Direction des Statistiques Démographiques et Sociales

N° F1404

L'ADDITION EST-ELLE MOINS SALEÉ ?
LA RÉPONSE DES PRIX À LA BAISSE DE TVA DANS LA
RESTAURATION EN FRANCE

QUENTIN LAFFÉTER, PATRICK SILLARD

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

Série des Documents de Travail
de la
DIRECTION DES STATISTIQUES DÉMOGRAPHIQUES ET SOCIALES

N°F1404

L'ADDITION EST-ELLE MOINS SALEÉ? LA RÉPONSE DES PRIX À LA BAISSE DE TVA DANS LA RESTAURATION EN FRANCE

QUENTIN LAFFÉTER*, PATRICK SILLARD**

Document de travail

Mai 2014

- * Ecole Normale Supérieure de Lyon
- ** Insee, Division Prix à la Consommation

Ces documents de travail ne reflètent pas la position de l'INSEE et n'engagent que leurs auteurs. Working-papers do not reflect the position of INSEE but only their authors'views.

L'addition est-elle moins salée?

La réponse des prix à la baisse de TVA dans la restauration en France*

Quentin Lafféter, Patrick Sillard;

17 mars 2014

Résumé

Ce travail vise à quantifier la baisse de prix dans la restauration causée par la baisse de la TVA dans ce secteur en France en juillet 2009. Nous utilisons pour cela les données collectées par l'Insee pour calculer l'indice des prix à la consommation. Grâce à une stratégie de doubles-différences et avec divers contrefactuels, nous trouvons que la baisse de TVA a été répercutée à long terme sur les prix du secteur de la restauration à hauteur d'environ 20%. La répercussion a été plus forte pour les boissons non alcoolisées (44%), puis pour les cafés et autres boissons chaudes (29%), légèrement inférieure pour les repas (autour de 20%). L'essentiel de la répercussion aux prix de la baisse de la TVA est court : de 2 à 5 mois environ selon les types de produits examinés et les analyses menées. Les résultats obtenus font état d'une baisse moyenne des prix de l'ensemble des produits de la classe restauration et cafés de 2,1% à court terme et de 2,4% à long terme, du fait de la baisse de la TVA (effet moyen du traitement), alors que la baisse résultant d'une répercussion intégrale de la baisse de TVA aurait été de 9,8% dans notre base de données.

Codes JEL: D04; H22; H32.

Mots-clé: Évaluation de politique publique; Incidence fiscale; Restauration; TVA.

^{*}Nous remercions Luc Behaghel, Pauline Givord et Roland Rathelot pour leurs précieux conseils, ainsi que les participants au séminaire DSDS du 26 mars 2013 pour leurs suggestions.

[†]École Normale Supérieure de Lyon

[‡]Institut National de la Statistique et des Études Économiques

Table des matières

T	inti	oduction	3
2	La	baisse de la TVA : de quoi s'agit-il?	4
	2.1	Le « contrat d'avenir »	4
	2.2	Les mécanismes économiques à l'œuvre	6
	2.3	Les expériences de baisse de TVA et leurs évaluations	7
3	Les	données	11
4	Que	elques statistiques descriptives	14
5	Une	e stratégie d'identification en doubles-différences	21
	5.1	Calcul d'impact	21
	5.2	Choix des contrefactuels	23
6	Rés	ultats	25
	6.1	Estimations économétriques sur les données d'indices	25
	6.2	Estimations économétriques sur les données micro-économiques	31
7	Cor	nclusion	36
A	Dét	erminants théoriques de la répercussion de la TVA aux prix	40
В	Tes	ts de robustesse sur les contrefactuels	44

1 Introduction

Au 1^{er} juillet 2009, le taux de taxe sur la valeur ajoutée (TVA) applicable dans le secteur de la restauration est abaissé de 19,6% à 5,5%. En contrepartie, les restaurateurs avaient pris l'engagement de baisser le prix de certains produits emblématiques de leur carte, à augmenter les salaires de leurs employés et à créer de nouveaux emplois. Mais cet engagement collectif ne créait pas d'obligation juridique individuelle. Ce papier vise à évaluer cette politique en explorant son impact sur les prix à la consommation.

En théorie, une baisse de TVA entraîne une baisse de coût de production TTC. La question principale est donc celle de l'incidence fiscale, soit la proportion de variation de taxe effectivement répercutée sur les prix. Deux facteurs influent sur le niveau de répercussion de la baisse sur les prix : la sensibilité de l'offre et de la demande aux prix spécifique à chaque secteur (les élasticités-prix de l'offre et de la demande des biens concernés par la mesure), et la structure concurrentielle du marché concerné par la baisse de taxe. Cette structure peut en effet conduire à des comportements de fixation de prix très divers, allant jusqu'à induire des taux de répercussion hors de leur intervalle naturel [0,1]. La vitesse à laquelle la baisse de prix est répercutée est une question théorique connexe qui a également suscité plusieurs études. Sur ce point encore la nature de la concurrence sur le marché et les caractéristiques du marché sont les déterminants principaux de la vitesse de répercussion.

Les travaux empiriques portant sur les effets d'une baisse de taxe sur les produits sont peu nombreux et aboutissent à des résultats parfois contradictoires. Les études empiriques visant explicitement à évaluer l'efficacité d'un dispositif de baisse de TVA n'apparaissent dans la littérature économique que dans les années 2000, l'objectif jusqu'alors étant plutôt de vérifier si des épisodes de hausse de taxe avaient pu conduire à des phénomènes de "sur-répercussion" ¹.

Ce travail vise à apporter une estimation de l'effet propre de la baisse de TVA dans la restauration intervenue en juillet 2009 sur les prix à la consommation. Pour cela, nous nous appuyons sur les relevés de prix réalisés par les enquêteurs de l'Insee pour produire l'indice des prix à la consommation. Dans le cadre de cette production, l'Insee suit un grand nombre de produits, notamment dans la restauration, et les enquêteurs retournent, tous les mois, observer les mêmes produits. Il est donc possible d'isoler, dans les variations de prix observées, les conséquences de la baisse de la TVA sur les prix pour un panel de restaurants.

Dans la suite de ce document, nous décrivons d'abord la nature du programme de baisse de la TVA sur les produits consommés sur place dans la restauration, puis nous présentons les données, notre stratégie d'identification des effets du programme et enfin les résultats que nous obtenons

^{1.} Autrement dit une répercussion de variation de prix plus que proportionnelle à la hausse de taxe.

2 La baisse de la TVA : de quoi s'agit-il?

2.1 Le « contrat d'avenir »

L'idée de baisser la TVA dans la restauration est ancienne mais s'est d'abord heurtée à plusieurs reprises aux règles européennes. Finalement, les obstacles, notamment l'opposition de l'Allemagne, ont été levés fin 2007, permettant aux pays qui le souhaitent de procéder dans ce secteur à d'éventuelles baisses de la TVA. Début 2008, le gouvernement français engage une négociation dans ce sens avec les organisations professionnelles de la restauration. Le 28 avril 2009, un protocole d'accord est signé entre le gouvernement et les organisations professionnelles. Ce document, le « contrat d'avenir », fixe le principe d'une baisse de la TVA en contrepartie d'un engagement de la profession (voir encadré p. 2.1). Ce contrat symbolique n'a pas de valeur juridique mais propose des objectifs chiffrés à un horizon de 24 mois, en contrepartie de la baisse de TVA.

La loi 2009-888 du 22 juillet 2009 (dite « de développement et de modernisation des services touristiques» – article 22-III de la loi précédente qui modifie le (m) de l'article 279 du code général des impôts) et l'instruction fiscale 3 C-4-09 du 30 juin 2009 précisent les modalités de la mesure. Le taux de TVA est abaissé à 5,5% en France continentale ² au 1^{er} juillet 2009 pour la nourriture, préparée ou non, destinée à être consommée immédiatement sur place. En revanche, les produits à emporter et les boissons alcoolisées sont exclus de cette mesure. La baisse de la TVA s'applique donc indépendamment du secteur d'activité. Toute entreprise qui produit un service de restauration, même s'il ne s'agit pas de son cœur d'activité, est donc concernée par la mesure.

La baisse de la TVA dans la restauration poursuit simultanément plusieurs objectifs. C'est en partie une aide aux entreprises – si la baisse n'est que partiellement répercutée dans les prix à la consommation, cette mesure augmente la marge unitaire sur chaque vente –, et en partie une tentative de dynamisation d'un secteur à l'activité déclinante – à travers le canal de la baisse des prix à la consommation, la demande sera stimulée, conduisant les entreprises du secteur à créer des emplois et à mieux rémunérer les salariés. Dans un tel design de politique économique, latitude est laissée aux entrepreneurs, sous le contrôle des forces du marché, d'arbitrer entre ces deux objectifs en « choisissant » l'ampleur de la baisse des prix à la consommation optimale. Plus la baisse de prix est importante, plus la redynamisation est susceptible d'être efficace; moins la baisse de prix est importante, plus l'effet de subvention domine l'effet de redynamisation. En l'état, le contrat passé entre les syndicats du secteur et les pouvoirs publics propose un arbitrage ex ante d'un tiers de l'effort financier vers la redynamisation, à travers les baisses de prix pour les consommateurs. Les deux tiers restants sont consacrés à des subventions pouvant également avoir un impact indirect sur le dynamisme du secteur, mais d'abord concentrés sur d'autres objectifs. Dans l'esprit initial de la mesure, la répercussion de la baisse de TVA sur les prix de la restauration sera donc limitée à environ un tiers de l'effort financier total consenti par l'État.

^{2.} La Corse et les DOMs bénéficient aussi d'une réduction de taux, mais celle-ci est de moindre ampleur car le taux antérieurement appliqué était déjà relativement bas comparé au taux continental.

Encadré : le « Contrat d'avenir »

Par ce protocole d'accord, les restaurateurs s'engagent à redistribuer une partie de la hausse de chiffre d'affaires résultant de la baisse de TVA, selon les modalités suivantes :

- augmentation du salaire des employés dans le cadre de négociations paritaires;
- création en deux ans de 40 000 emplois de plus que la tendance, répartis en 20 000 emplois pérennes (CDI) et en 20 000 contrats d'apprentissage;
- modernisation et mise aux normes les établissements;
- baisse des prix pour le consommateur, en ciblant uniquement des produits de consommation commune; sur ces produits la baisse de TVA devra être intégralement répercutée afin que la baisse soit significative pour les consommateurs.

Dans le même temps, le précédent régime de subventions mis en place en mai 2006 est abrogé.

La baisse de la TVA doit déboucher sur une relance de l'activité dans le secteur, des créations d'emplois et des hausses salariales en partageant le surplus de chiffre d'affaires des restaurateurs en approximativement trois tiers : un tiers doit aller aux consommateurs via des baisses de prix, un tiers doit aller aux salariés par des revalorisations salariales et des embauches, et le dernier tiers est destiné aux restaurateurs.

