การประมาณค่าพารามิเตอร์ทางพันธุกรรมสำหรับช่วงวันท้องว่างหลังหย่านมถึงผสมพันธุ์ครั้งแรกและลักษณะการให้ลูกในประชากรสุกรเชิงการค้าแห่งหนึ่งในภาคเหนือของประเทศไทย

Genetic parameters estimation for weaning-to-first service interval and litter traits in a commercial Landrace-Large White swine population in Northern Thailand

ฉัตรชัย จันทร์สมบูรณ์ (Chatchai Chansomboon)* Dr. Mauricio A. Elzo**

ดร.ธนาทิพย์ สุวรรณโสภี (Dr. Thanathip Suwanasopee)*** ดร.ศกร คุณวุฒิฤทธิรณ (Dr. Skorn Koonawootrittriron)****

บทคัดย่อ

ช่วงวันท้องว่างหลังหย่านมถึงผสมพันธุ์ครั้งแรก (WSI) จำนวนลูกแรกคลอดมีชีวิต (NBA) น้ำหนักครอกแรกคลอดรวม (LBW) จำนวนลูกเมื่อหย่านม (NPW) และน้ำหนักครอกรวมเมื่อหย่านม (LWW) จำนวน 4,399 บันทึกของสุกรที่ถูกเลี้ยงดูในประชากรสุกรเชิงการค้าแห่งหนึ่งในภาคเหนือของประเทศไทย ถูกนำมาประมาณค่าพารามิเตอร์ทางพันธุกรรม โดยใช้ animal model (สำหรับ WSI) และ sire-dam model (สำหรับลักษณะการให้ลูก) ผลการศึกษาพบว่า อัตราพันธุกรรมและอัตราซ้ำสำหรับ WSI มีค่าต่ำ (0.04 ± 0.02) สหสัมพันธ์ทางพันธุกรรม สภาพแวดล้อมแบบถาวร และลักษณะปรากฏระหว่าง WSI กับลักษณะการให้ลูกแต่ละลักษณะมีค่าเข้าใกล้ศูนย์ สหสัมพันธ์ทางพันธุกรรมระหว่างการให้ลูกมีค่าอยู่ในช่วง 0.56 ± 0.20 ถึง 0.95 ± 0.05 และมีค่าเข้าใกล้ศูนย์สำหรับ NBA กับ LWW และ LBW กับ LWW และให้ผลในทำนองเดียวกันสำหรับสหสัมพันธ์ของความเป็นแม่ สภาพแวดล้อมแบบถาวร และลักษณะปรากฏผลการศึกษาชี้ให้เห็นว่า การวิเคราะห์ทีละลักษณะควรนำมาใช้สำหรับ WSI และ การวิเคราะห์ที่ละหลายลักษณะพร้อมกันควรถูกนำมาใช้สำหรับลักษณะการให้ลูก

ABSTRACT

Weaning-to-first service interval (WSI), number of piglets born alive (NBA), litter weight at birth (LBW), number of piglets at weaning (NPW), and litter weight at weaning (LWW), which was totally 4,399 records gathered from sows in a commercial swine population in Northern Thailand, were used to estimate genetic parameters. Analyses were done using an animal model for WSI, and sire-dam model for litter traits. The estimates of heritability and repeatability for WSI were low (0.04 ± 0.02). Direct genetic, permanent environment and phenotypic correlations estimates between WSI and litter traits were close to zero. Direct genetic correlations among litter traits ranged from 0.56 ± 0.20 to 0.95 ± 0.05, except for near zero estimates between NBA and LWW, and LBW and LWW. Maternal, permanent environment and phenotypic correlations among litter traits had similar patterns of values to direct genetic correlations. These results imply that a single trait analysis could be used for WSI and a multiple trait analysis could be implemented for litter traits.

คำสำคัญ : ค่าพารามิเตอร์ทางพันธุกรรม ลักษณะการให้ลูก ช่วงวันท้องว่าง สุกร

Key Words : Genetic parameters, Litter traits, Service interval, Swine

---

* *นักศึกษาหลักสูตรวิทยาศาสตรดุษฎีบัณฑิต สาขาวิชาสัตวศาสตร์ ภาควิชาสัตวบาล คณะเกษตร มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์*

** *Professor of Animal breeding and genetics, Department of Animal Sciences, IFAS, University of Florida, Florida, USA*

*** *อาจารย์ประจำ ภาควิชาสัตวบาล คณะเกษตร มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์ กรุงเทพฯ*

**** *ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ภาควิชาสัตวบาล คณะเกษตร มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์ กรุงเทพฯ*

บทนำ

โดยทั่วไป การปรับปรุงพันธุกรรมสุกรในการผลิตเชิงการค้า มักพิจารณารายละเอียดของลักษณะที่สำคัญทางเศรษฐกิจ ทั้งในแง่ของการให้ผลผลิต การเจริญเติบโต และการสืบพันธุ์ โดยเฉพาะอย่างยิ่งลักษณะการให้ลูก (litter traits) เช่น จำนวนลูกแรกคลอดมีชีวิต (NBA) น้ำหนักครอกแรกคลอดรวม (LBW) จำนวนลูกเมื่อหย่านม (NPW) และน้ำหนักครอกรวมเมื่อหย่านม (LWW) เป็นต้น อย่างไรก็ตาม ในปัจจุบันช่วงวันท้องว่างหลังหย่านมถึงผสมพันธุ์ครั้งแรก (WSI) ของแม่สุกรถูกนำมาใช้ในการพิจารณาคัดเลือกสุกรทดแทนมากยิ่งขึ้น เนื่องจาก ช่วงเวลาดังกล่าวเป็นช่วงเวลาที่แม่สุกรไม่ให้ผลผลิต แต่มีการใช้ต้นทุนการผลิตของฟาร์มอย่างต่อเนื่องตลอดช่วงเวลาดังกล่าว

