

## 介護老人福祉施設高齢者の排泄自立に関連する要因の検討

ハラノ 原野 かわり\*1      ハマグチ ススム 濱口 晋\*4      ユ ハンス 柳 漢守\*5  
 キリノ マサフミ 桐野 匡史\*2      オカダ セツコ 岡田 節子\*5      ナカジマ カズオ 中嶋 和夫\*3

**目的** 要介護高齢者の排泄に対する介入方法の指針を得ることをねらいとして、介護老人福祉施設高齢者を対象に、身体機能ならびに知的機能と排泄自立の関係性を明らかにすることを目的とした。

**方法** 調査は、A県内の介護老人福祉施設のうち協力の得られた39施設で実施した。調査内容は、基本属性（性、年齢、施設入所期間、要介護度）、身体機能（粗大運動・微細運動）、知的機能（認知機能）、排泄自立の可否で構成した。統計解析には、回収された1,376名のデータのうち欠損値を有さない921名のデータを用いた。粗大運動2項目（移乗、歩行）、微細運動4項目（「食事のときに茶碗を持ったままで箸が使える」「小さなボタンのかけはずしができる」「ひもを結ぶことができる」「タオルをきちんと絞ることができる」）、MMSE 6項目（「場所の見当識」「物品の復唱」「物品名の想起」「計算」「物品名の呼称」「文章の指示実行」）を独立変数として投入し、排泄の自立の可否を従属変数としてロジスティック回帰分析を行い、排泄自立に関連する要因を抽出した。次いで、集計対象を約50%ランダム抽出法で2群に分割し（A群：461名とB群：460名）、ロジスティック回帰分析で得た偏回帰係数を用いてA群およびB群における予測値を算出し、それぞれの排泄の実測値における関係性を確認した。

**結果** ロジスティック回帰分析の結果、「移乗」「ひもを結ぶことができる」「歩行」「小さなボタンのかけはずしができる」「物品名の想起」の5項目が排泄自立に統計学的に有意に関連することが明らかになった。排泄自立予測値（0.08で分割）と実測値との関係性をクロス表で確認した結果は、真陽性143名（自立と予測して実際に自立）、真陰性661名（非自立と予測して実際に非自立）、偽陽性108名（非自立であるが自立と予測）、偽陰性9名（自立であるが非自立と予測）であり、感度94.1%、特異度86.0%であった。

**結論** 「移乗」「ひもを結ぶことができる」「歩行」「小さなボタンのかけはずしができる」「物品名の想起」の5項目が施設高齢者の排泄自立に関連し、かつ予測にも利用できる可能性が示唆された。

**キーワード** 介護老人福祉施設高齢者、排泄自立関連要因、排泄自立予測

### 緒 言

介護老人福祉施設に入所している高齢者は基本的日常生活動作（ADL; activities of daily

living）に何らかの介助を必要とし、排泄に関して自立できていない高齢者は67.6～88.8%と報告<sup>1)~5)</sup>されている。国際生活機能分類（ICF; International Classification of Functioning,

\* 1 岡山県立大学保健福祉学部保健福祉学科助教    \* 2 同助手    \* 3 同教授

\* 4 岡山県立大学大学院保健福祉学研究科保健福祉学専攻

\* 5 又松大学健康福祉学部医療社会福祉学科招聘教授

Disability and Health<sup>9)</sup>によれば、排泄は「活動と参加」における「セルフケア」として位置づけられ、それは「排泄（生理、排尿、排便）を計画し、遂行するとともに、その後清潔にすること」と定義されている。加えて西村<sup>7)</sup>は、排泄が、尿・便意を感じる、トイレ・便器を認識する、移動する、衣類を脱ぐ、便器を使用する、排尿・便する、後始末をする、衣類を着る、元居た場所にもどる、の一連の動作で成立していることを指摘している。通常、高齢者がそれら一連の動作を行うことが困難とされる背景には、複数の疾病を抱えていることや身体機能の低下、さらには認知症等が複雑に関係していることが想定される。しかし、高齢者を対象に、排泄自立に関連する身体・知的機能等はいまだ十分に明らかにされているとは言い難い。そのため、介護老人福祉施設においては排泄に関する適切な個別対応が重視されているものの、実際には、介護者の経験に判断を委ねざるを得ない状況となっている。したがって、介護老人福祉施設高齢者の排泄に関する簡便なアセスメント方法が確立できるなら、排泄自立に対する適切な専門的介入の適否が検討でき、結果的には、そのことが高齢者の人間としての尊厳を保つことにもつながるものと言えよう。

