

L'effet des prix et des systèmes de tarification sur les quantités de déchets résidentiels : le cas de la Wallonie

Axel Gautier, Iman Salem

Résumé

Les instruments tarifaires et non tarifaires sont de plus en plus utilisés pour encourager les ménages à réduire leurs déchets et à accroître le tri et le recyclage. Dans cet article, nous testons l'efficacité de ces de ces instruments en utilisant un panel de données pour l'ensemble des municipalités de la Région Wallonne (Belgique). Les municipalités sont responsables de la mise en œuvre de la politique en matière de déchets et décident du niveau des prix, de l'unité de tarification et des flux de déchets collectés en porte-à-porte, dans un cadre régional commun. En utilisant l'estimation MMG pour un modèle de panel à effets fixes, nous montrons que la collecte des déchets organiques en porte-à-porte réduit non seulement les déchets résiduels mais réduit également la sensibilité des ménages aux prix. Nous constatons également que le système de tarification basé sur le poids a un impact significatif sur la réduction des déchets résiduels, effet qui est croissant à long terme, sur l'amélioration du tri et sur l'efficacité des instruments tarifaires.

Mots-clés : Gestion des déchets ; Déchets résidentiels ; Tarification au coût marginal ; Prix unitaires.

The effect of prices and pricing systems on the quantities of residential waste: Evidence From Wallonia, Belgium

Abstract

Price and non-price instruments are increasingly used to encourage households to reduce their waste and to increase sorting and recycling. In this paper, we test the effectiveness of these instruments using a recent complete panel dataset of the entire municipalities in Wallonia (Belgium). The municipalities are responsible for the implementation of the waste policy in a common regional framework and, interestingly, they have to make decisions regarding the price level, the pricing unit, and the waste streams collected at the curbside. Using a fixed effects panel two-step GMM, we show that curbside collection of organic waste reduces residual waste but also reduces the household sensitivity to prices. We also find that the weight-based pricing system has a significant impact on the reduction of residual waste, an effect that is increasing in the long-run, on the improvement of sorting and on the effectiveness of the price instruments.

Keywords: Waste management; Residential waste; Marginal pricing; Unit-based pricing.

JEL Codes : Q53, L11, D12

Les auteurs souhaitent remercier le rédacteur en chef T. Kamionka et les référés anonymes pour leurs commentaires et suggestions utiles.

Axel Gautier : HEC Liège, Université de Liège, LCII. Autres affiliations : CORE (UCLouvain) and CESifo. Bat B31, Quartier Agora, Place des orateurs 3, B4000 Liège, Belgique. E-mail: agautier@uliege.be. Iman Salem : HEC Liège, Université de Liège. Bat B31, Quartier Agora, Place des orateurs 3, B4000 Liège, Belgique. E-mail: iman.salem@uliege.be

INTRODUCTION

La gestion des déchets est une priorité pour les décideurs politique. Tous les pays tentent de réduire les quantités de déchets et encouragent les ménages à trier et à recycler leurs déchets. Dans cette perspective, le système de taxe forfaitaire qui était couramment utilisé pour financer la gestion des déchets est progressivement remplacé par des instruments tarifaires plus sophistiqués. En parallèle, des collectes supplémentaires pour les déchets recyclables, comme les papiers et cartons, le plastique et les emballages, et les déchets organiques sont effectuées pour encourager le tri et le recyclage. L'objectif de cet article est de tester l'efficacité de ces différents instruments tarifaires et non tarifaires.

L'article se concentre sur le secteur des déchets en Wallonie, une des trois régions de Belgique. En Wallonie, entre 2009 et 2015, les déchets résidentiels ont diminué de 5% et la région vise une réduction supplémentaire de 8% d'ici 2025. Une caractéristique intéressante de la politique des déchets en Wallonie est que le cadre général est fixé au niveau de la région mais sa mise en œuvre se fait au niveau municipal. En pratique, les municipalités décident du prix des déchets résiduels, de l'unité de tarification (poids ou volume principalement) et des flux de déchets collectés en porte à porte. On constate que les municipalités ont progressivement appliqué des prix marginaux pour les déchets résiduels, prix qui ont tendance à augmenter et s'orientent de plus en plus vers un système tarifaire basé sur le poids des déchets. Par ailleurs, la collecte des déchets organiques en porte à porte progresse rapidement et deviendra obligatoire d'ici 2025. Dans ce contexte, nous analysons l'impact de ces choix sur les différentes fractions de déchets produits par les ménages.

L'objectif de cet article est de proposer une analyse empirique pour quantifier l'impact des instruments tarifaires et non tarifaires sur les quantités de déchets résidentiels. L'analyse est réalisée à partir d'une base de données originale reprenant les données de toutes les municipalités wallonnes pour la période allant de 2009 à 2015. Pour les différentes fractions de déchets produits par les ménages, nous estimons l'élasticité-prix sur base de données en panel avec des effets fixes au niveau de la municipalité et nous corrigeons l'endogénéité des prix en appliquant la méthode des moments généralisée (MMG).

Nous constatons que lorsque les municipalités collectent les déchets organiques en porte à porte, les ménages produisent beaucoup moins de déchets résiduels, mais ils sont également moins sensibles aux prix. En effet, les déchets organiques constituant une part importante du flux de déchets, l'organisation d'une collecte spécifique pour ce flux limite la possibilité pour les ménages de réduire d'avantage leurs déchets résiduels ; d'où une élasticité-prix plus faible. Ensuite, nous montrons que l'utilisation du poids des déchets au lieu du volume comme unité de mesure pour la tarification a trois effets positifs. Premièrement, la tarification au poids a un impact négatif et significatif sur la production des déchets résiduels et un impact positif sur le recyclage et, globalement, la quantité totale de déchets diminue. Deuxièmement, l'impact de la tarification au poids sur la quantité de déchets résiduels augmente avec le temps. Troisièmement, la tarification au poids rend l'instrument de prix plus efficace, c'est-à-dire que l'élasticité-prix est plus élevée lorsque le poids est l'unité de mesure. Finalement, nous montrons qu'il y a des effets de substitution significatifs entre les déchets résiduels et organiques : un prix plus élevé pour un flux a un impact négatif sur ce flux et un impact positif sur l'autre.

Une importante littérature étudie l'impact des prix sur la demande de déchets des ménages. La littérature a étudié quatre questions principales : quel est l'impact de l'introduction d'une tarification à l'unité ? Quelle est l'élasticité de la demande des déchets ? Quel est le rôle

des méthodes de collecte (conteneurs ou sacs) ou des unités (volume, poids, prélèvement) ? et quel est l'impact de la tarification sur le recyclage ? Ces questions ont été traitées à l'aide de différents types de données : données municipales agrégées ou données individuelles ; données en panel ou transversales. Le tableau 11 en annexe présente un aperçu des articles sur le sujet, en se concentrant sur l'estimation de l'élasticité de la demande.

Malgré une abondante littérature, peu d'études ont évalué les effets des différentes unités utilisées pour la tarification : poids, volume (sac) et levées. Les deux contributions principales sur le sujet sont Dijkgraaf et Gradus [2004], et Allers et Hoeben [2010], et toutes deux utilisent des données municipales néerlandaises. Le premier a trouvé une élasticité-prix du sac légèrement plus élevée que celle du système basé sur le poids. Le deuxième a rapporté une élasticité pour le système basé sur le poids deux fois plus élevée que sur le sac. Dans notre analyse, nous trouvons une élasticité-prix plus élevée pour le système basé sur le poids et une demande de déchets plus faible. De plus, nous distinguons l'impact à court et à long terme de l'introduction d'un système basé sur le poids.

Dans la littérature, l'impact de la tarification sur le recyclage est mitigé. Plusieurs études ont montré un effet positif d'une tarification unitaire pour les déchets résiduels sur l'augmentation du recyclage comme Bucciol *et al.* [2015], Cattirini *et al.*, [2019]. Cependant, l'élasticité-prix croisée était soit statistiquement non significative (Kinnaman et Fullerton [2000], Jenkins *et al.* [2003]), soit positive mais avec une grande variation dans les estimations (entre 0,04 et 1,16). La majorité des estimations utilisaient l'ensemble des déchets recyclables comme variable dépendante (Callan et Thomas [2006], Isely et Lowen [2007], Usui et Tackeuchi [2014]). À l'aide de données transversales, Usui [2008] a calculé l'élasticité croisée pour différentes fractions de matières recyclables. Nous effectuons la même analyse mais en utilisant l'analyse de données en panel, et nous calculons les élasticités-prix croisées pour les principales fractions de déchets recyclables : déchets organiques, plastiques et emballages, papier et carton, et verre et nous trouvons une élasticité-prix croisée significative uniquement pour la fraction organique.

En ce qui concerne la méthode économétrique, un problème potentiel avec les données transversales est que l'hypothèse d'exogénéité peut ne pas être satisfaite en raison de la présence de facteurs non-observés qui affectent simultanément le niveau du prix marginal et la quantité de déchets. Dans ce cas, l'utilisation d'une variable instrumentale est recommandée pour corriger le biais de variable omise (Hong *et al.* [1993], Kinnaman et Fullerton [2000]). L'utilisation de données en panel peut atténuer ce problème si les facteurs non-observés sont constants dans le temps. Cependant, l'hypothèse d'exogénéité stricte n'est pas satisfaite s'il existe des facteurs variant dans le temps qui ont un impact sur les prix marginaux, ou si les prix unitaires actuels impactent les quantités futures. Peu d'articles traitent spécifiquement de cette question méthodologique. Allers et Hoeben [2010] ont trouvé les prix exogènes pour les déchets résiduels et ont utilisé les MCO dans leur estimation de l'élasticité-prix. En l'absence de données sur les prix unitaires, Bueno et Valente [2019] ont évalué l'impact de la mise en œuvre de la tarification à l'unité en utilisant la méthode de contrôle synthétique. Dans notre cas, l'endogénéité des prix est potentiellement problématique car les municipalités utilisent les quantités de déchets de l'année en cours pour fixer les prix de l'année suivante. Cela nécessite l'utilisation de variables instrumentales pour d'obtenir des estimations cohérentes des élasticité-prix. Nous utilisons la technique d'estimation MMG avec des effets fixes au niveau municipalités et des effets fixes temporels. Une telle approche nous permet de contrôler l'hétérogénéité non observée des municipalités, les effets spécifiques au temps, et de corriger l'endogénéité des prix.

L'article est organisé comme suit : nous commençons par donner un aperçu du secteur des déchets en Wallonie, nous présentons ensuite le contexte théorique, la section suivante présente les données et la méthodologie, puis nous présentons les résultats, et ensuite l'analyse est étendue pour estimer les effets à court et à long terme d'une tarification basée sur le poids. Nos conclusions sont présentées dans la dernière section.