สำหรับประชากรสุกรที่ถูกเลี้ยงในประเทศไทย มีผู้รายงานถึง ค่าประมาณของพารามิเตอร์ทางพันธุกรรมสำหรับลักษณะการให้ลูกว่ามีค่า 0.11 ± 0.04 สำหรับ NBA และมีค่า 0.08 ± 0.03 สำหรับ LBW (Pholsing et al., 2009) มีค่า 0.01 ± 0.02 สำหรับ NPW และมีค่า 0.08 ± 0.03 สำหรับ LWW (Suwanasopee, 2006) และมีค่า 0.17 ± 0.03 สำหรับ WSI (Imboonta et al., 2007) แต่อย่างไรก็ตาม ยังไม่ พบว่ามีการรายงานถึงค่าประมาณความสัมพันธ์ระหว่าง WSI และลักษณะการให้ลูกสำหรับประชากรสุกรในประเทศไทย โดยเฉพาะอย่างยิ่งในประชากรที่เลี้ยงในโรงเรือนแบบเปิด ซึ่งได้รับอิทธิพลจากความผันแปรของสภาพภูมิอากาศมากกว่าโรงเรือนแบบปิด

วัตถุประสงค์ของการวิจัย

เพื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ทางพันธุกรรม สำหรับลักษณะ WSI และการให้ลูก (litter traits; NBA, LBW, NPW และ LWW) ภายใต้การเลี้ยงแบบโรงเรือนเปิด ในประชากรสุกรเชิงการค้าแห่งหนึ่ง ที่ประกอบด้วยกลุ่มพันธุ์ แลนด์เรซ, ลาร์จไวท์, ลูกผสมระหว่าง แลนด์เรซ × ลาร์จไวท์ และ ลาร์จไวท์ × แลนด์เรซ ในจังหวัดเชียงใหม่

อุปกรณ์และวิธีการวิจัย

ลักษณะที่ศึกษา และชุดข้อมูล

ข้อมูลช่วงวันท้องว่างหลังหย่านมถึงผสมพันธุ์ครั้งแรก (weaning-to-first service interval; WSI) จำนวนลูกแรกคลอดมีชีวิต (number of piglets born alive; NBA) น้ำหนักครอกแรกคลอดรวม (litter weight at birth; LBW) จำนวนลูกเมื่อหย่านม (number of piglets at weaning; NPW) และน้ำหนักครอกรวมเมื่อหย่านม (litter weight at weaning; LWW) จำนวน 4,399 บันทึกที่รวบรวมได้จากแม่พันธุ์สุกร จำนวนรวม 1,852 ตัว ที่ให้ผลผลิต ตั้งแต่ พ.ศ. 2532 ถึง 2551 (ค.ศ. 1989 ถึง 2008) ในประชากรสุกรที่ถูกเลี้ยงดูในโรงเรือนแบบเปิด โดยฟาร์มสุกรเชิงการค้าแห่งหนึ่ง ที่ตั้งอยู่ในจังหวัดเชียงใหม่ (ละติจูด 18°27’ ลองติจูด 98°45’) ภาคเหนือของประเทศไทย

จำนวนข้อมูลที่เก็บรวบรวมจากแม่สุกร จำแนกตามกลุ่มพันธุ์ได้ดังนี้ พันธุ์ แลนด์เรซ (L; 61.2% ของข้อมูลทั้งหมด) ลาร์จไวท์ (T, 29.5%) ลูกผสม L × T (LT; 5.7%) และลูกผสม T × L (TL; 3.6%) และสุกรพ่อพันธุ์ประกอบ ด้วย L (46.8%) และ T (53.2%) ตามลำดับ โดยจำนวนพ่อและแม่พันธุ์สุกร และจำนวนข้อมูลที่ใช้ศึกษา ได้แสดงไว้ใน Table 1

Table 1. Number of boars and sows and number of records by breed group

Breed group[1]	Number of boars	Number of sows	Number of records	
			Breed group of boar	Breed group of sow
L	190	1,094	2,059	2,691
T	166	571	2,340	1,298
LT	-	81	-	160
TL	-	106	-	250
Total	356	1,852	4,399	4,399

[1] L = Landrace, T = Large White, LT = Landrace × Large White, and TL = Large White × Landrace.

ลำดับครอกของแม่สุกรถูกแบ่งเป็น 7 กลุ่ม ได้แก่ กลุ่ม 1 ถึง 6 และ ≥ 7 อายุของแม่สุกรที่คลอดลูก ถูกจำกัดให้อยู่ในช่วง 10 ถึง 76 เดือน และ ระยะการเลี้ยงลูกถูกจำกัดให้อยู่ในช่วง 12 ถึง 37 วัน (เฉลี่ย 25 วัน และมี SD 2.9 วัน) ข้อมูลที่มีค่าอยู่นอกช่วงของค่าที่กำหนด และข้อมูลที่แสดงถึงการฝากเลี้ยงจะไม่ถูกนำมาใช้ในการคำนวณ สำหรับค่าเฉลี่ย ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน ค่าต่ำที่สุด และค่าสูงที่สุดของแต่ละลักษณะที่ศึกษาแสดงไว้ใน Table 2

Table 2. Descriptive statistics for weaning-to-first service interval and litter traits

Trait[1]	No. of records	Mean	SD	Min	Max
WSI	4,399	6.52	5.15	1.0	60.0
NBA	4,399	10.49	2.76	1.0	21.0
LBW	4,399	16.05	4.66	0.6	39.7
NPW	4,399	8.57	2.46	1.0	16.0
LWW	4,399	59.39	19.12	3.5	138.6

[1] WSI (d) = weaning-to-first service interval; NBA (piglets) = number of piglets born alive; LBW (kg) = litter weight of live piglets at birth; NPW (piglets) = number of piglets at weaning; LWW (kg) = litter weight at weaning.

