

Devoir d'Économétrie des données de panel

Déterminants du recours aux consultations médicales en Suisse : une analyse des facteurs individuels et contextuels

Kiyali Coulibaly, Nina Kalfa

Introduction

Comprendre pourquoi et dans quelles conditions un individu sollicite des soins médicaux est fondamental pour évaluer l'efficacité et l'équité d'un système de santé. Bien que la Suisse dispose d'une couverture sanitaire étendue, des disparités dans le recours aux consultations médicales subsistent, soulevant des questions sur les facteurs sous-jacents influençant ces comportements. Pour traiter cette problématique, l'utilisation des données de panel paraît parfaitement adapté. Nous allons pouvoir nous intéresser aux trajectoires individuelles et distinguer les effets liés aux caractéristiques personnelles de ceux résultant de changements contextuels ou temporels.

Nous commençons par une revue de la littérature sur les travaux existants sur les déterminants du recours aux soins, suivie de la présentation des données et de la méthodologie que nous avons choisi de suivre. Les résultats de l'analyse permettront de mettre en évidence les principaux facteurs explicatifs et leurs implications pour la politique de santé publique.

1 Revue de littérature

Pour affiner nos hypothèses et notamment identifier les variables que nous allons mobiliser, nous avons travaillé sur une revue de la littérature portant sur l'analyse des déterminants du recours au soins.

Nous nous sommes d'abord intéressés aux publications officielles pour identifier les principaux facteurs influençant le recours aux soins en Suisse. Le document *Healthcare : Pocket statistics*[5] de 2024, publié par l'Office fédéral de la statistique suisse, met en évidence plusieurs déterminants clés. La santé est fortement influencée par la position sociale, mesurée notamment par le niveau d'éducation. Par exemple, les hommes de 65 ans ayant un faible niveau d'éducation ont une espérance de vie inférieure de presque 3 ans à

celle de leurs homologues diplômés d'université. Les inégalités sociales affectent également l'accès aux soins, puisque 3 % de la population ne peuvent pas accéder aux soins médicaux nécessaires pour des raisons financières, un chiffre qui grimpe à 5% parmi les personnes en situation de pauvreté. Les mauvaises conditions de travail sont également un facteur déterminant pour la santé. Parmi les risques physiques identifiés figurent les mouvements répétitifs, les positions douloureuses, le port de charges lourdes et l'exposition à des produits toxiques. Les hommes sont généralement plus exposés à ces risques. Par ailleurs, les risques psychosociaux liés à l'organisation du travail, comme le stress et le harcèlement, ont augmenté entre 2012 et 2022, affectant une part croissante des travailleurs. Ces informations nous permettent déjà une première compréhension des enjeux.

Nous nous sommes ensuite intéressés à ce que la littérature scientifique traitait sur ce sujet. Les articles ont été trouvés sur Lillocat, et ont tous été évalués par les pairs pour s'assurer de leur fiabilité. Comme mentionné au dessus, les inégalités socio-économiques jouent un rôle central dans l'accès aux soins. Une étude de Ahmed et al. [12] montre que le statut socio-économique est un déterminant majeur du comportement de recours aux soins, surpassant l'âge et le sexe au Bangladesh. Les auteurs trouvent que les personnes pauvres ont plus tendance à opter pour l'automédication ou des prestataires non qualifiés, tandis que l'éducation favorise la consultation de praticiens qualifiés. Une étude de Li et al. [10] établit qu'en Chine, les travailleurs migrants ayant des niveaux d'éducation et de revenus plus élevés utilisent davantage des services de santé de qualité. En revanche, les faibles revenus et la faible éducation sont associés à un recours limité, illustrant une forte disparité socio-économique même au sein d'une population déjà fragilisée.

Par ailleurs, les personnes atteintes de plusieurs maladies chroniques (multimorbidité) consomment plus de ressources de soins, mais leur accès est encore une fois modulé par le niveau d'éducation. Frølich et al. [4] trouvent qu'au Danemark, les individus avec une multimorbidité grave utilisent proportionnellement plus de jours d'hospitalisation. Une corrélation inverse existe entre le niveau d'éducation et la prévalence de la multimorbidité ainsi que la durée des hospitalisations. L'article de Kim & Kawachi [8] montre également que les patients présentant plusieurs maladies chroniques consultent fréquemment, que ce soit pour des soins préventifs ou curatifs.

