

期間産卵率のアークサイン変換が高産卵鶏群の 遺伝的パラメーターの推定および選抜に及ぼす影響

福澤陽生^{1,2}・石井和雄³・佐藤正寛⁴

¹ 独立行政法人家畜改良センター岡崎牧場, 愛知県岡崎市大柳町字栗沢 1-1, 444-2149

² 現所属: 独立行政法人家畜改良センター兵庫牧場, 兵庫県たつの市揖西町土師 954-1, 679-4017

³ 国立研究開発法人農業・食品産業技術総合研究機構畜産研究部門, 茨城県つくば市池の台 2, 305-0901

⁴ 東北大学大学院農学研究科, 宮城県仙台市青葉区堤通雨宮町 1-1, 981-8555

高産卵鶏群において期間産卵率の分布は局在し、遺伝的パラメーターや育種価の推定に際して、検出力の損失による母数効果の推定効率の低下と誤差分散の不均一性を招く恐れがある。その解決方法の一つとして使われているアークサイン変換について、6世代にわたって家畜改良センター岡崎牧場で飼養しているロードアイランドレッド (RIR) の系統、白色レグホン (WL) の系統および横斑プリマスロック (BPR) の系統における産卵率 (24 週齢から 39 週齢までの期間産卵率 (EPF), 44 週齢から 59 週齢までの期間産卵率 (EPS)) と 35 週齢の卵質を調査し、遺伝的パラメーターおよび選抜に及ぼす影響と品種間の差異を比較した。EPF および EPS は、BPR の EPS を除き、アークサイン変換により歪度が 0 に近くなり、遺伝率が 0.01~0.02 ほど高くなった。RIR と WL の産卵率と一部の卵質形質で遺伝相関の正負が逆転した。6 世代目の RIR および WL において、産卵率における推定育種価の順位相関係数は、アークサイン変換の有無により、EPF で 0.94 前後、EPS で 0.94 または 0.97 となり、切断型選抜では選抜鶏の 2~3 割が入れ替わった。BPR では、選抜にほとんど影響のないことが示唆された。アークサイン変換により推定育種価の標準化選抜差は、RIR 雌鶏の EPF と WL の全ての形質で大きくなった。これらのことから、分布の局在する産卵率にアークサイン変換を用いた場合、分布に正規性をもたらすとともに、遺伝率が向上することから、期間産卵率の評価に有効であることが示唆された。また、一部の形質で、選抜効率の向上することも示唆された。

キーワード: アークサイン変換, 産卵率, 遺伝的パラメーター, 選抜, ニワトリ

緒言

近年、採卵鶏における産卵性能の向上はめざましく、高産卵鶏群の産卵率は 90% を超え、分布が局在している。線形モデルを想定する標準的な統計的方法においては、一般に、モデルの加法性あるいは線形性、誤差分散の均一性および観測値の正規性が仮定されており、データがこのような仮定から外れた場合、遺伝的パラメーターや育種価の推定に際して、検出力の損失による母数効果の推定効率の低下と誤差分散の不均一性を招く (Bartlett, 1947; Ibe and Hill, 1988)。データとこれらの仮定の乖離をせばめる方法として、プロビット法 (Cochez and Pero, 1954)、対数変換 (Brah *et al.*, 1982)、アークサイン変換 (Boukila *et al.*, 1987) および Box-Cox べき乗変換 (Box and Cox, 1964) 等が利用されている (Besbes and Ducrocq, 2003)。なお、プロビット法は対数正規分

布を前提とした変換法 (Cochez and Pero, 1954) であり、対数変換は標準偏差が平均値に比例する場合に用いられる変換法 (吉田, 1998) であるため、いずれの変換法も分布が局在している本研究のデータには適さない。また、Box-Cox べき乗変換は、その後の研究で産卵率について基本的な前提を満たさないことが明らかとなっている (Sakia, 1992)。

アークサイン変換は差の検定において、産卵率のように局在する二項分布のデータに有効 (吉田, 1998) とされているが、アークサイン変換した産卵率の遺伝的パラメーターおよび推定育種価を利用した選抜におよぼす影響とその品種間差についての報告はほとんどない。

本研究では、採卵鶏 3 品種を用いて、高産卵鶏の産卵率に対するアークサイン変換が遺伝的パラメーターおよび選抜に及ぼす影響とその品種間差を調査した。

材料と方法

1. 供試鶏

家畜改良センター岡崎牧場で飼養しているロードアイランドレッドの系統 (RIR)、白色レグホンの系統 (WL) および横斑プリマスロックの系統 (BPR) を用いた。RIR は 2008 年、WL は 2006 年、BPR は 2008 年を 1 世代目 (G1) とし、6 世代目 (G6) まで、

2016 年 6 月 22 日受付, 2017 年 1 月 24 日受理
連絡者: 福澤陽生
〒679-4017 兵庫県たつの市揖西町土師 954-1
家畜改良センター兵庫牧場
Tel: 0791-66-0801
Fax: 0791-66-0803
E-mail: y0fukuzw@nlbc.go.jp

表 1. 系統造成の選抜形質における相対希望改良量および推定育種価の相対的重み付け値

品種 ¹	相対希望改良量				相対的重み付け値			
	EPF (%)	EPS (%)	HU	ESS (kg/cm ²)	EPF	EPS	HU	ESS
RIR	0.40	1.00	0.50	0.14	0.551	0.132	0.031	0.025
WL	2.00	5.00	0.50	0.00	0.183	0.314	0.258	0.016
BPR	1.50	2.60	0.50	0.10	0.066	0.002	0.030	0.016

¹RIR: ロードアイランドレッド, WL: 白色レグホン, BPR: 横斑プリマスロック

²EPF: 前期産卵率 (24~39 週齢), EPS: 後期産卵率 (44~59 週齢), EW: 卵重 (35 週齢), HU: ハウユニット (35 週齢), ESS: 卵殻強度 (35 週齢)

