



Lausanne, septembre 2010
Rapport de recherche N° 54-B

Evaluation des effets sur les intoxications alcooliques suite aux mesures visant à réduire le degré d'accessibilité à l'alcool dans le canton de Genève

Rapport final

Gerhard Gmel
Matthias Wicki

Avec le soutien financier de l'Office fédéral de la santé publique (OFSP),
contrat no 08.005920

Remerciements

Nous tenons à remercier l'Office fédéral de la santé publique (OFSP) pour le financement de cette étude. Nos remerciements également Elisabeth Grisel-Staub pour son aide précieuse lors de la réalisation des tableaux, des graphiques et pour la mise en page du présent rapport, ainsi que Béatrice Annaheim, Marianne Caflisch, Marina Delgrande Jordan, Hervé Kuendig, Florian Labhart et Etienne Maffli pour leur lecture attentive du manuscrit et leurs commentaires judicieux.

Impressum

Complément d'information:	Gerhard Gmel, tél. 021 321 29 59, e-mail ggmel@addiction-info.ch
Réalisation:	Gerhard Gmel & Matthias Wicki, Addiction Info Suisse, Lausanne
Diffusion:	Addiction Info Suisse, Recherche, case postale 870, 1001 Lausanne, tél. 021 321 29 64, fax 021 321 29 40, e-mail egrisel@addiction-info.ch
Numéro de commande:	Rapport de recherche N° 54-B
Graphisme/mise en page:	Addiction Info Suisse
Copyright:	© Addiction Info Suisse, Lausanne 2010
ISBN:	978-2-88183-141-6
Citation recommandée:	Gmel, G., & Wicki, M. (2010). Evaluation des effets sur les intoxications alcooliques suite aux mesures visant à réduire le degré d'accessibilité à l'alcool dans le canton de Genève (Rapport de recherche No 54-B). Lausanne: Addiction Info Suisse.

Table des matières

Résumé	3
Situation initiale.....	3
Données et méthodes	3
Résultats	3
Discussion.....	4
1. Situation initiale	7
2. Données et méthodes	10
2.1 Base de données.....	10
2.2 Clé de diagnostic CIM	11
2.3 Méthodes.....	11
2.3.1 <i>Analyses descriptives</i>	12
2.3.2 <i>Analyses de séries chronologiques (ARIMA)</i>	13
2.3.3 <i>Analyses de sensibilité</i>	15
2.3.4 <i>Pondération</i>	17
3. Résultats	18
3.1 Analyses descriptives.....	18
3.2 Changements chez les enfants et les jeunes adolescents (10 à 15 ans).....	20
3.3 Changements chez les adolescents (16 à 19 ans).....	23
3.4 Changements chez les jeunes adultes (20 à 29 ans).....	25
3.5 Changements chez les adultes (30 ans ou plus)	27
4. Discussion.....	29
Annexe	34
Références	35

Résumé

Situation initiale

Le 1^{er} février 2005, le canton de Genève mettait en vigueur des mesures en vue de protéger la jeunesse contre la consommation d'alcool: de 21 heures à 7 heures, la vente à l'emporter des boissons alcooliques (achetées, p. ex., dans des supermarchés ou des kiosques) a été interdite. La vente de boissons alcooliques a également été interdite dans les stations service et les vidéothèques. La présente étude a pour objectif d'examiner si cette intervention a eu un effet quantifiable sur la consommation d'alcool.

Données et méthodes

La décision d'évaluer ces mesures a été prise après leur mise en place. En principe, de telles études requièrent des mesures avant et après l'intervention. Les études existantes telles que ESPAD (2003/2007), enquête menée chez les jeunes (Gmel *et al.*, 2009), et l'Enquête suisse sur la santé (ESS 2002/2007), menée auprès de la population générale, offrent des points de mesure trop éloignés les uns des autres – respectivement quatre et cinq ans –, de sorte que d'autres événements pourraient expliquer les modifications éventuelles concernant les intoxications (faible validité interne et externe). Le présent rapport se base sur la Statistique médicale des hôpitaux suisses et prend en compte quatre groupes d'âge: les 10 à 15 ans, 16 à 19 ans, 20 à 29 ans et les plus de 29 ans. Le monitoring continu et pratiquement exhaustif des hospitalisations en Suisse permet d'observer les modifications intervenues au cours du temps relatives aux admissions hospitalières imputables à l'alcool.

Les cas recensés chaque mois sous « intoxication aiguë » liée à l'utilisation d'alcool dans la Statistique médicale des hôpitaux suisses de 2002 à 2007 (codes CIM-10: F10.0, F10.1, T51.0) sont examinés sous l'angle d'une expérience naturelle: si, après l'intervention, le nombre de cas d'hospitalisation enregistré a évolué différemment dans le canton de Genève (« groupe expérimental ») que dans les autres cantons (« groupe de contrôle »), cet effet peut être interprété comme la conséquence des mesures prises.

Résultats

Dans le groupe des plus jeunes (10 à 15 ans), le taux des intoxications a baissé dans le canton de Genève dès le début de l'intervention, alors qu'il continuait d'augmenter dans les autres cantons. Cet effet a été significatif dans les deux modèles de séries chronologiques (ARIMA). Ainsi, après restriction de la disponibilité d'alcool, les taux d'intoxications dans le canton de Genève ont baissé par rapport aux autres cantons de 4 à 5,5 cas pour mille patients admis aux urgences.

Dans les groupes des 16 à 19 ans et des 20 à 29 ans, les résultats étaient clairs, mais a) moins marqués et b), du moins chez les 16 – 19 ans, quelque peu dépendants du modèle statistique appliqué (en ce qui concerne le niveau de signification). En moyenne, l'augmentation des taux étaient de 2,5 à 3 pour mille moins élevé que dans les autres cantons. Dans les courbes de *Lowess*, cet effet se manifeste par une augmentation nettement plus faible des taux d'hospitalisations dans le canton de Genève que dans les autres cantons suisses; une « rupture » nette au moment de l'intervention n'a cependant pu être repérée. En règle générale, les modèles de séries chronologiques indiquaient de façon significative un effet positif de la restriction de la disponibilité d'alcool sur les taux d'hospitalisations (réduction de ceux-ci).

Chez les 30 ans et plus, la restriction de la disponibilité de l'alcool n'a eu aucun effet sur le taux d'hospitalisations dues aux intoxications alcooliques aiguës (pas de réduction).

Discussion

Les résultats concordent avec la littérature internationale qui montre qu'il existe, notamment chez les jeunes, un lien entre l'accessibilité à l'alcool et sa consommation problématique. Cependant, vu que des effets importants ont été constatés chez ceux pour qui l'achat d'alcool est interdit (10 à 15 ans), des questions subsistent concernant l'évidence du lien causal.

Deux facteurs peuvent avoir contribué aux effets nettement différents selon le groupe d'âge:

1. Par rapport aux adultes, les adolescents et les jeunes adultes sont plus fortement influencés par la limitation de la vente *à l'emporter* (par exemple dans les supermarchés, les kiosques) car ils ont moins de ressources financières et se procurent les boissons ou les achètent surtout où elles sont comparativement plus avantageuses. Pour eux, en effet, la *consommation sur place* est rendue très difficile (par exemple contrôle de l'âge au restaurant, âge minimum pour entrer dans les discothèques) et ils ont moins souvent des boissons alcooliques en réserve à la maison et les achètent donc lorsqu'ils sortent.
2. La nette réduction du taux d'hospitalisations pour intoxication alcoolique pour le groupe des 10 à 15 ans dans le canton de Genève, peu après l'intervention, pourrait également s'expliquer par le fait que l'âge minimum pour l'achat de boissons alcooliques a été mieux contrôlé et respecté. Il n'y a cependant pas d'observation permettant d'étayer cette hypothèse.

Outre les données de la Statistique médicale des hôpitaux suisses concernant les intoxications à l'alcool, d'autres indicateurs seraient nécessaires pour étudier les effets possibles des mesures prises sur la consommation d'alcool. Les hospitalisations par suite d'intoxication à l'alcool sont généralement très rares (surtout chez les 10 à 15 ans) et ne constituent donc pas le meilleur indicateur pour savoir si le comportement par rapport à l'alcool s'est modifié. Pour conclure, on peut dire avec quasi-certitude que la restriction des heures de vente d'alcool et l'interdiction de la vente de boissons alcooliques dans les stations service et les vidéothèques

n'ont pas eu d'effet négatif sur les intoxications dues à l'alcool et que, pour les personnes de moins de 29 ans, un effet positif a été constaté statistiquement, qui est aussi plausible sur le fond au vu d'autres expériences en relation avec des changements dans l'accessibilité de l'alcool documentées dans la littérature.

1. Situation initiale

La consommation d'alcool et la consommation à risque épisodique sont associées à un grand nombre de conséquences négatives, particulièrement chez les jeunes. En plus des conséquences d'une intoxication comme les trous de mémoire, les maux de tête, les nausées, etc., la littérature spécialisée rapporte des conséquences dans les domaines de l'école (absentéisme, mauvaises performances, etc.), des accidents et blessures auto-infligés ou causés à une tierce personnes (accidents de la circulation, chutes, suicide, etc.), de la violence et des comportements agressifs (bagarres, destruction de la propriété d'autrui et de soi-même, etc.), de la sexualité (relation sexuelle inopinée et non protégée, allant jusqu'au viol), des relations sociales (disputes, etc.) et des problèmes avec les autorités comme la police (résumés entre autres in Gmel *et al.*, 2003). C'est pour cette raison qu'en 2001, l'Organisation mondiale de la santé (OMS; Conférence ministérielle de l'OMS sur la jeunesse et l'alcool, février 2001) ainsi que le conseil des ministres de la santé de l'Union Européenne (UE; Recommandations sur la consommation d'alcool des enfants et des jeunes, juin 2001) se sont penchés sur les phénomènes de l'expérience alcoolique croissante chez les enfants et les jeunes et de la large propagation de l'excès de boisson. Les objectifs des deux organisations visaient alors à réduire l'expansion et la fréquence des habitudes assorties de risques élevés que constitue la consommation de boissons alcooliques chez les jeunes, de mieux les informer sur l'alcool et de créer un environnement sur lequel ils puissent s'appuyer (structure d'orientation communautaire).

Des groupes d'experts internationaux rattachés à l'OMS ont décrit à plusieurs reprises l'importance de la restriction de la disponibilité d'alcool comme moyen efficace de prévention, si ce n'est le plus efficace (Babor *et al.*, 2003; Bruun *et al.*, 1975; Edwards *et al.*, 1994). La mesure la plus forte et la plus efficace, qui est le plus souvent discutée, est la régulation des prix, par exemple par le biais de la fiscalité (Wagenaar *et al.*, 2009). Comme l'ont résumé Giesbrecht et Greenfield (2003), il y a quatre domaines dans lesquels la régulation de la disponibilité d'alcool peut être mise en œuvre:

1. Accès économique

Impôts et autres facteurs influençant le prix réel des boissons alcooliques

2. Accès physique et géographique

Barrières par éloignement temporel ou géographique entre les consommateurs potentiels et les sources d'approvisionnement en alcool; cela se mesure couramment au nombre, aux types et aux lieux de points de vente, c'est-à-dire la densité des points de vente (communément référencé *outlet density*), de la capacité de place agrégée (par exemple nombre de places dans les points de vente *on-premise* (bars, restaurants, discothèques, etc.) ou de l'*outlet-mix* (par exemple part du petit commerce à l'emporter en comparaison avec la vente *on-premise* dans une région déterminée).

3. Accès temporel

Régulation par le biais des jours et des horaires de vente

4. Accès démographique

Restrictions légales pour certains sous-groupes d'une population, en règle générale restrictions en fonction de l'âge.

Le présent travail examine les effets potentiels pouvant être attendus des deuxième et troisième domaines. Le 1^{er} février 2005, des mesures pour la protection de la jeunesse contre l'alcool sont entrées en vigueur dans le canton de Genève: la vente d'alcool à l'emporter a été interdite entre 21 h et 7 h (par exemple dans les supermarchés, les kiosques) (« accès temporel »). De plus, la vente de boissons alcooliques a été interdite dans les stations-services et les vidéothèques (« accès physique et géographique »). La décision d'évaluer ces mesures a été prise après leur mise en place. Pour évaluer de manière appropriée les effets d'une telle intervention, des mesures pré/post seraient nécessaires. Les études existantes, comme l'étude ESPAD concernant les jeunes (Gmel *et al.*, 2009) ou l'Enquête suisse sur la santé (ESS) effectuée auprès de la population générale sont menées avec des intervalles de quatre ans (ESPAD 2003/07) et de cinq ans (SGB 2002/07), de sorte que les événements se produisant entre-temps offrent trop de possibilités d'explications alternatives concernant les intoxications (validité interne et externe réduite). De plus, bien que représentatives au niveau helvétique, ces études sont, en raison des échantillonnages proportionnés, trop petites pour certains cantons qui ont un nombre de cas insuffisant pour pouvoir en déduire des conclusions fiables. Le rapport qui suit se base sur la Statistique médicale des hôpitaux de la Suisse. Le problème de l'absence de données pré/post qui auraient été récoltées dans le but d'une évaluation peut ainsi être contourné. Le suivi continu et quasi complet de toutes les hospitalisations en Suisse permet d'observer les modifications dans le temps des admissions hospitalières dues à l'alcool. D'une part, ces données sont complètes pour les différents cantons (et ainsi exhaustives). D'autre part, elles comportent des mesures mensuelles et permettent, grâce à des techniques analytiques de séries chronologiques de distinguer les tendances à long terme de celles liées à l'intervention (ici la restriction de la disponibilité de l'alcool). Dans la littérature spécialisée internationale, les études de ce type sont qualifiées d'expériences « naturelles ».

