



Déclenchement artificiel du travail : étude de l'influence de l'IMC sur l'issue du déclenchement

Ella Richard

► **To cite this version:**

Ella Richard. Déclenchement artificiel du travail : étude de l'influence de l'IMC sur l'issue du déclenchement. Gynécologie et obstétrique. 2016. <dumas-01349687>

HAL Id: dumas-01349687

<https://dumas.ccsd.cnrs.fr/dumas-01349687>

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

Déclenchement artificiel du travail : étude de l'influence
de l'IMC sur l'issue du déclenchement

Mémoire soutenu le 21 juin 2016

Par RICHARD Ella

[Données à caractère personnel]

En vue de l'obtention du diplôme d'État de Sage-Femme

2015/2016

UNIVERSITÉ GRENOBLE ALPES
U.F.R. DE MÉDECINE DE GRENOBLE
DÉPARTEMENT DE MAÏEUTIQUE

Déclenchement artificiel du travail : étude de l'influence
de l'IMC sur l'issue du déclenchement

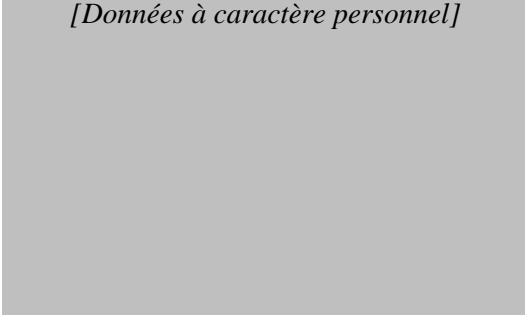
Induction of labor : incidence of BMI on the induction
outcome

Mémoire soutenu le 21 juin 2016

Par RICHARD Ella

En vue de l'obtention du diplôme d'État de Sage-Femme

[Données à caractère personnel]



RÉSUMÉ

But : L'objectif principal de cette étude était de rechercher l'influence de l'indice de masse corporelle (IMC) sur l'issue du déclenchement. Les objectifs secondaires étaient de rechercher l'association entre l'IMC et la durée du travail, puis de rechercher les facteurs de risque qui pouvaient influencer l'issue du déclenchement.

Matériels et méthodes : Nous avons conduit une étude de cohorte rétrospective, descriptive et monocentrique à l'Hôpital Couple Enfant, à partir de l'inclusion de 2075 patientes déclenchées, ayant accouché entre le 1^{er} mai 2012 et le 4 mai 2015. Le critère de jugement principal était l'entrée en phase active du travail. Un test de Mann Whitney a été utilisé pour rechercher l'influence de l'IMC sur l'issue du déclenchement. Une corrélation a été recherchée entre l'IMC et la durée du travail. Les facteurs de risque influençant l'issue du déclenchement ont été recherchés par régressions logistiques univariée et multivariée.

Résultats : 1468 patientes ont été incluses. Dans notre échantillon, 4,8% des patientes ont présenté un échec du déclenchement. Parmi ces patientes, 84,4% étaient nullipares. La médiane de leur IMC était de 24,5 kg/m². Il n'y avait pas de différence statistiquement significative de l'IMC entre l'échec et le succès du déclenchement. De même, la corrélation entre l'IMC et la durée du travail n'était pas statistiquement significative. En analyse univariée, l'IMC ne représentait pas un facteur de risque d'échec du déclenchement. En analyse multivariée, la parité ($p < 0,0001$) et le score de Bishop ($p = 0,0003$) étaient des facteurs protecteurs de l'échec du déclenchement.

Conclusion : Notre étude n'a pas retrouvé d'influence de l'IMC sur l'issue du déclenchement. Nous devons être prudents lors de la pose d'indication du déclenchement chez les nullipares et intégrer ce facteur de risque au score de Bishop, si ce n'est dans le calcul du score, au moins dans l'indication du déclenchement.

Mots clés : Déclenchement artificiel du travail, IMC, obésité, facteurs de risque, échec.

ABSTRACT

Objectives : The purposes of this study were to assess the incidence of body mass index (BMI) on the labor induction outcome, to determine the association between BMI and labor duration and to investigate the risk factors of failed labor induction.

Materials and methods : We conducted a retrospective, descriptive, monocentric cohort study. From the Couple Enfant Hospital, a total of 2075 patients, who underwent labor induction and who gave birth from the 1st of may 2012 until the 5th of may 2015, were included for analyse. The main outcome measure was the entrance in active phase of labor. A Mann Whitney test was used to determine the incidence of BMI on the induction outcome. We used a correlation test to determine the association between BMI and labor duration. Univariate and multivariate logistic regressions were used to determine the risk factors of failed induction of labor (IOL).

Results : 1468 patients were included. In our sample, 4,8% subjects presented a failed IOL. 84,4% of thoses were nulliparous. The BMI median was 24,5 kg/m². There was no statistically significative difference of BMI between the failed and the succeeded IOL. Correlation between BMI and labor duration wasn't statistically significant. In the univariate analysis, BMI wasn't a risk factor of failed labor induction.. In the multivariate analysis, parity and Bishop score were protective factors of failed labor induction.

Conclusion°: Our study didn't assess the incidence of BMI on IOL outcome. We shall be careful with the indication of IOL in nulliparous patients, and shall pay attention to the Bishop score to consider the way of IOL.

Key words°: Labor induction, BMI, obesity, risk factors, failure.

REDMERCIEMENTS

Je remercie les membres du Jury,

Mme Chantal SEGUIN, Sage-Femme Directrice du Département de Maïeutique de l'UFR de Médecine de Grenoble, Présidente du Jury ;

Mme le Pr Pascale HOFFMANN-CUCUZ, Professeur des Universités et Praticien Hospitalier à l'HCE du Centre Hospitalier Universitaire Grenoble Alpes, Co-Présidente du Jury ;

M. Pierre DUSONCHET, Sage-Femme Libéral à Echirolles, Membre invité du Jury ;

M. le Dr Fabien PROT, Assistant des Hôpitaux et Chef de Clinique des Universités à l'HCE du Centre Hospitalier Universitaire Grenoble Alpes, Directeur de ce mémoire ;

Mme Sophie JOURDAN, Sage-Femme Enseignante du Département de Maïeutique de l'UFR de Médecine de Grenoble, co-Directrice de ce mémoire.

Je remercie plus particulièrement,

M. le Dr Fabien PROT, Assistant des Hôpitaux et Chef de Clinique des Universités à l'HCE
du Centre Hospitalier Universitaire Grenoble Alpes, Directeur de ce mémoire,

Pour son accompagnement dans ce travail, sa disponibilité et ses conseils précieux ;

Mme Sophie JOURDAN, Sage-Femme Enseignante du Département de Maïeutique de l'UFR
de Médecine de Grenoble, co-Directrice de ce mémoire,

Pour ses conseils et ses critiques constructives tout au long de l'élaboration de ce mémoire ;

Mme Anne-Marie DOLLS, Interne en Santé Publique au Centre Hospitalier Universitaire
Grenoble Alpes,

Pour m'avoir aidée dans mes calculs et guidée dans l'interprétation de ceux-ci ;

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

Pour sa disponibilité et son enseignement de qualité au cours de ces quatre années ;

Ma famille, mes amis et Jean-Baptiste,

Pour leur écoute, leur présence et leur soutien qui m'ont portée tout au long de mes études ;

Mes amies étudiantes Sages-Femmes de la promotion 2012-2016,

Pour la joie et l'amitié qu'elles m'ont apportée durant ces quatre années.

