

## シイタケ乾燥子実体の保管中における状態変化\*1

石井秀之\*2 · 山下和久\*2 · 有馬 忍\*2

石井秀之・山下和久・有馬 忍：シイタケ乾燥子実体の保管中における状態変化 九州森林研究 60：24-28, 2007 シイタケ乾燥子実体について、数十g程度に小分けされ、棚で陳列して販売される小売店の店頭での保管条件を想定し、時間経過にともなう状態変化を3ヶ月ごとに調査した。この結果、水戻しによる形状の復元については、24ヶ月の調査期間中では大きな変化がみられなかった。一方、成分変化の指標として水戻し液のpHや色彩を測定した結果、含水率との間で、pHについては負の相関、b\*については正の相関が認められた。また、いわゆる「戻り」の現象を防止するためには、保管中の含水率は10%以下で維持することが望ましいことが明らかになった。さらに、今回調査した重量増加倍率、膨潤倍率、pHおよび色彩に関するすべての指標で品種により差がみられ、品種の区分に利用できる可能性が示唆されたことから、これら指標を用いて判別関数式を求めた。この結果、判別率81.7%、誤判別率22.11%の判別関数式が得られ、簡易判定としては利用可能と考えられた。

キーワード：乾シイタケ、保管、状態変化、水戻し、含水率

## I. はじめに

シイタケ乾燥子実体の保管期間中における状態の変化については、5℃の冷蔵保存であれば12ヶ月経過しても外観、香り、味覚などに変化がないことは報告されている（松本ほか、1979）が、小売店における店頭での状態とは保管条件が異なっている。

一般的に、春期に収穫・乾燥されたシイタケは、梅雨時期までに大半が市場に出荷される。そこで、生産者が出荷した時点の乾シイタケを初期状態として、小売店の店頭での状態を想定した保管条件を設定し、保存期間中の状態変化について調査した結果を報告する。

## II. 材料および方法

## 1. 子実体の状態変化

供試した乾燥子実体（以下、子実体とする）は、2004年の3月から4月にかけて大分県きのこ研究所内の人工ほだ場で収穫・乾燥し、市場出荷用の箱に保管していたものを用いた。

品種は、市販の乾シイタケ栽培用品種の森121号と菌興115号を用い（以下、121および115とする）、クヌギ原木により通常の条件で栽培を行った。

ほだ木の年齢の違いが発生する子実体の形質に影響を与える可能性も考えられることから、1才（起こし木）から3才までほだ木齢別に区分した子実体を供試した。

2004年6月に同程度の形状の子実体を10枚（30g程度）、品種およびほだ木齢ごとに保存用袋（コスモ・バイオ株式会社、ハイ

ブリ・バック）に10gのシリカゲルとともに封入し、研究所内の暗所に常温で保管した。なお、今回の試験では実際の店頭での保管条件とは異なるが、光による子実体の変退色の影響を排除するために暗所での保管とした。

調査は、保存開始時の2004年6月を基準として、24ヶ月目まで3ヶ月ごとに行った。

形状の変化を把握するために、子実体から菌柄を除き、菌柄の付着位置を中心として半分に切断し、一方の断片で菌柄の付着位置（中央部）および菌さん直径の2分の1の部位（左右2箇所）の肉厚をデジタルノギスを用いて測定した。肉厚測定後、重量の測定を行い、重量の30倍量の滅菌水に浸漬し、25℃で24時間の水戻し処理を行った。処理後、子実体表面の遊離水分を除去し、重量及び肉厚を再度測定した。

成分変化を把握するための指標として水戻し液を利用し、pHメーター（堀場製作所、F-13）でpHを測定後、カラーメーター（スガ試験機、SM-5）を用いて透過光により測色調査を行った。