En contrepartie, les restaurateurs qui s'engagent à respecter ce protocole bénéficient d'un label « TVA en baisse ». Le contrat d'avenir propose à ces restaurateurs une liste de dix produits parmi lesquels les restaurateurs qui souhaitent participer doivent choisir au moins sept éléments pour lesquels la baisse de TVA doit être répercutée intégralement. À cette condition seulement, le restaurateur peut afficher sa participation à l'opération. Cette liste comporte une entrée, un plat chaud, un plat du jour, un dessert, un menu plat-entrée, un menu plat-dessert, un menu enfant, un jus de fruit ou soda, une eau minérale, et enfin le café, le thé ou une infusion. Pour le cas des enseignes n'ayant pas une carte suffisamment diversifiée, la préconisation est de répercuter la baisse de TVA sur des produits représentant au moins un tiers du chiffre d'affaires de l'enseigne. Dans la restauration rapide, déjà en partie soumise à un taux préférentiel pour les produits à emporter, l'objectif est de diminuer le prix des menus de référence de 5%. Pour les cafetiers, le comportement préconisé est de répercuter la baisse intégralement sur le café, le thé et une boisson fraîche au choix.

Les modalités des baisses de prix préconisées par le gouvernement ont été arrêtées de manière à optimiser leur impact sur la demande. En effet, la baisse est concentrée sur un nombre restreint de produits, mais l'intégralité de la baisse de TVA doit y être répercutée. L'ampleur de 12% de cette baisse doit permettre de rompre les éventuelles rigidités dans les préférences des consommateurs ³.

^{3.} Si on fait l'hypothèse que le prix hors taxes ne change pas entre l'avant et l'après changement de taux de

2.2 Les mécanismes économiques à l'œuvre

Une baisse de taux de TVA engendre une marge correspondant au montant de la baisse de taux si la baisse n'est pas répercutée sur les prix à la consommation. Consommateurs et producteurs se partagent cette marge selon une clé de répartition liée au degré et à la nature de la concurrence sur le marché concerné par la baisse, et aux élasticités-prix de l'offre et de la demande.

Il peut être utile, à ce stade, de formaliser quelque peu. Nous suivons ici le raisonnement de Carbonnier (2008). Le prix de marché est le résultat de l'égalisation des quantités offertes et demandées. On fait l'hypothèse, raisonnable pour la restauration, que les quantités demandées dépendent essentiellement du prix du marché p à travers une fonction de demande $\mathfrak{D}(p)$. L'offre dépend quant à elle des prix de production (incluant une marge, qui est susceptible de varier) π . Sur ces prix s'applique une taxe t sur les produits proportionnelle aux prix de production, de sorte que le prix de marché découle du prix de production : $p = (1+t)\pi$. Dans ce modèle, l'offre est une fonction $\mathcal{O}(\pi)$. L'équilibre comptable offre-demande se traduit donc par l'égalisation des quantités offertes et consommées à tout instant et le prix de marché est solution de l'équation :

$$\mathfrak{D}(p) = \mathcal{O}(\frac{p}{1+t}) \tag{1}$$

Une variation exogène infinitésimale du taux de taxe dt se traduit par une évolution du prix de marché dp que l'on peut calculer par différentiation de la relation précédente :

$$\frac{dp}{p} = \underbrace{\frac{\mathcal{O}'(\frac{p}{1+t})}{\mathcal{O}'(\frac{p}{1+t}) - (1+t)\mathfrak{D}'(p)}}_{\tau} \frac{dt}{1+t}$$
(2)

où \mathcal{O}' et \mathfrak{D}' désignent les dérivées premières des fonctions d'offre et de demande. Dans un cadre de concurrence parfaite, l'offre est une fonction croissante ($\mathcal{O}' \geqslant 0$) et la demande une fonction décroissante ($\mathfrak{D}' \leqslant 0$) du prix à la consommation. Il en découle que le taux de transmission τ de la variation de taxes aux prix, défini par $\tau = \frac{dp}{p} / \frac{dt}{1+t}$, est compris entre 0 et 1. Cette quantité apparaît comme la fraction de la variation de taxe qui est répercutée dans les prix de marché. C'est aussi l'élasticité des prix à la taxe. Cette grandeur est essentielle pour identifier le comportement des prix à une variation de taxe et est au centre des investigations empiriques qui suivent.

Dans le cas d'un marché parfait (les offreurs et les demandeurs bénéficient d'une information et d'un pouvoir de marché symétriques), le taux de transmission est, comme examiné ci-dessus, compris entre 0 et 1, dépendant exclusivement des élasticités-prix de la demande et de l'offre.

TVA, le rapport des prix TTC avant et après est égal à $(1+5,5\%)/(1+19,6\%) \simeq (1-11,8\%)$, soit une baisse de 11,8% du prix TTC si l'intégralité de la baisse de TVA est répercutée dans les prix.

Dans un cadre de rationalité limitée du consommateur, une baisse de prix de faible ampleur risque, par un phénomène d'effet de seuil dans le comportement optimisateur des consommateurs, de ne pas avoir d'impact sur la demande si le consommateur juge la baisse trop peu significative pour qu'elle modifie ses arbitrages. Cette « dilution » de la mesure dans un trop grand nombre de prix baissés est une menace pour son efficacité que peu d'analyses empiriques se sont attelées à illustrer.

Dans le cas d'un marché imparfait, le taux de transmission peut être quelconque. Par exemple, en concurrence monopolistique, comme le secteur de la restauration est usuellement modélisé (localement, un grand nombre de clients fait face à un petit nombre de restaurants imparfaitement substituables), l'offre intègre comme variable la réaction de la demande et la relation (2) peut s'en trouver modifiée (cf annexe A pour une discussion détaillée sur le taux de transmission dans différentes configurations de marché).

Si l'intégralité de la baisse de TVA ne passe pas dans les prix à la consommation, la marge qui revient au producteur lui permet de verser un surcroît de rémunération aux facteurs de production (main d'œuvre, capital), ou d'investir, selon ses propres arbitrages ⁴. S'agissant de la la marge qui revient au consommateur, d'éventuels effets redistributifs peuvent également exister, lorsque le bien concerné par la baisse de TVA est consommé davantage par certaines catégories de ménages. Si une évaluation exhaustive des effets d'une baisse de TVA sur une économie devrait examiner tous ces mécanismes, le canal économique essentiel de la mesure est la variation des prix à la consommation, objet de la présente étude.

2.3 Les expériences de baisse de TVA et leurs évaluations

La littérature empirique sur l'incidence des impôts indirects est assez réduite. Elle repose essentiellement sur l'étude d'expériences naturelles, c'est-à-dire d'épisodes passés de variation de taxes indirectes dans les pays occidentaux. Ce thème d'étude connaît actuellement un regain d'intérêt, notamment du fait de l'utilisation par l'Union européenne des baisses de TVA comme une mesure de stimulation de l'emploi depuis la fin des années 1990. Nous nous limitons dans cette revue aux épisodes de baisse de la TVA et des "sales taxes", qui sont des taxes indirectes ad valorem payées aux États-Unis au moment des ventes et dont le niveau dépend des pouvoirs publics locaux. Nous nous concentrons sur les évaluations ex post⁵.

Historiquement, le premier objectif des études empiriques sur la taxation indirecte a été d'établir l'existence de sur-répercussion des hausses de taxe sur les prix à la consommation. Ce phénomène, possible théoriquement dans un petit nombre de cas de figure particuliers mais largement présent dans le débat public, consiste pour un producteur à répercuter une variation de taxe sur les prix à la consommation, mais de manière à ce que la variation de prix soit d'une ampleur supérieure à la variation induite par une répercussion totale de la taxe sur le consommateur. L'étude pionnière dans ce domaine est celle de Sidhu (1971), qui étudie les relations entre les taux de sales taxes et les indices de prix à la consommation entre 1954 et 1966 pour cinq secteurs de l'économie dans sept villes américaines. Sur ces cinq produits, tous sauf un ont vu leur prix augmenter avec une répercussion sur le consommateur de plus de 100% de la hausse de taxe. Dans le secteur des chaussures et des vêtements féminins, la hausse de prix est deux fois plus

^{4.} La "rémunération" de l'effort de baisse de prix est l'augmentation des parts de marché du restaurant relativement à sa concurrence, ce qui est à long terme l'objectif le plus désirable.

^{5.} Excluant de fait de cette revue les prévisions ex ante obtenues grâce à des modèles de demande micro-simulés.

ample que le changement du taux de taxe. Pour les produits alimentaires, une hausse d'un point de pourcentage de la taxe a été répercutée par plus de 4 points de pourcentage sur l'inflation du secteur. Selon Sidhu, l'existence de sur-répercussion des taxes sur le consommateur dans des secteurs considérés comme concurrentiels est due aux stratégies de fixation de prix des vendeurs (mesuré par le mark-up pricing) qui entrent en interaction avec le pur comportement de répercussion des changements du taux de taxe.

Près de trente ans plus tard, Besley & Rosen (1999) utilisent des séries de prix de 12 produits plus homogènes que ceux du panel de Sidhu, dans 155 villes entre 1982 et 1990. Les variations de taxe mêlent des hausses et des baisses. Choisir des séries précisément définies permet d'éviter les variations de prix dues à des effets de structure ou à des redéfinitions du calcul des indices. Les estimations sont contrôlées par des mesures des coûts de production du secteur, leur localisation et la saisonnalité. Bien que de nombreuses séries montrent une répercussion totale de la taxe sur le consommateur, plus de la moitié des estimations détectent la présence de sur-répercussion. De plus, ce résultat est robuste à un certain nombre d'augmentations, comme l'addition de coûts de transport, ou d'un terme quadratique pour l'effet de la taxe. Les auteurs concluent comme Sidhu que le secteur de la vente de détail n'est pas parfaitement concurrentiel et que la stratégie de fixation des prix par les vendeurs de détail explique ces phénomènes de sur-répercussion, même si les biens sont produits sur des marchés concurrentiels.

À l'inverse, Poterba (1996) ne retrouve pas, sur des données sectorielles plus agrégées, de phénomène de sur-répercussion. Il étudie deux panels d'indices de prix à la consommation, calculés par le Bureau of Labor Statistics américain. Le premier est composé de huit villes américaines ayant vu leur fiscalité indirecte changer entre 1947 et 1977, et le second, entre 1925 et 1939, concerne treize villes américaines, elles aussi ayant connu des changements de taux. Les secteurs étudiés sont ceux des soins à domicile et de l'habillement. Pour cela, Poterba compare la progression trimestrielle des indices de prix dans les villes ayant connu une variation – à la hausse comme à la baisse – de taxe à la progression de l'indice national dans le même secteur, qu'il considère comme un bon contrefactuel de l'évolution locale des prix du secteur en l'absence de changement de taxe. Poterba contrôle les effets du cycle économique, pour obtenir un effet causal précis de la baisse de taxe sur les prix. Pour la période 1947-1977, il conclut que l'effet d'une variation de taxe n'est pas statistiquement significativement différent de la répercussion à 100%, sauf pour 3 séries sur 24. En revanche, pour la période 1925-1939, il estime que seuls 60% du changement de taxe est répercuté sur les consommateurs en moyenne. De plus, cet effet est statistiquement inférieur à la répercussion à 100%. Enfin, l'étude des modalités temporelles de la baisse montre que la baisse des prix est graduelle, mais que le gros de la variation se joue immédiatement (i.e. le même trimestre que la baisse de la taxe). Pour expliquer son résultat discordant avec Sidhu et que retrouveront plus tard Beasley et Rosen, il invoque lui aussi les stratégies de fixation de prix des vendeurs mais surtout la structure du marché. Avant la Seconde guerre mondiale, la concurrence passe en effet pour moins intense qu'après 1945 dans ces secteurs, ce qui expliquerait la moindre répercussion de la baisse de TVA sur le panel le plus ancien.

