2019. Journées Recherche Porcine, 51, 123-128.

Modélisation de l'évolution moyenne du poids vif après la mise bas selon l'âge chez des truies croisées Large White x Landrace

Nathalie QUINIOU

IFIP – Institut du Porc, La Motte au Vicomte, BP 35104, 35651 Le Rheu Cedex, France

nathalie.quiniou@ifip.asso.fr

Avec la collaboration de Didier PILORGET, Kélig ROCHER, Sylvie LECHAUX et Angélique DEBROISE.
Cette étude est réalisée dans le cadre du projet Feed-a-Gene,
financé par l'Union Européenne dans le cadre du programme H2020 (convention n° 633531).

Modélisation de l'évolution moyenne du poids vif après la mise bas selon l'âge chez des truies croisées Large White x Landrace

Le rang de portée et l'épaisseur de lard dorsal au début de la gestation sont deux critères utilisés par de nombreux éleveurs pour grouper les truies et choisir le niveau de rationnement appliqué à l'échelle de la case ou de l'individu. Ignorer la variabilité du poids vif et de l'âge à un rang de portée donné peut induire un accroissement de l'hétérogénéité dans l'état des réserves entre truies d'une même bande. Mieux ajuster la ration à la dynamique des changements de poids au cours de la carrière de la truie implique de peser les truies et de définir l'objectif de poids vif en fin de gestation en fonction de l'âge. A partir des données obtenues en station expérimentale sur 90 truies Large White x Landrace, nées entre 2012 et 2015 et suivies sur au moins six cycles, plusieurs modèles de croissance sont étudiés pour modéliser l'évolution du poids après la mise bas (PV) en fonction de l'âge (t). La précision de prédiction (hors primipares) est environ de 15 kg quand le poids (P1i) et l'âge (t1i) individuel à la première mise bas sont pris en compte (e.g. modèle de Weibull : P1i + (326,3 – P1i)(1 - exp(-(2,288/1000 x (t – t1i))^{1,041}))) contre environ 16 kg quand ce n'est pas le cas (e.g. modèle de Brody : 331,4 x (1 - 0,821 x exp(-2,121/1000t))). L'évaluation de ces équations à partir de trois autres jeux de données obtenues dans le même élevage indique une évolution du PV avec l'âge similaire à celle du jeu initial. Le calibrage d'un modèle adapté à chaque élevage de production sera possible dans un futur proche dès lors que les truies seront pesées avec des bascules automatiques, développées dans une optique d'élevage de précision.

Modelling the relationship between body weight and age at farrowing in Large White x Landrace sow

Parity and back fat thickness are frequently used by farmers to group gestating sows and thereafter choose a feeding plan at the pen- or individual-scale. At a given parity, ignoring differences in body weight with age contributes to the increase in variability of body reserves at farrowing. Therefore, improving the adequacy of the feed allowance relies on better knowledge of the dynamic change in body weight over the productive lifetime. Data collected routinely on an experiment station from 90 crossbred Large White x Landrace sows were used to characterise the relationship between individual age (t) and body weight after farrowing (BW). Sows were born from 2012-2015 and studied over at least six parities. Accuracy of the prediction (without primiparous sows) was around 15 kg when the individual BW (P1i) and age (t1i) at first parity were considered (e.g., Weibull model: P1i + (326.3 – P1i)(1 - exp(-(2.288/1000 x (t – t1i))$^{1.041}$))), otherwise 16 kg (e.g., Brody model : 331.4 x (1 – 0.821 exp(-2.121/1000t))). Models were evaluated using three other datasets obtained within the same herd from sows born over a period of 12 years. Relationships between BW and age obtained from these datasets were relatively similar to those of the initial dataset. It appeared that the more homogeneous the herd was, the more accurate was the prediction. Calibration of such models for a commercial herd should be possible in the near future from automatic BW measurement, using tools developed in the context of precision farming.

INTRODUCTION

La maitrise de l'hétérogénéité de l'état des réserves des truies à la mise bas est un objectif majeur de la conduite alimentaire pendant la gestation. Habituellement, l'éleveur décide de la ration allouée sur la base du rang de portée et de l'épaisseur de lard (ELD) mesurée autour du sevrage ou de l'insémination. Une mesure supplémentaire réalisée à la fin du premier mois de gestation (i.e., avant la mise en groupe des truies) est souvent réalisée pour affiner la constitution des groupes de truies et décider du niveau de rationnement qui sera appliqué jusqu'à l'entrée en maternité à l'échelle du groupe (élevage en petites cases) ou de l'individu (élevage en case équipée de distributeur automatique de concentré).