Il existe une série d'études qui analysent les effets de la réduction de la disponibilité de l'alcool par la limitation des horaires ou des jours de vente. Dans une revue de la littérature, Stockwell et Chikritzhs (2009) ont trouvé, par exemple, que dans 11 études sur 14, soit l'extension des horaires de vente était liée à une augmentation des conséquences négatives, soit la restriction des horaires de vente était liée à une diminution des conséquences négatives (pour aller plus loin, voir également Popova *et al.*, 2009). Beaucoup de ces études se rapportent néanmoins à des horaires de vente *on-premise*, c'est-à-dire sur des heures d'ouverture de bars, d'hôtels et de restaurants. En Suède, Norström et Skog (2005) ont déterminé que l'extension au dimanche de la vente de boissons alcooliques par les magasins détenant le monopole a induit une augmentation des achats d'alcool. Au Nouveau Mexique, McMillan et ses collègues (McMillan *et al.*, 2007; McMillan & Lapham, 2006), ont déterminé que l'extension des horaires de vente aux dimanches dans les *off-premise* (par exemple les supermarchés et les kiosques) ont entraîné une augmentation significative des accidents de la circulation dus à l'alcool. Il existe pourtant relativement peu d'études nationales et

internationales qui analysent l'effet de la limitation des horaires de vente sur les conséquences dues à l'alcool.

Plusieurs études montrent une relation positive entre la densité des points de vente des boissons alcooliques (*outlet density*) et les problèmes liés à l'alcool (*cf.* Babor *et al.*, 2003; Campbell *et al.*, 2009): par exemple la conduite en état d'ébriété et les accidents de la circulation (Trolldal, 2005; Treno, Grube & Martin, 2003; Gruenewald, Johnson & Treno, 2002), le nombre de piétons blessés (LaScala, Johnson & Gruenewald, 2001), la violence liée à l'alcool (Livingstone, 2009), les problèmes de voisinage (Chaloupka & Wechsler, 1996; Donnelly, Pynton, Weatherburn, Bamford & Nottage, 2006) ou les comportements sexuels à risque (Cohen *et al.*, 2006). La plupart de ces études analysent les effets associés à une augmentation de la densité des points de vente (par exemple la privatisation de la vente des boissons alcooliques ou l'assouplissement de systèmes d'attribution de licences), alors que seules quelques-unes examinent les effets de restrictions (*cf.* Campbell *et al.*, 2009 pour une revue de la littérature). Selon les résultats de cette revue, une restriction de la densité des points de vente peut réduire considérablement le nombre des problèmes liés à l'alcool, pour autant que les achats des boissons alcooliques ne se déplacent pas dans les régions environnantes accessibles en voiture.

2. Données et méthodes

2.1 Base de données

Les Statistiques médicales des hôpitaux constituent la base des données recueillies. Sont concernés les établissements dans lesquels une hospitalisation totale ou partielle est possible. Les analyses ne sont ainsi pas représentatives de toutes les intoxications alcooliques, mais uniquement de celles qui ont été soignées dans les hôpitaux. Elles excluent les soins prodigués par des médecins privés et par des permanences ambulatoires. On peut donc partir du principe que le nombre de cas relevés ici constitue une sous-estimation conséquente de l'étendue réelle des intoxications alcooliques des jeunes et des jeunes adultes.

En principe, les relevés des hôpitaux participants tiennent compte de tous les cas ayant nécessité une admission totale ou partielle. Les cas répertoriés sont premièrement les personnes sorties entre le 1^{er} janvier et le 31 décembre d'une année donnée, deuxièmement les patients de longue durée admis avant un 1^{er} janvier mais dont le séjour hospitalier s'est prolongé au-delà du 31 décembre suivant (voir par exemple Bundesamt für Statistik (BFS), 2005). Par contre, les patients admis en cours d'année mais n'ayant pas terminé leur séjour jusqu'au 31 décembre ne sont pas pris en compte (personnes n'étant pas des patients à long terme dont le traitement n'a pas été achevé avant la fin de l'année). Les personnes prises en charge uniquement par le service d'urgence (aussi bien de jour que de nuit) sont considérées comme traitées de façon ambulatoire et ne figurent donc pas dans la Statistique médicale des hôpitaux.

Depuis juin 2006, l'hôpital des Enfants de Genève, où est admise une grande partie des enfants et des adolescents avec une intoxication alcoolique, a modifié son mode d'hospitalisation des moins de 16 ans. Ces derniers ne font l'objet d'une prise en charge résidentielle ou semi-résidentielle - et ne figurent dans la Statistique médicale des hôpitaux - que s'ils ont été transférés du service d'urgence au service des soins intensifs ou présentent des problèmes psychiatriques sévères. Depuis juin 2006, une hospitalisation n'est plus jugée nécessaire, car le suivi et les investigations psychosociales des enfants et des adolescents peuvent aussi être assurés sans recourir à un traitement résidentiel ou semi-résidentiel (Duran, Aladjem & Caflisch, 2009).

Depuis 1998, la Statistique médicale des hôpitaux a pour objectif d'établir un relevé complet des patients et des diagnostics correspondants. Ainsi, cette statistique ne constitue pas un échantillonnage, mais un recensement. Après un certain nombre de difficultés de démarrage, avec des données incomplètes ou la non-participation de certains hôpitaux, les données sont pratiquement exhaustives depuis 2002. Alors qu'en 1999 seuls 85% des hôpitaux soumis à l'obligation de signalement participaient au relevé en fournissant des données couvrant approximativement 73% des hospitalisations – attendus conformément au statut économique-légal des hôpitaux –, le taux atteignait 99% en 2002, avec une couverture de 92% des hospitalisations. En 2007 finalement, tous les hôpitaux (100%) ont communiqué leurs statistiques avec une couverture de 98% des cas traités.

2.2 Clé de diagnostic CIM

La statistique suisse des hôpitaux utilise la clé de diagnostic CIM-10. Les intoxications alcooliques sont décrites dans le chapitre V (« Troubles mentaux et du comportement ») et dans le chapitre XIX (« Lésions traumatiques, empoisonnements et certaines autres conséquences de cause externe ») de la CIM-10. Les sous-chapitres F10-F19 (« Troubles mentaux et du comportement liés à l'utilisation de substances psycho-actives ») du chapitre V et T51 à T65 du chapitre XIX (« Effets toxiques de substances d'origine essentiellement non médicinale ») se rapportent à l'usage des substances, mais classifient un grand nombre de troubles de gravité et de tableaux cliniques divers. Le point commun réside dans l'usage d'une ou plusieurs substances psycho-active. Le présent travail se focalise sur les intoxications alcooliques (*cf.* Bundesministerium für Soziale Sicherheit und Generationen (BMSG), 2000; Med-Kolleg, 2005; World health Organization (WHO), 2003) et prend, par conséquent en considération les codes CIM-10 suivants:

- **F10.0 Intoxication aiguë (ivresse alcoolique aiguë)**

État consécutif à la prise d'alcool et entraînant des perturbations de la conscience, des facultés cognitives, de la perception, de l'affect ou du comportement, ou d'autres fonctions et réponses psychophysiologiques. Sous cette catégorie, on trouve (entre autres): ivresse alcoolique aiguë, intoxication pathologique, ivresse sans autre indication

- **F10.1 Utilisation nocive pour la santé**

Mode de consommation d'alcool qui est préjudiciable à la santé (par exemple épisodes dépressifs secondaires à une forte consommation d'alcool).

- **T51.0: Effet toxique de l'alcool: Ethanol (alcool éthylique)**

Effet toxique de substances d'origine essentiellement non médicinale. Par exemple intoxication accidentelle d'enfants.

2.3 Méthodes

Les données de la Statistique médicale des hôpitaux permettent l'analyse des diagnostics principaux et secondaires. Un diagnostic principal et jusqu'à 28 diagnostics secondaires peuvent être posés par cas.

La présente étude prend en compte tant les diagnostics principaux que les diagnostics secondaires du groupe des « intoxications alcooliques ». Ainsi, les personnes n'ayant pas été hospitalisées en premier lieu en raison d'une intoxication alcoolique (par exemple pour un traumatisme en lien avec une consommation excessive d'alcool) font partie des données utilisées.

Les analyses descriptives sont menées séparément, selon le sexe et l'âge. Les patients de 10 à 15 ans, 16 à 19 ans, 20 à 29 ans et de 30 ans et plus ont été regroupés pour former des catégories d'âge distinctes. Pour la catégorie d'âge ouverte vers le haut (≥ 30 ans), les analyses

ont été effectuées de manière exploratoire. Comme ce groupe ne présentait pas de différences systématiques liées à l'âge, seuls les résultats de l'ensemble du groupe sont rapportés dans la présente étude.

Le nombre de cas de personnes hospitalisées dans le canton de Genève pour intoxication alcoolique est trop faible pour pouvoir analyser en même temps les effets d'âge et de sexe et en estimer des modèles stables. Comme les effets spécifiques à l'âge (par exemple jeunes vs adultes) présentent plus d'intérêt que les effets généraux de sexe (hommes vs femmes), seules les analyses descriptives sont présentées selon l'âge et le sexe.

Les autres cantons de Suisse romande ou l'ensemble des autres cantons suisses pourraient servir de groupe de référence pour étudier les tendances dans le canton de Genève. Une comparaison entre le canton de Genève et la Suisse romande aurait certes l'avantage de permettre de comparer des « cultures d'alcoolisation » similaires. Une étude actuelle montre néanmoins que dans le canton de Genève, la fréquence des hospitalisations pour intoxication alcoolique chez les adolescents et les jeunes adultes se situe en-dessous de la moyenne suisse et nettement en-dessous des autres cantons de Suisse romande (Wicki & Gmel, 2009). Les analyses descriptives (tableau 1 et figures 1 à 4) montrent que les tendances pour les années 2002 à 2007 évoluent de manière très similaire pour les cantons de Suisse romande et pour l'ensemble de la Suisse (le canton de Genève exclu dans les deux cas). Pour disposer d'un groupe de référence le plus grand et le plus fiable possible, la présente étude ne rapporte que les modèles de séries chronologiques dans lesquels le canton de Genève est comparé à l'ensemble de la Suisse, des analyses exploratoires ayant montré qu'une comparaison entre Genève et la Suisse romande entraînait des conclusions similaires.

2.3.1 *Analyses descriptives*

Les taux (pour 1000 hospitalisations) de diagnostics principaux et secondaires « d'intoxication alcoolique » sont tout d'abord présentés de manière descriptive selon le groupe d'âge, le sexe et la région (canton de Genève, totalité de la Suisse (hors Genève) et Suisse romande (hors Genève)) sous forme de tableaux et diagrammes de dispersion.

Comme les taux varient très fortement de mois en mois, ils sont compilés par année dans le tableau. Cela permet d'établir aussi bien la comparaison des taux moyens avant et après l'intervention que les tendances dans le temps.

Les diagrammes de dispersion montrent les taux par mois pour les groupes d'âges isolés. Une courbe de *Lowess* a été intégrée en sus pour faciliter la perception visuelle des tendances dans le temps. Cette courbe est établie au moyen d'un algorithme de lissage (*Epanechnikov*) où, à partir de chaque position d'une régression locale pondérée, une valeur prédictive est calculée. La liaison de ces valeurs trace la courbe de *Lowess* (Goodall, 1990) et montre la tendance dans le temps.

2.3.2 Analyses de séries chronologiques (ARIMA)

Des analyses de séries chronologiques ont été effectuées pour la vérification statistique des tendances. Dans sa forme la plus simple, une analyse de série chronologique avec un design pré/post (*interrupted time series design*) est un simple test t de Student ou une analyse de régression de la forme

$$X_t = b_0 + b_1 \text{Intervention}_t + N_t,$$

ou t est l'index dans le temps, ici les mois de janvier 2002 à décembre 2007, soit un total de 72 points de mesure chronologique. Dans cette étude, X_t représente les taux d'hospitalisations pour intoxication alcoolique et I_t est une variable qui comporte des zéros pour la phase précédant l'intervention et des uns pour la phase succédant à l'intervention. La complexité des modèles ARIMA réside dans le terme N_t , qu'on appelle *Noise* (« bruit »). Contrairement à ce qui se passe dans les analyses de régression classiques, les erreurs de régression ne sont pas indépendantes les unes des autres, mais peuvent présenter une autocorrélation. En principe, celle-ci est ajustée par des termes autorégressifs (AR), c'est-à-dire des dépendances directement dans les variables dépendantes X_t (corrélations entre le point de mesure chronologique actuel et les précédents) ou termes *moving average* (MA; moyennes mobiles, corrélations entre termes d'erreurs actuels et précédents). Le I entre AR et MA devient significatif en cas de manque de stationnarité des séries (c'est-à-dire variations de niveaux ou tendances non rapportables à l'intervention). Elles sont en principe modelées par le biais de la formation différentielle des séries initiales. Les dépendances dans le *Noise* peuvent se situer dans la partie non saisonnière ou dans la partie saisonnière. La présente corrélation saisonnière d'erreurs peut, par exemple, provenir du fait que les erreurs durant les mois de janvier, de février, etc. soient plus similaires qu'entre les mois de façon générale. Pour des séries reposant sur des données mensuelles, on parlerait alors d'une saison de longueur 12. Les modèles ARIMA saisonniers de longueur 12 sont usuellement indiqués en tant que ARIMA (p,d,q)x(P,D,Q)₁₂ où p(P) représente le nombre de paramètres autorégressifs, d(D) le nombre de formations différentielles nécessaires et q(Q) le nombre de paramètres *moving average*. Il est néanmoins important de comprendre que les modèles ARIMA sans paramètre représentent des modèles régressifs simples et qu'ils ne commandent que la dépendance des erreurs en présence de paramètres ARIMA. Les paramètres b_0 et b_1 dans le modèle ci-dessus serait à interpréter comme des coefficients de régression simples, cela signifie que b_1 indique si durant la période de l'intervention une augmentation ou une baisse des taux a eu lieu. La constante b_0 est le niveau moyen de la série chronologique avant l'intervention.