L'apparente divergence de ces études pionnières peut venir du fait que dans les estimations précédentes, hausses et baisses de taxes sont étudiées ensemble sans distinction. Or l'effet d'une hausse et d'une baisse de TVA est rarement d'une ampleur et d'une vitesse équivalentes, à variation de TVA égale, comme l'ont depuis souligné plusieurs études théoriques. Confondre hausses et baisses de TVA risque donc de brouiller les estimations des taux de répercussion. Le degré de concurrence des marchés concernés est également un facteur déterminant qui interagit pour expliquer l'ampleur de la baisse.

L'hypothèse d'une asymétrie entre hausse et baisse de taxe indirecte est étudiée par Carbonnier (2005), qui utilise deux expériences françaises de hausse puis de baisse généralisée du taux de TVA: en 1995, la TVA a été haussée de 2 points de pourcentage à 20,6%, avant d'être ramenée à 19,6% en 2000. Pour cela, il estime séparément l'impact des variations de TVA dans divers secteurs de l'économie française différant par leur technologie de production. Il observe les indices de prix sectoriels de l'Insee et utilise une stratégie de doubles-différences. L'impact des variations de TVA est purgé d'éventuels effets de variation de coûts de production et comparé à un groupe de contrôle – les livres – dont le taux est resté inchangé sur toute cette période. Carbonnier conclut que pour les biens dont la production est intensive en travail, la hausse moyenne des prix par point de TVA est bien plus importante que la baisse (91% contre 22%, qui sont significativement différents l'un de l'autre) alors que pour les biens intensifs en capital, l'effet-prix par point de TVA de la hausse est de 52% et la baisse est de 130%. Concernant la vitesse de répercussion, Carbonnier retrouve comme Poterba que l'effet apparaît graduellement, mais avec un laps de temps total ne dépassant jamais quatre mois et toujours avec une intensité fortement décroissante. Un secteur comme celui de la restauration, intensif en travail plutôt qu'en capital, est donc susceptible de connaître des asymétries importantes entre hausse et baisse de taux de TVA: une baisse de TVA ne serait pas forcément répercutée sur les prix avec beaucoup d'ampleur.

L'institut "Copenhagen Economics" (2007) étudie, pour la commission européenne, l'impact de changements de TVA sur les prix de treize secteurs intensifs en travail, dans six pays différents. Sept hausses et six baisses sont ainsi étudiées. La stratégie d'identification utilisée repose sur une analyse en séries temporelles des indices sectoriels de prix harmonisés. De manière cohérente avec Carbonnier (2007), les résultats montrent que les baisses ont moins d'impact sur les prix que les hausses de TVA.

Les baisses récentes de TVA en Europe, qui ciblent des secteurs intensifs en travail peu qualifié mais très concurrentiels, présentent des caractéristiques ambigues quant à l'ampleur de la répercussion des baisses de TVA sur les prix à la consommation.

Les premières estimations économétriques des réductions récentes de TVA se concentrent sur la Finlande. Kuosonen (2010) étudie le secteur des coiffeurs et barbiers, pour lesquels le taux passe de 22 à 8% en janvier 2007. Kuosonen compare les prix des coiffeurs à celui des salons de

massage avant et après la baisse de TVA, selon une stratégie de doubles-différences. Il utilise pour cela les observations de prix servant à mesurer l'IPC dans ces secteurs entre 2002 et 2009 ainsi qu'une autre base de données spécialement créée pour quantifier l'impact de la mesure. Selon ses résultats, la proportion de la baisse de TVA répercutée sur les prix à la consommation est approximativement de 50%, avec une grande hétérogénéité en fonction du type de point de vente.

Harju & Kuosonen (2011) utilisent une autre expérience naturelle en s'intéressant à une baisse de TVA de 22 à 13% dans la restauration instaurée en juillet 2010. Ils collectent eux-même, pour un échantillon représentatif de restaurants, des prix jugés emblématiques et construisent un indice synthétique de prix propre à chaque point de vente. Divers contrefactuels tels que les restaurants en Estonie, les boissons alcoolisées ou le secteur de l'hôtellerie en Finlande sont utilisés dans une stratégie d'estimation de doubles-différences. Le résultat principal fait état d'une baisse de prix de 2,1% suite à la baisse de TVA, là où une répercussion totale aurait conduit à une baisse de 7,4%. Le taux de transmission est donc inférieur à 30%. Une forte hétérogénéité apparaît encore dans l'ampleur de la répercussion, en fonction du type de point de vente, des produits vendus et de la taille des restaurants. Dans ces deux cas de figure, la difficulté est de déterminer l'ampleur de l'effet moyen de la mesure (c'est-à-dire celui qui toucherait le consommateur "représentatif") à partir des baisses de prix estimées.

Les résultats empiriques évaluant l'ampleur de la répercussion des taxes indirectes sur les prix du secteur sont donc plutôt divergents. Les causes évoquées pour expliquer cette diversité de résultats concernent la structure des marchés concernés (comportements spécifiques de l'offre et de la demande, et degré de concurrence essentiellement) et certaines caractéristiques propres aux entreprises au sein de chaque marché. Au regard des expériences de baisses de TVA récentes déjà étudiées empiriquement, l'ampleur des effets sur les prix d'une baisse de TVA sur les prix de la restauration en France pourrait être limitée.

Depuis 2009, des travaux ont été conduits en France pour estimer l'impact de la baisse de la TVA dans les produits à consommer sur place. Dans son rapport d'évaluation de la mesure présenté devant le Sénat, Houel (2010) mesure la différence entre l'évolution des prix dans le secteur de la restauration calculée par l'Insee et l'évolution du niveau général des prix. Il en conclut que la baisse de TVA a eu un effet maximal sur les prix du secteur de 2,6% en avril et mai 2010, pour revenir à 2,1% en août 2010. Si l'ampleur de la baisse est jugée « un peu décevante » par le rapporteur, il insiste néanmoins sur le fait que son impact total ne s'est peut-être pas encore totalement manifesté ⁶. Pour Dauvergne (2012), qui prolonge cette analyse sur une période allant jusqu'en décembre 2011, l'effet dépasse définitivement le seuil de -2,5% au début de 2011 pour fluctuer entre -2,5% et -3% au cours de 2011. L'Insee, en observant les taux d'inflation du secteur de la restauration en glissement annuel, fait état d'une baisse moyenne d'approximativement 2% dans les prix du secteur, si on compare les années 2008 et 2009 (Insee 2009). Enfin, Trannoy

^{6. (}Houel 2010), p. 26.

(2011) mesure l'effet de la baisse de TVA dans la restauration en France en comparant les prix de l'indice de prix dans la restauration et les cafés avec l'indice de prix dans les cantines. Il conclut que la proportion de la baisse de TVA répercutée sur les prix à la consommation est de 45% en dix-huit mois, dont seuls 19 points étaient acquis dès le mois de juillet. Ce résultat suggère que l'effet serait même supérieur à l'objectif fixé par le contrat d'avenir. Quoiqu'il en soit de leurs divergences, ces travaux suggèrent l'existence d'un impact significatif sur les prix à la consommation.

Les évaluations existantes restent à ce stade ambigues et l'ampleur de l'effet de la mesure sur les prix n'est pas précisément connue. Par ailleurs, un élément inédit apparaît dans le cas français de la restauration : les restaurateurs ont fixé eux-même, en le négociant avec les pouvoirs publics, un taux de transmission cible. Cette nouvelle donnée a un effet indéterminé sur l'ampleur de la baisse de prix ⁷.

3 Les données

Pour mesurer l'effet de la baisse de TVA sur les prix de la restauration, nous exploitons les données de prix relevés par les enquêteurs de l'Insee pour construire l'indice des prix à la consommation (IPC). Cet indice a pour vocation de mesurer l'évolution des prix TTC des biens consommés par les ménages. Il est construit pour mesurer l'évolution des prix d'un panier de biens représentatif de l'ensemble de la consommation des ménages français.

L'IPC est un indice de Laspeyres chaîné annuellement. Outre l'indice d'ensemble, sont également publiés tous les mois les indices de 161 regroupements sectoriels (appelés sous-classes). La nomenclature de diffusion COICOP ⁸ est normalisée au niveau européen jusqu'à une désagrégation de la consommation en 86 classes. Des indices harmonisés sont publiés tous les mois par l'ensemble des pays européens pour ces 86 classes. L'Insee calcule aussi mensuellement des indices pour 300 postes de consommation, à un niveau de désagrégation de la consommation plus fin que celui des 161 sous-classes. Les indices des 161 sous-classes sont obtenus par agrégation des indices de postes et les indices de classes par agrégation des indices de sous-classes. Afin d'établir ces indices de prix, les enquêteurs de l'Insee effectuent 200 000 relevés de prix d'articles dans 27 000 points de vente tous les mois. Les articles suivis se rapportent à des variétés de produits représentatives du poste auquel elles se rattachent. Les variétés de produits et les points de vente de l'échantillon IPC sont représentatifs de la consommation des ménages, tant en ce qui concerne sa répartition par variété de produits que par lieux géographiques d'achat. Pour connaître l'évolu-

^{7.} Cette cible peut en effet encourager les restaurateurs à faire un effort supérieur à ce que les conditions structurelles de marché permettent, afin d'éviter une image négative en cas de non-atteinte des objectifs. À l'inverse, fixer un taux de transmission qui semble relativement bas au premier abord peut les inciter à se contenter d'un taux moyen de transmission inférieur à ce qui aurait été constaté dans le cas d'une baisse non assortie d'objectifs publics chiffrés. Cette intéressante question n'a pas été traitée spécifiquement ici.

^{8.} Classification Of Individual COnsumption according to Purpose

tion des prix, les enquêteurs retournent relever le prix des mêmes articles ⁹ dans les mêmes points de vente tous les mois. Chaque produit suivi pèse, dans l'indice, en proportion de la dépense de consommation des ménages observée, pour ce type ¹⁰ de produit, au cours de l'année précédente.

En France métropolitaine et dans le secteur de la restauration et des cafés, la base de données comprend environ 600 000 observations de prix effectuées entre avril 2003 pour les plus anciennes et avril 2011 pour les plus récentes utilisées dans cette étude. Ces observations sont menées dans près de 2900 points de vente situés dans 96 agglomérations de France métropolitaine. Par ces observations, il est possible de recomposer l'évolution des prix de 32 variétés rattachées aux 7 postes qui forment la classe restauration et cafés (tableau 1). Un identifiant permet de suivre les prix se rapportant à un même produit dans un point de vente au cours du temps et de noter les ruptures dans les séries d'observations. Nous pouvons ainsi construire une série de prix cohérente et homogène dans cette base : un produit donné est suivi dans le temps dans un même point de vente jusqu'à ce qu'un remplacement ait lieu ¹¹. Chaque remplacement est interprété comme l'apparition d'un nouveau produit homogène.