L'ORGANISATION DU SECTEUR DES DECHETS EN WALLONIE

La Belgique est un État fédéral composé de trois régions : Bruxelles, la Flandre et la Wallonie. Chaque région règlemente le secteur des déchets dans sa juridiction et édicte un ensemble de règles spécifiques, dans le cadre des directives européennes¹. La Région Wallonne a adopté un premier paquet législatif en 2008 et l'a mis à jour en 2018. L'objectif principal de ces législations est de réduire les quantités de déchets grâce aux actions de prévention et à la promotion du recyclage. La Wallonie est divisée en 262 municipalités (communes) et, en matière de déchets, la région édicte des règles générales mais leur mise en œuvre relève des municipalités.

La collecte des déchets

Les municipalités doivent offrir à tous leurs résidents la possibilité d'éliminer leurs déchets. En particulier, ils doivent garantir l'enlèvement de 16 flux de déchets, soit en porte à porte, soit dans des déchèteries (recyparcs). La collecte en porte à porte est obligatoire pour les déchets résiduels et la plupart des municipalités proposent une collecte en porte à porte supplémentaire pour le plastique et les emballages (ci-après PMC), le papier et le carton (ci-après PC), et de plus en plus, pour les déchets organiques. Pour les fractions de déchets qui ne sont pas collectées en porte à porte, à l'exception cependant de la partie organique, les municipalités doivent prévoir des installations de collecte (bulles à verre, déchèteries) librement accessibles aux ménages.

Il y a trois catégories d'acteurs actifs dans la collecte des déchets : les municipalités, les entreprises privées et les intercommunales. Les intercommunales sont des entreprises publiques appartenant à plusieurs municipalités qui fournissent des services aux municipalités affiliées. Il y a sept intercommunales dans toute la région et elles sont organisées sur une base géographique. Elles sont actives dans la collecte, le traitement et le recyclage des déchets, en collaboration avec des partenaires privés. La collecte des déchets est soit réalisée en régie par la municipalité, soit déléguée à un prestataire externe, une entreprise privée ou une intercommunale². Le traitement et le recyclage des déchets sont fait conjointement par les intercommunales et les entreprises privées.

Les déchets résiduels sont la fraction de déchets qui ne peut pas être réutilisée ou recyclée. La collecte des déchets résiduels en porte à porte est effectuée dans toutes les municipalités, généralement une fois par semaine. Les déchets résiduels des ménages sont collectés soit dans un sac plastique spécifique, soit dans un conteneur. Les municipalités fixent le prix des sacs et ils sont vendus dans des points de vente agréés comme les supermarchés. Alternativement, les ménages doivent coller une étiquette spécifique sur leur propre sac mais ce système est moins fréquent, la plupart des municipalités utilisant des sacs pré-estampillés. Les conte-

¹ La directive-cadre sur les déchets (2008/98 / CE).

² Voir Gautier et Reginster (2013) pour plus de détails.

neurs sont loués aux ménages, et sont équipés de puces pour mesurer le poids des déchets avant la vidange et cette donnée est utilisée pour la tarification (voir section suivante)³.

Lorsque les déchets organiques ne sont pas collectés séparément en porte à porte, les ménages doivent éliminer cette fraction avec la fraction résiduelle, car elle n'est pas collectée en déchèterie⁴. Lorsque la collecte des déchets organiques est assurée, les ménages peuvent trier et éliminer séparément les déchets organiques et résiduels. La composition du flux de déchets résiduels est donc différente dans les municipalités lorsqu'une collecte spécifique des organiques est fournie. Nous utiliserons la terminologie « déchets non triés résiduels » (ci-après DNR) pour désigner à la fois les parties résiduels et organiques lorsqu'elles sont collectées ensemble et la « déchets solides résiduels » (ci-après DSR) pour désigner la fraction résiduelle, lorsque la partie organique est collectée à part. Ces deux fractions (DNR et DSR) ne peuvent pas être réutilisées ou récupérées, et doivent être incinérées ou mises en décharge. L'élimination des déchets étant la dernière option dans la hiérarchie européenne de la gestion des déchets⁵, d'où l'importance de trouver des politiques et outils pour réduire ces fractions. Il est important de distinguer les deux flux (DNR et DSR) dans notre analyse pour les raisons suivantes : premièrement, la définition des déchets résiduels diffère et la mise en commun de toutes les municipalités rendra les interprétations compliquées. Deuxièmement, cela permettrait d'évaluer l'effet prix sur les déchets solides résiduels qui, dans tous les cas, sont la fraction éliminée des déchets. Enfin, on s'attend à ce que l'effet prix diffère lorsque la collecte séparée des déchets organiques en porte à porte est disponible.

Les déchets recyclables sont les déchets qui peuvent être réutilisés ou recyclés. Trois fractions recyclables sont collectées en porte-à-porte : les déchets organiques, le papier et le carton (ci-après PC), le plastique et les emballages (ci-après PMC). Le recyclage prend du temps et les ménages peuvent toujours éliminer leurs déchets recyclés avec la fraction résiduelle. Les municipalités encouragent le recyclage au moyen de campagnes d'information et par le système de tarification.

De plus en plus de municipalités collectent la fraction organique en porte-à-porte. Le nombre de municipalités fournissant le service passant de 111 en 2009 à 156 en 2009. Les déchets organiques sont collectés soit dans un sac soit dans un conteneur, certaines municipalités utilisent des méthodes de collecte différentes pour les déchets organiques les déchets solides résiduels. Un nombre croissant de municipalités utilise un « duobac », un contenant à deux compartiments, l'un pour la fraction solide résiduelle et l'autre pour la partie organique.

La collecte des papiers et cartons en porte-à-porte est assurée dans toutes les municipalités, l'organisation et la tarification du service sont entièrement déléguées aux intercommunales. La collecte en porte-à-porte du plastique et des emballages se fait dans 208 municipalités, dans les autres, des points de collecte sont librement accessibles aux ménages. Comme les papiers et cartons, l'organisation du service est également entièrement déléguée aux intercommunales. Pour les autres fractions non collectées en porte-à-porte comme le verre, les textiles, les métaux, le matériel électrique, le mobilier, etc...., des points de dépôt sont à la disposition des habitants. Leur accès est gratuit mais le recyclage prend du temps.

³ Dans les immeubles à appartements, les ménages possèdent une carte qui leur donne accès au conteneur commun quand ils doivent éliminer leurs déchets.

⁴ L'alternative est d'avoir un compost à la maison.

⁵ La hiérarchie européenne des déchets fait référence aux 5 étapes de sa directive-cadre sur les déchets : prévention, réutilisation, recyclage, valorisation et élimination.

Les quantités des différentes fractions de déchets résidentiels sont présentées dans le tableau 1.

Tableau 1 – Quantités de déchets

Kg par habitant	2009	2015	Variation
Déchets non triés résiduels	163.17	164.73	0.96%
Déchets solides résiduels	113.86	100.99	-11.29%
Déchets organiques	30.72	34.08	10.93%
Papiers et cartons	34.23	31.95	-6.66%
Plastiques et emballages	13.55	14.43	6.48%
Verres	24.64	24.19	-1.8%
Total déchets	234.25	222.03	-5.22%

Le coût des déchets ménagers

En Wallonie, le principe du « pollueur-payeur » et le principe du « coût-vérité » sont les deux principes directeurs pour déterminer les prix que les ménages paient pour leurs déchets. Ces deux critères garantissent que les citoyens paieront le coût économique réel des déchets qu'ils produisent. En conséquence, les municipalités doivent répercuter l'intégralité du coût des déchets résidentiels sur leurs habitants. Les recettes doivent couvrir la totalité des coûts associés aux services de collecte, de réutilisation, de recyclage et d'élimination des déchets.

Le prix est fixé selon le processus suivant : à la fin de l'année t , chaque municipalité doit faire des projections de ses coûts et de ses revenus pour l'année $t+1$, et sur la base de ces prévisions, les revenus doivent couvrir entièrement les coûts. Le coût du service peut différer d'une municipalité à l'autre en fonction de la qualité du service (collecte supplémentaire en porte-à-porte), de la topographie de la municipalité, et du choix organisationnel fait par la municipalité.

Structure des prix et unités de tarification

Les municipalités wallonnes doivent fixer une structure de prix qui incite les ménages à mieux trier et à réduire leurs déchets. Avant la réforme de 2008, les municipalités pouvaient utiliser leur budget général pour payer les coûts du service des déchets. Les prix facturés aux ménages pour leurs déchets étaient déconnectés du coût réel⁶. À cette fin, les municipalités ont commencé à utiliser un tarif en deux parties pour la tarification des déchets : la facture des ménages se compose d'une taxe forfaitaire et d'une redevance variable. La taxe forfaitaire est payée annuellement, et elle dépend de la taille du ménage. Elle couvre les coûts de collecte et de traitement d'une quantité prédéfinie de déchets, ainsi que les coûts de gestion des centres de collecte.

Les municipalités utilisent différentes unités de tarification pour le prix unitaire : le volume, le poids, le nombre de vidanges ou une combinaison de ces éléments. Il existe cinq systèmes de tarification unitaire (STU) en région wallonne. Lorsque le sac (*Sac*) est utilisé,

⁶ Le principe du « coût-vérité » implique que tous les coûts doivent être répercutés sur les ménages, ce qui facilite les comparaisons entre les municipalités.

les ménages doivent acheter le sac (officiel) avec un volume spécifique, généralement 30 ou 60 litres. Dans certains cas rares (Sac_t), les ménages peuvent utiliser leur propre sac (avec un volume prédéfini) mais doivent y attacher une étiquette payante. Dans les deux cas, l'unité de prix est le volume (litre). Lorsque les conteneurs n'ont pas de puce de pesée ($Cont_t$)⁷, les ménages paient un prix par vidange chaque fois que le conteneur est présenté au point de collecte. Étant donné que les conteneurs ont un volume donné, généralement 40 ou 140 litres, un prix par vidange équivaut à une tarification basée sur le volume des déchets. Dans le cas où les conteneurs sont équipés d'une puce de pesée ($Cont_w$), l'unité de tarification est un prix par kg de déchets. Ce dernier peut également être combiné avec un prix à la vidange ($Cont_w&l$), l'unité de tarification devient alors une combinaison du poids et du volume. Le tableau 2 montre les fréquences de chaque STU pour la période 2009-2015. Progressivement, de plus en plus de municipalités abandonnent le sac au profit du conteneur avec une combinaison de prix au kg et par vidange.

Tableau 2 – Fréquences des systèmes de tarification unitaire

Année	Sac	Sac_t	$Cont_w&l$	$Cont_w$	$Cont_t$	Pas de tarification unitaire	
							Total
2009	176	8	56	8	8	6	262
2010	165	4	73	6	13	1	262
2011	158	4	81	7	11	1	262
2012	156	4	83	7	11	1	262
2013	155	4	84	7	11	1	262
2014	149	1	93	7	12	0	262
2015	145	1	97	7	12	0	262

Dans la littérature, la tarification basée sur le poids est considérée comme plus efficace par rapport au sac (tarification basée sur le volume). Le sac est souvent sujet au problème du bourrage. En effet, lorsqu'un sac d'un certain volume est acheté, le ménage y dépose autant de déchets que le sac peut en contenir⁸. Contrairement au sac, le système basé sur le poids est plus précis pour quantifier la quantité réelle de déchets, c'est donc un système de tarification plus sensible et qui traduit mieux le principe du « pollueur-payeur ». Les statistiques fournies dans le tableau 3 indiquent que c'est effectivement le cas, et que les quantités moyennes de déchets sont plus faibles pour $Cont_w&l$ que pour Sac .

