



UNIVERSITÉ DE LILLE  
**FACULTÉ DE MÉDECINE HENRI WAREMBOURG**

Année : 2024

THÈSE POUR LE DIPLÔME D'ÉTAT  
DE DOCTEUR EN MÉDECINE

**Peut-on prédire à l'aide d'un score la survenue de la dystocie des épaules avant un accouchement instrumental à l'aide de la distance échographique tête périnée ?**

Présentée et soutenue publiquement le vendredi 9 février 2024 à 16h  
au Pôle Formation

**par Paul RENON**

---

**JURY**

**Président :**

**Monsieur le Professeur Damien SUBTIL**

**Assesseurs :**

**Madame le Docteur Mathilde DUCHATELET**

**Monsieur le Docteur David VANDENDRIESSCHE**

**Directeur de thèse :**

**Monsieur le Professeur Charles GARABEDIAN**

---

## Liste des abréviations

AI : accouchement instrumental

AUC: area under the curve

BMI: body mass index

CEROG : Comité d'Éthique de la Recherche en Obstétrique et Gynécologie

C-section: cesarean section

DE : dystocie des épaules

DTP : distance tête périnée

HPD: head-perineum distance

IMC : indice de masse corporelle

LOSA : lésion obstétricale du sphincter anal

OASIS: obstetrical anal sphincter injuries

OR: odds-ratio

OVD: operative vaginal delivery

PI: prognostic index

US: ultrasound

SD: shoulder dystocia

# TABLE DES MATIERES

<b>LISTE DES ABREVIATIONS</b> .....	<b>2</b>
<b>RESUME</b> .....	<b>4</b>
<b>INTRODUCTION</b> .....	<b>6</b>
<b>INTRODUCTION</b> .....	<b>8</b>
<b>MATERIALS AND METHODS</b> .....	<b>10</b>
STUDY AND ELIGIBILITY CRITERIA .....	10
OPERATIVE VAGINAL DELIVERY .....	10
ULTRASONOGRAPHY MEASUREMENTS .....	10
ASSESSMENT CRITERIA .....	11
STATISTICAL ANALYSIS .....	11
ETHICAL APPROVAL .....	14
<b>RESULTS</b> .....	<b>15</b>
<b>COMMENT</b> .....	<b>20</b>
PRINCIPAL FINDINGS .....	20
RESULTS IN CONTEXT .....	20
CLINICAL IMPLICATIONS .....	22
RESEARCH IMPLICATIONS .....	22
STRENGTHS AND LIMITATIONS .....	23
CONCLUSION .....	23
<b>DISCUSSION</b> .....	<b>24</b>
<b>CONCLUSION</b> .....	<b>28</b>
<b>BIBLIOGRAPHIE</b> .....	<b>29</b>

## Résumé

**CONTEXTE :** La dystocie des épaules est un événement difficilement prévisible. Plusieurs scores prédictifs de survenue de dystocie des épaules existent sans toutefois intégrer l'échographie en salle de naissance. L'objectif de notre étude était de développer un nouveau score prédictif de dystocie des épaules utilisant la mesure échographique de la distance tête périnée.

**MÉTHODE :** Il s'agit d'une étude rétrospective monocentrique (Lille, France), de mars 2019 à octobre 2020, incluant tous les accouchements instrumentaux de grossesses uniques en présentation céphalique de plus de 37 semaines d'aménorrhée, et pour lesquels une mesure de la distance tête périnée a été réalisée. Dans un premier temps, une analyse multivariée a été réalisée pour déterminer les facteurs prédictifs et un poids a été affecté pour chacun des facteurs afin de construire le score. Ce score a été ensuite validé dans la même population.

**RÉSULTATS :** Parmi les 1708 accouchements instrumentaux, 774 ont eu une mesure de la distance tête périnée et ont été inclus. Une dystocie des épaules est survenue dans 99 cas (9,7%). Les facteurs prédictifs les plus significatifs, ainsi que leur poids, sont les suivants : âge < 28 ans (1), multiparité (1,5), déclenchement du travail (1,5), défaut de progression du mobile fœtal (1), distance tête périnée 21-30mm (1), 31-40mm (2), 41-50mm (2,5), 51-60mm (3), > 60mm (4,5), et poids fœtal estimé > 4000g (3). Après correction du biais d'optimisme, la c-statistique du modèle pronostique était de 0,706 (allant de 0,693 à 0,734). La probabilité prédite de dystocie des épaules était similaire au taux de dystocie des épaules observé, ce qui indique que le modèle de pronostic était bien calibré. Quatre sous-groupes de patientes ont pu être établis en fonction du risque de survenue : (résultat du score ; risque de survenue %) : bas risque

(0-4 ; < 10%), risque moyen (4-5,5 ; 10-20%), haut risque (5,5-8 ; 20-50%), et très haut risque (8-11,5 ; > 50%).

**CONCLUSION :** Ce score permettrait d'aider la prédiction de survenue de dystocie des épaules au cours d'un accouchement instrumental avec 6 paramètres facilement identifiables en salle de naissance. Néanmoins, une évaluation dans une autre population ou selon un design prospectif sera nécessaire pour valider les paramètres du score.

## Introduction

La dystocie des épaules (DE) peut causer de graves complications obstétricales, incluant à la fois des morbidités fœtales et maternelles. Les morbidités fœtales découlant de la DE peuvent inclure des paralysies du plexus brachial (permanentes ou temporaires), des fractures humérales ou claviculaires, l'asphyxie périnatale, l'encéphalopathie hypoxo-ischémique, et la mort néonatale(1,2). Les morbidités maternelles peuvent inclure les lésions obstétricales du sphincter anal (LOSA), l'hémorragie du post-partum, et une détresse psychologique, incluant l'état de stress aigu et l'état de stress post-traumatique. Ainsi, certains facteurs de risque de la DE ont été identifiés ; les trois principaux sont un antécédent de dystocie des épaules, la macrosomie fœtale, et le diabète maternel(3). D'autres facteurs ont été mis en lumière, dont l'obésité maternelle ou la prise pondérale excessive, l'accouchement instrumental (AI), et le déclenchement du travail. Néanmoins, aucun de ces trois derniers n'a été rigoureusement évalué quant à leur lien de causalité avec la dystocie des épaules.

L'échographie en salle de naissance peut aider à prédire les complications du travail et de l'accouchement(4,5). Par exemple, elle peut être utilisée pour déterminer avec certitude la variété fœtale, contrairement au toucher vaginal, qui est incorrect dans 51% des cas(6). De plus, l'échographie trans-périnéale peut influencer le mode d'accouchement, notamment avec la mesure de la distance tête-périnée (DTP)(7,8). Une étude prospective européenne a déterminé que l'échographie trans-périnéale pouvait prédire l'issue d'un accouchement par ventouse au sein d'une cohorte présentant un défaut de progression du mobile fœtal(9).