本研究においては、要介護高齢者の排泄に対する介入方法の指針を得ることをねらいとして、介護老人福祉施設高齢者を対象に身体機能（粗大および微細運動）ならびに知的機能と排泄自立の関係を明らかにすることを目的とした。

## 方 法

### (1) 調査方法

調査対象は、A県内の介護老人福祉施設のうち、調査の協力が得られた施設39カ所とした。調査期間は2004年11～12月の2カ月間であった。調査は、郵送法による質問紙法とし、解析に必要なデータは主たる介護担当者を通して得た。

### (2) 調査内容

対象者の性、年齢、施設入所期間、要介護度、

身体機能（粗大運動・微細運動）、知的機能（認知機能）、排泄自立の可否で構成した。粗大運動は、移乗と歩行でまったく介助を要しないものを自立とし、それ以外のものは介助とした。微細運動は、手指機能のうち、つまみあげること、握ること、操作すること、放したりする協調性の認められる行為に着目し、具体的には日常生活で判断可能な、「食事のときに茶碗を持ったままで箸が使える」「小さなボタンのかけはずしができる」「ひもを結ぶことができる」「タオルをきちんと絞ることができる」の4項目で自立の可否を調査した。

知的機能は、MMSE (Mini-Mental-State Examination<sup>9)</sup>)により評価するものとし、具体的には、その尺度を構成している「見当識」「記銘力」「記憶再生」「注意力および計算」「言語」「視空間能力」の領域の中から動作が関連しない項目として、「場所の見当識」「物品の復唱」「物品名の想起」「計算」「物品名の呼称」「文章の指示実行」の6項目を選定した。

なお、本研究においては、排泄の自立は「介助なしでトイレまで移動し、衣類の着脱から後始末までを含む」ものとし、ポータブルトイレなどを使用している場合には、その洗浄も含むものとした。

### (3) 分析方法

統計解析には、回収された1,376名のデータのうち欠損値を有さない921名のデータを使用し、排泄に関連する要因を明らかにするためにロジスティック回帰分析で検討した。このとき、粗大運動2項目、微細運動4項目、MMSE 6項目を独立変数として投入し、排泄の自立の可否を従属変数として、変数増加法によって解析するものとした。

また、ロジスティック回帰分析の結果得られた予測確率は、ROC (receiver operating characteristic) 分析により、感度をY軸に、1 - 特異度をX軸としてROC曲線を作成し、Y軸の1から距離が最も近くなる曲線のコーナーにあたる部分を分割値として設定した<sup>10)11)</sup>。その分割値による排泄自立の予測値と実測値との関

表1 対象者の属性分布

	n = 921	
性別		
男性	180名 (	19.5%)
女性	741 (	80.5 )
平均年齢		
全体	84.4歳 (SD=7.8 )	(範囲65~107)
男性	80.4 (SD=7.4 )	(範囲65~99)
女性	85.4 (SD=7.6 )	(範囲65~107)
入所期間		
5年未満	343名 (	37.3%)
10年未満	410 (	44.5 )
15年未満	103 (	11.2 )
20年未満	46 (	5.0 )
25年未満	15 (	1.6 )
25年以上	4 (	0.4 )
要介護度		
1	79 (	8.6 )
2	117 (	12.7 )
3	158 (	17.2 )
4	271 (	29.4 )
5	296 (	32.1 )

注 SD: 標準偏差

係をクロス表にて確認した。

さらに、約50%ランダム抽出法で無作為に抽出した集団の予測値を各変数の偏回帰係数を用いてそれぞれ算出し、排泄実測値（実際の調査で得られた排泄自立の有無）との関係性をクロス表で確認し予測値（分割値0.08）の有効性を確認した。

## 結 果

### (1) 対象者の属性等の分布

対象者は921名で、男性180名（19.5%）、女性741名（80.5%）であった。平均年齢は、対象者全体で84.4歳（標準偏差7.8、範囲65～107歳）であった。年齢を性別でみると、男性が80.4歳（標準偏差7.4、範囲65～99歳）、女性が85.4歳（標準偏差7.6、範囲65～107歳）であった（表1）。なお、排泄自立に関する身体機能・知的機能の回答分布は表2に示した。