L'Insee suit par ailleurs, pour chaque variété de produit et tous les mois, le taux de TVA s'y appliquant. Cette variable permet d'identifier précisément les variétés de produits suivies dans l'IPC qui ont fait l'objet d'une baisse de taux de TVA en juillet 2009. On peut ainsi par exemple calculer la baisse des prix qui aurait été vue sur l'indice des prix de la sous-classe restauration 11.1.1 si l'intégralité de la baisse de TVA avait été répercutée dans les prix à la consommation. Cette baisse se serait élevée à 9,8% (voir tableau 2) dans l'indice de la sous-classe restauration ¹².

À partir des relevés de prix, l'Insee calcule des indices d'évolution de prix pour des regroupements de produits de plus en plus agrégés (voir tableau 1), en correspondance avec la nomenclature internationale COICOP (classification of individual consumption by purpose). Certains de ces

- 9. Si, au cours de l'année, l'article suivi disparaît du point de vente, il est remplacé par un nouvel article ayant le même usage aux yeux du consommateur. La sélection du nouvel article s'opère au sein de la même variété de produit et selon des règles de proximité de caractéristiques codifiées. Le mois de disparition, comme il n'est pas possible d'observer une variation de prix, diverses règles d'imputation sont appliquées. Ces règles tiennent à la différence de prix entre articles remplacé et remplaçant ainsi qu'aux observations de variation de prix effectivement réalisées dans la même agglomération le mois concerné pour les articles appartenant à la même variété.
- 10. Le type est caractérisé par la variété de produit considérée, la forme de vente à laquelle appartient le point de vente dans lequel le prix est relevé et l'agglomération d'appartenance. L'échantillon de l'IPC est fondé sur une méthode de quotas liée aux catégories précédentes.
- 11. Les remplacements de produits sont systématiquement signalés. Ce remplacement peut être contraint, si le produit à observer n'est pas disponible dans le point de vente; il peut aussi être volontaire, afin d'adapter l'échantillon des produits observés à l'évolution des modes de consommation des ménages français.
- 12. Cela ne veut pas dire que les prix dans l'économie réelle devraient baisser d'autant; l'ampleur de cette baisse dépend de la composition des échantillons observés par l'Insee. Les estimations de la baisse basées sur la comptabilité nationale (voir Houel (2010) et Dauvergne (2012)) donnent un résultat d'une ampleur moindre, autour de -7,2%. En revanche, comme il s'agit de la base de données dont nous nous servirons pour estimer l'effet de la mesure, il sera cohérent d'observer le taux de transmission calculé à partir de cette baisse théorique de -9,8%.

Table 1 – Intitulé des postes entrant dans la composition de la fonction de consommation $H\^{o}tels$, $caf\'{e}s$, restaurants.

Division	Groupe	Classe	Sous-classe	Poste
		11.1.1.	11.1.1.1. Restauration	11.1.1.1.1. Repas traditionnel dans un restaurant 11.1.1.1.2. Repas en libre-service et restauration rapide
	11.1. Restauration et cafés	Restauration et cafés	11.1.1.2. Consommation dans les cafés	11.1.1.2.1. Café et autres boissons chaudes 11.1.1.2.2. Vin 11.1.1.2.3. Bière et cidre 11.1.1.2.4. Spiritueux 11.1.1.2.5. Boissons non-alcoolisées
11. Hôtels, cafés,		11.1.2. Cantines	11.1.2.1. Repas dans un restaurant scolaire ou universitaire.	11.1.2.1.1. Repas dans un restaurant scolaire ou universitaire
restaurants			11.1.2.2. Repas dans un restaurant d'entreprise ou d'administration	11.1.2.2.1. Repas dans un restaurant d'entreprise ou d'administration
	11.2.	11.2.1.	11.2.1.1. Hôtellerie y compris pensions	11.2.1.1.1. Locations de chambres d'hôtel 11.2.1.1.2. Pensions et demi-pensions dans les hôtels
	Services d'hébergement	Services d'hébergement	11.2.1.2. Internat scolaire et universitaire	11.2.1.2.1. Frais d'internat scolaire, résidences universitaires, foyers
			11.2.1.3. Hébergement de vacances	11.2.1.3.1. Hébergements de vacances ou de loisirs 11.2.1.3.2. Terrains de camping et auberges de jeunesse

Note de lecture : la fonction de consommation (division) hôtels, cafés, restaurants, codée 11 dans la COICOP, est constituée de deux groupes, trois classes, sept sous-classes et quatorze postes. Pour chacun de ces regroupements, il existe une série d'indice de prix à la consommation de fréquence mensuelle. Les postes théoriquement touchés par la baisse de TVA dans la restauration figurent en gras. Les postes en question peuvent toutefois aussi comprendre des variétés de produits qui ne sont pas concernées par la baisse de TVA intervenue en juillet 2009. Nous limitons notre étude sur la baisse de TVA à la portion du tableau isolée par les traits gras.

Remarque : l'intitulé restauration et cafés s'applique à la fois à un groupe et à une classe. Quand il s'agit de l'indice du groupe, celui-ci intègre également le prix des cantines, alors que ce n'est pas le cas lorsqu'il s'agit de l'indice, plus restreint, de la classe.

indices regroupent essentiellement des produits concernés par la baisse de la TVA. Par ailleurs, d'autres indices regroupent des produits vendus dans la restauration mais non touchés par la TVA. Le rapprochement des deux types de séries d'indices donne un éclairage intéressant de l'impact de la baisse de la TVA sur les prix.

On travaille ici au niveau des postes de la nomenclature COICOP (voir table 1). Les postes concernés par la baisse de la TVA concernent presque exclusivement le groupe restauration et cafés, à l'exception d'un poste dans le groupe services d'hébergement qui comptabilise les pensions et demi-pensions dans les hôtels. Nous choisissons ici de négliger ce dernier poste dans notre étude car l'effet de la baisse de TVA y est peu intense et pose des problèmes d'identification spécifiques.

Dans le groupe restauration et cafés, nous excluons également la classe des cantines qui n'est pas directement concernée par la réforme : les services de cantines scolaires étaient déjà soumis à un taux de TVA à 5,5% avant juillet 2009, et le régime de TVA des produits vendus en restaurants d'entreprises dépend de l'organisation, en sous-traitance ou non, de la prestation. Ainsi, s'il est probable que certains produits de la classe des cantines soient affectés par la baisse de TVA, l'effet est sans doute limité et difficilement identifiable.

Sur les sept postes de la classe restauration et cafés étudiée ici, quatre postes incluent des produits concernés par la baisse de la TVA. Les indices de regroupements calculés par l'Insee sont, de fait, diversement touchés par la baisse de la TVA. Ainsi, un produit dont le taux de TVA baisse de 19,6% à 5,5% connaît une baisse de prix 13 de 11,8%, dans l'hypothèse où l'intégralité de la baisse est répercutée dans les prix. Sous la même hypothèse, la baisse est en générale plus faible pour les indices de regroupements, ces derniers comprenant aussi des produits dont la TVA ne baisse pas. Le tableau 2 indique la baisse attendue des indices de regroupements COICOP si l'intégralité de la baisse de TVA est répercutée dans les prix. Cette information est la valeur dt/(1+t) de la relation (2) qui permettra d'évaluer la proportion de baisse de TVA qui se transmet in fine aux prix, et donc de comparer des évaluations sur des produits inégalement touchés par la mesure.

4 Quelques statistiques descriptives

Les données que nous utilisons couvrent la période 2003-2011. Pour éviter de devoir intégrer dans l'analyse les importantes perturbations des prix liées au passage à l'euro dans le secteur de la restauration, nous ne nous intéressons qu'aux données postérieures à décembre 2002 ¹⁴. Les valeurs postérieures à décembre 2011 sont exclues, pour éviter que la hausse du taux intermé-

^{13.} Voir note de bas de page N^o 3.

^{14.} Berardi, Eife & Gautier (2012) ont montré que le passage à l'euro a entraîné dans le secteur de la restauration en France des variations hétérogènes de prix. Ces variations apportent une variabilité artificielle dans l'échantillon en 2002. Nous choisissons donc de sélectionner les observations à partir de 2003 seulement.

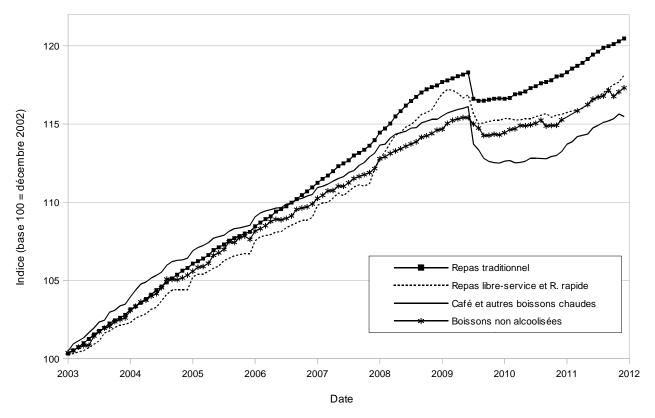
TABLE 2 – Baisse théorique des indices de prix de regroupements COICOP si la baisse de TVA était intéégralement répercutée dans les prix

Regroupement COICOP					
Nom	Code	(en $\%$)			
Restauration et cafés	11.1.1	9,8			
Repas traditionnel dans un restaurant	11.1.1.1.1	10,4			
Repas en libre service et restauration rapide	11.1.1.1.2	10,4			
Café et autres boissons chaudes	11.1.1.2.1	11,8			
Boissons non-alcoolisées	11.1.1.2.5	11,8			
Cantines	11.1.2	0,0			
Repas dans un restaurant d'entreprise ou d'administration	11.1.2.2.1	0,0			
Services d'hébergement	11.2.1	0,4			
Pensions et demi-pensions dans les hôtels	11.2.1.1.2	3,2			

Note : Calcul effectué à l'aide du taux de TVA observé par l'Insee pour chaque variétés de produits contribuant aux regroupements concernés et en prenant en compte le poids (ceux de l'année 2009 ont été retenus, par cohérence) de la variété dans le regroupement utilisé dans le calcul d'indice. Ainsi, les baisses obtenues correspondent, pour chaque regroupement, à ce qui devrait être observé au niveau de l'indice si l'intégralité de la baisse de TVA était répercutée dans les prix des produits concernés par la baisse de TVA (facteur dt/(1+t) de la relation (2)). Les regroupements ne figurant pas dans cette table ne sont pas affectés par la baisse de la TVA.

diaire de TVA de 5,5% à 7% touchant le secteur de la restauration en 2012 n'interfère dans les estimations. Ce sont finalement des séries temporelles de fréquence mensuelle que nous utilisons sur une durée totale de neuf ans. Il est clair, au vu des éléments tracés dans le graphique 1 que les prix des produits concernés par la baisse de la TVA ont baissé en juillet 2009. L'amplitude de la baisse est variable et laisse présager une hétérogénéité de l'effet sur les postes.

FIGURE 1 – Évolution des indices de prix des postes de la classe restauration et cafés touchés par la baisse de TVA entre 2003 et 2011.



Source : indices de prix à la consommation spécifiques à chaque poste calculés par l'Insee.

