



Vol. 6, n° 1, avril 2018, pp. 35-53
DOI : 10.14428/rqj2018.06.01.02
ISSN: 20349378

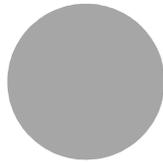
Effets de l'environnement de vie sur les associations entre déterminants individuels et santé périnatale en Wallonie (Belgique)

Charlotte Leroy, Dominique Dubourg, Anouck Billiet, Christelle Senterre, Virginie Van Leeuw, Wei-Hong Zhang, Yvon Englert

©2018 Charlotte Leroy, Dominique Dubourg, Anouck Billiet, Christelle Senterre, Virginie Van Leeuw, Wei-Hong Zhang, Yvon Englert

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License. You can share, adapt the material for non-commercial purposes provided that you give appropriate credit and indicate if changes were made. For details see <https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>





Effets de l'environnement de vie sur les associations entre déterminants individuels et santé périnatale en Wallonie (Belgique)

CHARLOTTE LEROY¹

DOMINIQUE DUBOURG²

ANOUCK BILLIET²

CHRISTELLE SENTERRE³

VIRGINIE VAN LEEUW¹

WEI-HONG ZHANG^{1,4}

YVON ENGLERT^{1,4}

Résumé

L'association entre les caractéristiques individuelles des mères et la prématurité ou le faible poids à la naissance, tout comme l'effet de l'environnement de vie sur la santé périnatale ont fait l'objet de nombreux travaux. Plus rares sont les études qui se sont penchées sur l'effet que l'environnement de vie pouvait avoir sur l'association entre ces caractéristiques individuelles et la santé périnatale. Dans cet article, nous adoptons une perspective multi-niveaux pour prendre en compte conjointement l'effet de l'environnement de vie et les déterminants individuels des mères sur deux indicateurs de santé périnatale, la prématurité et le faible poids à la naissance en Wallonie.

Les analyses portent sur 147 718 naissances vivantes uniques issues de mères qui résidaient en Wallonie de 2010 à 2013. Les variables indépendantes principales sont le niveau d'instruction, le statut professionnel et l'état de cohabitation des mères.

-
1. Centre d'Épidémiologie Périnatale (CEpiP), Bruxelles.
 2. Observatoire Wallon de la Santé, Agence pour une Vie de Qualité, Charleroi.
 3. Université Libre de Bruxelles, École de Santé Publique, Centre de Recherches Épidémiologie, Biostatistiques et Recherche Clinique, Bruxelles.
 4. Laboratoire de Recherche en Reproduction Humaine, Faculté de Médecine, Université Libre de Bruxelles (ULB), Bruxelles.

Les variables dépendantes sont la prématurité et le faible poids à la naissance. Un indice synthétique des conditions de bien-être (ICBE) est utilisé pour décrire l'environnement de vie et mis en relation avec la prématurité et le faible poids à la naissance grâce à des modèles de régression logistique multivariés à un et plusieurs niveaux.

La fréquence de la prématurité et du faible poids s'avère plus élevée dans les communes avec un environnement de vie défavorisé. Les mères ayant un faible niveau d'instruction, n'ayant pas d'activité professionnelle ou déclarant vivre seule courent par ailleurs un risque plus élevé d'accoucher prématurément ou d'avoir un enfant de faible poids à la naissance. Dans les analyses multi-niveaux, les mesures d'association entre les variables socio-économiques de la mère et les deux variables dépendantes restent identiques aux mesures d'association observées dans les régressions classiques. Les conditions de bien-être dans une commune, mesurées par l'ICBE, n'ont pas d'effet additionnel sur les associations entre les caractéristiques socio-économiques de la mère et la prématurité ou le faible poids à la naissance.

Mots-clés

Environnement de vie, caractéristiques socio-économiques individuelles, prématurité, faible poids à la naissance, analyse multi-niveaux.

Abstract

The association between the individual characteristics of mothers, preterm birth or low birth weight and the impact of the living environment on perinatal health have been widely studied. Far fewer studies have examined the way the living environment can influence the association between characteristics and perinatal health. In this paper, we adopt a multi-level analysis to simultaneously study the effects of the living environment and the individual characteristics of the mothers on preterm birth and low-birth weight in Wallonia.

The study population consists of 147'718 single live births to mothers who resided in Wallonia and delivered between 2010 and 2013. The main independent variables are the mothers's level of education, their occupational and cohabitation status. The dependent variables are preterm birth and low birth weight. A synthetic index of Well-being condition (ICBE) is used to describe living conditions. The association between these conditions, preterm birth and low birth weight is quantified through multilevel logistic regression models adjusted for mothers' characteristics.

Preterm birth and low birth weight rates are higher in municipalities with a poor living environment. Non-working, single mothers or with low levels of education are at higher risk of delivering a preterm or low birth weight baby. In the multilevel analyses, the association between the socio-economic variables and the two dependent variables is similar to the one observed in the classical regressions (one level-analysis). Well-Being conditions, measured through ICBE, have no additional effect on the association between individual socio-economic characteristics of the mother, preterm birth or low birth weight.

Keywords

Neighbourhood environment, living condition, socio-economic characteristics, pre-term birth, low birth weight, multilevel analysis.

Introduction

La prématurité et le faible poids à la naissance sont des indicateurs de santé périnatale importants étant donné leur forte association avec la morbidité et la mortalité périnatale (Goldenberg, Rouse, 1998 ; McCormick, 1985). La prématurité caractérise toutes les naissances qui ont lieu avant 37 semaines d'aménorrhée (OMS, 2015). Le faible poids à la naissance, défini par l'Organisation mondiale de la santé (World Health Organization, 2011) comme un poids inférieur à 2 500 g (quel que soit le terme de la grossesse), peut être la conséquence de la prématurité ou d'un retard de croissance intra-utérin ou de la combinaison de ces deux facteurs (Kramer, 1987). Les facteurs de risque de la prématurité et du retard de croissance intra-utérin sont bien établis, et liés à des comportements nocifs lors de la grossesse (tel que le tabagisme), à des facteurs génétiques et environnementaux, aux traitements de l'infertilité, à un statut socio-économique défavorisé ainsi qu'à des facteurs iatrogènes (Goldenberg *et al.*, 2008 ; Kramer, 1987). La prématurité et le retard de croissance intra-utérin, peuvent être largement attribués à l'accumulation des facteurs de risque individuels à la fois sociaux et sanitaires davantage présents dans les zones défavorisées (de Graaf *et al.*, 2013 ; Sellström *et al.*, 2007 ; Timmermans *et al.*, 2011).

