



HAL
open science

L'articulation des actions de communication entre les collectivités territoriales, dans un contexte de partage des compétences : entre répartition, redondance ou lutte d'influence ?

Myriam Livain

► To cite this version:

Myriam Livain. L'articulation des actions de communication entre les collectivités territoriales, dans un contexte de partage des compétences : entre répartition, redondance ou lutte d'influence ? . Gynécologie et obstétrique. 2017. dumas-01349699

HAL Id: dumas-01349699

<https://dumas.ccsd.cnrs.fr/dumas-01349699>

Submitted on 28 Jul 2016

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



AVERTISSEMENT

Ce document est le fruit d'un long travail approuvé par le jury de soutenance et mis à disposition de l'ensemble de la communauté universitaire élargie.

Il n'a pas été réévalué depuis la date de soutenance.

Il est soumis à la propriété intellectuelle de l'auteur. Ceci implique une obligation de citation et de référencement lors de l'utilisation de ce document.

D'autre part, toute contrefaçon, plagiat, reproduction illicite encourt une poursuite pénale.

Contact au SICD1 de Grenoble : thesebum@ujf-grenoble.fr

LIENS

Code de la Propriété Intellectuelle. articles L 122. 4

Code de la Propriété Intellectuelle. articles L 335.2- L 335.10

<http://www.cfcopies.com/juridique/droit-auteur>

<http://www.culture.gouv.fr/culture/infos-pratiques/droits/protection.htm>

UNIVERSITÉ GRENOBLE ALPES

U.F.R DE MÉDECINE DE GRENOBLE

DÉPARTEMENT DE MAÏEUTIQUE

Comparaison de l'estimation de poids fœtal par l'échographie et du poids de naissance chez les prématurés entre 24 et 36 semaines d'aménorrhée et 6 jours

Mémoire soutenu le 20 juin 2016

Par : LIVAIN Myriam

[Données à caractère personnel]

En vue de l'obtention du Diplôme d'État de Sage-femme

Année 2016

UNIVERSITÉ GRENOBLE ALPES

U.F.R DE MÉDECINE DE GRENOBLE

DÉPARTEMENT DE MAÏEUTIQUE

Comparaison de l'estimation de poids fœtal par l'échographie et le poids de naissance
chez les prématurés entre 24 et 36 semaines d'aménorrhée et 6 jours

Comparison of the estimated fetal weight by ultrasound and birth weight of premature
infants from 24 to 36 weeks of amenorrhea and 6 days

Mémoire soutenu le 20 juin 2016

Par : LIVAIN Myriam

[Données à caractère personnel]

En vue de l'obtention du Diplôme d'État de Sage-femme

Année 2016

Résumé :

Mots clés :
Estimation de
poids fœtal ;

Prématurés ;

Échographie.

Objectifs : Comparer l'estimation de poids fœtal par l'échographie chez les prématurés et le poids de naissance.

Matériels et Méthodes : Nous avons réalisé une étude descriptive, rétrospective, monocentrique à l'Hôpital-Couple-Enfant de Grenoble, de cohorte de grossesses uniques avec un accouchement entre 24+0 et 36+6 semaines d'aménorrhée entre le 1^{er} janvier 2011 et le 31 décembre 2014.

Les critères d'inclusion étaient : délai de maximum sept jours entre l'accouchement et la dernière échographie dont le compte-rendu était disponible, pas d'anomalie morphologique du fœtus, enfant né vivant, poids de naissance supérieur à 500 grammes, et un âge gestationnel connu précisément.

Le critère de jugement principal était la différence absolue et le pourcentage d'erreur entre l'estimation de poids fœtal et le poids de naissance.

Résultats : 184 patientes ont été incluses. La différence moyenne entre l'estimation de poids fœtal et le poids de naissance était de $7.26 \pm 5.62\%$ [0.05-24.34] ($p < 0.001$). Le coefficient de corrélation était égal à 0.979. Le statut tabagique ($p.value < 0.001$), le poids de naissance ($p.value < 0.001$), le sexe ($p.value < 0.001$), et les conditions difficiles d'échographie ($pvalue < 0.001$) étaient des variables significativement liées à cette différence.

Conclusion : Malgré cette différence significative, l'estimation de poids fœtal par l'échographie et le poids de naissance sont fortement corrélés.

Abstract :

Keys words: estimation of fetal weight ;

prematurity ;
sonography.

Objectives: To compare the accuracy of estimated fetal weight and birth weight by sonography in preterm infants.

Materials and methods: A descriptive, retrospective, monocentric cohort study of singleton pregnancies between 24+0–36+6 weeks of amenorrhea at the Grenoble CHU Hospital between the 1st of January 2011 and the 31st of December 2014.

Women were included in the study if an ultrasound scan had been performed within seven days of delivery, with the report in the hospital computer software, with no major fetal anomaly, an infant born alive with known birth weight superior at 500grammes and an accurately known gestational age.

The primary endpoint was the absolute difference and the error percentage between estimated fetal weight and birth weight.

Results: A total of 184 cases were analysed. Overall mean percentage error of estimated fetal weight and actual birth weight was $7.26 \pm 5.62\%$ [0.05-24.34], $p < 0.001$) and the correlation coefficient was 0.979. Factors that significantly influenced the accuracy of estimated fetal weight included birth weight (p.value<0.001), fetal sex (p.value<0.001), hard conditions of sonography (pvalue<0.001) and smoking status (p.value<0.001).

Conclusion: Despite this significance, estimated fetal weight and birth weight are well correlated.

Je remercie les membres du Jury :

M. Lionel DI MARCO, Sage-Femme Enseignant au Département de Maïeutique de l'UFR de Médecine de Grenoble, Président du Jury ;

Mme le Dr Véronique EQUY, Praticien Hospitalier à l'HCE du Centre Hospitalier Universitaire Grenoble Alpes, Co-Présidente du Jury ;

Mme Marion OUIDIR, Sage-Femme Doctorante à l'Institut Albert Bonniot de l'Université Grenoble Alpes, Membre Invité du Jury ;

Mme le Dr Anne-Laure COSTON, Praticien Hospitalier à l'HCE du Centre Hospitalier Universitaire Grenoble Alpes, Directrice de ce mémoire ;

Mme Chrystèle CHAVATTE, Sage-Femme Enseignante au Département de Maïeutique de l'UFR de Médecine de Grenoble, co-Directrice de ce mémoire ;

Je remercie plus particulièrement,

Mme le Dr Anne-Laure COSTON, Praticien Hospitalier à l'HCE du Centre Hospitalier Universitaire Grenoble Alpes, Directrice de ce mémoire ;

Pour son implication, son dynamisme, son expertise et ses conseils durant l'élaboration de ce mémoire;

Mme Chrystèle CHAVATTE, Sage-Femme Enseignante au Département de Maïeutique de l'UFR de Médecine de Grenoble, co-Directrice de ce mémoire ;

Pour ses encouragements et ses conseils au cours de la réalisation de ce mémoire ;

Mme Maïa DOLGOPOLOFF, kinésithérapeute enseignante à l'école de kinésithérapie du Centre Hospitalier Universitaire Grenoble Alpes ;

Pour son aide précieuse dans l'élaboration des analyses statistiques, des calculs et de leur interprétation, ainsi que pour sa disponibilité, sa gentillesse et sa patience ;

M. Lionel DI MARCO, Sage-Femme Enseignant au Département de Maïeutique de l'UFR de Médecine de Grenoble ;

Pour sa disponibilité et son encadrement au cours de ces quatre années d'études ;

Je remercie à titre personnel,

Ma famille et mes proches ;

Pour leur soutien et leur motivation;

Mes amies de promotion ;

Pour leur amitié, leur soutien dans les moments difficiles et tous les bons moments que nous partageons depuis 4 ans.

