪	0.387	2.369	0.027	1	0.870	1.473	0.014	152.874
	刑期区分	0.065	0.359	0.033	1	0.855	1.068	0.528	2.157
	懲罰回数	-0.471	0.141	11.113	1	0.001	0.625	0.474	0.824
	定数	2.708	1.757	2.375	1	0.123	15.003		

③ 分類テーブル

モデル	観測	予測	予測		正解の割合
			有	無	
			満期釈放	仮釈放	
A 指標モデル	仮釈有無	満期釈放	876	1,266	40.9
	全体のパーセント	仮釈放	353	6,108	94.5
					81.2
B 指標モデル	仮釈有無	満期釈放	8,025	1,846	81.3
	全体のパーセント	仮釈放	2,046	3,941	65.8
					75.5
F A 指標モデル	仮釈有無	満期釈放	48	62	43.6
	全体のパーセント	仮釈放	20	463	95.9
					86.2
F B 指標モデル	仮釈有無	満期釈放	33	8	80.5
	全体のパーセント	仮釈放	11	51	82.3
					81.6

注 法務省大臣官房司法法制部の資料による。

(4) 検 討

ア 全体モデル

全体モデルの分析の結果、今まで仮釈放の検討に当たって重要であると議論されて来た各種要因を代表する変数の影響は、全て有意であり、使用できる変数が限られていたという制約からくる限界があるものの、その重要性を実証することができたと思われる。

すなわち、作業報奨金支給額の高さや、懲罰の回数の少なさで代表される施設内での刑務作業への取組や態度（今回の分析では「悔悟の情及び改善更生の意欲」の表出と考えている。）は仮釈放判断における有利な要因であった。作業報奨金支給額が1万5,000円以下の金額から5万円以下の金額に上昇した場合、そのほかの条件を均一と仮定すると、仮釈放のオッズが約2.0倍程度上昇する（2-3-3-2表⑤のExp(B)の値参照*25）。以下同じ。）。しかし、作業報奨金支給額が1万5,000万円以下の金額から5万円を超える金額になった場合は、仮釈放のオッズの上昇は1.3倍程度である。懲罰回数が1回増えると仮釈放の確率は0.5倍に低下してしまう。従来再犯リスクを代表するものとして取り上げられてきた入所歴の多さは、仮釈放判断に当たっての不利な要因として働いているが、その影響は、回数が1回増えるごとにオッズを0.8倍にする程度であって、やや弱い。今回の分析では、年齢の上昇が仮釈放の判断において僅かながら不利な要因となり、若年であることを高リスクとする従来の再犯リスク理論とは整合しない結果となった。ただし、その影響は極めて弱い（Exp(B)は1.0程度）。性犯罪を犯した者及び殺人を犯した者であることは、その他の要因が同一であると仮定した場合には、他の犯罪を犯した者に比べて仮釈放決定の判断においてマイナスの要因となっている。性犯罪のExp(B)は約0.5、殺人のExp(B)は約0.3であることから、特に殺人であることの影響は大きい。服役の根拠となる事案が深刻で社会的影響が大きい場合に仮釈放決定の判断が慎重になることは十分首肯できるところであり、これも実務感覚に合致するのではなかろうか。

今回の分析の主たる目的であった、F指標受刑者であることの影響については、分析の結果、非F受刑者であることに比較して仮釈放のオッズを約2倍上昇させるものであるとの結果が得られた（Exp(B)は2.1）。これは、F指標受刑者については、相当部分が退去強制されることから、国内の適当な帰住先や引受人の有無という通常の仮釈放決定の判断における重要な要素を考慮する必要がないことが大きな理由としてあると思われる（第1章第3節3項でも述べたとおり、仮釈放となった者のほとんどは退去強制事由に該当しており、仮釈放後に国外退去

*25) より統計的な評価は同表の95%信頼区間参照。

済み又は退去強制手続により収容中の者が多い。)。また、現実的に見ても、F指標受刑者といっても、後記第3章第3節6項において明らかにされているとおり、その国籍、在留資格及び犯罪内容等から、刑事施設から仮釈放された後に我が国に在留するのか、退去強制になるのか等の事情は様々であり、現実の仮釈放判断に当たっては、それらの事情を十分に考慮して行われていると推測される。

イ 処遇指標別モデル

このことは、処遇指標別モデルの結果(2-3-3-4表②参照)を見るとより明らかになる。F指標を対象とする処遇指標別モデルでは、全体モデルでは有意であった各変数の係数が有意でなくなったり、その影響が不安定になったりしており、仮釈放決定に当たって、これらの変数の効果が弱いことを示している。

F B指標モデルでは、作業報奨金支給額が低額から中程度又は高額になること(すなわち、刑事施設内の刑務作業への取組みが良好であること)は仮釈放の確率を押し上げる要因であると有意に予測されているが、Exp(B)の信頼区間の値は1.4から96.4までと非常に幅が広がっており、係数が不安定であることを示している。この傾向はF A指標モデルでより顕著であり、係数中有意だったのは刑期及び懲罰等のみであり、そのほかの変数の係数は有意でないか、ばらつきが大きいものであった。