De nombreux éléments théoriques et empiriques attestent de l'association entre le contexte de vie de la mère et les déterminants psychosociaux, comportementaux et biologiques de la santé périnatale (Culhane, Elo, 2005 ; Laraia *et al.*, 2006 ; Mullings, Wali, 2011). Le manque de soutien social (Behrman, Butler, 2007 ; Dole *et al.*, 2003 ; Farley *et al.*, 2006 ; Sellström *et al.*, 2007) ou le fait de résider dans des quartiers défavorisés (Boardman, 2004 ; Steptoe, Feldman, 2001) engendrerait du stress durant la grossesse. L'accès aux biens et services pourrait influencer le comportement alimentaire ou la consommation de drogues et d'alcool (Farley *et al.*, 2006 ; Sellström *et al.*, 2007 ; Schempf *et al.*, 2009). L'exposition à la pollution ou au risque d'accidents pourraient avoir un effet direct sur la santé périnatale (Behrman, Butler, 2007 ; Ponce *et al.*, 2005). Ces différents mécanismes entre environnement de vie, facteurs individuels et santé périnatale justifient le recours à l'analyse multi-niveaux. Cette dernière permet de tenir compte de la structure hiérarchique des données et

de combiner des indicateurs contextuels et des indicateurs estimés au niveau individuel. Des modèles de régression logistique multi-niveaux ont ainsi été utilisés afin d'améliorer la compréhension des déterminants sociaux de la santé mesurés au niveau individuel tout en tenant compte de la variabilité des conditions de vie dans les zones géographiques de résidence (Chaix, Chauvin, 2002 ; Farley *et al.*, 2006). Ce type d'analyse a aussi été utilisé afin d'étudier conjointement l'effet de l'environnement de vie et des déterminants individuels sur les différents indicateurs de santé périnatale (Osborne, 2000 ; O'Campo, 2003).

Jusqu'à présent, peu d'études ont montré si l'effet de l'environnement de vie sur la santé périnatale allait au-delà de l'effet des caractéristiques socio-économiques individuelles des mères qui vivent dans les quartiers défavorisés (Galobardes *et al.*, 2007 ; Marmot, 2002 ; Subramanian *et al.*, 2006), alors qu'un effet additionnel du milieu de résidence a été démontré pour des maladies de l'âge adulte (Daniel *et al.*, 2008 ; Veling *et al.*, 2008). En santé périnatale, quelques études multi-niveaux ont indiqué que les niveaux de vie (mesurés par un ensemble de variables agrégées au niveau spatial) et un environnement de vie défavorable sont fortement associés à la prématurité (Farley *et al.*, 2006 ; Kaufman *et al.*, 2003 ; Masi *et al.*, 2007 ; Meng *et al.*, 2013 ; Messer *et al.*, 2006 ; O'Campo *et al.*, 2008 ; Pickett *et al.*, 2002 ; Zeitlin *et al.*, 2011) et au faible poids à la naissance (Cubbin *et al.*, 2008 ; Farley *et al.*, 2006 ; Grady, 2006 ; Meng *et al.*, 2013 ; Subramanina *et al.*, 2006). Metcalfe *et al.* (2011), Vos *et al.* (2014) et Zeitlin *et al.* (2011) ont mis en évidence un effet additionnel de l'environnement sur la santé périnatale. Metcalfe a montré que le fait de vivre dans un quartier défavorisé influence négativement la prématurité et le faible poids à la naissance au-delà des effets liés aux caractéristiques individuelles de la mère. Dans sa méta-analyse, il montre une association significative entre les indicateurs environnementaux et le faible poids à la naissance (Metcalfe *et al.*, 2011). Zeitlin met en évidence une augmentation significative de la proportion de prématurité dans les quartiers défavorisés pour les femmes nées en France mais pas pour les femmes nées à l'étranger, ce qui soulève un questionnement quant aux regroupements des communautés de migrants où le support social aurait un effet protecteur sur la prématurité (Zeitlin *et al.*, 2011). Vos a, quant à elle, montré dans une méta-analyse et une revue systématique qu'un environnement de vie défavorisé était associé à la prématurité et à un faible poids pour l'âge gestationnel (Vos *et al.*, 2014). Deux autres études, utilisant une analyse multi-niveaux n'ont par contre montré aucune association statistiquement significative entre l'environnement de vie de la mère et le faible poids à la naissance (Rich-Edwards *et al.*, 2003 ; Sellström *et al.*, 2007).

Dans ces deux études, la plupart des variations observées du poids moyen à la naissance sont expliquées par les facteurs de risque individuels.

Depuis longtemps, des études ont mis en évidence l'influence des déterminants sociaux individuels, comme le statut matrimonial, le niveau d'éducation ou d'emploi sur la mortalité périnatale en Belgique (De Wals *et al.*, 1989 ; Masuy-Stroobant, Gourbin, 1995 ; Masuy-Stroobant, 1989). Cependant, peu d'études multi-niveaux ont été réalisées en Belgique sur l'influence de l'environnement de vie en santé périnatale. Au vu des résultats hétérogènes des recherches effectuées sur ce sujet dans d'autres pays et de la quasi absence d'études de ce type en Belgique, une étude multi-niveaux a été réalisée dans le but d'analyser l'effet de l'environnement de vie en Wallonie sur les associations entre les caractéristiques socio-économiques individuelles de la mère et la santé périnatale.

Cette analyse intègre les variables socio-économiques suivantes : le niveau d'instruction, la situation professionnelle et l'état de cohabitation de la mère. L'environnement de vie est approché par l'indice des conditions de bien-être (ICBE), un indicateur développé par l'Institut wallon de l'évaluation, de la prospective et de la statistique (IWEPS) et composé de différentes dimensions mesurant les conditions matérielles et la qualité de vie dans les communes wallonnes (IWEPS, 2015).

