

Alcoolisation ponctuelle importante des parents et santé des enfants au Cameroun : Les pères font-ils la différence ?

Parental Heavy Episodic Drinking and Child Health in Cameroon: Do Fathers make Difference?

MONDJELI MWA NDJOKOU Itchoko Motande¹

ABESSOLO Yves Andre²

TEDONGMO NZOYEM Francklin³

Résumé : L'alcoolisation ponctuelle importante (API) des parents est liée à des conséquences néfastes pour la santé des enfants. Cependant, les travaux existants n'ont pas pleinement exploré l'importance relative des liaisons entre l'API de la mère, du père et les résultats de la santé des enfants. Cet article répond à cette préoccupation en évaluant l'effet de l'API des parents sur la santé de 6076 enfants issus de l'enquête par grappe à indicateurs multiples réalisée au Cameroun en 2014. Pour atteindre cet objectif, plusieurs

¹ Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, Université de Maroua (Cameroun). E-mail : motande@yahoo.fr

² Faculté de Sciences Economiques et de Gestion, Université de Yaoundé II (Cameroun). E-mail : yvabesso@yahoo.fr

³ Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, Université de Maroua (Cameroun). E-mail : ftedongmo@gmail.com

techniques ont été mobilisées à l'instar de l'appariement des scores de propension (PSM) et des doubles moindres carrés à variables instrumentales (DMC-VI), dont le but est de contrôler les caractéristiques observables et non observables des ménages afin d'identifier l'effet causal de l'API des parents. Nous constatons que les enfants qui vivent avec un parent alcoolique ponctuel important courent un risque considérable de mauvais résultats en matière de santé, que ce risque est modéré par le sexe du parent. Etant donné les effets de la santé des enfants tout au long du cycle de vie, nos conclusions soulignent l'importance d'intégrer les politiques de lutte contre l'API des parents dans les programmes de promotion de la santé des enfants.

Mots clés : alcoolisation ponctuelle importante, santé des enfants, ménage, PSM.

***Abstract:** Parental heavy episodic drinking (HED) is associated with adverse health outcomes for children. Existing research, however, has not fully explored the relative magnitude of the association between maternal, and paternal HED and child health outcomes. This paper addresses this concern by assessing the effect of parental API on the health of 6076 children from the 2014 Cameroon Multiple Indicator Cluster Survey. To achieve this objective, several techniques were mobilized such as propensity score matching (PSM) and two-stage least squares with instrumental variables (2SLS-IV), with the aim of controlling for observable and unobservable household characteristics to identify the causal effect of parental HED. We find that children who live with a HED parent are at considerable risk for poor health outcomes, which are moderated by the parent's gender. These results are robust to the use of linear probability models (LPM) with instrumental variables. Given the lifecycle effects of children's health, our findings underscore the importance of integrating parental HED policies into child health promotion programs.*

Keywords: Heavy episodic drinking, Child health, household, PSM.

JEL Code : I12; J13; D13; C14.

1. INTRODUCTION

Parmi les enfants de moins de cinq ans au Cameroun en 2018, la proportion d'enfants souffrant d'un retard de croissance était de 29 %, tandis que la fraction souffrant d'insuffisance pondérale était de 11%. Ces statistiques indiquent une présence généralisée de la malnutrition qui représente environ la moitié de tous les décès chez les enfants de moins de cinq ans (UNICEF, 2021). En outre, une mauvaise santé dans la petite enfance, sous la forme de malnutrition, a des méfaits durables sur le cycle de vie, tels qu'une déficience cognitive, un niveau d'éducation plus faible, une plus grande vulnérabilité aux maladies chroniques et une baisse de la productivité ainsi que des revenus (Alderman et al., 2006 ; Briend et Berkley, 2016 ; Martorell, 1999; Doyle, 2020). Compte tenu de ces coûts privés et sociaux préjudiciables, la santé des enfants a fait l'objet de décennies de recherche et des objectifs de développement durable (ODD) et aussi de la stratégie nationale de développement au Cameroun (SND30). Mais ces dernières n'intègrent pas à suffisance réelle l'alcoolisation ponctuelle importante des parents (API) comme un facteur de risque pour la santé des enfants ; pourtant, l'association entre l'alcoolisation parentale et les résultats négatifs chez les enfants a été bien établie dans la littérature (Jones et al., 1999 ; Mangiavacchi et Piccoli 2018).

En effet, les enfants élevés dans les familles touchées par l'alcoolisme parental courent un risque accru de souffrir de divers problèmes, comme la violence et la négligence qui peuvent avoir une incidence négative sur le bien-être de ces derniers (Schäfer, 2011). De plus, les enfants d'alcooliques courent un risque plus élevé : de développer des problèmes de santé mentale (Bennett et al. 1988 ; Jones et al. 1999), d'être physiquement maltraité (Walsh et al. 2003), un mauvais développement émotionnel et

comportemental (Brook et Tseng, 1996 ; Brook et al., 1996 ; Stanger et al, 2004) et des résultats négatifs en matière de santé (Christoffersen et Soothill, 2003).

Selon les données de la cinquième enquête par grappe à indicateurs multiples (MICS5)⁴ réalisée au Cameroun en 2014, environ 47% d'enfants de moins de 5 ans vivaient dans des familles où au moins un des parents répondait aux normes cliniques d'API et sont donc à risque d'un mauvais état de santé. Il est toutefois probable que la gravité de ce risque dépende du parent qui consomme de l'alcool. Cette préoccupation fait l'objet de la présente étude. Relativement peu d'études portant sur l'alcoolisation parentale et la santé de l'enfant ont inclus les deux parents dans la même analyse. Par conséquent, on sait encore peu de choses sur l'ampleur relative de cette relation en fonction du sexe du parent. Pour commencer à combler ces lacunes dans la littérature, nous utilisons les données de MICS5, pour étudier les liens entre l'API des parents et la santé des enfants, en accordant une attention particulière à l'ampleur relative de l'effet de l'API par la mère, et par le père. Plus précisément, nous comparons les résultats en matière de santé des enfants dans les familles où seule la mère, seul le père, et où aucun des deux parents n'est API.

L'API désigne la consommation de plus d'un certain nombre X de boissons alcoolisées, ou d'un certain volume X d'alcool, au cours d'un seul épisode de consommation (Cooke et al., 2021). Pour un adulte type, ce mode de consommation correspond à la consommation de 6 boissons standard soit 60 grammes d'alcool au cours d'une occasion (WHO, 2018). L'API est l'un des principaux

⁴ Multiple Indicator Cluster Surveys.

facteurs de risque de maladie et de handicap dans le monde (WHO, 2018). En effet, il cause de nombreux problèmes de santé, tels que la pancréatite, la cirrhose du foie, l'épilepsie, les maladies cardiovasculaires, le diabète de type 2, les maladies infectieuses, l'hypertension artérielle, les accidents vasculaires cérébraux et les cancers du foie, du pancréas et du sein (Fang et McNeil, 2017). Au Cameroun, l'alcool est la principale cause de charge de morbidité et de mortalité évitable avec plus de 18,7% de Camerounais âgés de 15 ans et plus qui consomment abusivement de l'alcool au quotidien (WHO, 2018).

Si les effets directs de l'API sur la santé des buveurs sont évidents, les effets d'une « consommation passive »⁵ en particulier chez les enfants demeurent peu ou pas connus dans les pays en développement en général et au Cameroun en particulier. Les ODD fixés par tous les pays membres des Nations unies en 2015, dont le Cameroun, visaient à assurer une bonne santé à tous et à tous les âges entre 2015 et 2030. En raison du peu de preuves des effets néfastes de l'API des parents sur la santé des enfants, le contrôle de la consommation d'alcool n'a pas été intégré aux stratégies de lutte contre la malnutrition de l'enfant pour atteindre les ODD et la SND30 liés à la santé de l'enfant. Et pourtant l'API des parents peut être liée à la santé des enfants par au moins trois voies. Premièrement, elle peut entraîner une réduction du fonctionnement psychologique des parents et de leur compétence parentale, ce qui peut avoir des répercussions négatives sur les enfants (Accornero et al., 2002 ; Brook et

⁵ Le terme « consommation passive » désigne l'effet négatif que le comportement de consommation d'un membre du ménage peut avoir sur le bien-être des autres membres du ménage.

al., 2003 ; Messinger et al., 2004). Deuxièmement, l'API des parents peut entraîner une réduction des ressources (Menon et al., 2017) et du temps (Giannelli et al., 2013) consacrés par les parents aux soins des enfants. Troisièmement, les violences domestiques induites par l'API des parents peuvent avoir des effets néfastes sur la santé des enfants (Bedoya et al., 2020).