การประมาณค่าองค์ประกอบความแปรปรวน

องค์ประกอบความแปรปรวน สำหรับลักษณะที่ศึกษาถูกประมาณค่าโดยใช้วิธี restricted maximum likelihood ด้วยกลวิธี average information (Gilmour et al., 1995) โดยโปรแกรม AS-Reml (Gilmour et al., 2006) และใช้วิธีการวิเคราะห์แบบหลายตัวแปร (multivariate analysis) โดยจับคู่แยกวิเคราะห์ทีละ 2 ลักษณะ การอธิบายความผันแปรของลักษณะ WSI ใช้โมเดลเชิงเส้นแบบ repeatability animal model with genetic group effects ซึ่งมี ปี-ฤดูกาลเมื่อคลอดลูก และลำดับครอกของแม่สุกร เป็นปัจจัยกำหนด มีอายุของแม่สุกรเมื่อคลอด และช่วงวันเลี้ยงลูก เป็นปัจจัยร่วม (fixed covariate) มีกลุ่มพันธุ์ของแม่สุกรเป็นปัจจัยกำหนดเนื่องจากกลุ่มพันธุ์ (fixed genetic group effects) และมีอิทธิพลเนื่องจากแม่สุกร สภาพแวดล้อมถาวร และ residual เป็นปัจจัยสุ่ม สำหรับการอธิบายความผันแปรของลักษณะการให้ลูก (NBA, LBW, NPW และ LWW) นั้น ใช้โมเดลเชิงเส้นแบบ repeatability sire-dam model with genetic group effects โดยมีปี-ฤดูกาลเมื่อคลอดลูก และลำดับครอกของแม่สุกร เป็นปัจจัยกำหนด มีอายุของแม่สุกรเมื่อคลอด และช่วงวันเลี้ยงลูก (เฉพาะ NPW และ LWW) เป็นปัจจัยร่วม มีกลุ่มพันธุ์ของพ่อสุกร กลุ่มพันธุ์ของแม่สุกร และอิทธิพลของ heterosis เป็นปัจจัยกำหนดเนื่องจากกลุ่มพันธุ์ และมีอิทธิพลเนื่องจากแม่สุกร พ่อสุกร , สภาพแวดล้อมถาวร และ residual เป็นปัจจัยสุ่ม

variance-covariance matrix ของการจับคู่วิเคราะห์ระหว่าง WSI และลักษณะการให้ลูก (WSI-NBA, WSI-LBW, WSI-NPW และ WSI-LWW) มีค่าเท่ากับ $A*V_{d,sd}$ โดยที่ A = additive relationship matrix ระหว่างสัตว์แต่ละตัวที่ปรากฏในพันธุ์ประวัติ และ $V_{d,sd}$= 3×3 variance-covariance matrix ระหว่างอิทธิพลเนื่องจากแม่ของลักษณะ WSI และอิทธิพลเนื่องจากพ่อและแม่ของลักษณะการให้ลูก (½ ของอิทธิพลเนื่องจากพันธุกรรมพ่อสุกร และ ½ ของอิทธิพลเนื่องจากพันธุกรรมแม่สุกร + อิทธิพลเนื่องจาก maternal effects)

$$V_{d,sd}= \begin{bmatrix} var(sow_1) & cov(sow_1, boar_2) & cov(sow_1, sow_2) \\ cov(boar_2, sow_1) & var(boar_2) & cov(boar_2, sow_2) \\ cov(sow_2, sow_1) & cov(sow_2, boar_2) & var(sow_2) \end{bmatrix}$$

อธิบายในรูปของ additive direct variance (σ^2_{AD}) และ additive maternal variance (σ^2_{AM}) ดังนี้

$$V_{d,sd}= \begin{bmatrix} \sigma^2_{AD_1} & \frac{1}{2}\sigma_{AD_1,AD_2} & \frac{1}{2}\sigma_{AD_1,AD_2}+\sigma_{AD_1,AM_2} \\ \frac{1}{2}\sigma_{AD_2,AD_1} & \frac{1}{4}\sigma^2_{AD_2} & \frac{1}{4}\sigma^2_{AD_2}+\frac{1}{2}\sigma_{AD_2,AM_2} \\ \frac{1}{2}\sigma_{AD_2,AD_1}+\frac{1}{2}\sigma_{AM_2,AD_1} & \frac{1}{4}\sigma^2_{AD_2}+\frac{1}{2}\sigma_{AM_2,AD_2} & \frac{1}{4}\sigma^2_{AD_2}+\sigma_{AD_2,AM_2}+\sigma^2_{AM_2} \end{bmatrix}$$

ในขณะที่ variance-covariance matrix ของการจับคู่วิเคราะห์ระหว่างลักษณะการให้ลูกด้วยกันเอง มีค่าเท่ากับ $A*V_{sd,sd}$ โดยที่ A = additive relationship matrix

และ $V_{sd,sd}$ = 4×4 variance-covariance matrix ระหว่างอิทธิพลเนื่องจากพ่อและแม่ในลักษณะที่ 1 และลักษณะที่ 2

$V_{sd,sd}$ =

$$\begin{bmatrix} var(boar_1) & cov(boar_1,boar_2) & cov(boar_1,sow_1) & cov(boar_1,sow_2) \\ cov(boar_2,boar_1) & var(boar_2) & cov(boar_2,sow_1) & cov(boar_2,sow_2) \\ cov(sow_1,boar_1) & cov(sow_1,boar_2) & var(sow_1) & cov(sow_1,sow_2) \\ cov(sow_2,boar_1) & cov(sow_2,boar_2) & cov(sow_2,sow_1) & var(sow_2) \end{bmatrix}$$