Méthode

Les données sont issues des certificats de naissance qui incluent toutes les naissances vivantes et les mort-nés à partir de 500 g ou 22 semaines de gestation. L'étude se base sur 147 718 naissances vivantes uniques sans malformation congénitale issues de mères qui résidaient en Wallonie entre 2010 et 2013. Outre la durée de la gestation et le poids de l'enfant à la naissance, les certificats de naissance comportent diverses données médicales recueillies autour de l'accouchement ainsi que des informations sur la situation socio-économique des parents de l'enfant.

Variables indépendantes au niveau individuel

Les données socio-économiques sélectionnées à partir des certificats de naissance sont le niveau d'instruction (mesuré en niveau d'étude achevé), la situation professionnelle, l'état de cohabitation, l'âge, la nationalité et

la commune de résidence de la mère. Les données médicales de la mère comprennent la parité, l'indice de masse corporelle de la mère, le diabète gestationnel ou préexistant, l'hypertension artérielle gestationnelle ou préexistante et le mode de conception de la grossesse.

Les variables indépendantes socio-économiques et les autres variables susceptibles d'introduire un effet de confusion ont été catégorisées⁵ comme indiqué dans le Tableau 2. L'indicateur indice de masse corporelle (IMC) a été calculé différemment selon l'âge de la mère. Pour les mères âgées de moins de 18 ans, des seuils spécifiques ont été utilisés pour correspondre aux définitions du surpoids à ces âges (OMS, BMI-for-age (5-19 years), 2007) tandis que pour les mères âgées de 18 ans et plus, les seuils standards de l'indice de masse corporelle ($< 18,5 \text{ kg/m}^2$; $18,5-24,9 \text{ kg/m}^2$; $\geq 25 \text{ kg/m}^2$) ont été utilisés.

Variable «Indice des conditions de bien-être»

À la demande du Gouvernement wallon, l'Indice des conditions de bien-être (ICBE) a été élaboré par l'IWEPS comme indicateur complémentaire au produit intérieur brut afin de mesurer les progrès accomplis sur le territoire wallon dans une perspective de développement durable (IWEPS, 2015). L'ICBE mesure «*la qualité de l'environnement de vie au sens large dans lequel évoluent les individus, générateur de conditions plus ou moins favorables à l'émergence d'un état de bien-être individuel et collectif*» (IWEPS, 2014). Les composantes du bien-être ont été identifiées par des méthodes participatives avec différents acteurs et citoyens. Les idées émises ont ensuite été déclinées en sous-dimensions mesurables à travers des indicateurs statistiques disponibles à l'échelle des communes (IWEPS, 2014). Les différentes sources de ces indicateurs sont notamment la DG Statistique, l'INAMI, Pharmanet, l'Agence intermutualiste, l'IWEPS, l'ONEM et le FOREM (IWEPS, 2015).

L'IWEPS a, par cette méthode, construit un indicateur synthétique composé de 19 dimensions qui mesurent les conditions matérielles et la qualité de vie dans les communes wallonnes : la santé et les soins, le logement, l'enseignement et la formation, l'emploi, le revenu et le pouvoir

5. La variable relative au niveau d'instruction établit une distinction entre «pas d'études supérieures» (pas d'instruction ou primaire inachevé, primaire et secondaire) versus «études supérieures» (de types court et long). Le statut d'activité distingue les mères «actives» (sans aucun détail sur le temps de travail) et les mères «sans profession» (étudiantes, chômeuses, pensionnées ou sans profession).

d'achat, la mobilité, les espaces naturels et l'environnement, les commerces de proximité, la sécurité, la communication, le fonctionnement des institutions et la gestion publique, le processus démocratique, les relations familiales, l'équité dans l'accès à la santé, l'équité dans l'accès à un emploi de qualité, l'équité dans l'accès à un revenu décent, la gestion des temps de vie, le sentiment d'être heureux et l'engagement dans la société. L'indice global comporte 60 indicateurs représentant ces 19 dimensions. Chaque dimension est composée de 1 à 8 indicateurs.

Les 262 communes wallonnes se sont vues attribuer une valeur d'ICBE qui correspond à la moyenne des scores obtenus pour chacun des indicateurs. Pour notre étude, les valeurs de l'ICBE ont été classées en quatre catégories : < percentile 25 (environnement de vie très défavorisé), percentiles 25-50 (environnement de vie défavorisé), percentiles 50-75 (environnement de vie favorisé) et > percentile 75 (environnement de vie très favorisé), après avoir pondéré chaque commune par le nombre de naissances.

Variables dépendantes

Les deux variables dépendantes sont la prématurité, définie comme toutes les naissances ayant eu lieu avant 37 semaines d'aménorrhée, et le faible poids à la naissance, défini comme un poids à la naissance inférieur à 2 500 g, quelle que soit la durée de la grossesse.

Analyses statistiques

Une analyse descriptive des variables socio-économiques et des variables dépendantes en fonction des catégories de l'ICBE a d'abord été réalisée. Des modèles de régression logistique simples ont ensuite été utilisés afin d'étudier les associations entre les caractéristiques socio-économiques individuelles et les deux indicateurs périnataux (prématurité et faible poids à la naissance). Enfin, des modèles de régression logistique multi-niveaux ont été construits afin de tenir compte de l'environnement de vie dans les modèles estimés au niveau individuel. Pour évaluer l'hétérogénéité des mères au sein des catégories de l'ICBE, le coefficient de corrélation intra classe de Snijders & Bosker (Snijders, Bosker, 2012) a été calculé.

Les tests sont bilatéraux et le niveau de signification est fixé à 0,05. Toutes les analyses ont été réalisées avec le logiciel Stata 14.0 (Stata Corporation, College Station, Texas, USA).

Résultats

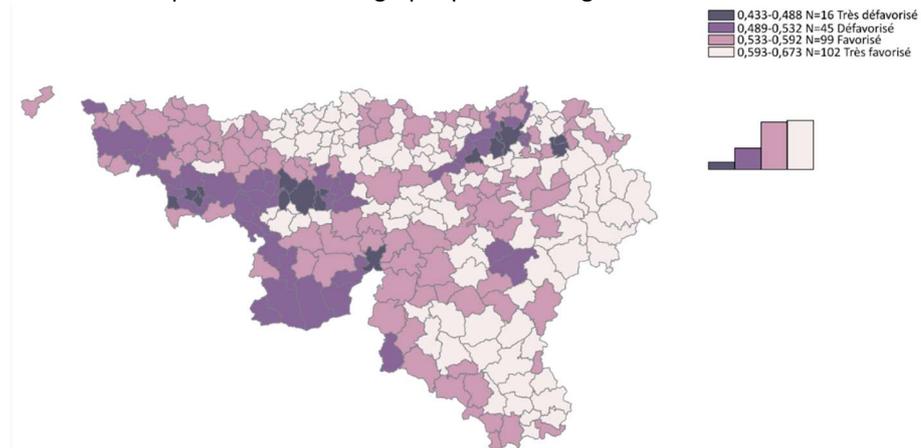
Le score ICBE s'étend de 0,433 (commune la moins favorisée) à 0,673 (commune la plus favorisée) avec un score médian régional de 0,533 (p 25-p 75 : 0,490-0,592). Le Tableau 1 décrit les quatre catégories de l'ICBE et la Figure 1 en fait une représentation cartographique.