Déterminer les facteurs de risqué de la DE au cours d'un accouchement instrumental n'est pas aisé. Certaines études ont établi que certains facteurs de risque peuvent prévoir la survenue d'une DE au cours d'un accouchement instrumental ou d'une césarienne avec une grande précision. Par exemple, Tsur et al.(10) ont développé un modèle d'intelligence artificielle basé sur des caractéristiques maternelles et fœtales, qui peut prédire la survenue d'une DE au cours d'un AI avec une grande précision (spécificité 92%, sensibilité 52%, aire sous la courbe 0,866). La mesure de l'engagement du mobile fœtal par l'échographie trans-périnéale durant la deuxième phase du travail semble être un outil efficace pour prédire la survenue d'une DE. L'échographie en salle de naissance est d'ores et déjà pertinente pour la prédiction de l'issue d'un accouchement instrumental. Par exemple, Kasbaoui et al. ont montré d'une DTP > 40mm était significativement associée à une plus grande difficulté d'accouchement instrumental. Ils se sont basés sur un critère composite après ajustement sur la parité, la variété de présentation et la macrosomie fœtale(11).

Néanmoins, la mesure de la DTP n'a pas encore été spécifiquement évaluée pour la prédiction de la DE. Ainsi, l'objectif de cette étude était de développer un nouveau score pour prédire la survenue de la DE au cours d'un AI en utilisant la DTP échographique.

## Introduction

Shoulder dystocia (SD) can cause significant obstetrical complications, including both fetal and maternal morbidities. Fetal morbidities from SD may include transient or permanent Erb's palsy, clavicle or humerus fracture, perinatal asphyxia, hypoxic–ischemic encephalopathy, and neonatal death(1,2). Maternal morbidities may include obstetrical anal sphincter injuries (OASIS), postpartum hemorrhage, and psychological distress, including acute stress and posttraumatic stress disorder. Thus, several SD risk factors have been identified and evaluated, with the three primary factors being a prior history of SD, fetal macrosomia, and maternal diabetes(3). Other factors have been highlighted, including excessive maternal weight or weight gain, operative vaginal delivery (OVD), and induced labor. However, none have been rigorously evaluated for their causal link with SD.

Intrapartum ultrasonography (US) can help predict complications during labor for vaginal delivery(4,5). For instance, it can be used to accurately assess fetal head position, in contrast to digital vaginal examination, which is incorrect 51% of the time(6). Furthermore, transperineal US can improve decisions concerning delivery type, including measuring the head–perineum distance (HPD)(7,8). A prospective European study determined that transperineal sonography could predict vacuum extraction outcomes among a cohort of women with slow progress in second-stage labor(9).

Determining SD risk factors in patients with OVD is challenging. Several studies have established that some risk factors can predict SD occurrence during operative or surgical delivery with high accuracy. For instance, Tsur et al. developed a machine



learning model based on fetal and maternal characteristics that can predict SD during vaginal delivery with high accuracy (i.e., specificity = 0.92, sensitivity = 0.52, area under the receiver operating characteristic curve [AUC] = 0.866)(10). Measurement of fetal head engagement by transperineal US during second-stage labor may be another effective tool for predicting SD occurrence. Intrapartum US has already become relevant for predicting vaginal delivery outcomes. For example, Kasbaoui et al. showed that HPD > 40 mm is significantly associated with the occurrence of a difficult extraction, based on a composite criterion and after adjusting for parity, presentation type, and fetal macrosomia(11).

However, HPD measurement has not yet been specifically evaluated for predicting SD. Thus, the study aim was to develop a novel score-based system to predict SD occurrence during OVD using HPD measurement.

## Materials and methods

### Study and eligibility criteria

This monocentric, retrospective study was conducted from March 2019 to October 2020 at Lille, a tertiary hospital in France. We included data from all patients with singleton pregnancies and an OVD at  $\geq 37$  weeks gestation who underwent US-measured HPD to evaluate presentation.

### Operative vaginal delivery

The birth attendant was a resident supervised by a senior obstetrician. Before every OVD, the variety and height of the presentation (inferior, medium, superior level) were assessed by both vaginal examination and transperineal US. Intrapartum US is routine in our center, and all medical staff are trained in its performance. Transperineal US was also used to measure HPD without placing pressure on the perineum. Appropriate OVD (i.e., vacuum, forceps, spatulas) choice relies on the attendant's evaluation of the obstetrical situation, which combines the context (parity, labor, fetal heart rate), fetal head station, and presentation. All these data are routinely reported in patient records. Only vaginal deliveries were included herein (thus, all Cesarean sections associated with failed OVD were necessarily excluded).

### Ultrasonography measurements

Ultrasonography was carried out using a portable machine that is always available within the birth center (Samsung HM70A). Fetal presentation was determined by abdominal approach, to identify head and spine positions(6). Then, the abdominal

transducer was covered with a sterile glove and positioned horizontally on the perineum, between the labia majora in the posterior fourchette, to achieve a coronal view without intruding into the genital tract(12). HPD was measured in a frontal transperineal scan as the shortest distance from the outer bony limit of the fetal skull to the perineum.

### Assessment criteria

The primary outcome was the occurrence of SD, defined as at least one additional obstetrical maneuver, besides gentle downward head traction, for shoulder delivery. Adopting the McRoberts position or suprapubic pressure was considered additional maneuvers. SD was diagnosed and a maneuver was only applied after the head had been delivered, no spontaneous rotation of the head had occurred during the following contractions, and at least 1 minute had passed(1).

Candidate predictors for inclusion in a point-based SD prediction scoring system were maternal characteristics (age, parity, obesity, previous Cesarean section, and gestational diabetes); delivery characteristics (labor induction, OVD indication, transverse/posterior fetal head engagement, height of fetal head engagement, OVD instrumentation, and sequential OVD); macrosomia (estimated neonatal weight > 4,000 g); and US-measured HPD without pressure.

### Statistical analysis

Categorical variables are expressed as frequency (percentage). Continuous variables are expressed as mean  $\pm$  standard deviation or, when not normally distributed, median

(25<sup>th</sup> to 75<sup>th</sup> percentile). Distribution normalcy was checked graphically and by applying the Shapiro–Wilk test.

The main characteristics of included and excluded patients were compared using Student's t-test or Mann–Whitney U test for continuous variables, and the  $\chi^2$  test or Fischer's exact probability test for categorical variables. To evaluate the magnitude of differences between included and excluded patients, we calculated absolute standardized differences; a standardized difference > 20% denotes a meaningful imbalance.

Candidate SD predictors were first analyzed by bivariate analysis, using the  $\chi^2$  test or Fisher's exact probability test for categorical variables and Student's t-test or Mann–Whitney U test for continuous variables. For each categorical candidate predictor, the log-linearity assumption was checked using restricted cubic spline functions(13). The absence of collinearity between candidate predictors was assessed by calculating variance inflation factors(14). To develop the prognostic score, all candidate predictors (irrespective of bivariate analysis results) were considered for inclusion in multiclass-penalized logistic regression (i.e., Firth's method)(15).