Notre étude vise à contribuer à la littérature limitée sur la consommation d'alcool et la santé des enfants en explorant le lien entre la santé des enfants et la consommation d'alcool au niveau des ménages au Cameroun. A la limite de nos connaissances, il n'existe pas au Cameroun d'études qui évaluent de manière systématique l'impact de la consommation d'alcool des parents sur la santé des enfants. L'intérêt de comprendre cette évaluation est de permettre aux politiques de prendre en compte l'impact de la consommation d'alcool des parents sur la santé des enfants lors des estimations des coûts socioéconomiques de l'alcoolisme au Cameroun et ailleurs. Les résultats de cette étude auront donc des implications importantes pour les futurs programmes de recherche, les politiques et les programmes de santé de l'enfant au Cameroun et ailleurs.

Le reste de l'article est organisé comme suit. La section 2 passe en revue la littérature sur les effets de l'alcoolisme parental chez les enfants. La section 3 présente la méthodologie, la section 4 présente les résultats et la section 5 conclut.

2. REVUE DE LA LITTÉRATURE

La réflexion sur l'effet de l'alcoolisation des parents sur la santé des enfants met en évidence le débat qui oppose la vision unitaire de la vision collective de la production des ménages au sujet de l'altruisme ou non de ses membres. Suivant la vision unitaire de la production des ménages

développée par Becker (1965), le ménage agit comme une unité de décision, car tous les membres de la famille ont les mêmes préférences et ces préférences sont altruistes en ce sens que chaque membre prend ses décisions de consommation en se souciant du bien-être des autres membres du ménage. Dans ce cas, l'alcoolisation des parents n'a aucun effet sur la santé des enfants. En effet, les parents prennent leur décision d'alcoolisation tout en se souciant du bien-être de leurs enfants. A l'opposé, la vision collective développée par Chiappori (1988; 1992) suppose que chaque membre de la famille est caractérisé par ses propres préférences égoïstes et toute décision d'au sein du ménage aboutit à des résultats efficaces au sens de Pareto. Car, aucun membre de la famille ne peut améliorer son utilité sans dégrader le bien-être d'un autre. Dans ce cas, l'alcoolisation parentale peut avoir un effet négatif sur la santé des enfants.

Cette controverse théorique n'est pas atténuée par les travaux empiriques qui sont peu nombreux et portent essentiellement sur les pays à revenu élevé. Les résultats de ces travaux ne sont pas en effet consensuels, car il existe au moins deux tendances contradictoires concernant l'effet de l'alcoolisation parentale sur la santé des enfants. Selon la première tendance, l'alcoolisation parentale a un effet négatif sur la santé des enfants, car certains travaux montrent que les enfants qui vivent avec des parents alcooliques ont tendance à être en moins bonne santé que leurs homologues dont les parents, ne sont pas alcooliques. Par exemple dans le contexte de la Pologne, Hanć et al. (2015) démontrent à l'aide des tests de student, de khi² et les modèles d'analyse bidirectionnelle de la variance (MANOVA) que les enfants issus des familles où les parents sont dépendants à l'alcool sont nettement plus court et présentent un indice de masse corporel (IMC) inférieur à celui des enfants du

groupe de référence. Les auteurs attribuent ce résultat au faible statut socioéconomique souvent associé à la dépendance à l'alcool des parents ou en résultant.

De même, en utilisant la méthode d'appariement par score de propension (PSM)⁶ et des doubles moindres carrés à variables instrumentales (DMC-VI), Balsa et French (2012) et Jones et al. (1999) fournissent respectivement des preuves que l'alcoolisation parentale génère des effets négatifs sur la santé des enfants aux Etats-Unis.

Cependant, selon la deuxième tendance, certaines études ne fournissent aucune preuve de la relation d'intérêt. Par exemple, Chatterji et Markowitz (2001) utilisent un vaste échantillon national de mères et d'enfants pour déterminer s'il existe une relation de cause à effet entre la consommation de substances psychotropes par la mère et les problèmes de santé mentale précoces des enfants mesurés par un indice de problème de comportement. Ils n'ont pas trouvé d'effet constant de la consommation d'alcool sur la santé comportementale des enfants lorsqu'ils utilisent les effets fixes mère enfant pour contrôler l'hétérogénéité non observée de la famille dans le temps.

En dehors de la littérature économique, diverses études dans des domaines aussi variés que la psychologie, de la sociologie et la santé cherchent à expliquer le lien entre l'alcoolisation parentale et la santé des enfants. Par exemple Bonu et al. (2004), recourant à une régression logistique multivariée, trouvent que la consommation d'alcool uniquement, par les parents n'a aucun effet sur la santé des enfants en Inde. Les auteurs attribuent ce

⁶ Propensity score matching.

résultat au niveau d'instruction et au niveau de richesse des buveurs, car une analyse plus approfondie de ses données montre que les consommateurs d'alcool uniquement sont plus instruits et plus riches que les parents qui ne fument que des cigarettes. Il est donc possible que les parents qui consomment uniquement de l'alcool soient des adultes plus soucieux de la santé, qui boivent et évitent de fumer. De plus, dans une étude portant sur six pays à revenu faible et intermédiaire (Ethiopie, l'Inde, l'Indonésie, la Jordanie, le Kenya et le Nigeria), Wu et al. (2021) ont trouvé différents modèles de résultat en matière de santé infantile selon que l'homme, la femme ou les deux consommaient de l'alcool. Ils trouvent que la consommation d'alcool chez l'homme seulement est significativement associée à une probabilité élevée que leurs enfants reçoivent trois doses de vaccin DPT/pentavalent, toutes les vaccinations de base et ne souffrent pas d'un retard de croissance en Ethiopie, en Inde et au Nigeria et ne souffrent pas d'insuffisance pondérale en Ethiopie et au Nigeria.

Deux problèmes majeurs ressortent des études susmentionnées. Le premier concerne les résultats contradictoires des études empiriques. Alors que certaines études trouvent des effets négatifs de l'alcoolisation parentale sur la santé des enfants (par exemple, Balsa et French 2012 ; Hané et al. 2015 ; Jones et al. 1999), d'autres soulignent l'inexistence d'une telle relation (par exemple, Bonu et al., 2004 ; Chatterji et Markowitz, 2001), ou une relation positive (par exemple, Wu et al. 2021). Le deuxième problème est celui de l'endogénéité, qui fait référence aux facteurs non observés qui déterminent conjointement l'alcoolisation des parents et la santé des enfants, comme la génétique et les dotations familiales. Ce groupe de variables « omises » rend difficile l'identification des effets causaux qui nous intéressent. De plus, aucune

de ces études à notre connaissance n'a exploré pleinement l'ampleur relative de la relation entre l'alcoolisation parentale et la santé des enfants en fonction du sexe du parent.

Notre étude vise à répondre à ces préoccupations et à contribuer à la littérature sur au moins quatre aspects. Premièrement, nous apportons des nouvelles preuves à la littérature en ce qui concerne le contexte du Cameroun, qui n'a jusqu'ici pas encore fait l'objet d'une étude à notre connaissance. Deuxièmement, nous explorons le lien entre l'alcoolisation parentale et la santé infantile en utilisant une approche empirique différente de celle des études mentionnées précédemment. En particulier, nous utilisons plusieurs méthodes économétriques pour surmonter le problème d'endogénéité. Troisièmement, nous examinons l'effet de l'alcoolisation parentale sur la santé physique des enfants, contrairement aux études passées qui se sont focalisées sur la santé mentale de l'enfant (Chatterji et Markowitz, 2001 ; Jones et al. 1999), le recours aux soins de santé (Balsa et French, 2012 ; Bonu et al., 2004 ; Wu et al., 2021). Quatrièmement, nous faisons une réflexion sur le sexe du parent dans la relation entre l'alcoolisme parental et la santé des enfants.

3. METHODOLOGIE

La méthodologie proposée dans cet article se décline sous quatre aspects à savoir : le modèle, la mesure des variables clés, les données et la technique d'estimation.