TABLEAU 1 Catégories de l'ICBE

	Environnement de vie			
	Très défavorisé	Défavorisé	Favorisé	Très favorisé
Nombre de communes	16	45	99	102
Nombre de naissances (2010-2013)	36 531	36 610	37 399	37 178
ICBE Min Max	0,433-0,488	0,489-0,532	0,533-0,592	0,593-0,673
Médiane (1er quartile-3e quartile)	0,460 (0,433-0,469)	0,506 (0,496-0,523)	0,564 (0,556-0,577)	0,612 (0,603-0,625)

Source : IWEPS, 2015.

FIGURE 1 Représentation cartographique des catégories de l'ICBE



Source : IWEPS, 2015.

Une association significative est observée entre les caractéristiques individuelles de la mère et de l'enfant et les catégories de l'ICBE, excepté pour l'hypertension artérielle (Tableau 2). Les proportions de mères qui n'ont pas fait d'études supérieures, qui ne travaillent pas ou qui déclarent vivre seule sont plus élevées dans les communes avec un environnement de vie très défavorisé que dans les communes des trois autres catégories. Les proportions de mères souffrant de surpoids ou de diabète sont également les plus élevées dans les communes avec un environnement de vie très défavorisé.

TABLEAU 2 Caractéristiques de la mère et de l'enfant
selon les catégories de l'ICBE, Wallonie, 2010-2013

Caractéristiques individuelles de la mère	Environnement de vie									
	Très défavorisé (N = 36 531)		Défavorisé (N = 36 610)		Favorisé (N = 37 399)		Très favorisé (N = 37 178)			
	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%
Niveau d'instruction (N = 115 183)										
Pas d'études supérieures	66 209	57,5	15 621	69,9	20 866	64,9	16 321	55,5	13 401	42,9
Études supérieures	48 974	42,5	6 729	30,1	11 307	35,1	13 111	44,5	17 827	57,1
Situation professionnelle (N = 144 465)										
Sans profession	57 941	40,1	22 023	61,3	16 008	44,4	11 487	31,6	8 423	23,4
Active	86 524	59,9	13 882	38,7	20 081	55,6	24 908	68,4	27 653	76,6
État de cohabitation (N = 145 605)										
Vit seule	26 536	18,2	9 881	27,3	7 550	20,9	5 072	13,7	4 033	11,1
En union	119 069	81,8	26 352	72,7	28 523	79,1	31 875	86,3	32 319	88,9
Nationalité d'origine (N = 147 408)										
Hors Europe des 15	25 174	17,1	11 894	32,6	5 227	14,3	4 179	11,2	3 874	10,5
Europe des 15	122 234	82,9	24 612	67,4	31 339	85,7	33 097	88,8	33 186	89,5
Âge (N = 147 718)										
< 20 ans	5 070	3,4	1 807	4,9	1 539	4,2	1 018	2,7	706	1,9
20-34 ans	118 275	80,1	28 991	79,4	29 313	80,1	30 317	81,1	29 654	79,8
≥ 35 ans	24 373	16,5	5 733	15,7	5 758	15,7	6 064	16,2	6 818	18,3
Parité (N = 147 540)										
Primipares	64 178	43,5	15 240	41,8	16 110	44,1	16 520	44,2	16 308	43,9
Multipares	83 362	56,5	21 240	58,2	20 461	55,9	20 830	55,8	20 831	56,1
IMC (N = 130 390)										
Sous poids	8 627	6,6	2 069	6,8	2 305	7,1	2 082	6,2	2 171	6,4
Corpulence normale	75 541	57,9	16 398	54,0	17 809	54,8	19 658	58,5	21 676	63,9
Surpoids	46 222	35,5	11 892	39,2	12 372	38,1	11 858	35,3	10 100	29,8
Diabète (N = 146 524)	9 923	6,8	2 704	7,5	2 554	7,0	2 496	6,7	2 169	5,9
Hypertension artérielle (N = 146 837)	6 982	4,8	1 566	4,3	1 712	4,7	1 952	5,2	1 752	4,7
Conception assistée de la grossesse (N = 143 590)	5 493	3,8	1 035	2,9	1 314	3,7	1 533	4,2	1 611	4,5
Caractéristiques de l'enfant										
Prématurité (< 37 semaines) (N = 147 628)	10 027	6,8	2 633	7,2	2 590	7,1	2 438	6,5	2 366	6,4
Faible poids à la naissance (< 2 500 g) (N = 147 634)	9 154	6,2	2 607	7,1	2 536	6,9	2 171	5,8	1 840	5,0

Toutes les différences sont statistiquement significatives avec une P-valeur < 0,001.

Des différences dans la fréquence de la prématurité et du faible poids à la naissance sont observées entre les différentes catégories de l'ICBE (Tableau 2). Les enfants nés de mères résidant dans les communes de la 1ère catégorie de l'ICBE (la moins favorisée) présentent les proportions de prématurité et de faible poids à la naissance les plus élevées (7,2 % et 7,1 %) et ceux dont les mères résident dans la 4ème catégorie (la plus favorisée) présentent les proportions de prématurité et de faible poids de naissance les plus basses (6,4 % et 5,0 %). L'âge gestationnel était manquant pour 90 naissances (0,06 %) et le poids à la naissance l'était pour 84 naissances (0,06 %).