Les perceptions et croyances influencent également le recours aux soins. Un article français de de Hugonenq et al. [6] sur les programmes d'éducation thérapeutique du pa-

tient (ETP) identifie des déterminants psychologiques tels que la motivation, une mauvaise perception des besoins et la méfiance envers le système de santé, qui limitent l'accès à ces services. De plus, des inégalités sociales et territoriales empêchent certaines familles d'accéder à ces programmes. Kim & Kawachi [8] montrent également qu'aux États-Unis, une forte cohésion sociale dans le voisinage augmente la probabilité d'utiliser des services préventifs, comme les vaccinations et les mammographies. Les habitudes saines, comme la vaccination ou les dépistages réguliers, sont plus fréquentes dans des contextes sociaux favorables.

Les facteurs organisationnels et géographiques jouent par ailleurs un rôle significatif. Kert et al. [7] s'intéressent au cas de la Slovénie et établissent que les problèmes organisationnels, comme les délais pour obtenir un rendez-vous, les difficultés à obtenir des visites à domicile, les heures d'ouverture des cabinets parfois inadéquates... limitent l'accès aux soins, bien que le pays bénéficie d'une couverture universelle. Dans le cas de la Chine, Li et al. [9] mettent en parallèle une baisse de l'utilisation des soins ambulatoires entre 2011 et 2018 qui contraste avec une augmentation des hospitalisations. Les politiques de remboursement favorisent les hospitalisations, ce qui dissuade les consultations ambulatoires pourtant moins coûteuses.

Le genre, l'âge, et l'origine influencent également notablement l'accès aux soins : Kim & Kawachi [8] montrent que les femmes ont souvent un meilleur accès aux soins préventifs, comme les mammographies, comparées aux hommes. Les hommes sont moins susceptibles de consulter un généraliste pour des soins préventifs ou routiniers, comme montré par McCrone & Boadu [11]. De plus, les personnes âgées présentent une utilisation accrue des soins hospitaliers, notamment en Chine et au Danemark, en raison de besoins accrus liés aux maladies chroniques.

Les déterminants du recours aux soins sont multiples et interconnectés. Le statut socio-économique, la multimorbidité, les perceptions psychologiques, et les facteurs organisationnels influencent de manière significative l'accès et l'utilisation des services de santé. La base de données dont nous disposons étant complexe, avec de nombreuses variables possibles, nous sommes désormais en mesure d'identifier celles qui nous seront le plus utiles dans ce travail.

2 Méthodologie

Cette étude examine les déterminants du recours aux consultations médicales en Suisse en utilisant des données de panel du Panel Suisse de Ménages (PSM) de 3 361 individus observés tous les deux ans de 2010 à 2016, soit au total 13 444 observations.

Préparation et nettoyage des données

Les données ont été importées à partir d'un fichier Stata (.dta) contenant des informations sur plusieurs années. Les variables pertinentes en référence à la revue de littérature ont été sélectionnées et renommées pour faciliter l'analyse. Un nettoyage approfondi des données a été effectué, incluant le filtrage des observations avec des valeurs valides pour les variables clés, le traitement des valeurs manquantes et aberrantes, le recodage de certaines variables catégorielles, ainsi que l'imputation des valeurs manquantes par la moyenne ou le mode selon les cas. Suite à l'application de ces procédures de traitement des données, l'échantillon final se compose de 7 538 observations, entraînant une transformation de la structure initiale du panel, passant d'un état cylindré à un état non cylindré.