3.1. Modèle

Inspiré des modèles de Rosenzweig et Schultz (1982), de Chatterji et Markowitz (2001) et de Pieters et Rawlings (2019), la fonction de production de la santé physique de

l'enfant est représentée empiriquement par l'équation 1 ci-dessous :

$$Z_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 API_j + \alpha_2 X_{ij} + \alpha_3 u_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

Où Z_{ij} est l'indicateur anthropométrique de l'enfant i né du parent j , API_j est un indicateur binaire de l'alcoolisation ponctuelle importante du parent j , et X est le vecteur des caractéristiques de l'enfant, des parents et du ménage parmi lesquelles le sexe (CHSEX) et l'âge de l'enfant (CHYEAR), le nombre d'enfants de moins de cinq ans (CH5NBR), le niveau d'instruction des parents (PEDU et MEDU)⁷, le statut socioéconomique de la famille (SSEE), l'âge de la mère au premier mariage (AGEPREMA), le sexe du chef de ménage (SEXCM), la région (REGION) et l'ethnie du chef de ménage (ETHNIE). u_{ij} représente les facteurs inobservés de l'enfant i et des parents j , invariant dans le temps qui affectent la santé de l'enfant.

L'équation 2 ci-dessous est une équation de demande d'alcoolisation ponctuelle importante des parents.

$$API_j = \beta_0 + \beta_1 z_1 + \beta_2 z_2 + \beta_3 u_j + w_j \quad (2)$$

Où z_1 est le vecteur de variables instrumentales exogènes (VI), et z_2 est un vecteur de variables de contrôle, et v et ε sont les termes d'erreur qui expliquent la variation inexpliquée restante. Une VI valide doit être fortement

⁷ Renvoie respectivement au niveau d'éducation du père et de la mère.

liée ($\beta_1 \neq 0$) à l'API parentale (la variable endogène) et est exogène dans le modèle de base.

3.2. Les variables

En ce qui concerne les variables, la santé des enfants et l'alcoolisation ponctuelle importante des parents sont les variables clés de cette étude. La première est mesurée à l'aide de l'anthropométrie de l'enfant, notamment la taille par rapport à l'âge (HAZ), le poids par rapport à l'âge (WAZ) et le poids par rapport à la taille (WHZ). Les mesures anthropométriques sont calculées pour les enfants de moins de cinq ans selon leur âge et leur sexe sur la base des courbes de référence dérivée de l'écart-type de l'Organisation mondiale de la santé (OMS). La mesure de la santé des enfants sur la base de la population de référence internationale est justifiée puisque la taille et le poids d'enfants en bonne santé et bien nourris suivent une courbe de croissance similaire dans tous les pays (Martorell et Habicht, 1986 ; Grantham-McGregor et al., 2007).

Les mesures anthropométriques des enfants reflètent l'état de la nutrition et de la croissance des enfants à long terme et à court terme. En fonction du sexe, la taille par rapport à l'âge reflète l'état de santé à long terme et le poids par rapport à la taille indique l'état de santé actuel (Thomas et al., 1991 ; WHO, 2008). En particulier, une faible taille par rapport à l'âge (retard de croissance) est perçue comme un manque prolongé de nutriments qui favorisent une croissance normale ou des maladies répétées. Un faible rapport poids/taille (émaciation), en revanche, est causé par des circonstances défavorables récentes telles qu'une diminution importante de la consommation alimentaire ou une maladie grave. En outre, le poids par rapport à l'âge est un indicateur de la

masse corporelle par rapport à l'âge et est influencé à la fois par la taille pour l'âge et poids pour la taille. Dans les données de MICS, la taille par rapport à l'âge, le poids par rapport à la taille et le poids par rapport à l'âge sont exprimés par le système de classification z-score. En d'autres termes, ces mesures anthropométriques sont décrites comme le nombre d'écart-types inférieurs ou supérieurs à la médiane de la population de référence internationale. Le z-score, comme le souligne l'OMS (2006), est le meilleur système d'analyse et de démonstration des données anthropométriques.

Nous mesurons en outre la santé des enfants en fonction de différents états nutritionnels. Plus précisément, le retard de croissance, l'émaciation et l'insuffisance pondérale sont trois indicateurs construits sur la base des z-scores de la taille par rapport à l'âge, du poids par rapport à la taille et du poids par rapport à l'âge, respectivement (OMS, 2006). Le retard de croissance est une variable muette qui prend la valeur 1 si le z-score de la taille par rapport à l'âge est inférieur à -2, et 0 sinon. L'émaciation est une variable dichotomique qui prend la valeur de 1 si le z-score poids par rapport à la taille est inférieur à -2, et 0 sinon. De même, l'insuffisance pondérale est un indicateur qui prend la valeur 1 si le z-score du poids par rapport à l'âge est inférieur à -2, et 0 sinon. La valeur seuil de -2 est établie par l'OMS (2006).

S'agissant de l'alcoolisation ponctuelle importante des parents, elle est mesurée selon le standard de l'OMS qui considère comme API, toute personne qui consomme plus de 6 verres standards (soit 60 grammes d'alcool pur) en une seule occasion. Nous effectuons à cet effet des calculs annexes pour déterminer le nombre de grammes d'alcool pur consommé par chaque parent étant donné que ces informations ne sont pas fournies dans la base de données.

3.3. Les données

Pour ce qui est des données, nous utilisons les données de la plus récente enquête par grappe à indicateurs multiples (MICS) réalisée au Cameroun, qui a eu lieu en 2014. Les enquêtes MICS mesurent des indicateurs clés permettant aux pays de générer des données à utiliser dans les politiques et programmes et de suivre les progrès vers les atteintes des Objectifs de Développement du Millénaire (OMD) et autres engagements convenus au niveau international comme les ODD.

Quatre jeux de questionnaires sont utilisés dans l'enquête: (1) un questionnaire ménage pour recueillir des informations démographiques de base sur tous les membres du ménage de jure (résidents habituels), le ménage et l'habitation; (2) un questionnaire individuel femme administré dans chaque ménage à toutes les femmes âgées de 15-49 ans; (3) un questionnaire individuel homme administré dans un ménage sur deux à tous les hommes âgés de 15-59 ans; et (4) un questionnaire enfant de moins de 5 ans, administré aux mères (ou gardiennes) pour tous les enfants de moins de 5 ans vivant dans le ménage.

Pour connaître davantage sur les coûts sanitaires intergénérationnels de la consommation d'alcool, nous avons besoin des informations sur la santé des enfants et la consommation d'alcool par les parents. Nous nous concentrons sur les enfants de moins de 5 ans parce qu'à cet âge tous les enfants vivent dans le ménage parental et que la production de leur santé repose essentiellement sur leurs parents. Étant donné que le questionnaire relatif à ceux-ci ne les interroge pas sur la consommation d'alcool de leurs parents, nous ne pouvons établir un lien entre la santé des enfants et la consommation d'alcool des parents que si nous apparions les parents et les enfants qui

résident ensemble en utilisant les informations sur la composition du ménage. Cet appariement a été réalisé en fusionnant les quatre bases de données de l'enquête MICS 5, avec pour unité d'analyse l'enfant de moins de cinq ans. Afin de nous rassurer que les informations issues de cette base de correspondance soient fiables et dignes d'être utilisées pour notre analyse, nous avons procédé à une épuration de celle-ci.

En effet, nous avons tout d'abord supprimé de cette base tous les enfants dont les questionnaires n'étaient pas remplis. Ensuite, nous avons exclu tous les individus dont nous ne disposions d'aucune information sur les parents, car ils ne sont pas utiles pour l'analyse que nous menons. Enfin, nous n'avons retenu que les individus pour lesquels nous disposions des informations sur l'état nutritionnel et dont les informations sur les caractéristiques des parents ne souffraient d'aucune incohérence. Sur un total de 7291 enfants de moins de cinq ans, ces traitements nous laissent 6712 observations. Par la suite nous avons exclu de cette base tous les enfants sans données sur la taille et/ou le poids. Cette action a porté notre échantillon à 6454 observations. Pour terminer, conformément aux normes de l'OMS de 2006, nous avons également exclu de notre échantillon tous les enfants dont les z-scores ne respectaient pas les normes fixées par l'OMS. Ce dernier traitement nous conduit à un échantillon final de 6076 observations.