TABEAU 3 Analyses bivariées, multivariées et multi-niveaux de la prématurité (< 37 semaines) et du faible poids à la naissance (< 2 500 g) selon les caractéristiques socio-économiques de la mère, Wallonie, 2010-2013

	Prématurité (< 37 semaines)			
	N	Niveau individuel		Multi-niveau Sur ICBE
		OR brut (IC 95 %)	OR ajusté # (IC 95 %)	OR ajusté # (IC 95 %)
Pas d'études supérieures	66 170	1,37 (1,30-1,43)***	1,28 (1,20-1,36)***	1,28 (1,21-1,36)***
Études supérieures	48 960	1	1	1
Sans profession	57 888	1,26 (1,21-1,32)***	1,11 (1,04-1,18)**	1,11 (1,04-1,18)***
Active	86 494	1	1	1
Vit seule	26 501	1,50 (1,43-1,57)***	1,18 (1,10-1,26)***	1,18 (1,10-1,26)***
Vit en couple	119 015	1	1	1
Coefficient de corrélation intra-classe de Snijders & Bosker				0,0000032

	Faible poids à la naissance (< 2 500 g)			
	N	Niveau individuel		Multi-niveau Sur ICBE
		OR brut (IC 95 %)	OR ajusté # (IC 95 %)	OR ajusté # (IC 95 %)
Pas d'études supérieures	66 174	1,81 (1,71-1,91)***	1,65 (1,55-1,77)***	1,63 (1,52-1,74)***
Études supérieures	48 948	1	1	1
Sans profession	57 903	1,58 (1,52-1,65)***	1,36 (1,28-1,46)***	1,33 (1,25-1,42)***
Active	86 480	1	1	1
Vit seule	26 517	1,89 (1,80-1,99)***	1,33 (1,24-1,43)***	1,30 (1,22-1,40)***
Vit en couple	119 008	1	1	1
Coefficient de corrélation intra-classe de Snijders & Bosker				0,0001735

Ajustés sur niveau d'instruction, situation professionnelle, état de cohabitation, nationalité d'origine, âge, parité, indice de masse corporelle, diabète, hypertension artérielle, conception de la grossesse.

*P : valeur < 0,05 ; **P : valeur < 0,01 ; ***P : valeur < 0,001.

Au niveau individuel, les analyses montrent que les mères ayant un faible niveau d'instruction, n'ayant pas d'activité professionnelle ou déclarant vivre seule font face à un risque plus élevé d'accoucher prématurément ou d'avoir un enfant de faible poids à la naissance. Après avoir intégré dans le modèle les variables biomédicales et les variables socio-économiques, ces associations restent statistiquement significatives mais l'intensité des associations diminue. L'association la plus forte après ajustement concerne le niveau d'instruction et le faible poids à la naissance. Les mères qui n'ont pas un niveau d'études supérieures connaissent un risque plus élevé de donner naissance à un enfant de faible poids que les mères qui ont fait des études supérieures, le rapport de cotes (OR) (IC 95 %) étant de 1,65 (1,55-1,77) (Tableau 3).

Dans les analyses multi-niveaux incluant les quatre catégories de l'ICBE, les mesures d'association entre les variables individuelles socio-économiques et les deux indicateurs de santé périnatale restent identiques aux mesures d'association observées en régression logistique traditionnelle. Il n'y a donc pas d'effet additionnel de l'environnement de vie. Les coefficients de corrélation intra-classe sont très proches de zéro ce qui reflète une grande hétérogénéité des caractéristiques des mères au sein des catégories de l'ICBE (Tableau 3).

Discussion

Cette étude a analysé l'effet de l'environnement de vie sur les associations entre les caractéristiques socio-économiques individuelles de la mère et la santé périnatale grâce à des analyses multi-niveaux.

Au niveau individuel, le faible poids de naissance serait plus sensible au niveau d'instruction de la mère que la prématurité. Cette observation rejoint les résultats de Meng (Meng *et al.*, 2013) qui soulignait le fait que les facteurs psycho-sociaux ont plus d'effet sur le faible poids de naissance qu'ils n'en ont sur la prématurité. Les analyses multi-niveaux permettent d'améliorer la compréhension des déterminants sociaux de la santé et de tenir compte de la variabilité qui existe entre différents groupes géographiques (Dinaucourt, 2004). Dans le cas de la Wallonie, nos analyses n'ont pas montré d'effet additionnel de l'environnement de vie sur les associations entre les variables socio-économiques individuelles et la prématurité ou le faible poids à la naissance.

Les travaux précédents, notamment ceux qui ont fait l'objet de méta-analyses ou de revue systématique, ne sont pas totalement comparables à ce

qui a été présenté ici. En effet, la majorité des recherches utilisées dans la méta-analyse de Metcalfe (Metcalfe *et al.*, 2011) ont été menées aux États-Unis dans un contexte socio-économique sans doute très différent de celui de la Wallonie.

Les différences avec nos résultats pourraient s'expliquer par la nature des indicateurs environnementaux utilisés. Très peu d'études utilisent un indicateur de milieu de vie qui tient compte d'autant de dimensions que l'ICBE. Les études déjà publiées utilisent des indicateurs contextuels souvent limités à une composante économique. S'il y a des différences selon l'environnement, l'ICBE devrait donc pouvoir les saisir plus finement que les indicateurs utilisés dans les autres études. Nos analyses descriptives montrent que les mères qui vivent dans un environnement de vie défavorisé présentent un risque plus élevé d'accoucher prématurément ou d'avoir un enfant de faible poids à la naissance. L'ICBE est donc bien discriminant sur ces risques et reste utile pour l'analyse des différences entre communes. Comme d'autres auteurs l'ont suggéré (de Graaf *et al.*, 2013 ; Sellström *et al.*, 2007 ; Timmermans *et al.*, 2011), cet excès de risque pourrait être attribué essentiellement à l'accumulation des facteurs de risque individuels socio-économiques et biomédicaux dans les communes ayant un environnement de vie dit défavorisé, mais nos analyses montrent que l'environnement de vie n'ajouterait ou n'enlèverait rien à ces risques en Wallonie. Malgré la sophistication et la multi-dimensionnalité de l'indicateur ICBE utilisé en Wallonie, les variables individuelles prises en compte ensemble suffiraient à expliquer non seulement l'essentiel des différences entre individus, mais aussi les différences de risque entre les populations des communes.