Choix et création de variables

La variable dépendante choisie est le nombre de consultations médicales durant les 12 derniers mois. Les variables explicatives incluent la région, le sexe, l'âge, le revenu personnel net, l'état de santé (classé en cinq catégories), l'état civil, les années d'étude, la présence d'une maladie chronique, les problèmes de sommeil, la pollution, le fait d'être né en Suisse, et les conditions de travail. D'autres variables mesurent la satisfaction financière et globale, ainsi que le statut professionnel. De nouvelles variables ont été créées pour enrichir l'analyse, notamment des variables transformées (par exemple, âge au carré et logarithme du revenu), un indice synthétique de satisfaction via une Analyse des Correspondances Multiples (ACM), ainsi que des variables catégorielles regroupées (comme l'état civil).

Modélisation économétrique

L'analyse descriptive a compris des statistiques univariées, des analyses bivariées et des visualisations graphiques pour comprendre la structure des données et identifier des

tendances potentielles. La variable dépendante (nombre de consultations) étant une variable de comptage, l'approche de modélisation a suivi ces étapes :

- **Vérification de l'hypothèse d'équidispersion** : L'hypothèse d'équidispersion du modèle de Poisson a été testée en comparant la moyenne et la variance du nombre de consultations. Les résultats ont révélé une surdispersion significative. L'utilisation du modèle binomial négatif pour les données de comptage présentant une surdispersion est justifiée par Cameron et Trivedi [2].
- **Comparaison entre Poisson et binomial négatif** : Deux modèles vides (sans variables explicatives) ont été estimés : un modèle de Poisson et un modèle binomial négatif. Les deux modèles ont été comparés via les critères d'information BIC et AIC. Les résultats ont confirmés la supériorité du modèle binomial négatif.
- **Vérification de l'excès de zéros** : Une analyse a été menée pour s'assurer que la surdispersion n'était pas due à un excès de zéros, justifiant ainsi l'utilisation du modèle binomial négatif plutôt qu'un modèle Hurdle.
- **Estimation des modèles** : Quatre types de modèles binomiaux négatifs ont été estimés :
 - Modèle avec les indicatrices d'années
 - Modèle pooled robuste
 - Modèle à effets fixes
 - Modèle à effets aléatoires
- **Sélection du modèle final** : Le test de Hausman a été appliqué pour choisir entre les modèles à effets fixes et à effets aléatoires. Les résultats ont favorisé le modèle à effets fixes.

Les résultats sont interprétés sous forme de *rate ratio* (rapport d'espérances).

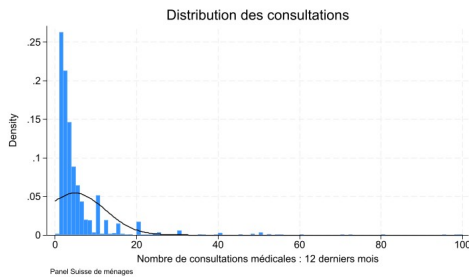
3 Résultats

3.1 Statistiques descriptives

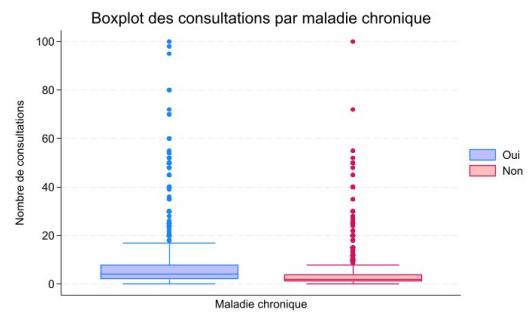
Table 1. Statistiques descriptives par année

Année	Variable	Obs	Moyenne	Écart-type	Min	Max
2010	Nombre de consultation	1939	4.55	6.68	0	80
	Années d'étude		13.94	3.10	8	21
2012	Nombre de consultation	1910	4.94	7.65	0	100
	Années d'étude		14.24	3.03	8	21
2014	Nombre de consultation	1863	4.99	7.65	0	98
	Années d'étude		14.33	3.01	8	21
2016	Nombre de consultation	1826	4.98	7.36	0	100
	Années d'étude		14.53	3.01	8	21