The full model was simplified using a stepwise backward selection procedure with a removal criterion of  $p > 0.05$ . To avoid case deletion in multivariate analysis, missing data for candidate predictors were imputed by multiple imputations using the regression switching approach (chained equation,  $m = 25$  imputations)(16). The imputation procedure was performed with the missing-at-random assumption using outcome and all candidate predictors, employing the predictive mean-matching

method for continuous variables and logistic regression (binary, ordinal, or multinomial) models for categorical variables. Rubin's rules were used to combine estimates derived from multiple imputed datasets(17).

The performance of the selected model was examined by assessing discrimination and calibration in each imputed dataset. Discrimination was assessed using the C statistic, which corresponds to the AUC. The C statistic for new scores should be in the 0.60–0.85 range(18). To address the problem of overestimation in the selected model(13), we performed a bootstrap internal validation (200 bootstrap resamples) to correct the C statistic for overoptimism and calculate the shrinkage factor. We reported the median (range) C statistic, corrected for overoptimism across the 25 imputed datasets(19). Calibration was assessed in each imputed dataset by applying the Hosmer–Lemeshow goodness-of-fit test(20) and plotting observed probability against predicted probability in deciles.

For clinical purposes, a point-based scoring system was determined using regression coefficients of the selected model; the number of points was determined using the Framingham risk development method(21).

All tests were two-tailed and the threshold for statistical significance was  $p < 0.05$ . All analyses were performed using SAS software, version 9.4 (SAS Institute Inc., Cary, NC, USA).

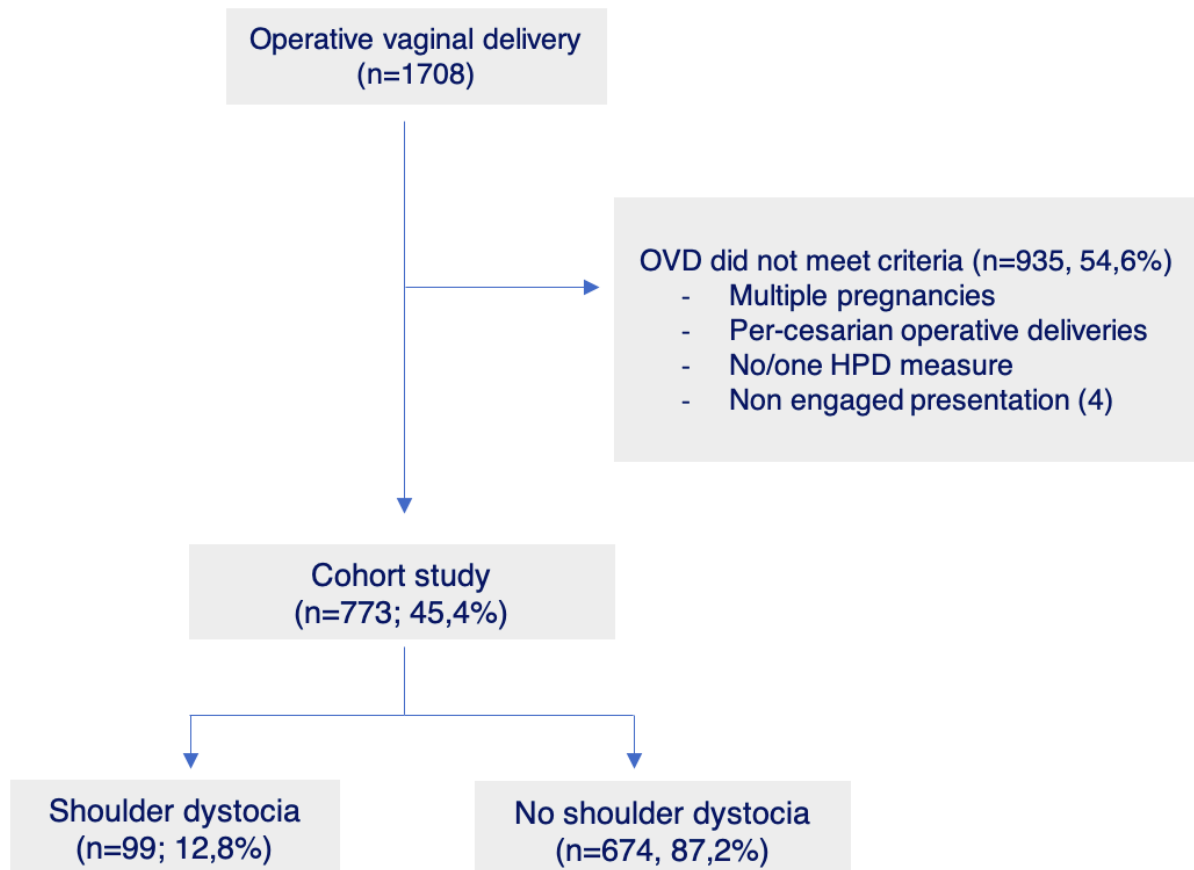
## Ethical approval

The study and database were approved by the National Committee of research in Obstetrics and Gynecology (CEROG #2020-OBST-0301, 01/05/2020).

## Results

Among the 1,708 OVD cases during the study period, SD occurred in 167 (9.7%). However, 935 patients were excluded because the HPD measurement was not performed or missing from the patient record. A final 773 patients (45.3%) met the inclusion criteria and underwent analyses; among these, SD occurred in 99 (12.8%) (Figure 1).

**Figure 1: Flow-chart of the population study**



Maternal and neonatal characteristics of the two groups are shown in Table 1. Differences between the SD and non-SD groups were nulliparity (68.7% vs 82.5%,  $p = 0.001$ ), obesity (26.3% vs 11.9%,  $p < 0.001$ ), gestational diabetes (26.3% vs 16.2%,

p = 0.015), labor induction (55.7% vs 35.1%, p < 0.001), non-anterior fetal head presentation (28.3% vs 19.4%, p = 0.042), and superior fetal engagement (34.3% vs 18%, p < 0.001).