Les tableaux 3, 4 et 5 donnent respectivement le nombre d'observations élémentaires de prix figurant dans la base de données de l'IPC pour le champ examiné au cours des mois successifs, la proportion de baisses de prix et la distribution de variations mensuelles de prix. Le nombre d'observations effectives (tableau 3) est stable sur la période, avec une légère baisse en été due à la fermeture annuelle pour congés de points de vente ainsi qu'aux congés d'enquêteurs. L'année 2009 ne montre pas d'attrition particulière dans la base de données. Le tableau 4 montre que les baisses de prix sont beaucoup plus nombreuses au cours des mois de l'été 2009 que pour les années 2007, 2008 et 2010. On note aussi que ces baisses de prix concernent malgré tout un effectif mensuel relativement limité, le maximum de baisses étant observé en juillet 2009, la proportion s'élevant alors à 14%. Ainsi, il faut retenir que la baisse moyenne calculée dans cette étude correspond en fait à une baisse importante concentrée sur un nombre restreint de

produits, conformément aux prescription énoncées dans le Contrat d'avenir. En contrepartie, pour ces produits, l'ampleur de la baisse est importante, ainsi qu'en témoigne le tableau 5 : alors que les baisses de prix de 10% à 20% ne sont pratiquement jamais observées en temps ordinaire (par exemple dans l'année 2007), elles concernent près de 7% des transitions de prix entre juin et juillet 2009.

Table 3 – Fréquence des observations

Mois	Année	2006	2007	2008	2009	2010	Moyenne par mois
janvier		5500	5612	5409	5523	5500	5509
février		5480	5559	5399	5495	5393	5465
mars		5664	5634	5521	5596	5452	5573
avril		5706	5626	5499	5603	5597	5606
mai		5662	5542	5418	5605	5585	5562
juin		5612	5580	5565	5603	5604	5593
juillet		5540	5555	5607	5471	5517	5538
août		4730	4689	4848	4826	4826	4784
septembre		4797	4618	4816	4911	4899	4808
octobre		5624	5430	5474	5599	5535	5532
novembre		5585	5475	5527	5594	5511	5538
décembre		5664	5515	5656	5698	5709	5648
Moyenne annuelle		5464	5403	5395	5460	5427	

Champ: relevés IPC de la classe COICOP Restauration (11.1.1);

Source: Insee. Calcul des auteurs

À ce stade, il est possible d'évaluer un effet moyen de la mesure propre à chacun des secteurs de la restauration représentés dans le graphique 1 en choisissant un contrefactuel adapté. Les autres postes de la classe restauration et cafés nous offrent des contrefactuels potentiels issus du même secteur d'activité et qui sont a priori non affectés par la baisse de TVA. En effet, ces autres postes comprennent les produits alcoolisés, exclus du champ de la baisse de la TVA et dont l'évolution des prix est comparable car soumise aux mêmes aléas. À partir des effets moyens de la mesure sur chacun de ces postes, il est ensuite possible de recomposer un effet moyen de la baisse de TVA à des niveaux plus agrégés en utilisant le système des pondérations appliqué par l'Insee ¹⁵.

Nous nous concentrons à présent sur l'évolution de l'indice de la classe restauration et cafés entre 2003 et 2011 représentée dans la figure 2. À ce niveau de désagrégation de la nomenclature, les indices sont normalisés au niveau européen, ce qui autorise notamment des comparaisons entre pays. La contrepartie de se placer à un niveau très agrégé est qu'on perd en finesse d'identification des produits concernés par la baisse de la TVA. Néanmoins, l'essentiel de la classe est

^{15.} Par souci de cohérence, nous utilisons systématiquement le système de pondérations datant de 2009, car il représente la part représentative de chaque poste dans la composition du groupe au moment de la mesure. Nous ne tenons alors pas compte du fait que les Français vont peut-être davantage se rendre au restaurant dès juillet 2009 et de cet effet de la demande sur les prix.

Table 4 – Les baisses mensuelles de prix dans la base de données (en pourcentage des observations)

Mois	Année	2006	2007	2008	2009	2010	Moyenne par mois
janvier		0,44	0,48	0,41	0,42	0,95	0,54
février		0,27	0,16	0,24	0,31	0,46	0,29
mars		0,34	0,21	0,18	0,45	0,46	0,33
avril		0,19	0,18	0,36	0,66	0,55	0,39
mai		0,21	0,31	0,42	0,71	0,45	0,42
juin		0,37	0,32	0,2	0,52	0,39	0,36
juillet		0,32	0,23	0,18	14,11	0,31	3,03
août		0,27	0,36	0,29	3,13	0,33	0,88
septembre		0,31	0,48	0,48	1,63	0,57	0,69
octobre		0,25	0,29	0,35	0,89	0,21	0,40
novembre		0,27	0,4	0,36	0,86	0,36	0,45
décembre		0,26	0,24	0,25	0,74	0,23	0,34
Moyenne annuelle		0,29	0,31	0,31	2,04	0,44	-

CHAMP: relevés IPC de la classe COICOP Restauration (11.1.1);

Source : Insee. Calcul des auteurs

Table 5 – Distribution des variations mensuelles de prix en 2007 et 2009 (en pourcentage des observations)

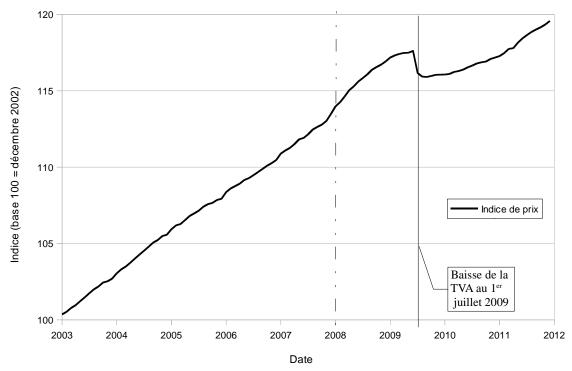
Mois					
Ampleur de l'inflation	juin-07	juil07	août-07	sept07	oct07
< -20%	0	0,02	0	0,02	0,02
de -20% à -10%	0,11	0,16	0,04	0,04	0,07
de -10% à -5%	0,05	0,04	0,13	0,19	0,11
de -5% à -2%	0,13	0,02	0,15	0,15	0,06
moins de - 2%	0,04	0	0,04	0,06	0,04
0%	96,86	96,44	96,37	96,34	96,17
moins de 2%	0,75	0,58	0,49	0,32	0,7
de 2% à 5%	0,81	1,12	1,11	1,23	1,29
de 5% à 10%	0,75	0,99	0,94	1,19	1,09
de 10% à 20%	0,48	0,58	0,68	0,32	0,41
> 20%	0,02	0,07	0,04	0,11	0,06

Mois Ampleur de l'inflation	juin-09	juil09	août-09	sept09	oct09
< -20%	0,05	0,44	0,04	0,1	0,11
de -20% à -10%	0,18	6,56	1,18	0,61	0,34
de -10% à -5%	0,16	4,31	1,16	0,53	0,25
de -5% à -2%	0,05	2,38	0,58	0,22	0,11
moins de - 2%	0,07	0,42	0,17	0,16	0,09
0%	97,41	83,22	95,57	97,09	98,05
moins de 2%	0,29	0,38	0,19	0,33	0,2
de 2% à 5%	0,79	0,69	0,5	0,33	0,25
de 5% à 10%	0,59	1,01	0,37	0,35	0,36
de 10% à 20%	0,29	0,53	0,21	0,22	0,21
> 20%	0,12	0,05	0,04	0,06	0,04

 ${\it CHAMP: relev\'es\ IPC\ de\ la\ classe\ COICOP\ \it Restauration\ (11.1.1)\ ;}$

Source : Insee. Calcul des auteurs

FIGURE 2 – Évolution de l'indice des prix de la classe restauration et cafés entre 2003 et 2011



Source: Insee.

concernée par la baisse de la TVA : sur les sept postes de consommation que couvre la classe restauration et cafés, les quatre postes concernés par la baisse de la TVA en juillet 2009 représentent 93% de la dépense de consommation des ménages associée à la classe en 2009.

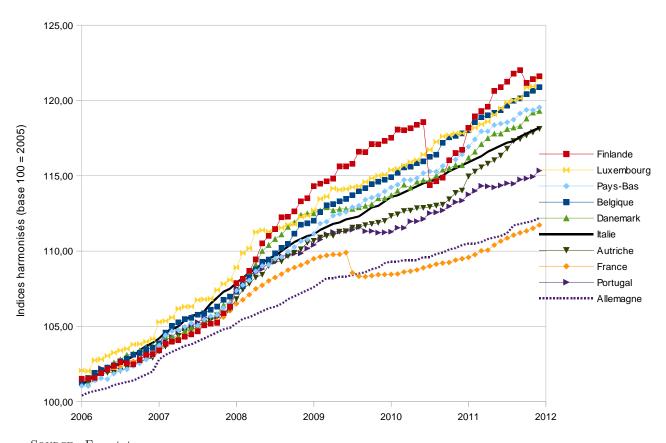
La baisse de l'indice de la classe restauration et cafés observée entre juin et juillet 2009, due à la baisse de la TVA dans les produits de restauration à emporter, est nettement visible : entre juin et juillet 2009, l'indice des prix de la classe restauration et cafés a connu une baisse de 1,24%. Par rapport à l'effet de la mesure, il s'agit certainement d'une borne inférieure puisque l'indice a connu, depuis le début des années 2000 une tendance à la hausse qu'il faudra neutraliser pour apprécier l'impact de la baisse de la TVA dans les prix. Par ailleurs, ce chiffre ne tient pas compte des baisses observées par la suite en août et en septembre 2009, dates auxquelles l'indice a encore diminué. Par rapport à un contrefactuel correspondant à l'évolution tendancielle de l'indice depuis 2003 et en cumulé de juin à août 2009, les prix de la classe restauration et cafés auraient baissé, du fait de la mesure 16, de 1,45% (à comparer à 9,8% attendus si l'intégralité de la baisse de la TVA était répercutée dans les prix – voir table 2). Ce chiffre constitue donc une première approximation, vraisemblablement basse, de l'impact de la baisse de TVA sur les prix des produits de la restauration à consommer sur place.

L'étude de la figure 2 met aussi en lumière un comportement surprenant des prix entre la fin de 16. Cette expression reste impropre ici puisque le contrefactuel n'est pas réputé totalement satisfaisant.

l'année 2007 et l'été 2009. Avant cette période, la progression des prix du secteur s'est révélée d'une grande stabilité, autour d'une tendance quasiment linéaire. À la fin de 2007, la linéarité est rompue et les prix progressent plus vite que lors de la période précédente. Une hypothèse expliquant un tel comportement des prix est l'anticipation éventuelle de la baisse de TVA de la part des restaurateurs français. La signature en avril 2009 (avant que la baisse soit effective) du contrat d'avenir atteste au moins que les restaurateurs étaient au courant de l'imminence de la mesure avant que celle-ci ne soit officiellement promulguée. Le modèle économétrique développé plus loin permet de contrôler ce phénomène.

Il est possible d'aller un peu plus loin dans l'analyse contrefactuelle descriptive, en travaillant en comparaison avec les trajectoires des classes restauration et cafés des autres pays européens. La figure 3 donne le tracé des différents indices d'un certain nombre de pays européens pour la classe considérée. Ces indices sont construits sur la base d'une méthodologie harmonisée et sont donc homogènes.

FIGURE 3 – Indices des prix de la classe restauration et cafés de différents pays européens entre 2006 et 2011.



Source : Eurostat.