Cette étude présente plusieurs limites. Premièrement, certaines informations relatives à des facteurs de risques connus de prématurité et du faible poids de naissance ne sont pas collectées via les certificats de naissance. Il s'agit notamment des données relatives à la consommation de tabac et d'alcool, à l'état nutritionnel de la mère, aux infections et aux marqueurs génétiques et biologiques (Goldenberg *et al.*, 2008 ; Goldenberg *et al.*, 2005). Ces facteurs pourraient être des facteurs confondants ou modificateurs d'effet des associations entre les déterminants individuels socio-économiques et la prématurité ou le faible poids à la naissance. Cependant, si l'on admet que le tabagisme fait partie du lien causal entre le niveau socio-économique et la santé périnatale, la prise en compte du comportement tabagique de la femme enceinte n'aurait probablement pas modifié la conclusion selon laquelle les paramètres individuels sont plus déterminants que l'environnement de vie (Kramer *et al.*, 2000). Deuxièmement, les résultats de notre étude doivent être interprétés avec

prudence en raison d'un taux élevé de données manquantes ou incomplètes pour certaines variables et particulièrement pour les données relatives aux femmes qui vivent dans des communes qui font partie de la 1^{ère} catégorie de l'ICBE (la plus défavorisée : 21,5 % de données manquantes pour le niveau d'instruction et 11,7 % de données manquantes pour l'indice de masse corporelle). Des analyses complémentaires ont été effectuées pour les mères dont le niveau d'instruction était manquant. Une catégorie «données manquantes» a été ajoutée à la variable niveau d'instruction. En analyse-multi-niveau, le risque de prématurité et de faible poids à la naissance pour les mères pour lesquelles on ne dispose pas d'informations sur le niveau d'instruction n'est pas différent du risque pour les mères qui n'ont pas fait d'études supérieures comparées aux mères qui ont un niveau d'études supérieures.

Une dernière limite concerne la qualité de certaines informations collectées via le certificat de naissance. La taille et le poids de la mère sont auto-déclarés ou collectés à la fin de la première consultation ou avant 15 semaines de gestation. La distinction n'est pas faite entre diabète ou hypertension détecté pendant la grossesse ou préexistant. Enfin, la proportion de mères déclarant vivre seule est probablement surestimée car ce statut procure des avantages économiques notamment en termes de droit aux allocations sociales.

Un des principaux intérêts de cette étude réside dans le fait que les analyses portent sur des données populationnelles, exhaustives et collectées de manière structurelle et non sur des données d'enquête. Il s'agit aussi de la première étude qui, pour la Wallonie, examine l'effet de l'indicateur synthétique des conditions de bien-être créé par l'IWEPS (IWEPS, 2015) sur les associations entre les déterminants individuels et la santé périnatale.

Conclusions

La plupart des études publiées se limitent à étudier un seul facteur de risque en ne tenant pas réellement compte des potentielles interactions entre les multiples facteurs de risques et facteurs protecteurs (Behrman, Butler, 2007). L'effet indirect de l'environnement de vie devrait être étudié plus en profondeur afin d'améliorer la compréhension des mécanismes entre l'environnement de vie et la santé périnatale (Metcalf *et al.*, 2011). Le stress généré par un environnement de vie inadéquat (Meng *et*

al., 2013), l'influence de l'environnement sur des facteurs comme l'obésité, la consommation de tabac et d'alcool, l'allaitement, la participation à des consultations prénatales (Culhane, Elo, 2005 ; Metcalfe *et al.*, 2011) et l'influence différenciée de l'environnement selon le niveau socio-économique individuel (Culhane, Elo, 2005) sont quelques-unes des pistes à explorer pour compléter les premiers résultats de cette étude.

Pour agir sur les déterminants sociaux de la santé, il convient de mettre en œuvre des politiques visant à améliorer le statut socio-économique des femmes et de leur famille, mais aussi des politiques améliorant l'accès aux services de santé ou encore des politiques destinées à assurer aux personnes les plus socialement défavorisées des aides sociales adéquates. Il est nécessaire que les professionnels de santé soient mieux formés à la détection et à la prise en considération des problèmes sociaux des femmes qui viennent les consulter. Dans tous les cas, puisque les futures mères qui ont des caractéristiques défavorables à la santé périnatale sont plus nombreuses dans les communes les plus défavorisées, il est important de maintenir et d'encourager dans ces communes des pratiques de promotion de la santé périnatale.

Conflits d'intérêt

Les auteurs ne déclarent pas de conflits d'intérêts.

Financement

L'étude a été soutenue financièrement par la Région wallonne.

Contributions des auteurs

CL a participé à la collecte et au nettoyage de la base de données, a contribué à la conception de l'étude, a réalisé les analyses statistiques et a rédigé le document. VVL a participé à la collecte et au nettoyage de la base de données et à la rédaction du document. WHZ, DD, AB et CS ont participé à la conception de l'étude et ont contribué à la rédaction du document. YE a participé à la conception de l'étude et à la rédaction du document.

Remerciements

Les auteurs remercient l'Institut wallon de l'évaluation, de la prospective et de la statistique pour leurs précieux conseils dans l'élaboration de cet article ainsi que l'Observatoire de la Santé et du Social de Bruxelles-Capitale.

Références

BEHRMAN R. E., BUTLER A. S. (eds) (2007), *Preterm Birth. Causes, Consequences and Prevention*, Washington (DC), National Academies Press.

BOARDMAN J. D. (2004), «Stress and Physical Health: The Role of Neighborhoods as Mediating and Moderating Mechanisms», *Social Science & Medicine*, 58 (12), pp. 2'473-2'483.

CHAIX B., CHAUVIN P. (2002), «The Contribution of Multilevel Models in Contextual Analysis in the Field of Social Epidemiology: A Review of Literature», *Revue d'Épidémiologie et de Santé Publique*, 50 (5), pp. 489-99.

CUBBIN C., MARCHI K., LIN M., BELL T., MARSHALL H., MILLER C., BRAVEMAN P. (2008), «Is Neighborhood Deprivation Independently Associated with Maternal and Infant Health? Evidence from Florida and Washington», *Maternal and Child Health Journal*, 12, pp. 61-74, <https://doi.org/10.1007/s10995-007-0225-0>.

CULHANE J. F., ELO I. T. (2005), «Neighborhood Context and Reproductive Health», *American Journal of Obstetric & Gynecology*, 192 (5 sup.), pp. S22-S29.