残った一方の子実体片は、重量測定後105℃で72時間の乾燥処理を行い、絶乾重量を測定した。

以上の方法で得られた測定値について、水戻し処理前後の重量変化は、処理後の重量を処理前の重量で除し、重量増加倍率として表した。菌さんの肉厚については、重量の場合と同様に肉厚を測定し、それぞれの膨潤倍率として求め、左右の2箇所は平均し左右膨潤倍率とし、測定箇所3箇所を平均した平均膨潤倍率および菌柄付着部位の中央膨潤倍率の3項目を指標とした。測色結果は、日本工業規格（JIS Z 8729）により規定されている明度

\*1 Ishii, H., Yamashita, K., and Arima, S.: A change of states for the period of safekeeping of dried shiitake (*Lentinula edodes*)

\*2 大分県農林水産研究センターきのこ研究所 Mushroom Res. Inst. Oita Pref. Agri. For. and Fish Res. Center, Mie, BungoOhno, Oita 879-7111

指数  $L^*$  およびクロマネティクネス指数  $a^*$ ,  $b^*$  を指標として用いた。絶乾重量の測定結果により、調査時点の含水率（湿量基準）を算出した。

子実体の軟化と含水率の関係を調査するために、乾燥直後の子実体の重量を測定後①そのまま室内放置、②市販のビニール袋（ポリエチレン製、No.11、福助工業）に3重に入れて7日間室温保管、③デシケーターで10日間室温保管の3処理を行い、②と③については保管処理終了後、室内に放置して1時間ごとに重量を測定し、3時間経過後105℃で72時間の乾燥処理を行い絶乾重量を測定した。

## 2. 品種間差

1で得られた測定値を用いて、数値による品種判別の可能性を検討するために判別分析を行った。

なお、本報告の統計処理には、エクセル統計2002（株式会社社会情報サービス）を用いた。

## Ⅲ. 結果および考察

重量増加倍率、肉厚膨潤倍率（中央、左右、平均）、pH、クロマネティクネス指数（ $a^*$ ,  $b^*$ ,  $L^*$ ）について試験区別の平均値を計算し、経過時間を基準として各指標の平均値との試験区別の相関係数を表-1に示し、含水率を基準とした試験区別の各指標との相関係数を表-2に示した。また、各指標における試験区間の差異については、指標ごとにすべての測定値を用いて3元配置分散分析（以下、3元配置とする）を行い結果を表-3に示した。あわせて、品種ごとに各指標について2元配置分散分析（以下、2元配置とする）を行った結果を表-4に示した。

### 1. 子実体の状態変化

#### (1) 重量増加倍率

経過時間との関係は、両品種ともにいずれのほだ木齢でも大きな変動が無く、相関係数に有意差は認められなかった。

含水率との関係については、一部の試験区を除いて相関係数に有意差は認められず、有意差の認められた試験区においても相関係数の値が小さく傾向は明らかでなかった。

3元配置の結果では、主効果要因すべてに1%以下の危険率で有意差が認められ、品種要因の影響が最も大きかった。2要因の組合せによる交互作用については、経過時間と品種およびほだ木齢の要因間に5%以下の危険率で有意差が認められた。最小有意差法による要因内の検定では、ほだ木齢の場合、3才と1才および2才の試験区間に1%以下の危険率で有意差が認められ、3才の膨潤倍率が他の試験区より低かった。経過時間では、多数の試験区間で有意差が認められたが一定の傾向はみられなかった。3要因の組合せによる交互作用については、有意差が認められないことから、要因の特定の組合せによる差がないことが示され、1つの試験区単位でみた場合には、重量増加倍率は偏りが無い指標であることが推定される。

ほだ木齢の要因について、品種別に行った2元配置の結果では、121の場合、3元配置の場合と同様に1%以下の危険率で有意差が認められ、最小有意差法による検定でも同様の結果であった。一方、115の場合は、主効果としては有意差が認められなかったが、最小有意差法では1才と3才の試験区間に5%以下の危険率で有

意差が認められた。従って、品種により多少の違いはあるが、ほだ木齢が高くなると、乾燥子実体の水戻しによる吸水量が低下することが示唆されるが、ほだ木齢のみの影響か否かについては他の指標や子実体の発生状況なども考慮して検討する必要がある。