3.4. Technique d'estimation

L'évaluation de l'effet causal de l'API des parents sur la santé infantile est difficile et nécessite une méthodologie d'estimation adéquate. L'API parentale est certainement une covariable endogène au moins pour trois raisons. Premièrement, le biais de sélection est une préoccupation majeure ici, puisqu'il n'est pas possible d'attribuer les

enfants de manière aléatoire aux familles en fonction du comportement des parents en matière de consommation d'alcool. De plus, l'API est prévalue dans les groupes socioéconomiques défavorisés où les attributs parentaux tels qu'un Quotient Intellectuel inférieur, une auto-efficacité, une motivation ou une réussite plus faible sont susceptibles d'être corrélés avec des résultats sanitaires inférieurs chez les enfants, ce qui entraîne un biais d'autoselection. Deuxièmement, la causalité inverse est une autre préoccupation majeure si les parents d'enfants en mauvais état de santé sont plus susceptibles d'être API. Troisièmement, le biais de variables omises est une autre préoccupation, car les facteurs non observés peuvent influencer le statut API des parents en même temps que la santé de l'enfant. Dans tous ces cas, les méthodes de régression standard des moindres carrés ordinaires (MCO) ou logistiques, donneront des estimations biaisées et ne saisiront que la corrélation entre l'API des parents et la santé des enfants.

Compte tenu des différents problèmes suscités, deux techniques d'estimation ont principalement été utilisés pour surmonter ces difficultés. Dans un premier temps, nous avons utilisé l'appariement par scores de propension (PSM) pour contrôler les caractéristiques observables et venir à bout du biais d'autoselection de l'API. Dans un second temps nous avons employé les doubles moindres carrés à variables instrumentales (DMC-VI), dans le but de contrôler les caractéristiques non observables individuelles et des ménages afin de débarrasser complètement l'API de son endogénéité. A cet effet, nous

avons utilisé comme instruments la religion⁸ et l'âge auquel le parent a bu pour la première fois⁹.

4. PRESENTATION ET ANALYSE DES RESULTATS

4.1. Résultats issus de l'appariement par score de propension

Pour résoudre le problème de biais d'autoselection, nous mettons d'abord en œuvre une analyse PSM afin de réduire le biais potentiel résultant de l'autoselection dans l'API. L'analyse PSM limite le biais de sélection dû aux variables confondantes lors de l'estimation de l'effet de traitement en construisant un groupe de contrôle de comparaison artificiel (non traité), où les individus sont appariés en fonction de leur propension à avoir le statut d'API. Pour former le groupe de non traité, nous avons utilisé la méthode de Kernel comme critère d'appariement par défaut. Cette méthode a permis de faire correspondre chaque individu traité avec les individus non traités qui avaient les scores de propension les plus proches. Nous avons également testé la robustesse de notre appariement en utilisant d'autres algorithmes d'appariement (la méthode des k voisins les plus proches, la méthode du calibre et du rayon, la régression linéaire locale, etc.)¹⁰.

⁸ L'intuition derrière cet instrument est que la probabilité d'être API est faible, voire nul, lorsqu'on est d'obédience religieuse musulmane.

⁹ L'intuition derrière cet instrument est que plus la consommation d'alcool est précoce, plus la probabilité d'être un alcoolique ponctuel important est élevé.

¹⁰ Les résultats de l'appariement par ces méthodes sont disponibles sur demande.

Les résultats de l'effet moyen de l'API des parents sur la santé des enfants sont présentés dans le tableau 1 ci-dessous. Dans ce tableau, les colonnes 1, 3 ; et 5 présentent respectivement les effets moyens de l'API maternelle sur les z-scores de poids/âge, poids/taille, et de taille pour âge, tandis que les colonnes 2 ; 4 et 6 présentent respectivement celles de l'API paternelle sur les z-scores de poids/âge, poids/taille, et de taille pour âge des enfants.

Tableau 1 : L'effet moyen de l'API des parents sur la santé des enfants

	WAZ		WHZ		HAZ	
	Mère	Père	Mère	Père	Mère	Père
Effet moyen de l'API parental (ATT)	-0,26*** (-3.81)	-0.11 (-1.09)	-0,18*** (-3.26)	0,12 (0.11)	-0,22** (-2.38)	-0,033 (-0.37)
N° d'obs. traités	4362	744	4,362	744	4362	744
N° d'obs. de contrôle	1612	1161	1612	1161	1612	1161
N° d'obs. utilisés	5974	1905	5974	1905	5974	1905

Notes : ***, ** et * représentent la significativité au seuil de 1%, 5% et 10%, respectivement. WAZ, WHZ et HAZ, correspondent aux z-scores de poids pour âge, de poids pour taille et de taille pour âge respectivement. Les valeurs entre parenthèses sont les statistiques de student.

Source : Construction de l'auteur à partir du logiciel STATA 16.

Dans un premier temps, nous appliquons la technique PSM. Le tableau 1 ci-dessus compare la santé des enfants dont les parents sont API avec celle du groupe de contrôle¹¹. Le PSM suggère des effets différenciés de l'API des parents sur la santé des enfants. Plus spécifiquement, ce résultat suggère que l'API des mères réduit significativement les z-scores de poids/âge, poids/taille et de taille/âge respectivement au seuil de 1%, 1% et 5%. Cependant, pour l'API des pères, bien qu'ayant le signe attendu pour les z-score de poids/âge et taille/âge, n'a pas d'effet statistiquement significatif au seuil de 1% ou de 5%. Par conséquent, l'API des parents est une cause de mauvais état nutritionnel de l'enfant seulement quand c'est la mère qui est concernée. De plus, l'ampleur de la baisse des z-score de l'état nutritionnel des enfants est plus importante pour cette catégorie de sexe que pour le père. En moyenne, l'API des mères réduit respectivement, les z-score de poids/âge, poids/taille et de taille/âge d'une valeur de **0,26**, **0,18**, et de **0,22**. Ce résultat à notre connaissance est le premier qui met en évidence les effets de l'alcoolisation parentale sur le développement physique de l'enfant. En effet, les études à notre connaissance qui ont évalué les effets de l'alcoolisation parentale sur la santé des enfants se sont focalisées uniquement sur la santé mentale de ceux-ci (Chatterji et Markowitz, 2001 ; Jones et al., 1999).

En ce qui concerne l'API du père, les effets sont mitigés et non significatifs et la diminution des z-score de poids/taille et de taille/âge est plus faible que celle induite par l'API maternelle, et est égale à -0.11 (pour poids/âge) et -0,033 (taille/âge). De manière générale, nos résultats suggèrent que l'API parental est un prédicteur important de l'état

¹¹ Ceux dont les parents ne sont pas API.

nutritionnel des enfants et que cet effet n'est significatif que pour l'API des mères. Un tel résultat peut être justifié par le fait que les enfants à cet âge pour la plupart sont encore allaités et donc toute consommation d'alcool par la mère leur est servie dans le sein maternel or des études ont montré les effets négatifs d'une consommation d'alcool in utero et le faible poids à la naissance (Håkonsen et al., 2014). De plus la majeure partie des familles de notre échantillon est à structure monoparentale femme et toute consommation excessive par la mère réduirait le temps, les capacités et les ressources nécessaires à la production des nutriments nécessaires au développement normal de l'enfant.

Bien que la méthode PSM se soit avérée une méthode efficace pour traiter le biais de sélection, elle est basée sur l'hypothèse forte que tout biais de sélection repose sur les caractéristiques observables (Becker et Ichino, 2002; Rosenbaum et Rubin, 1983). Nous avons mis en œuvre une autre stratégie d'identification basée sur l'approche des doubles moindres carrés à variables instrumentales (DMC-VI). Cette approche permet de s'attaquer au problème de causalité inverse et du biais de variables omises, et donc d'estimer l'effet causal de l'API parentale. Nous instrumentons l'API parentale par l'âge auquel ce parent a commencé à boire et par la religion de celui-ci.