Tableau 3 – Quantités de déchets par système de tarification unitaire

kg par habitant	Sac_t	Sac	$Cont_w&l$	$Cont_w$	$Cont_t$	Moyenne
Déchets non triés résiduels	166,15	166,39	114,34			163,53
Déchets solides résiduels		120,09	92,9	105,77	115,42	104,28

De même, les déchets organiques sont collectés soit dans des sacs, soit dans des conteneurs, mais une municipalité n'utilise pas nécessairement le même système pour les deux flux. De nombreuses municipalités utilisent un « duobac », un conteneur avec deux compartiments, un pour la fraction solide résiduelle et l'autre pour les déchets organiques. Dans ce cas, il n'y a qu'une seule puce de pesée et le prix marginal est le même pour les deux fractions. Malgré

⁷ Dans certaines recherches, notamment Dijgraaf et Gradus (2004, 2014), ce système est décrit comme le système de « fréquence ».

⁸ Dans la littérature, ce phénomène est connu sous le nom de « Seattle Stomp ». Kinnaman et Fullerton (1996) ont constaté que la tarification des déchets au sac avait peu d'effet sur le poids, alors qu'elle entraînait une réduction significative du volume.

cela, les ménages sont incités à trier leurs déchets, sinon ils ne rempliraient qu'un seul compartiment et devront présenter leur conteneur au point de collecte plus souvent, ce qui est coûteux lorsqu'il y a un prix par prélèvement ($Cont_{w\&l}$).

La collecte des PMC et des PC en porte-à-porte n'est pas organisée par la municipalité mais par l'intercommunale. Les PMC sont collectés dans un sac spécifique qui est mis à disposition dans des points de vente comme les supermarchés. Le tri des déchets prend du temps et il est toujours possible pour un ménage de mettre tous ses déchets dans le sac ou le conteneur résiduel. Cela permet de gagner du temps, mais pas de l'argent, car le prix des PMC est plus de dix fois inférieur à celui des déchets résiduels⁹. Pour les PC, aucun sac spécifique n'est nécessaire, il suffit de les regrouper et de les déposer à la date de collecte.

Nous avons vu qu'il existe différentes unités pour la tarification. Pour pouvoir calculer l'élasticité du prix, nous devons disposer d'unités comparables. La *direction des infrastructures de gestion des déchets* de la Région Wallonne évalue qu'un kg de déchets équivaut à un volume de 6,5 litres. Nous utilisons ce taux pour transformer un prix par litre en un prix par kg¹⁰. Lorsque différentes tailles de sacs ou de conteneurs sont disponibles, nous utilisons le prix du plus grand, c'est-à-dire 60 litres pour les sacs et 140 litres pour les conteneurs. Dans la plupart des municipalités qui utilisent un système basé sur le poids, les taxes augmentent par tranches. Comme les bornes diffèrent d'une municipalité à l'autre, nous utilisons comme prix dans nos calculs celui de la première tranche.

Le tableau 4 montre le prix marginal moyen sur la période étudiée pour chaque système après qu'ils aient été convertis en prix par kg. Nous pouvons observer qu'il existe de grandes différences entre les différents systèmes STU, les systèmes basés sur le poids étant plus coûteux. Nous pouvons également constater qu'il y a de grandes variations au cours de la période, tant au niveau global qu'au sein de chaque système STU, ce qui rend possible l'utilisation de méthodes de données de panel pour notre analyse empirique.

Tableau 4 – Prix unitaire des déchets résiduels par système de tarification unitaire

Prix moyen par kg (en euro)	Sac _t	Sac	Cont _{w&l}	Cont _w	Cont _t	Moyenne
Déchets résiduels	0,101	0,101	0,216	0,182	0,098	0,129
% Δ 2009-2015	39,645	5,08	14,94	43,03	35,35	23,03

LE MODELE DE DEMANDE DE DECHETS

L'un des objectifs de ce travail est d'évaluer comment les ménages réagissent à une augmentation du prix marginal. À cette fin, nous utilisons le cadre développé par Kinnaman et Fullerton (2000), qui peut être utilisé pour dériver des propositions empiriques à tester et à estimer. Le modèle suppose qu'un ménage consomme un seul bien composite x et que l'utilité de ce ménage est une fonction de x , où $u = u(x)$. Le bien de base x génère une quantité de déchets $w = d + r$, qui est composée d'une partie résiduelle d et d'une partie recyclable r . La

⁹ Pendant notre période d'analyse, 6 des 7 intercommunales affichaient un prix de 0,13 euro pour un sac de 60 litres de PMC. En utilisant la méthode de conversion qui est développée ci-dessous, cela correspond à un prix de 0,01625 euro par kg contre un prix moyen de 0,129 euro par kg pour les déchets résiduels.

¹⁰ Les études précédentes ont utilisé d'autres taux de conversion : Allers et Hoeben [2010] ont utilisé 1 kg = 7,5 litres pour les déchets solides résiduels et 3,8 litres pour les déchets biodégradables ; Dijkgraaf et Gradus [2004] ont utilisé 1 kg = 5 litres pour les deux flux. Nous avons effectué des contrôles de robustesse en utilisant d'autres taux de conversion (1 kg = 5 ou 7,5 litres) et nous avons trouvé des résultats similaires.

quantité de déchets w est une fraction $1/\alpha$ de x , $1/\alpha < 1$, et $x = \alpha (d + r)$. Le ménage doit payer pour chaque unité de déchets mise en décharge, où le prix de la partie résiduelle est $p_d > 0$, et $p_r \in [0, p_d]$ est le prix unitaire des recyclables. En outre, il existe un coût d'opportunité du temps passé à trier égal à $C_r = 0,5\gamma r^2$, où γ est strictement positif, et $C_r' = \gamma r$, c'est-à-dire que le coût marginal est croissant en r ¹¹. Le ménage utilise son revenu fixe m (où m est entièrement consommé), pour acheter x à un prix p_x et pour payer la quantité de déchets mis en décharge ou triés.

La contrainte budgétaire du ménage est $m = p_x x + p_d d + p_r r + 0,5\gamma r^2$.

Le ménage maximise son utilité en choisissant la quantité de déchets résiduels mis en décharge d et la quantité triée pour recyclage r compte tenu de sa contrainte budgétaire. Les solutions intérieures¹² pour d et r sont données par les conditions de premier ordre du Lagrangien:

$$u'_x = \lambda (\alpha p_x + p_d) \quad (1)$$

$$u'_x = \lambda (\alpha p_x + p_r + \gamma r) \quad (2)$$

$$0 = m - p_x x + p_r r + 0,5 \gamma r^2 \quad (3)$$

où λ^* est le multiplicateur de Lagrange qui mesure l'utilité marginale du revenu. Les solutions des variables de choix sont $d^* = d^*(m, p_x, p_d, p_r, \gamma, \alpha)$, et $r^* = r^*(p_d, p_r, \gamma)$, et $w^* = d^* + r^*$. Et nous pouvons trouver le niveau de consommation $x^* = \alpha (d^* + r^*)$ qui maximise l'utilité.

Ces résultats sont utilisés pour mesurer l'effet d'une modification du ou des prix marginaux sur les valeurs de d^* , r^* et w^* maximisant l'utilité :

$$\frac{\partial r^*}{\partial p_d} = \frac{1}{\gamma} > 0 \quad (4)$$

$$\frac{\partial d^*}{\partial p_d} \equiv -\frac{\partial r^*}{\partial p_d} - \frac{d^*}{\frac{\alpha u'_x}{\lambda^*}} < 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial w^*}{\partial p_d} \equiv -\frac{d^*}{\frac{\alpha u'_x}{\lambda^*}} < 0 \quad (6)$$

l'expression (4) montre que l'élasticité croisée des prix, c'est-à-dire l'effet de substitution des quantités de matières recyclables, est positive et dépend du coût temporel du tri. En (5), nous constatons qu'une augmentation du prix unitaire diminue la quantité de déchets résiduels, cette diminution peut être décomposée en un effet de substitution (premier terme) et un effet de revenu (deuxième terme). Nous constatons en (6) qu'un prix plus élevé par unité de déchets résiduels réduit le budget disponible pour la consommation, ce qui entraîne une diminution de la quantité totale de déchets (effet de revenu).

De même,

¹¹ Puisque nous ne faisons pas de distinction entre les différentes fractions recyclables, il est plausible de supposer que le coût en temps augmente avec r puisque, à mesure que la quantité augmente, les ménages doivent passer plus de temps à séparer correctement les différentes fractions, certaines parties devant être déposées dans des parcs de recyclage, d'autres dans des conteneurs à bouteilles, etc.

¹² Dans une solution intérieure, nous avons $d, r > 0$. Si le recyclage est trop coûteux, que ce soit en temps (γ) ou en argent (p_r), la solution sera une solution en coin avec $r = 0$.

$$\frac{\partial r^*}{\partial p_r} = -\frac{1}{\gamma} < 0 \quad (7)$$

$$\frac{\partial d^*}{\partial p_r} \equiv -\frac{\partial r^*}{\partial p_r} - \frac{\frac{\partial C_r}{\partial r^*}}{\frac{\gamma \alpha u'_x}{\lambda^*}} < 0, \text{ ou } > 0 \quad (8)$$

$$\frac{\partial w^*}{\partial p_r} \equiv -\frac{\frac{\partial C_r}{\partial r^*}}{\frac{\gamma \alpha u'_x}{\lambda^*}} < 0 \quad (9)$$

où en (7), l'élasticité des matières recyclables à leur propre prix est négative et inversement proportionnelle au coût temporel du tri. Le signe de l'expression (8) est à priori indéterminé, tandis que le premier terme est positif et le second négatif et l'effet global doit être estimé de manière empirique. Enfin, nous constatons en (9) qu'un prix plus élevé par unité de matières recyclables diminue la quantité totale de déchets.

Dans les sections suivantes, les statistiques comparatives obtenues ci-dessus sont testées à l'aide de données agrégées au niveau des municipalités wallonnes.

DONNEES ET METHODOLOGIE

Sources des données et description des variables

Nous utilisons des données sur sept ans, de 2009 à 2015, pour l'ensemble des 262 municipalités wallonnes. Les données complètes pour les différentes fractions de déchets ont été fournies par la direction des infrastructures de gestion des déchets. Les quantités de déchets sont exprimées en kg par habitant. Les données sur les prix ont été en partie fournies par le service des déchets, et complétées à partir des procès-verbaux des réunions du conseil municipal. Les prix marginaux sont exprimés en euro par kg et ont été calculés en utilisant la méthode de conversion expliquée ci-dessus. Nous construisons des variables binaires pour les différents systèmes de tarification définis précédemment (*Sac*, *Sac_r*, *Cont_l*, *Cont_w*, *Cont_{w&l}*).