DANIEL M., MOORE S., KESTENS Y. (2008), «Framing the Biosocial Pathways Underlying Associations between Place and Cardiometabolic Disease», *Health & Place*, 14, pp. 117-132, <https://doi.org/10.1016/j.healthplace.2007.05.003>.

DE GRAAF J. P., STEEGERS E. A., BONSEL G. J. (2013), «Inequalities in Perinatal and Maternal Health», *Current Opinion in Obstetrics and Gynecology*, 25, pp. 98-108, <https://doi.org/10.1097/GCO.0b013e32835ec9b0>.

DE WALS P., BERTRAND F., VERLINDEN M., BECKERS R. (1989), «Perinatal Morality in Belgium», *Biology of the Neonate*, 55 (1), pp. 10-18, <https://doi.org/10.1159/000242881>.

DINAUCOURT M. (2004), «Méthode d'analyse régionale sur données individuelles : introduction aux modèles multi-niveaux», Communication présentée aux 36èmes Journées de statistique de la Société française de statistique, Montpellier, Mai, (www.agro-montpellier.fr/sfds/CD/textes.htm).

- DOLE N., SAVITZ D. A., HERTZ-PICCIOTTO I., SIEGA-RIZ A. M., MCMAHON M. J., BUEKENS P.** (2003), «Maternal Stress and Preterm Birth», *American Journal of Epidemiology*, 157, pp. 14-24, <https://doi.org/10.1093/aje/kwf176>.
- FARLEY T. A., MASON K., RICE J., HABEL J. D., SCRIBNER R., COHEN D. A.** (2006), «The Relationship between the Neighbourhood Environment and Adverse Birth Outcomes», *Paediatric and Perinatal Epidemiology*, 20, pp. 188-200, <https://doi.org/10.1111/j.1365-3016.2006.00719.x>.
- GALOBARDES B., LYNCH J., SMITH G. D.** (2007), «Measuring Socioeconomic Position in Health Research», *British Medical Bulletin*, pp. 21-37 et 81-82.
- GOLDENBERG R. L., CULHANE J. F., IAMS J. D., ROMERO R.** (2008), «Epidemiology and Causes of Preterm Birth», *The Lancet*, 371 (9'606), pp. 75-84.
- GOLDENBERG R. L., GOEPFERT A. R., RAMSEY P. S.** (2005), «Biochemical Markers for the Prediction of Preterm Birth», *American Journal of Obstetric & Gynecology*, 192 (5 sup.), pp. S36-46.
- GOLDENBERG R. L., ROUSE D. J.** (1998), «The Prevention of Premature Birth», *New England Journal of Medicine*, 339, pp. 313-320, <https://doi.org/10.1056/NEJM199807303390506>.
- GRADY S.** (2006), «Racial Disparities in low Birthweight and the Contribution of Residential Segregation: A Multilevel Analysis», *Social Science & Medicine*, 63 (12), pp. 3'013-3'029.
- IWEPS** (2014), *Indicateurs complémentaires au PIB. Indice des conditions de bien-être en Wallonie. ICBE. 1er exercice*, Avril, (www.iweps.be/wp-content/uploads/2017/02/icbe_wallonie_avril2014_0.pdf).
- IWEPS** (2015), *Indicateurs complémentaires au PIB. L'indice des conditions de bien-être en Wallonie. ICBE. 2ème exercice*, Juin, (www.iweps.be/wp-content/uploads/2017/01/ICBE_2015_rapport_de_recherche_final-19aout.pdf).
- KAUFMAN J., DOLE N., SAVITZ D. A., HERRING A. H.** (2003), «Modeling Community-Level Effects on Preterm Birth», *Annals of Epidemiology*, 13 (5), pp. 377-384, [https://doi.org/10.1016/S1047-2797\(02\)00480-5](https://doi.org/10.1016/S1047-2797(02)00480-5).
- KRAMER M. S.** (1987), «Determinants of Low Birth Weight: Methodological Assessment and Meta-Analysis», *Bulletin of the World Health Organization*, 65 (5), pp. 663-737.
- KRAMER M. S., SEGUIN L., LYDON J., GOULET L.** (2000), «Socio-Economic Disparities in Pregnancy Outcome: Why Do the Poor Fare so Poorly?», *Paediatric and Perinatal Epidemiology*, 14 (3), pp. 194-210, <https://doi.org/10.1046/j.1365-3016.2000.00266.x>.
- LARAIA B. A., MESSER L., KAUFMAN J. S., DOLE N., CAUGHY M., O'CAMPO P., SAVITZ D. A.** (2006), «Direct Observation of Neighborhood Attributes in an Urban Area of the US South: Characterizing the Social Context of Pregnancy», *International Journal of Health Geographics*, 5 (11).