表 2. 供試鶏の飼養羽数および繁殖集団の大きさ

品種 ¹	区分	性	世代とその羽数					
			1	2	3	4	5	6
RIR	飼養鶏	♂	621	545	640	766	759	742
		♀	2,328	2,189	2,269	2,634	2,706	2,682
	繁殖集団	♂	64	70	80	80	80	80
		♀	320	349	400	400	400	400
WL	飼養鶏	♂	566	333	319	287	263	355
		♀	1,961	1,114	1,240	1,036	943	1,304
	繁殖集団	♂	34	41	34	30	40	75
		♀	170	204	170	150	200	375
BPR	飼養鶏	♂	354	340	397	425	430	414
		♀	1,144	1,157	949	998	952	864
	繁殖集団	♂	50	50	50	50	50	40
		♀	250	250	250	250	250	200

¹RIR: ロードアイランドレッド, WL: 白色レグホン, BPR: 横斑プリマスロック

前期 (24 週齢から 39 週齢の期間) 産卵率, 後期 (44 週齢から 59 週齢の期間) 産卵率, 35 週齢時の卵殻強度およびハウユニットに対する相対希望改良量を実現するための推定総合育種価による選抜と, 雄鶏 35 週齢時の体重および精液性状, 雌鶏 35 週齢時の卵重, 卵殻色および 40 週齢時の体重, 雌雄それぞれの外貌評価により, 飼養羽数の 3~4 割に対して独立淘汰を行った。相対希望改良量を実現するための推定総合育種価は, プログラム SIndex (佐藤, 2003) により相対希望改良量から算出した重み付け値と, BLUP 法によって推定した育種価の積和とした。このとき選抜に用いた形質の相対希望改良量および推定育種価への重み付け値を表 1 に示した。

それぞれの系統における世代別の飼養羽数および繁殖集団の大きさを表 2 に示した。次世代の作出にあたっては, 雄 1 羽の精子を雌 5 羽に人工授精し, 1 年 1 世代で 2 群に分けて餌付けた。

なお, 試験期間中に斃死または淘汰した鶏のデータは除外した。また, RIR および WL については, 前期産卵率が 40% を下回ることが稀であり, 潜在性の疾病が産卵に影響を及ぼした可能性 (Fairfull and Gowe, 1990) 等の非遺伝的要因による低産卵を考慮し, 該当した鶏のデータを除外した。

2. 飼養管理

雄鶏は, 餌付けから 9 週齢までバッテリー式育雛器 (開口 99 cm × 奥行 55 cm × 高さ 28 cm) で育雛し, 10 羽ずつ収容して育成した (544.5 cm²/羽)。その後, ブラックアウト方式の育成舎に移動し, ケージ (開口 90 cm × 奥行 50 cm × 高さ 60 cm) に 6 羽ずつ収容した (750.0 cm²/羽)。13 週齢時にブラックアウト方式の成鶏舎に移動し, 成鶏用ケージ (開口 44 cm × 奥行 53 cm × 高さ 65 cm) に 1 羽ずつ収容した (2,332 cm²/羽)。

雌鶏は, 餌付けから 13 週齢までバッテリー式育雛器 (開口 99 cm × 奥行 55 cm × 高さ 28 cm) で育雛し, 10 羽ずつ収容して育成した (544.5 cm²/羽)。13 週齢時にブラックアウト方式の成鶏舎に移動し, 成鶏用ケージ (開口 40 cm × 奥行 25 cm × 高さ 40 cm) に 1 羽ずつ収容した (1,000 cm²/羽)。

供試鶏は, 雄雌ともに 41 または 43 週齢で選抜し, 61 または 63 週齢まで飼養した。

給与飼料の粗タンパク質 (Crude Protein, CP) および代謝エネルギー (Metabolizable Energy, ME) は, 幼雛 (餌付け~30 日齢) には CP; 20~22%, ME; 2,900~2,980 kcal/kg, 中雛 (31~60 日齢) には CP; 17~18%, ME; 2,800~2,850 kcal/kg, 大雛 (61~

110日齢)にはCP;14~15%, ME;2,750~2,850kcal/kg,産卵期(111日齢以降)はCP;17%(夏季18%), ME;2,830kcal/kg(夏季2,850kcal/kg)とした。給餌は1日3回で不断給餌とし、飲水は自由摂取とした。

本研究における動物の取り扱いならびに飼養は、「動物実験の適正な実施に向けたガイドライン」(日本学会会議,2006)および「アニマルウェルフェアの考え方に対応した採卵鶏の飼養管理指針」(社団法人畜産技術協会,2011)に則り熟練した技術者が行った。

3. 調査項目および調査方法

雄鶏は35週齢時に体重(BW)測定,外貌調査および精液性状調査を実施し,雌鶏は24週齢から59週齢にかけて産卵率の調査,35週齢時に卵質検査,40週齢に体重測定および外貌調査を実施した。

24週齢から39週齢までの期間産卵率を前期産卵率(EPF)とし,44週齢から59週齢までの期間産卵率を後期産卵率(EPS)とした。また,それぞれの産卵率についてアークサイン変換($\arcsin\sqrt{EPF}$ および $\arcsin\sqrt{EPS}$)し,さらにラジアンを度数に変換したものを asinEPF および asinEPS とした。

卵質検査では,卵重,卵殻強度,卵殻色およびハウユニットを測定した。卵殻強度(ESS)は,ハーディングテスター(株式会社インテスコ社製,松戸,千葉県)を用いた。また,卵殻色(L*値, a*値およびb*値)は,色彩色差計(CR-400,株式会社コニカミノルタ,東京都)により測定した。ハウユニット(HU)については,卵白高測定器(QCH, Technical Service and Supplies, York, England)により卵白高を測定し,卵重(EW)のデータと併せてHaugh(1937)による方法を用いて求めた。

4. 遺伝的パラメーターおよび育種価の推定

EPF, asinEPF , EPS, asinEPS , EW, ESS, HU, 卵殻色およびBWについて,各系統G6までのデータを用いて単形質アニマルモデルREML法により遺伝率を,2形質アニマルモデルREML法により遺伝相関を,G6の育種価を単形質BLUP法アニマルモデルによって推定した。