L'identification du modèle ARIMA est un processus compliqué. Les explications ci-dessus ont été simplifiées afin d'assurer une meilleure compréhension. Par exemple, des modèles à fonction de transfert permettent un ajustement plus complexe de la modification dans la série des valeurs de mesure après le début de l'intervention. Le paramètre b_1 est un modèle à fonction de transfert très simple. Il précise que le niveau se modifie avec le début de l'intervention et qu'il reste à ce niveau. Les fonctions de transfert plus complexes sont de la forme $\omega(B)/\delta(B)$, plusieurs paramètres ω - et δ - pouvant exister (B étant le *backshift*-

operator). B déplace la série chronologique d'un point de mesure temporel, B^2 de deux, etc.) Un modèle à fonction de transfert à un seul ω_0 correspond au modèle ci-dessus avec b_1 . Dans la présente étude, seules des fonctions de transfert ω_0 - respectivement. $\omega_0/(1-\delta_1)$ - sont utilisées. Elles permettent une très grande flexibilité dans la modélisation de la fonction de transfert. Le paramètre δ_1 commande la rapidité avec laquelle le modèle s'adapte à un nouveau niveau. Une fonction de transfert ω_0 pure signifie que le nouveau niveau est atteint directement avec l'intervention et qu'il y reste. Le « système » s'adapte lentement avec un paramètre δ et atteint ensuite un niveau stable à $\omega_0/(1-\delta_1)$, ce qu'on nomme *gain*.

Un exemple se référant aux taux d'hospitalisations: un modèle avec seulement un ω_0 de 0,5 signifierait que les taux se seraient accrus de manière constante de 0,5 après l'intervention. Des paramètres de $\omega_0 = 0,5$ et $\delta_1 = 0,5$ signifieraient que les taux auraient augmentés de 0,5 durant le premier mois puis augmenteraient durant les mois suivants jusqu'à ce qu'un nouveau niveau d'accroissement de $1 = 0,5 (1-0,5)$ soit atteint. C'est l'une des possibilités pour modéliser le fait que la modification de la disponibilité de l'alcool n'atteint pas immédiatement son plein effet ou qu'il se produit tout d'abord un effet plus important qui se stabilise à un niveau plus faible.

Pour trouver les modèles ARIMA et les modèles à fonction de transfert appropriés, il existe un certain nombre d'aides déterminantes à l'identification comme la considération de la fonction d'autocorrélation et d'autocorrélation partielle qui ne devraient pas présenter de caractéristique remarquable. L'un des tests destinés à cet effet est le test *Ljung-Box-Q* qui ne devrait ne pas être remarquablement significatif ($p > 0,20$). Les modèles ont été identifiés en utilisant le programme statistique SPSS, version 17.0, l'identification automatique des valeurs aberrantes dans les séries chronologiques (ainsi que leur traitement adéquat par des variables dichotomiques) ayant été utilisée.

La présente étude ne devait pas se contenter d'examiner si les taux d'hospitalisations s'étaient modifiés dans le canton de Genève, mais s'ils se sont modifiés d'une autre manière en comparaison avec le reste de la Suisse. Une simple comparaison pré/post, par exemple avec une simple baisse des taux d'hospitalisations après l'intervention, n'aurait que peu de signification si cette modification s'était également produite dans les autres cantons en raison d'autres facteurs. Dans la mesure où dans tous les autres cantons le taux d'hospitalisations s'était accru, les taux constants dans le canton de Genève signifieraient un effet positif. Les présentes analyses doivent non seulement comparer les taux d'hospitalisations dans le canton de Genève avant et après l'intervention, mais également mettre en évidence leur évolution en rapport avec les taux correspondants dans les autres cantons.

Pour cela, deux modèles ont été calculés. Le premier modèle considère les différences de taux entre Genève et les autres cantons:

Modèle 1 – modèle différentiel

$$X_t = (Y_t - Z_t) = \text{Constante} + \omega_{01}/(1-\delta_{11}) \text{ Intervention}_1 + N_t.$$

La variable dépendante X_t étant la différence entre le taux à Genève (Y_t) et le taux correspondant dans les autres cantons (Z_t), ainsi $X_t = Y_t - Z_t$. Dans l'hypothèse où l'intervention entraîne une réduction des taux d'hospitalisations dans le canton de Genève, la différence ($Y_t < Z_t$) devrait s'accroître après l'intervention, c'est-à-dire devenir plus négative (comme les taux dans le canton de Genève sont généralement un peu moins élevés que dans les autres cantons, la différence négative s'accroît); si c'est le cas, le coefficient de régression pour l'intervention (ω_0) devient négatif.

En tant que deuxième modèle, on a établi un modèle d'interaction où les deux séries Y_t et Z_t sont considérées comme des séries chronologiques successives (X_t^* , « pooled cross-sectional time series » ou « interrupted time series with non-equivalent control group design »: England, 2005). Une hypothèse de base étant que les deux séries présentent pour l'essentiel le même modèle ARIMA. Le deuxième modèle se présente comme suit:

Modèle 2 – modèle d'interaction

$$X_t^* = \text{Constante} + b_1 \text{Canton} + b_2 \text{Intervention} + b_3 \text{Canton} * \text{Intervention} + N_t.$$

La variable Canton a été codifiée avec 1 pour le canton de Genève et avec 0 pour les autres cantons suisses, de sorte que le coefficient b_3 indique une évolution différente dans le canton de Genève en comparaison avec les autres cantons. La valeur de b_3 devrait à nouveau être négative (c'est-à-dire, en comparaison avec les autres cantons, présenter une réduction relative des taux pour le canton de Genève dans la phase postérieure à l'intervention).

Les modèles ARIMA relatifs aux 10 à 15 ans prennent aussi en compte le fait que, depuis juin 2006 dans le canton de Genève, une partie des jeunes de moins de 16 ans ont été traités d'une façon ambulatoire et, pour cette raison, ne figurent plus dans la Statistique médicale des hôpitaux. Ainsi, le terme « $+\omega_{02}/(1 - \delta_{12}) \text{Documentation}_2$ » a été ajouté au modèle différentiel, tandis que le modèle d'interaction a été complété par les termes « $+b_5 \text{Documentation} + b_6 \text{Canton} * \text{Documentation}$ ». La variable *Documentation* code la période depuis juin 2006. Cela permet d'estimer l'effet de l'intervention en l'ajustant pour la nouvelle manière de documenter les cas traités.

2.3.3 Analyses de sensibilité

Les analyses de séries chronologiques sont en soi relativement complexes. Dans les modèles décrits ci-dessus, les analyses de séries chronologiques se complexifient encore en raison du design d'intervention et des groupes de contrôle non équivalents. Comme aucune répartition aléatoire des cantons n'a pu être réalisée dans les groupes expérimentaux et de contrôle, les « autres cantons suisses (hors Genève) » sont qualifiés de groupe de contrôle non équivalent. Nous estimons néanmoins que nous travaillons ici sur des bases correctes en utilisant le modèle différentiel et le modèle d'interaction. Cependant, on trouve encore d'autres approches dans la littérature spécialisée (alternative A et alternative B), qui sont décrites ci-après:

Alternative A

Au lieu d'appliquer la différence entre le canton de Genève et les autres cantons, ou un modèle d'interaction sur les séries chronologiques du canton de Genève et des autres cantons, on trouve souvent dans la littérature spécialisée que la série chronologique concernée (ici Genève) est considérée comme variable dépendante et la série chronologique du groupe de contrôle (ici les autres cantons) comme variable indépendante (c'est-à-dire variable confondue) (par exemple Wagenaar *et al.*, 1996). C'est une erreur selon notre point de vue, car selon l'approche ARIMA, dans l'analyse de séries chronologiques multivariées, la variable indépendante est considérée comme *input* d'un système qui influence l'*output*, ici la série chronologique dans le canton de Genève. Nous considérons que les autres cantons n'influencent pas les hospitalisations dans le canton de Genève. Une autre manière de considérer cette modélisation consisterait à considérer les séries chronologiques des autres cantons comme variable de contrôle permettant un ajustage pour d'autres événements (par exemple augmentation générale de la consommation, meilleure précision de la Statistique médicale des hôpitaux). Pour cette raison, nous avons également établi des modèles avec la série chronologique de Genève en tant que variable dépendante et les taux des autres cantons en tant que variable indépendante. Ce type d'analyse débouche partiellement sur des contradictions avec les résultats cohérents des deux modèles ci-dessus. Par exemple, pour l'analyse des 16 – 19 ans, elle aboutirait au résultat que les hospitalisations auraient augmenté après l'intervention. Comme le montrent les taux dans le tableau 1 et la figure 1, ceci n'est évidemment pas cohérent. Nous supposons que ce type de contrôle absorbe trop de variance en raison de tendances similaires dans la période précédant l'intervention, de sorte que les effets de l'intervention ne modélisent pour l'essentiel plus que des effets résiduels, donc des termes d'erreur, et entraînent ainsi aléatoirement des estimations de coefficients positifs ou négatifs.

Alternative B

Il est de pratique courante (p. ex. Noström et Skog, 2005) de différencier a priori des séries chronologiques qui présentent des décalages de niveau pour atteindre une stationnarité. Cela repose sur le jugement erroné estimant que la série ne puisse en elle-même pas présenter de discontinuité. Les séries chronologiques bivariées ne doivent pas forcément demeurer stationnaires (Box et Jenkins, 1976, p. 372), et en particulier pas si des discontinuités de niveau dans les variables dépendantes résultent de la réaction à l'*input* (par exemple des modifications de niveau en raison de l'introduction de mesures). Tout comme l'alternative A ci-dessus, tous les autres modèles ont également été appliqués en sus sur des processus prédifférenciés. Dans tous les cas, la différenciation a priori a entraîné des processus avec des paramètres MA fortement négatifs, même à des paramètres proches des limites d'invertibilité ($< -0,9$), de sorte que nous pouvons partir du principe qu'une prédifférenciation aurait entraîné une surdifférenciation. La surdifférenciation peut mener à des corrélations aléatoires (*spurious correlations*) et même renverser la direction d'effectivité des paramètres (Luceno, 1994; Plosser & Schwert, 1977; Yaffee, 200). Pour un résultat similaire et par analogie, des tendances (*trends*) déterministes ont été introduits comme prédicteurs en lieu et place de la différenciation.

2.3.4 Pondération

Un problème se pose du fait que l'exhaustivité des données de la Statistique médicale des hôpitaux s'est continuellement accrue, et que le nombre absolu des diagnostics alcooliques enregistrés, donc relevés dans les données, ont également augmenté. C'est pourquoi les analyses ne se basent pas sur le nombre de personnes hospitalisées pour raison d'intoxication alcoolique (« fréquence absolue »), mais sur le taux de diagnostic « intoxication alcoolique » pour 1000 cas traités (« fréquence relative »).

Pour tenir compte des différences de taux de participation dans les cantons, les données ont fait l'objet d'une pondération supplémentaire. Les pondérations ont été calculées sur la base des taux de participation cantonaux tels qu'ils ont été indiqués dans les rapports de l'OFS pour chaque année de relevé (voir par exemple Bundesamt für Statistik (BFS), 2009). Il existe deux taux de participation par canton: a) le taux de participation des hôpitaux et b) pour les hôpitaux participants, le taux de participation estimé en fonction des statistiques administratives des hôpitaux. Pour un canton dont tous les hôpitaux participent au cours d'une année (100% des tous les hôpitaux) et qui enregistrent 100% de tous leurs cas, la pondération correspondante serait de $1/(1*1)=1$, cela signifie que chaque cas de la statistique représente exactement un cas. Si dans un canton 80% de tous les hôpitaux enregistrent 90% de tous les cas, la pondération correspondante serait de $1/(0,80*0,90)=1,389$. En d'autres mots, l'optimum de 100% est divisé par le taux de participation ($80%*90%=72%$); chaque cas représente de ce fait 1,389 cas attendu dans le canton considéré. Les taux pour le canton de Genève n'ont pas été influencés par la pondération. Grâce à la pondération, on peut néanmoins estimer le taux pour le groupe de référence, sans que celui-ci ne soit biaisé par des taux de participation différents selon chaque canton. Les pondérations attribuées aux différents cantons pour chaque année considérée figurent au tableau A1 de l'annexe.

3. Résultats

Les résultats seront tout d'abord présentés de manière descriptive, puis commentés en détail avec la courbe de *Lowess* et les modèles ARIMA par groupe d'âge. Les figures présentent les évolutions des taux, les courbes étant lissées (*Lowess*) pour moins laisser apparaître les variations et l'influence de valeurs aberrantes. Ainsi, la tendance générale est plus facile à identifier. Après la présentation des courbes de *Lowess*, on procédera à la discussion des deux modèles ARIMA (modèle différentiel et modèle d'interaction) à titre de confirmation statistique.