4.2. Résultats issus des doubles moindres carrés à variables instrumentales

Tableau 2 : Résultats des doubles moindres carrés à variables instrumentales

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	WAZ	WAZ	WHZ	WHZ	HAZ	HAZ
APIM	-0.327*** (0.092)		-0.448*** (0.152)		-0.040 (0.116)	
PEDU	0.092*** (0.028)	0.083*** (0.029)	0.043 (0.029)	0.028 (0.029)	0.114*** (0.035)	0.117*** (0.036)
MEDU	0.187*** (0.031)	0.202*** (0.031)	0.205*** (0.032)	0.225*** (0.032)	0.081** (0.039)	0.082** (0.039)
CH5NBR	-0.056*** (0.016)	-0.055*** (0.016)	-0.040** (0.016)	-0.041** (0.017)	-0.046** (0.020)	-0.043** (0.020)
SSEE	0.425*** (0.044)	0.421*** (0.044)	0.152*** (0.045)	0.147*** (0.045)	0.524*** (0.055)	0.524*** (0.055)
APIF		-0.275* (0.147)		-0.423*** (0.094)		0.088 (0.185)
_cons	-0.587*** (0.144)	-0.641*** (0.188)	-0.207 (0.148)	-0.179 (0.194)	-0.566*** (0.182)	-0.700*** (0.237)
Statistique de Sargan	3.060	4.814	4.414	3.861	2.141	1.906

P-value	0.38	0.090	0.22	0.145	0.54	0.59
Test d'endogénéité	4.96	6.938	11.27	5.710	0.061	0.124
P-value	0.026	0.008	0.000	0.017	0.804	0.724
Obs.	4410	4410	4410	4410	4410	4410
R-carré	0.184	0.176	0.118	0.127	0.145	0.145

Notes : Les valeurs entre parenthèses correspondent aux écart-types. ***, ** et * représentent la significativité au seuil de 1%, 5% et 10%, respectivement. WAZ, WHZ et HAZ, correspondent aux z-scores de poids pour âge, de poids pour taille et de taille pour âge respectivement

Source : Construction de l'auteur à partir du logiciel STATA 16.

L'endogénéité de l'API est confirmée par le test d'endogénéité de Durbin, ce qui nous conduit à rejeter H_0 (l'exogénéité de la variable API) et appuie notre démarche des doubles moindres carrés à variables instrumentales. Par ailleurs, la validité des instruments est confirmée par la statistique de Sargan. En fait, la non significativité de la p-value associée à ce test confirme le fait que les deux instruments utilisés sont exogènes et donc que les résultats présentés dans la suite sont robustes.

Les résultats des DMC-VI confirment qu'il existe une relation causale négative entre l'API parentale et la santé de l'enfant au Cameroun et que cet effet est plus important que celui présenté par le PSM. En effet, en instrumentalisant la variable API, l'effet négatif de cette variable augmente, passant de 0,26 et de 0,18 à 0,33 et 0,45, respectivement pour les z-score de poids/âge (WAZ) et de poids/taille (WHZ) de l'enfant lorsque c'est la mère qui est concernée. Par ailleurs, nous constatons que, débarrassée de sa composante endogène, l'API du père (APIF) joue également un rôle significatif sur les indicateurs de santé de l'enfant (WAZ et WHZ), alors qu'elle ne jouait pas de rôle dans le cas du PSM. Il existe donc des caractéristiques individuelles non observées qui expliquent à la fois l'API parentale et la mauvaise santé de l'enfant. Nous concluons donc que : toute consommation d'une unité supplémentaire d'alcool par la mère réduit le WAZ et le WHZ de **0,33** (au seuil de 1%) et **0,45** (au seuil de 1%), respectivement ; et toute unité supplémentaire de consommation d'alcool par le père réduit le WAZ et le WHZ de **0,27** (au seuil de 10%) et **0,42** (au seuil de 1%), respectivement. Une leçon importante que ces résultats semblent transmettre est que l'estimation du PSM sous-estime dans une large mesure l'effet de l'API parentale. Enfin, même après avoir éliminé sa composante endogène, l'API parentale n'affecte pas le z-score de la taille pour

l'âge des enfants au Cameroun. Force est de constater que dans les familles où un seul parent est API, l'API maternelle est plus négativement associée à la santé physique de l'enfant que l'API paternelle. Cela peut s'expliquer par l'hypothèse de « l'effet tampon », issue de la littérature sur le soutien social (Cohen et Wills, 1985).

Par conséquent, l'API maternelle peut être plus négativement associée à la santé physique de l'enfant que l'API paternelle pour au moins trois raisons. Premièrement, les mères sont le plus souvent les principales personnes en charge des enfants. Ainsi, les enfants sont susceptibles d'être davantage exposés à l'API maternelle qu'à l'API paternelle. Deuxièmement, l'API est beaucoup moins fréquente chez les mères que chez les pères. Enfin, les comportements parentaux des mères semblent avoir une plus grande association (positive ou négative) avec le bien-être des enfants que les comportements parentaux des pères (Brook et Tseng, 1996). Ainsi les mères peuvent être en mesure de protéger plus efficacement les enfants des résultats négatifs associés à l'API paternelle que l'inverse.

De manière générale, il ressort de ces analyses que l'API des parents affecte négativement la santé des enfants au Cameroun. Ces résultats sont conformes aux résultats de (Balsa et French, 2012; Hanć et al., 2015; Jones et al., 1999) et contraire à ceux de (Chatterji et Markowitz, 2001). L'API des parents est liée à la santé des enfants par au moins deux voies. Premièrement, par hypothèse, la consommation parentale est un facteur de production d'euphorie, qui nuit aux compétences parentales, entraînant ainsi une diminution de la santé des enfants. Deuxièmement, comme l'API doit être combinée à un apport de temps pour produire l'euphorie, la consommation parentale d'alcool nuit aussi indirectement

à la santé de l'enfant en réduisant le temps que les parents investissent dans la santé de l'enfant. En effet, la consommation régulière ou irrégulière d'alcool par les parents peut réduire le temps que ceux-ci consacrent aux soins des enfants. De plus, les enfants peuvent également être affectés par les effets négatifs de la consommation d'alcool de l'un des parents sur l'autre conjoint. Les responsabilités familiales peuvent passer de deux à un seul parent et, par conséquent, le parent non alcoolique peut aussi réduire le temps consacré à s'occuper des enfants. Dans tous ces cas, une incidence négative de la consommation d'alcool sur le temps passé en garderie entraînerait un effet négatif sur la santé de l'enfant (Giannelli et al., 2013).

De plus, l'API des parents pourrait exercer un effet d'éviction sur les dépenses en soins médicaux, les dépenses des produits alimentaires. Les parents API sont donc susceptibles de renoncer aux bénéfices à long terme d'un investissement accru. Il est donc probable que les dépenses en alcool compromettent les investissements dans la santé des enfants. Ce résultat peut également s'expliquer par les violences domestiques induites par la consommation d'alcool. En effet, au Cameroun sur les 33% de violences conjugales observées, environ 66% (58%) de femmes (d'hommes) ont déclaré avoir subi des actes de violence conjugale quand leur mari (femme)/partenaire était soûle (EDS, 2018).

De plus, le SSEE, le nombre d'enfants de moins de cinq ans, le sexe du chef de ménage, le niveau d'éducation des parents et l'âge de l'enfant, demeurent important pour expliquer l'état nutritionnel de l'enfant au Cameroun.

4.3. Contrôles de la robustesse

Il est question ici d'apprécier la robustesse de nos principaux résultats. Pour ce faire, nous modifions notre variable de santé et nous changeons complètement l'approche économétrique. Car il est opportun de se rassurer que nos conclusions ne varient pas lorsque nous adoptons une mesure ou une approche économétrique différente. À cet effet, nous mesurons la santé des enfants en fonction des différents états nutritionnels. Plus précisément, nous construisons trois indicateurs (insuffisance pondérale, émaciation et retard de croissance) d'état nutritionnel de l'enfant sur la base des z-scores de poids pour âge, poids pour taille et taille pour âge respectivement (OMS, 2006). L'insuffisance pondérale est une variable muette qui prend la valeur 1 si le z-score du poids pour taille est inférieur à -2 ET par rapport à la médiane de la population de référence, et 0 sinon. L'émaciation est une variable dichotomique qui prend la valeur 1 si le z-score de poids pour taille est inférieur à -2 ET par rapport à la médiane de la population de référence, et 0 sinon. Le retard de croissance est un indicateur qui prend la valeur 1 si le z-score de poids pour âge est inférieur à -2 ET par rapport à la médiane de la population de référence, et 0 sinon. La valeur seuil de -2 est établie par l'OMS (2006).