#### (2) 肉厚膨潤倍率

肉厚膨潤倍率（以下、膨潤倍率とする）について、中央と左右および平均の指標相互間の関係では、中央と左右との間では試験区別の組合せで相関係数に有意差が認められなかった（表略）。従って、中央と左右については指標として独立していることが考えられる。

経過時間との関係でみると、121の場合は、経時的に膨潤倍率が増加する傾向がみられ、左右の部位の2才および3才については、相関係数に5%以下の危険率で有意差があり、正の相関がみられた。一方、115の場合は、一定の傾向は認められなかった。

含水率との関係では、一部相関係数に有意差が認められる組合せも存在したが、全体的には相関の正負が一定でなく、相関係数も高くなかった。

3元配置の結果では、左右の膨潤倍率で試験区間の差が最も多く検出されており、品種要因については3指標ともに1%以下の危険率で有意差が認められた。経過時間の要因は左右と平均の指標で1%以下の危険率で有意差が認められており、最小有意差法では、6ヶ月および15ヶ月の試験区で差が認められた。

品種別の2元配置の結果では、両品種ともに経過時間の要因で有意差が認められ、最小有意差法で121の場合は6ヶ月、115の場合は15ヶ月の試験区に有意差が認められたが、含水率の測定結果だけでは差異の生じた原因は明らかにできなかった。菌さんの細胞密度や肉厚との関係など子実体の組織的な面からの調査検討が必要と考えられる。

#### (3) pH

経過時間との相関係数についてほだ木齢別にみた場合には、有意差は認められなかったが、全体的には負の相関がみられた。また、6ヶ月経過時に2品種ともに測定値の低下がみられたが、原因は特定できなかった。

pHが時間の経過とともに低下することについては、吸湿し含水率が上昇することにより、子実体組織の分解やそれともなう成分の変化が進むために生じると推定されるが、具体的な成分などについては今後の研究を待ちたい。

3元配置の結果では、ほだ木齢の要因とほだ木齢と経過時間の交互作用を除いた要因で有意差が認められ、主効果の品種およびほだ木齢の要因に大きな差がみられた。3要因の交互作用については、先にも述べた6ヶ月経過時と開始時の差が大きいことから生じたものと推定される。

2元配置の結果、両品種ともに経過時間の要因で差が大きく、開始時が他の時期より高く、6ヶ月が他の時期より低い形で差が発生していた。

#### (4) 測色調査

経過時間との関係について、 $L^*$  および  $a^*$  については、全体としては一定の傾向がみられなかったが、両品種ともに1才では相関がほとんどみられず、3才では、 $L^*$  については負の相関、 $a^*$  については正の相関がみられた。 $b^*$  については、相関係数に1%以下の危険率で有意差が認められ、強い正の相関がみられた。ヒダ

表-1. 保管期間の経過時間と各指標のほだ木齢別平均値との試験区別相関係数

指標	重量増加倍率	中央膨潤倍率	左右膨潤倍率	平均膨潤倍率	p H	L*	a*	b*	含水率 (%)	
森 121	1才	0.012	0.325	0.640	0.533	-0.157	0.042	0.074	0.881**	0.854**
	2才	0.088	0.055	0.671*	0.422	-0.212	0.337	-0.284	0.855**	0.914**
	3才	0.115	0.448	0.717*	0.634	-0.213	-0.635	0.502	0.947**	0.874**
菌 興 115	1才	-0.178	0.484	-0.072	0.460	-0.469	-0.026	-0.089	0.826**	0.890**
	2才	0.551	0.201	0.262	0.269	-0.340	-0.623	0.608	0.910**	0.864**
	3才	0.049	0.018	-0.641	-0.496	-0.163	-0.793*	0.670*	0.927**	0.846**