3.1 Analyses descriptives

Le tableau 1 décrit l'évolution des taux d'intoxications alcooliques entre 2002 et 2007, dans le canton de Genève, dans tous les autres cantons (CH) et dans les autres cantons de Suisse romande (CHr).

Tableau 1: Taux (pour 1000) de diagnostics du groupe « Intoxication alcoolique » (diagnostics principaux et secondaires F10.0, F10.1, T51.0) avant et après l'intervention (pré vs post), selon le groupe d'âge, le sexe et la région

	Garçons / hommes						Filles / femmes						Échantillon total					
	pré			post			pré			post			pré			post		
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2002	2003	2004	2005	2006	2007
10 – 15 ans																		
Gen.	4.4	7.2	5.6	10.4	2.6	2.3	4.8	12.6	12.3	17.3	8.1	5.4	4.5	9.5	8.6	13.7	5.0	3.7
CH	4.3	5.7	8.5	9.1	9.1	11.7	4.1	4.0	6.0	9.6	9.5	13.1	4.2	5.0	7.3	9.3	9.3	12.3
CHr	5.2	8.0	14.3	13.7	15.0	15.7	4.0	5.2	10.3	14.9	16.4	16.0	4.6	6.7	12.5	14.3	15.6	15.8
16 – 19 ans																		
Gen.	11.3	6.9	4.8	8.8	3.6	5.1	1.0	3.6	6.1	9.3	18.0	10.4	5.5	5.1	5.5	9.1	11.1	7.4
CH	12.8	15.0	20.5	23.3	24.7	24.4	7.3	9.7	8.9	10.8	12.8	16.2	10.0	12.3	14.5	16.9	18.7	20.3
CHr	16.6	17.9	30.7	33.5	36.3	35.4	14.1	14.9	10.7	19.0	11.8	18.7	15.3	16.4	19.8	25.9	23.6	26.9
20 – 29 ans																		
Gen.	2.8	2.8	7.3	4.6	8.1	6.7	1.4	1.2	1.9	2.1	3.2	2.9	1.8	1.6	3.3	3.1	5.0	4.4
CH	12.6	13.3	16.4	21.6	22.9	23.3	3.8	4.3	4.9	6.1	6.3	7.2	6.9	7.6	9.0	11.6	12.3	13.1
CHr	16.8	18.4	20.7	28.0	30.1	29.3	5.6	6.1	5.6	7.7	7.9	10.1	9.4	10.3	10.7	14.4	15.3	16.6
≥ 30 ans																		
Gen.	4.2	4.3	5.4	5.0	10.0	10.0	1.6	1.9	1.7	2.8	6.9	3.2	2.7	2.9	3.2	3.7	8.2	6.0
CH	10.6	10.7	12.0	12.6	15.0	16.3	4.5	4.6	5.1	5.4	6.2	6.6	7.2	7.4	8.2	8.7	10.2	11.0
CHr	12.4	12.0	15.3	14.4	16.0	18.0	5.3	5.2	6.4	6.3	7.3	7.6	8.5	8.2	10.4	9.9	11.2	12.3
Tous groupes d'âge																		
Gen.	4.2	4.4	5.5	5.3	9.3	9.2	1.7	2.1	2.2	3.1	6.7	3.3	2.7	3.0	3.5	4.0	7.7	5.8
CH	10.7	10.9	12.5	13.5	15.7	16.9	4.5	4.7	5.2	5.7	6.4	7.0	7.2	7.5	8.5	9.2	10.6	11.5
CHr	12.6	12.5	16.1	15.9	17.6	19.2	5.5	5.5	6.4	6.9	7.6	8.3	8.7	8.6	10.7	10.9	12.0	13.1

Remarques: CH = tous cantons suisses, sauf Genève, CHr = cantons de Suisse romande (Fribourg, Jura, Neuchâtel, Vaud et Valais), sauf Genève;
La restriction de la disponibilité d'alcool est entrée en vigueur le 1^{er} février 2005. Les taux pour janvier 2005 (pré) sont ainsi présentés dans la colonne de « 2004 » au lieu de « 2005 ».

Dans le canton de Genève, ces taux augmentent jusqu'en 2006 (tous sexes et groupes d'âge confondus), une baisse de 7,7 à 5,8 (pour 1000 cas) étant constatée entre 2006 et 2007. Cette baisse peut être partiellement attribuée à la modification du mode d'hospitalisation entrée en vigueur en juin 2006. En-dehors du canton de Genève, il apparaît que dans les autres cantons pris dans leur ensemble, et dans les autres cantons de Suisse romande, les taux d'intoxications alcooliques ont augmenté plus ou moins constamment depuis 2002. Si l'on prend comme exemple tous les groupes d'âge et les données des deux sexes confondus, tous les cantons (hormis Genève) présentent des taux d'intoxications alcooliques depuis 2002 en augmentation de 7,2 (pour 1000 cas soignés à l'hôpital) à 11,5 (2007), en passant par 8,5 (2004), 9,2 (2005), 10,6 (2006). Il en est de même si l'on considère les autres cantons de Suisse romande (hormis Genève), où les taux d'intoxications se situent au-dessus des taux correspondants de l'ensemble de la Suisse, probablement en raison de la consommation d'alcool plus élevée dans ces cantons (Annaheim et Gmel, 2004; Notari *et al.*, 2009).

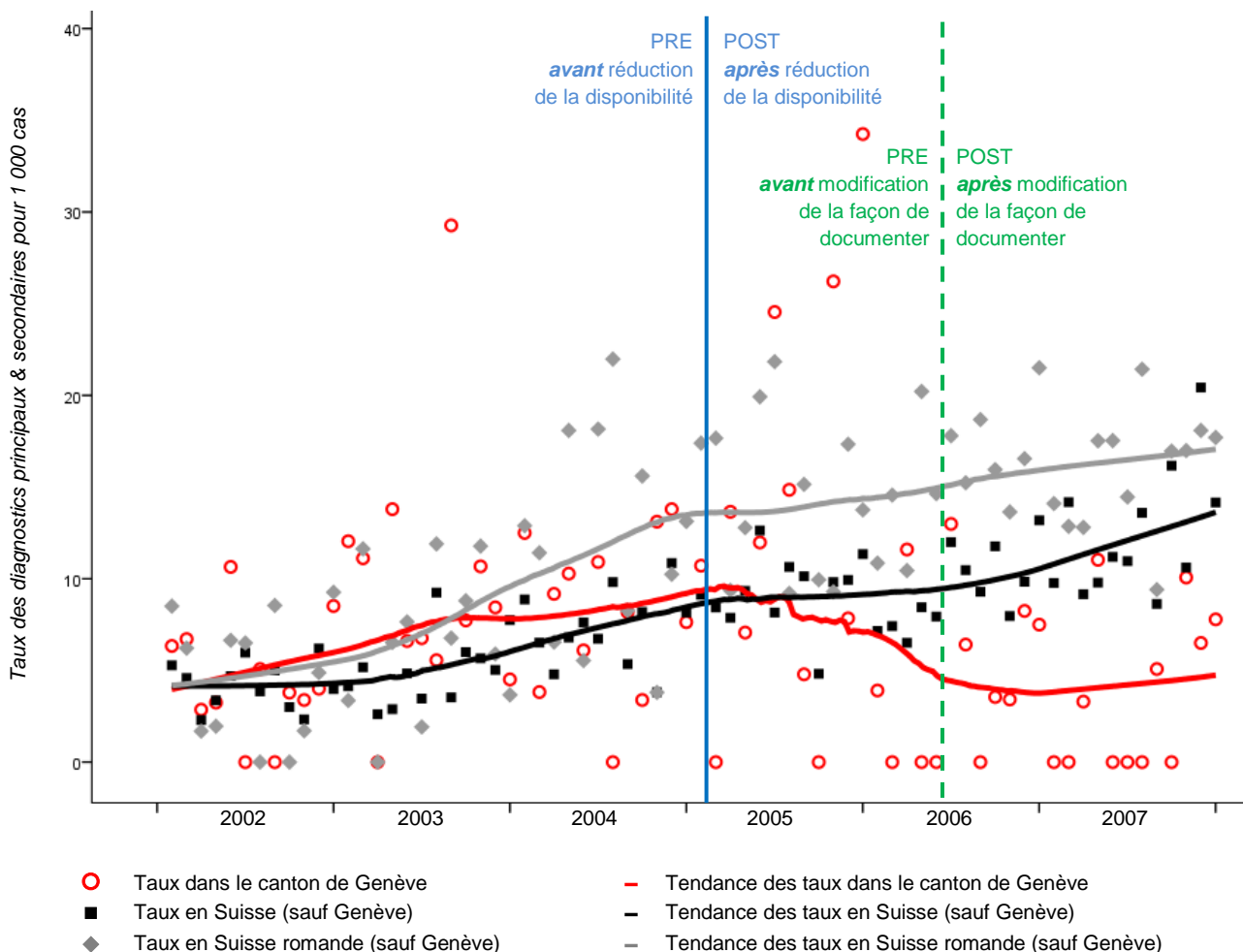
Pour l'essentiel, ces accroissements se laissent observer dans tous les groupes d'âge et pour les deux sexes (tableau 1), pour l'ensemble des autres cantons (hormis Genève). Des exceptions sont néanmoins observées comme, par exemple, chez les femmes de 16 à 19 ans des cantons de Suisse romande (hormis Genève), avec un taux d'hospitalisations pour intoxication alcoolique oscillant entre 11 et 19 pour mille cas.

Si l'on compare maintenant les chiffres provenant des autres cantons avec ceux du canton de Genève, on constate que chez les garçons et les jeunes hommes de 10 à 19 ans, et chez les filles de 10 à 15 ans, les taux d'intoxications alcooliques après 2005, c'est-à-dire un an après l'intervention, semblent baisser. Ceci ne s'observe pas chez les femmes et les hommes plus âgés. Il faut néanmoins préciser que, de plus grandes variations peuvent survenir lors qu'un canton est considéré séparément, par comparaison à une situation où plusieurs cantons sont considérés, de par le nombre réduit de cas enregistrés.

3.2 Changements chez les enfants et les jeunes adolescents (10 à 15 ans)

Quelques mois après la date de l'intervention, on observe que chez les 10 à 15 ans les taux d'intoxications reculent dans le canton de Genève, contrairement à ceux des autres cantons (figure 1). On voit également pourquoi cette réduction n'a été observée qu'à partir de 2006 dans le tableau 1. Durant l'année 2005, trois mois présentaient des taux d'intoxications particulièrement élevés (valeurs aberrantes) qui ont masqué la tendance générale pour l'année 2005. Dans les modèles ARIMA, les éventuelles valeurs aberrantes sont traitées de manière différenciées.

Figure 1: Taux (pour 1000) de diagnostics « intoxication alcoolique » (diagnostics principaux et secondaires F10.0, F10.1, T51.0) chez les 10 à 15 ans, selon le mois de relevé et la région, pondérés



Remarques: La restriction de la disponibilité de l'alcool est entrée en vigueur le 1^{er} février 2005; depuis juin 2006, une partie des moins de 16 ans a été traitée de façon ambulatoire et ne figure donc plus dans la Statistique médicale des hôpitaux. La tendance des taux durant la période est représentée à l'aide d'une courbe de *Lowess*; Cantons de Suisse romande (sauf Genève) = Fribourg, Jura, Neuchâtel, Vaud et Valais.

Les deux modèles de mesures différentielles montrent une réduction des taux dans le canton de Genève en comparaison des autres cantons (tableau 2). Dans le modèle a), cette différence est calculée comme une réduction moyenne de 3,94 pour mille. Le modèle b) se distingue du modèle a) par le fait que la réduction n'est pas immédiate, mais se stabilise progressivement à un nouveau niveau. Le *gain*, c'est-à-dire la modification à long terme, est un peu plus grand que celui du modèle simple, soit une réduction du taux de 5,77 personnes pour 1000 cas traités à l'hôpital. Les deux résultats sont significatifs.