อธิบายในรูปของ additive direct variance (σ^2_{AD}) และ additive maternal variance (σ^2_{AM}) ดังนี้

$V_{sd,sd}$ =

$$\begin{bmatrix} \frac{1}{4}\sigma^2_{AD_1} & \frac{1}{4}\sigma_{AD_1,AD_2} & \frac{1}{4}\sigma^2_{AD_1}+\frac{1}{2}\sigma_{AD_1,AM_1} & \frac{1}{4}\sigma_{AD_1,AD_2}+\frac{1}{2}\sigma_{AD_1,AM_2} \\ \frac{1}{4}\sigma_{AD_2,AD_1} & \frac{1}{4}\sigma^2_{AD_2} & \frac{1}{4}\sigma_{AD_2,AD_1}+\frac{1}{2}\sigma_{AD_2,AM_1} & \frac{1}{4}\sigma^2_{AD_2}+\frac{1}{2}\sigma_{AD_2,AM_2} \\ \frac{1}{4}\sigma^2_{AD_1}+\frac{1}{2}\sigma_{AM_1,AD_1} & \frac{1}{4}\sigma_{AD_1,AD_2}+\frac{1}{2}\sigma_{AM_1,AD_2} & \frac{1}{4}\sigma^2_{AD_1}+\sigma_{AD_1,AM_1}+\sigma^2_{AM_1} & \frac{1}{4}\sigma_{AD_1,AD_2}+\frac{1}{2}\sigma_{AD_1,AM_2}+\frac{1}{2}\sigma_{AM_1,AD_2}+\sigma_{AM_1,AM_2} \\ \frac{1}{4}\sigma_{AD_2,AD_1}+\frac{1}{2}\sigma_{AM_2,AD_1} & \frac{1}{4}\sigma^2_{AD_2}+\frac{1}{2}\sigma_{AM_2,AD_2} & \frac{1}{4}\sigma_{AD_2,AD_1}+\frac{1}{2}\sigma_{AD_2,AM_1}+\frac{1}{2}\sigma_{AM_2,AD_1}+\sigma_{AM_2,AM_1} & \frac{1}{4}\sigma^2_{AD_2}+\sigma_{AD_2,AM_2}+\sigma^2_{AM_2} \end{bmatrix}$$

สำหรับ variance-covariance matrix เนื่องจากอิทธิพลของสภาพแวดล้อมถาวรมีค่าเท่ากับ I*V_p โดยที่ I = identity matrix และ V_p = 2×2 variance-covariance matrix ระหว่างอิทธิพลสภาพแวดล้อมถาวรของลักษณะที่ 1 และลักษณะที่ 2 นอกจากนี้ variance-covariance matrix เนื่องจากอิทธิพลของ residual มีค่าเท่ากับ I*V_e โดยที่ I = identity matrix และ V_e = 2×2 variance-covariance matrix ระหว่างอิทธิพลเนื่องจาก residual ของลักษณะที่ 1 และลักษณะที่ 2

การประมาณค่าพารามิเตอร์ทางพันธุกรรม

อัตราพันธุกรรม (heritability) สำหรับลักษณะที่ศึกษาประมาณค่าได้จาก สัดส่วนความแปรปรวนเนื่องจากพันธุกรรม หารด้วยความแปรปรวนของลักษณะปรากฏ โดยที่ความแปรปรวนของลักษณะปรากฏ มีค่าเท่ากับผลรวมของความแปรปรวนเนื่องจากพันธุกรรมของลักษณะนั้น, ความแปรปรวนเนื่องจากสภาพแวดล้อมถาวร (var_p) และความแปรปรวนเนื่องจาก residual (var_e) สำหรับความแปรปรวนเนื่องจากพันธุกรรมของลักษณะ WSI มีค่าเท่ากับความแปรปรวนเนื่องจากอิทธิพลของแม่ (var_{sow})

Additive direct heritability (WSI)

$$= \frac{var_{sow}}{var_{sow} + var_p + var_e}$$

ในขณะที่ความแปรปรวนเนื่องจากพันธุกรรมของลักษณะการให้ลูก มีค่าเท่ากับ 4 เท่าของความแปรปรวนเนื่องจากอิทธิพลของพ่อ (var_{boar})

Additive direct heritability (litter traits)

$$= \frac{4\,var_{boar}}{var_{boar} + var_{sow} + var_p + var_e}$$

อัตราพันธุกรรมเนื่องจากความเป็นแม่ สำหรับลักษณะการให้ลูกนั้น คำนวณจากสัดส่วนความแปรปรวนเนื่องจากอิทธิพลของความเป็นแม่ หารด้วยความแปรปรวนของลักษณะปรากฏ ซึ่งความแปรปรวนเนื่องจากอิทธิพลของความเป็นแม่ มีค่าเท่ากับ ผลต่างระหว่าง ความแปรปรวนเนื่องจากอิทธิพลของแม่และความแปรปรวนเนื่องจากอิทธิพลของพ่อ

Additive maternal heritability (litter traits)

$$= \frac{var_{sow} - var_{boar}}{var_{boar} + var_{sow} + var_p + var_e}$$

การประมาณค่าอัตราซ้ำ (repeatability) คำนวณได้จากสัดส่วนของ ผลรวมของความแปรปรวนเนื่องจากพันธุกรรมและความแปรปรวนเนื่องจากสภาพแวดล้อมแบบถาวร หารด้วยความแปรปรวนของลักษณะปรากฏ