La ration doit permettre à la truie de poursuivre sa croissance, notamment en début de carrière, d'assurer la croissance *in utero* de la portée et de reconstituer les réserves mobilisées pendant la lactation précédente. A chacune de ces différentes composantes correspondent des besoins nutritionnels. Les travaux de recherche conduits à l'INRA depuis les années 60 ont produit de nombreuses connaissances sur les besoins en énergie et en acides aminés de la truie, qui ont été synthétisés dans le modèle InraPorc (Dourmad *et al.*, 2005). Ce modèle est mis en œuvre pour alimenter individuellement les truies de la station IFIP de Romillé depuis sa création en 1997, ce qui permet de conduire un troupeau beaucoup plus homogène à la mise bas qu'en situation de compétition alimentaire (Quiniou, 2016).

Jusqu'à récemment, un seul aliment était distribué dans la plupart des élevages à toutes les truies gestantes. Dans une telle situation, la quantité d'aliment à apporter pendant la gestation est déterminée directement par le besoin en énergie de la truie. Ce n'est que récemment que la possibilité d'utiliser plusieurs aliments pendant la gestation est apparue, ce qui ouvre des perspectives pour moduler plus précisément les apports d'autres nutriments en fonction du besoin, notamment en acides aminés.

Pour déterminer le besoin en énergie pour la croissance maternelle et la reconstitution des réserves il est nécessaire de connaître l'ELD et le poids vif en début de gestation et de se fixer des objectifs à atteindre à la mise bas. L'objectif d'ELD à la mise bas est en général identique pour toutes les truies du troupeau, tandis que le poids à la mise bas (PV) dépend du rang de portée, ou plus précisément de l'âge. Caractériser cette relation revêt une importance majeure pour la gestion de l'état des réserves des truies du troupeau. En effet, une sous-estimation du poids conduit à une sous-estimation des besoins d'entretien, couverts alors au détriment des apports pour la croissance fœtale et le développement maternel, et à un état d'engraissement à la mise bas inférieur à celui attendu. C'est ce que traduit le plus souvent, lors de campagnes de mesure en élevage de production, la baisse d'ELD à la mise bas quand le rang de portée augmente.

L'article présente une étude réalisée à partir de la base de données de la station expérimentale IFIP de Romillé (35), approvisionnée depuis 20 ans avec les résultats des pesées individuelles réalisées en routine à différents stades du cycle de chaque truie. Cette étude a pour objectif de décrire le processus continu de croissance de truies issues d'un croisement Large White x Landrace, à partir des données répétées au cours du temps, en se focalisant sur le PV à la mise bas (i.e., mesuré dans les 24 heures qui suivent la mise bas, lors des soins aux porcelets).

1. MATERIEL ET METHODES

1.1. Jeux de données

La base de données est renseignée avec la date de naissance de chaque truie, ce qui permet de calculer l'âge à chaque pesée et constituer plusieurs jeux de données. Le jeu de données 1 concerne les truies nées à partir de 2012, sélectionnées car elles ont toutes été logées de façon systématique en case bloquée les 25 premiers jours de la gestation, puis en groupe jusqu'à l'entrée en maternité vers 108 jours de gestation. Puis, seules les truies suivies au moins jusqu'à la sixième mise bas sont retenues, ce qui correspond à des truies nées avant 2016. Les autres jeux de données sont établis se façon similaire, par période de 4 années de naissance (jeux 2, 3 et 4). L'âge et le PV moyen après la mise bas selon le rang de portée sont indiqués pour chaque jeu de données dans le tableau 1. Sauf en cas de retour en chaleur et changement de bande, les truies sont élevées dans les mêmes conditions de logement entre le sevrage et l'entrée en maternité pendant leurs gestations successives. Sur cette période sur les sept bandes du troupeau, trois sont ainsi logées en stalles individuelles, deux en groupes de six et deux en groupes de 12. Quel que soit le jeu de données considéré, un plan d'alimentation en U est appliqué avec une individualisation de la ration sur la base des PV et ELD individuels au début de la gestation et d'hypothèses de temps passé debout dans les différents systèmes (Quiniou, 2003), qui permet d'obtenir des poids comparables à la mise bas dans les trois systèmes de logement.

Tableau 1 – Age et poids après mise bas selon le rang de portée des truies et le jeu de données (moyenne et écart-type)

Rang	1	2	3	4	5	6
Jeu de données 1 (truies nées entre 2012 et 2015), n = 90						
Age	383,8	539,2	690,5	840,3	993,3	1141,1
	± 22,4	± 34,7	± 40,9	± 43,0	± 47,3	± 47,5
Poids	211,3	243,3	268,4	285,5	298,7	306,8
	± 13,3	± 14,6	± 15,1	± 13,8	± 15,9	± 17,2
Jeu de données 2 (truies nées entre 2008 et 2011), n = 112						
Age	379,0	531,4	680,9	830,4	983,0	1131,1
	± 14,7	± 21,1	± 24,5	± 29,1	± 37,1	± 39,0
Poids	218,2	250,8	269,4	286,2	295,5	300,7
	± 10,0	± 10,7	± 12,9	± 14,0	± 14,7	± 13,7
Jeu de données 3 (truies nées entre 2004 et 2007), n = 109						
Age	374,8	525,7	674,2	822,5	871,9	1121,6
	± 12,7	± 18,4	± 19,3	± 19,8	± 22,2	± 24,3
Poids	212,8	244,5	266,7	278,8	289,0	295,6
	± 9,1	± 10,0	± 11,2	± 11,4	± 12,9	± 13,2
Jeu de données 4 (truies nées entre 2000 et 2003), n= 116						
Age	380,9	520,6	667,8	817,3	966,3	1118,0
	± 12,6	± 15,9	± 16,7	± 20,3	± 21,4	± 26,3
Poids	209,5	241,2	265,1	279,9	293,4	303,2
	± 10,7	± 14,7	± 15,3	± 14,1	± 14,1	± 15,1