分類テーブル(2-3-3-4表③)を見ると全モデルとも非常に高い確率で仮釈放を正確に予測している。F A指標モデルの場合、その数値は86.2%である。しかし、F A処遇指標モデルは変数を投入する前から、81.5%の仮釈放を正確に予測しており(本分類テーブルは表としては示していない)、これは、F A指標受刑者については、本モデルで仮釈放に当たって考慮される事項の状況にかかわらず、ある意味で、仮釈放が前提とされていることを示唆するものであるとも考えられる。もっとも、F A指標モデルは説明力が低くなっており(Nagelkerkeの R^2 乗0.38)、F A指標受刑者の仮釈放はこのモデルに投入された変数以外の考慮に基づいて決定されているとも考えられる。

ウ まとめ

本分析で検討したモデル中、特に全体モデルについては、正判別率が高いものであり、F指標であることは、仮釈放の確率を2倍近く上昇させるものと実証することができた。しかし、処遇指標別のモデルの説明力はまちまちであり、特にF A指標受刑者の場合、各変数の影響が薄いことが示唆された。

全体モデルは有用であると考えられるが、それでも予測の2割強については、正確に判別で

きていない。このような結果に結び付く原因として、対象者の真の反省悔悟等の精神的側面、委員面接等における態度、委員の裁量的判断、意見等聴取制度を通じて表明された被害者等の意見、検察官及び裁判官の意見等がモデルに投入されていないことが予測されるが、これらについては残念ながら、今回使用したデータからは酌み取ることができない。

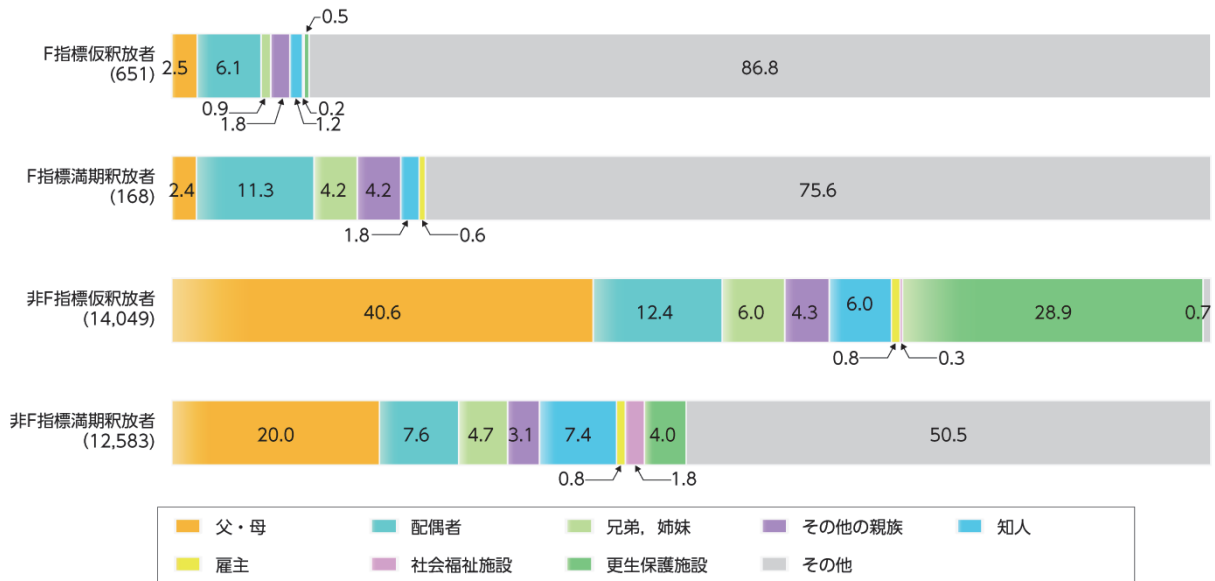
今後、これらを含むより広範なデータが整備されれば、実務に応用可能な、より精度の高い分析が可能となると思われる。

4 帰住先

2-3-4-1 図は、平成 24 年の出所受刑者の帰住先別構成比（出所事由別）を見たものである。仮釈放になった非 F 指標受刑者では、最も多い帰住先は父母のもとであり（40.6%）、次いで更生保護施設（28.9%）であるが、満期釈放となった者では「その他」である者の比率が最も高く（50.5%）、次いで父母である（20.0%）。一方、F 指標受刑者の場合、本節 2 項で検討したとおり、「その他」の者の比率が最も高いが、仮釈放の者に有意に高い。一方、満期釈放になった者の中では、配偶者及び兄弟姉妹のもとに帰住した者の比率が有意に高くなっている。犯罪傾向との関係では、非 F 指標受刑者の間では、A、B 指標受刑者に共に満期釈放の中に帰住先がない者の割合が高く、仮釈放された者では、父母、配偶者、更生保護施設等の帰住先があった者の割合が高いという傾向が認められたが、F A 指標及び F B 指標に関しては、いずれも、仮釈放になった者と満期釈放になった者の間で帰住先の傾向に有意な差は認められなかった。