Sommaire

Abréviations	1
Introduction.....	2
Matériel et Méthode	4
Schéma de l'étude	4
Type d'étude.....	4
Site d'étude.....	4
Population.....	4
Recueil des données à l'inclusion	5
Critères de jugement.....	7
Traitement des données et analyse statistique.....	8
Résultats.....	10
Caractéristiques de la population	11
Résultats des tests statistiques	14
Discussion	17
Biais et limites de l'étude	17
Discussion des principaux résultats.....	19
Conclusion	25
Références.....	26
Annexes.....	29
Annexe 1	29
Annexes 2 :.....	35

Abréviations

SA : Semaine d'aménorrhée

EPF : Estimation de poids fœtal par échographie

CNGOF : Collège National des Gynécologues et Obstétriciens Français

PAG : Petit pour l'âge gestationnel

IMC : Indice de masse corporelle

QLA : Quantité de liquide amniotique

HCE : Hôpital Couple Enfant

PC : Périmètre crânien

LF : Longueur fémorale

PA : Périmètre abdominal

PN : Poids de naissance

AG : Age gestationnel

DMO : Dossier médical et obstétrical

HTA : Hypertension artérielle

PE : Pré-éclampsie

MAP : Menace d'accouchement prématuré

RCIU : Retard de croissance in utéro

Introduction

Le faible poids de naissance est un facteur de risque important de la mortalité périnatale et de la morbidité des enfants naissant prématurés entre 22 semaines d'aménorrhée (SA) et 37 SA [1]. L'estimation de poids fœtal par échographie (EPF) est un élément de surveillance de la croissance fœtale. En France, elle permet de dépister les fœtus en restriction de croissance, à l'aide des courbes de référence du Collège National des Gynécologues et Obstétriciens Français (CNGOF) de 2000, réactualisées en 2014 et d'améliorer ainsi leur prise en charge [2-3]. L'EPF influence donc la prise en charge obstétricale par le choix du moment et de la voie d'accouchement dans de nombreuses situations notamment dans des contextes de prématurité induite ou spontanée [4]. Elle reste difficile à déterminer de façon précise malgré l'évolution des examens prénataux et de la qualité des échographies et est rapportée comme encore moins précise chez les enfants d'extrême prématurité, surtout chez ceux estimés petits pour l'âge gestationnel (PAG) [5-6].

Il existe plusieurs formules calculant l'EPF à partir de mesures échographiques biométriques standards avec une précision plus ou moins suffisante dans la pratique clinique avec une marge d'erreur entre 7 et 15%. Les formules de Hadlock sont les plus utilisées et les plus précises (7% d'erreur) et leur utilisation est recommandée par le CNGOF [7-9].

Plusieurs études internationales ont été réalisées récemment évaluant les différentes variables comme les poids extrêmes, le terme, l'indice de masse corporelle (IMC) et la quantité de liquide amniotique (QLA) pouvant influencer la précision de l'EPF [10-13]. Elles montrent que l'imprécision se majore avec l'obésité, la QLA anormale et la macrosomie, allant jusqu'à 15%. La variation de précision semble donc importante entre les études, selon les formules utilisées et en fonction de variables prises en compte.

L'objectif principal de cette étude était donc d'évaluer la précision de la méthode d'estimation de poids fœtal par l'échographie par la formule de Hadlock entre 24 et 36+6 SA en la comparant au poids de naissance chez des enfants nés dans les sept jours suivant l'examen.

L'objectif secondaire était de déterminer les facteurs pouvant influencer cette précision.

Matériel et Méthode

Schéma de l'étude

Type d'étude

Il s'agissait d'une étude descriptive, rétrospective, non contrôlée, monocentrique, de cohorte, comparative menée sur un groupe qui était son propre témoin.

Site d'étude

L'étude a été réalisée dans le service de Gynécologie-Obstétrique de la maternité de l'Hôpital Couple-Enfant (HCE) de Grenoble (38). Il s'agit d'une maternité de type III située dans un centre hospitalier universitaire.

Population

La population était composée de parturientes ayant accouché à l'HCE entre le 1^{er} janvier 2011 et le 31 décembre 2014 à un âge gestationnel supérieur ou égal à 24 SA et strictement inférieur à 37 SA.

L'inclusion a été réalisée *a posteriori* de leur accouchement. Toutes les patientes ayant accouché à l'HCE entre 24 SA et 36+6 SA pendant la période d'étude ont été évaluées pour éligibilité. Au moins une échographie de croissance devait être réalisée à l'HCE afin de permettre l'accès au compte rendu échographique sur TOPEcho (logiciel informatique d'échographie utilisé à l'HCE).

Ont été incluses : les patientes ayant accouché moins de sept jours après la dernière échographie qui devait préciser la mesure du périmètre crânien (PC), de la longueur du fémur (LF) et du périmètre abdominal (PA) et dont le compte rendu était disponible sur TOPEcho.

Les patientes étant enceintes d'un embryon unique, dont il n'avait pas été décelé d'anomalie chromosomique ou morphologique au fœtus.

Les patientes ayant accouché d'un enfant né vivant avec un poids de naissance connu supérieur à 500 grammes.

Celles dont la datation de grossesse était précise c'est-à-dire effectuée par une mesure de la longueur crânio-caudale entre 11 SA et 13 SA + 6 jours.

Et celles dont le poids de naissance (PN) et l'âge gestationnel (AG) étaient connus.

N'ont pas été incluses dans l'étude les patientes qui n'avaient pas eu d'échographie de croissance avec mesure des biométries à l'HCE dans les sept jours précédant leur accouchement et qui ne correspondaient pas aux critères d'inclusion.

Recueil des données à l'inclusion

Les caractéristiques à l'inclusion ont été recueillies à partir du compte rendu d'échographie sur TOPEcho et à partir du dossier obstétrical informatique (DMO), sur le logiciel Cristal-link.

Les variables recueillies à partir du compte rendu d'échographie étaient :

- **la présentation fœtale** : classée en céphalique, podalique et autres.
- **la position placentaire** : classée en antérieur, postérieur, fundique ou latéral.
- **la QLA** : réalisée selon la mesure de la plus grande citerne de Chamberlain (selon les recommandations du CNGOF) : quantité diminuée ou oligoamnios inférieur à deux centimètres, normale entre deux et huit centimètres, augmentée ou hydramnios supérieur à huit centimètres [14].

- **l'EPF:** L'estimation de poids fœtal a été calculée à partir de la formule de Hadlock. Cette formule inclut les mesures du PC, de la LF et du PA et se calcule ainsi:
$$\log_{10} EPF = 1,326 + 0,0107 PC + 0,0438 PA + 0,158 LF - 0,00326 (PA \times LF).$$
Les paramètres biométriques concernés sont mesurés selon le protocole du Comité Français d'Echographie Foetale décrit lors de l'élaboration des courbes de croissance en 2000 et reprises en 2006 [2, 15].
- **la rupture ou non de la poche des eaux :** confirmée par test biologique.
- **l'expérience** de l'opérateur : nous avons considéré un opérateur comme expérimenté s'il avait acquis le diplôme universitaire d'échographie gynécologique et obstétricale depuis plus de 2 ans et s'il pratiquait régulièrement au sein d'un service de consultation d'échographies obstétricales.
- **l'échographe utilisé :** Toshiba applio 400, 2012 ; Aloka prosound alpha 10 2008 ; GE E8 2010; Voluson 2004.
- **les conditions d'exams :** jugées difficiles par l'échographiste et notées dans le compte rendu.

Les autres variables recueillies à partir du DMO étaient:

- **l'âge :** en années.
- **la parité :** au moment de l'échographie.
- **l'IMC :** en kg/m².
- **les antécédents d'utérus cicatriciel :** unicatriciel ou multicatriciel.
- l'existence ou non d'une **pathologie gravidique :**
 - **l'hypertension Artérielle (HTA) gravidique ou chronique :** définie ici comme une tension artérielle systolique >140 et/ou tension artérielle diastolique > 90 à plus de deux reprises mesurées dans de bonnes conditions. L'HTA est gravidique si elle est apparue après 20 SA et a disparu avant la fin de la 6ème semaine du post partum [16].

- **la pré-éclampsie (PE)** : définie ici comme l'association d'une HTA gravidique ou chronique et d'une protéinurie (>300mg/L ou 500 mg/24h) [16].
- **le diabète** : Diabète de type 1 ou de type 2 préexistants à la grossesse ou Diabète Gestationnel.
- **la menace d'accouchement prématuré (MAP)** : définie ici comme l'association de contractions utérines et de modifications cervicales entre 24 SA et 36SA +6j [16].
- **le retard de croissance in utéro (RCIU)** : Petit pour l'âge gestationnel (PAG) si PN <10ème centile pour l'âge gestationnel. Le RCIU est défini comme un PAG associé à des éléments en faveur d'une croissance pathologique comme une cassure de la courbe de croissance [16].
- **la macrosomie** : est macrosome tout enfant dont le poids de naissance est supérieur au 90ème centile pour l'âge gestationnel sur une courbe de référence [17].
- **Le statut tabagique** : classé en 0, entre 1 et 10 et >10 cigarettes par jour.
- **le poids de naissance** : en grammes.
- **le sexe**
- **l'âge gestationnel (AG)** : en semaines d'aménorrhée (SA) révolues au moment de l'accouchement.

Critères de jugement

Le critère de jugement principal était la différence absolue (D) et le pourcentage d'erreurs (P) entre l'estimation de poids fœtal calculée avec la formule de Hadlock et le poids de naissance en grammes.

La différence absolue a été calculée selon la formule $D = |EPF - PN|$ et le pourcentage d'erreur a été calculé selon la formule $P = 100 * (|EPF - PN|) / PN$.