Tableau 2: Modèles ARIMA: 10 à 15 ans

Type (p,d,q)(P,D,Q)	Modèle Fit		Ljung-Box			Outl.	UV	Modèle ARIMA				gain
	R^2_{stat}	BIC	Q_{LB}	df	sig			lag	b	SE	sig	
Modèle différentiel												
a) (1,0,0)(0,0,0)	.69	3.52	13.1	17	.728	4	Constante		1.32	.59	.028*	-3.94
							AR	1	-.31	.12	.011*	
							Documentation	ω 0	-4.76	1.34	.001***	
							Intervention	ω 0	-3.94	1.21	.002**	
b) (1,0,0)(0,0,0)	.72	3.60	13.4	17	.710	4	Constante		1.25	.56	.030*	-5.77
							AR	1	-.36	.12	.004**	
							Documentation	ω 0	-.46	.72	.526	
							Documentation	δ 1	.93	.18	.000***	
							Intervention	ω 0	-.75	.72	.302	
							Intervention	δ 1	.87	.20	.000***	
Modèle d'interaction												
a) (0,0,0)(0,0,0)	.62	2.96	13.12	15	.593	4	Constante		4.09	1.04	.000***	-4.08
							AR	1	-.07	.41	.857	
							AR	10	-.22	.10	.023*	
							MA	1	.01	.42	.976	
							Canton	ω 0	1.52	.66	.024*	
							Documentation	ω 0	2.48	1.09	.025*	
							Canton*Documentation	ω 0	-4.59	1.56	.004**	
							Intervention	ω 0	3.36	.94	.000***	
							Canton*Intervention	ω 0	-4.08	1.36	.003**	

Remarques: Type (p,d,q)(P,D,Q) = paramètre autorégressif (p, P), différenciation (d, D) et moving average (q, Q) pour ω ou δ , $R^2_{stat} = R^2$ pour partie stationnaire, BIC = critère d'information Bayes normalisé, Outl. = nombre d'Outlier, UV = variable indépendante, b = coefficient de régression, SE = erreur standard, ω = numérateur et δ = dénominateur sont des paramètres de fonction de transfert, Documentation = janvier 2001 à mai 2006 (0) vs. juin 2006 à décembre 2007 (1), Canton*Documentation = terme d'interaction, Suisse excepté Genève (période entière) ou Genève (janvier 2001 à mai 2006) (0) vs. Genève (juin 2006 à décembre 2007) (1), Intervention = pré (0) vs. post (1), Canton = Suisse hors Genève (0) vs. Genève (1), Canton*Intervention = terme d'interaction, Suisse hors Genève ou Genève pré (0) vs. Genève_post (1), AR = auto-régression, MA = moving average, niveau de signification (sig): * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

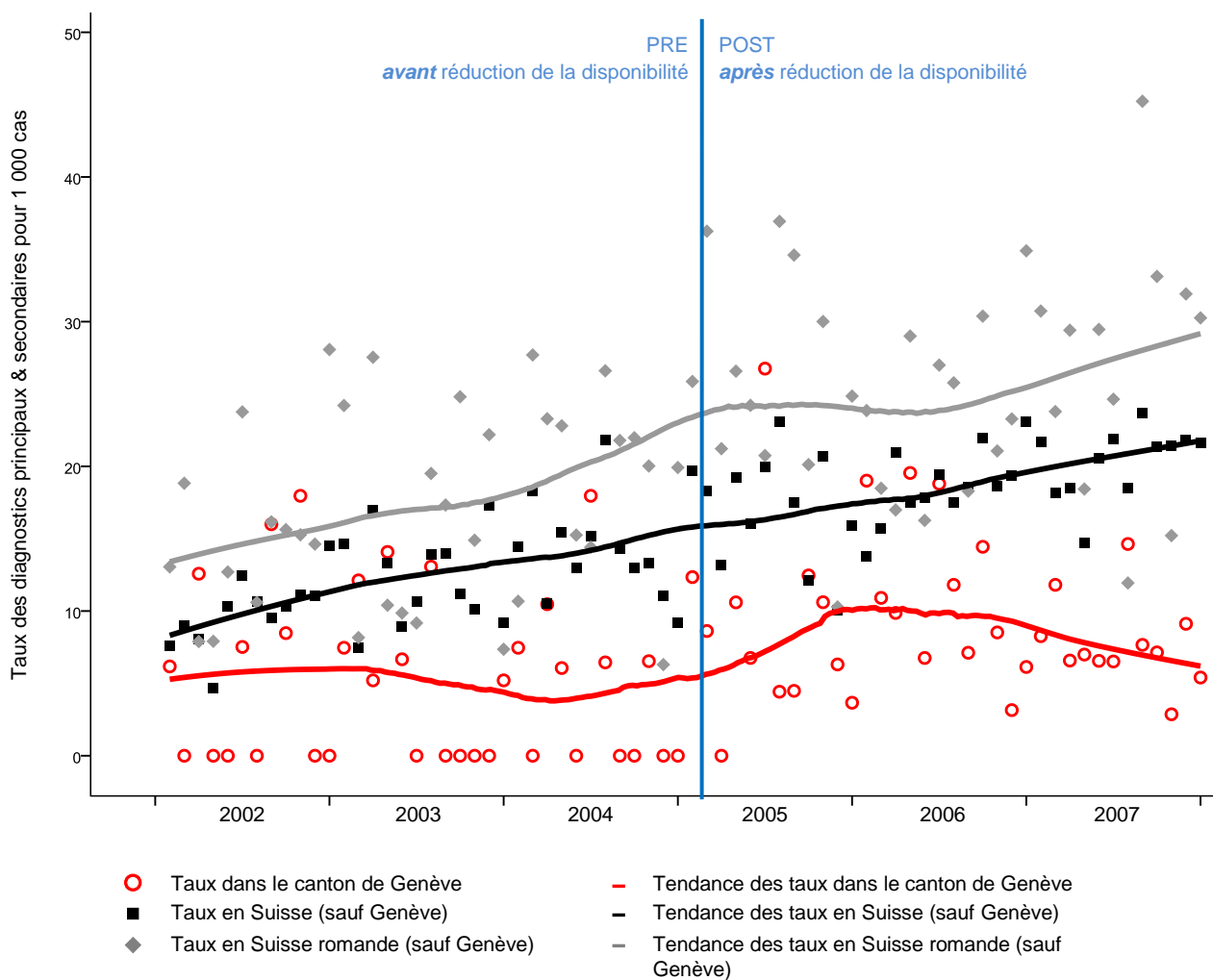
Dans le deuxième modèle ARIMA (modèle d'interaction) apparaissent les paramètres suivants: durant la phase après l'intervention, les taux augmentent globalement de 3,36 pour mille, tandis qu'après la modification de la manière de documenter les cas, les taux

augmentent de 2,48 - ce qui reflète l'augmentation générale dans les autres cantons. Par contre, dans le canton de Genève (interaction *Canton*Intervention*), les taux baissent après l'intervention en comparaison avec les autres cantons de 4,08 pour mille (l'estimation de cet effet tient compte du fait que les taux dans le canton de Genève ont diminué de 4,59 pour mille en raison de la nouvelle façon de documenter les cas). Pour le canton de Genève les effets s'avèrent significatifs dans tous les modèles ARIMA. Après la mise en place de l'intervention, les taux d'intoxications alcooliques chez les 10 à 15 ans ont reculé significativement d'environ 4 à 5,5 pour mille comparativement aux autres cantons suisses.

3.3 Changements chez les adolescents (16 à 19 ans)

Chez les 16 à 19 ans (figure 2), le tracé de la courbe pour le canton de Genève montre une légère élévation des taux d'hospitalisations pour intoxication alcoolique dans les premiers mois suivant le début de l'intervention; dans les années 2006 à 2007, ces taux baissent cependant à nouveau. À long terme, les taux d'hospitalisations augmentent ainsi clairement plus faiblement dans le canton de Genève que dans les autres cantons suisses, où les taux augmentent de manière continue au cours de la période d'observation.

Figure 2: Taux (pour 1000) de diagnostics « intoxication alcoolique » (diagnostics principaux et secondaires F10.0, F10.1, T51.0) chez les 16 à 19 ans, selon le mois de relevé et la région, pondérés



Remarques: La restriction de la disponibilité de l'alcool est entrée en vigueur le 1^{er} février 2005; La tendance des taux durant la période est représentée à l'aide d'une courbe de *Lowess*; Cantons de Suisse romande (sauf Genève) = Fribourg, Jura, Neuchâtel, Vaud & Valais.

Dans les deux modèles de mesures différentielles, la réduction du taux dans le canton de Genève est estimée à 2,50 en comparaison des autres cantons (tableau 3). Celle-ci n'est néanmoins pas significative. L'ajustement à cette réduction est immédiat et non progressif (pas de paramètre δ_1 significatif). Le modèle avec les effets d'interaction montre que dans ce groupe d'âge, les taux genevois se situent significativement en-dessous de ceux des autres cantons (coefficient « canton » = -6,93) et que, de manière générale, les taux augmentent durant la période (coefficient « Intervention » = 6,36). Cette augmentation n'a par contre pas lieu dans le canton de Genève, où elle est plus lente, de sorte que dans la phase suivant l'intervention, la différence entre le canton de Genève et les autres cantons se creuse fortement de 3,01 cas pour mille. Cet effet est tout juste significatif ($p = 0,046$). En résumé, on peut dire que dans le groupe d'âge des 16 à 19 ans, l'intervention n'a, avec certitude, pas eu d'effet négatif (dommageable), et même que les taux dans le canton de Genève, en comparaison avec les autres cantons, ont évolué moins fortement à la hausse. Toutefois, le seuil de signification statistique est limite et dépend du modèle utilisé ($p = 0,114$ dans le modèle différentiel, $p = 0,046$ dans le modèle d'interaction).

Tableau 3: Modèles ARIMA: 16 à 19 ans

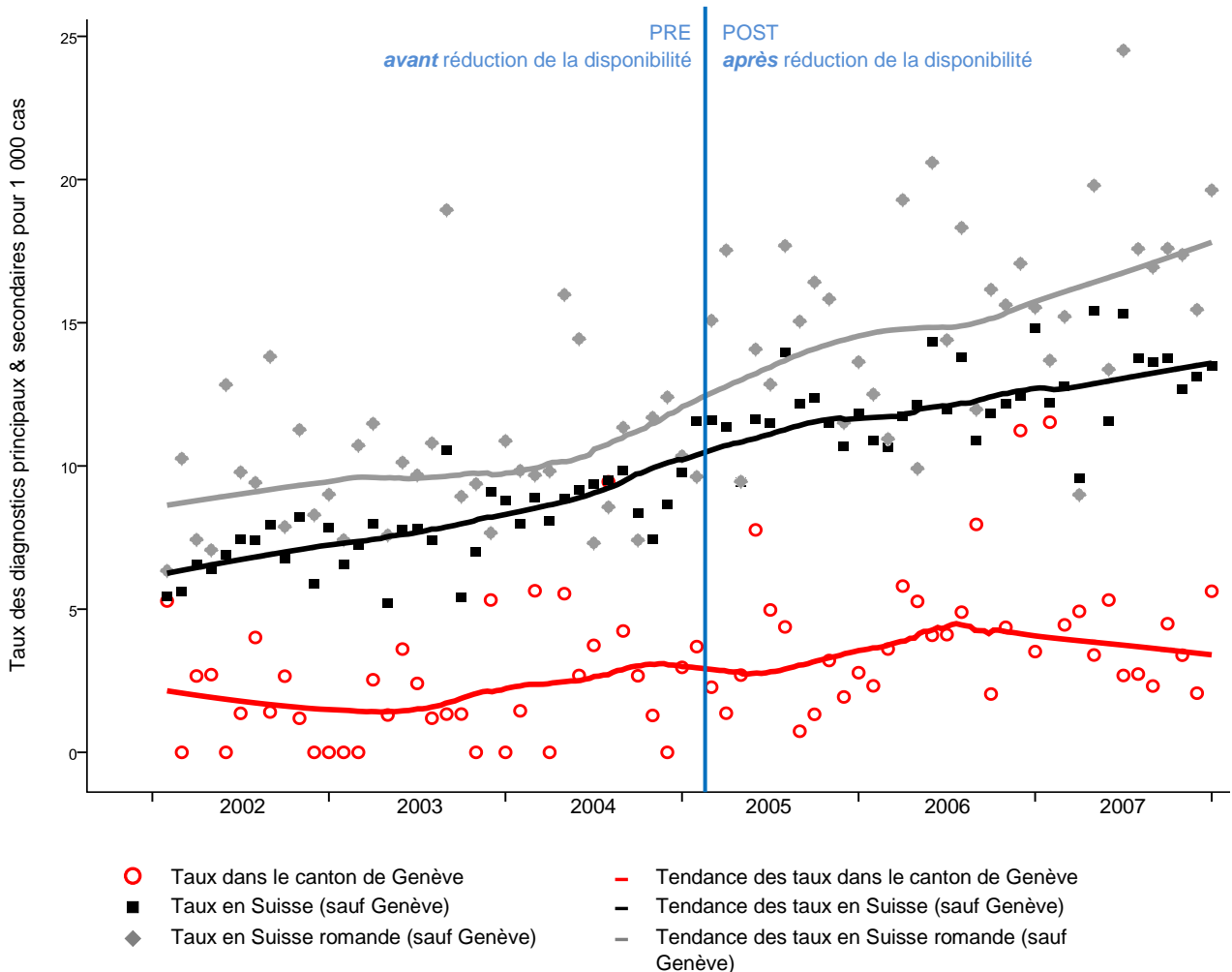
	Type (p,d,q)(P,D,Q)	Fit		Ljung-Box			Outl.	UV	Modèle ARIMA				gain	
		R^2_{stat}	BIC	Q_{LB}	df	sig			lag	b	SE	sig		
Modèle différentiel														
a)	(0,0,0)(0,0,0)	.04	3.90	20.2	18	.322	0	Constante			-6.93	1.09	.000***	-2.50
								Intervention	ω	0	-2.50	1.56	.114	
b)	(0,0,0)(0,0,0)	.03	3.98	19.8	18	.341	0	Constante			-7.08	1.11	.000***	-2.35
								Intervention	ω	0	-2.56	6.67	.702	
								Intervention	δ	1	-.09	2.83	.975	
Modèle d'interaction														
a)	(0,0,0)(0,0,0)	.57	3.17	15.1	18	.655	1	Constante			19.26	1.64	.000***	-3.01
								Canton	ω	0	-6.93	1.04	.000***	
								Intervention	ω	0	6.36	1.05	.000***	
								Canton*Intervention	ω	0	-3.01	1.50	.046*	

Remarques: Type (p,d,q)(P,D,Q) = paramètre autorégressif (p, P), différenciation (d, D) et moving average (q, Q) pour ω ou δ , $R^2_{stat} = R^2$ pour partie stationnaire, BIC = critère d'information Bayes normalisé, Outl. = nombre d'Outlier, UV = variable indépendante, b = coefficient de régression, SE = erreur standard, ω = numérateur et δ = dénominateur sont des paramètres de fonction de transfert, Intervention = pré (0) vs. post (1), Canton = Suisse hors Genève (0) vs. Genève (1), Canton*Intervention = terme d'interaction, Suisse hors Genève ou Genève pré (0) vs. Genève_post (1), niveau de signification (sig): * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

3.4 Changements chez les jeunes adultes (20 à 29 ans)

Comme pour les 16 à 19 ans, le tracé de la courbe pour les 20 à 29 ans dans le canton de Genève au cours de la période suivant l'intervention montre tout d'abord une légère augmentation, puis une diminution jusqu'à la fin de 2007 (figure 3). De manière générale, les taux d'hospitalisations pour intoxication alcoolique augmentent ainsi moins nettement dans le canton de Genève que dans les autres cantons.