1.2. Courbes de croissance

1.2.1. *Données*

L'analyse des données est réalisée en s'appuyant sur des modèles non-linéaires. Ils permettent de décrire des évolutions régulières du critère étudié, et peuvent donc échouer à intégrer une variation soudaine due à un aléa. Dans chaque jeu de données, celles obtenues après l'avènement

d'évènements sanitaires particuliers au niveau individuel ou du fait de conduites particulières ont été exclues de l'analyse. Puis, seules sont conservées les truies dont le poids est renseigné à la première mise bas et après au moins six mises bas pendant la carrière.

L'étude graphique de l'évolution du PV de la truie avec l'âge met en évidence un gain important de poids au cours de la carrière alors même que l'animal est considéré comme étant adulte depuis son entrée dans le troupeau reproducteur (Figure 1). Ainsi, à la sixième mise bas, les truies du jeu de données 1 sont en moyenne 50% plus lourdes qu'à la première mise bas. Cependant, la variation du poids entre deux mises bas diminue progressivement quand l'âge augmente. Cette asymptote peut être interprétée comme le PV à maturité d'où le choix de modèles mathématiques de courbes de croissance limitée dans le temps.

1.2.2. *Modèles*

Les modèles foisonnent dans la littérature. L'objectif n'est pas ici de les comparer de façon exhaustive, mais de retenir ceux ayant déjà été identifiés comme pertinent par d'autres auteurs dans différents domaines du vivant (Zimmerman et Núñez-Antón, 2001 ; Mignon-Grasteau et Beaumont, 2000 ; Rathgeber *et al.*, 2004 ; McManus *et al.*, 2010 ; Nimase *et al.*, 2018).

Pendant les 5 à 6 premiers mois de la vie, les données collectées chez le porc en croissance permettent d'observer un point d'inflexion dans la courbe d'évolution du poids avec l'âge. Le modèle de Gompertz permet d'intégrer à la fois la notion de poids à maturité et d'inflexion dans la courbe de croissance (Aubry *et al.*, 2004). En revanche, à partir de données collectées à un âge plus avancé (i.e., pendant la phase de reproduction de la truie), il n'est pas possible de visualiser cette inflexion (Figure 1) qui a lieu à un stade plus précoce. Dans le cas d'une étude excluant les phases précoces de la croissance, Richards (1959) et France *et al.* (1996) suggèrent l'utilisation du modèle mono moléculaire de Brody en fixant à 1 la valeur de *v* dans l'équation [1] :

$$[1] \quad PV(t) = P\infty \cdot [1 - b \cdot e^{-c \cdot t}]^{v}$$

où *PV (t)* est le poids atteint au temps *t* (âge), *P*∞ est le poids à maturité, *b* est un paramètre d'échelle, et *c* un facteur de maturation qui permet de moduler le poids au temps t.

Le modèle [1] est adapté pour prendre en compte les caractéristiques d'âge et de poids à la première mise bas, en moyenne à l'échelle du jeu de données (t1m, P1m) ou au niveau individuel (t1i, P1i). Les modèles [2] et [3] reviennent à utiliser une fonction logistique généralisée (Koya et Goshu, 2013) :

$$[2] \quad PV(t) = P1m + (P\infty - P1m) \cdot [1 - b \cdot e^{-c \cdot (t - t1m)}]$$

$$[3] \quad PV(t) = P1i + (P\infty - P1i) \cdot [1 - b \cdot e^{-c \cdot (t - t1i)}]$$

où $P1_x$ et $t1_x$ sont, respectivement, le PV et l'âge à la première mise bas, ($P\infty - P1_x$) le gain de poids à réaliser avec $P1_x$ en variable d'entrée et P∞ estimé par le modèle [1] ; les autres paramètres sont identiques à ceux indiqués pour le modèle [1].