Le critère de jugement secondaire était l'influence de chacune des variables étudiées sur la différence absolue entre l'EPF et le PN.

Traitement des données et analyse statistique

Les variables qualitatives ont été décrites par la fréquence et la proportion pour chaque catégorie.

Les variables quantitatives ont été décrites par la médiane, l'écart type, le minimum, le maximum. Les variables « poids de naissance » et « estimation de poids fœtal » ont été décrites en plus par la moyenne, le 25^{ème} centile et le 75^{ème} centile. Les tests statistiques ont été réalisés à l'aide des logiciels Statview, version 5.0, R version 3.0 pour la régression linéaire multiple et Microsoft Office Excel 2007. Le seuil de significativité retenu était de 0,05.

Pour répondre à l'objectif principal de notre étude, la **différence absolue entre EPF et PN** a été calculée en faisant une différence $|EPF-PN|$.

Un test de corrélation de Pearson a été utilisé pour tester la corrélation entre les variables quantitatives EPF et PN.

Le test t de Student pour échantillons appariés a été utilisé pour les comparaisons de moyenne des variables EPF et PN.

Pour répondre à l'objectif secondaire de notre étude une **analyse de régression linéaire multiple** a été réalisée afin de mettre en évidence l'effet propre de chaque variable sur la variable dépendante à expliquer « différence absolue entre le poids de naissance et l'estimation de poids fœtal. » Le principe de ce test ainsi que les diagnostics de régression sont décrits en annexe 1.

Description du modèle de régression linéaire multiple :

Principe d'inclusion des variables dans le modèle initial : les 15 variables sélectionnées pour être incluses dans le modèle initial étaient les variables décrites par la littérature comme pouvant être associées à notre critère de jugement, ainsi que certaines de leurs interactions.

Les variables étaient: la parité, l'IMC, la PE, le RCIU, le diabète, l'échographie difficile, l'expérience de l'opérateur, l'appareil utilisé, la QLA, la présentation fœtale, la position placentaire, l'AG, le statut tabagique, le poids de naissance et le sexe du nouveau-né.

Les interactions retrouvées dans la littérature entre ces variables étaient: âge*parité / parité *utérus cicatriciel/ rupture PDE * QLA/ PE*RCIU.

Les conditions d'utilisation du test sont les suivantes :

Les hypothèses du modèle linéaire postulent que les **erreurs** (écart entre une observation et sa moyenne en population) sont des variables aléatoires indépendantes (1) et identiquement distribuées selon une loi Normale (2) de moyenne nulle (3) et de variance constante (4). Les erreurs sont cependant non observables et on évalue l'adéquation du modèle à partir de l'exploration des **résidus** observables (écart entre une observation et sa prédiction par le modèle).

Principe de modélisation : Nous avons ensuite mené une procédure de sélection pas à pas descendante en retirant de façon itérative la variable la moins significativement associée à notre critère de jugement.

Les observations qui comportaient des données manquantes ont été exclues de l'analyse.

Résultats

Nous avons étudié 1442 dossiers, et 184 ont été inclus.

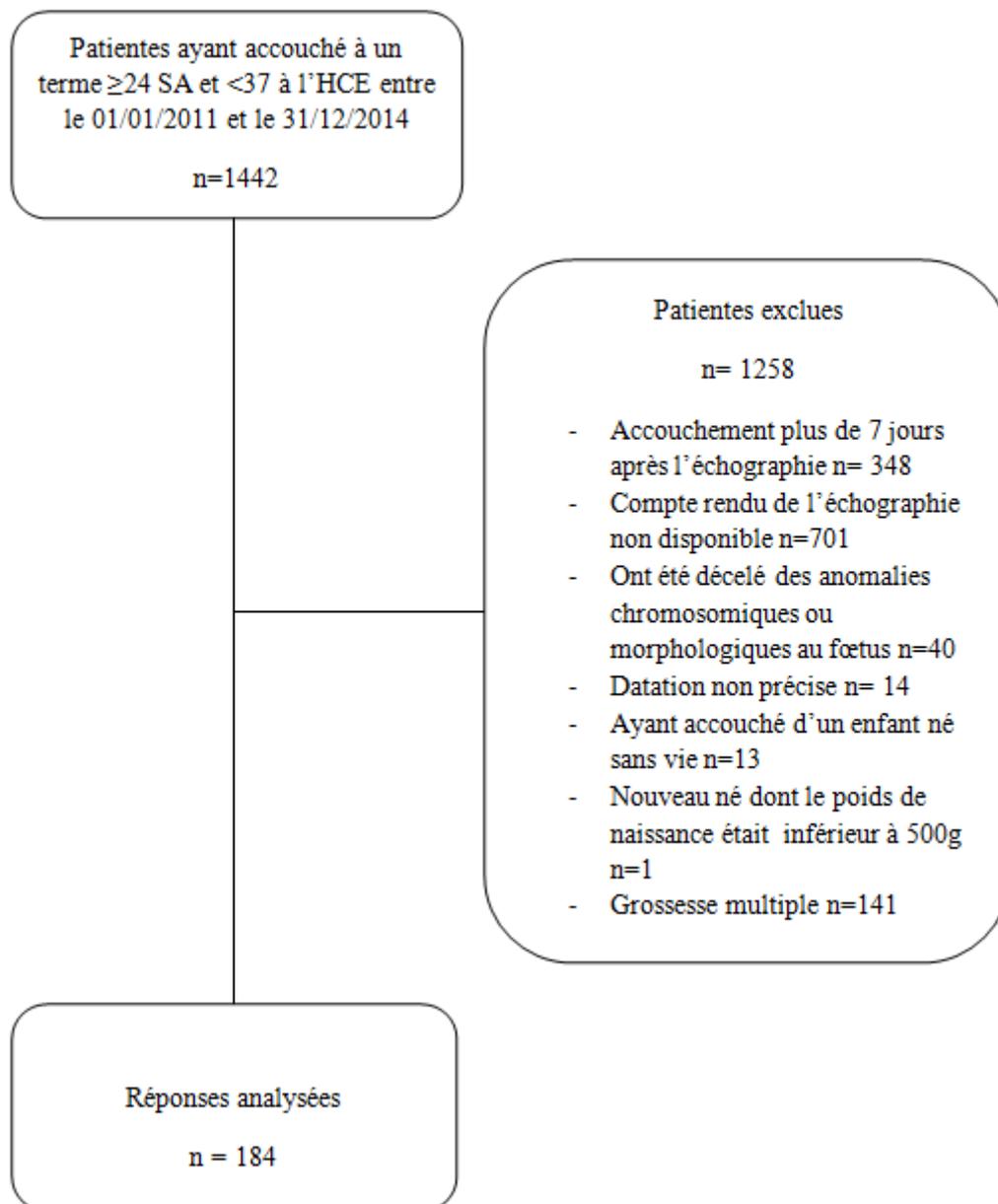


Figure 1 : Diagramme d'inclusion

Caractéristiques de la population

Tableau I. Caractéristiques des variables concernant la mère

	n=184			
Age (années) (médiane (et), min, max)	30	(5.40)	19	44
Parité (médiane (et), min, max)	0.50	(1.20)	0	6
IMC (kg/m ²) (médiane (et), min, max) ^a	22.5	(5.80)	14	50
Statut tabacologique (fréquence; %)				
Oui < 10 cigarettes/jour	24	(13.04%)		
Oui > 10 cigarettes/jour	8	(4.35%)		
Utérus cicatriciel (fréquence, %)				
Multi cicatriciel	15	(8.15%)		
Uni cicatriciel	19	(10.33%)		
Pathologie gravidique (fréquence, %)				
HTA (fréquence, %)	13	(7.07%)		
MAP (fréquence, %)	54	(29.35%)		
Diabète (fréquence, %)	35	(19.02%)		
Pré éclampsie (fréquence, %)	36	(19.57%)		
RCIU (fréquence, %)	43	(23.37%)		
Macrosomie (fréquence, %)	2	(1.09%)		
Plusieurs pathologies (fréquence, %)	47	(25.54%)		
Pas de pathologie (fréquence, %)	56	(30.43%)		

^a :8 données manquantes

Tableau II. Caractéristiques des variables concernant le nouveau-né et l'échographie

Caractéristiques des variables concernant le nouveau-né	n=184			
AG (SA) (médiane (et), min, max)	33	(32)	24	36
Sexe du bébé (fréquence; %)				
Féminin	91	(49.46%)		
Masculin	93	(50.54%)		