L'accélération de l'inflation du secteur observée en France à partir de 2008 est visible conjointement dans la plupart des pays européens. Pourtant, tous les pays ne sont pas touchés par cette rupture de tendance. Sont peu concernés les pays dont la restauration est déjà assujettie à un taux réduit, comme l'Italie, ou ceux pour lesquels une baisse de TVA dans ce secteur est très improbable, comme l'Allemagne. Les indices européens sont construits sur des bases méthodologiques très voisines. Il fait donc peu de doute, étant donnée la clarté du phénomène dans la figure 3, que la cause de ce phénomène n'est pas d'échelle nationale mais plutôt européenne. Mais ce n'est pas davantage un cycle exogène commun à tous les pays européens, car tous n'y sont pas également soumis.

Nous ne cherchons pas ici à expliquer ce phénomène; nous nous limitons à suspecter qu'il peut s'agir d'un effet d'anticipation de la mesure, ressentie à travers plusieurs pays de l'Union européenne. Une interprétation possible de cette figure 3 est que les restaurateurs ont pu anticiper une baisse de TVA et ont augmenté leurs prix pour pouvoir le baisser plus tard sans trop amputer leurs marges. Au fur et à mesure que l'évènement se précise, les prix auraient alors progressé de moins en moins vite jusqu'à stagner lorsque la baisse de TVA devient certaine, en mars 2009.

Nous jugeons ce phénomène suffisamment important dans les données disponibles pour risquer de gêner l'estimation de l'effet sur les prix de la baisse de TVA dans la restauration et l'avons pris en compte dans la spécification pour éviter qu'il ne biaise les estimations.

5 Une stratégie d'identification en doubles-différences

5.1 Calcul d'impact

Pour mesurer l'effet d'une mesure de politique publique (appelée « traitement » dans le langage de l'évaluation) survenue à une date θ appartenant à un intervalle de temps $[t_1; t_2]$ sur lequel on dispose de données, nous utilisons une approche dite en « doubles-différences ». Cette stratégie consiste à comparer le comportement de plusieurs séries de données, certaines étant touchées par la mesure (dites « séries traitées ») et d'autres ne l'étant pas (dites séries de contrôle, ou contrefactuels). Si les séries de données sont choisies judicieusement, les contrefactuels témoignent, après la mesure, du comportement qu'auraient eues les séries traitées après la mesure si le traitement n'avait pas eu lieu. Moyennant quoi, il est alors possible, en comparant le comportement des séries traitées et non-traitées après la mesure, d'isoler l'effet causal de la mesure sur les séries traitées sous l'hypothèse implicite qu'en l'absence de traitement, les deux types de série auraient continué à avoir les mêmes trajectoires (Givord 2010).

Pour affiner la mesure de cet effet, il convient donc de rendre compte précisément, dans la modélisation économétrique, des écarts de trajectoires entre les séries traitées et les séries contrefactuelles avant le traitement, afin que les éventuelles différences intrinsèques de comportement entre les séries ne soient pas improprement assimilées à des effets du traitement. De même, les effets purement temporels communs aux séries traitées et aux séries de contrôle sont séparés de l'effet du traitement. On note $\pi_{i,t}^{k(i)}$ le taux d'inflation mensuel associée à une série i à une date t^{17} . Cette série appartient au groupe k (en l'occurrence le poste, ou un agrégat de niveau supérieur). La spécification économétrique que nous retenons en général dans ce papier pour expliquer la valeur de $\pi_{i,t}^{k(i)}$ est décrite par l'équation :

$$\pi_{i,t}^{k(i)} = \beta^k + \alpha^k . T_i + \sum_{j=-p}^n \left(\gamma_j + \delta_j^k . T_i \right) . \mathbf{1}_{t=\theta+j} + \Theta . \mathbf{1}_{t>\theta+n} + \Phi^k . \mathbf{1}_{t>\theta+n} . T_i + \psi . \mathbf{Z}_i + \boldsymbol{\xi} . \mathbf{U}_t + \varepsilon_{i,t}$$
(3)

Dans l'équation (3), la variable T_i désigne l'appartenance de la série i à l'ensemble des séries traitées. θ est la date de début du traitement et \mathbf{Z}_i et \mathbf{U}_t sont des vecteurs de caractéristiques propres à l'observation. Avec cette spécification en doubles-différences par groupe k, le coefficient δ^k_j mesure l'impact du traitement, pour les traités du groupe k, au $j^{\text{ième}}$ mois parmi l'un des p mois précédant ou des p mois suivant la date de mise en œuvre du traitement. Le coefficient Φ^k mesure l'effet mensuel moyen du traitement, pour les traités du groupe p0, au-delà des p1 premiers mois. Les autres termes de la régression permettent de réaliser l'estimation par doubles-différences, de contrôler des différentes tendances "avant/après" des groupes traités ou non traités ou de contrôler de l'existence d'effets fixes individuels ou temporels (variables d'appartenance à un mois, à un poste, à un mois croisé avec celle d'un poste, plus des effets additionnels discutés plus loin).

Les (δ_j^k) mesurent donc l'effet moyen de la baisse de la TVA sur les séries du groupe k en juillet 2009 (mois $j=\theta$), puis en août 2009 (mois $j=\theta+1$) et ainsi de suite jusqu'au $n^{\text{ième}}$ mois après la baisse de TVA. Les coefficients équivalents calculés avant la mise en place du traitement $(j \in \{-p, \dots, -1\})$ permettent de contrôler un effet d'anticipation éventuel. Nous estimons aussi les coefficients Φ^k , qui captent l'effet moyen après le $n^{\text{ième}}$ mois de la baisse de TVA sur l'inflation mensuelle des prix de chaque groupe traité k.

L'effet total de la baisse de prix sur le secteur est défini comme l'effet cumulé de ces inflations ou déflations successives 18 . On calcule deux mesures distinctes de l'effet total. La première mesure, de long terme (ici, on choisit de calculer un effet à 18 mois, soit l'effet cumulé de la mesure en décembre 2010), inclut les taux moyens différentiels d'inflation après le traitement dans son calcul. On note $(dp/p)_{LT}^k$ l'effet total de la baisse de TVA sur la série traitée du groupe k entre les dates θ et t_2 , qu'on définit comme :

$$\left(\frac{dp}{p}\right)_{LT}^{k} = \sum_{i=0}^{n} \delta_{j}^{k} + (t_2 - (\theta + n)) \cdot \Phi^{k}$$

$$\tag{4}$$

La seconde mesure détermine un effet de court terme, qui ne prend pas en compte l'effet moyen mensuel du traitement au-delà des n premiers mois de mise en œuvre de la baisse de TVA. On définit cette mesure comme :

^{17.} Ce taux d'inflation mensuel est exprimé en pour centage. Partant d'une série d'indices $I_{i,t}$ nous l'obtenons par la transformation $\pi_{i,t} \equiv \frac{I_{i,t}-I_{i,t-1}}{I_{i,t-1}}$. Lorsque la série se rapporte à un produit, il convient de substituer le prix du produit à l'indice dans l'expression précédente.

^{18.} En approximation linéaire, sous l'hypothèse que les inflations successives sont petites, l'effet cumulé est la somme.

$$\left(\frac{dp}{p}\right)_{CT}^{k} = \sum_{j=0}^{n} \delta_{j}^{k} \tag{5}$$

Pour ne pas imposer une hypothèse externe sur le laps de temps pendant lequel la baisse de TVA a un effet sur les prix, nous avons mené plusieurs régressions avec des n de plus en plus petits pour déterminer le nombre de mois pertinent. La « règle d'arrêt » que nous avons retenue consiste à considérer que l'effet de court terme dure tant qu'un δ_j^k au moins est statistiquement significatif. Le calcul du taux mensuel de long terme, Φ^k , porte alors sur la période située entre le premier mois où tous les δ_j^k cessent d'être statistiquement significatifs, à décembre 2010.

Enfin, lorsque les valeurs de $(dp/p)^k$ sont connues pour tous les groupes k, l'effet moyen $\overline{\frac{dp}{p}}$ (à court terme ou à long terme) de la mesure pour l'ensemble des produits du secteur K peut être recomposé comme la moyenne pondérée des différents effets estimés :

$$\frac{\overline{dp}}{p} = \sum_{k \in K} \lambda^k \cdot \left(\frac{dp}{p}\right)^k \tag{6}$$

où λ^k correspond au poids, dans le regroupement K, du groupe k tel qu'il figure dans l'IPC (pondération proportionnelle à la dépense de consommation des ménages). Le calcul du taux de transmission τ consiste à rapporter l'effet moyen précédent à la baisse de prix que l'on observerait sur le regroupement K si la baisse de TVA était intégralement répercutée dans les prix, conformément à la définition de ce taux proposée à l'équation (2).

L'inférence de ces résultats repose sur l'estimation de la variance des coefficients. Or l'existence d'autocorrélation temporelle des données peut biaiser les estimations de variance lors d'une estimation par moindres carrés ordinaires pour des modèles économétriques en doubles-différences. Pour tenir compte de ce problème, nous suivons lorsque c'est possible les préconisations de Bertrand, Duflo & Mullainathan (2004), en estimant une matrice de covariance qui traite la présence d'autocorrélation pour les observations successives de chaque série.

5.2 Choix des contrefactuels

Le rôle des contrefactuels est de représenter approximativement la manière dont les séries traitées se seraient comportées, si la mesure n'avait pas eu lieu. Toute la stratégie d'identification dépend de la qualité des contrefactuels retenus pour l'évaluation. Choisir un ou plusieurs contrefactuels plausibles, c'est-à-dire susceptibles d'avoir connu des évolutions temporelles semblables à celles des groupes traités, est donc une étape cruciale de l'estimation.

Pour que le contrefactuel soit considéré comme bon, il doit respecter deux propriétés fondamentales.

1. Il doit se comporter le plus fidèlement possible au groupe traité avant le traitement, connaître les mêmes tendances, être soumis aux mêmes cycles économiques.

2. Il doit n'être touché d'aucune manière par le traitement faute de quoi l'estimation de l'effet propre du traitement est biaisée.

Deux types de contrefactuels sont envisageables ici :

- Un contrefactuel s'appuyant sur un groupe de produit proches, au sens où ces produits répondent approximativement aux mêmes structures de coûts de production et aux mêmes cycles économiques que les produits affectés par la baisse de TVA; on peut penser aux produits vendus dans les restaurants mais non affectés par la baisse de TVA. La difficulté de ce type d'approche est que si le consommateur adapte sa consommation en substituant, dans sa consommation, des produits affectés par la baisse à des produits dont la TVA n'a pas baissé, alors la deuxième propriété (cf. supra) définissant un contrefactuel pertinent n'est plus respectée.
- Un contrefactuel fondé sur le suivi des mêmes produits que ceux affectés par la baisse de la TVA, observés dans des pays différents. On a vu que les indices de prix européens sont, jusqu'à un certain point, harmonisés et autorisent donc en principe cette comparaison. Mais la comparabilité des séries reste délicate car des cycles et dynamiques différents peuvent toucher les pays.