Le modèle de Weibull généralisé correspond à celui utilisé dans le module de calibration du profil de truie dans le logiciel InraPorc (Dourmad, communication personnelle). Il diffère du modèle mono moléculaire par la prise en compte d'un second niveau d'indexation de la maturité via l'exposant *d* ajouté dans le modèle [4] :

$$[4] \quad PV(t) = P\infty \cdot [1 - e^{-(c \cdot t)^{d}}]$$

Le modèle généralisé est adapté pour se donner la possibilité de prendre en compte les caractéristiques des truies à la première mise bas, en moyenne à l'échelle du jeu de données [5] ou au niveau individuel [6] :

$$[5] \quad PV(t) = P1m + (P\infty - P1m) \cdot [1 - e^{-(c \cdot (t - t1m))^{d}}]$$

$$[6] \quad PV(t) = P1i + (P\infty - P1i) \cdot [1 - e^{-(c \cdot (t - t1i))^{d}}]$$

1.3. Calculs et statistiques

Les données sont analysées avec le logiciel SAS (v9.4, Inst. Inc. Cary, NC). Les valeurs moyennes sont obtenues avec la procédure MEANS. La corrélation entre variables est déterminée par le coefficient de Pearson (proc CORR). L'ajustement des modèles est réalisé par régression non-linaire (proc NLMIXED) à partir du jeu de données 1, en intégrant la truie en effet aléatoire linéaire. Les modèles ainsi obtenus sont ensuite appliqués aux truies des jeux de données 2, 3 et 4 nées, respectivement, entre 2008 et 2011, 2004 et 2007, enfin entre 2000 et 2003.

La précision de la prédiction obtenue à partir de chaque modèle est évaluée par le calcul de la racine carrée de l'écart quadratique moyen de prédiction (RMSEP). Dans la mesure où seulement certains modèles intègrent P1i, la comparaison des modèles est réalisée à partir d'un RMSEP moyen calculé entre la deuxième et la sixième mise bas.

2. RESULTATS ET DISCUSSION

2.1. Caractéristiques du jeu de données 1

Sur les 350 truies nées entre 2012 et 2015, 90 mettent bas six fois ou plus. Elles sont âgées de 383,8 jours à la première mise bas et pèsent en moyenne 211,3 (± 22,4) kg (Tableau 1). Le gain de poids entre la première et la dernière mise bas est en moyenne de 100,0 kg, dont 95,5 kg sont déjà réalisés à la sixième mise bas (Figure 1). Sur la base de ces résultats, l'hypothèse que les truies ont atteint leur poids de maturité à ce stade est retenue et le calibrage des modèles est réalisé à partir des données disponibles jusqu'à la sixième mise bas (Figure 2).

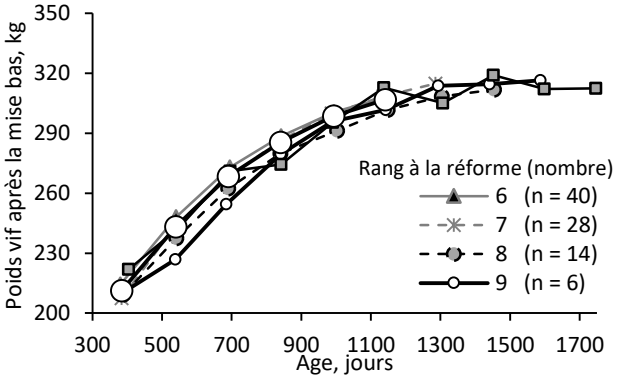

Figure 1 – Moyenne du poids après mise bas et de l'âge selon le rang de portée et le nombre de portées mis bas avant la réforme des truies du jeu de données 1

2.2. Corrélations entre variables

A partir des 621 couples Age-PV du jeu de données 1 (Figure 2), la corrélation observée entre l'âge et le PV est de 0,85 ($P < 0{,}001$). La corrélation entre le poids et l'âge à la première portée (i.e., entre P1i et t1i) est significative mais faible ($r = 0{,}29$, $P = 0{,}006$, Figure 3). Aux rangs de portée suivants, elle n'est pas significative ($-0{,}13 < r < 0{,}04$). Les PV aux

première et sixième mises bas sont corrélés significativement (*P* = 0,008) mais avec un coefficient de Pearson faible (r = 0,29). D'un rang de portée au suivant, la corrélation est supérieure à 0,64 (*P* > 0,001), sauf entre la première et la seconde mise bas (r = 0,39, *P* = 0,002) ce qui peut être mis en relation avec la présence d'animaux très légers à la deuxième mise bas (Figure 2).

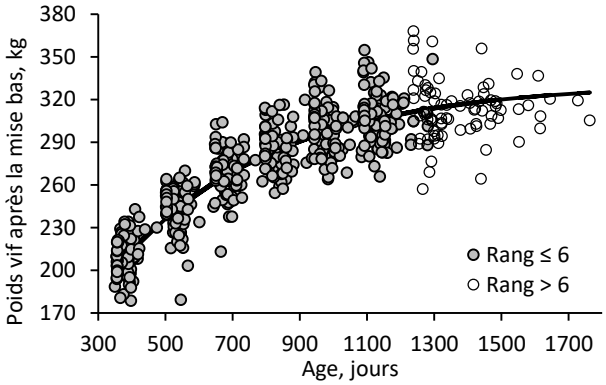

Figure 2 – Age et poids individuels (jeu de données 1)
L'évolution du poids est modélisée à partir des données des truies de rang de portée inférieur ou égal à 6 (exemple avec le modèle [1])