ค่าสหสัมพันธ์ทางพันธุกรรม และค่าสหสัมพันธ์เนื่องจากความเป็นแม่ระหว่างลักษณะที่ศึกษา ทั้ง 5 ลักษณะ ถูกประมาณจากสัดส่วนความแปรปรวนร่วมที่เกิดจากลักษณะที่ 1 กับลักษณะที่ 2 หารด้วยรากที่ 2 ของผลคูณระหว่าง ความแปรปรวนเนื่องจากลักษณะที่ 1 และลักษณะที่ 2 นอกจากนี้ ค่าสหสัมพันธ์เนื่องจากอิทธิพลสภาพแวดล้อมถาวรของลักษณะ WSI และลักษณะการให้ลูกก็ถูกประมาณโดยใช้วิธีการเดียวกัน

ผลการวิจัยและการอภิปรายผล

ค่าพารามิเตอร์ทางพันธุกรรมเนื่องจากอิทธิพลของ additive direct genetic

ค่าประมาณอัตราพันธุกรรม เนื่องจากอิทธิพลทางพันธุกรรม (Table 3) มีค่าเท่ากับ 0.04 ± 0.02 สำหรับ WSI ส่วนลักษณะการให้ลูกนั้นมีค่าเท่ากับ 0.06 ± 0.03

Table 3. Variance components, additive direct heritability, additive maternal heritability and repeatability for weaning-to-first service interval and litter traits

Variance component	Trait				
	WSI	NBA	LBW	NPW	LWW
Additive direct genetic variance	0.92 ± 0.51	0.33 ± 0.15	0.82 ± 0.33	0.30 ± 0.14	14.50 ± 7.00
Additive maternal genetic variance	-	0.22 ± 0.14	0.46 ± 0.29	0.18 ± 0.12	17.77 ± 6.92
Permanent environmental variance	0.04 ± 0.10	0.71 ± 0.16	1.63 ± 0.34	0.47 ± 0.14	19.77 ± 7.31
Residual variance	21.44 ± 0.61	5.08 ± 0.14	11.31 ± 0.31	4.62 ± 0.13	246.70 ± 6.75
Phenotypic variance	22.39 ± 0.79	6.19 ± 0.14	13.81 ± 0.31	5.44 ± 0.12	292.60 ± 6.54
Additive direct heritability	0.04 ± 0.02	0.05 ± 0.02	0.06 ± 0.02	0.06 ± 0.03	0.05 ± 0.02
Maternal heritability	-	0.04 ± 0.02	0.03 ± 0.02	0.03 ± 0.02	0.06 ± 0.02
Repeatability	0.04 ± 0.02	0.18 ± 0.02	0.18 ± 0.02	0.15 ± 0.02	0.15 ± 0.02

สำหรับ NPW, 0.05 ± 0.02 สำหรับ LWW, และ 0.06 ± 0.02 สำหรับ LBW โดยที่ค่าอัตราพันธุกรรมสำหรับลักษณะ NBA นั้นอยู่ในช่วง 0.05 ± 0.02 ถึง 0.06 ± 0.02 จากผลการศึกษาในครั้งนี้ ค่าอัตราพันธุกรรมสำหรับ WSI ต่ำกว่าที่มีรายงานในประเทศไทย (0.16 ± 0.03 ถึง 0.18 ± 0.04 ในลำดับครอกที่ 1 ถึง 3, Imboonta et al., 2007) และในต่างประเทศ (0.20, Ehlers et al., 2005; 0.14 ± 0.01 เฉพาะสุกรที่ให้ลูกครอกแรก, Hanenberg et al., 2001) แต่ใกล้เคียงกับค่าที่ได้จากแม่สุกรที่ให้ลูกครอกที่ 2 ถึง 6 (0.07 ± 0.01, Hanenberg et al., 2001) สำหรับค่าอัตราพันธุกรรมของลักษณะการให้ลูก ในการศึกษาครั้งนี้ พบว่ามีค่าอยู่ในระดับต่ำ แต่ใกล้เคียงกับที่มีรายงานในประเทศไทย ดังนี้ 0.11 ± 0.04 สำหรับ NBA และ 0.08 ± 0.03 สำหรับ LBW (Pholsing et al., 2009), 0.01 ± 0.02 สำหรับ NPW และ 0.08 ± 0.03 สำหรับ LWW (Suwanasopee, 2006)

ค่าสหสัมพันธ์ เนื่องจากอิทธิพลทางพันธุกรรมระหว่างลักษณะ WSI และลักษณะการให้ลูกมีค่าในระดับต่ำและเข้าใกล้ศูนย์ ดังแสดงใน Table 4 ผลของค่าสหสัมพันธ์มที่ต่ำเช่นนี้ ชี้ให้เห็นว่า การวิเคราะห์ลักษณะ WSI ร่วมกับลักษณะการให้ลูก โด ยวิเคราะห์แบบหลายลักษณะพร้อมกัน ไม่ได้เพิ่มความแม่นยำในการประมาณค่า พารามิเตอร์ของ WSI เมื่อเทียบกับการวิเคราะห์ทีละลักษณะ

นอกจากนี้ ค่าสหสัมพันธ์เนื่องจากอิทธิพลทางพันธุกรรมระหว่างลักษณะการให้ลูก ทั้งหมดมีทิศทางเป็นบวก และมีค่าในระดับสูง ระหว่างลักษณะจำนวนลูกสุกรกับลักษณะน้ำหนักครอกทั้งเมื่อแรกคลอดและหย่านม (Table 4) โดยที่ค่าสหสัมพันธ์ระหว่างลักษณะ NBA กับ LBW, NPW กับ LWW และ NBA กับ NPW มีค่าอยู่ในระดับสูง ดังนี้ 0.73 ± 0.13, 0.95 ± 0.05 และ 0.85 ± 0.11 ตามลำดับ (Table 4) ชี้ให้เห็นว่า จำนวนลูกเมื่อคลอดเป็นตัวกำหนดจำนวนลูกเมื่อหย่านม ดังนั้น การศึกษาค่าพารามิเตอร์ของลักษณะการให้ลูก สำหรับประชากรนี้ ควรวิเคราะห์แบบหลายลักษณะพร้อมกัน เพื่อเพิ่มความแม่นยำในการประมาณค่า