**Table 1: Maternal and fetal characteristics in the groups**

	Shoulder dystocia (n=99)	No shoulder dystocia (n=674)	p-value
<b>Maternal characteristics</b>			
Age (years)	29.4 ± 5.7	29.7 ± 4.8	0.53
Nulliparous	68 (68.7)	556 (82.5)	0.001
BMI > 30 (kg/m <sup>2</sup> )	26 (26.3)	80 (11.9)	<0.001
Previous C-section	15 (15.2)	68 (10.1)	0.13
History of shoulder dystocia	2 (2.0)	2 (0.3)	NA
Gestational diabetes	25 (26.3)	101 (16.2)	0.015
<b>Delivery characteristics</b>			
Induction labor	49 (55.7)	222 (35.1)	<0.001
Epidural	99 (100.0)	666 (99.3)	NA
Indication of operative vaginal delivery			0.011
Fetal Heart Rate Abnormalities	62 (63.3)	506 (75.3)	
Failure to progress	36 (36.7)	166 (24.7)	
Transverse/posterior variety of fetal head engagement	28 (28.3)	131 (19.4)	0.042
Height of fetal head engagement			<0.001
Inferior level	6 (6.1)	72 (10.7)	
Medium level	59 (59.6)	481 (71.4)	
Superior level	34 (34.3)	121 (18.0)	
HPD without pressure (mm)	44.3 ± 12.3	38.5 ± 11.8	<0.001
Operative delivery instrument			0.60
Vacuum	52 (52.5)	367 (54.5)	
Forceps	45 (45.5)	282 (41.8)	
Spatulas	2 (2.0)	25 (3.7)	
Sequential	24 (24.2)	113 (16.8)	0.071
Duration of OVD (min)	9.0 (6.0 to 13.0)	7.0 (5.0 to 11.0)	0.076
Obstetrical anal sphincter injury III or IV	21 (21.4)	86 (12.8)	0.021
Post-partum hemorrhage > 500 mL	7 (7.3)	62 (9.5)	0.48
<b>Neonatal characteristics</b>			
Gestational age (weeks of amenorrhea)	40.0 (39.0 to 40.0)	40.0 (39.0 to 41.0)	0.91
Apgar < 7 (5 min)	3 (3.1)	7 (1.0)	0.12
Arterial pH < 7,1	24 (25.0)	125 (18.8)	0.15
Weight (grams)	3755 ± 383.3	3356 ± 440.5	<0.001
Birth weight > 4.000 g	22 (27.5)	34 (6.7)	<0.001

*Values are described as frequency (percentage), mean ± standard deviation or median (25<sup>th</sup> to 75<sup>th</sup> percentile)*



Failure to progress in OVD was the most significant discriminator between the SD and non-SD groups (36.7% vs 24.7%,  $p = 0.011$ ). HPD without pressure was higher in the SD group compared with the non-SD group ( $44.3 \pm 12.3$  cm vs  $38.5 \pm 11.8$  cm,  $p < 0.001$ ). More OASIS was observed in the SD group than in the non-SD group (21.4% vs 12.8%,  $p = 0.021$ ). Estimated birthweight was higher in the SD group than in the non-SD group ( $3,755 \pm 383.3$  g vs  $3,356 \pm 440.5$  g,  $p < 0.001$ ).

Results of the multivariate analysis of SD predictors are summarized in Table 2. Maternal age  $< 28$  years, multiparity, induced labor, failure to progress, HPD, and estimated birthweight  $> 4,000$  g were independent predictors of SD.

**Table 2: Predictive factors of shoulder dystocia**

Outcomes	OR (95% CI)	p-value	Estimate	Points
Age		0.023		
< 28	1.74 (1.07 to 2.82)		0.556	1
$\geq 28$	1.00 (ref.)	-	0	0
Nulliparous		0.004		
No	2.14 (1.27 to 3.60)		0.761	1.5
Yes	1.00 (ref.)	-	0	0
Induction labor		0.005		
No	1.00 (ref.)	-	0	0
Yes	1.96 (1.22 to 3.15)		0.672	1.5
Indication of operative vaginal delivery		0.047		
Fetal Heart Rate Abnormalities	1.00 (ref.)	-	0	0
Non progression of fetal Mobile	1.64 (1.00 to 2.67)		0.494	1
HPD without pressure (mm)	1.42 (1.16 to 1.72) <sup>1</sup>	$<0.001$	0.035	-
$\leq 20$			0	0
[21-30]			0.538	1
[31-40]			0.885	2
[41-50]			1.232	2.5
[51-60]			1.579	3
$>60$			2.239	4.5
Birth weight		$<0.001$		
$\leq 4,000$ g	1.00 (ref.)	-	0	0
$> 4,000$ g	4.37 (2.31 to 8.27)		1.475	3

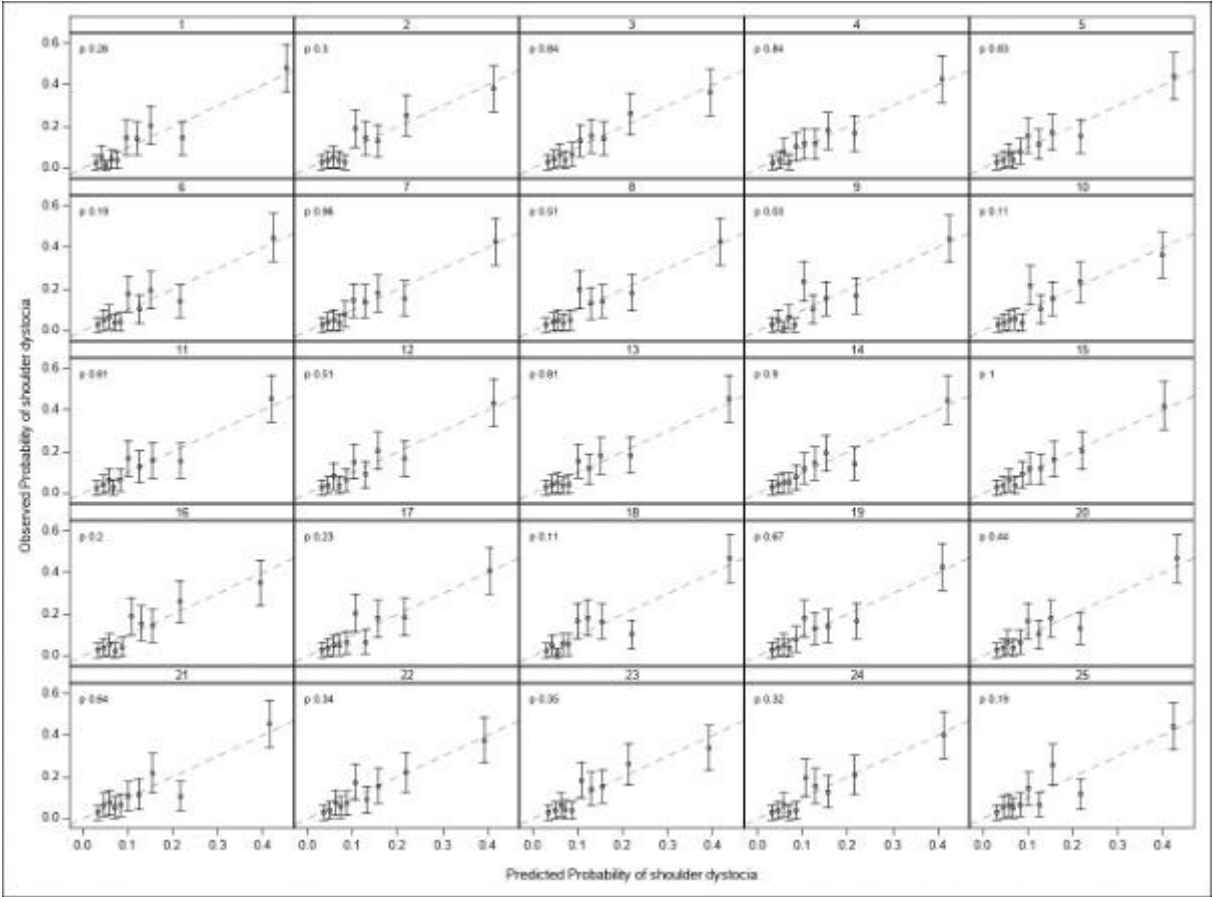
*OR (odds-ratio), p-values and estimates were calculated after handling missing values (m=25)*