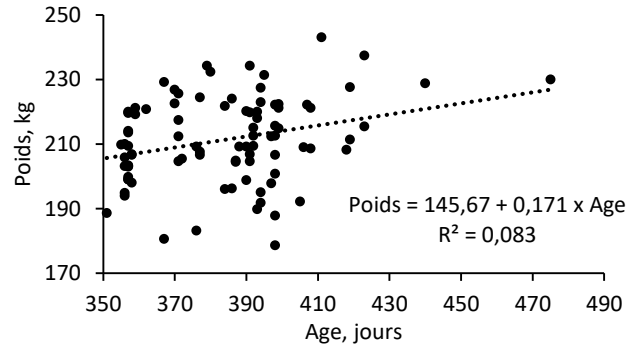

Figure 3 – Age et poids individuels à la première mise bas (jeu de données 1)

2.3. Modèles obtenus avec le jeu de données 1

Le tableau 2 présente les équations obtenues avec les six modèles, tandis que leur niveau de précision est présenté dans le tableau 3.

Le poids à maturité est un critère qui est utilisé dans tous les modèles, soit en tant que tel (modèles [1] et [4]), soit comme poids final à partir duquel le gain de poids jusqu'à maturité doit être réalisé (autres modèles). A partir de l'ensemble des données, la valeur de P∞ est estimée à 331,4 kg et 339,7 kg, respectivement avec les modèles de Brody [1] et de Weibull [4] (Tableau 2). Alors que les truies pesaient en moyenne 155,4 (± 9,3) kg au début de leur première gestation, cela indique qu'à ce stade elles ont réalisé seulement la moitié de la croissance nécessaire pour atteindre le poids à maturité.

Les valeurs de P∞ obtenues avec les autres modèles (qui intègrent P1m ou P1i) sont très proches les unes des autres : 332,4, 333,3, 330,4 et 326,3 kg, respectivement pour les modèles [2], [5], [3] et [6]. D'un point de vue pratique, le calibrage des modèles à partir d'une campagne de pesées ponctuelles dans un élevage de production peut être facilité en considérant P∞ comme une constante dont la valeur est estimée à partir du poids moyen des truies les plus âgées ce jour-là. Une fois cette valeur fixée dans les équations, les autres paramètres sont ajustés en surmontant le problème posé par le nombre limité de données disponibles pour décrire la cinétique d'évolution du PV pour chaque truie. Cela implique toutefois que dans les modèles [3] et [6], bien que certaines truies puissent être plus légères au début de leur carrière, elles sont supposées atteindre le poids à maturité évalué en moyenne à l'échelle du troupeau et être nourries dans cet objectif. Cependant, leurs caractéristiques intrinsèques peuvent conduire à ce qu'elles restent plus légères tout au long de leur carrière... ou pas.

Outre le fait que le potentiel de croissance puisse conduire à un poids de maturité moindre (ce qui ne peut être connu *a priori*), les conditions d'élevage peuvent intervenir sur la croissance de l'animal. C'est par exemple le cas si la truie est particulièrement active, en comparaison avec les autres truies, et qu'elle dépense ainsi de l'énergie pour l'activité physique aux dépens de son gain de poids. Une position hiérarchique faible dans un groupe alimenté en situation de compétition alimentaire peut également aboutir à ce résultat. Parmi les 14 truies du jeu de données 1 dont le P1i est inférieur à la moyenne du groupe moins un écart-type (i.e., 198,0 kg), six pèsent cependant plus de 300,0 kg en fin de carrière dont une 324,8 kg.

Tableau 2 – Modèles d'évolution du poids après la mise bas selon l'âge (jeu de données 1)

Modèles généraux	
[1]	331,4 x (1 - 0,821 x exp(-2,121/1000 x t))
[4]	339,7 x (1 - exp(-(2,506/1000 x t)^{0,815}))
En incluant les caractéristiques moyennes au rang 1[1]	
[2]	211,3 + 121,1 x (1 - 1,001 x exp(-2,084/1000 x (t - 383,8)))
[5]	211,3 + 122,0 x (1 - exp(-(2,055/1000 x (t - 383,8))^{0,975}))
En incluant les caractéristiques individuelles au rang 1[2]	
[3]	P1i + (330,4 – P1i)(1 - 1,002 . exp(-2,146/1000 x (t – t1i)))
[6]	P1i + (326,3 – P1i)(1 - exp(-(2,288/1000 x (t – t1i))^{1,041}))

[1]Le poids et l'âge moyens à la première mise bas sont de 211,3 kg (P1m) et 383,8 j (P1m). Dans les équations [2] et [5], les valeurs 124,1 et 122,0 sont obtenues, respectivement, par différence avec le poids à maturité estimé à 332,4 et 333,3 kg dans les équations [1] et [4]. [2]Utilisation du poids (P1i) et de l'âge (t1i) individuels à la première mise bas.