遺伝的パラメーターおよび育種価の推定に用いた数学モデルは以下のとおりである。

$$y_{ijkl} = Gen_i + Group_j + Sex_k + a_l + e_{ijkl}$$

ここで, y_{ijkl} は形質の観測値, Gen_i は*i*番目の世代(母数効果;6水準), $Group_j$ は飼養開始時期による*j*番目の群(母数効果;3水準), Sex_k は*k*番目の性(母数効果;2水準), a_l は*l*番目の個体の育種価, e_{ijkl} は無作為誤差で, $E(a_l) = E(e_{ijkl}) = 0$, $\text{var}(a_l) = \sigma_a^2$, $\text{var}(e_{ijkl}) = \sigma_e^2$ および $\text{cov}(a_l, e_{ijkl}) = 0$ に従うものとする。ここで, σ_a^2 は相加的遺伝分散, σ_e^2 は誤差分散を表す。

遺伝的パラメーターの推定にはプログラムVCE 6.0.2 (Groenevald *et al.*, 2010)を用い,育種価の推定にはプログラムDMU 6.5.2 (Madsen and Jensen, 2013)を用いた。

5. 選抜の順位相関,重複割合,推定育種価の標準化選抜差

産卵率のアークサイン変換の有無が選抜順位および選抜差に及ぼす影響について,G6における推定育種価のスピアマンの順位相関係数を求めるとともに,推定育種価を用いてG6を切断型選抜した時に選抜される個体の違いについて重複する鶏の割合と推

定育種価の標準化選抜差を調べた。このとき,繁殖集団の羽数は,RIRで雄80羽・雌400羽,WLで雄75羽・375羽およびBPRで雄40羽・雌200羽とした。また,推定育種価の標準化選抜差は,繁殖集団と飼養鶏との推定育種価の選抜差を飼養鶏の推定育種価の標準偏差で除して求めた。

スピアマンの順位相関係数の算出には,ソフトウェアR 3.2.5 (R Core Team, 2016)を用いた。

6. 統計解析

調査項目の品種間差は一般化線形モデルを用いて検定した。このとき,EPFおよびEPSは二項分布を仮定し,リンク関数にロジスティック回帰を用いたTukeyの多重比較検定を行い,卵殻色は正規分布を仮定したStudentの*t*検定を行い,それ以外の項目については正規分布を仮定したTukeyの多重比較検定を行った。検定にあたっては,それぞれ以下のモデルを仮定した。

$$y_{ijk} = Breed_i + Year_j + Group_k + e_{ijk}$$

ここで, y_{ijk} は形質の観測値, $Breed_i$ は*i*番目の品種(母数効果;2または3水準), $Year_j$ は2006年から*j*番目の年(母数効果;8水準), $Group_k$ は飼養開始時期による*k*番目の群(母数効果;3水準)を示し, e_{ijk} はIを生起行列として $N(0, I\sigma_e^2)$ を仮定した無作為誤差である。

分析にはソフトウェアR 3.2.5 (R Core Team, 2016)とそのパッケージmultcomp 1.4-6 (Hothorn *et al.*, 2008)を用いた。

結 果

1. 基本統計量と産卵率の分布

供試鶏における各形質の基本統計量を表3に示した。RIRとWLのEWを除く,全ての形質において品種間差が認められた($P < 0.001$)。RIRおよびWLのEPFおよびEPSはBPRよりも高い値を示した。また,BPRはRIRおよびWLと比べてBWが大きく上回っていた。

アークサイン変換によるEPFおよびEPSの分布ならびに歪度(Skewness, Sk)の変化を図1に示した。アークサイン変換によってBPRの分布はほとんど変化していないのに対し,RIRおよびWLでは分布に大きな変化がみられ,歪度が0に近づいた。

2. 遺伝的パラメーターの推定値

供試鶏の産卵率に関する遺伝的パラメーターを表4に示した。相加的遺伝分散はRIRのEPFおよびEPSならびにWLのEPFで,アークサイン変換により大きくなった。EPFおよびEPSにおける遺伝率の推定値は,BPRのEPSを除き,アークサイン変換により0.01~0.02高くなった。アークサイン変換の有と無との産卵率の遺伝相関は,全ての品種で0.98以上と高い値を示した。

産卵率のアークサイン変換が産卵率,卵質形質および体重の遺伝的パラメーター推定値に及ぼす影響を表5に示した。産卵率と卵質形質の遺伝相関において,品種間で共通の傾向はみられなかった。一方,アークサイン変換により,RIRのEWおよびHUでEPSとの遺伝相関が負から正に逆転し,WLのESSでEPFとの遺伝相関が正から負に逆転した。

3. 選抜の順位相関,重複割合,推定育種価の標準化選抜差

G6における選抜順位のスピアマン順位相関および繁殖集団で重複した鶏の割合を表6に示した。RIRおよびWLにおける順

表 3. 供試鶏における基本統計量

品種 ¹	形質 ²	単位	羽数	平均 ³	標準偏差	最小	最大	歪度
RIR	EPF	%	14,807	96.2 ^c	4.7	40	100	-4.21
	asinEPF		14,807	80.4 ^c	6.1	39	90	-0.89
	EPS	%	14,526	92.5 ^c	9.8	0	100	-5.01
	asinEPS		14,526	75.9 ^c	8.8	0	90	-2.72
	EW	g	14,751	59.3 ^a	4.2	43	76	0.21
	HU		14,751	88.8 ^c	4.8	53	108	-0.13
	ESS	kg/cm ²	14,751	3.9 ^b	0.6	1.1	6.4	0.49
	L*		14,751	61.7 ^a	3.7	47	81	-0.60
	a*		14,751	16.8 ^b	2.5	4	24	-1.13
	b*		14,751	28.2 ^b	2.2	12	34	-0.33
BW ♀	g	14,807	1,825 ^b	407.3	1,045	2,887	-0.95	
BW ♂	g	3,909	2,651 ^b	202.3	1,412	3,805	0.53	
WL	EPF	%	7,598	94.5 ^b	7.5	40	100	-3.38
	asinEPF		7,598	78.7 ^b	8.0	39	90	-1.18
	EPS	%	5,937	88.0 ^b	12.2	0	100	-2.82
	asinEPS		5,937	71.6 ^b	10.0	0	90	-1.53
	EW	g	7,487	59.1 ^a	3.8	45	75	0.14
	HU		7,481	88.5 ^b	5.5	37	106	-0.17
	ESS	kg/cm ²	7,482	4.2 ^c	0.5	0.9	6.9	-0.78
	BW ♀	g	7,536	1,748 ^a	196.0	800	2,820	0.36
BW ♂	g	2,047	2,123 ^a	174.5	1,200	2,780	0.03	
BPR	EPF	%	6,064	86.6 ^a	13.1	0	100	-4.22
	asinEPF		6,064	69.6 ^a	10.5	0	90	-3.63
	EPS	%	5,055	75.4 ^a	13.4	0	99	-2.27
	asinEPS		5,055	60.7 ^a	9.2	0	84	-2.29
	EW	g	5,863	59.5 ^b	3.9	41	75	0.11
	HU		5,861	82.9 ^a	6.2	37	102	-0.22
	ESS	kg/cm ²	5,859	3.7 ^a	0.6	0.3	5.8	0.34
	L*		5,863	64.2 ^b	4.5	8	86	-1.00
	a*		5,863	15.4 ^a	2.7	1	22	-0.87
	b*		5,863	25.9 ^a	2.8	8	32	-0.62
BW ♀	g	5,984	2,373 ^c	282.1	1,169	3,880	0.47	
BW ♂	g	2,325	3,029 ^c	286.2	1,771	4,241	0.02	