注) \*は5%以下の危険率, \*\*は1%以下の危険率で有意

表-2. 含水率と各指標の試験区別相関係数

指標	重量増加倍率	中央膨潤倍率	左右膨潤倍率	平均膨潤倍率	p H	L*	a*	b*	
全体	-0.086*	0.103*	0.091*	0.127**	-0.330**	-0.151**	0.083	0.627**	
森 121	全体	-0.069	0.056	0.186**	0.147*	-0.316**	-0.078	0.638**	
	1才	-0.079	0.052	0.163	0.130	-0.411**	-0.083	0.713**	
	2才	-0.068	-0.036	0.178	0.075	-0.281**	0.091	-0.129	
	3才	-0.133	0.148	0.226*	0.232*	-0.318**	-0.245*	0.139	
	開始時	0.179	-0.114	-0.049	-0.110	0.056	-0.074	0.044	
	3ヶ月	-0.108	-0.219	-0.120	-0.209	-0.021	-0.130	0.098	
	6ヶ月	0.352	0.024	-0.178	-0.074	0.147	-0.185	0.135	
	9ヶ月	-0.311	-0.169	-0.015	-0.134	0.087	-0.287	0.326	
	12ヶ月	-0.207	0.133	-0.191	-0.051	-0.012	-0.167	0.119	
	15ヶ月	0.086	-0.016	-0.116	-0.079	0.208	-0.068	-0.012	
	18ヶ月	-0.152	0.139	-0.121	0.021	-0.160	-0.582**	0.551**	
	21ヶ月	-0.223	0.075	-0.267	-0.073	0.066	-0.326	0.325	
	24ヶ月	0.007	-0.020	-0.259	-0.123	-0.206	-0.138	0.166	
	菌 興 115	全体	-0.021	0.132*	-0.109	0.050	-0.310**	-0.176**	0.606**
		1才	-0.153	0.235*	-0.111	0.135	-0.392**	0.067	-0.176
2才		0.171	0.035	-0.024	0.015	-0.464**	-0.211*	0.163	
3才		-0.070	0.129	-0.216*	0.000	-0.084	-0.363**	0.257*	
開始時		0.413*	0.227	-0.063	0.127	0.188	-0.209	0.103	
3ヶ月		-0.561**	-0.100	-0.499**	-0.349	-0.139	-0.187	0.168	
6ヶ月		-0.253	0.449*	-0.099	0.250	0.210	-0.394*	0.315	
9ヶ月		-0.266	0.187	0.148	0.249	-0.004	-0.411*	0.331	
12ヶ月		0.062	0.076	-0.071	0.043	0.227	-0.041	-0.010	
15ヶ月		0.027	-0.002	-0.230	-0.147	0.044	-0.354	0.353	
18ヶ月		0.102	0.134	-0.050	0.099	-0.222	-0.325	0.328	
21ヶ月		0.057	0.181	-0.006	0.148	-0.216	0.099	-0.077	
24ヶ月		0.028	0.298	0.086	0.288	0.181	-0.432*	0.395*	

注) \*は5%以下の危険率, \*\*は1%以下の危険率で有意

表-3. 各指標別 3元配置分散分析結果

要因	重量増加倍率		中央膨潤倍率		左右膨潤倍率	
	F値	確率	F値	確率	F値	確率
主効果A: 品種	128.626	0.000**	7.523	0.006**	36.026	0.000**
主効果B: ほだ木齢	12.055	0.000**	1.980	0.139	0.394	0.675
主効果C: 保管期間	10.923	0.000**	1.510	0.151	3.282	0.001**
交互作用: A×B	1.245	0.289	0.255	0.775	0.832	0.436
交互作用: A×C	2.141	0.031*	0.487	0.866	3.888	0.000**
交互作用: B×C	1.666	0.050*	1.222	0.247	0.860	0.608
交互作用: A×B×C	1.341	0.168	1.249	0.226	1.247	0.233
要因	平均膨潤倍率		p H		L*	
	F値	確率	F値	確率	F値	確率
主効果A: 品種	30.030	0.000**	268.533	0.000**	57.434	0.000**
主効果B: ほだ木齢	1.345	0.262	1.344	0.262	9.727	0.000**
主効果C: 保管期間	3.498	0.001**	64.399	0.000**	11.607	0.000**
交互作用: A×B	0.604	0.547	10.479	0.000**	7.918	0.000**
交互作用: A×C	1.623	0.116	4.819	0.000**	2.633	0.008**
交互作用: B×C	1.426	0.125	1.141	0.314	2.809	0.000**
交互作用: A×B×C	1.481	0.102	1.814	0.027*	0.886	0.586
要因	a*		b*		含水率	
	F値	確率	F値	確率	F値	確率
主効果A: 品種	69.497	0.000**	99.495	0.000**	61.173	0.000**
主効果B: ほだ木齢	8.028	0.000**	7.816	0.000**	2.541	0.080
主効果C: 保管期間	15.082	0.000**	117.974	0.000**	455.563	0.000**
交互作用: A×B	9.769	0.000**	18.221	0.000**	18.921	0.000**
交互作用: A×C	1.887	0.060	2.990	0.003**	4.080	0.000**
交互作用: B×C	2.730	0.000**	2.565	0.001**	4.069	0.000**
交互作用: A×B×C	1.095	0.356	0.763	0.728	2.539	0.001**