Par définition, il n'existe pas de test permettant d'établir avec certitude qu'un contrefactuel se comporte comme la série traitée en l'absence de la mesure car le comportement qu'auraient eu ces dernières en l'absence du traitement est inconnu. Il n'existe donc pas de procédure qui valide définitivement le choix d'un contrefactuel. En revanche, nous pouvons en éprouver certaines caractéristiques. Les méthodes à employer sont détaillées par Givord (2010). La plus communément employée consiste à appliquer le principe des doubles-différences à la seule période précédant le traitement et mener des tests « placebo ». Il s'agit de choisir aléatoirement des dates θ avant juillet 2009 et de vérifier qu'autour de dates où il ne s'est en réalité rien passé de particulier, la spécification (3) ne fait pas apparaître d'effet significatif associé au traitement imaginaire. Si c'est le cas, on peut craindre qu'il existe des différences significatives entre les différents groupes avant le traitement. En revanche, l'absence d'effet du traitement sur le contrefactuel est plus difficile à établir. Un examen graphique est aussi fréquemment employé (voir la partie 6.1).

Dans les produits vendus dans le secteur de la restauration et suivis dans l'IPC, trois séries d'indices de postes regroupant des produits alcoolisés sont explicitement exclues du dispositif de baisse de la TVA intervenue en juillet 2009. L'utilisation de contrefactuels fondés sur des produits vendus dans le secteur de la restauration garantit une logique de fixation de prix et des tendances pour les groupes de contrôle très similaires à ceux des groupes traités. L'inconvénient de cette proximité sectorielle est que les biens non-traités sont susceptibles de ne pas être consommés de façon parfaitement indépendante des biens touchés par la mesure. Pour éviter cet écueil, nous nous intéressons également à des comparaisons internationales lorsque c'est possible. C'est le cas, en particulier, sur des séries d'indices de prix se rapportant à des regroupement COICOP de produit identiques à ceux suivis dans l'IPC français. Dans ce cas, pour que la comparaison soit la plus pertinente possible, le pays à comparer à la restauration en France doit

avoir des caractéristiques économiques semblables. Nous comparons donc les inflations déduites des indices de prix à la consommation harmonisés dans la restauration en France et en Italie.

Nous retenons l'Italie car le taux de TVA dans la restauration y est déjà réduit en 2003. Ainsi, aucune perturbation de l'indice autour de 2009 n'est à craindre dans ce secteur. L'indice italien fait d'ailleurs preuve d'une grande stabilité de comportement des prix, avec une inflation très régulière sur dix ans. De plus, aucun changement global du taux réduit de TVA n'a eu lieu dans la décennie. Enfin, les cycles économiques italiens sont très semblables à ceux de la France, car les deux pays partagent des caractéristiques économiques, démographiques et géographiques proches : ils appartiennent tous les deux à l'Union européenne et sont proches géographiquement. Les climats et aléas climatiques sont relativement proches et l'attrait touristique des deux pays est comparable. Du point de vue du secteur de la restauration, ces deux pays partagent une tradition touristique ancienne et massive.

6 Résultats

6.1 Estimations économétriques sur les données d'indices

La première série de résultats est obtenue avec les indices de prix calculés par l'Insee. Ces indices synthétisent à partir des relevés bruts la trajectoire des prix des différents regroupements de produits vendus dans la restauration. Le modèle de l'équation (3) est estimé plusieurs fois sur différents contrefactuels. Plusieurs mesures de la baisse de prix liée à la baisse de TVA sur chacun des quatre postes concernés par la baisse de TVA sont ainsi obtenues.

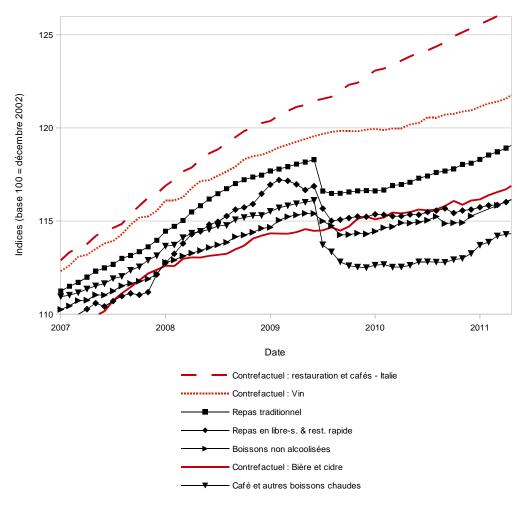
Dans le modèle (3), la série élémentaire est, dans le cas présent, un indice de regroupement. C'est donc à ce niveau qu'on définit une série traitée ou non. Ainsi, i, identifiant de la série, et k, identifiant du groupe, sont confondus et l'estimation d'impact de la baisse de TVA est réalisée sur l'ensemble du regroupement et non sur les seuls produits du regroupement concernés par la baisse de la TVA. Cet effet, s'apparentant à une effet moyen du traitement (Givord 2010), est donc à comparer avec la colonne « Baisse » de la table 2 qui indique la baisse des prix qui résulterait, pour chaque regroupement, d'une répercussion intégrale de la baisse de TVA aux prix des produits du regroupement effectivement concernés par cette baisse. Cela permet de contrôler l'effet de composition des différents indices.

Deux contrefactuels retenus sont choisis dans le secteur de la restauration, un autre permet des comparaisons du secteur de la restauration à l'échelle européenne. Pour servir de contrefactuel sectoriel, les séries d'indices de prix du vin consommé dans les cafés, et des bières et cidres consommés dans les cafés sont retenues. La série de prix des spiritueux n'a pas été retenue car elle connaît en 2011 des perturbations rendant son utilisation difficile ¹⁹. Pour effectuer des comparaisons internationales, l'évolution de l'indice de la classe restauration et cafés, traitée en

^{19.} Ces perturbations affectent l'indice proprement dit. Mais les relevés de prix bruts restent exploitables et le sont donc pour les estimations fondées sur les données élémentaires de prix (§6.2).

France, est comparée avec celle de la même classe en Italie. Le graphique 4 compare l'évolution des séries traitées et des différents contrefactuels. Il met en évidence un comportement similaire des séries traitées et non-traitées avant la baisse de TVA. Au moment de la baisse de TVA, les contrefactuels poursuivent leur tendance antérieure sans infléchissement notable. À l'inverse, les séries traitées connaissent toutes entre juin et juillet 2009 une baisse plus ou moins ample et immédiate selon les regroupements. Nos contrefactuels semblent donc respecter les propriétés attendues pour mener une estimation par doubles-différences. Le graphique 5 fait de même entre les IPCH de la classe restauration et cafés en France et en Italie. Le constat est similaire : la classe restauration et cafés en Italie constitue un bon contrefactuel du regroupement homologue en France.

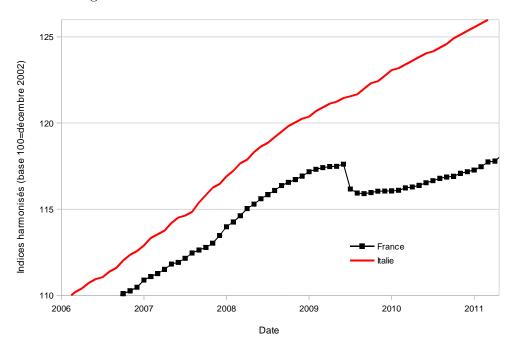
FIGURE 4 – Indices de prix des différents postes traités et des contrefactuels retenus au voisinage de 2009



 ${\tt SOURCE: IPC \ des \ postes \ calcul\'es \ par \ l'Insee}; \ IPCH \ de \ la \ restauration \ italienne \ calcul\'e \ par \ Eurostat.$

Au-delà de ces premières validations graphiques, le comportement des séries traitées et non traitées est-il effectivement similaire avant juillet 2009? Pour vérifier ce point plus rigoureusement

FIGURE 5 – Évolution comparée des indices de prix de la classe *restauration et cafés* en France et en Italie au voisinage de 2009



Source : indices des prix à la consommation harmonisés, Eusrotat.

nous menons des tests placebo pour nous assurer que les deux groupes ne connaissent pas de divergences d'évolution significatives avant la date du traitement. Le protocole de ces tests ainsi que les résultats détaillés sont consignés dans l'annexe B. Les résultats de ces tests sont globalement concluants : les séries traitées et non traitées se comportent de façon statistiquement similaire avant juillet 2009. Seul le poste repas en libre-service et restauration rapide n'offre pas de résultats positifs. Malgré un examen graphique plutôt positif, la solidité des estimations pour ce dernier secteur est donc moins assurée.

Nous pouvons estimer économétriquement l'équation (3) sur les séries d'indices, pour mesurer l'effet de la baisse de TVA sur les différents postes traités. Nous présentons dans le tableau 6 les résultats mensuels obtenus. Le tableau 7 donne le taux de transmission associé à l'effet cumulé, à court et à long terme. À l'image des tests placebo, le nombre de variables indicatrices de mois captant successivement l'effet de la baisse de TVA par mois sur les différentes séries est limité à trois. Ce délai, allant de juillet 2009 à septembre 2009, correspond à l'intervalle de temps maximum pour lequel des effets significatifs sont économétriquement détectés dans les séries traitées. Dans certains postes, pendant quelques mois encore, un effet peut demeurer après cette date mais il n'est plus jamais significatif ²⁰. Cet effet résiduel est capturé par le coefficient associé à l'impact moyen après septembre 2009.

^{20.} Au sens où les coefficients associés aux mois suivants restent négatifs, mais leur valeur n'est pas significativement différente de zéro.

TABLE 6 – Impact de la baisse de TVA sur les prix du secteur de la restauration, détaillé au niveau mensuel, sur données d'indices

Contrefactuel choisi	Regroupement traité	Impact TVA juillet 2009 (%)	Impact TVA août 2009 (%)	Impact TVA sept. 2009 (%)	Impact moyer après sept. 2009 (%)			
	Repas traditionnel dans un restaurant (11.1.1.1.1)	-1,65 *** (0,35)	-0,18 (0,35)	-0,05 (0,35)	0,02 (0,08)			
	Repas en libre-service et rest. rapide (11.1.1.1.2)	-1,31 *** (0,19)	-0,66 *** (0,19)	0,00 (0,19)	0,02 (0,04)			
Vin (11.1.1.2.2)	Café et autres boissons chaudes (11.1.1.2.1)	-2,29 *** (0,23)	-0,33 (0,23)	-0,58 ** (0,23)	0,00 (0,05)			
	Boissons non alcoolisées (11.1.1.2.5)	-0,58 *** (0,20)	-0,32 (0,20)	-0.40** (0,20)	0,02 (0,05)			
	N	535						
	R ²	0.570						
	Repas traditionnel dans un restaurant (11.1.1.1)	-1,46 *** (0,36)	-0,33 (0,36)	0,20 (0,36)	-0,02 (0,08)			
	Repas en libre-service et rest. rapide (11.1.1.2)	-1,12 *** (0,19)	-0,81 *** (0,19)	0,25 (0,19)	-0,01 (0,04)			
Bière et cidre (11.1.1.2.3)	Café et autres boissons chaudes (11.1.1.2.1)	-2,10 *** (0,23)	-0,48 ** (0,23)	-0,33 (0,23)	-0,04 (0,05)			
	Boissons non alcoolisées (11.1.1.2.5)	-0,39 ** (0,20)	-0,47 ** (0,20)	-0,16 (0,20)	-0,02 (0,05)			
	N	533						
	R ²	0.561						
Restauration et	Restauration et cafés (11.1.1) - France	-1.36 *** (0,15)	-0.34 ** (0,15)	-0.16 (0,15)	-0.02 (0,03)			
cafés (11.1.1) Italie	N		2	16				
	\mathbb{R}^2		0.	602				