Nous incluons comme contrôles des variables démographiques et économiques qui peuvent avoir un impact sur les quantités de déchets. Les données ont été collectées sur le site web de l'office statistique de Wallonie (Walstat). La densité (habitants par km²) et son terme quadratique sont des variables de substitution (proxy) pour les dépôts clandestins, car avec une densité à la fois très faible et très élevée, les déchets laissés peuvent difficilement être attribués à un ménage spécifique. La surface résidentielle par habitant est également incluse car les ménages vivant dans de grands espaces peuvent s'engager dans des activités de compostage domestique qui réduisent les quantités de déchets résiduels et organiques. Le revenu moyen (en euro) est utilisé comme indicateur du niveau d'éducation, ainsi que du niveau de salaire. Un salaire élevé a un impact positif sur la quantité de déchets car les gens consomment plus. D'un autre côté, la sensibilisation à l'environnement est plus grande dans la catégorie de la population ayant un niveau d'éducation élevé, ce qui augmente les activités de recyclage, en plus de la tendance à changer complètement ses habitudes de consommation pour réduire les déchets à la source. Enfin, nous incluons les proportions d'habitants de moins de 20 ans et de plus de 60 ans comme indicateurs des habitudes de consommation, car nous nous

attendons à ce que ces deux catégories produisent moins de déchets que leurs homologues actifs d'âge moyen. Les statistiques descriptives des principales variables se trouvent dans le tableau 5.

Tableau 5 – Statistiques descriptives

Variables	N	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Quantités de déchets (kg par habitant)					
Déchets non triés résiduels (DNR)	877	163,53	26,51	88,41	221,01
Déchets solides résiduels (DSR)	957	104,28	27,3	50,77	217,95
Déchets organiques	957	34,34	17,24	1,35	105,17
PC	1.834	33,42	14,95	1,69	68,19
PMC	1.456	14,02	3,67	4,33	22,92
Verre	1.834	24,32	7,19	6,18	60,1
Total	1.834	226,43	41,71	88,89	382,66
Prix unitaire (euro par kg)					
*					
Déchets résiduels					
Sac	1.104	0,10	0,03	0,01	0,20
Sac _t	26	0,10	0,04	0,05	0,15
Cont _t	78	0,10	0,03	0,02	0,21
Cont _w	49	0,22	0,09	0,07	0,39
Cont _{w&l}	567	0,18	0,09	0,08	0,69
Tous STU	1.834	0,13	0,09	0	0,69
Déchets Organiques					
	957	0,11	0,063	0	0,442
Variables Démographiques					
Taille de la population	1.834	13.508,75	20.932,07	1.359	203.871
Densité (habitants par km ²)	1.834	316,56	437,60	24	3.479
Surface par habitant (en m ²)	1.834	378,42	115,73	88,3	777,2
Revenu moyen par habitant	* 1.834	16.267,22	2.166,09	1.068	2.504
% de la population moins 20 ans	1.834	24,27	1,85	18,8	31,21
% de la population plus de 60 ans	1.834	22,74	2,68	14,9	32,7
* Prix constants					

Approche économétrique

Spécification du modèle économétrique

Nous utilisons des données agrégées au niveau municipal pour les fractions de déchets suivantes : (1) déchets non triés résiduels (DNR), (2) déchets solides résiduels (DSR), (3) déchets organiques (ORG), (4) PC, (5) PMC, (6) verre, et (7) total des déchets. Pour les quatre derniers flux, nous utilisons les quantités totales, qu'elles aient été collectées en porte-à-porte ou dans d'autres points de collecte (bulle à verre ou déchèterie).

La spécification économétrique est un modèle à double logarithme avec effets fixes qui prend la forme suivante :

$$\ln q_{itf} = \gamma_f \ln p_{rit} + \vartheta_f \ln p_{orgit} + \varphi_f STU_{it} + X'_{it} \beta_f + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{fit} \quad (10)$$

la variable dépendante q_{itf} est la quantité (en kg) du flux de déchets f dans la municipalité i à l'année t ; p_{rit} est le prix d'un kg de déchets résidentiels résiduels (non triés/solides) ; p_{orgit} est le prix d'un kg de déchets organiques ; STU_{it} est un ensemble de variables binaires pour les systèmes de tarification utilisés pour les déchets résiduels ; le vecteur X_{it} comprend les variables démographiques ; α_i représente l'hétérogénéité individuelle non observée ; λ_t correspond aux effets temporels fixes ; et ε_{fit} est le terme de perturbation idiosyncratique qui est supposé être distribué de manière indépendante et identique sur i et corrélé en série sur t . Enfin, γ_f est un vecteur de dimension $f \times 1$ de paramètres qui mesure les effets de prix, qui doit être estimé avec les autres paramètres ϑ_f , φ_f et β_f . Notons que, les quantités et les prix étant en logarithmes, les coefficients sont directement interprétés comme l'élasticité de la demande. Les variables démographiques (revenu, densité, superficie) sont également exprimées en logarithmes.

Nous disposons d'un système d'équations de demande avec les mêmes régresseurs pour toutes les variables dépendantes, il n'y a pas de restrictions inter-équations sur les paramètres, et les composantes d'erreur peuvent être corrélées entre les composantes. Dans ce cas, les estimateurs obtenus en utilisant les modèles de données de panel équation par équation sont convergents.

Endogénéité des prix

L'utilisation d'effets fixes au niveau des municipalités nous permet de contrôler les facteurs non observés fixes dans le temps qui ont un impact sur les quantités de déchets. De plus, les effets individuels non observés α_i sont potentiellement corrélés avec certains des régresseurs observés. Par exemple, nous nous attendons à ce que les municipalités les plus efficaces aient des prix plus bas, ou que l'adoption précoce de la tarification au poids soit corrélée avec l'activisme environnemental au sein de la municipalité¹³. Dans ce cas, l'hypothèse d'exogénéité stricte, $E(\varepsilon_{fit} | p_{iT}, X_{iT}, \alpha_i) = 0$, doit être vérifiée pour que nos paramètres d'intérêt soient correctement identifiés.

Comme nous l'avons déjà mentionné, les municipalités wallonnes sont tenues d'établir des projections concernant les coûts liés à la collecte et au traitement des déchets, ainsi que les recettes qui couvriront ces coûts. Dans la pratique, les municipalités utilisent les quantités passées pour prévoir leurs revenus et adapter ensuite le prix marginal. À cet égard, il est clair que p_{it} est une fonction de $q_{i,t-1}$:

$$\ln p_{it} = X'_{it} \zeta + \rho \ln q_{i,t-1} + \psi \alpha_i + \eta_{fit} \quad (11)$$

¹³ Dijgraaf et Gradus (2009) ont montré que l'effet de la tarification à l'unité est surestimé lorsque l'activisme environnemental est ignoré.

ce qui pose un problème d'endogénéité puisque nous avons un effet de rétroaction de q_{it} sur les valeurs futures de p_{it} ¹⁴.

Pour atténuer ce problème, il faut appliquer une approche de variable instrumentale. Étant donné l'équation (11), il serait plausible dans notre application de supposer que les prix sont prédéterminés : $E(p_{is} \varepsilon_{it}) = 0$, $s \leq t$. Nous supposons également que les autres régresseurs de notre équation $W_{it} = \{ X_{it}, STU_{it} \}$ sont strictement exogènes : $E(W_{is} \varepsilon_{it}) = 0$, pour tous les s, t . En l'absence d'un instrument qui est valable et pertinent, cet ensemble d'hypothèses conduit à des conditions de moment qui peuvent être utilisées dans une méthode des moments généralisés (MMG)¹⁵ pour obtenir des estimateurs convergents de nos paramètres. Dans la différence première de l'équation (10), nous avons : $E(p_{is} \Delta \varepsilon_{it}) = 0$, $s = 1, \dots, t-1$; $t = 1, \dots, T$. Par conséquent, notre variable endogène Δp_{it} est instrumentée par $z_{it} = \{ p_{i,t-1}, p_{i,t-2}, W_{it}, W_{i,t-1}, W_{i,t-2} \}$, $t = 2, \dots, T$; où à la période t , des retards de deux périodes de la variable endogène et des régresseurs strictement exogènes (en plus de leurs valeurs contemporaines) sont utilisés comme instruments. Les variables strictement exogènes agissent comme leurs propres instruments, les éventuels régresseurs invariants dans le temps¹⁶, et les effets temporels ne sont utilisées qu'une seule fois. La matrice des variables instrumentales est

$$Z_i = \begin{pmatrix} z'_{i2} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & z'_{i3} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & z'_{iT} \end{pmatrix}$$

qui, dans notre cas, comporte 6 lignes puisque nous disposons de 7 années de données, et les différentes périodes utilisent différents ensembles d'instruments.

Nous appliquons une estimation MMG en deux étapes et nous obtenons des écarts-types qui sont robustes à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation. Les résultats sont présentés dans la section suivante.

RESULTATS

Élasticité-prix direct

Les coefficients de l'équation (10) pour les déchets non triés résiduels (DNR) et les déchets solides résiduels (DSR) sont présentés dans le tableau 6, ainsi que les erreurs standard robustes. Nous considérons différentes spécifications que nous rapportons à des fins de comparaison. Nous rapportons les p -valeurs de la statistique J du test des contraintes suridentifiantes (le test de Hensen), elles montrent que l'hypothèse d'exogénéité des variables instru-

¹⁴ Nous avons un problème d'endogénéité à moins que $\rho = 0$. Nous testons cela en estimant l'équation (11), et nous trouvons que ρ est statistiquement significatif.

¹⁵ Ceci est similaire à l'estimateur d'Arellano-Bond, sauf que dans la procédure générale comme ici, aucune dynamique n'est incluse dans le modèle.

¹⁶ Par exemple, cela pourrait être le cas pour la variable STU_{it} s'il n'y a pas de variation entre les deux périodes précédentes, à la période t la variable dichotomique n'est utilisée qu'une seule fois.

mentales ne peut être rejetée. Nous rapportons également la statistique F de la première étape de la régression pour tester l'hypothèse d'instruments faibles, celle-ci montre un biais en échantillon fini de 10 % inférieur à celui d'une estimation par MCO pour les principales régressions (colonnes 4 et 8). Les R^2 partiels de Shea sont supérieurs à 0,2 pour les deux estimations, ce qui indique l'absence d'une perte de précision. Enfin, le nombre d'instruments utilisés dans les estimations est également indiqué dans le tableau 6. Les résultats sont satisfaisants dans la mesure où la plupart des coefficients des variables de tarification sont significatifs et portent les signes attendus dans tous les modèles.