注) \*は5%以下の危険率, \*\*は1%以下の危険率で有意

表-5. 室内放置後の子実体含水率変化

保管時の状態	室内放置後の経過時間ごとの含水率 (%)			
	開封時	1時間	2時間	3時間
乾燥直後の乾シタケ	6.47	8.24	9.53	10.34
3重のポリ袋で7日保管	7.43	9.01	9.79	10.61
デシケーターで10日保管	5.92	9.24	11.08	13.08

注) 調査は2006年8月に実施, 含水率は10個体の平均値

表-4. 品種別指標別 2元配置分散分析結果

品種	要因	重量増加倍率		中央膨潤倍率		左右膨潤倍率		
		F値	確率	F値	確率	F値	確率	
森 121	主効果A: ほだ木齢	13.428	0.000**	0.354	0.702	0.099	0.906	
	主効果B: 保管期間	6.136	0.000**	0.924	0.497	3.999	0.000**	
	交互作用: A×B	1.258	0.226	1.244	0.235	0.958	0.504	
	要因	平均膨潤倍率		p H		L*		
		F値	確率	F値	確率	F値	確率	
	主効果A: ほだ木齢	0.066	0.936	8.198	0.000**	14.485	0.000**	
	主効果B: 保管期間	3.084	0.002**	41.225	0.000**	4.886	0.000**	
	交互作用: A×B	1.587	0.073	0.935	0.529	1.763	0.037*	
	要因	a*		b*		含水率		
		F値	確率	F値	確率	F値	確率	
	主効果A: ほだ木齢	13.951	0.000**	19.971	0.000**	16.476	0.000**	
	主効果B: 保管期間	6.102	0.000**	51.885	0.000**	206.407	0.000**	
	交互作用: A×B	1.635	0.061	1.523	0.092	4.178	0.000**	
	品種	要因	重量増加倍率		中央膨潤倍率		左右膨潤倍率	
			F値	確率	F値	確率	F値	確率
主効果A: ほだ木齢	2.301	0.102	2.193	0.114	1.759	0.174		
主効果B: 保管期間	6.785	0.000**	1.104	0.361	2.660	0.008**		
交互作用: A×B	1.661	0.055	1.224	0.250	1.267	0.219		
要因	平均膨潤倍率		p H		L*			
	F値	確率	F値	確率	F値	確率		
主効果A: ほだ木齢	2.604	0.076	3.201	0.042*	1.161	0.315		
主効果B: 保管期間	1.621	0.119	26.766	0.000**	10.142	0.000**		
交互作用: A×B	1.213	0.259	2.121	0.008**	1.962	0.016*		
要因	a*		b*		含水率			
	F値	確率	F値	確率	F値	確率		
主効果A: ほだ木齢	1.019	0.362	3.721	0.026*	4.333	0.014*		
主効果B: 保管期間	12.201	0.000**	71.980	0.000**	255.895	0.000**		
交互作用: A×B	2.346	0.003**	1.853	0.026*	2.331	0.003**		