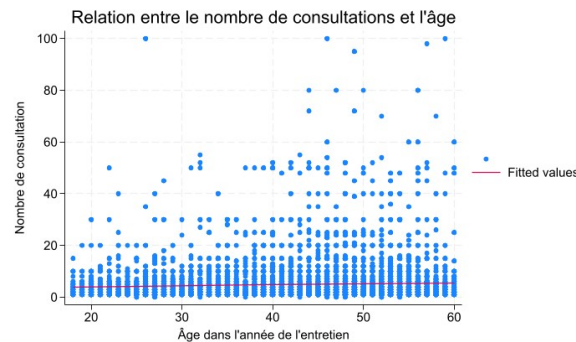
Ce tableau analyse les tendances des consultations et des années d'étude de 2010 à 2016. On observe une légère augmentation du nombre moyen de consultations, passant de 4,55 à 4,98, avec un écart-type élevé, indiquant une forte variabilité entre les individus. Les années d'étude montrent également une progression, atteignant une moyenne de 14,53 en 2016, tout en maintenant un écart-type stable, suggérant une inégalité éducative constante.



(a) Distribution des consultations



(b) Boxplot des consultations par maladie chronique



(c) Relation entre le nombre de consultations et l'âge

FIGURE 1 – Analyse des consultations médicales

Figure 1a : Distribution des consultations

- La majorité des individus ont un faible nombre de consultations médicales sur 12 mois, avec une concentration autour de 0 à 10 consultations.

Figure 1b : Boxplot des consultations par maladie chronique

- Les individus atteints de maladies chroniques consultent plus fréquemment que ceux sans maladie chronique, avec un nombre médian de consultations plus élevé et des valeurs aberrantes plus fréquentes.

Figure 1c : Relation entre le nombre de consultations et l'âge

- Le graphique de dispersion montre une tendance à l'augmentation du nombre de consultations médicales avec l'âge, bien que la dispersion soit importante.

Table 2. Déterminants sociodémographiques du nombre de consultations médicales : Analyse comparative et statistique

Variable	Catégorie	Effectif	Consultations moyenne	ANOVA (F-value)
Sexe	Homme	3089	4.383	22.15
	Femme	4449	5.191	(0.000***)
Région	Région lémanique	1338	5.426	3.04 (0.0057***)
	Espace Mittelland	1865	4.864	
	Suisse du Nord-Ouest	1098	4.395	
	Zurich	1293	5.089	
	Suisse orientale	863	4.820	
	Suisse centrale	803	4.408	
	Tessin	278	4.313	
Revenu	Très pauvre	1504	4.894	11.20 (0.000***)
	Pauvre	1483	5.895	
	Classe moyenne	1502	4.828	
	Riche	1509	4.469	
	Très riche	1540	4.246	
Problème de sommeil	Aucun problème	4648	4.405	71.78 (0.000***)
	Problèmes modérés	2199	4.849	
	Problèmes sévères	691	7.958	
État civil	Célibataire	2107	4.625	6.67 (0.0002***)
	Marié ou en couple	4635	4.782	
	Séparé, divorcé	713	5.934	
	Veuf/veuve	83	6.000	
Naissance en Suisse	Oui	6630	4.801	3.57 (0.0588)
	Non	908	5.292	

Suite à la page suivante

Variable	Catégorie	Effectif	Consultations moyenne	ANOVA (F-value)
État de santé	Très bien	1312	3.242	249.51 (0.000***)
	Bien	5066	4.159	
	Moyen	998	8.551	
	Mal	144	15.521	
	Très mal	18	30.278	
Total		7538	4.860	

Légende : * $p < .1$; ** $p < .05$; *** $p < .01$

Ce tableau offre un aperçu détaillé des déterminants du nombre de consultations médicales en Suisse, révélant des disparités significatives selon divers facteurs sociodémographiques et de santé. L'état de santé auto-déclaré émerge comme le prédicteur le plus puissant du nombre de consultations. Les écarts significatifs s'observent également entre les personnes souffrant de problèmes de sommeil sévères, qui consultent près de deux fois plus que la moyenne. Les variations régionales et les différences liées au revenu soulignent l'importance des facteurs socio-économiques et géographiques dans l'accès aux soins.