Caractéristiques des variables concernant l'échographie	n=184	
Présentation fœtale (fréquence, %) ^a		
Céphalique	128	(79.01%)
Podalique	31	(19.14%)
Autre	3	(1.85%)
Position placentaire (fréquence, %)		
Antérieur	96	(52.17%)
Postérieur	78	(42.39%)
Fundique	7	(3.80%)
Latéral	3	(1.63%)
QLA (fréquence, %)		
Diminuée ou oligoamnios	44	(23.91%)
Normale	131	(71.20%)
Augmentée ou hydramnios	9	(4.89%)
Rupture PDE (fréquence, %)	39	(21.20%)
Examen difficile (fréquence, %) ^b	93	(51.96%)
Opérateur > 2 ans d'expérience (fréquence, %)	126	(68.48%)
Echographe utilisé (fréquence, %)		
Toshiba applio 400 2012	42	(22.83%)
Aloka prosound alpha 10 2008	60	(32.61%)
GE E8 2010	54	(29.35%)
Voluson 2004	28	(15.22%)

^a 22 données manquantes

^b 5 données manquantes

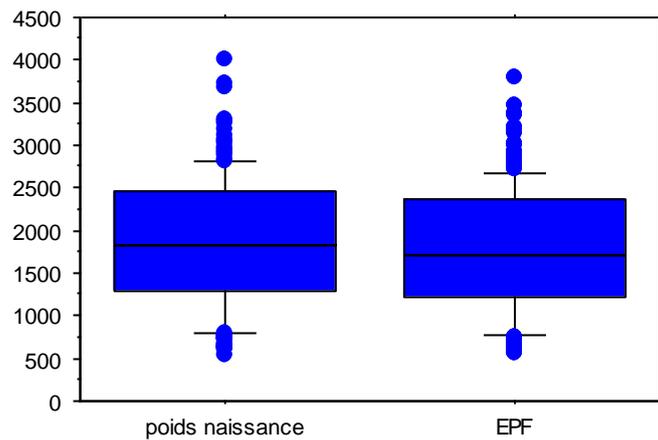


Figure 2 : diagramme en boîte des variables « poids de naissance » et « estimation de poids fœtal »

Pour la variable PN, la moyenne est de 1870.27g +/- 751.33g et la médiane de 1820g. Le minimum est de 550g, le 25^{ème} centile de 1290g, le 75^{ème} centile de 2460g et le maximum de 4010g.

Pour la variable EPF, la moyenne est de 1773.90g +/- 720.60g et la médiane est de 1704,3g. Le minimum est de 557g, le 25^{ème} centile de 1222.04g, le 75^{ème} centile de 2356,33g et le maximum de 3805g.

Résultats des tests statistiques

Le résultat de notre objectif principal était les **différences absolues et relatives** entre l'EPF et le PN avec une moyenne de **134.20±123.2g (7.26±5.62%)**, avec un minimum de 1.37g (0.05%) et un maximum de 673g (43.91%), une médiane à 100.80g (5.82%).

Un coefficient de **corrélation** de Pearson a été utilisé pour quantifier la force de l'association linéaire entre la variable EPF et la variable PN. Le résultat montre que ces deux variables sont très fortement corrélées avec un **coefficient de corrélation $r = 0.979$** ($p < 0.001$; IC95% [0.972-0.984]). Voir résultats bruts en annexe 2.

Un **test t de Student** pour échantillons appariés a été utilisé pour comparer les moyennes du PN et de l'EPF. Dans le cadre de notre étude, nous mettons en évidence une différence significative entre l'EPF et le PN avec une **p.value < 0.001** et un écart moyen à **93.11 unités**. Voir résultats bruts en annexe 2.

Concernant les résultats de notre objectif secondaire, les résultats finaux du test de **régression linéaire** sont présentés ci-dessous :

Tableau III : résultats de la régression linéaire multiple

	Valeur	Erreur std	t.value	p.value	Résumé régression D= EPF - PN vs 15 Indépend. Pas : 4	
(Intercept)	-15.30	28.624	-0.53	5.94e-01	Nombre	149
poids.naissance	0.07	0.01	6.24	4.50 ^e -09	Manquants	35
consommation.tabac	48.57	16.88	2.87	4.66e-03	R	,555
sexe.du.bébé	-53.36	17.17	-3.11	2.27e-03	R carré	,308
écho.difficile	47.34	17.18	2.76	6.61e-03	R carré ajusté	,289
					Ec. type résiduel	108,548

Dans le cadre de notre étude, les résultats du test de régression linéaire multiple montrent que les quatre variables « poids de naissance » (**p.value<0.001**), « consommation de tabac » (**p.value<0.001**), « sexe du bébé » (**p.value<0.001**), « écho difficile » (**p.value<0.001**) sont significativement liées à la différence EPF-PN ($p.value<0.05$). Les 11 autres variables incluses dans le modèle n'étaient pas statistiquement significatives avec une **p.value>0.05**.

La « **valeur ou value** » correspond à la valeur estimée du coefficient associé à la variable explicative. Ce coefficient nous renseigne sur la variation attendue de la valeur absolue de l'erreur de mesure **moyenne** pour une augmentation d'une unité de la variable explicative, *toutes choses étant égales par ailleurs*. Celle-ci est positive pour les variables poids de naissance, consommation de tabac et échographie difficile. Cela signifie que la valeur absolue de la différence entre EPF et PN c'est-à-dire l'erreur de mesure augmente quand le poids de naissance augmente (value=0.07. C'est-à-dire que, quand toutes les autres variables sont par ailleurs égales, l'augmentation du PN de 100g s'accompagne d'une variation de valeur absolue de l'erreur de mesure **moyenne** de 7g). Plus la consommation de tabac est importante (value=48.57, c'est-à-dire que pour toutes les autres variables égales par ailleurs, quand la consommation augmente d'une unité (voir codage en annexe 1) la valeur absolue de l'erreur de mesure **moyenne** augmente de 48.57g)). Lorsque les conditions de réalisation de l'échographie ont été estimées difficiles par l'opérateur, la valeur absolue de différence entre EPF et PN augmente également (value=47.34, ce qui signifie que pour toutes les autres variables égales par ailleurs, la valeur absolue de l'erreur de mesure **moyenne** augmente de 47.34g quand l'échographie est difficile, voir codage en annexe). La variable « sexe du bébé » était codée 0=masculin 1=féminin dans notre étude. La valeur négative pour cette variable « sexe du bébé » signifie que la valeur absolue de la différence moyenne entre EPF et PN augmente de 53g le bébé est de sexe masculin pour rapport aux bébés de sexes féminins (value=-53.36).

L'erreur standard représente la précision des coefficients et **t-value= valeur/erreur standard**.

Le résultat de R carré ajusté à **0.289** signifie que **28.9%** de la différence entre EPF et PN est expliquée par ces quatre variables.

Discussion

Biais et limites de l'étude

Notre étude concernait uniquement des grossesses non menées à terme (7% du nombre total de naissances) et donc ne comportait pas d'indication sur la précision de l'échographie pour des grossesses à terme ce qui représente un biais de sélection susceptible de limiter la portée de nos résultats. Mais ce choix est délibéré car ces grossesses, du fait de leur surveillance rapprochée, ont bénéficié d'échographies fréquentes et cela permet de respecter notre critère d'inclusion concernant l'intervalle de temps (sept jours entre l'échographie et l'accouchement). De plus, il existe peu d'études concernant l'EPF chez les prématurés, alors que ceux-ci constituent une population dont le poids de naissance impacte de manière importante le taux de complications néonatales [1].

Seulement 184 patientes ont été incluses sur les 1442 dossiers analysés ce qui représente également un biais de sélection. Les deux principaux facteurs de non inclusion étaient un compte rendu d'échographie non disponible dans la base de données de l'HCE (701 cas) et un délai entre l'échographie et l'accouchement supérieur à sept jours (348 cas). Nous n'avons pas tenu à ajuster l'estimation de poids faite par rapport au nombre de jour entre l'échographie et l'accouchement (c'est-à-dire rajouter un certain poids par jour en plus entre l'échographie et l'accouchement) car les coefficients d'ajustement n'ont pas montré une fiabilité prouvée et cela peut être responsable d'une plus grande erreur de mesure [5].

La population incluse est représentative de la population d'une maternité de type III, la plupart des échographies analysées dans notre étude ayant été réalisées dans le cadre d'une hospitalisation pour une pathologie de la grossesse (70% des patientes présentant au moins une pathologie contre 40% des grossesses dans la population générale). Par exemple, nous

avons dénombré 20% de pré-éclampsie dans notre population (contre 1 à 3% des grossesses), 19% de diabète gestationnel (10 à 15% des grossesses) et 23% de RCIU (5% des grossesses) [16]. Les autres variables décrites dans notre étude ont des caractéristiques similaires à celles de la population générale des femmes enceintes.