Figure 3: Taux (pour 1000) diagnostics « intoxication alcoolique » (diagnostics principaux et secondaires F10.0, F10.1, T51.0) chez les 20 à 29 ans, selon mois de relevé et région, pondérés



Remarques: La restriction de la disponibilité de l'alcool est entrée en vigueur le 1^{er} février 2005;
La tendance des taux durant la période est représentée à l'aide d'une courbe de *Lowess*;
Cantons de Suisse romande (sauf Genève) = Fribourg, Jura, Neuchâtel, Vaud & Valais.

La différence se situe à -2,61 dans le modèle différentiel a), mais devient non-significative dans le modèle différentiel b) avec paramètre δ (tableau 4). Dans le modèle d'interaction, la différence entre les cantons, après l'intervention, est estimée à - 2,77. Le paramètre significatif indique que, dans ce groupe d'âge également, l'intervention a eu un effet positif (dans le sens de l'importance pour la santé publique), c'est-à-dire que l'augmentation des taux d'hospitalisations dans le canton de Genève en comparaison des autres cantons s'est faite moins rapide.

Tableau 4: Modèles ARIMA: 20 à 29 ans

Type (p,d,q)(P,D,Q)	Fit		Ljung-Box			Outl.	UV	Modèle ARIMA				gain
	R^2_{stat}	BIC	Q_{LB}	df	sig			lag	b	SE	sig	
Modèle différentiel												
a) (0,0,0)(0,0,0)	.22	1.97	15.6	18	.617	0	Constante		-5.60	.41	.000***	-2.61
						Intervention	ω	0	-2.61	.60	.000***	
b) (0,0,0)(0,0,0)	.21	1.99	17.5	18	.459	0	Constante		-5.75	.41	.000***	-2.45
						Intervention	ω	0	-2.85	2.38	.235	
							δ	1	-.16	.97	.866	
Modèle d'interaction												
a) (0,0,0)(3,0,0)	.88	1.23	15.8	15	.392	3	Constante		13.62	.51	.000***	-2.77
						AR saisonnière 12		1	-.17	.09	.056+	
						AR saisonnière 12		2	-.04	.09	.626	
						AR saisonnière 12		3	.27	.10	.007**	
						Canton	ω	0	-5.80	.32	.000***	
						Intervention	ω	0	4.62	.30	.000***	
						Canton*Intervention	ω	0	-2.77	.45	.000***	

Remarques: Type (p,d,q)(P,D,Q) = paramètre autorégressif (p, P), différenciation (d, D) et moving average (q, Q) pour ω ou δ , $R^2_{stat} = R^2$ pour partie stationnaire, BIC = critère d'information Bayes normalisé, Outl. = nombre d'Outlier, UV = variable indépendante, b = coefficient de régression, SE = erreur standard, ω = numérateur et δ = dénominateur sont des paramètres de fonction de transfert, Intervention = pré (0) vs. post (1), Canton = Suisse hors Genève (0) vs. Genève (1), Canton*Intervention = terme d'interaction, Suisse hors Genève ou Genève pré (0) vs. Genève_post (1), AR saisonnière = auto-régression saisonnière, niveau de signification (sig): * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

3.5 Changements chez les adultes (30 ans ou plus)

Chez les 30 ans ou plus, l'intervention ne semble pas avoir eu d'influence positive (dans le sens d'une réduction des hospitalisations pour intoxication alcoolique) (figure 4). On assiste même plutôt tout d'abord à un accroissement jusqu'en 2006, puis à une baisse l'année suivante (2007), mais à un niveau plus élevé que durant la phase qui a précédé l'intervention.

Figure 4: Taux (pour 1000) de diagnostics « intoxication alcoolique » (diagnostics principaux et secondaires F10.0, F10.1, T51.0) chez les ≥ 30 ans, selon le mois de relevé et la région, pondérés



Remarques: La restriction de la disponibilité de l'alcool est entrée en vigueur le 1^{er} février 2005; La tendance des taux durant la période est représentée à l'aide d'une courbe de *Lowess*; Cantons de Suisse romande (sauf Genève) = Fribourg, Jura, Neuchâtel, Vaud & Valais.

Les différents modèles ARIMA ne montrent aucun effet significatif (tableau 5). L'effet paraît néanmoins précédé du signe « + », tendant à indiquer une hausse des taux dans le canton de Genève.

Tableau 5: Modèles ARIMA: ≥ 30 ans

	Type (p,d,q)(P,D,Q)	Fit		Ljung-Box			Outl.	UV	Modèle ARIMA				gain	
		R^2_{stat}	BIC	Q_{LB}	df	sig			lag	b	SE	sig		
Modèle différentiel													.63	
a)	(1,0,0)(0,0,0)	.23	1.20	15.7	17	.543	0	Constante		-4.68	.48	.000***		
								AR	1	.44	.11	.000***		
								Intervention	ω	0	.67	.350		
b)	(1,0,0)(0,0,0)	.24	1.27	14.6	17	.623	0	Constante		-4.80	.46	.000***		
								AR	1	.45	.11	.000***		
								Intervention	ω	0	1.49	.99	.137	
									δ	1	-.81	.24	.001**	
Modèle d'interaction													.52	
a)	(3,0,0)(0,0,0)	.84	.67	19.9	16	.224	1	Constante		13.03	1.34	.000***		
								AR	1	.51	.08	.000***		
								AR	3	.20	.08	.011*		
								Canton	ω	0	-4.96	.83		.000***
								Intervention	ω	0	1.74	.76		.024*
								Canton*Intervention	ω	0	.52	1.11		.640
b)	(1,0,1)(0,0,0)	.84	.69	22.9	16	.116	1	Constante		12.86	1.27	.000***		
								AR	1	.76	.09	.000***		
								MA	1	.26	.13	.054+		
								Canton	ω	0	-4.87	.79	.000***	
								Intervention	ω	0	1.86	.74	.013*	
								Canton*Intervention	ω	0	.42	1.08	.696	

Remarques: Type (p,d,q)(P,D,Q) = paramètre autorégressif (p, P), différenciation (d, D) et moving average (q, Q) pour ω ou δ , $R^2_{stat} = R^2$ pour partie stationnaire, BIC = critère d'information Bayes normalisé, Outl. = nombre d'Outlier, UV = variable indépendante, b = coefficient de régression, SE = erreur standard, ω = numérateur et δ = dénominateur sont des paramètres de fonction de transfert, Intervention = pré (0) vs. post (1), Canton = Suisse hors Genève (0) vs. Genève (1), Canton*Intervention = terme d'interaction, Suisse hors Genève ou Genève pré (0) vs. Genève_post (1), AR = auto-régression, MA = moving average, niveau de signification (sig): * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

4. Discussion

Depuis le 1^{er} février 2005, la vente d'alcool à emporter (par exemple dans les supermarchés, kiosques) est interdite à partir de 21 h 00 et la vente de boissons alcooliques a été interdite dans les stations service et les vidéothèques. La présente étude a examiné si cette intervention a eu un effet mesurable sur la consommation d'alcool. Pour cela, les cas d'intoxication alcoolique enregistrés mensuellement de 2002 à 2007 par la Statistique médicale des hôpitaux ont été analysés en tant qu'expérience naturelle: si le nombre des cas d'hospitalisation pour intoxication alcoolique dans le canton de Genève (« groupe expérimental ») évolue différemment après l'intervention que dans les autres cantons suisses (« groupe de contrôle »), cet effet peut être interprété comme un indice de l'impact de l'intervention.

Observations chez les 10 à 15 ans

Dans le groupe d'âge le plus jeune des 10 à 15 ans, les taux d'intoxications alcooliques dans le canton de Genève ont reculé à partir de la date d'intervention, alors qu'ils continuaient de s'accroître dans les autres cantons. Cet effet était significatif dans les deux modèles ARIMA. Dans le canton de Genève, après la mise en place de l'intervention, les taux d'intoxications ont baissé d'environ 4 à 5,5 cas pour mille en comparaison avec les autres cantons suisses.

Les modèles ARIMA relatifs à ce groupe d'âge tiennent compte du fait que depuis juin 2006 dans le canton de Genève, une partie des moins de 16 ans ont été pris en charge uniquement de façon ambulatoire et, de ce fait, ne figurent plus dans la Statistique médicale des hôpitaux. Une hospitalisation n'est plus jugée nécessaire car le suivi et les investigations psychosociales des enfants et des adolescents peuvent aussi être assurés sans recourir à une prise en charge résidentielle ou semi-résidentielle (Duran, Aladjem & Caflisch, 2009).

Observations chez les 16 à 29 ans

Pour les groupes d'âge des 16 à 19 ans et des 20 à 29 ans, les observations étaient certes claires, mais a) moins nettes et b), du moins chez les 16 à 19 ans, quelque peu dépendants du modèle statistique (du moins en ce qui concerne le niveau de signification). En moyenne, l'augmentation des taux est environ 2,5 à 3,0 pour mille inférieure à celle observée dans l'ensemble des autres cantons suisses. Dans les représentations des courbes de *Lowess*, cet effet apparaît comme un accroissement nettement plus faible des taux d'hospitalisations dans le canton de Genève en comparaison avec les autres cantons suisses; une rupture nette au moment de l'intervention n'a néanmoins pas été observée pour le canton de Genève. Les modèles de séries chronologiques indiquaient en règle générale de manière significative que la limitation des heures de vente et l'interdiction de vente de boissons alcooliques dans les stations service et les vidéothèques influençaient positivement les taux d'hospitalisations (dans le sens d'une réduction des hospitalisations). Chez les 16 à 19 ans, les effets dépendaient néanmoins, en termes de niveau de signification, du modèle d'analyse de la série chronologique (modèle différentiel vs modèle d'interaction).

Observations chez les plus de 29 ans

Chez les 30 ans et plus, l'intervention n'a pas montré d'influence positive sur les hospitalisations (dans le sens d'une réduction du nombre de ces dernières).

Explications relatives à l'effet de l'âge

Les résultats rapportés ici sont conformes à la littérature spécialisée internationale concernant la disponibilité de l'alcool. Il faut néanmoins insister sur le fait que les observations soulèvent également quelques questions qui mettent en garde contre la solution de facilité qui consiste à considérer les résultats comme un indicateur clair de l'efficacité de l'intervention. Pour cela, il faudrait des indicateurs supplémentaires. A la réflexion – et dans le sens d'un ordre de causalité clair – il est vrai que des effets grands ont aussi été trouvés chez ceux qui, en raison de leur âge, n'avaient pas le droit d'acheter de l'alcool (10 à 15 ans). Si l'on observe les taux bruts (tableau 1), ils ont d'abord augmenté également dans le canton de Genève durant la première année après l'introduction de la mesure – tant chez les garçons que chez les filles – puis ils ont nettement baissé. Dans les analyses de séries chronologiques, cette augmentation s'explique en tant que valeurs aberrantes et a, de ce fait, été modélisée comme telle.

Un grand nombre d'études rapportent que la restriction de la disponibilité d'alcool (par exemple par le prix) a un effet plus élevé pour les adolescents que pour la population générale. Un effet plus marqué a en outre été observé chez ceux qui consomment plus fréquemment de l'alcool ou en plus grande quantité (ex: Kuo *et al.*, 2003; Laixuthai & Chaloupka 1993; Chaloupka & Wechsler 1996; Chaloupka *et al.*, 2002).

A l'instar de la présente étude, une étude danoise rapporte par exemple que la disponibilité modifiée des boissons alcooliques a touché essentiellement les moins de 16 ans, bien qu'au Danemark comme en Suisse, les jeunes doivent être âgés d'au moins 16 ans pour pouvoir acheter des boissons alcooliques en toute légalité. Bloomfield *et al.* (2009) ont examiné, au moyen d'une analyse de séries chronologiques, l'effet possible d'un accès économique facilité (c'est-à-dire taxation réduite progressive sur les boissons alcooliques et assouplissement des restrictions d'importation entre 2003 et 2005) sur le nombre d'hospitalisations pour intoxication aiguë à l'alcool (F10.0) et empoisonnement à l'alcool (T51.0). L'effet le plus important est aussi apparu dans le groupe d'âge des moins de 15 ans. Toutefois, l'effet était inverse (augmentation des taux d'intoxications), dans la mesure où l'alcool était plus facilement disponible et moins cher.