ค่าพารามิเตอร์ทางพันธุกรรมเนื่องจากอิทธิพลของแม่ (maternal genetic)

อัตราพันธุกรรมเนื่องจากอิทธิพลของแม่ (maternal heritability) ของลักษณะการให้ลูกมีค่าน้อยกว่าอัตราพันธุกรรมเนื่องจากอิทธิพลทางพันธุกรรม 20% ถึง 50% สำหรับลักษณะ NBA, LBW และ NPW มีเพียงลักษณะ LWW ที่มีอัตราพันธุกรรมเนื่องอิทธิพลของแม่มากกว่าค่าอัตราพันธุกรรมเนื่องจากอิทธิพลทางพันธุกรรม 20% (Table 3) การศึกษาลักษณะนี้ไม่เคยมีรายงานมาก่อนในประเทศไทย อย่างไรก็ตาม จากผลการศึกษาครั้งนี้จัดว่ามีค่าในระดับต่ำ แต่ ยังมีค่าอยู่ในช่วงที่มีรายงานไว้โดย Chen et al. (2003) และ

Table 4. Additive direct genetic correlations (above diagonal) and maternal genetic correlations (below diagonal) for litter traits

Trait	Trait				
	WSI	NBA	LBW	NPW	LWW
WSI (d)		0.05 ± 0.71	0.09 ± 0.00	0.29 ± 0.00	0.05 ± 0.00
NBA (piglet)	-		0.73 ± 0.13	0.85 ± 0.11	0.08 ± 0.02
LBW (kg)	-	0.78 ± 0.15		0.56 ± 0.20	0.06 ± 0.02
NPW (piglet)	-	0.54 ± 0.29	0.50 ± 0.31		0.95 ± 0.05
LWW (kg)	-	0.03 ± 0.03	0.04 ± 0.03	0.94 ± 0.06	

Table 5. Permanent environmental correlations (above diagonal) and phenotypic correlations (below diagonal) for weaning-to-first service interval and litter traits

Trait	Trait				
	WSI	NBA	LBW	NPW	LWW
WSI (d)		0.24 ± 0.33	0.06 ± 0.01	0.03 ± 0.00	0.03 ± 0.00
NBA (piglet)	0.00 ± 0.03		0.80 ± 0.05	0.82 ± 0.08	0.08 ± 0.01
LBW (kg)	0.01 ± 0.01	0.83 ± 0.01		0.78 ± 0.09	0.09 ± 0.01
NPW (piglet)	0.00 ± 0.01	0.63 ± 0.01	0.55 ± 0.01		0.94 ± 0.04
LWW (kg)	0.00 ± 0.02	0.05 ± 0.00	0.05 ± 0.00	0.88 ± 0.00	

Adamec and Johnson (1997) ด้วยเหตุนี้ การคัดเลือกสัตว์พ่อแม่พันธุ์ โดยอาศัยค่าประมาณที่ได้จากอิทธิพลทางพันธุกรรมนั้น ส่งผลต่อความก้าวหน้าทางพันธุกรรมได้มากกว่า และยังชี้ให้เห็นว่า ลักษณะการให้ลูกเมื่อคลอดนั้น มีผลของอิทธิพลของความเป็นแม่ร่วมอยู่ด้วย ทำให้การวางแผนการคัดเลือกสัตว์พ่อแม่พันธุ์สำหรับลักษณะการให้ลูกนี้ ควรพิจารณาทั้งผลของอิทธิพลทางพันธุกรรม และผลของอิทธิพลเนื่องจากความเป็นแม่ร่วมด้วย

ค่าประมาณสหสัมพันธ์เนื่องจากอิทธิพลของแม่ระหว่างลักษณะการให้ลูกทั้ง 4 ลักษณะ ทั้งหมดมีค่าเป็นบวก (Table 4) และมีรูปแบบเหมือนกับค่าสหสัมพันธ์เนื่องจากอิทธิพลทางพันธุกรรม โดยค่าสหสัมพันธ์ระดับสูงเกิดขึ้นระหว่างลักษณะ NBA กับ LBW และ NPW กับ LWW (0.78 ± 0.15 และ 0.94 ± 0.06 ตามลำดับ) ในขณะที่ค่าสหสัมพันธ์ระดับปานกลางเกิดขึ้นระหว่างลักษณะ NBA กับ NPW และ LBW กับ LWW (0.54 ± 0.29 และ 0.50 ± 0.31 ตามลำดับ) และค่าสหสัมพันธ์ในระดับต่ำเกิดขึ้นระหว่างลักษณะ NBA กับ LWW และ LBW กับ LWW (0.03 ± 0.03 และ 0.04 ± 0.03 ตามลำดับ) ชี้ให้เห็นว่า อิทธิพลของแม่มีผลกับลักษณะการมีชีวิตรอดมากกว่า ลักษณะการเพิ่มน้ำหนักของลูกสุกร เนื่องด้วยผลของอิทธิพลของแม่ ที่มีต่อลักษณะการให้ลูกเมื่อคลอด จะสัมพันธ์กับความสามารถของระบบสืบพันธุ์ภายใน ของการฝังตัว และการดูแลตัวอ่อน และผลที่มีต่อลักษณะการให้ ลูกเมื่อหย่านมจะสัมพันธ์กับการผลิตน้ำนมและพฤติกรรมการดูแลลูกของแม่สุกร