Un biais de mesure était présent par le fait que les échographies ont été réalisées par différents opérateurs et avec différents échographes ainsi que par le fait que les mesures du poids de naissance sont arrondies à la dizaine de gramme supérieur. Ce nombre important d'opérateurs différents est cependant représentatif du travail quotidien en maternité.

Un biais de mesure est également présent car les variables comportant des informations manquantes ont été exclues de l'analyse.

La décision d'utiliser la formule de Hadlock parmi d'autres constitue un biais de classement mais cette formule est reconnue pour sa précision relative dans de nombreuses études internationales et son utilisation est recommandée par le CNGOF [7-9].

Discussion des principaux résultats

Nos résultats concernant notre critère de jugement principal sont comparables à ceux de la littérature avec une différence absolue de $134.20 \pm 123.16\text{g}$ [1.37-673.00] soit une différence relative de **$7.26 \pm 5.62\%$ [0.05-24.34]**. L'objectif principal de notre étude était de déterminer la précision de l'EPF par l'échographie en les comparant au poids de naissance, dans le but d'obtenir un indicateur pouvant aider aux décisions de prises en charge obstétricales et néonatales chez les prématurés.

Selon les études antérieures, la précision des échographies était de $\text{PN} \pm 7$ à 15% [5, 10-13]. La marge étant tout de même importante entre 7 et 15%, nous pouvons constater que ce résultat est à la limite inférieure de cette marge d'erreur. Cela peut s'expliquer par l'expérience des opérateurs (68% des opérateurs de notre étude avaient plus de 2 ans d'expérience) et la qualité des échographes (pas de différence significative selon l'échographe utilisé). Ce résultat pourrait également refléter une tendance nationale et internationale d'augmentation de la précision des EPF par l'échographie, grâce à la mise en place d'évaluations des pratiques professionnelles sur les mesures des biométries fœtales par le Comité Français d'Echographie Fœtale, et l'université d'Oxford ces dernières années [18-19].

L'évaluation de l'estimation de poids fœtal par l'échographie est intéressante car il s'agit d'une évaluation de notre pratique quotidienne. La population des prématurés est une population à risque de complications néonatales et avec un taux de mortalité qui augmente quand le poids de naissance diminue [1]. La précision de l'EPF est d'autant plus importante dans ces populations car une petite différence en valeur absolue en gramme entre l'EPF et le PN peut représenter une grande différence en termes de pourcentage de poids à la naissance. Cela impacte donc la morbidité et la mortalité néonatales mais implique également les décisions prises concernant les conduites à tenir en fin de grossesse par les équipes médicales et les parents [4, 6, 9]. En outre, l'EPF permet en plus d'apporter des informations aux

pédiatres sur les complications possibles à la naissance par rapport à l'âge gestationnel et donc de pouvoir expliquer aux parents les prises en charge qui en résultent. Il est donc important d'en connaître sa précision.

La population des prématurés est une population très hétérogène au niveau des poids de naissance avec une moyenne à 1870 ± 751.33 g, une médiane à 1820g, un minimum à 550 et un maximum à 4010g dans notre étude. On constate donc un facteur sept entre le poids de naissance minimum et le poids de naissance maximum. Ces extrêmes sont représentatifs de l'hétérogénéité et des variations de poids importantes de cette population, ce qui implique pour une même erreur absolue des conséquences obstétricales différentes. Cette grande hétérogénéité est due à la fourchette de terme étudiée dans notre étude (24 SA – 36+6SA). Cette fourchette était nécessaire pour l'inclusion des patientes dans un délai de sept jours entre l'échographie et l'accouchement.

Notre objectif secondaire était de déterminer les facteurs pouvant influencer la précision de l'EPF. Nous avons réalisé un test r de corrélation qui montre une corrélation très forte entre les variables EPF et PN ($r = 0.979$; $p < 0.001$; IC95% [0.972-0.984]).

Le test t de Student pour échantillons appariés montre une différence statistiquement significative entre ces 2 variables ($p.value < 0.001$). Ces résultats montrent que la différence moyenne entre ces deux variables est faible mais existante et significative dans notre étude. Ce résultat significatif nous a permis de réaliser l'analyse de régression linéaire multiple.

Ce test permet de comparer une variable dépendante à expliquer « différence absolue entre EPF et PN » par rapport à d'autres variables explicatives. Nous avons prévu d'inclure dans le modèle les 22 variables recueillies dans cette étude. Cependant, il faut au moins 10 à 15 observations par paramètre à estimer (c'est-à-dire par variable explicative) pour que les

estimations obtenues soient fiables. Avec 184 observations incluses dans notre étude puis 149 conservées à la suite de l'exclusion du modèle des observations comportant des données manquantes (35), nous n'avons finalement pu inclure que 15 variables. Un plus grand recueil de données aurait permis d'inclure plus de variables, même si avec 15 variables nous avons pu inclure celles qui étaient principalement citées dans la littérature comme pouvant influencer l'estimation de poids. Nous avons donc sélectionné ces 15 variables en fonction des résultats trouvés de la littérature et en fonction des interactions entre elles. En effet, les variables doivent être indépendantes pour pouvoir être incluses dans le modèle (cf : conditions d'utilisation du test). Ainsi nous avons inclus la variable « parité » en dépit de la variable « âge », « pré-éclampsie » en dépit de « HTA », « QLA » en dépit de « rupture de la poche des eaux », et « PN » en dépit de « EPF ». La variable « conditions d'examen difficiles » pouvait sous-entendre des utérus contractiles de femme en situation de MAP, des utérus cicatriciels ou une peau distendue due à une grande multiparité. Nous avons donc choisi d'inclure la variable « conditions d'examen difficiles » en dépit des variables « utérus cicatriciels » et « MAP ». Nous avons choisi de ne pas inclure la variable « macrosomie » malgré le fait qu'elle était citée comme facteur influençant l'EPF dans plusieurs études, car nous ne possédions pas une population suffisante pour pouvoir être étudiée (seulement deux cas). Une plus grande étude aurait permis d'inclure plus de dossiers donc plus de variables et d'obtenir des résultats plus complets. Cela aurait permis également de diviser l'échantillon étudié en deux groupes, et de tester la validation du modèle issu des résultats de la première moitié sur la deuxième (validation croisée). Cela aurait permis de renforcer la fiabilité de nos résultats et de valider le modèle statistique, chose qui n'a pas pu être faite dans notre étude.

Les variables retrouvées comme augmentant l'imprécision des mesures sont différentes selon les études.

L'IMC est citée comme variable influençant l'erreur de mesure, notamment en cas d'obésité maternelle [11]. Cette variable n'apparaît pas comme significative dans notre étude. Les résultats concernant l'IMC sont cependant discordants selon les études. Elle est retrouvée comme augmentant significativement l'erreur de mesure dans certaines et comme non significatives dans d'autres [11-12]. Les autres variables retrouvées comme augmentant l'imprécision par surestimation de l'estimation de poids sont la macrosomie, l'oligoamnios, l'âge, la parité, le diabète et le sexe fœtal [20]. La présentation fœtale, l'expérience de l'opérateur et la quantité de liquide sont des variables qui sont retrouvées comme influençant de manière variable l'EPF selon les modèles [20]. Une quantité de liquide anormale n'est pas un facteur ressorti comme significatif dans notre étude, ce qui est comparable avec certains résultats de la littérature et discordant avec d'autres [5, 13, 20]. Nous avons retrouvé une autre étude qui établissait un lien entre la consommation de tabac pendant la grossesse et l'erreur d'EPF [21]. Les résultats sont cependant discordants avec une autre étude qui ne retrouve pas le statut tabagique comme statistiquement lié à la précision de l'EPF [22]. Tous ces résultats montrent donc l'absence de consensus quant aux variables qui influenceraient l'estimation de poids fœtal.

La régression linéaire multiple permet d'obtenir un résultat de détermination R^2 ajusté. Le coefficient de détermination (R^2) est un indicateur qui permet de juger la qualité d'une régression linéaire, simple ou multiple. D'une valeur comprise entre 0 et 1, il mesure l'adéquation entre le modèle et les données observées. Celui-ci est égal à 0.289 dans notre étude. Cela signifie que seulement 28.9% du modèle est expliqué par les quatre variables qui ressortent significativement liées à la différence entre l'EPF et le PN ($p < 0.05$). Cela signifie donc que plus de 70% de cette différence n'est pas expliqué par notre modèle. Il nous reste donc 70% à expliquer.

Une étude montre que la différence de poids entre PN et EPF serait en fait faiblement influencée par toutes les variables citées précédemment [23]. En effet, l'erreur de mesure serait plus due à l'approximation des différentes formules utilisée pour calculer l'EPF [23]. Les résultats de notre étude sont donc concordants avec les résultats de cette étude.