Tableau 6 – Elasticité-prix des déchets non triés résiduels (DNR) et déchets solides résiduels (DSR)

Ecarts-type robustes entre parenthèses

* p < 0,10 ** p < 0,05 *** p < 0,01

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	DNR				DSR			
<i>p</i> endogène	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui
ln <i>p_r</i>	-0,606 *	-0,701 ***	-0,462	-0,485 ***	-0,466 *	-0,781 ***	-0,174	-0,186 *
	(0,349)	(0,203)	(0,328)	(0,180)	(0,247)	(0,156)	(0,201)	(0,106)
Sac _{<i>t</i>}			0,169 ***	0,166 ***				
			(0,0117)	(0,0182)				
ln <i>p_{org}</i>							0,208	0,217 ***
							(0,158)	(0,0711)
Cont _{<i>w&t</i>}							-0,271 ***	-0,270 ***
							(0,0926)	(0,0415)
Cont _{<i>w</i>}							-0,200	-0,206 ***
							(0,136)	(0,0526)
Cont _{<i>t</i>}							-0,015	-0,022
							(0,033)	(0,102)
ln densité	0,555	0,631 **	0,426	0,482	-0,171	-0,0793	0,214	0,158
	(1,136)	(0,320)	(1,152)	(0,307)	(0,109)	(0,127)	(1,045)	(0,489)
ln densité ²	-0,108	-0,118 ***	-0,102	-0,108 ***	0,0226	0,0148	-0,0820	-0,0774
	(0,103)	(0,0295)	(0,105)	(0,0294)	(0,0126)	(0,0121)	(0,132)	(0,0581)
ln surface	-0,150	-0,335 ***	-0,168	-0,324 ***	0,137	0,238 ***	-0,153	-0,214 **
	(0,252)	(0,0941)	(0,252)	(0,0911)	(0,0882)	(0,0757)	(0,193)	(0,0914)
ln revenu	-0,120	-0,0163	-0,123	-0,0384	-0,387 *	-0,629 ***	0,485 **	0,452 ***
	(0,139)	(0,0536)	(0,140)	(0,0528)	(0,167)	(0,183)	(0,192)	(0,0783)
% < 20 ans	-0,000842	0,00541 *	-0,00261	0,00345	-0,0156	-0,00288	-0,00449	-0,00319
	(0,00723)	(0,00306)	(0,00686)	(0,00304)	(0,0131)	(0,00316)	(0,0104)	(0,00312)
% > 60 ans	-0,00832	-0,000114	-0,00930	-0,000129	0,00958 **	0,00892	0,00291	0,00256
	(0,00899)	(0,00341)	(0,00901)	(0,00337)	(0,00356)	(0,00934)	(0,00898)	(0,00374)
Effets fixes des municipalités	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets temporels fixes	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre d'observations	726	726	726	726	801	801	801	801
Nombre de clusters	135	135	135	135	150	150	150	150
R ² ajusté	0,093	0,088	0,107	0,101	0,185	0,164	0,244	0,243
Hansen J test (p-valeur)		0,592		0,622		0,101		0,101
Statistique F de la première étape		8,54		15,72		2,63		11,13
R ² partiel		0,274		0,283		0,165		0,211
Nombre d'instruments		101		108		101		117

Les élasticités-prix des DNR et DSR sont respectivement de -0,49 et -0,19, comme le montrent les colonnes 4 et 8. Elles sont statistiquement significatives au niveau de 1 % pour DNR, mais seulement au niveau de 10 % pour DSR. Ces résultats impliquent que les élasticités sont plus élevées dans les municipalités où aucune collecte sélective des déchets organiques n'est organisée. L'explication la plus plausible est que les ménages font plus d'efforts pour réduire leur facture, par exemple en faisant un compostage domestique pour lequel des conteneurs sont disponibles à un prix modéré. À l'inverse, lorsque toutes les options de tri ont été proposées aux ménages, il leur reste une fraction résiduelle qui réagit peu à la variation de prix.

Le prix des déchets organiques est positif et statistiquement significatif, ce qui indique la présence d'un effet de substitution. Cela souligne l'importance du signal de prix. Lorsque le prix des déchets organiques augmente, les ménages peuvent potentiellement jeter les deux fractions ensemble s'ils n'ont pas d'autres incitations intrinsèques à trier leurs déchets. Ces résultats sont compatibles avec les résultats des statiques comparatives obtenues à partir du modèle de demande décrit précédemment.

Nous pouvons constater que le fait de considérer le prix comme exogène sous-estime l'élasticité-prix, comme le montrent les colonnes 3 et 7. D'autre part, les élasticités-prix sont fortement surestimées lorsque nous ne contrôlons pas les systèmes de tarification unitaires (colonnes 2 et 6).

En général, nos élasticités sont plus élevées que celles obtenues dans d'autres études utilisant des données municipales en panel. Ceci est probablement dû au fait que la plupart de ces travaux n'incluent pas d'effets fixes au niveau de la municipalité, et que le prix est considéré comme exogène.

Les résultats montrent également que le système de tarification est important. Pour un même prix marginal, les systèmes basés sur le poids ont un effet significatif sur la réduction des DSR par rapport au système de sacs. On constate que $Cont_{w\&l}$ et $Cont_w$ diminuent la quantité moyenne de DSR d'environ 27 % et 20 % respectivement. Ces résultats sont compatibles avec la logique économique : les ménages essaieraient de mettre autant de déchets que le sac peut en contenir mais font plus attention lorsqu'ils doivent payer pour le poids réel des déchets qu'ils produisent et où chaque kg supplémentaire mis en décharge augmentera leur facture. Comme nous le verrons dans la section suivante, une partie de cet effet est attribuée à l'amélioration du tri et à l'augmentation des flux de déchets recyclables. Cette conclusion est extrêmement importante puisque de plus en plus de municipalités adoptent un système de tarification basé sur le poids.

En ce qui concerne les variables socio-économiques, certains résultats méritent d'être mentionnés. La densité a la forme en U inversé attendue et le test joint pour la variable et son terme quadratique donne une p -valeur $< 0,01$, prouvant que des densités très basses et très hautes peuvent être proxy pour les dépôts clandestins. La surface par habitant a le signe attendu et est statistiquement significative. Elle indique que les ménages vivant dans des espaces plus grands et dans des zones agricoles peuvent avoir d'autres possibilités de réutiliser et de recycler leurs déchets.

Comme nous l'avons mentionné précédemment, certaines municipalités ne collectent pas le plastique et les emballages (PMC) en porte-à-porte. Nous avons voulu vérifier si l'élasticité-prix diffère dans ces municipalités. Nous ré-estimons l'équation (10) une fois pour les municipalités qui collectent les PMC en porte-à-porte et une fois pour celles qui ne le font pas. Les estimations sont présentées dans le tableau 7. Comme prévu, l'élasticité-prix pour ce dernier groupe est deux fois plus élevée. Ce résultat confirme notre constat précédent, les élasticités sont plus faibles lorsque de nombreuses options de tri sont mises à la disposition des ménages.

Tableau 7 – Elasticité-prix des déchets résiduels en fonction de la collecte des PMC en porte-à-porte

	(1)	(2)	(3)	(4)
	DSR	DSR	DSR	DSR
Collecte des PMC	Oui	Oui	Non	Non
p endogène	Non	Oui	Non	Oui
$\ln p_r$	-0,221 (0,232)	-0,194 (0,235)	-0,331 (0,158)	** -0,406 (0,193)
Binaires pour les STU	Oui	Oui	Oui	Oui
Contrôles	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes des municipalités	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets temporels fixes	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre d'observations	471	471	330	330

Ecarts-types robustes entre parenthèses

* $p < 0,10$ ** $p < 0,05$ *** $p < 0,01$

Dans les résultats présentés jusqu'à présent, nous supposons que l'élasticité-prix est la même pour les différents systèmes de tarification. Cependant, cela pourrait ne pas être le cas. Comme le montrent les statistiques descriptives de la section 2, le prix moyen par kg pour le système basé sur le poids est deux fois plus élevé que celui du sac. Nous nous attendons à ce que l'effet d'une augmentation du prix marginal soit plus important pour les systèmes basés sur le poids. En outre, il existe un effet d'anticipation en cas d'augmentation du prix du *Sac*, car les ménages sont généralement informés à l'avance du changement de prix et peuvent y réagir en accumulant un certain nombre de sacs. Cela rend l'effet d'une augmentation de prix plus lent. Cette situation est exclue en cas d'utilisation d'une tarification basée sur le poids. Afin de tester si les élasticités-prix varient entre les différents systèmes de tarification unitaire, nous ré-estimons l'équation (10) où nous interagissons la variable prix ($\ln p$) avec les cinq variables binaires des systèmes STU. Nous présentons les résultats dans le tableau 8.

Tableau 8 – Elasticités-prix des déchets résiduels par système de tarification unitaire

	(1)	(2)	(3)	(4)
	DNR	DNR	DSR	DSR
p endogène	Non	Oui	Non	Oui
Sac	-0,607 * (0,355)	-0,496 *** (0,191)	0,629 (0,466)	0,399 (0,742)
Cont _{w&l}	0,415 (0,358)	-1,549 (0,640)	** -0,220 (0,231)	*** -0,587 (0,193)
Cont _w			-0,0250 (0,229)	0,204 (0,909)
Cont _l			-0,687 (0,474)	-0,579 (0,702)
Sac _t	1,788 ** (0,763)	3,315 *** (1,008)		
Binaires pour les STU	Oui	Oui	Oui	Oui
Contrôles	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes des municipalités	Oui	Oui	Oui	Oui

Effets temporels fixes	Oui	Oui	Oui	Oui
Test joint (p-valeur)	< 0,01	< 0,01	0,29	< 0,01
Nombre d'observations	726	726	801	801

Ecarts-types robustes entre parenthèses

* p < 0,10 ** p < 0,05 *** p < 0,01

Comme on peut le constater, les différents systèmes de tarification ont des élasticités-prix différentes. Dans l'estimation du DNR, les élasticités-prix du *Sac* et du *Cont_{w&l}* sont négatives, la seconde étant trois fois plus importante que la première. La conclusion est similaire dans l'estimation de DSR. L'élasticité pour *Cont_{w&l}* est d'environ -0,59 et est statistiquement significative, alors qu'il n'y a pas d'effet significatif pour la variation du prix du *Sac*.

Ces résultats diffèrent de ceux trouvés dans les travaux précédents. Pour DSR, Dijgraff et Gradus (2004) ont trouvé une élasticité d'environ -0,5 pour la tarification par le sac et par le poids. Allers et Hoeben (2010) ont trouvé une élasticité de -0,39 et -0,46 pour le sac et le poids-volume respectivement.

Élasticité-prix croisée

Nous passons maintenant aux estimations de l'équation (10) pour les fractions de déchets recyclables afin de tester la présence d'effets de substitution, c'est-à-dire si l'effet d'une augmentation du prix de la fraction résiduelle se traduit par davantage de recyclage. Ainsi, nous estimons les élasticités-prix croisées par rapport au prix marginal des déchets résiduels.

Dans l'estimation des déchets organiques, nous incluons à la fois le prix marginal des déchets organiques et celui des déchets résiduels, le premier est traité comme endogène et est instrumenté en utilisant la même procédure décrite précédemment. Pour PMC, PC, et le verre, nous considérons le prix des déchets résiduels et organiques comme exogènes dans les trois spécifications.