Table 4. Matrice de corrélation des déterminants des consultations médicales

	Nombre de consultations	Nombre de pièces logement	Âge	Années d'étude	Satisfaction	Indice de masse corporelle (IMC)
Nombre de consultations	1.0000					
Nombre de pièces logement	-0.0218	1.0000				
Âge	0.0574	0.1244	1.0000			
Années d'étude	-0.0087	0.0006	0.0557	1.0000		
Satisfaction	0.1912	-0.1058	-0.0159	-0.0234	1.0000	
Indice de masse corporelle (IMC)	0.0615	0.0024	0.1545	-0.0744	0.0638	1.0000

Ce tableau présente une analyse des corrélations entre diverses variables sociodémographiques et de santé et le nombre de consultations médicales. Les coefficients de corrélation révèlent des relations intéressantes, notamment une corrélation positive modérée (0,1912) entre la satisfaction et le nombre de consultations.

3.2 Analyse multivariée

3.2.1 Choix du modèle

Table 5. Comparaison des modèles vides Poisson et Binomial négatif

Variable	Poisson-Vide	Binomial négatif-Vide
Nombre de consultations		
Constante	1.5811***	1.5811***
Autres paramètres		
/lnalpha	—	-0.2483***
Statistiques		
AIC	65359.933	40196.306
BIC	65366.861	40210.162

Légende : * $p < .1$; ** $p < .05$; *** $p < .01$

Cette comparaison met en évidence la supériorité du modèle binomial négatif pour l'analyse des consultations médicales. Les valeurs AIC et BIC considérablement plus basses pour ce modèle indiquent un meilleur ajustement aux données, suggérant une surdispersion significative que le modèle de Poisson ne peut pas capturer. Le paramètre supplémentaire $\ln(\alpha)$ permet de corriger cette surdispersion et de prendre en compte l'hétérogénéité inobservée. En ajustant la variance indépendamment de la moyenne, le modèle binomial négatif offre une modélisation plus précise des données. Ainsi, il promet des estimations plus fiables et des inférences statistiques robustes.

3.2.2 Analyse temporelle

Table 6. Évolution temporelle des consultations médicales : Analyse par régression binomiale négative

Nombre de consultations	Coefficient	std. err.	z	P> z
year (Réf : 2010)				
2012	0.0820788	0.0486693	1.69	0.092
2014	0.0925698	0.0487068	1.90	0.057
2016	0.0918606	0.0480219	1.91	0.056
Constante	1.514396	0.0333357	45.43	0.000
/lnalpha	-0.2498494	0.0278869		
alpha	0.7789181	0.0217216		
Number of obs	7,538			
Wald chi2(3)	5.24			
Prob > chi2	0.1550			
Pseudo R2	0.0003			
Dispersion	mean			

Suite sur la page suivante

Suite de la page précédente				
Nombre de consultations	Coefficient	std. err.	z	P> z
Log pseudolikelihood	-20090.429			

Cette analyse binomiale négative révèle une tendance légère à l'augmentation des consultations médicales au fil des années, bien que les coefficients ne soient pas statistiquement significatifs au seuil conventionnel de 5 %, mais significatif au seuil de 10 %. La valeur faible du pseudo-R² (0,0003) suggère que l'année seule n'explique qu'une part minime de la variation des consultations. Ces résultats indiquent donc la nécessité d'explorer d'autres variables explicatives pour mieux comprendre les déterminants des consultations médicales.

3.2.3 Comparaison des modèles binomiaux négatifs

Table 7. Comparaison des modèles binomiaux négatifs : Pooled, Effets Fixes (FE) et Effets Aléatoires (RE)