¹RIR: ロードアイランドレッド, WL: 白色レグホン, BPR: 横斑プリマスロック

²EPF: 前期産卵率 (24~39 週齢), asinEPF: アークサイン変換後の EPF, EPS: 後期産卵率 (44~59 週齢), asinEPS: アークサイン変換後の EPS, EW: 卵重 (35 週齢), ESS: 卵殻強度 (35 週齢), HU: ハウユニット (35 週齢), 卵殻色 L*: 明度, a*: 色相 (赤~緑), b*: 色相 (黄~青), BW: 体重 (♂35 週齢, ♀40 週齢)

³同一形質の異符号間で有意差あり ($P < 0.001$)

位相関係数は EPF で 0.94 前後, EPS で 0.94 または 0.97 となり, 切断型選抜では選抜鶏の 2~3 割が入れ替わることが明らかとなった。一方, BPR における順位相関係数は 0.98 以上となり, 特に EPS における選抜の影響は非常に小さいことが示唆された。

G6 の選抜においてアークサイン変換の有無が推定育種値の標準化選抜差に及ぼす影響を表 7 に示した。推定育種値の標準化選抜差は, RIR の雌の EPF で 0.04 大きくなったが, それ以外の形質では 0.03~0.05 小さくなった。WL では 0.03~0.04, BPR では 0.05~0.10 大きくなった。

考 察

採卵鶏 3 品種について, 24 週齢から 39 週齢までと 44 週齢から 59 週齢までの 2 つの期間産卵率に対するアークサイン変換が遺伝的パラメーターの推定および選抜に及ぼす影響を調査した結果, RIR と WL では EW で差が認められなかったが, BPR はいずれの品種とも異なる成績を示した。これは, 供試鶏それぞれの品種成立の背景の違いによるものと考えられるが, EW で RIR と WL との品種間差が認められなかったことについては, 上記に加え, 箱詰鶏卵規格 (農林水産省, 2000) のうち収益性の高い M サイズ