Tableau 9 – Elasticité-prix croisé des déchets organiques, plastiques et emballages (PMC), papiers et cartons (PC), verre, et total déchets

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)		(7)	
	ORG		ORG		PMC		PC		Verre		total déchets		total déchets	
<i>p</i> endogène	Non		Oui		Non		Non		Non		Non		Oui	
$\ln p_r$	1,151		2,034	***	0,0456		0,0641		-0,0579		-0,0445		-0,143	*
	(0,759)		(0,272)		(0,0845)		(0,0933)		(0,112)		(0,0696)		(0,0833)	
$\ln p_{org}$	-2,334	***	-4,304	***	-0,0293		-0,263	*	0,232		-0,121	**	-0,133	**
	(0,734)		(0,390)		(0,0739)		(0,155)		(0,167)		(0,0580)		(0,0637)	
Sac_r					-0,0234		-0,0337	**	0,0152		0,0301		0,0364	***
					(0,0329)		(0,0156)		(0,0230)		(0,0335)		(0,0106)	
$Cont_{w&l}$	0,731	**	0,568	***	0,0610	***	0,0296	**	0,0437	**	-0,151	***	-0,145	***
	(0,323)		(0,133)		(0,0130)		(0,0135)		(0,0212)		(0,0161)		(0,00749)	
$Cont_w$	0,856	**	0,543	**	0,0928	***	0,0113		0,00973		-0,203	***	-0,201	***
	(0,390)		(0,219)		(0,0225)		(0,0232)		(0,0262)		(0,0434)		(0,00684)	
$Cont_l$	-0,0700		-0,0842		0,0323	*	0,107	***	0,106		-0,0232		-0,0173	***

	(0,185)		(0,0572)		(0,0180)		(0,0348)		(0,0706)		(0,0142)		(0,00586)	
In densité	-19,68	***	-14,87	***	-0,980		-0,547		-0,985		-0,689		-0,516	**
	(4,399)		(1,333)		(0,619)		(1,131)		(1,256)		(0,467)		(0,249)	
In densité ²	2,466	***	1,838	***	0,0666		0,0483		0,105		0,0362		0,0191	
	(0,544)		(0,171)		(0,0774)		(0,115)		(0,127)		(0,0564)		(0,0302)	
In surface	-1,978	*	-1,902	***	-0,174		-0,162		0,113		-0,146		-0,205	***
	(1,147)		(0,305)		(0,232)		(0,263)		(0,314)		(0,129)		(0,0646)	
In revenu	-1,287	**	-0,755	***	-0,00281		0,249		0,0122		0,0594		0,0735	
	(0,562)		(0,206)		(0,182)		(0,176)		(0,221)		(0,0865)		(0,0465)	
% < 20 ans	-0,0195		-0,00299		0,00317		0,00608		0,00479		-0,00254		-0,00199	
	(0,0302)		(0,0114)		(0,00771)		(0,00896)		(0,0101)		(0,00414)		(0,00208)	
% > 60 ans	0,0269		0,0305	**	0,00212		0,00494		0,00758		0,00181		0,00401	*
	(0,0296)		(0,0124)		(0,00771)		(0,00867)		(0,00876)		(0,00414)		(0,00234)	
Effets fixes des municipalités	Oui		Oui		Oui		Oui		Oui		Oui		Oui	
Effets temporels fixes	Oui		Oui		Oui		Oui		Oui		Oui		Oui	
Nombre d'observations	801		801		1572		1572		1572		1572		1572	
Nombre de clusters	150		150		262		262		262		262		262	
R ² ajusté	0,271		0,250		0,050		0,074		0,087		0,333		0,331	
Hansen J test (p-valeur)			0,154										0,273	
Statistique F de la première étape														
P _{rw}													21,861	
P _{org}			7,775										43,299	
R ² partiel														
P _{rw}													0,148	
P _{org}			0,282										0,193	
Nombre d'instruments			116										149	

Ecarts-types robustes entre parenthèses

* p < 0,10 ** p < 0,05 *** p < 0,01

Si l'on examine le tableau 4, on constate que les élasticités prix direct et prix croisé des déchets organiques ont le signe attendu et sont toutes deux statistiquement significatives. Tout d'abord, nous notons que l'estimation de l'élasticité prix est d'une magnitude élevée par rapport à d'autres travaux : Allers et Hoeben [2010] ont trouvé une valeur de -0,87, et Dijgraaf et Gradus [2004] ont trouvé une valeur entre -0,30 et -0,81 selon le système tarification. Cependant, ce résultat n'est pas surprenant étant donné la spécificité de la région wallonne où la moitié des municipalités sont des zones rurales, et plus de 65 % des logements sont des maisons individuelles, donc les ménages peuvent facilement augmenter leurs activités de compostage et de réutilisation de la fraction organique en réponse à une augmentation de prix. Deuxièmement, l'élasticité-prix croisée des par rapport aux déchets résiduels est positive et également d'une grande ampleur. Afin d'interpréter ce résultat, nous utilisons les résultats de la statique comparative obtenus dans la section théorique. Ce résultat semble indiquer qu'en moyenne, dans les municipalités wallonnes, les économies de coûts obtenues en séparant la fraction organique de la fraction résiduelle sont plus importantes que le coût du temps consacré au tri.

Pour les autres fractions de recyclables, le coefficient du prix est bien positif mais n'est ni économiquement ni statistiquement significatif. Cependant, on observe que la tarification des déchets résiduels selon le système de tarification au poids et au volume a un impact signi-

ficatif sur les quantités de toutes les fractions recyclables. Si le prix marginal reste constant, les ménages trient mieux lorsqu'ils sont facturés en fonction du poids des déchets qu'ils produisent. Cela peut être dû, très probablement, à la prise de conscience accrue des ménages lorsque ce nouveau système de tarification est mis en œuvre.

Nous présentons également les résultats de l'estimation en utilisant les déchets totaux comme variable dépendante. Comme les déchets totaux sont une fonction des déchets résiduels et organiques, les deux variables de tarification sont traitées comme endogènes et sont instrumentées à l'aide de la même matrice Z définie précédemment. Les coefficients des deux variables ont le signe négatif attendu et sont statistiquement significatifs. Comme nous l'avons démontré plus haut, cela peut être interprété comme l'effet de revenu. Il existe également un effet significatif pour les systèmes de tarification en fonction du poids, où $Cont_{w&l}$ et $Cont_w$ réduisent le total des déchets d'environ 15 % et 20 % respectivement par rapport au Sac traditionnel.

L'EFFET A LONG TERME DE LA TARIFICATION AU POIDS

À la fin des années 90, et plus précisément en 1998, trois municipalités pionnières ont adopté un système de tarification au poids et les ménages ont été facturés en fonction du poids réel des déchets qu'ils produisent. Le nombre de municipalités appliquant ce système de tarification n'a cessé de croître depuis lors.

Dans la section précédente, nous avons pu montrer que le système de tarification au poids a un effet significatif sur la réduction des déchets résiduels des ménages et sur l'augmentation du tri des autres fractions recyclables. Nous avons également montré que l'effet d'un changement du prix marginal pour ce système de tarification est plus élevé que celui des sacs traditionnellement utilisés. Comme de plus en plus de municipalités s'orientent vers ce système, il serait intéressant de tester si ce résultat est durable à long terme. Dans cette section, nous testons la présence d'un effet d'apprentissage après l'adoption d'un système de tarification basé sur le poids ou si, au contraire, il y a un effet d'érosion après une certaine période de temps.

Chen et Chang [2010] fournissent une revue de la littérature sur la définition d'un effet d'apprentissage organisationnel. Dans le contexte de la tarification au poids, nous utilisons la définition de Garvin [1993] où l'effet d'apprentissage peut être considéré comme « *le processus d'amélioration de l'action par une meilleure connaissance et compréhension* ».

Plusieurs études ont estimé les élasticités à long terme de la tarification unitaire des déchets. Linderhof *et al.* [2001] ont estimé l'élasticité-prix à long terme de la tarification au poids en utilisant un modèle dynamique à effet fixe avec les données mensuelles des ménages d'une seule municipalité néerlandaise. Cette étude souffre de biais liés à la sélection de l'échantillon et à l'attrition. Yamakawa et Ueta [2002] et Dijgraaf et Gradus [2009] ont tous deux utilisé des variables binaires pour le nombre d'années écoulées depuis l'adoption, cette approche a pour désavantage de confondre les effets temporels fixes et les effets des systèmes de tarification unitaire. Usui et Takeuchi [2014] ont calculé les élasticités-prix à court et à long terme, mais ils n'ont pas fait de distinction entre les différents systèmes STU. Enfin, De Jaeger et Eyckmans [2015] ont conclu que les effets de la tarification au poids s'érodent avec le temps.

Nous sommes en mesure d'apporter un nouvel éclairage sur l'effet de la tarification au poids pour les raisons suivantes. Nous disposons de données complètes pour 104 municipalités, représentant près de 40 % des municipalités wallonnes, qui sont passées à une tarification

au poids. Pour chaque municipalité, nous disposons d'informations sur l'année effective d'adoption du système. A notre connaissance, il s'agit de la seule étude qui dispose d'un tel nombre de municipalités et pour une période récente et longue.

Méthodologie et approche empirique

Nous utilisons la méthodologie de la courbe environnementale de Kuznets (EKC) (Dinda [2004], Usui et Takeuchi [2014]). L'EKC a été utilisée dans une variété d'études environnementales, principalement pour tester l'effet du revenu ou du PIB sur les indicateurs de pollution au niveau national. Dans notre cas, l'approche est facile à mettre en œuvre car nous avons seulement besoin des dates auxquelles les municipalités ont adopté le système basé sur le poids et les quantités de déchets. À cette fin, nous utilisons uniquement les municipalités qui sont passées à ce système avant et jusqu'en 2015. Nous recueillons des données sur l'année exacte de l'introduction du système de tarification au poids pour toutes les municipalités et nous calculons le nombre d'années qui se sont écoulées depuis l'adoption. Dans cette section, nous ne faisons pas la différence entre le $Cont_{w\&l}$ et le $Cont_w$ que nous regroupons en une seule variable désignée par w . Cela nous permettrait de tester l'effet de la tarification au poids avant et après son introduction.

Notre équation est un modèle à effets fixes qui prend la forme :

$$\ln q_{itf} = \gamma \ln p_{rit} + \beta_0 w_{it} + \beta_1 w_{it} \cdot y_{it} + \beta_2 w_{it} \cdot y_{it}^2 + X'_{it} \zeta + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{fit} \quad (12)$$

où la variable dépendante q_{itf} est la quantité agrégée par habitant de la fraction de déchets f pour la municipalité i au moment t ; p_{rit} est le prix d'un kg de déchets résidentiels résiduels (non triés/solides) ; w_{it} est une variable binaire qui prend la valeur 1 si la municipalité i a une tarification au poids au cours de l'année t ; y est le nombre d'années écoulées depuis l'introduction de la tarification au poids ; le vecteur X_{it} comprend les variables de contrôle décrites ci-dessus ; α_i est l'effet spécifique de la municipalité ; λ_t correspond aux effets temporels fixes ; et ε_{fit} est le terme de perturbation idiosyncratique qui est supposé être indépendamment et identiquement distribué sur i et corrélé sur t .