Les 70% restants à expliquer le seraient en partie par l'approximation de mesure qui est faite lorsque l'on applique les formules de calcul de l'EPF. La formule d'Hadlock utilisée pour le calcul de l'EPF à l'HCE est donc démontrée comme fiable mais elle génère tout de même une imprécision qui augmente la différence entre l'EPF et le PN. D'autres études actuelles recherchent donc une nouvelle formule qui générerait moins d'imprécisions [24-25]. En plus des études sur la formule utilisée pour le calcul de l'EPF, l'utilisation de courbes customisées (courbes EPOPé) a montré une meilleure précision comparée aux courbes standards notamment dans le diagnostic des retards de croissance [26]. Cet outil permet donc de classer plus précisément les fœtus en situation de restriction de croissance et les macrosomes, améliorant ainsi les prises en charge en fin de grossesse.

Les échographies pratiquées en fin de grossesse étant plus difficiles à réaliser, il serait intéressant d'évaluer la précision de l'EPF entre 36 SA et 41 SA et notamment après 39 SA afin d'avoir des indications et outils supplémentaires pour aider la prise de décision à ce terme. En effet, une autre population chez qui l'EPF est importante est la population des macrosomes et des suspicions de macrosomie, ce qui dirige les indications de déclenchement et de césarienne avant le terme prévu avec comme conséquence l'augmentation de la morbidité materno-fœtale.

Il serait donc intéressant de réaliser une étude sur une population de femmes à terme. En réalisant une échographie le jour du terme, cela permettrait de respecter un délai court entre

l'échographie et l'accouchement. Cela permettrait d'évaluer la précision de l'EPF en fin de grossesse.

Conclusion

Cette étude nous a permis d'évaluer l'estimation de poids échographique des prématurés par rapport au poids de naissance. Les résultats montrent une marge d'erreur moyenne de 7.26%. Ces résultats sont concordants avec les résultats décrits dans la littérature et correspondent à la limite basse de ceux-ci (différence moyenne de 7 à 15% dans la littérature). Cette précision est importante chez les prématurés pour qui l'estimation de poids par l'échographie peut être déterminante pour les décisions de poursuite ou d'arrêt de la grossesse. D'autre part, le statut tabagique, le poids de naissance, le sexe du nouveau-né et la difficulté de l'échographie majorent cette différence mais de manière assez faible. La population de l'étude ne concerne que les naissances prématurées. Il serait très intéressant de poursuivre l'étude sur l'ensemble des fœtus, et notamment chez les femmes dépassant 40 semaines d'aménorrhée, dont on sait que l'estimation de poids fœtal est plus difficile. Il serait également intéressant de chercher si une nouvelle formule de l'EPF plus précise peut s'appliquer. Ce projet pourrait permettre d'influencer la décision de prise en charge obstétricale en fin de grossesse concernant le choix entre voie haute et voie basse, avec comme conséquence l'augmentation ou la diminution de la morbidité materno-fœtale.

Références

- [1] Bader D, Kugelman A, Boyko V, Levitzki O, Lerner-Geva L, Riskin A, et al. Risk Factors and Estimation Tool for Death Among Extremely Premature Infants: A National Study. *Pediatrics*. 2010 Apr 1;125(4):696–703.
- [2] Créquat J, Duyme M, Brodaty G. [Biometry 2000. Fetal growth charts by the French College of fetal ultrasonography and the Inserm U 155]. *Gynecol Obstet Fertil*. 2000 Jun;28(6):435–45.
- [3] Massoud M, Duyme M, Fontanges M, Collège français d'échographie fœtale (CFEF), Combourieu D. [Chart for estimation of fetal weight 2014 by the French College of Fetal Sonography (CFEF)]. *J Gynecol Obstet Biol Reprod (Paris)*. 2016 Jan;45(1):80–5.
- [4] CNGOF, Recommandations pour la pratique médicale : modalités de naissance des enfants de faible poids (1998). [cited 2016 March 13]. Available from: http://www.cngof.asso.fr/D_PAGES/PURPC_04.HTM
- [5] Stefanelli S, Groom KM. The accuracy of ultrasound-estimated fetal weight in extremely preterm infants: a comparison of small for gestational age and appropriate for gestational age. *Aust N Z J Obstet Gynaecol*. 2014 Apr;54(2):126–31.
- [6] Ego A. [Definitions: small for gestational age and intrauterine growth retardation]. *J Gynecol Obstet Biol Reprod (Paris)*. 2013 Dec;42(8):872–94.
- [7] Hadlock FP, Harrist RB, Sharman RS, Deter RL, Park SK. Estimation of fetal weight with the use of head, body, and femur measurements--a prospective study. *Am J Obstet Gynecol*. 1985 Feb 1;151(3):333–7.
- [8] Dudley NJ. A systematic review of the ultrasound estimation of fetal weight. *Ultrasound Obstet Gynecol*. 2005 Jan;25(1):80–9.
- [9] French College of Gynecologists and Obstetricians. [Intra-uterine growth retardation: guidelines for clinical practice--Short text]. *J Gynecol Obstet Biol Reprod (Paris)*. 2013 Dec;42(8):1018–25.
- [10] Lalys L, Grangé G, Pineau J-C. [Estimation of small and large fetal weight at delivery from ultrasound data]. *J Gynecol Obstet Biol Reprod (Paris)*. 2012 Oct;41(6):566–73.

- [11] Houzé de l'Aulnoit A, Closset E, Deruelle P. [Accuracy of ultrasound estimated fetal weight performed by OB-Gyn residents at due date]. *Gynecol Obstet Fertil*. 2009 Apr;37(4):367–71.
- [12] Kritzer S, Magner K, Warshak CR. Increasing maternal body mass index and the accuracy of sonographic estimation of fetal weight near delivery. *J Ultrasound Med*. 2014 Dec;33(12):2173–9.
- [13] Ashwal E, Hiersch L, Melamed N, Bardin R, Wiznitzer A, Yogev Y. Does the level of amniotic fluid have an effect on the accuracy of sonographic estimated fetal weight at term? *J Matern Fetal Neonatal Med*. 2015 Apr;28(6):638–42.
- [14] CNGOF RPC Grossesses prolongées et terme dépassé, [cited 2016 March 13]. available from : http://www.cngof.asso.fr/D_TELE/RPC_gr_prolongee_2011.pdf
- [15] Salomon LJ, Duyme M, Crequat J, Brodaty G, Talmant C, Fries N, et al. French fetal biometry: reference equations and comparison with other charts. *Ultrasound Obstet Gynecol*. 2006 Aug;28(2):193–8.
- [16] CNGOF, G Body, E. Daraï, et al. *Gynécologie Obstétrique, le référentiel des collègues*. 3^{ème} édition, Elsevier Masson, 2015
- [17] Lepercq J, Timsit J, Hauguel-de Mouzon S. [Etiopathogeny of fetal macrosomia]. *J Gynecol Obstet Biol Reprod (Paris)*. 2000 Jan;29(1 Suppl):6–12.
- [18] *Audit Clinique Echographie Foetale* [Internet]. [cited 2016 May 12]. Available from: <https://nuque.epp-echofoetale.fr/>
- [19] Sarris I, Ioannou C, Dighe M, Mitidieri A, Oberto M, Qingqing W, et al. Standardization of fetal ultrasound biometry measurements: improving the quality and consistency of measurements. *Ultrasound Obstet Gynecol*. 2011 Dec;38(6):681–7.
- [20] Barel O, Maymon R, Vaknin Z, Tovbin J, Smorgick N. Sonographic fetal weight estimation - is there more to it than just fetal measurements? *Prenat Diagn*. 2014 Jan;34(1):50–5.
- [21] Le Roy A. *L'estimation de poids foetal à l'échographie du troisième trimestre et prédiction du poids de naissance*. Mémoire de maïeutique, Ecole de Maïeutique de Montpellier. 2015

- [22] Heer IM, Kumper C, Vogtle N, Muller-Egloff S, Dugas M, Strauss A. Analysis of factors influencing the ultrasonic fetal weight estimation. *Fetal Diagn Ther.* 2008;23(3):204–10.
- [23] Cohen JM, Hutcheon JA, Kramer MS, Joseph KS, Abenhaim H, Platt RW. Influence of ultrasound-to-delivery interval and maternal-fetal characteristics on validity of estimated fetal weight. *Ultrasound Obstet Gynecol.* 2010 Apr;35(4):434–41.
- [24] Salomon LJ, Bernard JP, Ville Y. Estimation of fetal weight: reference range at 20-36 weeks' gestation and comparison with actual birth-weight reference range. *Ultrasound Obstet Gynecol.* 2007 May;29(5):550–5.
- [25] Scioscia M, Scioscia F, Scioscia G, Bettocchi S. Statistical limits in sonographic estimation of birth weight. *Arch Gynecol Obstet.* 2015 Jan;291(1):59–66.
- [26] Ego A, Prunet C, Blondel B, Kaminski M, Goffinet F, Zeitlin J. [Customized and non-customized French intrauterine growth curves. II - Comparison with existing curves and benefits of customization]. *J Gynecol Obstet Biol Reprod (Paris).* 2016 Feb;45(2):165–76.