### (2) 介護老人福祉施設高齢者の排泄自立に関連する要因の検討

ロジスティック回帰分析の結果、「移乗」「歩行」「ひもを結ぶことができる」「小さなボタンのかけはずしができる」「物品名の想起」の5

表2 排泄自立、身体機能、知的機能に関する回答分布

		(単位 名, ( )内%)	
		n = 921	
排泄			
自立		152 (16.5)	
介助		769 (83.5)	
排泄自制			
尿自制		154 (16.7)	
便自制		156 (16.9)	
粗大運動			
移乗		218 (23.7)	
歩行		140 (15.2)	
微細運動			
食事のときに茶碗を持ったまま箸がつかえる		338 (36.7)	
ひもを結ぶことができる		237 (25.7)	
タオルをきちんと絞ることができる		202 (21.9)	
小さなボタンのかけはずしができる		288 (31.3)	
知的機能 (MMSE)			
場所の見当識		330 (35.8)	
復唱		514 (55.8)	
想起		218 (23.7)	
計算		258 (28.0)	
呼称		497 (54.0)	
指示に従う		443 (48.1)	

表3 排泄自立に関連する項目のオッズ比

	オッズ比	95%信頼区間
移乗	14.8**	7.9~27.7
歩行	3.1**	1.7~5.7
ひもを結ぶことができる	3.7**	2.0~7.0
小さなボタンのかけはずし	3.1**	1.6~6.0
物品名の想起	3.4**	1.9~6.1
定数	0.009	

注 1) \*\* p < 0.01  
2) それぞれの項目の非自立を1としたときのオッズ比

項目が排泄自立の有無と統計学的に有意に関連していた（表3）。なおオッズ比は、「移乗」が自立できれば、非自立に比して14.8倍排泄自立する割合が高くなっていった。同様に、「歩行」は3.1倍、「ひもを結ぶことができる」は3.7倍、「小さなボタンのかけはずし」は3.1倍、「物品名の想起」は3.4倍、排泄自立する割合が高くなっていった。

### (3) 介護老人福祉施設高齢者における排泄自立の予測と実測値との関係

前記解析から得られたロジスティック回帰分析の予測確率からROC分析を行い、0.08を分割値としたとき、感度94.1%、特異度86.0%、陽性適中率57.0%、陰性適中率98.7%であった。なお、予測値と実際の排泄の自立との関係性は（表4）、真陽性143名（自立と予測して実際に自立）、真陰性661名（非自立と予測して実際に

表4 排泄自立の予測値と実測値の関係 (n=921)

予測値	総数	実測値	
		排泄自立	排泄介助
総数	921 (100.0)	152 (16.5)	769 (83.5)
排泄自立	251 (100.0) ( 27.3)	143 (57.0) (94.1)	108 (43.0) (14.0)
排泄介助	670 (100.0) ( 72.7)	9 ( 1.3) ( 5.9)	661 (98.7) (86.0)

注 1) 分割値: 0.08  
2) 感度94.1%, 特異度86.0%, 陽性適中率57.0%, 陰性適中率98.7%

表5 検証A群 (n=461) 排泄自立の予測値と実測値の関係

予測値	総数	実測値	
		排泄自立	排泄介助
総数	461 (100.0)	81 (17.6)	380 (82.4)
排泄自立	130 (100.0) ( 28.2)	77 (59.2) (95.1)	53 (40.8) (13.9)
排泄介助	331 (100.0) ( 71.8)	4 ( 1.2) ( 4.9)	327 (98.8) (86.1)

注 1) 分割値: 0.08  
2) 感度95.1%, 特異度86.1%, 陽性適中率59.2%, 陰性適中率98.8%

表6 検証B群 (n=460) 排泄自立の予測値と実測値の関係

予測値	総数	実測値	
		排泄自立	排泄介助
総数	460 (100.0)	71 (15.4)	389 (84.6)
排泄自立	121 (100.0) ( 26.3)	66 (54.5) (93.0)	55 (45.5) (14.1)
排泄介助	339 (100.0) ( 73.7)	5 ( 1.5) ( 7.0)	334 (98.5) (85.9)