*Estimates associated with HPD without pressure levels were calculated using the Framingham method.*

<sup>1</sup> *calculated for a 10mm increase.*

The formula used to calculate the predicted probability of SD with the continuous prognostic model (after shrinking the regression coefficients to improve predictions when applied to future patients) is presented in Appendix. After correcting for overoptimism, the prognostic model's C statistic was 0.706 (range 0.693–0.732). Calibration plots of the prognostic model of SD in each imputed dataset are shown in Figure 2. The predicted probability of SD was like the observed SD rate—indicating that the prognostic model was well calibrated.

**Figure 2: Calibration plot for the prognostic model of shoulder dystocia in each imputation dataset from the derivation cohort**



*P-value of the Hosmer-Lemeshow test in each imputed data base were reported.*

A point-based scoring system was built from the continuous prognostic model (Table 2), allocating values for each factor from 0 to 4.5 points, for a total score that ranged from 0 to 11.5 points. The factors most accurately predicting shoulder dystocia (and their weights in the developed point-based scoring system) were maternal age under 28 years (1 point); multiparous (1.5 points); induced labor (1.5 points); fetal mobile failure to progress (1 point), head-perineum distance without pressure (using  $\leq 20$  mm as reference: 21–30 mm [1 point], 31–40 mm [2 points], 41–50 mm [2.5 points], 51–60 mm [3 points], and  $>60$  mm [4.5 points]); and estimated birthweight  $> 4,000$  g (3 points). Table 3 presents the predicted probabilities for each item in this point-based scoring system. We then categorized patient risk as low risk (0–4;  $<10\%$ ); medium risk (4–5.5; 10–20%); high risk (5.5–8; 20–50%); and very high risk (8–11.5;  $>50\%$ ).

**Table 3: Predicted probability of shoulder dystocia by point scoring system**

Points	N	Predicted probabilities (%)	Risk group
0	9	1.67	Very low ( $<10\%$ )
1	48	2.72	
1.5	8	3.45	
2	88	4.39	
2.5	80	5.57	
3	85	7.03	
3.5	103	8.84	
4	77	11.07	Low ( $<20\%$ )
4.5	91	13.77	
5	43	17.01	
5.5	40	20.83	High ( $<50\%$ )
6	25	25.25	
6.5	21	30.23	
7	19	35.77	
7.5	9	41.67	
8	9	47.81	
8.5	7	53.94	Very high ( $>50\%$ )
9	4	60.13	
9.5	2	65.96	
10	2	71.03	
10.5	1	73.97	
11	1	80.28	
11.5	1	83.76	

N and predicted probabilities were calculated as mean values of the 25 imputed datasets.

## Comment

### Principal findings

Our point-based tool for predicting SD during OVD uses readily available intrapartum risk factors, supplemented by US measurement of HPD. The resulting point-based risk score uses the presence or absence of maternal age < 28 years, multiparity, induced labor, fetal mobile failure to progress, estimated birthweight, and HPD. Four derived SD risk categories accounted for <10% in the lowest score and 50% in the highest score.

### Results in context

Few previous reports have described ultrasonography measurement of engagement and SD occurrence. In a bicentric retrospective study of 631 OVD cases, Garabedian et al.(22) evaluated the value of HPD measurement for predicting OASIS. Though their OASIS-prediction results were negative, HPD differed significantly between the SD and non-SD groups ( $44 \pm 13.9$  mm vs  $38 \pm 12.3$  mm,  $p = 0.019$ ). Other studies have evaluated the difficulty of identifying SD in OVD. SD occurrence was considered by Kasbaoui et al. to be an “extraction difficulty”(11). They found a mean HPD of 49 mm when SD occurred during vacuum delivery. Their composite criterion comprised US perineum–skull distance, nulliparity, posterior–transverse presentation, and estimated birthweight > 4,000 g. In multivariate analysis, they showed that higher HPD values had greater odds ratios (OR) for SD, where HPD > 40 mm OR 2.38 (CI 95% 1.51–3.74,  $p = 0.0002$ ) and HPD > 60 mm OR 3.02 (CI 95% 1.68–5.43,  $p = 0.0002$ ). The link between SD and intrapartum sonography has been understudied, and such

measurements have heretofore never been included in a published SD prediction score.

Despite this, many scores have been proposed. Those including ultrasound measurements only use antenatal US, not labor measurements. In a multicentric, retrospective German cohort of 15,361 vaginal deliveries, Duewel et al.(23) built a score with three continuous factors: estimated fetal weight  $\geq 4,250$  g, the difference between abdominal and head circumferences  $\geq 2.5$  cm, and the presence of maternal diabetes mellitus. The risk score applied to the derivation cohort had an AUC of 0.685 (95% CI, 0.61–0.75;  $p < 0.001$ ) and the validation cohort had an AUC of 0.707 (95% CI, 0.63–0.77;  $p < 0.001$ ). The authors concluded that an easily applied tool using routine US measurements is required to antenatally evaluate SD risk.

Other authors have proposed different scores based on maternal, obstetrical, and fetal parameters. For example, Gupta et al.(24) conducted a retrospective cohort study of singleton vaginal cephalic deliveries at  $\geq 36$  weeks gestation. Their sample included 40,284 births, with 240 SD occurrences (risk 0.6%). They compared four risk prediction models: (A) estimated birthweight alone; (B) estimated birthweight plus all significant independent antenatal risk factors (maternal height); (C) estimated birthweight plus all significant independent antenatal and intrapartum variables (maternal height and instrumental delivery); and (D) all significant independent antenatal and intrapartum factors when estimated birthweight was excluded (maternal height, body mass index, parity, gestation, fetal sex, length of second-stage labor, and instrumental delivery). These data were randomly split into training and testing datasets. In the former, SD risk increased markedly as estimated birthweight increased, from 0.1% when

estimated birthweight  $\leq 3,500$  g to 10% when estimated birthweight  $> 4,500$  g. They showed that model C (maternal height, instrumental delivery, estimated birthweight) had the best AUC (0.8954) for predicting SD occurrence.