Tableau 3 – RMSEP (kg) par rang de portée selon le modèle (jeu de données 1)

	Rang de portée (R)						Moyenne[1]
	1	2	3	4	5	6	R > 1
Modèles généraux							
[1]	12,8	16,1	15,7	14,6	16,6	17,6	16,1
[4]	12,8	16,2	15,7	14,6	16,6	17,6	16,2
Prise en compte des caractéristiques moyennes au rang 1							
[2]	-	16,1	15,7	14,6	16,6	17,6	16,2
[5]	-	16,2	15,7	14,6	16,6	17,6	16,1
Prise en compte des caractéristiques individuelles au rang 1							
[3]	-	14,2	14,6	12,7	15,4	16,7	14,8
[6]	-	14,1	14,5	12,7	15,3	16,8	14,8

[1]A partir des 449 estimations réalisées entre les rangs de portées 2 et 6.

Les RMSEP sont calculés en moyenne à partir de toutes les prédictions réalisées entre la seconde et la sixième mise bas ainsi que selon le rang de portée afin d'examiner dans quelle mesure la précision évolue au cours de la carrière. Les écarts individuels de prédiction sont illustrés par la figure 4. Entre les rangs de portée 2 et 6, l'erreur de prédiction moyenne est proche de 16 kg pour tous les modèles, sauf les modèles

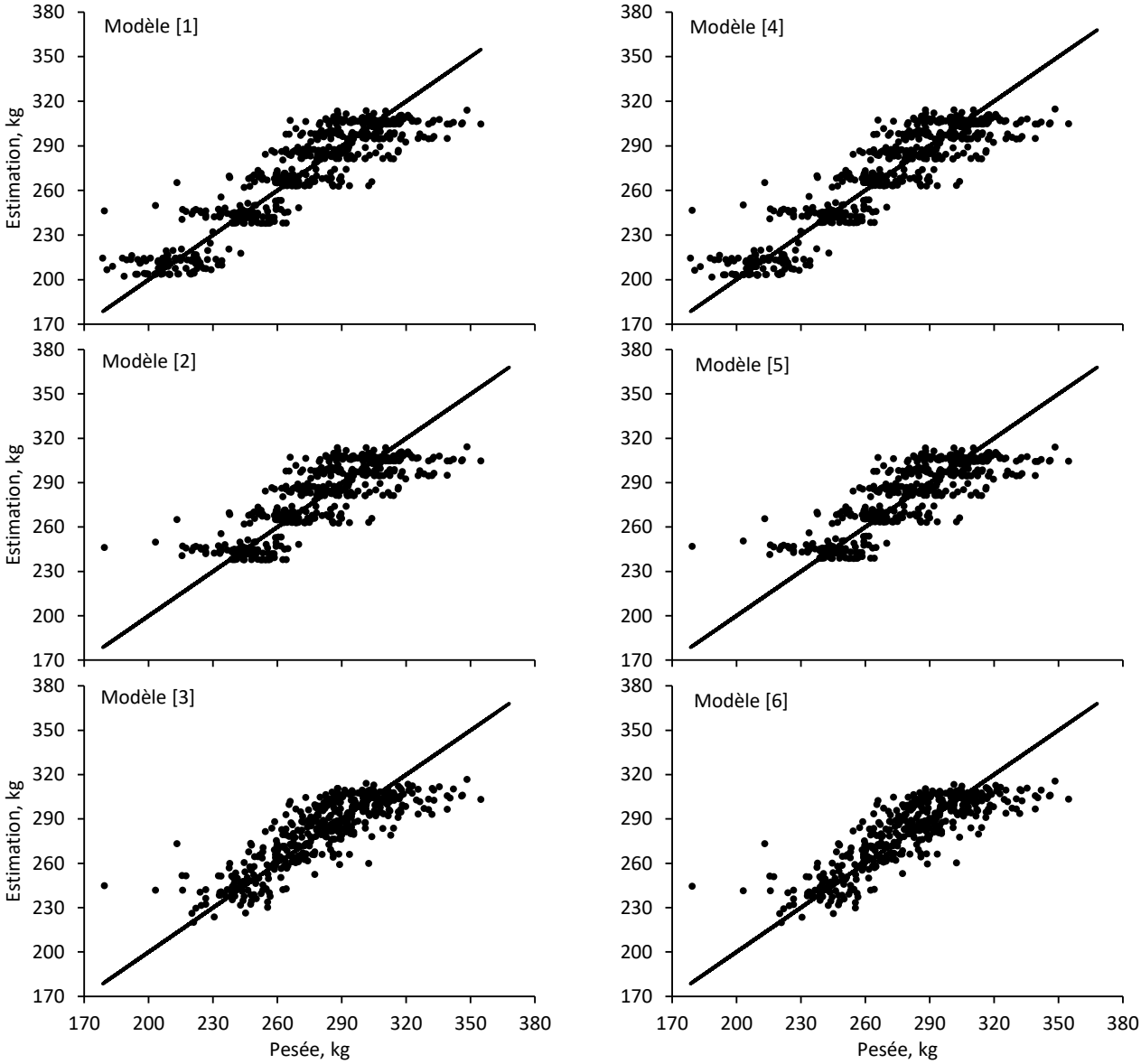

Figure 4 – Mesures et prédictions individuelles du poids après la mise bas en fonction de l'âge selon l'équation (voir Tableau 2) (dans chaque graphique, la droite correspond à la bissectrice)