Ramstedt *et al.* (2002) montrent que chez les jeunes en comparaison des adultes, les problèmes liés à l'alcool décroissent plus fortement lorsque l'accès à l'alcool est rendu plus difficile (limitation de la vente de bière à un petit nombre de magasins, « systembolaget »). Comme le montre cette étude, on s'attendrait donc à un effet plus fort auprès des personnes jeunes. Laixuthai et Chaloupka (1993) ont trouvé que l'augmentation des prix de la bière par taxation réduisait le nombre total de jeunes consommateurs d'alcool et le nombre des consommateurs à risque. Les prix plus élevés de la bière ont eu pour effet de réduire la fréquence de consommation et la prévalence de la consommation ponctuelle excessive chez

les adolescents et les femmes adultes, mais pas chez les hommes adultes (Chaloupka & Wechsler, 1996).

Une explication de l'effet plus grand observé chez les personnes jeunes par rapport aux plus âgées pourrait être que les jeunes ont moins de disponibilités financières (ex: Edwards *et al.*, 1994). On a pu, par exemple, montrer que les jeunes qui consomment de l'alcool ponctuellement de manière excessive préfèrent nettement les boissons moins chères (Wechsler *et al.*, 2000) et qu'en général il existe une étroite relation entre le revenu net et la probabilité de la consommation ponctuelle excessive (Bellis *et al.*, 2007).

Par conséquent, si les prix des boissons alcooliques sont particulièrement pertinents pour les jeunes, il est utile de comparer entre eux les prix des diverses sources d'approvisionnement possibles. Une étude récente consacrée aux dépenses des jeunes pour les boissons alcooliques (Labhart *et al.*, 2010) estime que dans les restaurants, les bars ou les discothèques (*on-premise*) les prix sont entre deux (alcopops) et huit fois (spiritueux) plus élevés que ceux des supermarchés (*off-premise*). La plus faible capacité financière des jeunes en comparaison avec les adultes (ex: Edwards *et al.*, 1994) s'illustre clairement par le fait que les boissons alcooliques consommées par les plus jeunes proviennent presque exclusivement des ventes *off-premise* (Labhart *et al.*, 2010). Cette proportion décroît nettement avec l'âge.

Si l'on observe le moment et le lieu où l'alcool est consommé le plus fréquemment, on s'aperçoit que, dans tous les groupes d'âge, l'alcool est essentiellement consommé dans le cadre privé (chez soi ou au domicile de quelqu'un d'autre). Chez les adolescents, ceci est particulièrement net (si les adolescents consomment en public, c'est essentiellement dans les parcs et les festivals). Ce n'est qu'à partir du jeune âge adulte qu'une partie significative de l'alcool est consommée dans les restaurants, les night-clubs ou les pubs (Ministry of Health, 2007; Substance Abuse and Mental Health Services Administration (Office of Applied Studies), 2008). De plus, une grande partie des occasions de consommation a lieu les nuits du vendredi et du samedi (Gmel *et al.*, 2005; Kairouz *et al.*, 2002; Kauer *et al.*, 2009), c'est-à-dire lorsque la plupart des magasins et des supermarchés sont déjà fermés. La possibilité de constituer des stocks de boissons alcooliques à domicile rend la consommation plus indépendante des heures et lieux de vente. Dans le sens de la « Rational choice theory », les grands consommateurs d'alcool peuvent de toute manière planifier leur consommation à l'avance, ou apprendre à la planifier (Skog, 1999), de sorte qu'une mesure de vente « seulement » jusqu'à 21 h 00 ne constitue pas un obstacle majeur. Les jeunes « de sortie » ou éventuellement déjà sous l'influence de l'alcool qui souhaitent continuer à consommer de l'alcool sont moins en mesure de se rabattre sur des stocks et sont ainsi davantage dépendants des disponibilités à la vente au moment considéré (*off-* et *on-premise*).

Selon notre point de vue, deux fondements expliquent principalement l'effet de l'intervention sur les taux d'intoxications chez les adolescents et les jeunes adultes, y compris le groupe d'âge le plus jeune (10 à 15 ans) qui, de fait, n'est pas autorisé légalement à acheter de l'alcool:

1. *Les adolescents et jeunes adultes sont plus fortement influencées par la restriction de la vente off-premise, car...*

- a) ...ils ont moins de disponibilités financières que les plus âgés. Ce sont en particulier les adolescents qui préfèrent acheter les boissons alcooliques là où elles sont comparativement moins chères (c'est-à-dire *off-* au lieu de *on-premise*);
- b) ...ils disposent moins souvent de stocks de boissons alcooliques chez elles ou en consomment moins chez eux. Les personnes jeunes sont plus souvent dépendantes de l'offre disponible lorsqu'elles sont « de sortie »;
- c) ...l'accès aux discothèques ou aux bars est plus difficile aux jeunes (âge minimal pour l'entrée);
- d) ...les boissons commandées par les consommateurs plus âgés dans les restaurants, discothèques et bars sont plus difficiles à transmettre aux plus jeunes. De plus, il est interdit au personnel de ces établissements de servir de l'alcool à des personnes « très enivrées ».

Cette explication ne présuppose pas obligatoirement que les boissons alcooliques soient achetées par les jeunes mineurs eux-mêmes. Des observations empiriques effectuées à l'étranger montrent que les mineurs obtiennent les boissons alcooliques consommées par le biais de leur réseau social ou de leur famille (Dent *et al.*, 2005; Forster *et al.*, 1997; Harrison *et al.*, 2000; Preusser & Williams, 1992; Schwartz *et al.*, 1998; Wagenaar *et al.*, 1996) et qu'ils ne les acquièrent pas eux-mêmes auprès de sources commerciales. Il est facile de concevoir qu'en Suisse également des proches plus âgés ou des parents achètent des boissons alcooliques et soit les consomment avec les mineurs, soit les leur remettent. Ceci met en évidence une lacune nette dans la protection de la jeunesse en Suisse, où il existe certes un âge minimal en dessous duquel la vente et la remise de boissons alcooliques à un mineur est interdite (Confédération suisse, 2008a; b), mais où un âge minimal pour l'obtention, la consommation ou la détention d'alcool fait défaut.

2. *Meilleure mise en œuvre des mesures de protection de la jeunesse dans le canton de Genève en comparaison d'autres cantons suisses*

Les enquêtes réalisées auprès des élèves (Gmel *et al.*, 2009, Schmid *et al.*, 2008) ainsi que les achats tests effectués dans certains cantons suisses ont montré à plusieurs reprises que les mineurs peuvent aisément acheter des boissons alcooliques. Les baisses de taux d'hospitalisations dans le canton de Genève peu après l'intervention pourraient également s'expliquer par le fait qu'avec l'intervention, l'âge minimal aurait également été mieux contrôlé et respecté. Il manque néanmoins des indications empiriques permettant d'étayer cette hypothèse.

Attribution des effets trouvés à la restriction d'horaire pour la vente d'alcool vs. à l'interdiction de la vente des boissons alcooliques dans les stations service et vidéothèques

Quand bien même le déclin relatif des taux d'hospitalisations dans le canton de Genève à partir du mois de février 2005 suggère que l'intervention a eu un effet positif, la question demeure de savoir à quel point ces changements peuvent être attribués à la restriction temporelle et/ou physique et géographique de la vente de boissons alcooliques. Comme les deux modifications de la législation sont entrées en vigueur en même temps, les effets de la restriction d'horaire pour la vente et l'interdiction de vente de boissons alcooliques dans les stations service et les vidéothèques n'ont pas pu être estimés séparément sur la base des données de la Statistique médicale des hôpitaux. Le détail des chiffres d'affaires liés aux ventes de boissons alcooliques après 21 heures ou dans les stations service et les vidéothèques pourraient servir d'indicateur de l'importance relative de ces deux changements législatifs.

Le taux d'hospitalisations pour intoxication alcoolique en tant qu'indicateur de modifications dans la consommation d'alcool

Pour examiner l'effet possible de la restriction de la disponibilité d'alcool sur la consommation d'alcool, il faudrait qu'en complément des données de la Statistique médicale des hôpitaux d'autres indicateurs des intoxications alcooliques soient pris en considération. En général, il subsiste le problème que, dans les groupes d'âge les plus jeunes, les hospitalisations pour intoxication alcoolique sont très rares et que ce n'est donc pas le meilleur indicateur pour une modification du comportement de consommation. Dans une étude récente, basée également sur la Statistique médicale des hôpitaux, on a certes pu montrer, sur la base d'une analyse transversale, que les taux des hospitalisations dues à l'alcool dans chacun des cantons étaient liés aux modèles de consommation correspondants (par exemple la prévalence agrégée de la consommation ponctuelle excessive pour le canton), mais que les relations étaient néanmoins faibles (selon l'indicateur pour le modèle de consommation, le τ_{Kendall} se situait entre 0,23 et 0,31). De plus, au cours des dernières années, les tendances des taux d'hospitalisations et de la prévalence de la consommation ponctuelle excessive évoluent en sens contraire (Wicki & Gmel, 2009). Les taux d'hospitalisations pour intoxication alcoolique constituent un indicateur d'une forme extrême de consommation épisodique à risque, mais qui ne fournit pas directement des indications concernant la consommation ponctuelle excessive en général (c'est-à-dire sur les formes comparativement douces de la consommation à risque épisodique, comme l'absorption, par exemple, de quatre, cinq ou plus de boissons alcooliques lors d'une occasion de consommation).

Conclusion

En résumé, on peut affirmer avec une grande certitude que le changement d'horaire pour la vente d'alcool et l'interdiction de la vente des boissons alcooliques dans les stations service et les vidéothèques n'ont pas eu d'effet négatif sur les intoxications alcooliques, et qu'un effet statistique positif a pu être mis en évidence pour les moins de 30 ans, ce qui est également plausible au vu d'autres expériences en relation avec des changements dans l'accessibilité de l'alcool documentées dans la littérature.

Annexe

Tableau A1: *Pondérations de cantons pour l'harmonisation des divers taux de participation à la Statistique médicale des hôpitaux*

Canton	Pondérations					
	2002	2003	2004	2005	2006	2007
ZH	1.22	1.10	1.04	1.02	1.02	1.02
BE	1.09	1.04	1.03	1.02	1.01	1.02
LU	1.10	1.10	1.09	1.02	1.02	1.02
UR	.99	1.01	.99	1.00	1.00	1.00
SZ	1.02	1.02	1.00	1.00	1.00	1.00
OW	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
NW	.99	1.00	1.00	1.00	1.02	1.00
GL	1.04	2.08	1.64	1.28	1.33	1.69
ZG	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
FR	1.08	.93	.96	.99	.97	.99
SO	1.03	1.01	1.03	1.01	.97	1.03
BS	1.01	1.01	1.04	1.05	1.06	1.08
BL	1.00	1.00	1.01	1.01	1.02	1.03
SH	.88	1.06	.94	.95	.89	.85
AR	1.06	1.05	1.08	1.08	1.08	1.08
AI	1.37	1.56	1.30	1.28	1.28	1.01
SG	1.06	1.09	1.10	1.06	1.09	1.05
GR	1.02	.99	.99	1.16	1.04	1.03
AG	.88	1.03	1.02	1.05	1.01	1.01
TG	1.00	1.03	1.09	1.06	1.05	.98
TI	1.01	1.11	1.06	1.05	1.01	1.01
VD	1.03	1.03	1.04	1.04	1.03	1.02
VS	1.08	1.01	1.00	1.01	1.01	1.01
NE	1.25	1.25	1.10	1.11	1.20	1.15
GE	1.52	1.37	1.45	1.00	.99	.99
JU	1.22	1.23	1.39	.99	1.01	1.05
Pondération totale de la Suisse	1.10	1.08	1.07	1.03	1.02	1.02

Remarques: les coefficients de pondération inférieurs à 1 indiquent que le canton fournit plus de cas statistiques que les hôpitaux correspondants ne présentent en vertu du statut juridico-économique (voir Bundesamt für Statistik (BFS), 2008)

Références

- Annaheim, B. & Gmel, G. (2004). *Alkoholkonsum in der Schweiz: Ein Synthesebericht zu Alkoholkonsum und dessen Entwicklung auf der Basis der Schweizerischen Gesundheitsbefragung 1997 und 2002. Forschungsbericht*. Lausanne: Schweizerische Fachstelle für Alkohol- und andere Drogenprobleme (SFA).
- Babor, T. F., Caetano, R., Casswell, S., Edwards, G., Giesbrecht, N., Graham, K., Grube, J. W., Gruenewald, P. J., Hill, L., Holder, H. D., Homel, R., Österberg, E., Rehm, J., Room, R. & Rossow, I. (2003). *Alcohol: No Ordinary Commodity. Research and Public Policy*. Oxford: Oxford Medical Publication, Oxford University Press.
- Bellis, M. A., Hughes, K., Morleo, M., Tocque, K., Hughes, S., Allen, T., Harrison, D. & Ferron, E. (2007). Predictors of risky alcohol consumption in schoolchildren and their implications for preventing alcohol-related harm. *Substance Abuse Treatment, Prevention, and Policy*, 2, 15.
- Bloomfield, K., Rossow, I. & Norström, T. (2009). Changes in alcohol-related harm after alcohol policy changes in Denmark. *European Addiction Research*, 15, 224-231.
- Box, G. E. P. & Jenkins, G. M. (1976). *Time Series Analysis and Control*. Oakland CA: Holden-Day.
- Bruun, K., Edwards, G., Lumio, M., Mäkelä, K., Pan, L., Popham, R. E., Schmidt, W., Skog, O.-J., Sulkunen, P. & Österberg, E. (1975). *Alcohol Control Policies in Public Health Perspective*. Helsinki: Finnish Foundation for Alcohol Studies.
- Bundesamt für Statistik (BFS) (2005). *Tabellen der Gesundheitsstatistik. Medizinische Statistik 2003*. Neuchâtel: BFS.
- Bundesamt für Statistik (BFS) (2008). *Erhebungen, Quellen – Schweizerische Gesundheitsbefragung (SGB)*. Neuchâtel: BFS [20.04.2008: http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/de/index/infothek/erhebungen__quellen/blank/blank/ess/01.html].
- Bundesamt für Statistik (BFS) (2009). *Medizinische Statistik der Krankenhäuser 2007 - Standardtabellen*. Neuchâtel: BFS.
- Bundesministerium für Soziale Sicherheit und Generationen (BMSG) (2000). *Diagnoseschlüssel: ICD-10 BMSG 2001*. Wien: BMSG Gruppe VII/A.
- Campbell, C. A., Hahn, R. A., Elder, R., Brewer, R., Chattopadhyay, S., Fielding, J., Naimi, T. S., Toomey, T., Lawrence, B., Middleton, J. C. and the Task Force on Community Preventive Sciences (2009). The effectiveness of limiting alcohol outlet density as a means of reducing excessive alcohol consumption and alcohol-related harms, *American Journal of Preventive Medicine*, 37(6), 556–569.