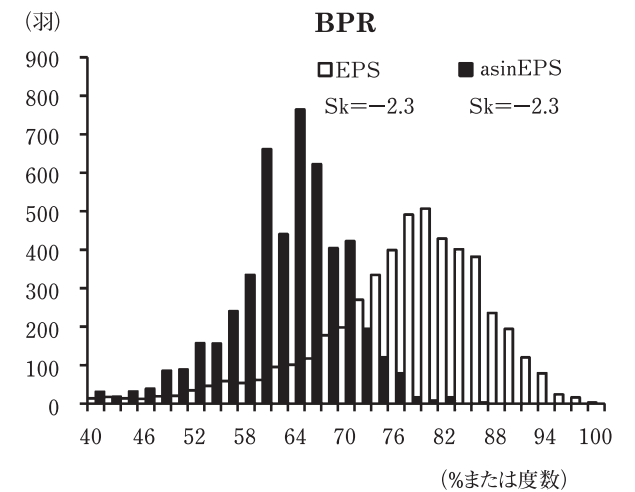
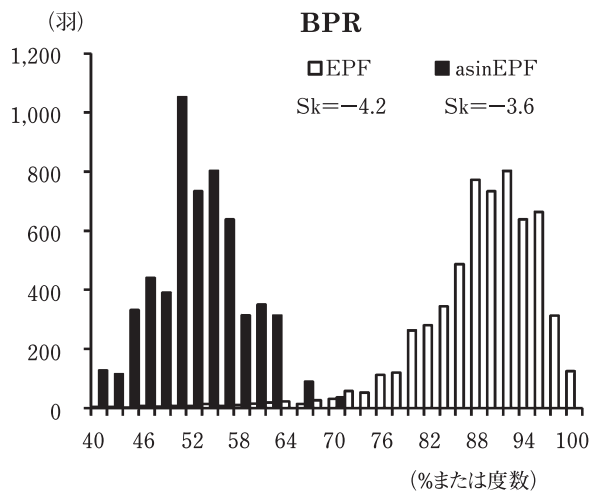
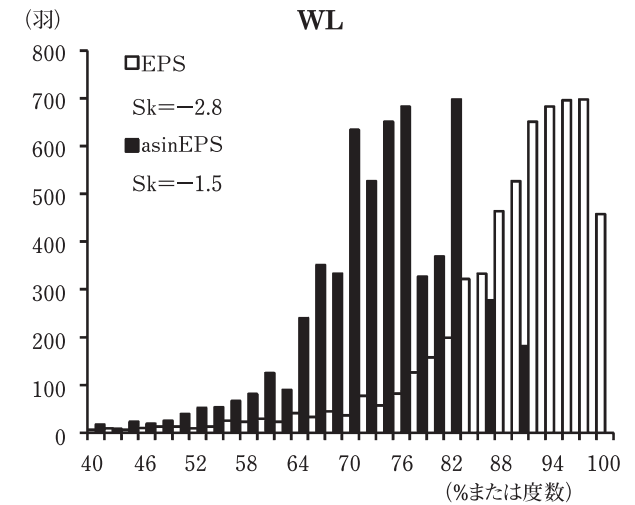
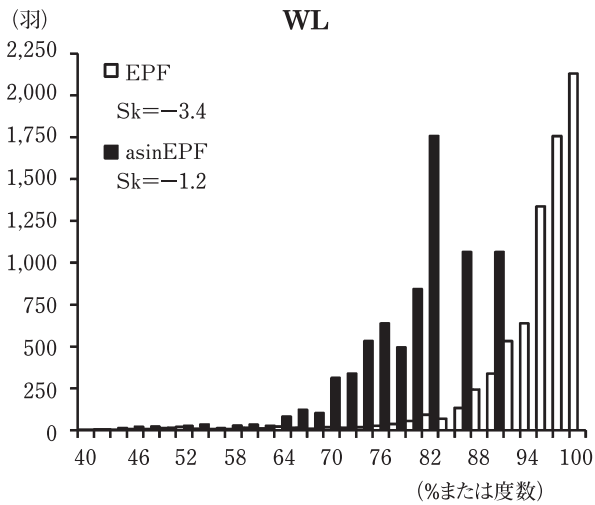
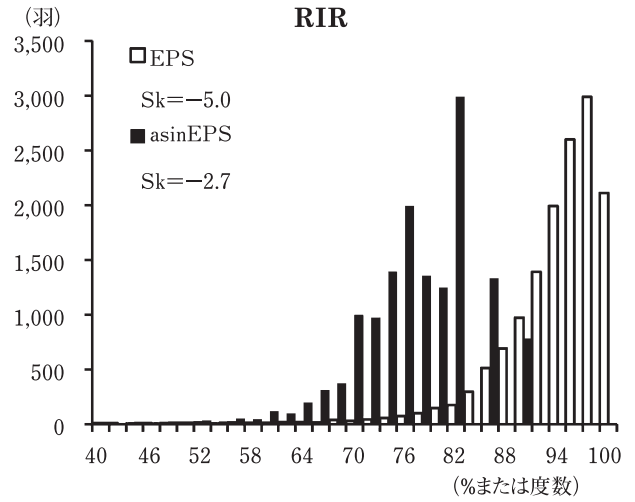
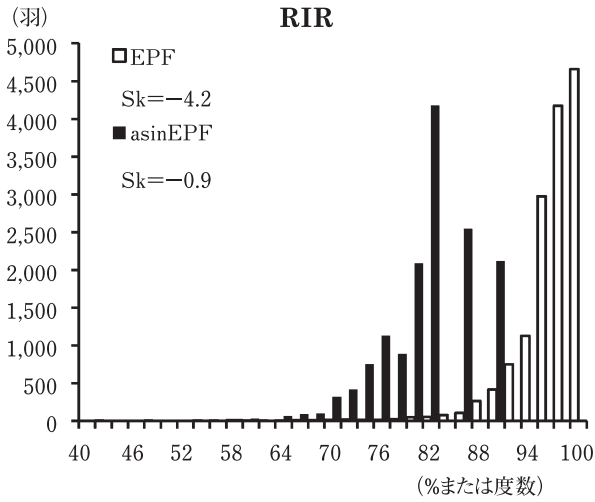


図 1. アークサイン変換による産卵率の分布および歪度の変化

¹RIR：ロードアイランドレッド，WL：白色レグホン，BPR：横斑プリマスロック

²EPF：前期産卵率（%，24～39週齢），asinEPF：アークサイン変換後のEPF（度数），EPS：後期産卵率（%，44～59週齢），asinEPS：アークサイン変換後のEPS（度数）

³Sk：歪度

表 4. 産卵率のアークサイン変換が遺伝的パラメーター推定値に及ぼす影響 (相加的遺伝分散: σ_e^2 , 対角: 遺伝率, 対角下: 遺伝相関, 括弧内: 標準誤差)

品種 ¹	形質 ²	σ_e^2	EPF	asinEPF	EPS	asinEPS
RIR	EPF	0.561 (0.163)	0.026 (0.008)			
	asinEPF	1.465 (0.335)	0.978 (0.017)	0.039 (0.009)		
	EPS	1.316 (0.637)	0.485 (0.193)	0.551 (0.175)	0.014 (0.007)	
	asinEPS	2.519 (0.639)	0.507 (0.128)	0.570 (0.135)	1.000 (0.006)	0.033 (0.008)
WL	EPF	0.436 (0.415)	0.008 (0.007)			
	asinEPF	1.173 (0.654)	0.982 (0.047)	0.018 (0.010)		
	EPS	5.009 (2.466)	0.765 (0.324)	0.748 (0.223)	0.034 (0.017)	
	asinEPS	4.310 (1.568)	0.680 (0.319)	0.652 (0.241)	1.000 (0.000)	0.044 (0.016)
BPR	EPF	27.404 (5.617)	0.158 (0.031)			
	asinEPF	20.282 (3.564)	0.990 (0.003)	0.184 (0.031)		
	EPS	55.728 (7.094)	0.879 (0.034)	0.868 (0.033)	0.305 (0.035)	
	asinEPS	25.933 (3.206)	0.880 (0.031)	0.875 (0.032)	0.998 (0.001)	0.305 (0.034)

¹RIR: ロードアイランドレッド, WL: 白色レグホン, BPR: 横斑プリマスロック

²EPF: 前期産卵率 (24~39 週齢), asinEPF: アークサイン変換後の EPF, EPS: 後期産卵率 (44~59 週齢), asinEPS: アークサイン変換後の EPS

卵 (58~63g) を生産するように独立淘汰が行われた影響があると考えられる。

内藤 (2014) によると、鶏の主要な形質における遺伝率は、短期産卵率で 0.1~0.3, 卵重で 0.3~0.7, 卵殻強度で 0.3~0.5, 体重で 0.4~0.6 とされているが、RIR および WL の遺伝率はこれらの推定値よりも小さな値が推定された。本研究で供試した RIR および WL の集団は、表 2 に示したように飼養鶏から繁殖集団に供する割合が 1~2 割と選抜圧が高くなっている。遺伝率の変化は選抜による遺伝子頻度の変化によって起こる (Falconer and Mackay, 1996) が、Sharma *et al.* (1996) は、長期的な選抜の繰り返しによる産卵個数、卵重および体重の遺伝率の低下を報告しており、供試集団でも本研究以前からの長期的な選抜により遺伝的変異が小さくなった結果と考える。また、BPR の選抜圧は RIR および WL よりも低く、本研究以前の造成経緯の違いも含めた理由で遺伝的変異がそれほど小さくなっていなかったと考える。