Tableau 3 : Résultats des modèles de probabilité linéaire à variables instrumentales

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	INSUFF	INSUFF	MNA	MNA	MNC	MNC
APIM	0,099*** (0,025)		0,082*** (0,028)		0,021 (0,030)	
PEDU	-0,020** (0,008)	-0,083*** (0,029)	-0,012** (0,005)	-0,028 (0,029)	-0,022** (0,009)	-0,117*** (0,036)
MEDU	-0,041***	-0,202***	-0,011**	-0,225***	-0,027**	-0,082**
	(0,009)	(0,031)	(0,032)	(0,032)	(0,011)	(0,039)
CH5NBR	0,005	0,055***	0,0002	0,041**	0,009	0,043**
	(0,005)	(0,016)	(0,002)	(0,017)	(0,005)	(0,020)
SSEE	-0,076***	-0,421***	-0,007	-0,147***	-0,132***	-0,524***

	(0.013)	(0.044)	(0,007)	(0,045)	(0,015)	(0,055)
APIF		0,044**		0,035**		0,033
		(0,020)		(0,016)		(0,027)
_cons	0.212***	-0.641***	0.027	-0.179	0,206***	0,036
	(0.040)	(0.188)	(0,027)	(0.194)	(0,047)	(0,029)
Obs.	4410	4410	4410	4410	4410	4410

Notes : Les valeurs entre parenthèses correspondent aux écart-types. ***, ** et * représentent la significativité au seuil de 1%, 5% et 10%, respectivement. INSUFP, MNA et MNC, correspondent aux z-scores de poids pour âge, de poids pour taille et de taille pour âge respectivement

Source : *Construction de l'auteur à partir du logiciel STATA 16.*

Comme technique d'estimation, nous optons pour les modèles de probabilité linéaire (MPL) pour au moins deux raisons. Premièrement, lorsque les variables binaires dépendantes sont examinées, le MPL via les DMC est préféré aux modèles logit et probit, car l'estimation par variables instrumentales de ces modèles n'est pas cohérente (Dagenais, 1999). Deuxièmement, outre la simplicité d'interprétation, des études antérieures ont montré que les MPL à travers les DMC offrent une bonne estimation de l'effet moyen (Chassang et Padró, 2009 ; Wooldridge, 2010).

Les résultats des DMC-VI montrent un effet positif de l'API maternelle sur la probabilité d'un faible poids par rapport à l'âge ou d'un faible poids par rapport à la taille. Par contre, lorsque nous estimons l'effet de l'API maternelle sur la probabilité d'un retard de croissance, l'API maternelle conserve son signe positif, mais n'est pas significatif. De tels résultats suggèrent que l'API maternelle augmente la probabilité d'avoir un enfant qui souffre d'insuffisance pondérale de 9,9%. De même, la probabilité d'avoir un enfant chétif est supérieure à 8% pour un enfant dont la mère est API. Ces effets sont statistiquement significatifs au seuil de 1%. Au contraire, l'API maternelle n'a pas exercé d'influence statistiquement significative sur la probabilité d'avoir un enfant qui souffre d'un retard de croissance, bien que les résultats aillent dans le même sens.

En ce qui concerne l'API paternelle, les estimations des DMC-VI montrent également un effet positif et significatif de celui-ci sur la probabilité d'une insuffisance pondérale de l'enfant et sur la probabilité d'avoir un enfant chétif. Alors que cet effet est non significatif sur la probabilité d'un retard de croissance de l'enfant, quoiqu'ayant le signe escompté. Ces résultats suggèrent que l'API paternelle

augmente la probabilité d'avoir un enfant qui souffre d'insuffisance pondérale d'un peu plus de 4%. De même, la probabilité d'avoir un enfant chétif augmente de 3,5% pour un enfant dont le père est API. Ces résultats sont significatifs au seuil de 5%. Les résultats de nos estimations montrent également que l'API paternelle n'exerce aucune influence statistiquement significative sur la probabilité d'avoir un enfant qui souffre d'un retard de croissance, bien que les résultats présentent le signe escompté.

En définitive, il ressort de manière générale des analyses de nos contrôles de robustesse que l'API parentale augmente la probabilité qu'un enfant souffre d'une insuffisance pondérale et d'une émaciation, mais pas d'un retard de croissance. Par conséquent, ces contrôles de robustesses renforcent nos principaux résultats présentés dans le tableau 2.

4.4. Implications

Les ODD et la SND30 ont fixé des objectifs concrets en matière de santé infantile à atteindre d'ici 2030, contribuant ainsi à relancer les efforts internationaux et nationaux pour accélérer le développement humain dans les pays en développement. L'analyse diagnostique de la situation sanitaire dans divers pays en développement par la Banque mondiale s'est concentrée sur la politique de santé, les systèmes de santé, le financement des soins de santé et les facteurs liés aux ménages ; elle ne mentionne que brièvement les habitudes de vie. La plupart des efforts visant à améliorer la santé infantile ont porté sur l'offre. Il s'agit notamment du renforcement des soins de santé primaires, de la fourniture d'un ensemble de services essentiels pour lutter contre les maladies transmissibles les plus courantes chez les enfants, etc. Jusqu'à présent, le contrôle de la consommation d'alcool n'a pas figuré en

bonne place dans les stratégies visant à résoudre les problèmes de santé infantile, en particulier dans les pays à revenu faible et intermédiaire, principalement en raison du manque de preuves.

La fraction de risque attribuable de l'API des parents sur la santé infantile obtenue par notre étude était de 9,9% (4,4%) pour l'insuffisance pondérale lorsqu'il s'agissait de la mère (du père)¹ et 8% (3,5%) pour l'émaciation, ce qui est important pour la santé des enfants, tant du point de vue des politiques que des programmes. Par conséquent, les stratégies de lutte contre l'alcoolisme devraient faire partie intégrante de tout programme de santé de l'enfant au Cameroun où la prévalence de la consommation d'alcool est élevée et où les résultats en matière de santé de l'enfant sont médiocres. Bien qu'il y ait déjà un sentiment d'urgence à lutter contre la consommation excessive d'alcool, notre étude ajoute une nouvelle dimension (la santé des enfants) à la lutte contre la consommation abusive d'alcool. Les résultats de cette étude peuvent amener de nouveaux alliés pour la lutte contre l'alcoolisme parmi les défenseurs de la santé de l'enfant, ce qui devrait donner un plus grand élan à la lutte contre l'alcoolisme. Notre étude suggère donc que les mesures visant à traiter les habitudes de vie (notamment les comportements en matière d'alcoolisme) peuvent augmenter la probabilité d'atteindre plus rapidement les ODD ainsi que la stratégie nationale de développement 2020-2030 (SND30) liés à la santé de l'enfant.

¹ C'est-à-dire que l'API des mères explique 9,9 % de la santé infantile et celle du père 4,4% de la santé infantile au niveau de la population.

5. CONCLUSION

Cet article a évalué l'effet de l'alcoolisation ponctuelle importante des parents sur la santé des enfants au Cameroun. La santé des enfants est mesurée en utilisant des mesures anthropométriques (z-score de poids pour âge, de poids pour taille et de taille pour âge) et des indicateurs d'état nutritionnel qui en découlent (retard de croissance, émaciation et insuffisance pondérale) suivant les normes de croissance générées par l'OMS. L'orientation de l'effet de l'alcoolisation ponctuelle importante des parents sur la santé des enfants est théoriquement ambiguë. D'une part, l'API parentale peut ne pas avoir d'effet sur la santé des enfants, si l'on considère la vision unitaire de la production des ménages (Becker, 1965). D'autre part, elle pourrait avoir un effet négatif sur la santé des enfants si l'on considère la vision collective de la production des ménages (Chiappori, 1988 ; Chiappori et Bourguignon, 1992). Par conséquent, l'effet net de l'API parentale sur la santé infantile n'est pas clair a priori.