注 1) 分割値: 0.08  
2) 感度93.0%, 特異度85.9%, 陽性適中率54.5%, 陰性適中率98.5%

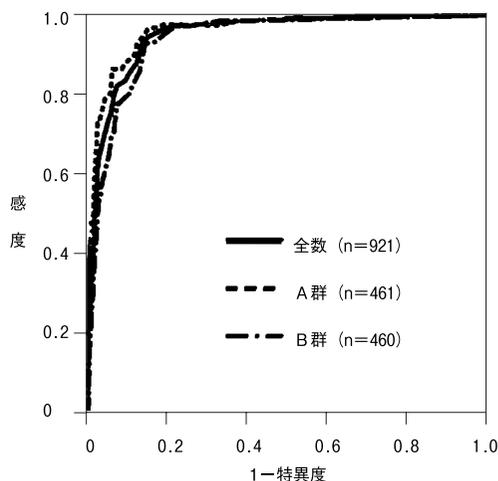
非自立), 偽陽性108名(自立と予測したが実際には非自立), 偽陰性9名(非自立と予測したが実際には自立)であった。

さらに, 有効性を確認するために, 約50%ランダム抽出法によって設定したA群 (n = 461) およびB群 (n = 460) の予測値を, 前記解析で得られたロジスティック回帰式の偏回帰係数を用いてAおよびB群の予測値を算出した(予測値  $P(y) = 1 / 1 + e^{-Z}$ ,  $Z = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n$ ,  $e =$  自然対数の底)。

A群におけるその予測値と実際の排泄の自立との関係性は, 感度95.1%, 特異度86.1%, 陽性適中率59.2%, 陰性適中率98.8%であった。なお, 予測値と実際の排泄の自立との関係性は(表5), 真陽性77名, 真陰性327名, 偽陽性53名, 偽陰性4名であった。

B群においては, 感度93.0%, 特異度85.9%, 陽性適中率54.5%, 陰性適中率98.5%であった。なお, 予測値と実際の排泄の自立との関係性は(表6), 真陽性66名, 真陰性334名, 偽陽性55名, 偽陰性5名であった。

図1 排泄自立に関連するROC曲線



## 考 察

従来の排泄ケアの研究においては, 正常な排泄の一連の動作やそれらを基に細目動作に分類した分析がされており<sup>12)13)</sup>, 神経学的見地からの研究蓄積もあるが, 本研究では, 特に職種や経験年数等にかかわらず利用できる簡便な項目を用いることに主眼を置いた。分析対象ケースは, 排泄要介護者83.5%, 男女比1:4.1, 先行研究では排泄要介護者67.6~88.8%, 男女比1:1.3~1:3.6とほぼ一致しており, 介護老人福祉施設に限定するなら, 標本の代表性は保持されていると判断された。

排泄自立に関連する変数の選択をロジスティック回帰分析で行ったところ, 介護老人福祉施設高齢者の排泄自立に統計学的に有意に関

連した項目は、「移乗」「歩行」「ひもを結ぶことができる」「小さなボタンのかけはずしができる」「物品名の想起」の5項目であった。この5項目は、短期記憶と上・下肢の総合的な機能状態とみなすことも可能であるが、先行研究<sup>14)-21)</sup>が排泄自立の条件としていた身体機能と知的機能という次元に置き換えることも可能であろう。換言するならば、本研究の結果は、排泄自立は一定の身体機能と知的機能を反映するという関係<sup>22)-24)</sup>を支持するものであった。

また、前記の排泄自立と関連する(排泄自立関連)5項目の偏回帰係数を用いて無作為に抽出した標本に対し予測値を算出し、実際の排泄自立との関連性を検討したところ、高い感度・特異度を得たことから、それら5項目が排泄自立の可能性あるいは困難性を評価するために利用できる可能性が示唆された。現在、介護老人福祉施設では医師の常駐や理学療法士および作業療法士の配置が義務付けられておらず、ADLなどにおける能力の判断は嘱託医に委ねられている。そのため、介護場面に携わる者が、実行状況から判断せざるを得ないのが現状である。施設入所時や介護計画見直しの際のアセスメントに活用することで、介護場面に携わる者が日常生活レベルから排泄自立関連5項目を観察し排泄自立の能力を評価することは、物理的環境・人的環境の見直し等に活用でき、能力と実行状況のギャップを小さくすることができるものと期待できる。なお、排泄自立を意味する9つの一連の動作<sup>7)</sup>をアセスメントに使用することも可能であり、排泄自立の状況も実行状況からの判断となるが、本研究ではあくまでも排泄自立関連要因から自立の可能性があるか否かを判断する手がかりを得た上で、それら一連の動作のいずれに問題があるかを検討することが、専門的介入の可能性を探る上で重要な知見をもたらすものと推察された。別言するならば、臨床的には簡便な方法に従って能力としての排泄自立を予測することを優先し、自立の可能性があると予測されたにもかかわらず自立できていない場合には、一連の個々の動作の達成度を確認しながら、個々の動作に対する専門的介入の可