Annexes

Annexe 1

Description du modèle de régression linéaire multiple et résultats:

Celui-ci s'écrit :

$E(Y | x_1, x_2, \dots, x_n) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n$ et $E(Y | x_1, x_2, \dots, x_n)$ se lit "valeur moyenne de Y sachant les valeurs des variables explicatives x_1, x_2, \dots, x_n "

$E(D..EPF...PN | \text{poids.naissance, parité, consommation.tabac, sexe.du.bébé, écho.difficile}) = \beta_0 + \beta_1 \text{poids.naissance} + \beta_2 \text{parité} + \beta_3 \text{consommation.tabac} + \beta_4 \text{sexe.du.bébé} + \beta_5 \text{écho.difficile}$

$E(D..EPF...PN | \text{poids.naissance, parité, consommation.tabac, sexe.du.bébé, écho.difficile})$ se lit "valeur moyenne de D..EPF...PN sachant le poids.naissance, la parité, la consommation.tabac, le sexe.du.bébé, et la difficulté de l'écho »

Le coefficient β_0 (intercept) représente la valeur moyenne de Y lorsque la valeur de chaque variable explicative est égale à 0. Pour être interprétable, il est nécessaire que l'ensemble des variables puissent prendre la valeur 0, ce qui n'est pas le cas ici de la variable poids.naissance.

Le coefficient β_{quali} associé à une variable qualitative représente la différence entre la $D(EPF-PN)$ moyenne des sujets qui prennent la modalité 1 pour cette variable et celle des sujets du groupe référence (idem entre modalité 2 et 1 et ainsi de suite) toutes choses étant égales par ailleurs. En d'autres termes, le β associé à une variable qualitative représente l'effet de cette variable *ajusté sur les autres variables*

Exemple : avec la variable « pathologie gravidique » codée 0 pour non, 1 pour oui

Le coefficient $\beta_{\text{pathologie.gravidique}}$ associé à la variable qualitative « pathologie gravidique » représente la différence entre la D..EPF...PN moyenne des bébés nés de mère avec pathologie gravidique et celle des bébés nés de mère sans, *toutes choses étant égales par ailleurs*. En d'autres termes, le β associé à une variable qualitative représente l'effet de cette variable *ajusté sur les autres variables*.

Le coefficient β_{quanti} associé à une variable quantitative représente la variation de D..EPF...PN moyenne des sujets dont la variable quanti est d'une unité plus haute, *toutes choses étant égales par ailleurs*. En d'autres termes le β associé à la pathologie gravidique représente l'effet de cette pathologie sur la D..EPF...PN moyenne *ajusté sur les autres variables*

Exemple avec la variable « poids de naissance » en gramme

Le coefficient $\beta_{\text{poids.naissance}}$ associé au poids de naissance représente la variation de D..EPF...PN moyenne des bébés dont le poids de naissance est d'un gramme plus important, *toutes choses étant égales par ailleurs*. En d'autres termes le β associé au poids de naissance représente l'effet de ce poids sur la D..EPF...PN moyenne *ajusté sur les autres variables*

Les hypothèses du modèle linéaire postulent que les erreurs (écart entre une observation et sa moyenne en population) sont des variables aléatoires indépendantes (1) et identiquement distribuées selon une loi Normale (2) de moyenne nulle (3) et de variance constante (4). Les erreurs sont cependant non observables et on évalue l'adéquation du modèle à partir de l'exploration des résidus (écart entre une observation et sa prédiction par le modèle) observables.

En dehors des conditions de validité pré-citées, il y a deux choses à considérer : (a) le nombre d'observations par paramètre à estimer, (b) le problème des observations influentes

(a) Il faut compter environ 10 à 15 observations par paramètres à estimer. Seulement 149 des 184 observations initiales étaient complètes pour les covariables d'intérêt, ce qui permettait au mieux d'inclure 10 à 15 variables dans le modèle.

(b) Les observations influentes peuvent impacter de façon importante les estimations du modèle. Une seule observation suffisamment différente des autres peut faire une grosse différence au niveau des résultats du modèle de régression. Une observation peut être inhabituelle de 3 façons :

Les outliers (ou divergence): en régression linéaire, un *outlier* est une observation dont le résidu est important. En d'autres termes, il s'agit d'une observation dont la valeur de la variable réponse (dépendante) est inhabituelle *étant données* ses valeurs pour les variables prédictives (indépendantes).

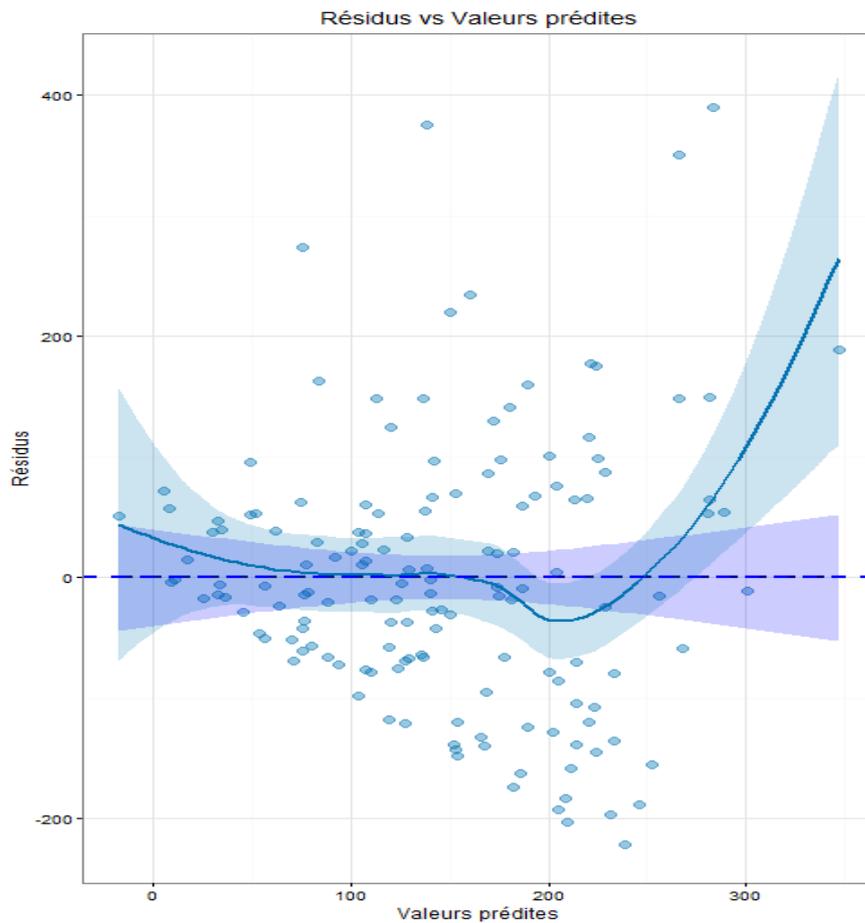
Levier : une observation qui prend une valeur extrême pour une variable prédictive est appelée « point à fort levier ». L'effet levier mesure à quel point une observation s'écarte de la moyenne de *cette variable*.

Influence (ou contribution) : une observation est dite influente si son retrait modifie sensiblement l'estimation des coefficients. L'influence peut être vue comme un produit du levier et de la divergence.

Pour le codage : chaque variable quantitative était codée par la valeur absolue correspondante.