Dans cette étude, nous utilisons plusieurs techniques d'estimation pour évaluer l'effet sanitaire de l'API parentale pour un échantillon représentatif au niveau national de 6076 enfants au Cameroun. Nous avons utilisé le PSM et les DMC-VI. Chaque méthode repose sur différentes hypothèses et chacune a ses propres mérites et limites. Cependant, l'analyse des DMC-VI est susceptible de produire les estimations les plus justes parmi les deux méthodes. De manière générale, nous avons constaté que l'API parentale a un effet négatif sur différents indicateurs nutritionnels des enfants et les résultats ont été robustes aux différentes méthodes d'estimation utilisées. Cependant, l'ampleur de cet effet varie considérablement entre le PSM et les DMC-VI. Les

résultats du PSM suggèrent un faible effet négatif de l'API des parents sur la santé des enfants. Cependant, cette méthode est celle qui est susceptible de donner le plus probablement des estimations biaisées. L'approche des DMC-VI est utilisée pour résoudre le problème d'endogénéité qui existe entre l'API parentale et la santé des enfants, et pour surmonter les limites du PSM. L'âge auquel le parent a bu pour la première fois et la religion de celui-ci sont utilisés comme variables instrumentales. Nous constatons un effet plus important de l'API parentale sur la santé infantile lorsque les DMC-VI sont appliquées. Nous constatons également que l'API maternelle a un coût sanitaire intergénérationnel plus important que l'API paternelle en matière de santé infantile. Ce résultat peut s'expliquer par le fait qu'à cet âge les enfants passent beaucoup plus de temps avec la mère qu'avec le père, pour la plupart ils sont encore allaités. Par conséquent, tout comportement malsain de la mère est susceptible d'avoir un plus grand impact sur la santé de l'enfant contrairement à celui du père. Ce résultat est important pour les programmes et politiques qui réduisent l'alcoolisme parental, en mettant plus d'accent sur les femmes qui présentent un risque plus élevé d'API, il peut être possible d'obtenir une plus grande réduction des résultats défavorables de la santé des enfants.

Les travaux présentés dans ce document présentent plusieurs limites évidentes qui pointent vers des extensions de la présente analyse. Premièrement, l'utilisation d'une forme fonctionnelle linéaire simple implique que l'API parentale a un produit marginal négatif même à des niveaux d'utilisation faibles. Des efforts supplémentaires sont clairement justifiés afin de cartographier la forme fonctionnelle de la fonction de production de la santé physique de l'enfant et d'identifier

les niveaux de consommation seuil, s'ils existent, au-delà desquels des produits marginaux négatifs apparaissent. Deuxièmement, la nature statique de l'étude et le manque de données sur la durée de l'API rendent difficile l'établissement de la séquence temporelle des événements. Toutefois, malgré la limite du manque de temporalité, les résultats restent valables et suggèrent une relation entre l'API des parents et les mauvais résultats de santé infantile pour plus d'une raison². D'autres limites de l'analyse sont l'impossibilité de tenir compte de l'API des

² Tout d'abord, le fait de ne pas tenir compte de l'intensité et de la durée de l'API des parents entraînerait une classification erronée des parents dont l'API est de plus courte durée par rapport aux parents dont l'API est de plus longue durée. L'effet direct net de ce type d'erreur de classification serait la dilution de la relation observée. Le résultat d'une mauvaise spécification potentielle de l'API due à une sous-déclaration (à cause par exemple d'une stigmatisation sociale liée à la consommation) par le répondant du questionnaire sera également une sous-estimation supplémentaire de la relation. Par conséquent, les biais présents dans l'étude ont pour effet de sous-estimer l'association entre l'API des parents et les résultats pour la santé des enfants, et non de créer de fausses associations alors qu'il n'en existait aucune : l'ampleur de la véritable association peut en fait être plus importante.

Ensuite, la cohérence des résultats entre les différents indicateurs de résultats et une relation dose-réponse avec l'abus d'alcool appuie les conclusions. Enfin, la probabilité d'une "causalité inverse" (une critique majeure des études transversales) est faible dans cette étude. En effet, il est très peu probable que des taux de malnutrition plus élevés entraînent une plus grande consommation d'alcool chez les parents. En outre, les résultats de l'étude peuvent être soutenus par le cadre théorique défini dans l'étude. Il est possible que les parents APIs partagent des valeurs et des attitudes qui peuvent également être responsables de résultats défavorables pour la santé des enfants. Cependant, ces effets peuvent être minimes étant donné que l'étude a contrôlé différentes variables socio-économiques et culturelles dans l'analyse multivariée qui confondent également les attitudes et les valeurs mentionnées ci-dessus.

deux parents, l'incapacité d'évaluer les canaux par lesquels l'API des parents affecte la santé physique des enfants (par exemple, la violence domestique, le comportement à risque des enfants associé à la consommation d'alcool des parents, l'effet d'éviction de l'API sur les revenus, les compétences parentales, etc.).

REFERENCES

- ACCORNERO, V., MORROW, C., BANDSTRA, E., JOHNSON, A., & ANTHONY, J. (2002). Behavioral outcomes of preschoolers exposed prenatally to cocaine: Role of maternal behavioral health. *Journal of Pediatric Psychology*, 27, 259-269.
- ALDERMAN, H., HODDINOTT, J., & KINSEY, B. (2006). Long term consequences of early childhood malnutrition. *Oxford Economic Papers*, 58(3), 450–474.
- BALSA, A. I., & FRENCH, M. T. (2012). The impact of parental drinking on children's use of health care. *Substance Use & Misuse*, 47(4), 450–460.
- BECKER, G. S. (1965). A Theory of the Allocation of Time. *The Economic Journal*, 84(299), 487–492.
- BECKER, S. O., & ICHINO, A. (2002). Estimation of average treatment effects based on propensity scores - The Stata Journal Volume 2 Number 4, st0026. *The Stata Journal*, 2(4), 358–377.
- BEDOYA, M., ESPINOZA, K., and SANCHEZ, A. (2020). Alcohol-induced physical intimate partner violence and child development in Peru. *Oxford Development Studies*, 48(3), 1–16. <https://doi.org/10.1080/13600818.2020.1790510>

- BENNETT, L. A., WOLIN, S. J., & REISS, D. (1988). Deliberate Family Process: a strategy for protecting children of alcoholics. *British Journal of Addiction*, 83, 821–829.
- BONU, S., RANI, M., JHA, P., & PETERS, D. H. (2004). Household tobacco and alcohol use, and child health: an exploratory study from India. *Health Policy*, 70, 67–83. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2004.02.003>
- BRIEND, A., & BERKLEY, J. A. (2016). Long term health status of children recovering from severe acute malnutrition. *The Lancet Global Health*, 4(9), e590–e591.
- BROOK, J., BROOK, D., & WHITEMAN, M. (2003). Maternal correlates of toddler insecure and dependent behavior. *Journal of Genetic Psychology*, 164, 72-87.
- BROOK, J., & TSENG, L. (1996, February). Influences of parental drug use, personality, and child rearing on the toddler's anger and negativity. *Genetic Social and General Psychology Monographs*, 122.
- BROOK, J., TSENG, L., & COHEN, P. (1996). Toddler adjustment: Impact of parents' drug use, personality, and parent-child relations. *Journal of Genetic Psychology*, 157, 281-295.
- CHASSANG, S., & PADRO-I-MIQUEL, G. (2009). Economic shocks and civil war. *Quarterly Journal of Political Science*, 4 (3), 211–228.
- CHATTERJI, P., & MARKOWITZ, S. (2001). The impact of maternal alcohol and illicit drug use on children's behavior problems: evidence from the children of the national longitudinal survey of youth. *Journal of Health Economics*, 20(2001), 703–731.
- CHIAPPORI, Pierre-Andre. (1988). Nash-Bargained

- Households Decisions: A Comment. *International Economic Review*. <https://doi.org/10.2307/2526833>
- CHIAPPORI, Pierre-André. (1992). Collective Labor Supply and Welfare. *Journal of Political Economy*. <https://doi.org/10.1086/261825>
- CHIAPPORI, Pierre-Andre, & BOURGUIGNON, F. (1992). Collective Models of Household Behavior: An Introduction. *European Economic Review*, 36(2–3), 355–364.
<http://search.epnet.com/login.aspx?direct=true&db=ecn&an=0269937>.
- COHEN, S., & WILLS, T. A. (1985). Stress, social support, and the buffering hypothesis. *Psychological Bulletin*, 98, 310-357.
- COOKE, R., CONROY, D., DAVIES, E. L., HAGGER, M. S., & VISSER, R. O. De. (2021). Psychological Perspectives on Alcohol Consumption. In *The Palgrave Handbook of Psychological Perspectives on Alcohol* (pp. 1–22).
- CHRISTOFFERSEN, M. N., & SOOTHILL, K. (2003). The long-term consequences of parental alcohol abuse : a cohort study of children in Denmark. *Journal of Substance Abuse Treatment*, 25, 107–116.
- DAGENAIS, M. G. (1999). Inconsistency of a proposed nonlinear instrumental variables estimator for probit and logit models with endogenous regressors. *Economics Letters*, 63(1), 19–21.
- DOYLE, O. (2020). The first 2,000 days and child skills. *Journal of Political Economy*, 128(6), 2067–2122. <https://doi.org/10.1086/705707>
- FANG, L., & MCNEIL, S. (2017). Is there a relationship between adverse childhood experiences and problem

drinking behaviors? Findings from a population-based sample. *Public Health*, 150, 34–42. <https://doi.org/10.1016/j.puhe.2017.05.005>

GIANNELLI, G. C., MANGIAVACCHI, L., & PICCOLI, L. (2013). Do parents drink their children's welfare? Intra-household allocation of time between market labour, domestic work and child care in Russia. *IZA Journal of Labor & Development*, 1(2), 13.