能性や環境整備を進めるといったように、本研究の結果を使用することで、入所時あるいはその後のサービス計画の立案にとって、より望ましい情報が得られるものと言えよう。このとき真陽性、すなわち自立と予測され、実際にも自立の対象者に対しては、現在の能力や機能を最大限に活かせるような援助を継続すること、また真陰性、すなわち非自立と予測され、実際にも非自立の対象者においては、排泄の一連の動作のうちの達成できていない項目にポイントにおいて排泄介助を行うこと、さらには偽陽性、すなわち自立と予想したが実際には非自立、あるいは偽陰性、すなわち非自立と予想したが実際には自立の対象者に対しては、それぞれの自立・非自立の理由をさらに明らかにすることが、結果的には高齢者の排泄自立に係る重要な要因を明らかにすることにもなり、それは介入方法の検討にとっても重要な知見をもたらすものと言えよう。

なお、従来の研究業績ではADLが低下し認知症のある高齢者への尿失禁に関する介入方法として、排尿習慣の再学習、排尿誘導<sup>25)-27)</sup>が有効であるという報告があり、職種別対応方法なども示されている。たとえば、それら尿失禁および排尿障害の介入方法<sup>28)</sup>を応用して、排泄自立への介入方法を慎重に確立していくことが重要である。加えて、心身機能や身体構造に障害があるために自立できない高齢者に対しても排泄自立関連5項目を確認し、排泄自立を阻害する関連因子を特定していくことは、医療職以外でも可能であり、排泄に関する介入方法を開発する上で重要と言えよう。一時的に介護量が増えることは避けられないことも想定されるが、高齢や認知症であることを理由にあきらめずに、排泄自立能力を適切に判断した上で、能力を最大限に活かすためのトレーニングおよび援助が必要である。なお、排泄自立の能力を明らかに有していないと判断されるような対象者に対しては、無理なトレーニングを行うのではなく、適切な援助を行うことが人間の尊厳を維持させ、QOLの向上につながるものと言えよう。もちろん本研究において選定された排泄自立に関す

る要因は、日常的な普段の行動から簡便に判断しうるものを取り上げたものの、排尿・排便機能や関連疾患の有無、失禁の種類の特定や意欲の有無等は含めていない。したがって、そのような器質的障害や精神心理的問題ならびに環境問題を広範囲の観点から検討することで、専門的なアプローチの可能性がより明らかになるものと推察される。このような経験を重ねながら、今後はさらに調査にとどまることなく参与観察等の方法を駆使しながら、それら関連要因ならびに他の要因にも着目して、排泄自立に関わる介入方法の確立とともに精度の高い評価方法の開発をすることが喫緊の課題と言えよう。