産卵率の歪度が特に大きかった RIR および WL でアークサイン変換により遺伝率が強く推定された。これは、アークサイン変換により産卵率の歪度が 0 に近くなり、線形モデルを想定する標準的な統計的方法における仮定 (Bartlett, 1947; Ibe and Hill,

1988) にデータが近づいたためと推察された。採卵鶏は大規模に飼養されることが多く、わずかな生産性の向上も収益に大きく反映されるため、遺伝率の上昇により遺伝的改良量の増加が期待できることは重要な結果と考える。

アークサイン変換の有無により、期間産卵率を用いて評価した 6 世代目に繁殖集団として選抜された鶏は、いずれの品種でもスピアマンの順位相関係数が 0.93~0.95 と高かったものの、重複しない鶏の割合は RIR および WL において 2~3 割となった。これは、切断型選抜では家系が考慮されていないため、特定の家系で順位が急落したきょうだいが繁殖集団から外れ、個体の一致度がそれほど高くならなくなったと考える。つまり、繁殖に供用する羽数を家系によって制限した場合、重複しない鶏の割合は小さくなると推察される。一方、BPR においては、アークサイン変換による繁殖集団の個体の一致度が高かった。これは、BPR の産卵率の分布が正規分布に近く、母数効果の推定効率の低下を招かず、育種価の推定値に影響しなかったと考えられる。

アークサイン変換により産卵率と一部の卵質形質の遺伝相関の正負が逆転したことについて、RIR で遺伝相関が負から正に逆転した EPS と EW および HU との遺伝相関は、WL では正の弱い

表 5. 産卵率のアークサイン変換が産卵率、卵質形質および体重の遺伝的パラメーター推定値に及ぼす影響（相加的遺伝分散 (σ^2), 産卵率との遺伝相関, 対角：遺伝率, 対角下：遺伝相関)

品種 ¹	形質 ²	σ^2	EPF	asin EPF	EPS	asin EPS	EW	HU	ESS	L*	a*	b*	BW
RIR	EW	1.90	-0.37	-0.33	-0.03	0.02	0.12						
	HU	2.81	0.05	0.15	-0.04	0.02	0.03	0.12					
	ESS	0.02	-0.20	-0.25	-0.12	-0.17	-0.10	0.06	0.07				
	L*	1.01	-0.38	-0.30	-0.43	-0.26	0.02	-0.19	0.28	0.08			
	a*	0.50	0.33	0.26	0.32	0.17	-0.01	0.11	-0.15	-0.95	0.10		
	b*	0.49	0.08	0.01	-0.12	-0.11	-0.03	0.29	-0.20	-0.22	0.15	0.10	
	BW	3,063	0.37	0.28	0.22	0.21	-0.03	-0.02	-0.36	-0.02	0.05	0.00	0.06
WL	EW	2.25	0.31	0.21	0.39	0.34	0.16						
	HU	1.58	-0.28	-0.45	0.32	0.24	-0.13	0.06					
	ESS	0.02	0.04	-0.13	-0.07	-0.17	-0.19	-0.09	0.06				
	BW	5,613	0.30	0.35	0.08	0.08	0.56	-0.35	-0.01				0.15
BPR	EW	11.16	-0.14	-0.19	-0.04	-0.05	0.72						
	HU	16.19	-0.18	-0.15	-0.03	-0.02	0.27	0.48					
	ESS	0.10	-0.20	-0.20	-0.02	-0.05	0.11	-0.02	0.33				
	L*	9.02	-0.03	-0.02	-0.15	-0.13	-0.18	-0.01	-0.07	0.47			
	a*	3.26	0.14	0.14	0.22	0.20	0.16	0.02	0.12	-0.98	0.45		
	b*	3.86	0.20	0.19	0.17	0.17	0.21	0.04	-0.04	-0.55	0.54	0.48	
	BW	47,778	0.12	0.09	0.13	0.12	0.42	0.14	0.07	-0.38	0.40	0.22	0.57

¹RIR：ロードアイランドレッド，WL：白色レグホン，BPR：横斑プリマスロック

²EPF：前期産卵率（24～39週齢），asinEPF：アークサイン変換後のEPF，EPS：後期産卵率（44～59週齢），asinEPS：アークサイン変換後のEPS，EW：卵重（35週齢），HU：ハウユニット（35週齢），ESS：卵殻強度（35週齢），卵殻色L*：明度，a*：色相（赤～緑），b*：色相（黄～青），BW：体重（♂35週齢，♀40週齢）

表 6. 飼養鶏 6 世代目のスピアマンの順位相関係数および繁殖集団で重複した鶏の割合

品種 ¹	性	形質			
		EPF と asinEPF ²		EPS と asinEPS ³	
		スピアマンの 順位相関係数	重複割合 (重複数)	スピアマンの 順位相関係数	重複割合 (重複数)
RIR	♂	0.95	73.8 (59/80)	0.94	72.5 (58/80)
	♀	0.94	80.3 (321/400)	0.94	76.3 (305/400)
WL	♂	0.94	78.7 (59/75)	0.97	82.7 (62/75)
	♀	0.93	81.9 (307/375)	0.97	85.9 (322/375)
BPR	♂	0.98	95.0 (38/40)	1.00	100 (40/40)
	♀	0.98	89.0 (178/200)	1.00	98.0 (196/200)