The use of artificial intelligence has also been interesting. In a monocentric, retrospective study analyzing 2,584 singleton vaginal deliveries, Tsur et al.(10) pooled 18 potential SD risk modifiers in a machine learning model; 500 random splits of training and test sets showed an AUC of the machine learning model =  $0.793 \pm 0.041$ , outperforming both adjusted estimated fetal weight alone and adjusted estimated fetal weight plus maternal diabetes in 95.2% of repeats. While these risk factors are valuable for driving artificial intelligence, they are less clinically relevant in daily obstetrics practice.

### Clinical implications

Our results indicate that intrapartum ultrasound is a valuable tool that can help obstetricians predict SD occurrence during OVD. US-measured HPD is a reliable, reproducible, rapid, and simple assessment during OVD. We observed that a higher HPD was related to a higher rate of SD, corroborating that HPD is an independent SD risk factor.

### Research implications

Because these analyses were based on a unicentric, retrospective cohort, external validation should be conducted. Measurement of score sensitivity, specificity, positive predictive value, negative predictive value, and AUC should be conducted to confirm the point-based score strengths.

## Strengths and limitations

Few studies have previously addressed intrapartum sonography and SD risk; a key feature herein was that it is the first use of HPD to increase SD risk score accuracy. We were able to analyze HPD measurements before OVD and maternal antenatal risk factors within a relatively large population-based sample. We were also able to develop a score based on a standard US measurement, supporting its feasibility for use in other clinical settings. However, the study was not without limitations. It used a retrospective design. The SD incidence (9.7%) is higher than in other recent reports (i.e., 0.2–3.0%)(1,25). This may have been because the sample was exclusively OVD cases, which is an independent factor in SD. In addition, our data may not generalize to populations with other characteristics (e.g., ethnicities) and when other definitions of SD are used(26). Another limitation is the lack of a validation cohort to compare the estimated and actual SD occurrences. Finally, instrumentation choice during OVD is unstandardized, though there was not a significant difference herein between the SD and non-SD groups regarding OVD instrumentation.

## Conclusion

Although SD remains difficult to predict, this scoring tool, which includes both maternal factors and US HPD measurement, facilitates assigning individual risk categories in OVD. This may improve the management of delivery mode, especially for high- and very high-risk groups. External validation in other settings will be needed to confirm the discriminative ability of the score.

## Discussion

Ce nouvel outil pour la prédiction de la DE au cours d'un AI utilise des facteurs de risque que l'on peut facilement trouver dans une salle d'accouchement, auxquels l'on adjoint la mesure échographique de la DTP. Le score d'évaluation de risque qui en résulte utilise l'âge maternel < 20 ans, la multiparité, le déclenchement du travail, le défaut de progression du mobile fœtal, l'estimation du poids fœtal et la DTP. Les probabilités de survenues ont été classées en 4 groupes de risque, dont la plus basse est estimée à < 10% et la plus haute à > 50%.

Très peu d'études antérieures ont décrit la mesure échographique de l'engagement et la survenue de la DE. Dans un essai bicentrique recouvrant 631 cas d'AI, Garabedian et al.(22) ont évalué la mesure de la DTP dans la prédiction des LOSA. Bien que leurs résultats en termes de prédiction des LOSA étaient négatifs, la DTP était significativement différente entre le groupe de et le groupe non-DE ( $44 \pm 13.9$  mm vs  $38 \pm 12.3$  mm,  $p = 0,019$ ). D'autres études ont évalué la difficulté des AI. La survenue de la DE était considérée par Kasbaoui et al. comme une « extraction difficile »(11). ils ont trouvé une DTP moyenne de 49mm lors de l'occurrence d'une DE au cours d'un accouchement par ventouse. Leur critère composite comprenait la DTP, la nulliparité, la variété de présentation non antérieure, et le poids fœtal estimé > 4000g. dans l'analyse multivariée, ils ont montré que plus la DTP était grande, plus les odds ratios pour la DE l'étaient (DTP > 40 mm ; OR 2.38 [CI 95% 1.51–3.74,  $p = 0.0002$ ] et DTP > 60 mm ; OR 3.02 [CI 95% 1.68–5.43,  $p = 0.0002$ ]). Le lien entre la DE et l'échographie en salle de naissance a été largement sous-étudiée, et ces mesures n'ont, à notre connaissance, jamais été incluses dans un score de prédiction de la DE qui ait été publié.



Malgré cela, de nombreux autres scores ont été proposés. Ceux qui incluaient des mesures échographiques n'utilisaient que des données échographiques ante-natales, pas des mesures réalisées en salle de naissance. Dans une étude multicentrique, comprenant une cohorte rétrospective allemande de 15361 AI, Duewel et al.(23) ont construit un score avec trois facteurs continus : le poids fœtal estimé  $\geq 4250\text{g}$ , la différence entre le périmètre abdominal et le périmètre crânien  $\geq 2,5\text{cm}$ , et l'absence de diabète maternel antérieur à la grossesse. Ce score de risque appliqué à la « derivation cohort » avait une AUC de 0,685 (95% CI, 0.61–0.75;  $p < 0.001$ ), et appliqué dans la « validation cohort » avait une AUC de 0,707 (95% CI, 0.63–0.77;  $p < 0.001$ ). Les auteurs concluaient que cet outil facilement applicable en utilisant des mesures échographiques de routine, était requis pour l'évaluation ante-natale du risque de survenue de DE.

D'autres auteurs ont proposé différents scores basés sur des paramètres maternels, obstétricaux, et fœtaux. Par exemple, Gupta et al.(24) ont conduit une étude de cohorte rétrospective d'accouchements céphaliques par voie vaginale après 36 semaines d'aménorrhée. Leur échantillon incluait 40284 naissances, avec 240 occurrences de DE (risque de 0,6%). Ils ont comparé 4 modèles de prédiction de risque : (A) poids fœtal estimé seul ; (B) poids fœtal estimé et tous les facteurs de risque indépendants d'origine maternelle (taille maternelle) ; (C) poids fœtale estimé plus tous les facteurs de risque indépendants d'origine ante-natale et intra-partale (taille maternelle et AI) ; et (D) tous les facteurs indépendants d'origine ante-natale et intra-partale lorsque le poids fœtal estimé était exclu (taille maternelle, IMC, parité, gestité, sexe fœtal, durée des efforts expulsifs, et accouchement instrumental). Ces données étaient réparties de façon aléatoire dans une base « training » et une base

« testing ». selon leur modèle, le risque de survenue de DE augmentait à chaque fois le poids fœtal estimé augmentait, de 0,1% quand le poids fœtal estimé  $\leq 3500\text{g}$  à 10% quand le poids fœtal estimé  $> 4500\text{g}$ . Ils ont montré que le modèle C (taille maternelle, AI, poids fœtal estimé) avait la meilleure AUC (0,8954) pour prédire la survenue d'une DE.