[3] et [6] pour lesquels elle est inférieure à 15 kg. Le modèle logistique est aussi précis que le modèle de Weibull. La prise en compte du poids individuel P1i dans le modèle logistique ou dans le modèle de Weibull (modèles [3] et [6] *vs* [4]) permet d'améliorer la précision de l'estimation de 1,4 kg tandis que la prise en compte du poids moyen ne présente pas d'avantage compte tenu de l'hétérogénéité des truies à la première mise bas (modèles [2] et [5] *vs* [4]). En l'absence d'information sur les caractéristiques à la première mise bas, la précision de prédiction est comparable avec les modèles [1] et [4].

L'erreur de prédiction des modèles [1] et [4] est plus élevée aux rangs 2 et 5 à 6, ce qui s'explique par la dispersion des poids tel qu'illustré dans la figure 2. Ainsi, à la deuxième mise bas, l'âge des truies est relativement homogène avec un écart-type de ± 34,7 j (Tableau 1), mais le poids est très variable avec un coefficient de variation (CV) de 6,0%. Aux cinquième et sixième mises bas, le poids est un peu moins variable (CV ≤ 5,6%), mais l'âge l'est plus (± 47 j).

2.4. Application des modèles aux autres jeux de données

2.4.1. *Evaluation des modèles calibrés sur le jeu de données 1*

Les caractéristiques de la population de truies ayant peu évolué au cours du temps dans l'élevage, les modèles de calibration permettent d'obtenir une précision de prédiction comparable sur les jeux de données 2, 3 et 4 à celle obtenue avec le jeu de données 1 (Tableau 4). Les RMSEP sont même plus petits que soit le modèle. Ainsi, par exemple les modèles [1] et [6] ont une erreur de prédiction moyenne inférieure de 2 kg en moyenne à partir des trois jeux de données de test (respectivement 14,2 et 12,7 kg). Cette amélioration peut sans doute être mise en relation avec la moindre hétérogénéité des caractéristiques des truies dans ces trois jeux de données.

Suivies au sein du même élevage que celles du jeu de données 1, les truies des jeux de données 2 à 4 mettent bas à des poids et des âges comparables au fil de leur carrière (Tableau 1), ce qui témoigne d'une évolution limitée intra-troupeau de ces critères sur 15 années de naissance des truies. En revanche, les caractéristiques des truies apparaissent moins variables à chaque rang de portée dans les jeux de données 2 à 4 que dans le jeu de données 1. Les changements de conditions de logement des jeunes reproducteurs intervenues en 2013 peuvent avoir contribué à une augmentation de l'hétérogénéité des animaux dès le début de leur carrière, conséquence de l'élevage en groupe en vue de l'adaptation à l'utilisation du distributeur automatique de concentré pendant la période en pré-troupeau (et non plus en loge individuelle).

2.4.2. *Actualisation des modèles avec les autres jeux*

Un nouveau calibrage des modèles [1] et [6] est réalisé à partir des jeux de données 2 à 4 (Tableau 4). Les valeurs de P∞ obtenues avec ces deux modèles sont très proches de celles obtenues à partir du jeu de données 1, ce qui est cohérent avec le fait que leurs caractéristiques de la première à la sixième mise bas sont également proches (Tableau 1). Le re-calibrage spécifique des modèles sur ce pas de temps n'apporte donc pas de progrès dans la précision de la prédiction. Ce point est intéressant dans la perspective de pouvoir utiliser l'équation obtenue sur une période relativement longue.

CONCLUSION

Les modèles de prédiction du PV après la mise bas sont établis à partir d'un suivi longitudinal des truies d'une génétique donnée dans un élevage donné. L'ordre de grandeur de l'erreur de prédiction varie entre 13 et 16 kg, selon le modèle et le jeu de données utilisés. Il peut être relativisé au regard de la variation de poids de la truie avant/après miction, sachant que selon les conditions d'abreuvement le volume d'urine peut atteindre en moyenne 17 litres par jour (Farmer *et al.*, 2000). Toutefois, un écart de PV de 13 à 16 kg représente une différence de besoin d'entretien en énergie équivalent à environ 100 g d'aliment par jour.