TABLE DES MATIERES

I. ABRÉVIATIONS	1
II. INTRODUCTION	3
III. MATÉRIEL ET MÉTHODE	5
1. TYPE D'ÉTUDE.....	5
2. POPULATION D'ÉTUDE.....	5
3. RECUEIL DE DONNÉES.....	6
4. ANALYSES STATISTIQUES.....	8
a) Caractéristiques de l'échantillon.....	8
b) Recherche de l'influence de l'IMC sur l'issue du déclenchement.....	8
c) Recherche de l'association entre l'IMC et la durée du travail à la suite du déclenchement.....	8
d) Recherche des facteurs de risques influençant le déclenchement.....	9
IV. RÉSULTATS	10
1. DIAGRAMME D'INCLUSION.....	10
2. DESCRIPTION DE L'ÉCHANTILLON	11
3. INFLUENCE DE L'IMC SUR L'ISSUE DU DÉCLENCHEMENT	17
4. CORRELATION ENTRE IMC ET DUREE DU TRAVAIL A LA SUITE DU DECLENCHEMENT.....	17
5. FACTEURS DE RISQUE INFLUENÇANT LE DÉCLENCHEMENT : RÉGRESSIONS LOGISTIQUES UNIVARIÉE ET MULTIVARIÉE	18
V. DISCUSSION	20
1. LIMITES DE L'ÉTUDE	20
a) Biais de sélection et d'échantillonnage.....	20
b) Biais de mesure.....	20
c) Biais de confusion	20
2. RÉSULTATS.....	21
a) Caractéristiques de l'échantillon.....	21
b) Influence de l'IMC sur l'issue du déclenchement	25
c) Corrélation entre IMC et durée du travail à la suite du déclenchement.....	26
d) Recherche des facteurs de risques influençant le déclenchement.....	27
VI. CONCLUSION	29
VII. RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES	31

I. ABRÉVIATIONS

ARCF : Anomalies du Rythme Cardiaque Fœtal

AVB : Accouchement par Voie Basse

CHUGA : Centre Hospitalier Universitaire de Grenoble Alpes

DG : Diabète gestationnel

DMO : Dossier Médical Obstétrical

e.t. : Ecart Type

EIQ : Espace Inter Quartile

HAS : Haute Autorité de Santé

HCE : Hôpital Couple Enfant

HRP : Hématome Rétro-Placentaire

HTA : Hypertension Artérielle

IMC : Indice de Masse Corporelle

IMG : Interruption Médicale de Grossesse

IC à 95% : Intervalle de Confiance à 95%

m : Moyenne

MFIU : Mort Fœtale In Utéro

n : Effectif

OMS : Organisation Mondiale de la Santé

OR : Odds Ratio

PE : Pré-Éclampsie

RCIU : Restriction de Croissance Intra-Utérine

RPM : Rupture Prématuroée des Membranes

SA : Semaine d'Aménorrhée

% : Pourcentage

II. INTRODUCTION

Le déclenchement artificiel du travail est une des pratiques obstétricales les plus courantes. D'après l'Enquête Nationale Périnatale 2010, le pourcentage de femmes ayant eu un déclenchement du travail est passé de 19,7% en 2003 à 22,7% en 2010 [1].

Les principales raisons du déclenchement incluent restriction de croissance intra-utérine (RCIU), rupture prématurée des membranes (RPM), pré-éclampsie (PE), cholestase gravidique intra-hépatique et plus couramment les grossesses prolongées.

Les méthodes de déclenchement les plus utilisées sont les prostaglandines (le dispositif intra-vaginal Propess® et le gel intra-vaginal Prostin E2®) lorsque les conditions locales sont défavorables (score de Bishop inférieur à sept, d'après les recommandations de la Haute Autorité de Santé, HAS), et l'ocytocine (Syntocinon®) lorsque les conditions locales sont favorables (score de Bishop supérieur ou égal à sept) [2].

Aujourd'hui, nous rencontrons encore de nombreux échecs du déclenchement artificiel du travail. Dans la littérature, les taux d'échec varient entre 10 et 30% [3] [4] [5] [6].

Quelques études ont mis en évidence des facteurs de risque de l'échec de déclenchement, tels que la nulliparité, un score de Bishop défavorable (inférieur à sept) et un indice de masse corporelle supérieur ou égal à 30 kg/m² [7] [8].

L'obésité se définit comme une accumulation anormale ou excessive de graisse corporelle qui représente un risque pour la santé [9]. L'indice de masse corporelle (IMC) est une mesure simple pour estimer l'obésité chez l'adulte. Il correspond au poids (kg) divisé par la taille au carré (m²) [10].

En 2012, près de 15% de la population adulte en France était obèse. D'après l'étude Obépi-Roche, la prévalence de l'obésité chez les adultes français (de 18 ans et plus) était de l'ordre de 14,5% en 2009. La prévalence de l'obésité était plus élevée chez les femmes (15,7%) que chez les hommes (14,3%) [11].

Dans le domaine de la périnatalité en France, 17,3% des femmes enceintes en 2010 étaient en surpoids et 9,9% obèses, alors que les pourcentages étaient respectivement de 15,4% et 7,5% en 2003 [1]. Le taux grandissant d'obésité étant un problème majeur de santé publique, de nombreuses études se sont intéressées aux effets de l'obésité sur la grossesse, le travail et l'accouchement. Les grossesses chez les femmes obèses sont associées à des pathologies telles que l'hypertension artérielle (HTA), la pré-éclampsie (PE), le diabète gestationnel (DG), la macrosomie ou encore le dépassement de terme [12].

On retrouve aussi des complications obstétricales importantes avec un travail plus long conduisant à l'épuisement maternel et à une augmentation du taux de césariennes chez les patientes obèses (Odds Ratio de 2 à 3 selon les études) [13] [14] [15] [16].

Notre étude vise à rechercher les associations et facteurs de risque entre l'échec du déclenchement et l'IMC dans une population de femmes ayant bénéficié d'un déclenchement artificiel du travail.

L'objectif principal de cette étude était de rechercher l'influence de l'IMC sur l'issue du déclenchement (entrée ou non en phase active du travail).

Les deux objectifs secondaires étaient, pour le premier, de rechercher s'il existe une corrélation entre l'IMC et la durée du travail à la suite du déclenchement (déclenchement par Propess® et déclenchement par Syntocinon®).

Et pour le deuxième, de rechercher s'il existait des facteurs de risque qui pouvaient influencer l'issue du déclenchement de notre population.

III. MATÉRIEL ET MÉTHODE

1. TYPE D'ÉTUDE

Il s'agit d'une étude de cohorte rétrospective, descriptive et monocentrique, réalisée sur une population de femmes ayant bénéficié d'un déclenchement artificiel du travail.

Notre étude a été menée à l'Hôpital Couple Enfant (HCE) dépendant du Centre Hospitalier Universitaire Grenoble Alpes (CHUGA), maternité de niveau trois.

2. POPULATION D'ÉTUDE

Les patientes ont été recrutées sur une période de trois ans, du 1^{er} mai 2012 au 4 mai 2015 inclus. Lors de cette période d'inclusion, toutes les femmes ayant bénéficié d'un déclenchement artificiel du travail ont été évaluées pour éligibilité.

Ont été éligibles les femmes avec un âge supérieur ou égal à 18 ans, présentant une grossesse unique en présentation céphalique, et dont le terme était supérieur ou égal à 37 semaines d'aménorrhée (SA).

Ont été exclues les patientes déclenchées pour mort fœtale in utéro (MFIU) ou interruption médicale de grossesse (IMG), les grossesses multiples, les présentations autres que céphaliques, les pathologies fœtales nécessitant une prise en charge pédiatrique à la naissance et les patientes ayant un antécédent d'utérus cicatriciel.

Ont également été exclues les femmes présentant une insuffisance pondérale, c'est-à-dire un IMC inférieur à 18,5 kg/m², et celles présentant une obésité « super-morbide », c'est-à-dire un IMC supérieur à 50 kg/m² (selon les normes de l'Organisation Mondiale de la Santé, OMS, en vigueur).

Par ailleurs, les patientes dont le dossier était incomplet à cause d'une donnée manquante et celles dont l'IMC n'était pas retrouvé en début de grossesse ont également été exclues.

3. RECUEIL DE DONNÉES

Notre objectif principal était de rechercher l'influence de l'IMC sur l'issue du déclenchement, le critère de jugement principal était l'entrée en phase active du travail. L'échec de déclenchement a été défini comme l'absence d'entrée en phase active du travail. Ce qui correspondait à un col effacé et dilaté à 3 cm, après 12 heures de contractions utérines régulières ou après un déclenchement par Syntocinon® à dose adaptée, permettant d'obtenir trois à quatre contractions utérines par dix minutes, avec membranes rompues [5] [17] [18].

Notre objectif secondaire était de rechercher s'il existait une corrélation entre l'IMC et la durée du travail à la suite du déclenchement, le critère de jugement secondaire était la durée du travail.

La population a été étudiée à partir des données recueillies dans le Dossier Médical Obstétrical (DMO) des patientes suivies à l'HCE.

Le recueil de données a été réalisé à la suite de trois requêtes successives de dossiers sur le mode du début de travail, permettant de récupérer toutes les patientes ayant eu un déclenchement artificiel du travail par Syntocinon®, par Propess®, ainsi que par prostaglandines.

Au total, 2075 dossiers ont été récupérés et analysés en vue d'une éligibilité dans notre étude.

Après l'exclusion de 607 dossiers, les informations ont été collectées dans un tableau de recueil standardisé pour les 1468 dossiers de notre étude.

Les critères étudiés comprenaient les caractéristiques maternelles et celles de la grossesse, les caractéristiques du déclenchement et de l'accouchement, ainsi que les caractéristiques du nouveau-né.