GRANTHAM-MCGREGOR, S., CHEUNG, Y. B., CUETO, S., GLEWWE, P., RICHTER, L., STRUPP, B., & INTERNATIONAL CHILD DEVELOPMENT STEERING GROUP (2007). Developmental potential in the first 5 years for children in developing countries. *The Lancet*, 369(9555), 60–70.

HÅKONSEN, L. B., BRATH-LUND, M. L., HOUNSGAARD, M. L., OLSEN, J., ERNST, A., THULSTRUP, A. M., BECH, B. H., & RAMLAU-HANSEN, C. H. (2014). In utero exposure to alcohol and puberty in boys : a pregnancy cohort study. *BMJ Open*, 1–7. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2013-004467>

HANC, T., CZAPLA, Z., SZWED, A., DURDA, M., KROTOWSKA, A., & CIESLIK, J. (2015). Growth and nutritional status of children from dysfunctional families with alcohol addicted parents in Poland. *Economics and Human Biology*, 18, 101–109.

JONES, A. S., MILLER, D. J., & SALKEVER, D. S. (1999). Parental Use of Alcohol and Children's Behavioural Health: A Household Production Analysis. *Health Economics*, 8(8), 661–683.

MANGIAVACCHI, L., & PICCOLI, L. (2018). Parental alcohol consumption and adult children's educational attainment. *Economics and Human Biology*, 28, 132–

145. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ehb.2017.12.006>

MARTORELL, R. (1999). *The nature of child malnutrition and its long-term*. 20(3), 24–26.

MARTORELL, R., & HABICHT, J.-P. (1986). Growth in Early Childhood in Developing Countries. *In Methodology Ecological, Genetic, and Nutritional Effects on Growth*. https://doi.org/10.1007/978-1-4615-7198-8_12

MENON, M., F. PERALI, & PICCOLI, L. (2017). Collective consumption: an application to the passive drinking effect. *Review of Economics of the Household Forthcoming*.

MESSINGER, D., BAUER, C., DAS, A., SEIFER, R., LESTER, B., LAGASSE, L., et al. (2004). The Maternal Lifestyle Study: Cognitive, motor, and behavioral outcomes of cocaine-exposed and opiate-exposed infants through three years of age. *Pediatrics*, 113, 1677-1685.

OMS. (2006). *Normes de l'OMS pour la croissance de l'enfant : taille pour âge, poids pour âge, poids pour taille et indice de masse corporelle pour âge : méthodes et développement*.

PIETERS, J., & RAWLINGS, S. (2019). Parental unemployment and child health in China. *Review of Economics of the Household*. <https://doi.org/10.1007/s11150-019-09457-y>

ROSENBAUM, P. R., & RUBIN, D. B. (1983). “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects.” *Biometrika*, 70(1), 41–55. <https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.41>

ROSENZWEIG, M R., & SCHULTZ, T. P. "The Behavior of Mothers as Inputs to Child Health: The

- Determinants of Birth Weight, Gestation, and Rate of Fetal Growth." In *Economic Aspects of Health*, edited by Victor R. Fuchs. Chicago: Univ. Chicago Press (for NBER), 1982.
- SCHÄFER, G. (2011). Family functioning in families with alcohol and other drug addiction. *Social Policy Journal of New Zealand*, 37, 1–17.
- STANGER, C., DUMENCI, L., KAMON, J., & BURSTEIN, M. (2004). Parenting and children's externalizing problems in substance-abusing families. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 33, 590-600.
- THOMAS, D., STRAUSS, J., & HENRIQUES, M. H. (1991). How does mother's education affect child height?. *The Journal of Human Resources*, 26(2), 183.
- UNITED NATIONS CHILDREN'S FUND (UNICEF). (2021). Malnutrition. Available at: <https://data.unicef.org/topic/nutrition/malnutrition>.
- WALSH, C., MACMILLAN, H., & JAMIESON, E. (2003). The relationship between parental substance abuse and child maltreatment: Findings from the Ontario Health Supplement. *Child Abuse & Neglect*, 27, 1409-1425.
- WHO. (2018). *Global status report on alcohol and health*. https://doi.org/entity/substance_abuse/publications/global_alcohol_report/en/index.html
- WORLD HEALTH ORGANIZATION. (2008). Training course on child growth assessment. Geneva, WHO.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, MA: MIT Press.
- WU, D. C., SHANNON, G., REYNALES-SHIGEMATSU,

L. M., SAENZ, B., MIERA, D., LLORENTE, B., & JHA, P. (2021). Implications of household tobacco and alcohol use on child health and women's welfare in six low and middle-income countries: An analysis from a gender perspective. *Social Science & Medicine*, 114102.

ANNEXE

Tableau A1 : Résultats complets des DMC-VI

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	WAZ	WAZ	WHZ	WHZ	HAZ	HAZ
APIM	-0.327*** (0.092)		-0.448*** (0.152)		-0.040 (0.116)	
CHSEX	-0.037 (0.035)	-0.037 (0.035)	-0.003 (0.036)	-0.002 (0.036)	-0.118*** (0.044)	-0.118*** (0.044)
CHYEAR	-0.042*** (0.004)	-0.041*** (0.004)	-0.008* (0.004)	-0.007 (0.004)	-0.085*** (0.005)	-0.085*** (0.005)
CHYEAR2	0.032** (0.013)	0.031** (0.013)	-0.002 (0.014)	-0.003 (0.014)	0.071*** (0.017)	0.071*** (0.017)
AGEPREMA	0.012*** (0.005)	0.013*** (0.005)	0.007 (0.005)	0.008* (0.005)	0.012** (0.006)	0.012** (0.006)
PEDU	0.092*** (0.028)	0.083*** (0.029)	0.043 (0.029)	0.028 (0.029)	0.114*** (0.035)	0.117*** (0.036)
MEDU	0.187*** (0.031)	0.202*** (0.031)	0.205*** (0.032)	0.225*** (0.032)	0.081** (0.039)	0.082** (0.039)
CH5NBR	-0.056*** (0.016)	-0.055*** (0.016)	-0.040** (0.016)	-0.041** (0.017)	-0.046** (0.020)	-0.043** (0.020)
REGION	0.018** (0.006)	0.019*** (0.006)	0.021*** (0.006)	0.022*** (0.006)	0.004 (0.007)	0.005 (0.007)
ETHNIE	0.040*** (0.013)	0.041*** (0.013)	0.044*** (0.013)	0.046*** (0.013)	0.016* (0.007)	0.016* (0.007)

	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.009)	(0.009)
SEXCM	0.300** (0.128)	0.312** (0.129)	0.038 (0.132)	0.059 (0.133)	0.453*** (0.162)	0.447*** (0.162)	0.447*** (0.162)
SSEE	0.425*** (0.044)	0.421*** (0.044)	0.152*** (0.045)	0.147*** (0.045)	0.524*** (0.055)	0.524*** (0.055)	0.524*** (0.055)
APIF		-0.275* (0.147)		-0.423*** (0.094)		0.088 (0.185)	0.088 (0.185)
_cons	-0.587*** (0.144)	-0.641*** (0.188)	-0.207 (0.148)	-0.179 (0.194)	-0.566*** (0.182)	-0.700*** (0.237)	-0.700*** (0.237)
Obs.	4410	4410	4410	4410	4410	4410	4410
R-squared	0.184	0.176	0.118	0.107	0.145	0.145	0.145
Statistique de Sargan	3.060	4.814	4.414	3.861	2.141	1.906	1.906
P-value	0.38	0.090	0.22	0.145	0.54	0.59	0.59
Test d'endogénéité	4.96	6.938	11.27	5.710	0.061	0.124	0.124
P-value	0.026	0.008	0.000	0.017	0.804	0.724	0.724
Notes : Standard errors are in parenthesis							
*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$							