注) \*は5%以下の危険率, \*\*は1%以下の危険率で有意



部分の色彩の測定ができず定量的な結果が得られなかったが、時間経過とともに変色が進むことは確認されており、この変化が影響していると考えられる。

含水率との関係では、L\*およびa\*については明瞭な相関は認められなかったが、L\*は相関係数が負の傾向を示し、a\*は相関係数が正の傾向を示した。b\*については、全体やほだ木齢別にみた場合に相関係数は1%以下の危険率で有意であり、正の相関が認められた。

3元配置の結果では、3指標ともに同様な傾向を示し、3要因の交互作用については共通して有意差が認められなかった。なお、a\*において有意差の認められなかった2要因の交互作用については確率値が0.060であり、危険率5%の有意差が認められる状態に近いことが示されていた。また、L\*およびa\*については主効果の品種で大きな差が認められたが、b\*については主効果の品種と経過時間の2要因に大きな差が認められた。

2元配置の結果では、品種により差異の発生状況が異なっていた。121の場合は、主効果の2要因について3指標ともに有意差が認められたが、L\*およびa\*ではほだ木齢による差が大きく、b\*では経過時間による差が大きかった。115の場合は、主効果については3指標ともに経過時間の要因で大きな差が認められたが、ほだ木齢ではb\*にのみ5%以下の危険率で有意差が認められた。

従って、L\*およびa\*は経過時間の影響はあるものの品種による差が大きい指標と考えられる。b\*は経過時間の影響が大きく含水率と正の相関もみられることから、子実体の変色にもなう成分変化などと関連していることが考えられ、関係する成分の特定ができれば簡易測定可能な成分の指標として利用可能と考えられる。

#### (5) 含水率

経過時間との関係では、相関係数は1%以下の危険率で有意であり、強い正の相関を示したことから、明らかに時間の経過にともない上昇していることが示された。

乾燥した子実体を室内に放置しておいた場合の含水率変化の調査結果を表-5に示した。含水率は初期値の6~7%が3時間で10%以上まで上昇したこと、ポリ袋の封入では三重でも7日間で1%の含水率の上昇がみられたことなどから、今回の試験結果については、子実体を封入した袋内空気湿度および袋の透湿性と吸湿剤の能力の釣り合いによって含水率が緩やかに上昇したものと考えられる。また、3~6ヶ月経過の時点でJAS（現在は廃止）で規定されていた13%の含水率を超過していた試料もあり、通常1年程度の賞味期限が設定されていることを考慮すると乾燥剤は10gのシリカゲルでは不足していたと考えられる。

さらに、9ヶ月時点までは旧JAS基準の含水率を維持できていたが、一部の試料は6ヶ月経過の時点で子実体の軟化、いわゆる「戻り」の現象が確認された。吸湿試験のデシケーター処理区の検体では、2時間で軟化が確認され、その時点の含水率は約11%であった。従って、含水率からみると、11%以下、厳しく言えば10%を超えない状態で管理できるよう、袋の材質や乾燥剤の量など保管条件を検討する必要があると考えられる。

なお、24ヶ月経過時点においても、水戻し後の子実体や戻し液の香りは特に異常がなかったことから、乾燥状態の維持と子実体の変色防止が可能であることおよび有害な成分変化がないこと

の確認ができれば、2年間の保管は可能と考えられる。

#### 2. 品種間差

先に述べた各指標の調査結果で、品種により各指標の測定値が異なることが明らかになった。また、同様な測定値に元素分析などを組み合わせて、「乾椎茸の産地および栽培方法を簡易に判別する方法」として特許（時本ほか、2002）も取得されている。従って、今回の調査で得られた指標についても、品種の差異を数値的に表現できる可能性が考えられた。

そこで本項では、供試した2品種が今回の調査で得られた指標を用いた場合に、どの程度区別可能か判別関数法（奥野ほか：1971、応用統計ハンドブック編集委員会編：1978）を用いて検討した結果について述べる。