- MARMOT M.** (2002), «The Influence of Income on Health: Views of an Epidemiologist», *Health Affairs*, 21, pp. 31-46, <https://doi.org/10.1377/hlthaff.21.2.31>.
- MASI C., HAWKLEY L. C., PIOTROWSKI Z. H., PICKETT K. E.** (2007), «Neighborhood Economic Disadvantage, Violent Crime, Group Density, and Pregnancy Outcomes in a Diverse, Urban Population», *Social Science & Medicine*, 65 (12), pp. 2'440-2'457.
- MASUY-STROOBANT G.** (1989), «Social Inequalities in Perinatal Health», *Biology of the Neonate*, 55 (1), pp. 42-49, <https://doi.org/10.1159/000242885>.
- MASUY-STROOBANT G., GOURBIN C.** (1995), «Infant Health and Mortality Indicators: Their Accuracy for Monitoring the Socio-Economic Development in the Europe of 1994», *European Journal of Population*, 11 (1), pp. 63-84, <https://doi.org/10.1007/BF01264105>.
- MCCORMICK M. C.** (1985), «The Contribution of Low Birth Weight to Infant Mortality and Childhood Morbidity», *New England Journal of Medicine*, 312, pp. 82-90, <https://doi.org/10.1056/NEJM198501103120204>.
- MENG G., THOMPSON M. E., HALL G. B.** (2013), «Pathways of Neighbourhood-Level Socioeconomic Determinants of Adverse Birth Outcomes», *International Journal of Health Geographics*, 12 (32).
- MESSER L., KAUFMAN J. S., DOLE N., SAVITZ D. A., LARAIA B. A.** (2006), «Neighborhood Crime, Deprivation, and Preterm Birth», *Annals of Epidemiology*, 16, pp. 455-462, <https://doi.org/10.1016/j.annepidem.2005.08.006>.
- METCALFE A., LAIL P., GHALI W. A., SAUVE R. S.** (2011), «The Association between Neighbourhoods and Adverse Birth Outcomes: A Systematic Review and Meta-Analysis of Multi-Level Studies», *Paediatric and Perinatal Epidemiology*, 25, pp. 236-245, <https://doi.org/10.1111/j.1365-3016.2011.01192.x>.
- MULLINGS L., WALI A.** (2001), *Stress and Resilience: The Social Context of Reproduction in Central Harlem*, New York, Kluwer Academic/Plenum Publishers, <https://doi.org/10.1007/978-1-4615-1369-8>.
- O'CAMPO P.** (2003), «Invited Commentary: Advancing Theory and Methods for Multi-level Models of Residential Neighborhoods and Health», *American Journal of Epidemiology*, 157, pp. 9-13, <https://doi.org/10.1093/aje/kwf171>.
- O'CAMPO P., BURKE J. G., CULHANE J., ELO I. T., EYSTER J., HOLZMAN C., MESSER L. C., KAUFMAN J. S., LARAIA B. A.** (2008), «Neighborhood Deprivation and Preterm Birth among Non-Hispanic Black and White Women in Eight Geographic Areas in the United States», *American Journal of Epidemiology*, 167, pp. 155-63, <https://doi.org/10.1093/aje/kwm277>.
- OMS** (2015), *Qu'est-ce qu'un bébé prématuré ?*, (www.who.int/features/qa/preterm_babies/fr/).
- OMS** (2007), *BMI-for-Age (5-19 Years)*, (www.who.int/growthref/who2007_bmi_for_age/en/#).

- OSBORNE J.** (2000), «Advantages of Hierarchical Linear Modeling», *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 7 (1), pp. 1-6.
- PICKETT K. E., AHERN J. E., SELVIN S., ABRAMS B.** (2002), «Neighborhood Socioeconomic Status, Maternal Race and Preterm Delivery: A Casecontrol Study», *Annals of Epidemiology*, 12, pp. 410-418, [https://doi.org/10.1016/S1047-2797\(01\)00249-6](https://doi.org/10.1016/S1047-2797(01)00249-6).
- PONCE N., HOGGATT K. J., WILHELM M., RITZ B.** (2005), «Preterm Birth: The Interaction of Traffic-Related Air Pollution with Economic Hardship in Los Angeles Neighborhoods», *American Journal of Epidemiology*, 162, pp. 140-148, <https://doi.org/10.1093/aje/kwi173>.
- RICH-EDWARDS J., BUKA S. L., BRENNAN R. T., EARLS F.** (2003), «Diverging Associations of Maternal Age with Low Birthweight for Black and White Mothers», *International Journal of Epidemiology*, 32, pp. 83-90, <https://doi.org/10.1093/ije/dyg008>.
- SCHEMPF A., STROBINO D., O'CAMPO P.** (2009), «Neighborhood Effects on Birthweight: An Exploration of Psychosocial and Behavioral Pathways in Baltimore, 1995-1996», *Social Science & Medicine*, 68, pp. 100-110, <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2008.10.006>.
- SELLSTROM E., ARNOLDSSON G., BREMBERG S., HJERN A.** (2007), «Are There Differences in Birth Weight between Neighbourhoods in a Nordic Welfare State?», *BMC Public Health*, 7 (267), <https://doi.org/10.1186/1471-2458-7-267>.
- SNIJEDERS T. A. B., BOSKER R. J.** (2012), *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*, 2nd Edition, London, Sage Publishers.
- STEPTOE A., FELDMAN P. J.** (2001), «Neighborhood Problems as Sources of Chronic Stress: Development of a Measure of Neighborhood Problems, and Associations with Socioeconomic Status and Health», *Annals of Behavioral Medicine*, 23 (3), pp. 177-185, https://doi.org/10.1207/S15324796ABM2303_5.
- SUBRAMANIAN S., CHEN J. T., REHKOPF D. H., WATERMAN P. D., KRIEGER N.** (2006), «Comparing Individual- and Area-Based Socioeconomic Measures for the Surveillance of Health Disparities: A Multilevel Analysis of Massachusetts Births, 1989-1991», *American Journal of Epidemiology*, 164, pp. 823-834, <https://doi.org/10.1093/aje/kwj313>.
- TIMMERMANS S., BONSEL G. J., STEEGERS-THEUNISSEN R. P. M., MACKENBACH J. P., STEYERBERG E. W., RAAT H., VERBRUGH H. A., TIEMEIER H. W., HOFMAN A., BIRNIE E., LOOMAN C. W., JADDOE V. W., STEEGERS E. A.** (2011), «Individual Accumulation of Heterogeneous Risks Explains Perinatal Inequalities within Deprived Neighbourhoods», *European Journal of Epidemiology*, 26 (2), pp. 165-80, <https://doi.org/10.1007/s10654-010-9542-5>.
- VELING W., SUSSER E., VAN OS J., MACKENBACH J. P., SELTEN J. P., HOEK H. W.** (2008), «Ethnic Density of Neighborhoods and Incidence of Psychotic Disorders among Immigrants», *American Journal of Psychiatry*, 165, pp. 66-73, <https://doi.org/10.1176/appi.ajp.2007.07030423>.

VOS A. A., POSTHUMUS A. G., BONSEL G. J., STEEGERS E. A. P., DENKTAS S. (2014), «Deprived Neighborhoods and Adverse Perinatal Outcome: A Systematic Review and Meta-Analysis», *Acta Obstetrica et Gynecologica Scandinavica*, 93, pp. 727-740, <https://doi.org/10.1111/aogs.12430>.

World Health Organization (2011), *Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems*, 10th Revision, 2, Instruction manual, Geneva, World Health Organization.

ZEITLIN J., COMBIER E., LEVAILLANT M., LASBEUR L., PILKINGTON H., CHARREIRE H., RIVERA L. (2011), «Neighbourhood Socio-Economic Characteristics and the Risk of Preterm Birth for Migrant and Non-Migrant Women: A Study in a French District», *Paediatric and Perinatal Epidemiology*, 25 (4), pp. 347-356, <https://doi.org/10.1111/j.1365-3016.2011.01201.x>.