Pour les variables qualitatives binaires, non était codé par 0, oui par 1. Pour la variable « appareil utilisé » 0 codait le « Toshiba applio 400 2012, 1 codait aloka prosound alpha 10 2008, 2 codait pour le GE E8 2010, et le 4 codait pour l'appareil GE Voluson 730 expert - octobre 2004. Pour la variable « QLA », 0 codait pour une QLA normale, 1 pour une QLA diminuée et 2 pour une QLA augmentée. Pour la variable « présentation fœtale », 0 codait pour une présentation céphalique, 1 pour une présentation podalique et 2 pour une autre

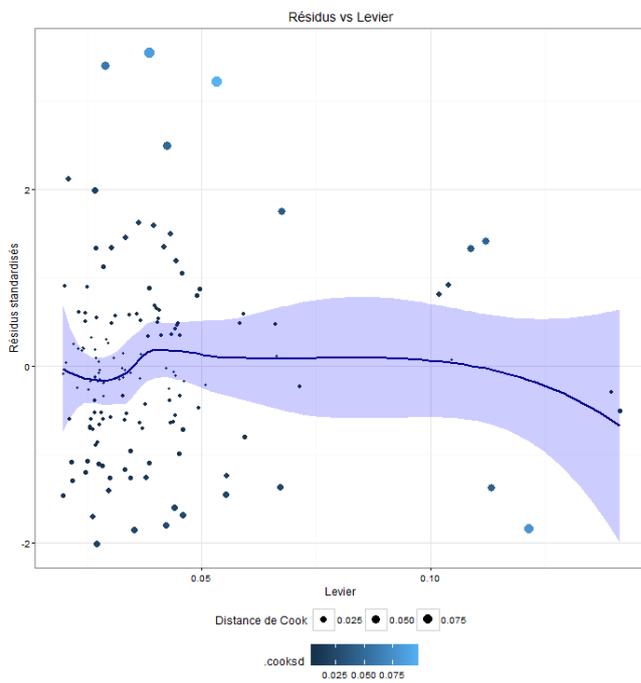
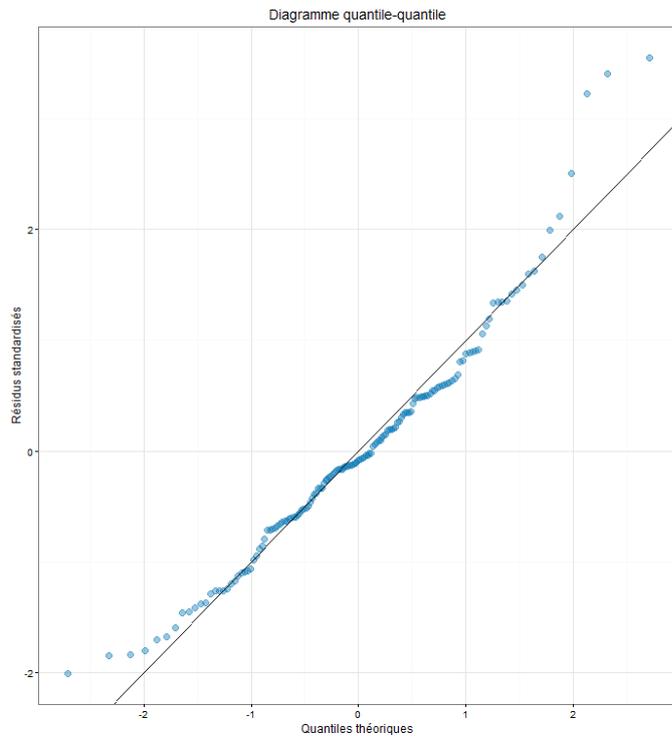
présentation. Pour la variable « position placentaire », 1 codait pour un placenta antérieur, 2 pour un placenta postérieur, 5 pour un placenta fundique et 6 pour un placenta latéral.



- Le graphe des résidus en fonction des valeurs prédites par le modèle permet d'explorer l'hypothèse d'homoscédasticité. Il montre :

que la moyenne des résidus ne change pas avec les valeurs prédites (elle est centrée sur 0).

que la dispersion des résidus augmente à mesure que les valeurs prédites augmentent : on parle d'hétéroscédasticité.



- Le diagramme quantile-quantile permet d'évaluer l'hypothèse de Normalité. Il confronte les quantiles de la loi normale (en abscisse) aux quantiles des résidus standardisés (en ordonnées).

Le cou dage de la queue gauche de la distribution dans le sens horaire, et celui de la queue gauche dans le sens anti-horaire révèlent une asymétrie droite de la distribution des résidus.

- Enfin, le diagramme des résidus standardisés Vs levier permet de détecter les valeurs influentes. En effet, une façon de déterminer si les résultats peuvent être influencés par une observation donnée est de calculer à quel point les valeurs prédites se modifient quand on ajuste le modèle sans l'observation en question. Cette distance totale calculée est appelée distance de Cook. Il s'agit justement d'une fonction du levier et du résidu standardisé associés à chaque observation.

-> Les diagnostics de régression n'étant pas satisfaisants, nous avons utilisé pour l'estimation des paramètres une méthode des moindres carrés pondérés. C'est-à-dire qu'au lieu d'allouer un même poids (égal à 1) à chaque résidu comme le fait la régression linéaire simple, nous avons alloué un poids d'autant plus faible que la valeur absolue du résidu était importante. Le modèle final retenu était le suivant : $E(D..EPF...PN \mid \text{poids.naissance, parité, consommation.tabac, sexe.du.bébé, écho.difficile}) = \beta_0 + \beta_1 \text{ poids.naissance} + \beta_2 \text{ consommation.tabac} + \beta_3 \text{ sexe.du.bébé} + \beta_4 \text{ écho.difficile}$

Les résultats finaux sont présentés dans la partie résultat.

Annexes 2 : résultats bruts des tests statistiques

Résultat du test Z de corrélation :

Coefficient de corrélation

Corrélation théorique = 0

	Corrélation	Nombre	z	p	95% Inf.	95% Sup.
poids naissance, HAD 3	,979	184	30,503	<,0001	,972	,984

- Rappelons que 0 équivaut à une absence de lien, alors que 1 constitue un lien parfait entre X et Y.

Par convention, on dira que la relation entre X et Y est :

- parfaite si $r = 1$
- très forte si $r > 0,8$.
- forte si r se situe entre 0,5 et 0,8.
- d'intensité moyenne si r se situe entre 0,2 et 0,5.
- faible si r se situe entre 0 et 0,2.
- Nulle si $r = 0$

Résultats test t de student pour échantillons appariés :

Test-t séries appariées

Ecart théorique = 0

	Ecart moyen	DDL	t	p
poids naissance, HAD 3	96,371	183	8,449	<,0001

Résumé :

Mots clés :
estimation de
poids fœtal,

prématurés,

échographie

Objectifs: Comparer l'estimation de poids fœtal par l'échographie chez les prématurés et le poids de naissance.

Matériels et Méthodes : Nous avons réalisé une étude descriptive, rétrospective, monocentrique à l'Hôpital Couple Enfant de Grenoble, de cohorte de grossesses uniques avec un accouchement entre 24+0 et 36+6 semaines d'aménorrhées entre le 1^{er} Janvier 2011 et le 31 Décembre 2014.

Les critères d'inclusion étaient : un délai de maximum sept jours entre l'accouchement et la dernière échographie dont le compte-rendu était disponible, pas d'anomalie morphologique du fœtus, un enfant né vivant avec un poids de naissance connu et supérieur à 500 grammes, un âge gestationnel connu précisément.

Le critère de jugement principal était la différence absolue et le pourcentage d'erreurs entre l'estimation de poids fœtal et le poids de naissance.

Résultats : 184 patientes ont été incluses. La différence moyenne entre l'estimation de poids fœtal et le poids de naissance était de $7.26 \pm 5.62\%$ [0.05-24.34] ($p < 0.001$) et le coefficient de corrélation était égal à 0.979. Le statut tabagique ($p.value < 0.001$), le PN ($p.value < 0.001$), le sexe ($p.value < 0.001$), et les conditions difficiles d'échographie ($pvalue < 0.001$) étaient des variables significativement liées à cette différence.

Conclusion : Malgré cette différence significative, l'EPF et le PN sont fortement corrélés.

Abstract :

key words :
Estimation of
fetal weight,

prematurity,

sonography

Objectives : To compare the accuracy of estimated fetal weight and birth weight by sonography in preterm infants.

Materials and methods : A descriptive, retrospective, monocentric cohort study of singleton pregnancies between 24+0–36+6 weeks of amenorrhea at the Grenoble CHU Hospital between the 1st of January 2011 and the 31st of December 2014.

Women were included in the study if an ultrasound scan had been performed within seven days of delivery, with the report in the hospital computer software, with no major fetal anomaly, an infant born alive with known birth weight superior at 500grammes and an accurately known gestational age.

The primary endpoint was the absolute difference and the error percentage between estimated fetal weight and birth weight.

Results : A total of 184 cases were analysed. Overall mean percentage error of estimated fetal weight and actual birth weight was $7.26 \pm 5.62\%$ [0.05-24.34], $p < 0.001$) and the correlation coefficient was 0.979. Factors that significantly influenced the accuracy of estimated fetal weight included birth weight ($p.value < 0.001$), fetal sex ($p.value < 0.001$), hard conditions of sonography ($pvalue < 0.001$) and smoking status ($p.value < 0.001$).

Conclusion : Despite this significance, estimated fetal weight and birth weight are well correlated.