Variable	nbreg_pooled	nbreg_FE	nbreg_RE
age	0.01461	-0.03259**	-0.01085
age2	-0.00019	0.00042**	0.00012
sexe (réf : Homme)	0.15266***	-0.06826	0.12500***
Années d'étude	0.00723	0.00817	0.00669
Etat de santé (réf : Très bien)			
Bien	0.16224***	0.08770**	0.12656***
Moyen	0.65242***	0.36392***	0.48286***
Mal	1.12690***	0.61903***	0.80691***
Très mal	1.69480***	0.94271***	1.26772***
Maladie chronique (réf : Oui)	-0.49593***	-0.15487***	-0.32115***
region (réf : Région lémanique)			
Espace Mittelland	-0.11446**	0.17491**	-0.00551
Suisse du Nord-Ouest	-0.21046***	0.04525	-0.08740**
Zurich	-0.13963***	0.08886	-0.03696
Suisse orientale	-0.17701***	0.17996*	-0.03766
Suisse centrale	-0.14749***	0.20910*	-0.01551
Tessin	-0.31399***	0.39538**	-0.07732
Revenu (réf : Très pauvre)			
Pauvre	0.06033	-0.02974	0.02456
Classe moyenne	-0.02532	0.03985	0.01792
Riche	-0.05365	0.02441	0.00194
Très Riche	-0.08554	0.03303	-0.02641

Suite sur la page suivante

Table 7 – suite de la page précédente

Variable	nbreg_pooled	nbreg_FE	nbreg_RE
satisfaction	0.12968***	0.00847	0.06417***
imc	0.01018***	-0.00351	0.00739***
Etat civil (réf : Célibataire)			
Marié ou en partenariat	-0.01118	0.06801	0.01432
Séparé, divorcé, partenariat dissous	0.06467	0.09086	0.05583
Veuf/veuve	0.14434	0.38642*	0.12224
_cons	1.00097***	1.51352***	1.05167***
/lnalpha	-0.55340***		
/ln_r			1.93495***
/ln_s			2.08634***
Number of obs	7,538	7,070	7,538
Log likelihood	-19074.014	-9781.1299	-18559.385
AIC	38237.028	19590.2598	37156.77
BIC	38368.536	19717.7678	37284.278

*Légende : * $p < .1$; ** $p < .05$; *** $p < .01$*

Ce tableau compare les résultats des trois modèles binomiaux négatifs (pooled, effets fixes et effets aléatoires) appliqués aux données de consultations médicales en Suisse. Les résultats montrent des associations significatives avec l'état de santé, les maladies chroniques et les disparités régionales. Les modèles à effets fixes et aléatoires permettent de capturer les effets spécifiques aux individus et au temps, offrant ainsi des estimations plus précises par rapport au modèle pooled.

Commentaire

Le modèle binomial négatif pooled offre un aperçu des facteurs influençant les consultations médicales en Suisse, révélant des associations significatives avec l'état de santé, les maladies chroniques et les disparités régionales. Il est crucial de noter les limites inhérentes à l'approche pooled sur données de panel : elle suppose l'homogénéité des coefficients à travers le temps et les individus, néglige les effets individuels et temporels spécifiques, et risque de sous-estimer l'autocorrélation. Ces limitations peuvent masquer l'hétérogénéité individuelle et temporelle potentiellement significative. Les résultats obtenus par les modèles à effets fixes et aléatoires fournissent une compréhension plus approfondie en tenant compte de ces variations individuelles au fil du temps. En particulier, le test de Hausman a été appliqué pour déterminer la pertinence des modèles à effets fixes par rapport aux

modèles à effets aléatoires, et les résultats (p-value proche de 0) ont clairement favorisé le modèle à effets fixes, indiquant que les effets individuels sont significatifs et doivent être pris en compte dans l'analyse.

4 Discussion

Les résultats de cette étude sur les déterminants des consultations médicales en Suisse offrent un éclairage important sur les facteurs influençant l'utilisation des services de santé dans un système de couverture universelle comme la Suisse.

État de santé et consultations médicales

L'état de santé auto-déclaré émerge comme un déterminant clé du nombre de consultations, avec une différence marquée entre les individus en très bonne santé et ceux en très mauvaise santé. Cette observation est cohérente avec le modèle comportemental d'utilisation des services de santé d'Andersen, qui souligne l'importance des besoins perçus dans la décision de consulter un médecin. **Les individus en très mauvaise santé ont un taux de consultations médicales environ 157 % plus élevé que ceux en très bonne santé, toute chose égale par ailleurs.** Cette forte association entre l'état de santé perçu et l'utilisation des services de santé a été observée dans de nombreuses études internationales, notamment celle de DeSalvo et al. [3] qui a démontré que l'état de santé auto-évalué est un prédicteur robuste de la mortalité et de l'utilisation des services de santé.