Variables recueillies dans le DMO :

-Caractéristiques maternelles : l'âge, la parité et l'IMC en début de grossesse comme variables quantitatives.

-Caractéristiques de la grossesse : la prise de poids pendant la grossesse comme variable quantitative. La présence de pathologies (hypertension artérielle, diabète gestationnel, ou autres) ou son absence comme variable qualitative.

-Caractéristiques du déclenchement : le mode de déclenchement et son indication comme variables qualitatives. Le terme, l'heure du déclenchement et le score de Bishop au début de déclenchement comme variables quantitatives. Le score de Bishop a été soit trouvé directement, soit calculé à partir des données recueillies dans le DMO. Dans le cas de donnée manquante, celle-ci était cotée 0 pour le calcul du score. Si plusieurs données manquaient, le dossier était considéré comme incomplet et donc exclus.

-Caractéristiques de l'accouchement : la durée du travail et l'heure d'accouchement comme variables quantitatives. Le mode d'accouchement et l'indication médicale dans le cas d'une césarienne comme variables qualitatives.

-Caractéristique du nouveau-né : le poids de naissance comme variable quantitative.

Variable discriminée à partir d'une définition de la littérature :

-L'entrée en phase active du travail comme variable qualitative, dont la définition a été choisie à partir des données de la littérature [5] [17] [18].

4. ANALYSES STATISTIQUES

a) Caractéristiques de l'échantillon

Les variables qualitatives ont été décrites par l'effectif (n) et la proportion (%). Les variables quantitatives continues ont été décrites par la moyenne (m) et l'écart type (e.t.) ou par la médiane et l'intervalle inter quartile (EIQ, entre les 25-75^{ème} percentiles) en cas d'écart de distribution à la normale. Le seuil de significativité a été placé à 5% et les analyses statistiques ont été réalisées à l'aide du logiciel Statview.

Les comparaisons ont été effectuées à l'aide d'un test de Student pour les variables quantitatives continues de distribution normale. Pour les variables quantitatives continues dont la distribution ne respectait pas la loi normale, un test de Mann-Whitney a été utilisé. Pour les variables qualitatives, les comparaisons ont été effectuées à l'aide d'un test du Khi deux.

b) Recherche de l'influence de l'IMC sur l'issue du déclenchement

Un test de Mann-Whitney a été effectué pour rechercher l'influence d'une variable quantitative continue, décrite par la médiane et l'espace interquartile, sur une variable qualitative binaire.

c) Recherche de l'association entre l'IMC et la durée du travail à la suite du déclenchement

Le test de corrélation nous a permis de rechercher l'association entre deux variables quantitatives continues (x et y). La corrélation était décrite par la fonction suivante :

$$y = \alpha + \beta x$$

Nous avons recherché l'association entre l'IMC et la durée du travail à la suite du déclenchement avec $x = \text{IMC}$ et $y = \text{durée du travail}$.

Ce test permet d'obtenir un coefficient de corrélation (noté r) dont la valeur absolue est comprise entre 0 et 1, 1 indiquant une relation parfaitement linéaire et 0 l'absence de relation linéaire. En général, à moins que la valeur absolue de la corrélation soit supérieure à 0,5, la relation entre les deux variables n'est probablement que faiblement corrélée. De plus, lorsque deux variables ne sont pas corrélées, il est probable que la valeur 0 soit incluse dans l'intervalle de confiance à 95% (IC à 95%).

d) Recherche des facteurs de risques influençant le déclenchement

Le deuxième objectif secondaire était de rechercher les facteurs de risques de notre population pouvant influencer l'issue du déclenchement.

Dans un premier temps, une régression logistique univariée de type $Y = f(X, \alpha)$ a été effectuée pour rechercher l'association entre une variable qualitative binaire (Y) et une variable quantitative catégorielle (X).

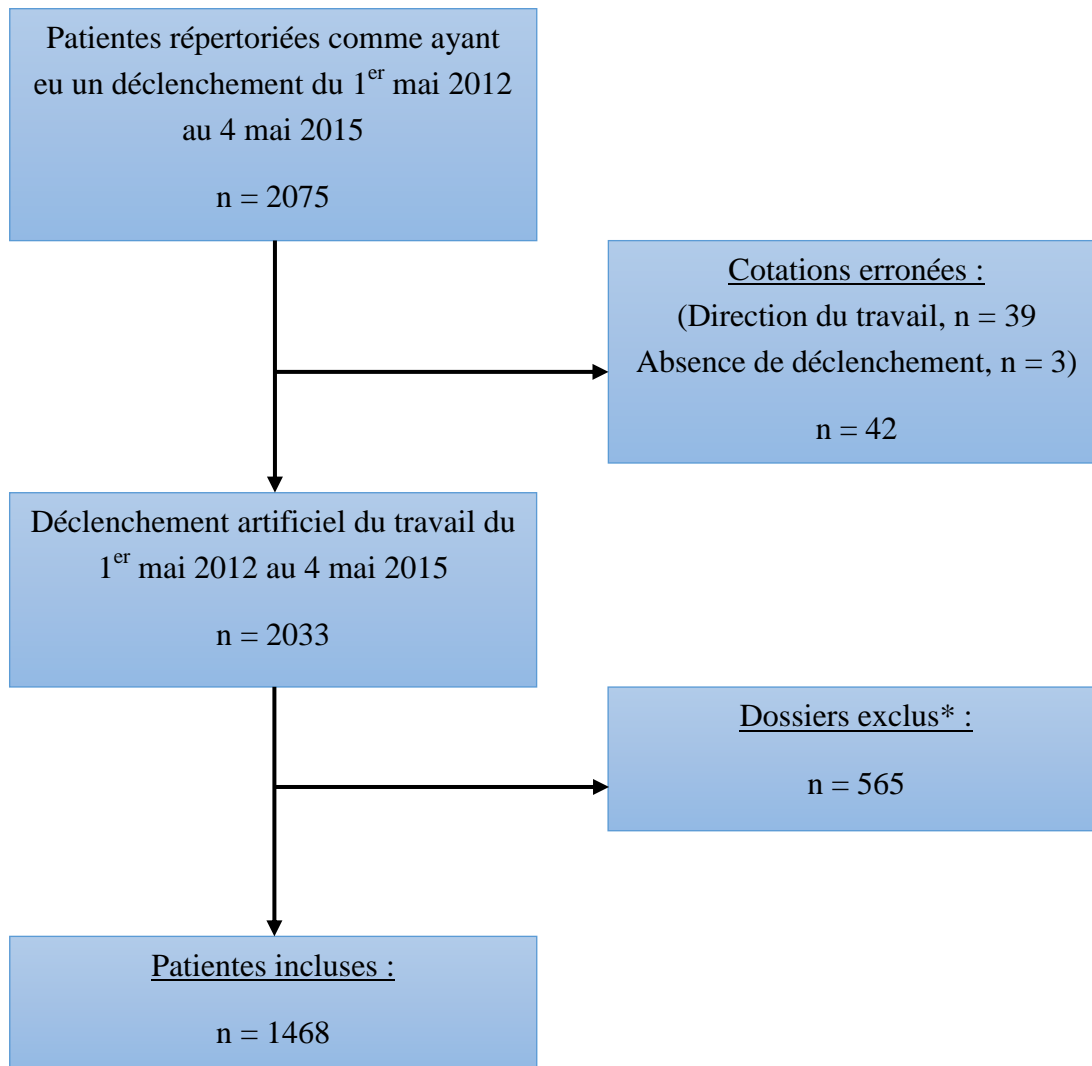
La variable dépendante, Y , représentait la variable binaire échec de déclenchement : oui ou non, et la variable indépendante, X , représentait l'IMC en catégories car l'IMC en continu ne respectait pas la condition de log linéarité.

Puis dans un deuxième temps nous avons réalisé une régression logistique multiple.

Les différents facteurs de risque étudiés en analyse multivariée étaient la parité, le score de Bishop, la durée du travail et le poids de naissance du nouveau-né.

IV. RÉSULTATS

1. DIAGRAMME D'INCLUSION



**Dossiers exclus : dossiers incomplets, n = 64 ; terme < 37 SA, n = 130 ; IMC < 18,5 kg/m² et > 50 kg/m², n = 121 ; âge < 18 ans, n = 17 ; utérus cicatriciel, n = 111 ; MFIU / IMG, n = 6 ; prise en charge pédiatrique, n = 57 ; grossesse gémellaire, n = 52 ; présentation autre que céphalique, n = 7.*

Figure 1 : Diagramme d'inclusion des patients déclenchées du 1^{er} mai 2012 au 4 mai 2015

Pour tous les tableaux, les résultats ont été arrondis au dixième près, sauf pour le poids de naissance du nouveau-né.