2-3-4-1 図 出所受刑者の帰住先別構成比(出所事由別)

(平成 24 年)



- 注 1 法務省大臣官房司法法制部の資料による。
 2 出所事由が仮釈放及び満期釈放の者に限る。
 3 ()内は、実人員である。
 4 F指標につき、モンテカルロ法による。m=10,000, 99%有意確率, p<0.01
 5 非F指標につき、 $\chi^2=10466.538$, df=8, p<0.01

第4節 国際受刑者移送

F指標受刑者の出所事由として、仮釈放及び満期釈放以外に、国際受刑者移送（送出移送）がある。

国際受刑者移送制度は、外国において刑の言渡しを受けその国の刑務所等で拘禁されている受刑者をその母国等に移送し、その国で刑の執行を行うことにより、受刑者の改善更生及び円滑な社会復帰の促進並びに刑事司法分野の一層の国際協力を図ろうとする制度である。

我が国は、平成 15 年（2003 年）、欧州評議会の「刑を言い渡された者の移送に関する条約」に加入し、さらに、「刑を言い渡された者の移送及び刑の執行における協力に関する日本国とタイ王国との間の条約」を締結（22 年（2010 年）発効）しており、国際受刑者移送法等に基づいて、これら条約の締約国との間で受刑者の移送を行っている。また、26 年 1 月にはブラジル連邦共和国との間で「刑を言い渡された者の移送に関する日本国とブラジル連邦共和国との間の条約」（仮称）の署名が行われた。

平成 24 年における我が国からの送出移送人員は 21 人であった。今回分析したデータによる

と、これらの者については、当初の刑期は、最短 45 か月から最長 173 か月の間であったが、刑の執行が始まってから送付移送までの刑の執行率は、13.8%から 81.1%の間であり、その平均は 46.7%であった。これを当初の刑期区分別に見たものが、2-4-1-1 表である。刑期の執行率が 30%未満の者が 4 人(5年以下の刑期の者 1 人, 5 年を超え 10 年以下の刑期の者 3 人), 50%未満の者が 8 人 (5 年以下の者 1 人, 5 年を超え 10 年以下の者 4 人, 10 年を超える者 3 人), 70%未満の者が 6 人 (5 年を超え 10 年以下の者 4 人, 10 年を超える者 2 人) 及び 70%以上の者 3 人 (5 年を超え 10 年以下の者 1 人, 10 年を超える者 2 人) であった。

2-4-1-1 表 送付移送受刑者の人員(執行区分別・刑の執行率別)

(平成24年)

刑 期 区 分	執 行 率				計
	30% 未 満	50% 未 満	70% 未 満	70% 以 上	
5 年 以 下	1	1	0	0	2
10 年 以 下	3	4	4	1	12
10 年 を 超 え る	0	3	2	2	7
計	4	8	6	3	21

注 法務省大臣官房司法法制部の資料による。

受刑者移送の一つの目的は、受刑者の生活の本拠での社会復帰を促進することであるから、そのためには対象者をできるだけ早期に移送することが望ましい。その点から見ると、81.1%の執行率の受刑者のように、受刑者の社会復帰のための準備をする期間が短いとも思われるケースもある。

しかしながら、受刑者移送においては、移送後における刑の執行は執行国の法令により規律されることとされており、その母国等における早期釈放制度等によって施設内処遇期間を長期間確保できない事例もある。その他、受刑者移送の申出は刑が確定した後であればどの時点でも可能であるため、刑の確定後すぐに送付移送を申し出る場合もあるが、手続進行中に申出を撤回したいとの意思を表明する受刑者や、ある程度刑期が経過した後、仮釈放の可能性と比較しながら手続を進めている受刑者もいるとの指摘がある^{*26)}。

さらに、移送手続に当たっては、こうした事情に加えて、裁判国及び執行国の司法手続等の状況が異なり、手続の進行の度合いも一様ではない。移送後の刑期を確定するに当たっても、裁判国と執行国の刑期計算の考え方や未決勾留期間の算入基準が異なるために刑の終了日が

^{*26)} 姫田卓郎. 2005. 「国際受刑者移送法施行後の実施状況, 問題点及び今後の展望について—府中刑務所における現状—」『刑政』116 巻 11 号:98-105.

一致しないことや、同一の用語を使っているにもかかわらず、言語や法的前提が異なり、その指し示す内容が異なっている場合があるため、当局間での意思疎通に時間を要してしまうことがあるとの指摘もされている^{*27)}。

^{*27)} 菅野哲也. 2011. 「我が国における国際受刑者移送の現況」『刑事法ジャーナル』No. 30:64-68.