Dans la différence première de l'équation (12), le paramètre β_0 mesure l'effet d'introduction du système de tarification au poids sur les quantités des différentes fractions de déchets, et l'effet à long terme est déterminé par les signes des trois paramètres β_0 , β_1 et β_2 . Par conséquent, nous exécutons la régression ci-dessus pour chaque fraction de déchets et testons la signification jointe des paramètres $H_0: \beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = 0$.

Résultats

Les résultats sont présentés dans le tableau 10. Pour les déchets résiduels non triés (DNR), les déchets solides résiduels (DSR) et les déchets totaux, nous avons $\beta_0 < 0$, $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ et la p -valeur du test joint est inférieure à 0,01. Nous pouvons donc conclure que l'effet positif de la tarification au poids augmente avec le temps.

Les coefficients des déchets organiques ont des signes opposés à ceux des déchets résiduels avec $\beta_0 > 0$, $\beta_1 < 0$, $\beta_2 > 0$. Nous avons une figure en forme de N, ce qui implique que l'effet de substitution positif est durable et croissant à long terme.

Pour les autres fractions recyclables PMC, PC et le verre, nous trouvons : $\beta_0 > 0$, $\beta_1 = 0$, $\beta_2 = 0$, ce qui suggère une relation linéaire et monotone croissante. Par conséquent, les effets à court et à long terme de la tarification au poids sur le recyclage sont les mêmes.

En conclusion, notre analyse montre que le système basé sur le poids est un outil efficace et incite les ménages à modifier leur comportement d'achat et de consommation dans le temps. La mise en place d'un tel système de tarification par les municipalités wallonnes semble atteindre ses objectifs environnementaux à long terme, permettra de réduire les quantités de déchets et d'atteindre les objectifs fixés par la région.

Tableau 10 – Effet à court terme et à long terme de la tarification au poids sur les déchets non triés résiduels (DNR), déchets solides résiduels (DSR), déchets organiques (ORG), plastiques et emballages (PMC), papiers et cartons (PC), verre, et total déchets

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
		DSR	ORG	PMC	PC	Verre	total déchets
w	-0,316 *** (0,0286)	-0,397 *** (0,111)	1,396 *** (0,347)	0,0701 *** (0,0142)	0,0340 ** (0,0151)	0,0408 ** (0,0186)	-0,178 *** (0,0190)
w·y	0,0329 *** (0,00730)	0,0440 *** (0,0139)	-0,201 *** (0,0445)	-0,00663 (0,00631)	-0,00436 (0,00838)	0,00702 (0,0113)	0,0197 *** (0,00491)
w·y ²	-0,00136 *** (0,000389)	-0,00205 *** (0,000614)	0,00443 *** (0,00153)	0,000125 (0,000291)	-0,000436 (0,000389)	-0,000423 (0,000294)	-0,00110 *** (0,000280)
Contrôles	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes des municipalités	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets temporels fixes	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Test joint (p-valeur)	< 0,01	< 0,01	< 0,01	< 0,01	< 0,01	< 0,05	< 0,01
Nombre d'observations	624	479	479	528	624	624	624
Nombre de clusters	104	94	94	88	104	104	104
R ² ajusté	0,618	0,354	0,443	0,359	0,167	0,171	0,560

Ecarts-types robustes entre parenthèses

* p < 0,10 ** p < 0,05 *** p < 0,01

CONCLUSION

Réduire la production de déchets résiduels et encourager les ménages à trier et à recycler leurs déchets sont des objectifs politiques clés. Atteindre ces objectifs est un défi et cet article étudie et compare l'efficacité de différents instruments tarifaires et non tarifaires. Nous utilisons le contexte spécifique de la Wallonie où les municipalités ont la responsabilité d'organiser la collecte et le financement du service des déchets, dans un cadre régional commun. Cette responsabilité décentralisée conduit à des choix organisationnels différents concernant le prix, l'unité de tarification, la méthode de collecte et les flux collectés au porte-à-porte. Cette diversité rend le contexte particulièrement pertinent pour effectuer des comparaisons. Notre article présente deux résultats principaux.

Premièrement, les ménages réagissent aux prix. Ce résultat n'est bien sûr pas nouveau, mais notre analyse fournit des estimations détaillées et robustes des élasticités-prix. Pour cela, nous utilisons une analyse de données de panel avec des effets fixes municipaux et nous contrôlons l'endogénéité possible des prix en utilisant une approche MMG. Pour les déchets résiduels, l'élasticité des prix dépend de la possibilité pour les ménages de se débarrasser de leurs déchets organiques en porte à porte. Lorsque cette possibilité existe, les ménages sont moins sensibles aux prix, avec une élasticité-prix estimée à 0,19. Lorsque cette possibilité n'existe pas, l'élasticité estimée est plus élevée, soit 0,48. Nos résultats montrent également que les déchets organiques et résiduels sont des substituts. Les élasticités-prix croisées positives impliquent qu'un prix plus élevé pour les déchets résiduels augmente la demande de déchets organiques et vice-versa. En revanche, la demande pour les autres flux de déchets (PMC, PC, verre) ne semble pas être sensible aux prix. Une raison possible est que la région est déjà caractérisée par un taux de recyclage élevé pour ces flux.

Deuxièmement, les ménages réagissent aux unités. En Wallonie, les prix sont basés sur le volume, le poids, la vidange ou la combinaison du poids et de la vidange. Notre étude montre que l'utilisation d'un système basé sur le poids est plus efficace, car il permet de réduire sensiblement la quantité de déchets résiduels de 27 % et d'augmenter les déchets organiques de près de 56 %, ainsi qu'une augmentation globale de 13 % pour les autres fractions recyclables. En outre, la tarification au poids rend les ménages plus sensibles aux prix, avec une élasticité-prix estimée plus élevée, par rapport aux sacs par exemple. Avec un système basé sur le poids, les ménages peuvent contrôler plus efficacement leur production de déchets et l'effet incitatif des prix est amplifié. L'utilisation de la tarification au poids devient de plus en plus populaire en Wallonie. En utilisant des informations sur l'année d'introduction du système, nous avons calculé l'effet à court et à long terme sur les déchets résiduels et recyclables. Les estimations confirment l'absence d'un effet d'érosion, et prouvent que l'effet positif demeure et s'amplifie plusieurs années après l'adoption.

ANNEXE A

Tableau 11 : Revue de la littératureⁱ

	Auteurs	Pays	Période	Modèle	Elasticité-prix directe	Elasticité-prix croisée	Commentaire
Données en panel des municipalités							
1979	Efaw et Lanen	Etats-Unis	1970-74 mensuelles	Séries temporelles MCO	ns		
1993	Jenkins	Etats-Unis	1980-88 mensuelles	Panel à EF [~] pas d'effets fixes temporels	-0,12	-	
1990	Morris et Byrd	Etats-Unis	1985-89	Comparaison de moyennes	-0,26 (Perkasie)	0,49	
			1987-89		-0,22 (Ilion)	0,48	
			1985-87		-0,017 (Seattle)	0,104	
1994	Miranda et al.	Etats-Unis	1990 18 mois	Comparaison de moyennes	nd	-	17-74% diminution de q _d * 128% augmentation de q _r **
1995	Strathman et al.	Etats-Unis	1984-91 mensuelles	Séries temporelles MCO	-0,11	-	
1999	Van Houtven et Morris	Etats-Unis	1991-94	Panel à EA [™]	-0,15	ns	Quantité totale de déchet
					-0,58	0,09	Différents STU :
					0,40 (organique)		Sac (déchets non triés résiduels)
					-0,51	0,20	Sac (déchets résiduels et organique)
2004	Dijgraf et Gradus	Pays-Bas	1998-2000	Panel à EF des régions	-0,85 (organique)		
					-0,53	0,12	poids
					-0,81 (organique)		
					-0,16	0,04	fréquence
					-0,31 (organique)		
2007	Isely et Lowen	Etats-Unis	2002-05 mensuelles	Panel à EF	-0,33	1,16	

					Différents STU :		
					-0.32	0,04	Tous STU confondus
					-0.87 (organique)	ns	
					-0.39		Sac
					-0.09 (organique)		
2010	Allers et Hoeben	Pays-Bas	1997-2006	Panel à EF	-0.65		poids
					-1.04 (organique)		
					-0.26		fréquence
					-0.77 (organique)		
					-0.46		poids et fréquence
					-1.77 (organique)		
2014	Usui et Takeuchi	Japon	1996-2002	Panel à EF	-0,06	0,124	
2015	Buccioli et al.	Italie	1999-2008	Panel à EF	nd	nd	17% augmentation du tri après la tarification unitaire
2019	Bueno et Valente	Italie	2008-16 mensuelles	Méthode à contrôle synthétique	nd	nd	Pas de données tarifaires effet général de la tarification unitaire
Données transversales des municipalités							
1972	McFarland	Etats-Unis	1967-68	MCO	-0,455	-	
1976	Wertz	Etats-Unis	1979	MCO	-0,15	-	Système d'inscription vs taxe fixe
1995	Seguino et al.	Etats-Unis	1993	Comparaison de moyennes	nd	-	56% diminution in qd*
1997	Callan et Thomas	Etats-Unis	1994	MCO	-	nd	6.6-12.1% augmentation in qr**
1998	Podolsky et Spiegel	Etats-Unis	1992	MCO	-0,39	-	quantité totale de déchet
2000	Kinnaman et Fullerton	Etats-Unis	1991	2SLS	-0,28	ns	
2002	Yamaka et Ueta	Japon	1985	MCO	-0,00048	-	
2006	Callan et Thomas	Etats-Unis	1990	Equations simultanées pour les résiduels et les recyclables	-0,58	0,05	
2007	Gellynck et Verhelst	Belgique (Flandre)	2003	MCO	-0,139	-	quantité totale de déchet

2008	Usui	Japon	1997-98	Tobit de type 2	nd	Recyclables : 0,07(verre) 0,12(bouteille en PET) 0,15(canettes)	
2011	Huang et al.	Etats-Unis	2000	MCO	-0,62	-	quantité totale de déchet
2015	Suwa et Usui	Japon	2010	Modèle de sélection	-0,73	0,0916 (bouteille en PET) 0,378 (plastique) 0,318 (papier)	
2018	Wright et al.	Etats-Unis	2008	Appariement sur score de propension	nd	-	42-54% diminution in qd* après la tarification unitaire
Données en panel des ménages							
1990	Skumatz et Breckin- ridge	Etats-Unis	1971-87	MCO	-0,14	-	
1996	Kinnaman et Fullerton	Etats-Unis	1992 2 périodes	MCO	-0,23 (volume) -0,06 (poids)	0,073	
1999	Van Houtven et Morris	Etats-Unis	1991-94	Tobit	-0,26	ns	quantité totale de déchet
2001	Linderhof et al.	Pays-Bas	1993-96 mensuelles	Panel dynamique à EF	-0,34 -1,39 (organique)	-	tarification au poids
2018	Carattini et al.	Suisse	2012-2013	Analyse quasi- expérimentale en Différences de diffé- rences	nd	nd	40% diminution in qd* après la tarification unitaire et augmentation de la fréquence du recyclage
Données transversales des ménages							
1993	Hong et al.	Etats-Unis	1990	Doubles moindres carrés (2SLS)	ns	> 0 (non spécifié)	
1994	Rechovsky et Stone	Etats-Unis	1992	Probit	-	ns	Recyclables
1999	Hong	Corée	1995	Equations simultanées pour les résiduels et les recyclables	- 0,15	0,46	
1999	Hong et Adams	Etats-Unis	Août 1992 - Juillet 93	Doubles moindres carrés (2SLS)	-0,013	0,091	
2003	Jenkins et al.	Etats-Unis	1992	Régression sur classes latentes ordonnées	-	nd	pas d'effet de la tarification unitaire sur le recyclage
2005	Ferrara et Missios	Canada	2002	Probit multivarié ordonné	-	nd	effet positif de la tarification unitaire sur le recyclage

2007	Kipperberg	Norvège Etats-Unis	1999	Logit multivarié ordonné	-	nd	effet de la tarification unitaire sur le recyclage effet positif en Norvège pas d'effet aux Etats-Unis
------	------------	-----------------------	------	-----------------------------	---	----	---

* qd : quantités de déchets résiduels
 ** qr : quantités de déchets recyclables
 ~ EF : modèle en panel à effets fixes
 ~ EA : modèle en panel à effets aléatoires
 ns : non significatif
 nd : non disponible

¹ Ce tableau est basé sur Bel et Gradus [2016] et a été complété par les auteurs.