2. DESCRIPTION DE L'ÉCHANTILLON

Tableau I : Issue du déclenchement

	Échec	Succès	Total
Effectif	n = 71	n = 1397	n = 1468
Pourcentage	4,8%	95,2%	100%

Sur 1468 patientes, seules 4,8% des patientes (soit 71 patientes) ont présenté un échec du déclenchement. Le déclenchement a été un succès pour la grande majorité des patientes (95,2% des cas, soit 1397 patientes).

L'échec du déclenchement a constitué le groupe échec tandis que le succès du déclenchement a constitué le groupe succès.

Les médicaments utilisés dans ces deux groupes sont décrits dans la figure 2.

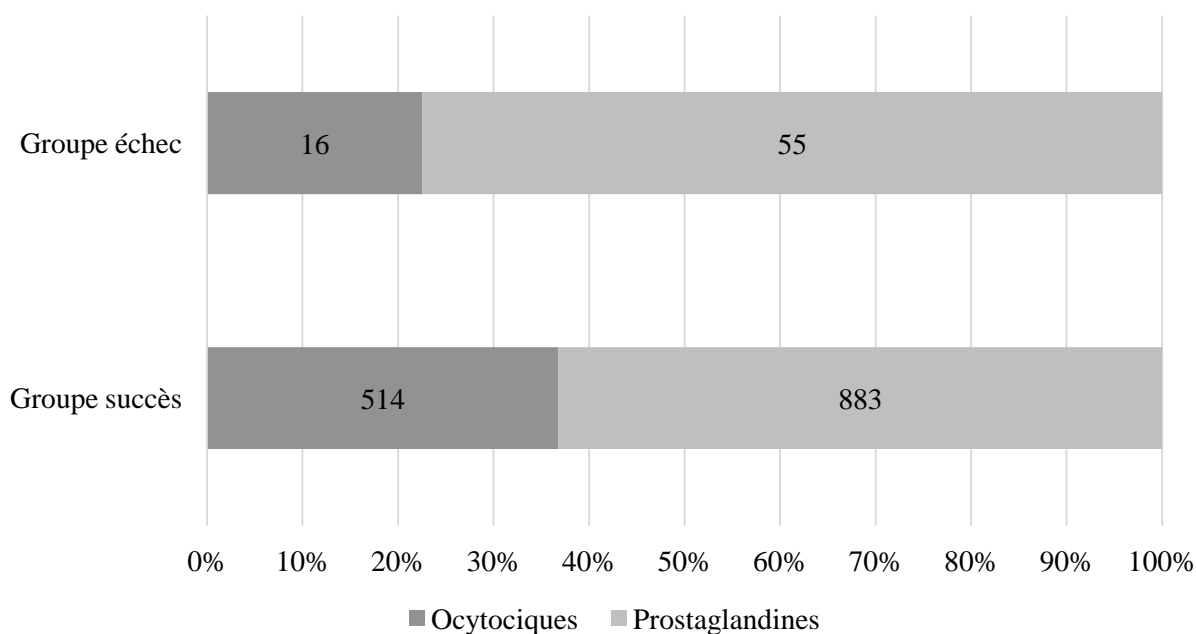


Figure 2 : Médicaments utilisés pour le déclenchement dans les groupes échec et succès

Tableau II : Caractéristiques maternelles et caractéristique néonatale de l'échantillon de patientes déclenchées du 1^{er} mai 2012 au 4 mai 2015

	Groupe échec n = 71	Groupe succès n = 1397	Total n = 1468	Significativité p
<u>Caractéristiques maternelles :</u>				
IMC en kg/m ² (médiane, EIQ)	24,5 (21,5-26,3)	23,6 (21,2-27,8)	23,7 (21,2-27,7)	NS
Age en années (m, e.t.)	29,8 (5,4)	30,2 (5,4)	30,1 (5,4)	NS
Terme en SA (m, e.t.)	39,8 (1,4)	39,8 (1,4)	39,8 (1,4)	NS
Parité (n, %)				<0,0001¹
– Nulliparité	60 (84,5)	759 (54,3)	819 (55,8)	
– Primiparité	8 (11,3)	351 (25,1)	359 (24,5)	
– Multiparité	3 (4,2)	287 (20,6)	290 (19,7)	
Prise de poids en kilogrammes (m, e.t.)	13,3 (7,4)	12,5 (5,9)	12,5 (6,0)	NS
Score de Bishop (m, e.t.)				
– Propess®	2,8 (1,2)	3,3 (1,4)	3,3 (1,4)	<0,05²
– Syntocinon®	4,8 (1,9)	6,1 (1,3)	6,0 (1,3)	0,0002²
Pathologies de la grossesse (n, %)				
– DG	17 (23,9)	310 (22,2)	327 (22,3)	<0,05¹
– HTA	7 (9,9)	127 (9,1)	134 (9,1)	NS
– Absence	31 (43,7)	834 (59,7)	865 (58,9)	<0,05¹
– Autres	23 (32,4)	239 (17,1)	262 (17,8)	NS
<u>Caractéristique néonatale :</u>				
Poids de naissance en grammes (m, e.t.)	3246 (566)	3366 (472)	3360 (476)	<0,05²

¹ significativité obtenue par test du Khi deux. ² significativité obtenue par test de Student.

NS non significatif.

Dans le tableau II, sont rassemblées les caractéristiques maternelles et la caractéristique néonatale de notre échantillon. Ci-dessous, nous avons détaillé séparément les caractéristiques des groupes échec et succès.

En ce qui concerne les caractéristiques maternelles :

Dans le groupe échec, 84,5% des patientes étaient nullipares. En ce qui concerne le groupe succès, 54,3% des patientes étaient nullipares, 25,1% des patientes étaient primipares et 20,6% des patientes étaient multipares. La différence de parité était statistiquement significative entre nos deux groupes ($p < 0,0001$).

Lorsque le déclenchement a été réalisé par Propess®, il existait une différence statistiquement significative de la moyenne du score de Bishop entre les deux groupes ($p < 0,05$). Lorsque le déclenchement a été réalisé par Syntocinon®, il existait également une différence statistiquement significative de la moyenne du score de Bishop entre les deux groupes ($p = 0,0002$).

Concernant l'absence de pathologie maternelle pendant la grossesse, nous avons retrouvé une différence statistiquement significative entre le groupe échec et le groupe succès ($p < 0,05$). Il existait une différence statistiquement significative entre nos deux groupes concernant la présence de diabète gestationnel chez les patientes ($p < 0,05$).

Nous n'avons pas retrouvé de différence statistiquement significative en ce qui concerne les médianes des IMC de nos deux groupes (24,5 kg/m² dans le groupe échec contre 23,6 kg/m² dans le groupe succès).

L'âge maternel (29,8 vs 30,2 ans), le terme (39,8 SA), la prise de poids (13,3 vs 12,5 kg), la présence d'HTA (9,9% vs 9,1%) ou la présence d'autres pathologies maternelles (32,4% vs 17,1%), n'étaient pas comparables statistiquement (p non significatif).

En ce qui concerne la caractéristique néonatale :

La différence de poids de naissance était statistiquement significative entre le groupe échec et le groupe succès ($p = 0,0393$).

Tableau III : Caractéristiques du déclenchement de l'échantillon de patientes déclenchées du 1^{er} mai 2012 au 4 mai 2015

	Groupe échec n = 71	Groupe succès n = 1397	Total n = 1468	Significativité p
Indication de déclenchement (n, %) :				<0,05¹
– RPM	14 (19,7)	426 (30,5)	440 (30,0)	
– Terme	7 (9,8)	171 (12,2)	178 (12,1)	
– Diabète	10 (14,1)	194 (13,9)	204 (13,9)	
– ARCF	20 (28,2)	204 (14,6)	224 (15,3)	
– Pathologie vasculo-placentaire et autres	20 (28,2)*	402 (28,8)*	422 (28,7)	
Durée du travail en minutes (médiane, EIQ) :				NS
– Propess®	175,0 (93,5-524)	305,0 (163-497,5)	302,0 (157-497)	
– Syntocinon®	462,5 (320,3-537,5)	346,0 (227,5-492,8)	348,0 (229-497)	
Mode d'accouchement (n, %) :				<0,0001¹
– AVB spontanée	0 (0)	854 (61,1)	854 (58,2)	
– AVB instrumentale	0 (0)	257 (18,4)	257 (17,5)	
– Césarienne	71 (100)	286 (20,5)	357 (24,3)	
Motif de la césarienne (n, %) :				
– ARCF isolées	0 (0)	120 (42,0)	120 (33,6)	
– Stagnation de la dilatation ou non progression	28 (39,4)	113 (39,5)	141 (39,5)	
– Stagnation de la dilatation ou non progression et ARCF	43 (60,6)	48 (16,8)	91 (25,5)	
– Autres	0 (0)	5 (1,7)	5 (1,4)	

¹ significativité obtenue par test du Khi deux.