La qualité de la prédiction est relativement stable au cours du temps, en raison du fait que les caractéristiques moyennes des animaux évoluent peu. Elle est cependant d'autant meilleure que le troupeau est homogène. La prise en compte des informations individuelles collectées à la première mise bas permet de réduire l'erreur de prédiction de 10% environ avec le modèle logistique ou le modèle de Weibull généralisé.

Les données utilisées pour cette étude sont issues de truies Large White x Landrace suivies dans un seul élevage. Les équations présentées sont utilisables pour ce type de truies dans cet élevage. Leur application à des truies d'une autre génétique ou dans un autre élevage implique une re-calibration préalable donc la collecte de nouvelles données.

Dans notre étude en station expérimentale, les truies ont été pesées manuellement après la mise bas en les sortant de la case de maternité pendant les soins apportés aux porcelets. Cela n'est pas envisageable en élevage commercial actuellement. Le développement rapide de capteurs, et plus généralement de matériel d'élevage de précision, devrait permettre de collecter ces données de façon automatisée dans un avenir proche, et ainsi d'envisager le calibrage de modèles de croissance des truies reproductrices au sein de chaque élevage.

Tableau 4 – Utilisation des autres jeux de données pour l'évaluation[1] des modèles calibrés avec le jeu de données 1 et calibration *de novo* des modèles [1] et [6]

Jeu de données		**2**	**3**	**4**
Années de naissance		08-11	04-07	00-03
RMSEP moyen[1] calculé à partir des modèles calibrés avec le jeu de données 1	[1]	14,1	13,8	14,7
	[4]	14,1	13,8	14,6
	[2]	14,1	13,8	14,6
	[5]	14,0	13,7	14,6
	[3]	12,4	12,6	13,0
	[6]	12,4	12,7	13,1
Nouveau calibrage du modèle [1]	P∞	315,0	308,5	325,6
	b	0,818	0,841	0,800
	c	2,589	2,664	2,170
	RSMEP[1]	14,1	13,8	14,6
Nouveau calibrage du modèle [6]	P∞	324,7	314,0	336,6
	c	2,143	2,383	1,823
	d	0,903	0,943	0,943
	RSMEP[1]	12,4	12,7	13,1

[1] A partir des estimations réalisées entre la deuxième et la sixième mise bas.

REMERCIMENTS

L'auteur remercie les relecteurs du comité d'organisation des Journées de la Recherche Porcine pour leurs remarques constructives et la suggestion d'une procédure statistique alternative à celle utilisée initialement.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Aubry A., Quiniou N., Le Colzer Y., Querné M., 2004. Modélisation de la croissance et de la consommation d'aliment des porcs de la naissance à l'abattage : actualisation des coefficients appliqués aux critères standardisés de performances en Gestion Technico-Economique. Journées Rech. Porcine, 36, 409-422.
- Dourmad J.-Y., Étienne M., Noblet J., Valancogne A., Dubois S., van Milgen J., 2005. InraPorc : un outil d'aide à la décision pour l'alimentation des truies reproductrices. Journées Rech. Porcine, 37, 299-309.
- Farmer S., Farmer C., Rushen J., 2000. Manure production of first-litter sows fed a high-fibre diet during gestation. Can. J. Anim. Sci., 80, 737-739.
- France J., Dijkdtra J., Dhanoa Ms., 1996. Growth function and their application in animal science. Ann. Zoot., 45(suppl. 1), 165-174.
- Koya P.R., Goshu A.T., 2013. Generalized mathematical model for biological growths. Open J. Modell. Simul., 1, 42-53.
- McManus C.M., Louvandini H., Lagoas Campos V.A., 2010. Non-linear growth curves for weight and height in four genetic groups of horses. Ci. Anim. Bras. Goiânia, 11(1), 80-89.
- Mignon-Grasteau S., Beaumont R., 2000. Les courbes de croissance chez les oiseaux. INRA Prod. Anim., 13(5), 337-348.
- Nimase R., Kandalkar Y.B., Bangar Y., 2018. Non-linear modeling for estimation of growth curve parameters in Madyal sheep. J. Entomol. Zool. Studies, 6, 463-465.
- Quiniou N. 2003. Effet du nombre de repas sur la reconstitution des réserves et le comportement des truies en gestation selon le mode de logement. Journées Rech. Porcine, 35, 149-154.
- Quiniou N., 2016. Conséquences de l'hétérogénéité des réserves corporelles de la truie à la fin de la gestation sur le déroulement de la mise bas et les performances de lactation. Journées Rech. Porcine, 48, 207-312.
- Rathgeber C., Blanc L., Ripert C., Vennetier M., 2004. Modélisation de la croissance en hauteur du pin d'Alep en région méditerranéenne française. Ecol. Mediter., 30(2), 205-208.
- Richards F.J., 1959. A flexible growth function for empirical use. J. Exp. Botany, 10(29), 290-300.
- Zimmerman D.L., Núñez-Antón V., 2001. Parametric modelling of growth curve data: An overview. Soc. Estad. Invest. Op. Test, 10(1), 1-73.