ค่าอัตราซ้ำ, ค่าสหสัมพันธ์อิทธิพลสภาพแวดล้อมแบบถาวร และค่าสหสัมพันธ์ของลักษณะปรากฏ

ค่าอัตราซ้ำสำหรับ WSI (0.04 ± 0.02) มีค่าเท่ากับค่าอัตราพันธุกรรม (Table 3) แสดงให้เห็นว่าผลของอิทธิพลสภาพแวดล้อมแบบถาวร ไม่มีผลต่อลักษณะ WSI แต่สำหรับลักษณะการให้ลูกทั้ง 4 พบว่า อัตราซ้ำมีค่ามากกว่าอัตราพันธุกรรม โดยอยู่ในช่วงตั้งแต่ 60% ถึง 100% ชี้ให้เห็นว่า อิทธิพลของสภาพแวดล้อมแบบ

ถาวร มีความสำคัญต่อลักษณะการให้ลูกมากกว่า WSI โดยค่าอัตราซ้ำของ NBA มีค่าเท่ากับ 0.18 ± 0.02, LBW มีค่าเท่ากับ 0.18 ± 0.02 และ NPW มีค่าเท่ากับ 0.15 ± 0.02 และสำหรับ LWW อยู่ในช่วง 0.15 ± 0.02 ถึง 0.16 ± 0.02 (Table 3) อย่างไรก็ตาม Suwanasopee et al. (2005) ได้รายงานค่าอัตราซ้ำของลักษณะ WEI (0.06) และ NBA (0.15) ในประชากรสุกรในเขตภาคกลางของประเทศไทย ซึ่งใกล้เคียงกับค่าอัตราซ้ำสำหรับ WSI และ NBA ในการศึกษาครั้งนี้ และพบว่าใกล้เคียงกับการศึกษาในประชากรสุกรแลนด์เรซและลาร์จไวท์ในประเทศบราซิล (Siewerdt and Cardellino, 1995) แต่ Adamec and Johnson (1997) รายงานค่าอัตราซ้ำที่ต่ำกว่าสำหรับลักษณะดังกล่าว ในประชากรสุกรแลนด์เรซและลาร์จไวท์ ในประเทศสาธารณรัฐเชค และ Chen et al. (2003) ได้รายงานค่าอัตราซ้ำที่ต่ำกว่าค่าที่ได้จากการศึกษาครั้งนี้ สำหรับ NPW และ LWW ในประเทศสหรัฐอเมริกา

ค่าสหสัมพันธ์ระหว่างลักษณะ WSI และลักษณะการให้ลูก ภายใต้อิทธิพลสภาพแวดล้อมแบบถาวร มีค่าอยู่ในช่วง 0.03 ± 0.00 (WSI-NPW, WSI-LWW) ถึง 0.24 ± 0.33 (WSI-NBA) และค่าสหสัมพันธ์ของลักษณะปรากฏ มีค่าอยู่ในช่วง 0.00 ± 0.03 (WSI-NBA) ถึง 0.01 ± 0.01 (WSI-LBW) ดังแสดงใน Table 5 ค่าประมาณที่พบเหล่านี้มีค่าต่ำและเข้าใกล้ศูนย์ ซึ่งยืนยันผลการศึกษาก่อนหน้านี้ว่า การวิเคราะห์ความสามารถทางพันธุกรรมสำหรับ WSI ร่วมกับลักษณะการให้ลูกทั้ง 4 (multiple traits analysis) ไม่ได้เพิ่มความแม่นยำให้กับการประมาณค่าพารามิเตอร์ทางพันธุกรรมระหว่างลักษณะดังกล่าว (WSI และลักษณะการให้ลูก) นอกจากนี้ ค่าสหสัมพันธ์ของลักษณะปรากฏระหว่าง WSI และลักษณะการให้ลูกที่ประมาณค่าได้ มีค่าใกล้เคียงกับค่าสหสัมพันธ์ระหว่าง WEI กับ NBA ของประชากรสุกรแลนด์เรซ-ลาร์จไวท์แห่งหนึ่งในประเทศไทย ที่มีค่าเข้าใกล้ศูนย์ (Suwanasopee et al., 2005) และยังใกล้เคียงกับผลการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่าง WSI เทียบกับ NBA และเทียบกับ LBW ในประชากรสุกรพันธุ์ยอร์คชาร์ย-แฮมเชียร์-แลนด์เรซ ในประเทศสหรัฐอเมริกา (Ehlers et al., 2005)

สำหรับสหสัมพันธ์ระหว่างลักษณะการให้ลูกภายใต้อิทธิพลสภาพแวดล้อมแบบถาวรนั้น พบว่ามีค่าสหสัมพันธ์ในระดับสูงเกิดขึ้นระหว่างลักษณะ NBA กับ LBW (0.80 ± 0.05), NBA กับ NPW (0.82 ± 0.08), LBW กับ NPW (0.78 ± 0.09), และ NPW กับ LWW (0.94 ± 0.04) ในขณะที่ความสัมพันธ์ระหว่างลักษณะNBA กับ LWW และ LBW กับ LWW มีค่าเข้าใกล้ศูนย์ (0.08 ± 0.01 และ 0.09 ± 0.01; Table 5) ซึ่งให้ค่าในทำนองเดียวกับค่าสหสัมพันธ์ของลักษณะปรากฏ ที่พบว่า มีค่าในระดับปานกลางจนถึงสูง เกิดขึ้นระหว่างลักษณะ NBA กับ LBW (0.83 ± 0.01), NBA กับ NPW (0.63 ± 0.01), LBW กับ NPW (0.55 ± 0.01) และ NPW กับ LWW (0.88 ± 0.00) และไม่พบความสัมพันธ์ระหว่างลักษณะNBA กับ LWW และ LBW กับ LWW (Table 5) ซึ่งมีค่าใกล้เคียงกับค่าสหสัมพันธ์ของลักษณะปรากฏในประชากรสุกรโพลิช ลาร์จไวท์ระหว่างลักษณะ NBA กับ NPW และ NPW กับ LWW (Kaplon et al., 1991), NBA กับ LWW, และ NPW กับ LWW (Chen et al., 2003)