AVB Accouchement par Voie Basse.

** Sur les 20 patientes (28,2%) du groupe échec, 8 (11,3%) indications correspondaient à une pathologie vasculo-placentaire et 12 (16,9%) à d'autres indications du déclenchement.*

Sur les 4025 patientes (28,8%) du groupe succès, 79 (5,7%) indications correspondaient à une pathologie vasculo-placentaire et 323 (23,1%) à d'autres indications du déclenchement.

Les caractéristiques du déclenchement ainsi que du mode d'accouchement des patientes sont décrites dans le tableau III.

Concernant les indications maternelles de déclenchement :

Dans le groupe échec, la majorité des patientes (28,2%) ont été déclenchées pour des anomalies du rythme cardiaque fœtal isolées (ARCF), 19,7% ont été déclenchées pour RPM et 16,9% pour d'autres indications que celles citées dans le tableau.

Dans le groupe succès, la majorité des patientes (30,5%) ont été déclenchées pour RPM, 23,1% des patientes ont été déclenchées pour d'autres indications que celles citées dans le tableau et 14,6% pour des ARCF isolées.

On retrouve une différence statistiquement significative entre ces deux groupes ($p < 0,05$).

Concernant le mode d'accouchement :

Dans le groupe échec, toutes les patientes (100%) ont eu une césarienne.

Dans le groupe succès, 61,1% des naissances ont eu lieu par voie basse spontanée, 20,5% par césarienne et 18,4% par voie basse instrumentale.

Nous avons retrouvé une différence statistiquement significative entre les deux groupes concernant le mode d'accouchement ($p < 0,0001$).

Concernant la durée du travail à la suite du déclenchement :

On ne retrouve pas de différence statistiquement significative entre nos deux groupes. Pour les déclenchements par Propess®, la médiane de la durée du travail était de 175 minutes pour le groupe échec contre 305 minutes pour le groupe succès. Concernant les déclenchements par Syntocinon®, la médiane de la durée du travail était de 462,5 minutes pour le groupe échec contre 346 minutes pour le groupe succès.

Concernant le motif de la césarienne :

Dans le groupe échec, 60,6% des césariennes ont eu lieu pour une absence d'entrée en phase active du travail et la présence d'ARCF, et 39,4% pour une absence d'entrée en phase active du travail.

Dans le groupe succès, 1,7% des naissances par césarienne étaient dues à d'autres causes telles que l'hématome rétro-placentaire (HRP) ou la procidence du cordon.

3. INFLUENCE DE L'IMC SUR L'ISSUE DU DÉCLENCHEMENT

Il n'y a pas de différence statistiquement significative de l'IMC entre le groupe échec et le groupe succès ($p = 0,2383$).

4. CORRELATION ENTRE IMC ET DUREE DU TRAVAIL A LA SUITE DU DECLENCHEMENT

Nous avons recherché l'association entre l'IMC et la durée du travail à la suite du déclenchement avec $x = \text{IMC}$ et $y = \text{durée du travail}$.

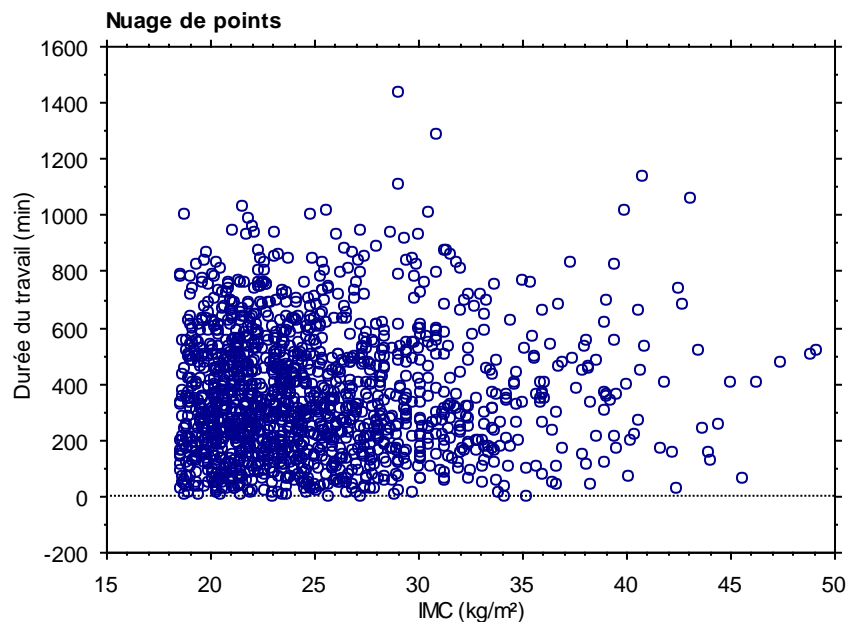


Figure 3 : Durée du travail en fonction de l'IMC de début de grossesse

Le coefficient de corrélation r était égal à 0,036 avec une $p = 0,1739$ et un IC 95% à $[-0,016 ; 0,087]$. Il n'y avait pas d'association statistiquement significative entre l'IMC et la durée du travail.

5. FACTEURS DE RISQUE INFLUENÇANT LE DÉCLENCHEMENT :
RÉGRESSIONS LOGISTIQUES UNIVARIÉE ET MULTIVARIÉE

Tableau IV : Odds ratio et intervalles de confiance en analyses univariée et multivariée

L'OR brut correspond à l'odds ratio de l'analyse univariée tandis que l'OR ajusté correspond à celui de l'analyse multivariée.

	OR brut	IC à 95%	p-value	OR ajusté*	IC à 95%*	p-value*
IMC			0,2351			0,1343
Surpoids	1,418	[0,823-2,442]		1,598	[0,913-2,799]	
Obésité modérée	0,547	[0,193-1,551]		0,647	[0,225-1,865]	
Obésité sévère	1,136	[0,341-3,786]		1,524	[0,443-5,243]	
Obésité morbide	2,650	[0,766-9,171]		3,938	[1,055-14,700]	

* Ajusté sur la parité, le score de Bishop, la durée du travail et le poids de naissance du nouveau-né.

En analyse univariée, la régression logistique ne montrait pas d'association statistiquement significative entre l'IMC et l'échec du déclenchement ($p = 0,2351$).

En analyse multivariée, la régression logistique que nous avons effectuée montrait une association statistiquement significative :

-Entre les échecs du déclenchement et la parité ($p < 0,0001$). Plus la parité augmentait et plus le risque d'échec du déclenchement était faible (OR = 0,323 et IC à 95% [0,192-0,545]).

-Entre les échecs du déclenchement et le score de Bishop ($p = 0,0003$). Plus le score de Bishop augmentait et plus le risque d'échec du déclenchement était faible (OR = 0,770 et IC à 95% [0,669-0,887]).

La régression ne montrait pas d'association statistiquement significative entre l'échec du déclenchement et l'IMC ($p = 0,1343$), entre l'échec du déclenchement et le poids de naissance des nouveau-nés ($p = 0,4944$ et OR = 1,000 ; IC à 95% [0,999-1,000]), et entre l'échec du déclenchement et la durée du travail ($p = 0,0073$ et OR = 0,998 ; IC à 95% [0,997-1,000]).

V. DISCUSSION

1. LIMITES DE L'ÉTUDE

a) Biais de sélection et d'échantillonnage

La population étudiée n'est pas représentative de la population générale des femmes enceintes déclenchées en France. En effet, la maternité du CHU Grenoble Alpes est une maternité de niveau 3, ce qui majore la proportion de pathologies maternelles et fœtales ainsi que d'éventuelles complications. Ainsi la proportion de pathologies maternelles est surement majorée dans notre étude, pouvant engendrer un taux de césarienne également majoré. Cela constitue un biais d'échantillonnage et nos résultats ne sont pas généralisables à la population générale.

b) Biais de mesure

Le biais est celui d'information. Notre recueil de données a été réalisé sur le DMO des patientes et de manière rétrospective. Un biais de mesure pourrait être présent devant un manque d'informations consignées dans les dossiers. Ainsi l'absence de variables pourrait entraîner une sous-estimation de nos résultats. En effet, lorsqu'une valeur du score de Bishop était manquante elle était comptée comme nulle, sous-estimant ainsi la valeur totale du score de Bishop.

c) Biais de confusion

Nous avons choisi de définir l'échec de déclenchement comme étant l'absence d'entrée en phase active du travail (col effacé et dilaté à 3 cm), après 12 heures de contractions utérines régulières ou après déclenchement par Syntocinon® à dose adaptée, permettant d'obtenir trois à quatre contractions utérines par dix minutes, avec membranes rompues [5] [17] [18]. Cette définition est celle employée dans le service pour définir l'échec du déclenchement.