L'utilisation de l'intelligence artificielle est également intéressante. Dans une étude monocentrique rétrospective analysant 2584 accouchements uniques par voie vaginale, Tsur et al.(10) ont compilé 18 facteurs de risque potentiels de DE dans un modèle de « machine learning » ; 500 bases d'apprentissage et de test ont montré une AUC du modèle de « machine learning » à  $0,793 \pm 0.041$ , ce qui était plus performant que le poids fœtal estimé ajusté seul et le poids fœtal estimé plus la diabète maternel, à la fois, dans 95,2% des répétitions. Alors que ces facteurs de risque sont importants pour conditionner une intelligence artificielle, ils perdent leur pertinence clinique dans la pratique obstétricale quotidienne.

Les résultats apportés par cette étude, indiquent que l'échographie en salle de naissance est un outil précieux qui peut aider les obstétriciens à prédire le risque de survenue de la DE au cours d'un AI. La DTP mesurée en échographie est fiable, reproductible, rapide, et simple à établir au cours d'un AI. Il est apparu que l'augmentation de la DTP était liée à un risque plus important de DE, ce qui corrobore le fait que l'AI est un facteur de risque indépendant de DE.

Comme les données présentées sont basées sur une cohorte unicentrique rétrospective, une validation externe devrait être conduite. La mesure des paramètres

de ce score (spécificité, sensibilité, valeur prédictive positive, valeur prédictive négative, AUC) devrait être réalisée pour confirmer la puissance de ce score.

Peu d'études antérieures se sont préoccupées du lien entre l'échographie en salle de naissance et la DE ; un des éléments clé décrit dans cette étude est d'utiliser la DTP pour augmenter la précision d'un score de prédiction du risque de DE. L'analyse de la mesure échographie de la DTP avant la survenue d'un AI et les facteurs de risques maternels et ante-nataux ont été étudié dans une large population. Cette analyse a, de plus, permis de développer un score basé sur une mesure échographique standard, ce qui appuie la faisabilité de son usage dans d'autres contextes cliniques.

Néanmoins, cette étude présente quelques faiblesses. Le design est rétrospectif. L'incidence de la DE (9,7%) est plus importante que dans d'autres rapports récents (0,2-3,0%)(1,25). La cause principale de cette forte incidence peut être expliquée par l'inclusion exclusive des AI, qui est à lui seul un facteur de risque indépendant de DE. De plus, les données présentées ici ne peuvent pas être généralisées à des populations présentant d'autres caractéristiques (comme l'origine ethnique), et lorsque d'autres définitions de la DE sont utilisées(26). Une autre limite à cette étude est l'absence de cohorte de validation pour comparer la probabilité estimée de DE à la probabilité mesurée. Enfin, le choix de l'instrument au cours de l'AI n'est pas standardisé, bien qu'il n'apparaisse pas différence significative entre le groupe DE et le groupe non-DE concernant l'instrument utilisé au cours de l'AI.

## Conclusion

Bien que la DE reste difficile à prédire, ce score, qui inclut à la fois des facteurs de risques maternels, fœtaux, et échographiques, facilite l'estimation d'un risque individuel de DE au cours d'un AI. Il se peut que ce score améliore le choix du mode d'accouchement, spécifiquement pour les groupes à haut et à très haut risque. Une validation externe comprenant d'autres réglages est nécessaire pour confirmer l'aptitude discriminative de ce score.

## Bibliographie

1. Practice Bulletin No 178: Shoulder dystocia. *Obstet Gynecol.* 2017 May;129(5):e123–33.
2. Poujade O, Azria E, Ceccaldi PF, Davitian C, Khater C, Chatel P, et al. Prevention of shoulder dystocia: A randomized controlled trial to evaluate an obstetric maneuver. *Eur J Obstet Gynecol Reprod Biol.* 2018 Aug;227:52–9.
3. Ouzounian JG. Shoulder dystocia: Incidence and risk factors. *Clin Obstet Gynecol.* 2016 Dec;59(4):791–4.
4. Usman S, Hanidu A, Kovalenko M, Hassan WA, Lees C. The sonopartogram. *Am J Obstet Gynecol.* 2023 May;228(5):S997–1016.
5. Hassan WA, Eggebø T, Ferguson M, Gillett A, Studd J, Pasupathy D, et al. The sonopartogram: A novel method for recording progress of labor by ultrasound: Sonopartogram. *Ultrasound Obstet Gynecol.* 2014 Feb;43(2):189–94.
6. Akmal S, Tsoi E, Kametas N, Howard R, Nicolaides KH. Intrapartum sonography to determine fetal head position. *J Matern Fetal Neonatal Med.* 2002 Jan;12(3):172–7.
7. Eggebø TM, Gjessing LK, Heien C, Smedvig E, Økland I, Romundstad P, et al. Prediction of labor and delivery by transperineal ultrasound in pregnancies with prelabor rupture of membranes at term. *Ultrasound Obstet Gynecol.* 2006 Apr;27(4):387–91.
8. Dietz HP, Lanzarone V. Measuring engagement of the fetal head: Validity and reproducibility of a new ultrasound technique. *Ultrasound Obstet Gynecol.* 2005 Feb;25(2):165–8.
9. Kahrs BH, Usman S, Ghi T, Youssef A, Torkildsen EA, Lindtjörn E, et al. Sonographic prediction of outcome of vacuum deliveries: A multicenter, prospective cohort study. *Am J Obstet Gynecol.* 2017 Jul;217(1):69.e1–e10.
10. Tsur A, Batsry L, Toussia-Cohen S, Rosenstein MG, Barak O, Brezinov Y, et al.

Development and validation of a machine-learning model for prediction of shoulder dystocia. *Ultrasound Obstet Gynecol.* 2020 Oct;56(4):588–96.

11. Kasbaoui S, Séverac F, Aïssi G, Gaudineau A, Lecointre L, Akladios C, et al. Predicting the difficulty of operative vaginal delivery by ultrasound measurement of fetal head station. *Am J Obstet Gynecol.* 2017 May;216(5):507.e1-e9.

12. Ghi T, Eggebø T, Lees C, Kalache K, Rozenberg P, Youssef A, et al. ISUOG Practice Guidelines: Intrapartum ultrasound. *Ultrasound Obstet Gynecol.* 2018 Jul;52(1):128–39.

13. Harrell FE, Lee KL, Mark DB. Multivariable prognostic models: Issues in developing models, evaluating assumptions and adequacy, and measuring and reducing errors. *Stat Med.* 1996 Feb;15(4):361–87.

14. Allison PD. *Multiple Regression: A Primer.* Thousand Oaks, Calif: Pine Forge Press; 1999. 202 p. (The Pine Forge Press series in research methods and statistics).

15. Heinze G. A comparative investigation of methods for logistic regression with separated or nearly separated data: Comparative investigation of methods for logistic regression. *Stat Med.* 2006 Dec;25(24):4216–26.