Disparités régionales et socio-économiques

Les disparités régionales observées soulèvent des questions quant à la facilité d'accès aux soins dans certaines régions. Ces variations pourraient refléter des différences dans la disponibilité des services de santé ou des facteurs culturels influençant le comportement de recherche de soins, comme l'ont suggéré Bayer-Oglesby et al. [1] dans leur étude sur les inégalités régionales de santé en Suisse. **Par rapport à la région lémanique, les habitants du Tessin ont un taux de consultations médicales supérieur de 48.5 %.**

Facteurs démographiques et individuels

L'effet de l'âge sur les consultations médicales est légèrement non linéaire, augmentant marginalement après un certain point. La situation matrimoniale a également un effet sur le nombre moyen de consultations. Les veufs/veuves ont un taux de consultations médicales supérieur de 47.2 % par rapport aux célibataires, toute chose égale par ailleurs.

Facteurs liés à la santé et au mode de vie

Les individus atteints de maladies chroniques consultent environ 14.3 % moins souvent que ceux sans maladies chroniques.

Implications pour la politique de santé

Ces résultats ont des implications importantes pour la politique de santé en Suisse. Ils suggèrent la nécessité de stratégies ciblées pour améliorer l'accès aux soins dans certaines régions et pour certains groupes sociodémographiques.

Limites et perspectives futures

Bien que nous ayons suivi une méthodologie aussi rigoureuse que possible, ce travail présente quelques limites que nous pouvons identifier :

- **Endogénéité potentielle** : Certaines variables, comme l'état de santé auto-déclaré, pourraient être influencées par le nombre de consultations médicales, créant un biais d'endogénéité. De même, la relation entre les problèmes de sommeil et les consultations pourrait être bidirectionnelle, ce qui pourrait conduire à des estimations biaisées des coefficients.
- **Variables omises** : Bien que le modèle à effets fixes contrôle les caractéristiques individuelles invariantes dans le temps, il pourrait subsister des variables omises variant dans le temps qui influencent le nombre de consultations.
- **Sélection de l'échantillon** : L'utilisation d'un panel non équilibré peut introduire un biais si l'attrition n'est pas aléatoire. Cela peut donc affecter la validité des résultats.
- **Interprétation causale limitée** : Malgré l'utilisation d'un modèle à effets fixes, l'établissement de relations causales reste difficile sans une stratégie d'identi-

cation plus robuste, comme les variables instrumentales ou d'autres approches méthodologiques avancées.

Conclusion

Ce travail offre une perspective nuancée sur les déterminants des consultations médicales en Suisse, soulignant l'importance de facteurs tant individuels que contextuels. Ces résultats pourraient aider à l'élaboration de politiques de santé plus efficaces et équitables, tout en ouvrant la voie à de nouvelles pistes de recherche dans le domaine de la santé publique et de l'économie de la santé. Notre travail présente cependant certaines limites. L'endogénéité potentielle, notamment l'influence bidirectionnelle entre l'état de santé et le nombre de consultations, pourrait introduire des biais dans les estimations. De plus, certaines variables contextuelles telles que l'offre de soins locale ou la qualité perçue des services médicaux n'ont pas été prises en compte.

Pour de futures recherches, il serait pertinent d'explorer des modèles causaux plus avancés (comme les modèles à variables instrumentales), d'intégrer des variables contextuelles pour capturer l'impact de l'offre de soins sur le recours aux consultations ou de réaliser une comparaison entre différents pays ou régions disposant de systèmes de santé similaires pour évaluer la transférabilité des résultats.