Il existe d'autres définitions dans la littérature, ce qui peut amener à modifier les pratiques obstétricales et les résultats de notre étude. En effet, pour certaines études, toute césarienne survenue après un déclenchement artificiel du travail constitue un échec du déclenchement. Notre définition peut sans doute sous-estimer le nombre d'échec du déclenchement.

2. RÉSULTATS

a) Caractéristiques de l'échantillon

Nous avons recueilli 2075 dossiers sur les 9000 accouchements au total sur ces trois années. Le taux de déclenchement de notre étude était de 23,1%. Cette proportion est en accord avec la littérature, où l'on retrouve un taux de déclenchement de 22,7% au niveau national et 23,2% en région Auvergne-Rhône-Alpes [1].

Dans notre étude 4,8% des patientes ont présenté un échec du déclenchement. Ce résultat a été surprenant puisque notre pratique nous avait donné l'impression d'une plus grande proportion d'échec du déclenchement, motivant notamment la réalisation de cette étude. Ce taux d'échec est inférieur à la proportion retrouvée dans la littérature, où les taux varient entre 10 et 30% [3] [4] [5] [6]. La définition retenue pour définir l'échec du déclenchement a pu sous-estimer la proportion d'échec du déclenchement dans notre population. Si nous rajoutons le nombre de césariennes effectuées dans le groupe succès pour stagnation de la dilatation ou non progression fœtale, nous obtenons 113 échecs du déclenchement en plus, soit un total de 184 échecs amenant à une proportion de 12,5% d'échec du déclenchement. Ce pourcentage serait plus compatible avec la bibliographie et nos impressions. Malgré tout, les critères retenus dans notre définition sont ceux actuellement utilisés dans notre unité, les rendant selon nous plus adaptés à la définition de l'échec du déclenchement.

Les résultats de notre étude montrent que la nulliparité est un facteur de risque d'échec du déclenchement (84,5% des patientes étaient nullipares dans le groupe échec contre 54,3% de patientes nullipares dans le groupe succès, $p < 0,0001$). Nos résultats sont en accord avec ceux de la littérature et notamment avec l'étude de Thorsell et al. [19] qui rapportait un odds ratio de 3,34 (IC à 95% [2,77-4,04] ; $p = 0,023$) de césarienne chez les femmes nullipares ayant été déclenchées par rapport aux femmes nullipares dont le travail était spontané. Cette donnée est importante à prendre en compte dans nos pratiques lorsque l'indication de déclenchement est réfléchie puis posée.

Dans notre étude, les moyennes des scores de Bishop des patientes déclenchées par Propess® présentaient une différence statistiquement significative (2,8 dans le groupe échec, 3,3 dans le groupe succès, $p < 0,05$). Les moyennes des scores de Bishop des patientes déclenchées par Syntocinon® présentaient également une différence statistiquement significative ($p = 0,0002$).

Par ailleurs dans notre étude, la moyenne du score de Bishop lors d'un déclenchement par Syntocinon® était à 4,8 dans le groupe échec de déclenchement et à 6,1 dans le groupe succès de déclenchement. Ces résultats ne sont pas en accord avec les recommandations de la HAS pour le déclenchement artificiel du travail [2]. D'après les recommandations établies en 2008, l'utilisation d'ocytocine (Syntocinon®) doit être réservée aux conditions locales favorables (score de Bishop supérieur ou égal à sept). De plus, dans la littérature il a été démontré qu'un score de Bishop défavorable était un facteur de risque d'échec du déclenchement [7] [8].

Toutefois, ces résultats sont à relativiser. Notre étude rapporte 16 cas d'échec à la suite d'un déclenchement par Syntocinon® (soit 22,5% des échecs).

Parmi ces 16 cas, sept patientes (soit 43,7%) présentaient un score de Bishop supérieur ou égal à 6 au début du déclenchement. Il n'existe pas de consensus sur le degré de maturation du col lorsque le score de Bishop est égal à 6. Certains le considèrent comme défavorable en suivant les recommandations de la HAS, d'autres le considèrent comme favorable pour un déclenchement par ocytocine. Six autres patientes étaient déclenchées pour ARCF. Cette indication nous semble peu discutable car nous ne pouvons pas déclencher par prostaglandines les patientes présentant des ARCF. Par contre, les trois autres patientes étaient déclenchées pour RPM avec un score de Bishop respectivement à 2, à 4 et à 4, toutes étaient nullipares. Ces dernières indications de déclenchement par ocytocine ne nous paraissent pas justifiées et viennent modifier nos résultats. Il nous paraît important de corriger nos pratiques afin de diminuer le taux d'échec du déclenchement.

Une étude menée en 2013, par Petrovic *et al.* [5], sur l'utilisation répétée du dispositif intravaginal de Dinoprostone lors de la maturation cervicale, mettait en évidence une mise en travail et un AVB dans plus de la moitié des cas, sans augmenter la morbidité maternelle ou néonatale. Dans cette étude, 76,6% des patientes avaient un score de Bishop initial très défavorable, compris entre 0 et 3.

Cette pratique clinique est intéressante. Elle permettrait ainsi de limiter les échecs de déclenchement chez les patientes ayant un score de Bishop défavorable, et de ne déclencher par ocytocine, que les patientes avec un score de Bishop favorable.

On observe une proportion plus importante de pathologies maternelles dans le groupe échec que dans le groupe succès, avec une différence statistiquement significative (absence de pathologie dans 43,7% des cas dans le groupe échec vs 59,7% dans le groupe succès, $p < 0,05$).

Notamment, il y a une plus grande proportion de diabète gestationnel dans le groupe échec que dans le groupe succès. Cette différence est également statistiquement significative ($p < 0,05$).

Nos résultats sont en accord avec la littérature et notamment avec ceux de Gopalani et al. [20], qui rapportaient un OR de 1,54 (IC à 95% [1,13-2,10]) de césarienne chez les femmes présentant du diabète gestationnel et un OR de 2,81 (IC à 95% [1,44-5,50]) de césarienne chez les femmes ayant un diabète pré-existant. Dans leur étude, l'effet de l'obésité sur le risque de césarienne était indépendant de l'association entre diabète maternel et risque de césarienne. L'une des complications du diabète maternel est la macrosomie fœtale, ce qui peut expliquer un risque d'échec du déclenchement plus important dans cette population.

Dans la littérature, la macrosomie est un facteur de risque d'échec du déclenchement [7]. En effet, comme vu dans nos cours de mécaniques et techniques obstétricales, un nouveau-né macrosome est plus susceptible de provoquer des dystocies qu'un nouveau-né eutrophe. Or dans nos résultats, le poids de naissance du nouveau-né est plus faible dans le groupe échec que dans le groupe succès (3246 vs 3366 g). Une différence statistiquement significative est retrouvée entre nos deux groupes ($p < 0,05$).

L'âge maternel (29,8 vs 30,2 ans), le terme (39,8 SA) et la prise de poids pendant la grossesse (13,3 vs 12,5 kg) sont similaires entre le groupe échec et le groupe succès. Mais ces résultats ne sont pas des facteurs influençant l'issue du déclenchement (p non significatif). Notre résultat est étonnant concernant le terme et l'issue du déclenchement. En effet, plus on avance dans le terme et plus le col est sensé se modifier, le rendant alors plus réceptif au déclenchement.

Dans notre étude, l'indication principale de déclenchement du groupe échec est l'ARCF (28,2%) tandis que dans le groupe succès il s'agit du diabète gestationnel (30,5%). Nous retrouvons une différence statistiquement significative des indications de déclenchement dans nos deux groupes ($p < 0,05$). Cela nous rappelle bien qu'il faut être vigilant devant des ARCF et évaluer la balance bénéfice-risque lorsque l'indication de déclenchement est posée.