##### (1) 指標の選択

判別分析は2者の比較を行うものであるから、品種間で平均値の差が大きい指標を選択する必要がある。t検定により平均値の差について検討した結果を表-6に示した。また、品種を区分する際には子実体の収穫時期やほだ木齢は不明であることから、経時的な変化が少なくほだ木齢の影響も少ない指標を選択する必要がある。

個別の指標で検討すると、膨潤倍率については3種類の指標があるが、平均膨潤倍率には平均 = (中央倍率 + 左倍率 + 右倍率) / 3の関係があり、影響が重複するため平均膨潤倍率は他の2者と重なって選択できない。また、クロマネティックネス指数では、b\*は経過時間や含水率との相関が強いことから説明変数から除外することとした。

以上の条件から、重量増加倍率 ( $x_1$ )、左右膨潤倍率 ( $x_2$ )、pH ( $x_3$ )、a\* ( $x_4$ ) を判別のための説明変数として選択した。

表-6. 品種別の各指標の平均値の差の検定結果

区分	平均値		t 値	確率
	森121	菌興115		
重量増加倍率	5.941	6.625	10.199	0.000 **
中央膨潤倍率	2.317	2.159	2.723	0.007 **
左右膨潤倍率	1.622	1.497	5.783	0.000 **
平均膨潤倍率	1.854	1.718	5.290	0.000 **
pH	5.763	6.014	11.405	0.000 **
L*	84.431	85.916	6.671	0.000 **
a*	2.173	1.404	7.213	0.000 **
b*	31.665	28.253	5.860	0.000 **
含水率 (%)	13.672	13.095	2.763	0.000 **

注) \*\* は1%以下の危険率で有意

##### (2) 品種判別

統計処理により、 $z = -1.1760x_1 + 2.5806x_2 - 3.2236x_3 + 0.5522x_4 + 21.3575$  の判別関数式が導出され、判別の中率は81.7%、誤判別率は22.11%であった。個別試料の判別結果を集計し、試験区ごとの的中件数を表-7に示した。誤判別の状況について検討してみると、試験区別の的中件数については偏りがみられ、121の場合は出荷時点の1才および3才、115の場合は18ヶ月経過時点の3才および24ヶ月経過時点の1才の試験区別の的中件数が少なかった。また、経過時間全体でみた場合には、121が出荷時点、115が6ヶ月時点の的中件数が少なかった。

各指標の測定値について、品種ごとの測定値全体の平均値と的中件数の少なかった各試験区の平均値を比較した結果を表-8に示した。試験区の指標ごとの平均値が、誤判別した一方の品種の

平均値に近く、その指標の数が多いほど誤判別件数が多い傾向にあった。

従って、誤判別は測定値の偏りによって発生していることが明らかになった。このため、簡易に測定可能で、偏りが少なく、判別対象において違いの大きな指標を検索することができれば、的中率を上げることは可能と考えられる。

### (3) 判別関数式の適用

ほだ木齢は不明であるが、121については収穫・乾燥直後の2004年3月9日、115については経過時間6ヶ月に相当する2003年11月28日に調査された20個体の測定結果があったので、今回導出した判別関数式を適用して的中精度の検証を行った。この結果、20個体中、121については8個体(40%)、115については12個体(60%)が的中した。

判別結果としては、本来の判別率よりやや低い値となったが、適応した測定結果が、先に述べた誤判別率の高い時期に得られたものであることが原因の一つと考えられ、特定の時期に偏らなければ、80%程度の的中率は確保できると考えられる。正確な判定として行うには問題があるが、簡易判定として、より詳細な判定を行う前の一次判定としては有効と考えられる。

表-7. 試験区判別別の中件数

単位：件

区分	森121			菌興115		
	1才	2才	3才	1才	2才	3才
出荷時	2	6	2	9	9	9
3ヶ月	7	8	9	10	10	8
6ヶ月	10	10	9	7	6	6
9ヶ月	8	9	9	7	9	8
12ヶ月	8	9	9	9	9	9
15ヶ月	9	10	9	9	9	9
18ヶ月	9	10	8	8	9	4
21ヶ月	9	10	7	10	9	8
24ヶ月	10	9	10	5	7	8