- Chaloupka, F. J. & Wechsler, H. (1996). Binge drinking in college: the impact of price, availability, and alcohol control policies. *Contemporary Economic Policy*, 14, 112-124.
- Chaloupka, F. J., Grossman, M. & Saffer, H. (2002). The effects of price on alcohol consumption and alcohol-related problems. *Alcohol Research and Health*, 26, 22-34.
- Cohen, D. A., Ghosh-Dastidar, B., Scribner, R., Miu, A., Scott, M., Robinson, P., Farley, T. A., Bluthenthal, R.N. & Brown-Taylor, D. (2006). Alcohol outlets, gonorrhea, and the Los Angeles civil unrest: a longitudinal analysis. *Social Science and Medicine*, 62, 3062-3071.
- Confédération suisse (2008a). *Loi fédérale du 21 juin 1932 sur l'alcool*. Bern: Confédération suisse [05.10.2009: <http://www.admin.ch/ch/f/rs/c680.html>].
- Confédération suisse (2008b). *RS 817.02 Ordonnance sur les denrées alimentaires et les objets usuels*. Bern: Confédération suisse [05.10.2009: http://www.admin.ch/ch/f/rs/817_02/a11.html].
- Dent, C. W., Grube, J. W. & Biglan, A. (2005). Community level alcohol availability and enforcement of possession laws as predictors of youth drinking. *Preventive Medicine*, 40, 355-362.
- Donnelly, N., Poynton, S., Weatherburn, D., Bamford, E. & Nottage J. (2006). Liquor outlet concentrations and alcohol-related neighborhood problems. *Alcohol Studies Bulletin*, 8, 1-16.
- Duran, M., Aladjem, D., & Cafilisch, M. (2009). „Pour la plupart des adolescents l'alcool n'est pas un problème, et pourtant ...“. *Paedriatica*, 20, 52-56.
- Duailibi, S., Ponicki, W., Grube, J., Pinsky, I., Laranjeira, R., & Raw, M. (2007). The effect of restricting opening hours on alcohol-related violence. *American Journal of Public Health*, 97, 2276-80.
- Edwards, G., Anderson, P., Babor, T. F., Casswell, S., Ferrence, R. G., Giesbrecht, N., Godfrey, C., Holder, H. D., Lemmens, P. H., Mäkelä, K., Midanik, L. T., Norström, T., Österberg, E., Romelsjö, A., Room, R., Simpura, J. & Skog, O.-J. (1994). *Alcohol Policy and the Public Good*. New York, NY: Oxford University Press.
- England, E. (2005). How interrupted time series analyses can evaluate guideline implementation. *The Pharmaceutical Journal*, 275, 344-347.
- Forster, J. L., Wolfson, M., Murray, D. M., Wagenaar, A. C. & Claxton, A. J. (1997). Perceived and measured availability of tobacco to youths in 14 Minnesota communities: the TPOP Study. Tobacco Policy Options for Prevention. *American Journal of Preventive Medicine*, 13, 167-174.

- Giesbrecht, N. & Greenfield, T. K. (2003). Preventing alcohol-related problems in the US through policy: media campaigns, regulatory approaches and environmental interventions. *The Journal of Primary Prevention*, 24, 63-104.
- Gmel, G., Heeb, J.-L., Rezny, L., Rehm, J. & Mohler-Kuo, M. (2005). Drinking patterns and traffic casualties in Switzerland - matching survey data and police records to design preventive action. *Public Health*, 119, 426-436.
- Gmel, G., Kuntsche, E., Wicki, M. & Labhart, F. (2009). *Das European School Survey Project on Alcohol and Other Drugs (ESPAD) in der Schweiz: Wichtigste Ergebnisse im Vergleich 2003 und 2007*. Lausanne: Schweizerische Fachstelle für Alkohol- und andere Drogenprobleme [05.10.2009: <http://www.sfa-ispa.ch/DocUpload/ESPAD2007.pdf>].
- Gmel, G., Rehm, J. & Kuntsche, E. (2003). Binge drinking in Europe: Definitions, epidemiology, and consequences. *Sucht*, 49, 105-116.
- Goodall, C. (1990). A survey of smoothing techniques. In: Fox, J. & Long, J. S. (eds.): *Modern Methods of Data Analysis*, S. 126-176. Newbury Park, CA: SAGE Publications.
- Gruenewald, P.J., Johnson, F.W. & Treno, A.J. (2002). Outlets, drinking and driving: a multilevel analysis of availability. *Journal of Studies on Alcohol*, 63, 460-468.
- Harrison, P. A., Fulkerson, J. A. & Park, E. (2000). The relative importance of social versus commercial sources in youth access to tobacco, alcohol, and other drugs. *Preventive Medicine*, 31, 39-48.
- Kairouz, S., Gliksman, L., Demers, A. & Adlaf, E. M. (2002). For all these reasons, I do... drink: A multilevel analysis of contextual reasons for drinking among Canadian undergraduates. *Journal of Studies on Alcohol*, 63, 600 - 608.
- Kauer, S. D., Reid, S. C., Sanci, L. & Patton, G. C. (2009). Investigating the utility of mobile phones for collecting data about adolescent alcohol use and related mood, stress and coping behaviours: lessons and recommendations. *Drug and Alcohol Review*, 28, 25-30.
- Kuo, M., Heeb, J.-L., Gmel, G. & Rehm, J. (2003). Does price matter? The effect of decreased price on spirits consumption in Switzerland. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 27, 720-725.
- Labhart, F., Notari, L. & Delgrande Jordan, M. (2010). *Estimation de la dépense de mineurs en boissons alcoolique en 2007*. Lausanne: Schweizerische Fachstelle für Alkohol- und andere Drogenprobleme (SFA).
- Laixuthai, A. & Chaloupka, F. J. (1993). Youth alcohol use and public policy. *Contemporary Policy Issues*, 11, 70-81.

- LaScala, E.A., Johnson, F.W. & Gruenewald, P.J. (2001). Neighborhood characteristics of alcohol-related pedestrian injury collisions: a geostatistical analysis. *Preventive Science*, 2, 123–134.
- Livingstone, M. (2009). Changing the density of alcohol outlets to reduce alcohol-related problems. *Drug and Alcohol Review*, 5, 557-566.
- Luceno, A. (1994). A fast algorithm for the exact likelihood of stationary and partially nonstationary vector autoregressive-moving average processes. *Biometrika*, 81, 555-565.
- McMillan, G. P. & Lapham, S. C. (2006). Effectiveness of bans and laws in reducing traffic deaths: legalized Sunday packaged alcohol sales and alcohol-related traffic crashes and crash fatalities in New Mexico. *American Journal of Public Health*, 96, 1944-1948.
- McMillan, G. P., Hanson, T. E. & Lapham, S. C. (2007). Geographic variability in alcohol-related crashes in response to legalized Sunday packaged alcohol sales in New Mexico. *Accident Analysis and Prevention*, 39, 252-257.
- Med-Kolleg (2005). *Portal für Medizin und Gesundheit* (Berlin).
- Ministry of Health (2007). *Alcohol Use in New Zealand: Analysis of the 2004 New Zealand Health Behaviours Survey - Alcohol Use*. Wellington: Ministry of Health [23.11.2009: <http://www.moh.govt.nz/moh.nsf/0/2796DDA0F17B45F4CC257290001357A9>].
- Norström, T. & Skog, O.-J. (2005). Saturday opening of alcohol retail shops in Sweden: an experiment in two phases. *Addiction*, 100, 767-776.
- Notari, L., Delgrande Jordan, M. & Maffli, E. (2009). *Zusammenfassende Ergebnisse der Schweizerischen Gesundheitsbefragungen 2007, 2002, 1997 und 1992 hinsichtlich des Konsums von Tabak, Alkohol, Medikamenten und illegalen Drogen (Tabellenbericht zuhanden des Bundesamtes für Gesundheit)*. Lausanne: Schweizerische Fachstelle für Alkohol- und andere Drogenprobleme (SFA).
- Plosser, C. I. & Schwert, G. W. (1977). Estimation of a non-invertible moving average process *1: the case of overdifferencing. *Journal of Econometrics*, 6, 199-224.
- Popova, S., Giesbrecht, N., Bekmuradov, D. & Patra, J. (2009). Hours and days of sale and density of alcohol outlets: impacts on alcohol consumption and damage: a systematic review. *Alcohol and Alcoholism*, 44, 500-516.
- Preusser, D. F. & Williams, A. F. (1992). Sales of alcohol to underage purchasers in three New York counties and Washington, D.C. *Journal of Public Health Policy*, 13, 306-317.
- Ramstedt, M. (2002). The repeal of medium-strength beer in grocery stores in Sweden - the impact on alcohol-related hospitalizations in different age groups. In: Room, R., ed. *The*

Effects of Nordic Alcohol Policies: What Happens to Drinking and Harm When Alcohol Controls Change? Helsinki: Nordic Council for Alcohol and Drug Research (NAD).

- Schmid, H., Delgrande Jordan, M., Kuntsche, E., Kuendig, H., & Annaheim, B. (2008). *Der Konsum psychoaktiver Substanzen von Schülerinnen und Schülern in der Schweiz Ausgewählte Ergebnisse einer Studie, durchgeführt unter der Schirmherrschaft der Weltgesundheitsorganisation (WHO)* (Forschungsbericht Nr. 42, revidierte und aktualisierte Fassung). Lausanne: Schweizerische Fachstelle für Alkohol- und andere Drogenprobleme (SFA).
- Schwartz, R. H., Farrow, J. A., Banks, B. & Giesel, A. E. (1998). Use of false ID cards and other deceptive methods to purchase alcoholic beverages during high school. *Journal of Addictive Diseases*, 17, 25-33.
- Skog, O. J. (1999). Rationality, irrationality, and addiction - notes on Becker's and Murphy's theory of Addiction. In: Elster, J. & Skog, O.-J., (eds): *Getting Hooked - Rationality and Addiction*, S. 173-207. Cambridge: Cambridge University Press.
- Stockwell, T. & Chikritzhs, T. N. (2009). Do relaxed trading hours for bars and clubs mean more relaxed drinking? A review of international research on the impacts of changes to permitted hours of drinking. *Crime Prevention and Community Safety*, 11, 153-170.
- Substance Abuse and Mental Health Services Administration (Office of Applied Studies) (2008). *Underage Alcohol Use: Where Do Young People Drink?* Rockville, MD: SAMHSA.
- Treno, A., Grube, J. & Martin. S. (2003). Alcohol availability as a predictor of youth drinking and driving: a hierarchical analysis of survey and archival data. *Alcohol Clinical and Experimental Research*, 27, 835– 840.
- Trolldal, B. (2005). An investigation of the effect of privatization of retail sales of alcohol on consumption and traffic accidents in Alberta, Canada. *Addiction*, 100, 662-671.
- Wagenaar, A. C., Salois, M. J. & Komro, K. A. (2009). Effects of beverage alcohol price and tax levels on drinking: a meta-analysis of 1003 estimates from 112 studies. *Addiction*, 104, 179-190.
- Wagenaar, A. C., Toomey, T. L., Murray, D. M., Short, B. J., Wolfson, M. & Jones-Webb, R. (1996). Sources of alcohol for underage drinkers. *Journal of Studies on Alcohol*, 57, 325-333.
- Wechsler, H., Kuo, M., Lee, H. & Dowdall, G. W. (2000). Environmental correlates of underage alcohol use and related problems of college students. *American Journal of Preventive Medicine*, 19, 24-29.

- Wicki, M. & Gmel, G. (2009). *Alkohol-Intoxikationen Jugendlicher und junger Erwachsener. Ein Update der Sekundäranalyse der Daten Schweizer Hospitäler bis 2007.* Forschungsbericht. Lausanne: Schweizerische Fachstelle für Alkohol- und andere Drogenprobleme (SFA).
- World Health Organization (WHO) (2003). *International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems, 10th Revision, Version for 2003: Tabular List of inclusions and four-character subcategories.* Geneva: WHO.
- Yaffee, R. (2000). *Introduction to Time Series Analysis and Forecasting.* San Diego, CA: Academic Press Inc.