On note que la durée du travail, lorsque le déclenchement était initié par Propess®, était plus longue pour le groupe succès (175,0 min vs 305,0 min). Le motif de césarienne du groupe échec le plus fréquent (60,6%) était l'association d'une stagnation de la dilatation ou d'une non progression fœtale et des ARCF. Ce motif peut expliquer une décision de césarienne en urgence plus fréquente, raccourcissant ainsi la durée du travail. A l'inverse, lorsque le déclenchement était initié par Syntocinon®, la durée du travail était plus longue dans le groupe échec (462,5 min vs 346,0 min). En effet, un défaut de passage en phase active rallonge la durée du travail.

b) Influence de l'IMC sur l'issue du déclenchement

L'étude de Wolfe et al. [21] rapportait qu'un IMC supérieur à 30 kg/m² en début de grossesse était un facteur favorisant les échecs de déclenchement (OR 1,99 ; IC à 95% [1,91-2,08]). Dans notre étude, la médiane des IMC du groupe échec du déclenchement est légèrement supérieure à la médiane des IMC du groupe succès du déclenchement. Cependant, l'analyse par le test de Mann-Whitney ne nous permet pas de mettre en évidence une différence statistiquement significative entre nos deux groupes ($p = 0,8985$). Ce résultat pourrait s'expliquer par la faible proportion de patientes obèses dans notre échantillon d'échec du déclenchement (14,1%) tirant ainsi nos résultats vers des classes d'IMC inférieures. En effet dans la littérature, la proportion de femmes obèses déclenchées est plus élevée que dans notre étude (24% dans l'étude de Wolfe *et al.* [21] ou encore 28,4% dans l'étude de Zelig *et al.* [22]).

Deux raisons évoquées dans la littérature pourraient expliquer ces résultats :

La première reprendrait l'histologie et la biologie cellulaire des patientes obèses. Dans leur étude *in vitro*, Zhang *et al.* [14] mettent en évidence que les cellules du tissu myométrial se contractent avec moins d'intensité et moins fréquemment chez les femmes obèses. Moynihan *et al.* [23] ont étudié l'effet de la leptine, hormone peptidique sécrétée par le tissu adipeux. Leur recherche a mis en évidence un effet inhibiteur de la leptine sur la contractilité utérine.

La deuxième raison serait l'influence des autres facteurs de risque d'échec du déclenchement, tels que la parité et le score de Bishop défavorables [13]. En effet, Zelig *et al.* [22] décrivent un effet synergique de la parité et du score de Bishop très défavorable (inférieur à trois) contre les patientes obèses. Ainsi, en cas de nulliparité et de score de Bishop inférieur à 3 associés, le risque d'échec du déclenchement est majoré chez la patiente obèse.

c) Corrélation entre IMC et durée du travail à la suite du déclenchement

L'étude de Zhang *et al.* [14] retrouve un risque plus important de césarienne lorsque la phase latente du travail est longue après déclenchement chez les patientes obèses (OR = 2,26 et IC à 95% [1,22-4,19]). Le prolongement de la phase latente serait dû à une faible contractilité utérine chez ces patientes. Tandis que le risque de césarienne pour les patientes obèses en phase active du travail serait augmenté pour cause de non progression de la présentation malgré une contractilité utérine adéquate, mais sans signification statistique (OR = 1,41 et IC à 95% [0,84-2,37]). Contrairement à la littérature, notre étude ne retrouve pas de corrélation entre l'IMC et la durée du travail à la suite du déclenchement (OR = 0,036 ; IC à 95% [-0,016 – 0,087] et p=0,1739).

d) Recherche des facteurs de risques influençant le déclenchement

En analyse univariée, l'IMC ne représentait pas un facteur de risque d'échec du déclenchement ($p=0,2351$). Nous ne retrouvons pas de linéarité entre les odds ratio des échecs du déclenchement lorsque l'on passe du surpoids à l'obésité (OR = 1,418 pour le surpoids, OR = 0,547 pour l'obésité modérée). Cependant, nous retrouvons une augmentation presque linéaire des échecs de déclenchement en détaillant les catégories d'obésité (obésité modérée : OR = 0,547 et IC à 95% [0,193-1,551] ; obésité sévère : OR = 1,136 et IC à 95% [0,341-3,786] ; obésité morbide : OR = 2,650 et IC à 95% [0,766-9,171]). Il serait intéressant de réaliser la même étude en ne prenant que les catégories de l'obésité, afin de rechercher l'influence de l'obésité sur l'issue du déclenchement. Ainsi nous pourrions peut-être mettre en évidence une augmentation significative du taux d'échec du déclenchement chez les patientes obèses mais aussi un IMC seuil à partir duquel les échecs sont plus importants.

Nous avons réalisé une régression logistique multivariée avec plusieurs variables susceptibles d'influencer l'issue du déclenchement et pouvant agir en synergie.

Ainsi nous avons pu mettre en évidence une association statistiquement significative entre les échecs de déclenchement et la parité (OR = 0,323, IC à 95% [0,192-0,545]) ainsi qu'entre les échecs de déclenchement et le score de Bishop (OR = 0,770 et IC à 95% [0,669-0,887]). La parité et le score de Bishop sont des facteurs protecteurs. Ce qui veut dire que plus la parité ou le score de Bishop augmentent et moins il y a de risque d'échec de déclenchement. Nos résultats rejoignent l'étude de Zelig et al. [22] qui évoque une action synergique du score de Bishop et de la parité chez les patientes obèses. Cette étude décrit plus d'échec de déclenchement chez les patientes nullipares et obèses, dont le score de Bishop est inférieur à 3. Un score de Bishop de 5 serait prédictif d'un succès du déclenchement chez les patientes nullipares, indépendamment de l'IMC maternel.

Dans notre étude, le poids de naissance et la durée du travail n'avaient pas d'influence sur l'issue du déclenchement. Ils ne représentaient pas des facteurs de risque d'échec du déclenchement.

Comme nous l'avons dit précédemment, le taux de nullipare dans le groupe échec était de 84,5%. Tous ces résultats nous montrent que la nulliparité est un facteur de risque très important à prendre en compte lors de la pose d'indication de déclenchement mais aussi dans la prise en charge de la patiente.

Concernant le score de Bishop, il serait intéressant de l'ajuster sur les différents facteurs de risque du déclenchement et notamment sur la parité. Journet *et al.* [24] ont décrit l'utilisation d'un score de Bishop modifié par la parité, auquel s'ajoutent deux points lorsque la patiente a déjà accouché par voie basse. Dans leur étude, le score de Bishop modifié par la parité n'augmentait pas le taux de césarienne pour échec de déclenchement par ocytocine chez la multipare, dont le score modifié était supérieur ou égal à sept. En pratique clinique, ajoutons-nous intuitivement ces deux points au score de Bishop lors du déclenchement d'une multipare ? Cela créerait un biais de mesure et pourrait expliquer les moyennes de score de Bishop des déclenchements par ocytociques (4,8 dans le groupe échec et 6,1 dans le groupe succès) retrouvées dans mon étude. Il serait intéressant de standardiser un score de Bishop modifié sur la parité afin que nos pratiques soient conformes aux protocoles et aux recommandations.

Cela permettrait d'améliorer notre pratique concernant les déclenchements des femmes et de diminuer les échecs de déclenchement.

VI. CONCLUSION

Notre étude recherchait l'impact de l'IMC sur l'issue du déclenchement et n'a pas démontré l'existence de cet impact dans notre population. Cependant, la régression logistique tend à montrer une association linéaire de l'échec du déclenchement entre les différentes catégories de l'obésité. Il serait intéressant de rechercher l'influence de l'obésité sur l'issue du déclenchement. Ainsi nous pourrions peut-être mettre en évidence une augmentation significative du taux d'échec du déclenchement chez les patientes obèses mais aussi un IMC seuil à partir duquel les échecs sont plus importants.

La parité est un facteur pronostique important pour évaluer le succès du déclenchement artificiel du travail. Même si chaque indication de déclenchement est bien pesée par les équipes obstétricales, l'intérêt d'un déclenchement chez les patientes nullipares l'est encore plus. La parité devrait être prise en compte dans la pose d'indication de déclenchement et dans le choix de la méthode utilisée.

Aujourd'hui, seul le score de Bishop est considéré pour le choix de la méthode de déclenchement utilisé.

En pratique il serait intéressant d'utiliser un score de Bishop modifié par la parité. Cela prendrait en compte ces deux facteurs de risque importants, dans le but de diminuer les échecs du déclenchement.

Il serait également intéressant d'étudier en pratique l'utilisation répétée du dispositif intravaginal de Dinoprostone lors de la maturation cervicale. Cette pratique avait été évaluée dans l'étude de Journet et al. [24], qui utilisait un deuxième dispositif intravaginal de Dinoprostone chez les patientes dont le score de Bishop était toujours défavorable (inférieur ou égal à 6) 24 heures après la pose du premier dispositif. L'étude ne retrouvait pas d'augmentation de la morbidité maternelle et néonatale. Afin d'évaluer cette pratique, il serait également intéressant de comparer le déclenchement par un deuxième dispositif de Dinoprostone avec le déclenchement par ocytoïne associé à l'amniotomie sur un col défavorable après la pose d'un premier dispositif de Dinoprostone.