¹RIR：ロードアイランドレッド，WL：白色レグホン，BPR：横斑プリマスロック

²EPF：前期産卵率（24～39週齢），asinEPF：アークサイン変換後のEPF

³EPS：後期産卵率（44～59週齢），asinEPS：アークサイン変換後のEPS

表 7. 飼養鶏 6 世代目の選抜においてアークサイン変換の有無が推定育種価の標準化選抜差に及ぼす影響

品種 ¹	性	形質 ²	標準化選抜差	差	
RIR	♂	EPF	1.67	-0.05	
		asinEPF	1.62		
		EPS	1.52		
	♀	asinEPS	1.46	-0.06	
		EPF	1.48		
		asinEPF	1.52		
WL	♂	EPS	1.44	0.04	
		asinEPS	1.41		
		EPF	1.22		
	♀	asinEPF	1.26	0.03	
		EPS	1.26		
		asinEPS	1.29		
BPR	♂	EPF	1.13	0.04	
		asinEPF	1.17		
		EPS	1.11		
	♀	asinEPS	1.14	0.03	
		EPF	1.79		0.10
		asinEPF	1.89		
BPR	♂	EPS	1.60	0.08	
		asinEPS	1.68		
		EPF	1.19		
	♀	asinEPF	1.27	0.08	
		EPS	1.15		
		asinEPS	1.20		

¹RIR: ロードアイランドレッド, WL: 白色レグホン, BPR: 横斑ブリマスロック

²EPF: 前期産卵率 (24~39 週齢), asinEPF: アークサイン変換後の EPF

³EPS: 後期産卵率 (44~59 週齢), asinEPS: アークサイン変換後の EPS

遺伝相関があり、BPR では相関がなかった。産卵率と卵重との遺伝相関は-0.33~0.13 (Savegnago *et al.*, 2011; Wolc *et al.*, 2012)、産卵率と HU との遺伝相関は-0.32~0.18 (Fairfull and Gowe, 1990) との報告があり、これらの遺伝相関に一定の傾向はみられない。本研究では、それぞれの調査期間が異なることから遺伝相関がなく、データの変換によって値が振れたものと考えられる。WL において遺伝相関が正から負に逆転した EPF と ESS については、RIR および BPR で-0.2 程度の値が推定されており、WL でも同等の値に変化している。また、過去の報告でも産卵率と ESS とは-0.43~-0.34 の遺伝相関が推定されている (蕪澤, 2010; 中村ら, 2011)。

推定育種価の標準化選抜差は、RIR 雌鶏の EPF および WL で大きくなっており、選抜効率の向上が期待される。一方、RIR では雌鶏の EPF を除く全ての形質で推定育種価の標準化選抜差が小さくなった。これは、アークサイン変換による推定育種価の分散の増加が選抜差の拡大と比べて相対的に大きくなったためであ

り、アークサイン変換の利用は、必ずしも遺伝的改良量の増加に結びつかないことが示唆された。なお、BPR の推定育種価の標準化選抜差は大きくなったがアークサイン変換による繁殖集団の個体の一致度が高かったことから、系統造成に及ぼす影響は少ないものと考えられる。

アークサイン変換の利用による遺伝的パラメーターの推定値および選抜への影響は品種によって異なった。その理由は、集団によってデータが持つ不等分散性の性質が異なるためと考えられ、Yang *et al.* (2011) は、歪度の影響を指摘している。本研究では、RIR および WL と比べて BPR で歪度が大きかったが、その理由は RIR および WL に対して行った非遺伝的要因を理由としたデータ編集の影響が考えられる。一方、アークサイン変換の有無による歪度の変化は BPR よりも RIR および WL で大きいことから、アークサイン変換の利用についてはデータの歪度そのものではなく、変換による歪度の変化から検討すべきと考えられる。なお、アークサイン変換した産卵率の平均値や、その上限値および下限

値は、パーセントに戻さなければならない(吉田, 1998)。そのため、産卵率の平均値をアークサイン変換した値と各個体の産卵率をアークサイン変換した値の平均値は異なるので、相対希望改良量の設定が困難である。さらに、推定育種値に単位がないため遺伝的改良量の評価が難しくなるなど、改良目標を達成するための系統造成において扱い難くなることに留意が必要である。

以上により、分布の局在する産卵率にアークサイン変換を用いると、分布に正規性をもたらすとともに、遺伝率が向上することから、期間産卵率の評価に有効であるとともに、品種と形質により、選抜効率の向上が示唆された。