Références

- [1] Lukas BAYER-OGLESBY et al. « Regional differences in health in Switzerland : the importance of socioeconomic, behavioural, psychosocial and environmental factors ». In : *Swiss Medical Weekly* 134.35-36 (2004), p. 505-515.
- [2] A. Colin CAMERON et Pravin K. TRIVEDI. *Regression Analysis of Count Data*. Cambridge : Cambridge University Press, 2013.
- [3] Karen DESALVO et al. « Mortality prediction with a single general self-rated health question ». In : *Journal of General Internal Medicine* 20.3 (2005), p. 193-200.
- [4] Anne FRØLICH et al. « Multimorbidity, healthcare utilization and socioeconomic status : A register-based study in Denmark ». In : *PLoS ONE* 14.8 (2019). Publisher : Public Library of Science, p. 1-15. ISSN : 19326203. DOI : 10.1371/journal.pone.0214183. URL : <https://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&AuthType=ip,url,uid&db=a9h&AN=137836737&lang=fr&site=ehost-live>.
- [5] *Healthcare - Pocket Statistics 2024*. EN. 30465878. Backup Publisher : Office fédéral de la statistique (BFS). Neuchâtel : Office fédéral de la statistique (BFS), fév. 2024. URL : <https://dam-api.bfs.admin.ch/hub/api/dam/assets/30465878/master>.
- [6] Nathalie HUGONENQ, Jean PRÉVOST et Marion ALBOUY-LLATY. « Comprendre les déterminants du non-recours aux programmes d'éducation thérapeutique du patient à partir du modèle de Levesque appliqué à un programme ambulatoire ». fr. In : *Education Thérapeutique du Patient - Therapeutic Patient Education* 12.2 (2020), p. 20205. ISSN : 2100-0808, 2100-0816. DOI : 10.1051/tpe/2020013. URL : <https://www.etp-journal.org/10.1051/tpe/2020013>.
- [7] Suzana KERT et al. « A cross-sectional study of socio-demographic factors associated with patient access to primary care in Slovenia ». In : *International Journal for Equity in Health* 14.1 (avr. 2015), p. 39. ISSN : 1475-9276. DOI : 10.1186/s12939-015-0166-y. URL : <https://doi.org/10.1186/s12939-015-0166-y>.
- [8] Eric S. KIM et Ichiro KAWACHI. « Perceived Neighborhood Social Cohesion and Preventive Healthcare Use ». In : *American Journal of Preventive Medicine* 53.2

- (août 2017), e35-e40. ISSN : 0749-3797. DOI : 10.1016/j.amepre.2017.01.007.
URL : <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0749379717300132>.
- [9] Xi LI et al. « Healthcare utilization and its association with socioeconomic status in China : Evidence from the 2011–2018 China Health and Retirement Longitudinal Study ». In : *PLoS ONE* 19.3 (mars 2024). Publisher : Public Library of Science, p. 1-20. ISSN : 19326203. DOI : 10.1371/journal.pone.0297025. URL : <https://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&AuthType=ip,url,uid&db=a9h&AN=176039748&lang=fr&site=ehost-live>.
- [10] Xuefeng LI et al. « Effect of socioeconomic status on the healthcare-seeking behavior of migrant workers in China ». In : *PLoS ONE* 15.8 (août 2020). Publisher : Public Library of Science, p. 1-15. ISSN : 19326203. DOI : 10.1371/journal.pone.0237867. URL : <https://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&AuthType=ip,url,uid&db=a9h&AN=145233183&lang=fr&site=ehost-live>.
- [11] Paul McCrone et Janet BOADU. « Childhood Predictors of Healthcare Use and Health Status in Early Adulthood : Findings from the Twins Early Development Study ». In : *International Journal of Environmental Research and Public Health* 19.23 (déc. 2022), p. 16349. ISSN : 1661-7827. DOI : 10.3390/ijerph192316349. URL : <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC9737008/>.
- [12] SYED MASUD AHMED et al. « Socioeconomic status overrides age and gender in determining health-seeking behaviour in rural Bangladesh ». In : *Bulletin of the World Health Organization* 83.2 (fév. 2005). Publisher : World Health Organization, p. 109-117. ISSN : 00429686. URL : <https://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&AuthType=ip,url,uid&db=a9h&AN=106491397&lang=fr&site=ehost-live>.