注) 1試験区の試料数は10件

表-8. 各指標の品種別平均値と誤判別率の高かった試験区の平均値の比較

品種	区分	経過時間	ほだ木齢	重量増加	左右膨潤	pH	a*
				倍率	倍率		
森121 <sup>1)</sup>				5.94	1.62	5.76	2.17
菌興115 <sup>1)</sup>				6.63	1.50	6.01	1.40
森121	出荷時	1才		6.53	1.44	6.10	2.61
		3才		6.58	1.46	6.32	2.00
菌興115	18ヶ月	3才		5.45	1.41	5.84	1.63
	24ヶ月	1才		6.69	1.55	5.78	1.65

注) <sup>1)</sup> 品種別測定結果の平均値

## 3. まとめ

### (1) 状態変化

今回の試験では、含水率が調査開始後3ヶ月经過時点で大きく上昇し、本来の意味での時間の経過ともなう差とはいい難い点もあったが、重量増加倍率や肉厚膨潤倍率などは含水率の変化に依存しない指標であることが明らかになった。また、特定時点間では差が認められたが、時間経過とともに連続的に変化し、最終的に子実体の膨潤量が減少するなど、いわゆる「戻りが悪くなる」といわれるような現象も認められなかった。さらに、品種による差が大きいことが明らかになり、品種特性の指標として使用でき、制約はあるものの判別などに利用可能なことが明らかとなった。

ほだ木齢との関係については、形状変化の要因では差が認められない場合が多かったが、成分変化を表す要因として取り上げたクロマネティックネス指数では差がみられ121で顕著であった。一方、pHについては差がみられず、これらの変化については異なる成分が関係していることが推定される。

保管については、暗黒条件下でも含水率の上昇があれば変色が進行し、pHやb\*が含水率と関係していることが明らかとなった。これらについては、成分分析を行うことでその原因物質を解明できれば、封入する乾燥剤の質や量および袋の材質を検討することで、より長期に保管できる可能性が考えられる。また、乾シイタケは、これまで含水率13%が基準として用いられてきたが、この含水率では子実体の軟化が始まることが確認されたため、商品として維持するためには10%程度と低く設定しておく必要があると考えられる。

### (2) 品種間差

品種の判別について、ある程度利用可能な判別関数式は得ることができたと考えられるが、統計処理によるものであるから絶対的な区別ができるものではないことは理解しておく必要がある。

また、測定方法についても、厳密に言えば、水戻し後の重量測定において遊離した水分の除去量は一定でないこと、肉厚の測定については水戻しの前後で完全に同一箇所を測定していないなど人為および測定上の過誤が存在する。このため、繰り返し測定しても精度が高い客観的な測定値が得られ、簡易に測定できるものが指標としては望ましいと考えられ、今後の測定機器や技術の開発を期待したい。

## IV. おわりに

乾シイタケの保管中の変化には、肉厚の膨潤など形態的なものについては大きな差はみられなかったが、水戻し液のような成分変化を表すものについては含水率が大きく影響していることが明らかになった。これらの変化が、どのような成分との関係において発生しているかが明らかにできれば、品種の識別などに利用可能と考えられる。また、容易に測定できる保管条件の指標となる結果が得られたと考えられ、店頭での実態調査などとあわせて検討していきたい。

最後になりましたが、測定方法などについてご助言、ご指導をいただいた菌蕈研究所副所長時本景亮農学博士に深謝の意を表します。また、調査結果の記録および整理にご協力いただいた甲斐和恵、太田光恵の各氏ならびにきこの研究所の各位に厚くお礼申し上げます。

## 引用文献

- 松本仲子ほか(1979)食品工誌 26:193-198.  
 奥野忠一ほか(1971)多変量解析法. 259-321, 日科技連, 東京.  
 応用統計ハンドブック編集委員会編(1986)応用統計ハンドブック. 378-399, 養賢堂, 東京.  
 時本景亮ほか(2002)乾燥椎茸判別方法. 特許出願公開番号 特開:2002-181804.

(2006年11月11日受付; 2007年2月2日受理)