16. Buuren S van, Groothuis-Oudshoorn K. **mice**: Multivariate Imputation by Chained Equations in R. *J Stat Softw* [Internet]. 2011 [cited 2023 Jun 26];45(3). Available from: <http://www.jstatsoft.org/v45/i03/>

17. Rubin DB, editor. *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys* [Internet]. Hoboken, NJ, USA: John Wiley & Sons, Inc.; 1987 [cited 2023 Jun 26]. (Wiley Series in Probability and Statistics). Available from: <http://doi.wiley.com/10.1002/9780470316696>

18. Royston P, Moons KGM, Altman DG, Vergouwe Y. Prognosis and prognostic research: Developing a prognostic model. *BMJ.* 2009 Mar;338:b604.

19. Marshall A, Altman DG, Holder RL, Royston P. Combining estimates of interest in prognostic modelling studies after multiple imputation: current practice and guidelines. *BMC*

Med Res Methodol. 2009 Dec;9(1):57.

20. Hosmer DW, Lemeshow S. Applied Logistic Regression. 2nd ed. New York: John Wiley & Sons; 2005.
21. Sullivan LM, Massaro JM, D'Agostino RB. Presentation of multivariate data for clinical use: The Framingham Study risk score functions. Stat Med. 2004 May;23(10):1631–60.
22. Garabedian C, Plurien A, Benoit L, Kyheng M, Thuillier C, Sanchez M, et al. Is sonographic measurement of head-perineum distance useful to predict obstetrical anal sphincter injury in case of vacuum delivery? Int J Gynecol Obstet. 2022 Dec;159(3):751–6.
23. Duewel AM, Doehmen J, Dittkrist L, Henrich W, Ramsauer B, Schlembach D, et al. Antenatal risk score for prediction of shoulder dystocia with focus on fetal ultrasound data. Am J Obstet Gynecol. 2022 Nov;227(5):753.e1-753.e8.
24. Gupta M, Hockley C, Quigley MA, Yeh P, Impey L. Antenatal and intrapartum prediction of shoulder dystocia. Eur J Obstet Gynecol Reprod Biol. 2010 Aug;151(2):134–9.
25. Youssefzadeh AC, Tavakoli A, Panchal VR, Mandelbaum RS, Ouzounian JG, Matsuo K. Incidence trends of shoulder dystocia and associated risk factors: A nationwide analysis in the United States. Int J Gynecol Obstet. 2023 Aug;162(2):578–89.
26. Robson M. Shoulder dystocia: Is it time to think differently? Aust N Z J Obstet Gynaecol. 2019 Oct;59(5):605–7.

## APPENDIX

Calculation of the probability of shoulder dystocia using the prognostic models.

### Step 1: Calculation of the prognostic index (PI)

$PI = (-3.053 + 0.556 * \text{Age} < 28 + 0.761 * \text{Multiparous} + 0.672 * \text{Induction labor} + 0.494 * \text{Operative vaginal delivery for fetal mobile progression defect} + 0.035 * \text{HPD without pressure} + 1.475 * \text{Neonatal weight} > 4.000 \text{ g}) * 0.843$

Where

- 1) -3.053, 0.556, 0.761, 0.672, 0.494, 0.035, 1.475 are the regression coefficients calculated from the selected multivariable prognostic model in the derivation cohort <sup>1</sup>
- 2) 0.843 is the shrinkage factor estimated using bootstrap validation <sup>2</sup>

### Step 2: Calculation of the probability of shoulder dystocia (in percent) using the prognostic index (PI)

Shoulder dystocia probability =  $[\exp^{PI} / (1 + \exp^{PI})] \times 100$

<sup>1</sup> calculated using Rubin's rules to combine the estimates obtained in the 25 imputed datasets

<sup>2</sup> calculated as the mean shrinkage factor obtained in the 25 imputed datasets



**AUTEUR : Nom : RENON**

**Prénom : Paul**

**Date de soutenance : vendredi 9 février 2024**

**Titre de la thèse :** Peut-on prédire à l'aide d'un score la survenue de la dystocie des épaules avant un accouchement instrumental en utilisant la distance échographique tête périnée ?

**Thèse - Médecine - Lille 2024**

**Cadre de classement : Docteur en médecine**

**DES : Gynécologie Obstétrique**

**Mots-clés :** dystocie des épaules, échographie, échographie en salle de naissance, accouchement instrumental, distance tête périnée, forceps, ventouse, naissance, macrosomie

### **Résumé**

**CONTEXTE :** La dystocie des épaules est un événement difficilement prévisible. Plusieurs scores prédictifs de survenue de dystocie des épaules existent sans toutefois intégrer l'échographie en salle de naissance. L'objectif de notre étude était de développer un nouveau score prédictif de dystocie des épaules utilisant la mesure échographique de la distance tête périnée.

**MÉTHODE :** Il s'agit d'une étude rétrospective monocentrique (Lille, France), de mars 2019 à octobre 2020, incluant tous les accouchements instrumentaux de grossesses uniques en présentation céphalique de plus de 37 semaines d'aménorrhée, et pour lesquels une mesure de la distance tête périnée a été réalisée. Dans un premier temps, une analyse multivariée a été réalisée pour déterminer les facteurs prédictifs et un poids a été affecté pour chacun des facteurs afin de construire le score. Ce score a été ensuite validé dans la même population.

**RÉSULTATS :** Parmi les 1708 accouchements instrumentaux, 774 ont eu une mesure de la distance tête périnée et ont été inclus. Une dystocie des épaules est survenue dans 99 cas (9,7%). Les facteurs prédictifs les plus significatifs, ainsi que leur poids, sont les suivants : âge < 28 ans (1), multiparité (1,5), déclenchement du travail (1,5), défaut de progression du mobile fœtal (1), distance tête périnée 21-30mm (1), 31-40mm (2), 41-50mm (2,5), 51-60mm (3), >60mm (4,5), et poids fœtal estimé > 4000g (3). Après correction du biais d'optimisme, la c-statistique du modèle pronostique était de 0,706 (allant de 0,693 à 0,734). La probabilité prédite de dystocie des épaules était similaire au taux de dystocie des épaules observé, ce qui indique que le modèle de pronostic était bien calibré. Quatre sous-groupes de patientes ont pu être établis en fonction du risque de survenue : (résultat du score ; risque de survenue %) : bas risque (0-4 ; < 10%), risque moyen (4-5,5 ; 10-20%), haut risque (5,5-8 ; 20-50%), et très haut risque (8-11,5 ; > 50%).

**CONCLUSION :** Ce score permettrait d'aider la prédiction de survenue de dystocie des épaules au cours d'un accouchement instrumental avec 6 paramètres facilement identifiables en salle de naissance. Néanmoins, une évaluation dans une autre population ou selon un design prospectif sera nécessaire pour valider les paramètres du score.

### **Composition du Jury :**

**Président :**

**Monsieur le Professeur Damien SUBTIL**

**Assesseurs :**

**Madame le Docteur Mathilde DUCHATELET**

**Monsieur le Docteur David VANDENDRIESSCHE**

**Directeur de thèse :**

**Monsieur le Professeur Charles GARABEDIAN**