สรุปผลการวิจัย

การประมาณค่าพารามิเตอร์ทางพันธุกรรม สำหรับ WSI และลักษณะการให้ลูกมีค่าต่ำ ทั้งอัตราพันธุกรรมเนื่องจากอิทธิพลทางพันธุกรรม และอัตราพันธุกรรมเนื่องจากอิทธิพลของแม่ รวมถึงอัตราซ้ำ อย่างไรก็ตามผลที่ได้มีค่าใกล้เคียงกับที่เคยมีรายงานไว้ก่อนหน้านี้ทั้งในและต่างประเทศ และไม่พบความสัมพันธ์ระหว่าง WSI กับลักษณะการให้ลูกทั้ง 4 ในขณะที่ลักษณะการให้ลูกมีความสัมพันธ์ในระดับสูง และมีทิศทางเป็นบวก อีกทั้งมีรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมือนกัน ภายใต้อิทธิพลเนื่องจากพันธุกรรม อิทธิพลเนื่องจากแม่ อิทธิพลสภาพแวดล้อมแบบถาวร และลักษณะปรากฏ โดยมีค่าสหสัมพันธ์ในระดับสูงเกิดขึ้นระหว่าง NBA กับ LBW และ NPW กับ LWW ในขณะที่ค่าในระดับปานกลาง

เกิดขึ้นระหว่าง NBA กับ NPW และ LBW กับ LWW และในระดับต่ำเกิดขึ้นระหว่าง NBA กับ LWW และ LBW กับ LWW บ่งบอกถึง การพิจารณาคัดเลือกสุกรพ่อแม่พันธุ์ สำหรับลักษณะการให้ลูก ควรอาศัยการทำนายค่าทางพันธุกรรมแบบหลายลักษณะพร้อมกัน ในขณะที่ WSI ควรใช้การทำนายค่าแบบทีละลักษณะ

กิตติกรรมประกาศ

คณะวิจัยขอขอบคุณ **บริษัท โฟร์ ที จำกัด** สำหรับข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา **มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลสุวรรณภูมิ** สำหรับทุนอุดหนุนการศึกษาและวิจัยระดับปริญญาเอก ภายใต้งบยุทธศาสตร์การพัฒนามหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคล ในโครงการพัฒนาการจัดการศึกษา สาขาวิทยาศาสตร์การอาหาร ปีงบประมาณ 2550 และ **สถาบันวิจัยและพัฒนามหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์** สำหรับการสนับสนุนงบประมาณที่ใช้ในการศึกษาวิจัยในโครงการฯ [กษ (ด) 19.52]

เอกสารอ้างอิง

Adamec, V., and R. K. Johnson. 1997. Genetic analysis of rebreeding intervals, litter traits, and production traits in sows of the National Czech nucleus. Livest. Prod. Sci. 48: 13-22.

Chen, P., T. J. Baas, J. W. Mabry, K. J. Koehler and J. C. M. Dekkers. 2003. Genetic parameters and trends for litter traits in U.S. Yorkshire, Duroc, Hampshire, and Landrace pigs. J. Anim. Sci. 81:46-53.

Ehlers, M. J., J. W. Mabry, J. K. Bertrand and K. J. Stalder. 2005. Variance components and heritabilities for sow productivity traits estimated from purebred versus crossbred sows. J. Anim. Breed. Genet. 122: 318-324.

Gilmour, A. R., R. Thompson and R. R. Cullis. 1995. AIREML, an efficient algorithm for variance parameter estimation in linear mixed models. Biometrics 51: 1440–1450.

Gilmour, A. R., B. J. Gogel, B. R. Cullis, and R. Thompson. 2006. ASReml User Guide Release 2.0. VSN International Ltd., Hemel Hempstead, HP1 1ES, UK.

Hanenberg, E. H. A. T., E. F. Knol and J. W. M. Merks. 2001. Estimates of genetic parameters for reproduction traits at different parities in Dutch Landrace pigs. Livest. Prod. Sci. 69: 179–186.

Imboonta, N., L. Rydhmer and S. Tumwasorn. 2007. Genetic parameters and trends for production and reproduction traits in Thai landrace sows. Livest. Sci. 111: 70-79.

Kaplon, M. J., M. F. Rothschild, P. J. Berger, and M. Healey. 1991. Population parameter estimates for performance and reproductive traits in Polish Large White nucleus herds. J. Anim. Sci. 69:91-98.

Pholsing, P., S. Koonawootrittriron, M. A. Elzo, and T. Suwanasopee. 2009. Genetic association between age and litter traits at first farrowing in a commercial Pietrain-Large White population in Thailand. Kasetsart J. (Nat. Sci.) 43:280-287.

Siewerdt, F. and R. A. Cardellino. 1995. The efficiency of using more than one record as the selection criteria for litter traits in pigs. Brazilian J. Genet. 18:397-403.

Suwanasopee, T. 2006. Estimation of genetic parameters on weaning to estrus interval in a swine commercial farm in central part of Thailand. PhD Thesis, Kasetsart University, Bangkok, Thailand.

Suwanasopee, T., J. W. Mabry, S. Koonawootrittriron, P. Sopanarath, and S. Tumwasorn. 2005. Estimated genetic parameters of non-productive sow days related to litter size in swine raised in a tropical environment. Thai J. Agric. Sci. 38: 87-93.