謝 辞

本研究を遂行するにあたって、データ収集にご協力いただいた家畜改良センター岡崎牧場の職員の皆様に深謝いたします。

引用文献

- Bartlett MS. The use of transformations. *Biometrics*, 3: 39-52. 1947.
- Besbes B and Ducrocq V. 9 Use of mixed model methodology in breeding strategies for layers. In: *Egg poultry genetics, breeding and biotechnology* (Muir WM and Aggrey SE eds), pp. 127-146. CAB Publishing, Cambridge. 2003.
- Boukila B, Desmarais M, Pare JP and Bolamba D. Selection for increased egg production based on annual record in three strains of white leghorns. 1. Comparison of different partial records to improve annual egg production. *Poultry Science*, 66: 1077-1084. 1987.
- Box GEP and Cox DR. An analysis of transformations. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, 26, 2: 211-252. 1964.
- Brah GS, Lanza GM, Potts PL and Washburn KW. Effects of deviations from normality on selection intensities for shell deformation and egg weight in Chickens. *Poultry Science*, 61: 424-428. 1982.
- Cochez LP and Pero R. Sélection des caractères économiques. Transformation des mesures brutes en écarts réduits pour atténuer l' incidence des variations de milieu. In: *Proceedings of the 10th World's Poultry Congress*. Edinburgh. pp. 16-19. 1954.
- Fairfull RW and Gowe RS. Egg production in chickens. In: *Poultry breeding and genetics* (Crawford RD eds), pp. 705-759. Elsevier Science Publishers, Amsterdam. 1990.
- Falconer DS and Mackay TFC. 11 Selection: I. The response and its prediction. In: *Introduction to quantitative genetics* 4th edition. pp. 184-207. Addison Wesley Longman Ltd., Harlow, Essex, England. 1996.
- Groenevald E, Kovac M and Mielennz N. VCE user's guide and reference manual version 6.0.2. 2010. <http://vce.tzv.fal.de/>. Accessed on November 27, 2015.
- Haugh RR. The Haugh unit for measuring egg quality. *United States Egg Poultry Magazine*, 43: 552-555, 572-573. 1937.
- Hothorn T, Bretz F and Westfall P. Simultaneous inference in general parametric models. *Biometrical Journal*, 50, 3: 346-363. 2008. R package version 1.4-6. <https://cran.r-project.org/>. Accessed on September 7, 2016.
- Ibe SN and Hill WG. Transformation of poultry egg production data to improve normality, homoscedasticity and linearity of genotypic regression. *Journal of Animal Breeding and Genetics*, 105: 231-240. 1988.
- Madsen P and Jensen J. A users guide to DMU: A package for analyzing multivariate mixed models, version 6, release 5.2. 2013. <http://dmu.agrsci.dk/>. Accessed on November 7, 2015.
- 内藤 充. 2.2.4 ニワトリの育種. 第2章 育種・繁殖・アニマルテクノロジー. 最新 畜産ハンドブック (扇元敬司・荻澤圭二郎・桑原正貴・寺田文典・中井 裕・杉浦勝明 編). 第1版. 58-59頁. 講談社. 東京都. 2014.
- 中村明弘・長尾健二・木野勝敏・野田賢治・宮川博充・内田正起. 名古屋種の新卵用系統「NG5」の造成. 愛知県農業総合試験場研究報告, 43: 109-118. 2011.
- 日本学会会議. 動物実験の適正な実施に向けたガイドライン. 東京. 2006.
- 荻澤圭二郎. 非破壊変形に対する選抜による卵殻強度の遺伝的改良に関する研究. 畜産草地研究所研究報告, 10: 29-84. 2010. 農林水産省. 箱詰鶏卵規格. 鶏卵規格取引要綱. 2000.
- R Core Team. R: A language and environment for statistical computing. R foundation for statistical computing, Vienna, Austria. 2016. Software version 3.2.5. <https://www.r-project.org/>. Accessed on August 24, 2016.
- Sakia RM. The Box-Cox transformation technique: a review. *The Statistician*, 41: 169-178. 1992.
- 佐藤正寛. 血縁情報を取り入れた選抜指数を算出するプログラムの開発. 日本養豚学会誌, 40: 11-20. 2003. <https://www.naro.affrc.go.jp/nilgs/contents/program/sindex/index.html>. Accessed on November 27, 2015.
- Savegnago RP, Caetano SL, Ramos SB, Nascimento GB, Schmidt GS, Ledur MC and Munari DP. Estimates of genetic parameters, and cluster and principal components analyses of breeding values related to egg production traits in a White Leghorn population. *Poultry Science*, 90: 2174-2188. 2011.
- 社団法人 畜産技術協会. アニマルウェルフェアの考え方に対応した採卵鶏の飼養管理指針. 東京. 2011.
- Sharma D, Johari DC, Kataria MC, Singh BP, Singh DP and Hazary RC. Effect of long term selection on genetic parameters of economic traits in White Leghorn. *Asian-Austrasian Journal of Animal Science*, 9: 455-459. 1996.
- Fairfull RW and Gowe RS. Egg production in chickens. In: *Poultry breeding and genetics* (Crawford RD eds), pp. 705-759. Elsevier Science Publishers, Amsterdam. 1990.
- Wolc A, Arango J, Settari P, O'Sullivan NP, Olori VE, White IMS, Hill WG and Dekkers JCM. Genetic parameters of egg defects and egg quality in layer chickens. *Poultry Science*, 91: 1292-1298. 2012.
- Yang Y, Christensen OF and Sorensen D. Analysis of a genetically structured variance heterogeneity model using the Box-Cox transformation. *Genetics Research*, 93: 33-46. 2011.
- 吉田 実. 7 計数データの取り扱い. 第I編 基本的実験計画. 畜産を中心とする実験計画法. 第8版. 216-218頁. 養賢堂. 東京都. 1998.

Influence of Application of Arcsine Square Root Transformation for Egg Production Rate on the Estimation of Genetic Parameter and Selection in High Performance Layers

Yo Fukuzawa^{1,2}, Kazuo Ishii³ and Masahiro Satoh⁴

¹National Livestock Breeding Center Okazaki Station, Okazaki, Aichi 444-3161, Japan

²Current address : National Livestock Breeding Center Hyogo Station, Tatsuno, Hyogo 679-4017, Japan

³NARO Institute of Livestock and Grassland Science, Tsukuba, Ibaraki 305-0901, Japan

⁴Graduate School of Agricultural Science, Tohoku University, Sendai, Miyagi 981-8555, Japan

Localized distribution of egg production rate in high performance layers may cause a decline of efficiency in estimation of fixed effects with corresponding loss of power of tests and heterogeneity of error variances. The arcsine square root transformation (ASINSQRT) is used as one of solutions of these problems. We investigated the influence of application of ASINSQRT on the estimation genetic parameter and the selection and the its difference between breeds in egg production at 24-39 (EPF) and 44-59 (EPS) weeks of age and egg quality at 35 weeks of age. Data were collected over 6 generations of 3 strains from 3 different breeds in National Livestock Breeding Center Okazaki Station: Rhode Island Red (RIR), White Leghorn (WL) and Barred Plymouth Rock (BPR).

The skewness of EPF and EPS was approximated to 0 by ASINSQRT and heritabilities of EPF and EPS were increased 0.01 to 0.02 except EPS in BPR. The sign of genetic correlations between egg production rate and a few egg quality traits turned over in RIR and WL. In the 6th generation of RIR and WL, the spearman's rank correlations in breeding values of egg production rate between non-transformed data and transformed data were about 0.94 in EPF, 0.94 and 0.97 in EPS, respectively. By application of ASINSQRT, 20 to 30% of layers were replaced in truncation selection. No influence on selection in BPR was suggested. The standardized selection differential of estimated breeding value became high in female RIR of EPF and WL by application of ASINSQRT.

These results indicated that ASINSQRT is effective to evaluate of egg production rate which has localized distribution data in it brought data close to normal distribution and increased heritabilities. And by ASINSQRT, improvement of the selection efficiency was suggested in some traits.

(Japanese Journal of Poultry Science, 54 : J1-J10, 2017)

Key words : arcsine square root transformation, egg laying performance, genetic parameter, selection, chicken