ANNEXE B

Table 12 – Décomposition de la variabilité des données du panel

Variable		Variabilité totale ⁱⁱ	Variabilité intra-groupe	Variabilité inter-groupe
Quantités	*			
Déchets non triés résiduels		26,51	26,07	7,42
Déchets solides résiduels		27,3	25,96	8,93
Déchets organiques		17,23	15,87	5,14
Papiers et cartons		14,95	14,75	2,55
Plastiques et emballages		6,55	6,49	0,90
Verre		7,19	6,96	1,86
Total déchets		41,71	39,97	12,12
Prix unitaires	**			
Déchets résiduels				
Tous STU		0,07	0,064	0,028
Sac		0,029	0,027	0,009
Sac _t		0,037	0,033	0,006
Cont _l		0,031	0,024	0,020
Cont _w		0,087	0,092	0,029
Cont _{w&l}		0,088	0,089	0,029
Déchets organiques		0,059	0,052	0,028
*	en kg par habitant			
**	en euro			

¹ La variance globale est la somme des variances intergroupe et intragroupe ($S_{TOT}^2 = S_{INTER}^2 + S_{INTRA}^2$). Les valeurs calculées par STATA et rapportées dans le tableau ci-dessus sont les écarts types, par conséquent la variabilité totale ne peut pas être obtenue en ajoutant simplement les colonnes des écarts types inter et intra. Notez également que, lors du calcul de la variation intra, la moyenne globale est rajoutée par STATA afin de rendre les résultats comparables.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Allers, M. et Hoeben, C. [2010], « Effects of Unit-Based Garbage Pricing : A Differences-in-Differences Approach », *Environmental and Resource Economics*, 45 (3), p. 405-428.
- Bel, G. et Gradus, R. [2016], « Effects of unit-based pricing on household waste collection demand: A meta-regression analysis », *Resource and Energy Economics*, 44, p. 169-182.
- Buccioli, A. et Montinari, N. et Piovesan, M. [2015], « Do not trash the incentive ! Monetary incentives and waste sorting », *Scandinavian Journal of Economics*, 117 (4), p. 1204-1229.
- Bueno, M. et Valente, M. [2019], « The effects of pricing waste generation : A synthetic control approach », *Journal of Environmental Economics and Management*, 96 (C), p. 274-285.
- Callan, S. et Thomas, J. [2006], « Analyzing demand for disposal and recycling services: A systems approach », *Eastern Economic Journal*, 32 (2), p. 221-240.
- Cameron, C. et Trivedi, P.K. [2005], *Microeconometrics: Methods and Applications*, New York, Cambridge University Press.
- Cameron, C. et Trivedi, P.K. [2009], *Microeconometrics using Stata*, Stata Press.
- Carattini, S. et Baranzini, A. et Lalive, R. [2018], « Is Taxing Waste a Waste of Time? Evidence from a Supreme Court Decision », *Ecological Economics*, 148, p. 131-151.
- Chen, Y. et Dong-Shang Chang, D. [2010], « Diffusion effect and learning effect: an examination on MSW recycling », *Journal of Cleaner Production*, 18 (5), p. 496-503.
- De Jaeger, S. et Eyckmans, J. [2015], « From pay-per-bag to pay-per-kg : The case of Flanders revisited, *Waste Management & Research*, 33 (12), p. 1103-1111.
- Dijkgraaf, E. et Gradus, R. [2003], « Cost savings of contracting out refuse collection in The Netherlands », *Empirica*, 30, p. 149-16.
- Dijkgraaf, E. et Gradus, R. [2004], « Cost savings in unit-based pricing of household waste : the case of the Netherlands », *Resource and Energy Economics*, 26 (4), p. 353-371.
- Dijkgraaf, E. et Gradus, R. [2008], « Institutional developments in the Dutch waste-collection market », *Environment and Planning C : Government and Policy*, 26, p. 110-126.
- Dijkgraaf, E. et Gradus, R. [2009], « Dynamics of unit-based pricing systems and environmental activism », *Resource and Energy Economics*, 31 (1), p. 13-23.

- Efaw, F. et Lanen, W.N. [1979], « Impact of User Charges on Management of Household Solid Waste », *Environmental Protection Agency Office of Research and Development, Washington, D.C.*, EPA/600/5-79/008.
- Gautier, A. et Reginster, S. [2013], « La collecte des déchets en Wallonie : organisation et performances », *Regards Economiques*, 106, p. 1-12.
- Ferrara, I. et Missios, P. [2012], « A Cross-Country Study of Household Waste Prevention and Recycling: Assessing the Effectiveness of Policy Instruments », *Land Economics*, 88 (4), p. 710-744.
- Ferrara, I. et Missios, P. [2005], « Recycling and Waste Diversion Effectiveness: Evidence from Canada », *Environmental and Resource Economics*, 30, p. 221-238.
- Garvin, D. [1993], « Building a learning organization », *Harvard Business Review*, 71, p. 78–91.
- Gellynck, X. et Verhelst, P. [2008], « Assessing Instruments for Mixed Household Solid Waste Collection Services in Flanders », *The Waste Market Institutional Developments in Europe*, Netherlands, Springer.
- Gellynck, X. et Jacobsen, R. et Verhelst, P. [2011], « Identifying the key factors in increasing recycling and reducing residual household waste: a case study of the Flemish region of Belgium », *Journal of Environmental Management*, 92 (10), p. 2683-90.
- Hong, S. [1999], « The effect of unit pricing system upon household solid waste management : the Korean experience », *Journal of Environmental Management*, 57 (1), p. 1-10.
- Hong, S. et Adams, R.M. [1999], « Household responses to price incentives for recycling: some further evidence », *Land Economics*, 75(4), p. 505-514.
- Hong, S., Adams, R.M., Love, H.A. [1993], « An economic analysis of household recycling of solid waste: the case of Portland, Oregon », *Journal of Environmental Economics and Management*, 25 (2), p.136-146.
- Ito, K. [2014], « Do Consumers Respond to Marginal or Average Price ? Evidence from Nonlinear Electricity Pricing », *American Economic Review*, 104 (2), p. 537-563.
- Isely P. et Lowen, A. [2007], « Price and substitution in residential solid waste », *Contemporary Economic Policy*, 25 (3), p. 433-443.
- Jenkins, R.R. [1991], « Municipal demand for solid-waste-disposal services: The impact of user fees », *Maryland University., College Park, MD (United States)*.
- Jenkins, R.R. [1993], *The economics of solid waste reduction*, Washington, Edward Elgar.
- Jenkins, R.R. et Martinez, S.A. et Palmer, K. et Podolsky M.J. [2003], « The determinants of household recycling: a material-specific analysis of recycling program fea-

tures and unit pricing », *Journal of Environmental Economics and Management*, 45 (2), p. 294-318.

- Kinnaman, T. C. [2003], *The Economics of Residential Solid Waste Management*, Ashgate Publishing.
- Kinnaman, T. C. et Fullerton, D. [1996], « Household Responses to Pricing Garbage by the Bag », *American Economic Review*, 86 (4), p. 971-984.
- Kinnaman, T. C. et Fullerton, D. [2000], « Garbage and recycling with endogenous local policy », *Journal of Urban Economics*, 48 (3), p.419-442.
- Kinnaman, T. C. et Fullerton, D. [2002], *The Economics of Household Garbage and Recycling Behavior*, Cheltenham, Edward Elgar.
- Kipperberg, G. [2007], « A Comparison of Household Recycling Behaviors in Norway and the United States », *Environmental and Resource Economics*, 36, p. 215-235.
- Kuo, Y.-L., [2006], *The impact of solid waste collection, pricing and recycling policies on residential solid waste*, Ph.D. Dissertation, University of York.
- Kuo, Y. et Perrings, C. [2010], « Wasting time ? recycling incentives in urban taiwan and japan. *Environmental and Resource Economics* », 47 (3), p. 423-437.
- Linderhof, V. et Kooreman, P. et Allers, M., Wiersma, D. [2001], « Weight-based pricing in the collection of household waste: the Oostzaan case », *Resource and Energy Economics*, 23 (4), p. 359-371.
- Morris, G.E., et Byrd, D. [1990], « The Effects of Weight or Volume-Based Pricing on Solid Waste Management », *Research Triangle Institute Prepared for EPA*.
- Podolsky, M.J. et Spiegel, M. [1998], « Municipal waste disposal: unit-pricing and recycling opportunities », *Public Works Management & Policy*, 3(1), p. 27-39.
- Silberberg, E. [1990], *The Structure of Economics : A Mathematical Analysis, Second Edition*, New York, McGraw-Hill, Inc.
- Skumatz, L. et Breckinridge, C. [1990], Variable rates in solid waste. *Handbook for Solid Waste Officials*, 2, EPA 530-SW-90-084B, Washington DC.
- Soumyananda, D. [2004], « Environmental Kuznets Curve Hypothesis : A Survey » *Ecological Economics*, 49 (4), p. 431-455.
- Suwa, T., Usui, T. [2015], « Estimating the Relationship between Unit-based Garbage Pricing and Municipal Solid Waste Generation : A Multivariate Double-Selection Approach », *HOPS Discussion Paper Series No.15*.

- Usui, T. et Takeuchi, K. [2014], « Evaluating unit-based pricing of residential solid waste: a panel data analysis », *Environmental and Resource Economics*, 58 (2), p. 245-271.
 - Van Houtven, G.L. et Morris, G.E. [1999], « Household behavior under alternative pay-as-you-throw systems for solid waste disposal », *Land Economics*, 75, p. 515-537.
 - Wooldridge, J.M. [2002], *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, London, MIT Press.
 - Wright, C. et Halstead, J. et Huang, J. [2019], « Estimating Treatment Effects of Unit-Based Pricing of Household Solid Waste Disposal », *Agricultural and Resource Economics Review*, 48 (1), p. 21-43.
-