#### 文 献

- 1) 松田政登, 畝博, 輪田順一, 他. スウェーデンと日本における福祉施設入所者の疾病構造と日常生活動作の比較. 厚生指標 2002; 49(7): 29-33.
- 2) John F. Schnelle, PhD. Treatment of Urinary Incontinence in Nursing Home Patients by Prompted Voiding. American Geriatrics Society 1990; 38: 356-60.
- 3) Eleanor S. McConnell, Carl F. Pieper, Richard J. Sloane, et al. Effects of Cognitive Performance on Change in Physical Function in Long-Stay Nursing Home Residents Journal of Gerontology 2002; 57(12): 778-84.
- 4) 早川岳人, 岡村智教, 上島弘嗣, 他. 国民の代表サンプルを用いた高齢者日常生活動作の5年間の推移. 厚生指標 2004; 51(13): 7-12.
- 5) 山川正信, 上島弘嗣, 岡山明, 他. 訪問悉皆調査による在宅高齢者のADLの実態. 日本公衆衛生 1994; 41(10): 987-95.
- 6) 世界保健機構(WHO). ICF 国際生活機能分類 国際障害機能分類改訂版. 障害者福祉研究会編. 東京: 中央法規出版, 2002.
- 7) 西村かおる. 正常な排泄と排泄トラブル. 看護学雑誌 1998; 62(9): 820-3.
- 8) 加藤伸治. 質問式による認知機能障害の評価測度(3). 老年精神医学雑誌 1996; 7(11): 1235-51.
- 9) Kenneth Shulman, Anthony Feinstein. Quick Cognitive Screening for Clinicians. Taylor & Francis, 2003. (福居顯二監訳. 臨床家のための認知症スクリーニング. 新興医学出版社, 2006; 27-41.)
- 10) 久道茂. 医学判断学入門 - われわれの判断や解釈はまちがっていないか -. 南江堂, 1990; 25-66.
- 11) Stephen B. Hulley, Steven R. Cummings. Designing Clinical Research. Williams & Wilkins, 1988. (木原正博監訳. 医学的研究のデザイン 研究の質を高める疫学的アプローチ. 医学書院 MYW, 1997; 96-105.)
- 12) 諏訪さゆり. ICFの視点で見えてくる三大ケアの専門性 - ADL から生活機能への転換 -. 老年看護 2004; 11(5): 44-57.
- 13) 山口和子. 痴呆性老人用 ADL チェックリストの開発 - 排泄動作に焦点を当てて -. 高知女子大学看護学会誌 2003; 28(1): 32-41.
- 14) 本間之夫, 東原英二, 阿曾佳郎, 他. 施設入所高齢者の尿失禁に関する全国調査. 泌尿器外科 1993; 6(12): 1215-33.
- 15) 本間之夫, 柿崎秀宏, 後藤百万, 他. 排尿に関する疫学的研究. 排尿機能学会 2003; 1489(2): 266-77.
- 16) 本間之夫. 高齢者の排尿障害の疫学. MEDICO 2003; 34(10): 353-6.
- 17) 後藤百万, 吉川羊子, 小野佳成, 他. 老人施設における高齢者排尿管理に関する実態と今後の戦略: アンケートおよび訪問聞き取り調査. 日本神経因性膀胱学会誌 2001; 12: 207-22.
- 18) Ousland JG, Kane RL, Abrass JB. Urinary incontinence in elderly nursing home patients. JAMA 1982; 248(10): 1194-8.
- 19) Joseph G. Ouslander. Urinary incontinence in the geriatric population. Jpn J Geriat 1991; 28(4): 484-92.
- 20) 中西範幸, 多田羅浩三, 中島和江, 他. 地域高齢者における尿, および便失禁. 日本公衆衛生雑誌 1997; 44(3): 192-200.
- 21) 岡村菊夫, 後藤百万, 三浦久幸, 他. 高齢者尿失禁ガイドライン. 平成12年度厚生科学研究費補助金(長寿科学総合研究事業)事業.
- 22) R. M. Foxx, N. H. Azrin. A Rapid Program for Day and Nighttime Independent Toileting. RESEARCH PRESS COMPANY: 1973. (東正監訳. トイレトレーニング. 3版, 川島書店, 1976.)
- 23) 岡村菊夫. 高齢者尿失禁ガイドラインについて. Urology View 2003; 1(6): 72-6.
- 24) 岡村菊夫. 排尿障害の知識レベルの向上と排泄を専門とする看護師・介護士の育成が急務. GPnet 2005; 52(1): 14-9.
- 25) Joyce Colling et al. The Effects of Patterned Urge-Response Toileting (PURT) on Urinary Incontinence among Nursing Home Residents. JAGS 1992; 40: 135-41.
- 26) 本田幹彦, 古市照人. 尿失禁のリハビリテーション. Geriatric Medicine 2003; 41(7): 977-81.
- 27) 福井準之助編集. プライマリケアのための高齢者尿失禁のマネジメント. 医薬ジャーナル社, 2004; 40-3.
- 28) 吉川羊子. 愛知県高齢者排尿管理マニュアルの活用 排尿チェック票を使った画期的なアセスメント法. 臨床老年看護 2003; 10(2): 76-82.