Cette étude permettrait ainsi de limiter les échecs de déclenchement chez les patientes ayant un score de Bishop défavorable, et de ne déclencher par ocytocine, que les patientes avec un score de Bishop favorable.

VII. RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

[1] Blondel B, Kermarrec M. Enquête Nationale Périnatale 2010. Les naissances en 2010 et leur évolution depuis 2003. Unité de Recherche Epidémiologique en Santé Périnatale et Santé des Femmes et des Enfants, INSERM - U. 953 [en ligne]. Mai 2011. Disponible sur : sante.gouv.fr (*pages 19-30*).

[2] Haute Autorité de Santé. Recommandations des bonnes pratiques Déclenchement artificiel du travail à partir de 37 semaines d'aménorrhée. 4 Méthodes de déclenchement p7 (en ligne). Disponible sur : http://www.has-sante.fr/portail/upload/docs/application/pdf/declenchement_artificiel_du_travail_-_recommandations.pdf

[3] Mazouni C, Provensal M, Ménard J-P, Heckenroth H, Guidicelli B, Gamberre M, et al. Utilisation du dispositif vaginal Propess® dans le déclenchement du travail, efficacité et innocuité. *GynecolObstet&Fert* 2006 ; 34 : 489-492.

[4] Gallot D, De Lapasse C, Houle C, Sapin V, Laurichesse-Delmas H, Saulnier J-P, et al. Pronostic obstétrical du déclenchement artificiel du travail au-delà de 41 semaines d'aménorrhée en fonction de la réponse à la mifépristone. *GynecolObstet&Fert* 2004 : 32 ; 708-712.

[5] Petrovic Barbitch M, Gnisci A, Marcelli M, Capelle M, Guidicelli B, Cravello L et al. Maturation cervicale à terme par utilisation répétée du dispositif intravaginal de dinoprostone. *GynécoObst& Fert* 2013; 41 : 346-350.

[6] Peregrine E, O'Brien P, Omar R, Jauniaux E. Clinical and ultrasound parameters to predict the risk of cesarean delivery after induction of labor. *ObstetGynecol* 2006; 107: 227-33.

- [7] Pevzner L, Rayburn WF, Rumney P, Wing DA. Factors predicting successful labor induction with dinoprostone and misoprostol vaginal inserts. *ObstetGynecol* 2009; 114 (2 Pt 1): 261-7.
- [8] Journet D, Gaucherand P, Doret M. Score de Bishop modifié par la parité pour le déclenchement du travail à terme : une étude rétrospective. *J GynecolObstet et BiolReprod* 2012 ; 41 : 339-345.
- [9] Organisation Mondiale de la Santé. Obésité et surpoids. Aide-mémoire N°311 (en ligne). Janvier 2015. Disponible sur <http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs311/fr/>
- [10] Haute Autorité de Santé. Recommandations des bonnes pratiques Grossesses à risque : orientation des femmes enceintes entre les maternités en vue de l'accouchement. 7.20 Obésité et grossesse p28 (en ligne). Disponible sur http://www.has-sante.fr/portail/upload/docs/application/pdf/2010-04/grossesses_a_risque_-_recommandations.pdf
- [11] Institut National de la Santé Et de la Recherche Médicale, Kantar Health, Roche. Enquête épidémiologique nationale sur le surpoids et l'obésité. 2012. : p16 (en ligne). Disponible sur : http://www.roche.fr/content/dam/roche_france/fr_FR/doc/obepi_2012.pdf
- [12] Bhattacharya B, Campbell D M, Liston W A, Bhattacharya S. Effect of body mass index on pregnancy outcomes in nulliparous women delivering singleton babies. *BMC Public Health* (en ligne). 2007; 7:168. Disponible sur: <http://bmcpublichealth.biomedcentral.com/articles/10.1186/1471-2458-7-168>
- [13] Jensen H, Ole Agger A, Leisgaard Rasmussen K. The influence of prepregnancy body mass index on labor complications. *Acta Obstet Gynecol Scand* 1999; 78: 799-802.
- [14] Zhang J, Bricker L, Wray S, Quenby S. Poor uterine contractility in obese women. *BJOG* 2007;114:343-8.

- [15] Weiss JL, Malone FD, Emig D, Ball RH, Nyburgh DA, Comstock CH, et al. Obesity, obstetric complications and cesarean delivery rate in a population-based screening study. *Am J Obstet Gynecol* 2004; 190:1091-7.
- [16] Lynch CM, Sexton D, Hession M, Morrison JJ. Obesity and multigravidity in a European obstetric population. *J Soc Gynecol Investig* 2004; 12:223A.
- [17] Bartha JL, Comino-Delgado R, Garcia-Benasach F, Martinez-Del-Fresno P, Moreno-Corral LJ. Oral misoprostol and intracervical dinoprostone for cervical ripening and labor induction: a randomized comparison. *Obstet Gynecol* 2000; 96: 465-9.
- [18] Pevzner L, Powers B, Rayburn W, Rumney P, Wing D. Effects of maternal obesity on duration and outcomes of prostaglandin cervical ripening and labor induction. *Obstet Gynecol* 2009 ; 114-6; 1315-1320.
- [19] Thorsell M, Lyrena S, Andolf E, Kaijser M. Induction of labor and the risk for emergency cesarean section in nulliparous and multiparous women. *Acta Obstetrica et Gynecologica Scandinavica* 2011: 90 ; 1094-9.
- [20] Gopalani S, Bennett K, Critchlow C. Factors predictive of failed operative vaginal delivery. *Am J Obstet Gynecol* 2004 : 191 ; 896-902.
- [21] Wolfe KB, Washak CR, Rossi RA. The effect of maternal obesity on the rate of failed induction of labor. *Am J Obstet Gynecol* 2011: 205; 128 e 1-7.
- [22] Zelig C, Flood Nichols S, Dolinsky B, Hecht M, Napolitano P. Interaction between maternal obesity and Bishop score in predicting successful induction of labor in term, nulliparous patients. *Am J Perinatol* 2013: 30; 75-80.
- [23] Moynihan AT, Hehir MP, Glavey SV, Smith TJ, Morrison JJ. Inhibitory effect of leptin on human uterine contractility in vitro. *Am J Obstet Gynecol* 2006;195:504-9.

[24] Journet D, Gaucherand P, Doret M. Score de Bishop modifié par la parité pour le déclenchement du travail à terme : une étude rétrospective. J Gynecol Obstet et Biol Reprod 2012 ; 41 ; 339-345.

RÉSUMÉ

But : L'objectif principal de cette étude était de rechercher l'influence de l'indice de masse corporelle (IMC) sur l'issue du déclenchement. Les objectifs secondaires étaient de rechercher l'association entre l'IMC et la durée du travail, puis de rechercher les facteurs de risque qui pouvaient influencer l'issue du déclenchement.

Matériels et méthodes : Nous avons conduit une étude de cohorte rétrospective, descriptive et monocentrique à l'Hôpital Couple Enfant, à partir de l'inclusion de 2075 patientes déclenchées, ayant accouché entre le 1^{er} mai 2012 et le 4 mai 2015. Le critère de jugement principal était l'entrée en phase active du travail. Un test de Mann Whitney a été utilisé pour rechercher l'influence de l'IMC sur l'issue du déclenchement. Une corrélation a été recherchée entre l'IMC et la durée du travail. Les facteurs de risque influençant l'issue du déclenchement ont été recherchés par régressions logistiques univariée et multivariée.

Résultats : 1468 patientes ont été incluses. Dans notre échantillon, 4,8% des patientes ont présenté un échec du déclenchement. Parmi ces patientes, 84,4% étaient nullipares. La médiane de leur IMC était de 24,5 kg/m². Il n'y avait pas de différence statistiquement significative de l'IMC entre l'échec et le succès du déclenchement. De même, la corrélation entre l'IMC et la durée du travail n'était pas statistiquement significative. En analyse univariée, l'IMC ne représentait pas un facteur de risque d'échec du déclenchement. En analyse multivariée, la parité ($p < 0,0001$) et le score de Bishop ($p = 0,0003$) étaient des facteurs protecteurs de l'échec du déclenchement.

Conclusion : Notre étude n'a pas retrouvé d'influence de l'IMC sur l'issue du déclenchement. Nous devons être prudents lors de la pose d'indication du déclenchement chez les nullipares et intégrer ce facteur de risque au score de Bishop, si ce n'est dans le calcul du score, au moins dans l'indication du déclenchement.

Mots clés : Déclenchement artificiel du travail, IMC, obésité, facteurs de risque, échec.