NOTE DE LECTURE : ce tableau présente les résultats de l'estimation du modèle (3) avec trois contrefactuels différents. Sont reproduits ici les coefficients associés à l'effet du traitement – les δ_k^j de l'équation (3). L'écart-type associé à chaque coefficient est présenté entre parenthèses. Les coefficients significatifs au seuil de 10%, 5% et 1% sont signalés respectivement par *, ** et ***. La première ligne se lit ainsi : si l'on choisit comme contrefactuel l'indice de prix du poste vin, alors l'effet de la baisse de TVA sur l'inflation du poste vin traditionnel dans vin vin

TABLE 7 – Effets cumulés et taux de transmission aux prix de la mesure, sur données d'indices

	Regroupement traité	E_{J}	ffet de court	terme	Effet de long terme		
Contre- factuel choisi		Impact total sur le poste (%)	Taux de transmission de la baisse sur le poste (%)	Baisse de prix et taux de transmission pour toute la restauration (%)	Impact total sur le poste (%)	Taux de transmission de la baisse sur le poste (%)	Baisse de prix et taux de transmission pour toute la restauration (%)
	Repas traditionnel dans un restaurant (11.1.1.1)	-1,88 *** (0,61)	18,1 *** (5,8)	-1,82 ***	-1,58 (1,34)	15,2 (12,9)	-1,55 *
Vin	Repas en libre-service et rest. rapide (11.1.1.1.2)	-1,97 *** (0,33)	18,9 *** (3,2)	(0,39)	-1,67 ** (0,68)	16,1 ** (6,6)	(0,86)
(11.1.1.2.2)	Café et autres boissons chaudes (11.1.1.2.1)	-3,20 *** (0,40)	27,1 *** (3,4)	18,6 ***	-3,20 *** (0,85)	27,1 *** (7,2)	15,9 * (8,8)
	Boissons non alcoolisées (11.1.1.2.5)	-1,30 *** (0,35)	11,0 *** (2,9)	(4,0)	-1,00 (0,83)	8,5 (7,0)	
	Repas traditionnel dans un restaurant (11.1.1.1)	-1,59** (0,62)	15,3 ** (6,0)	-1,55 *** (0,40)	-1,89 (1,35)	18,2 (13,0)	-1,81 **
Bière et cidre	Repas en libre-service et rest. rapide (11.1.1.1.2)	-1,68 *** (0,34)	16,2 *** (3,2)		-1,83 *** (0,68)	17,6 *** (6,6)	(0,87)
(11.1.1.2.3)	Café et autres boissons chaudes (11.1.1.2.1)	-2,91 *** (0,40)	24,7 *** (3,4)	15,9 ***	-3,51 *** (0,85)	29,7 *** (7,2)	18,5 ** (8,9)
	Boissons non alcoolisées (11.1.1.2.5)	-1,02 *** (0,35)	8,6 *** (2,9)	(4,1)	-1,32 (0,83)	11,2 (7,0)	
Restauration et cafés (11.1.1) Italie	Restauration et cafés (11.1.1) - France	-1,86 *** (0,26)	19,0 *** (2,7)		-2,16 *** (0,52)	22,0 *** (5,3)	

Note de lecture : ce tableau calcule à partir du tableau 6 les effets cumulés $(\frac{\overline{dp}}{p})$ et les taux de transmission τ décrits dans la section 5 et l'équation (2) pour chaque poste et pour la restauration en général, à court terme et à long terme. L'écart-type associé à chaque coefficient est présenté entre parenthèses. Les coefficients significatifs au seuil de 10%, 5% et 1% sont signalés respectivement par *, ** et ***. Les codes COICOP des regroupements sont indiqués entre parenthèses (voir tableau 2). Les colonnes « Baisse de prix et taux de transmission pour toute la restauration » regroupent les effet mesurés sur la classe Restauration et cafés (11.1.1) obtenus par agrégation des effets par groupes conformément à la relation (6). S'agissant du taux de transmission et pour ces colonnes, l'effet moyen observé est rapporté à la baisse des prix qui aurait été observée si l'intégralité de la baisse de TVA avait été répercutée dans les prix (baisse théorique, soit dans le cas présent, -9,8% – voir tableau 2). On procède de manière similaire pour le calcul des taux de transmission associés aux postes, avec les taux de baisse théoriques correspondants.

Le premier résultat à souligner est que les résultats des deux tableaux 6 et 7 sont assez peu sensibles au choix du contrefactuel : le test d'égalité des coefficients ne permet jamais de rejeter l'hypothèse d'égalité. La mesure des effets mensuels de la baisse de TVA sur chaque poste est également robuste au choix du contrefactuel : chaque mois, les baisses de prix estimées sont statistiquement indiscernables quel que soit le contrefactuel choisi. Les trois contrefactuels donnent en outre des estimations de taux de transmission de la baisse de TVA aux différents postes de l'ordre de 9% à 30% à court terme, toujours significatifs au seuil de 5% au moins. La baisse de TVA sur la totalité du secteur a été répercutée à hauteur de 16% à 19% selon les estimations. À long terme, les estimations ont des résultats légèrement plus divergents : les taux de transmission ne sont pas toujours statistiquement significatifs au niveau des postes, et la baisse de TVA sur la totalité du secteur oscille entre 16% et 22% selon les spécifications. En conclusion, la baisse de la TVA a donc bien eu un impact significatif et négatif sur les prix du secteur ; en revanche, cet impact est significativement inférieur à l'objectif cible initial de 33% de répercussion sur les prix.

On peut noter une assez grande homogénéité dans le taux de transmission de la baisse de taxe aux prix, sauf pour les boissons non alcoolisées où seule environ 10% de la baisse de TVA est répercutée dans les prix. On peut relier cette particularité aux objectifs du « Contrat d'avenir » qui suggérait de répercuter intégralement la baisse de TVA sur les prix de deux boissons chaudes pour une seule boisson fraîche. Il est, de ce point de vue, relativement naturel que le taux de transmission de la baisse de TVA soit environ deux fois plus faible pour le poste boissons non alcoolisées qui comprend les boissons fraîches, que pour le poste café et autres boissons chaudes qui comprend les boissons chaudes. Mais cette situation peut aussi être due à un arbitrage des commerçants, qui ont pu privilégier la répercussion de la baisse de la TVA sur les boissons chaudes, a priori moins consommées l'été que les boissons fraîches.

Le taux de transmission de la baisse de TVA aux prix est pratiquement identique pour les postes des repas traditionnels dans un restaurant et des repas en libre-service et restauration rapide. Ce résultat n'était pas forcément attendu, les conditions de concurrence des secteurs de la restauration rapide et de la restauration traditionnelle étant en principe différentes.

La temporalité de la répercussion sur les prix peut elle aussi être précisée. Les différents contrefactuels donnent des résultats assez semblables sur cette question et indiquent que la temporalité n'est pas identique dans chacun des postes. Dans son ensemble, l'effet mensuel de la baisse de TVA décroît rapidement à mesure que le temps passe. L'essentiel de la répercussion – plus de 70% de l'ampleur totale – est acquis dès juillet, conformément à ce qu'on observe pour le poste des repas traditionnels dans un restaurant; en août, la baisse de prix est de moindre ampleur – environ 15 à 20% de la répercussion finale – et n'est pas significative pour tous les postes, tandis qu'en septembre les prix des postes repas sont redevenus stables, la baisse ne restant d'actualité que pour les boissons.

Un autre point important doit être souligné: aucun poste ne voit son inflation moyenne augmen-

ter ou diminuer de façon significative entre fin 2009 et fin 2011. Cela signifie qu'aucun poste n'a connu après la baisse de prix un phénomène de rattrapage qui viendrait limiter après coup la baisse de prix. Aucun n'a non plus connu une trajectoire de prix significativement inférieure à celle du secteur après la baisse de TVA. L'effet de la baisse de la TVA a donc mis environ trois mois pour être pleinement répercuté sur les prix et les prix sont demeurés stables dans le temps jusqu'en décembre 2011, contrairement à une idée reçue qui voudrait que les restaurateurs aient baissé leurs prix ponctuellement pour les remonter peu de temps après. Ce schéma temporel est cohérent avec les travaux empiriques, qui observent que l'effet d'une baisse de TVA sur des indices de prix se répartissent sur quelques mois avec une décroissance exponentielle de l'ampleur dans le temps. Le laps de temps de quelques mois durant lequel les commerçants étalent la répercussion de la baisse de TVA dans leurs prix a vraisemblablement des causes économiques, comme l'existence de "menu costs" ou bien une dimension stratégique d'attente puis de réponse à des baisses de concurrents au niveau local. Quoi qu'il en soit, cela explique pourquoi les résultats entre les effets de court terme et ceux de long terme ne sont pas d'ampleur très différente.

Ces résultats, obtenus sur les données agrégées d'indices de prix, doivent néanmoins être pris avec précaution pour deux raisons. Premièrement, des problèmes d'inférence liés à la présence d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité dans les termes d'erreur sont présents. Pour tenir compte de l'hétéroscédasticité existant entre les différents indices de postes, nous avons corrigé les données en pondérant les observations par l'écart-type empirique de leur groupe d'appartenance (Moindres Carrés Généralisés). Cette correction qui vise à diminuer le poids des observations à grande variance dans la régression, est malgré tout insuffisante pour garantir que les écarts-types de nos estimations sont sans biais. De plus, nous ne pouvons pas traiter efficacement les problèmes d'inférence liés à l'autocorrélation des erreurs, car notre échantillon d'observations est trop petit pour y appliquer les corrections asymptotiques usuelles (Bertrand et al (2004)). Par conséquent, les variances estimées dans cette régression sont imprécises et peuvent conduire à des conclusions erronées sur la significativité des effets estimés.

L'autre difficulté tient au caractère agrégé des postes, car le faible nombre d'observations gêne l'analyse. Travailler au niveau des prix élémentaires des produits permet d'augmenter le nombre d'observations, donc la robustesse des estimations et la précision des interprétations. C'est l'objet du paragraphe suivant.

6.2 Estimations économétriques sur les données micro-économiques

La base de données de prix utilisée ici est composée d'environ 600 000 relevés mensuels de prix dans la restauration (les 7 postes de la classe restauration et cafés) établis par enquête entre avril 2003 et avril 2011 en France métropolitaine. Nous appliquons la stratégie d'identification présentée précédemment à ces données en estimant à nouveau l'équation (3).

Dans la base, un produit est identifié de manière univoque sur toute la période pendant laquelle

il est observé. Lorsqu'un produit est remplacé, nous traitons le produit remplaçant comme un nouveau produit, complètement indépendant du premier. Le prix utilisé pour calculer les taux d'inflation est un prix unitaire ²¹, afin de contrôler les éventuels effets-quantité qui peuvent modifier le prix du service. Parmi les relevés de prix, certains ne sont pas effectivement observés pour diverses raisons : la fermeture du point de vente ou l'absence du produit au moment du passage de l'enquêteur sont les plus courantes. Dans ce cas, le produit peut être observé le mois suivant. Cette interruption de la séquence d'observations ne se traduit pas dans la base de données par l'apparition d'un nouveau produit, mais par l'absence d'observation à la date considérée et donc d'un « trou » dans la série d'observations du produit.

Au niveau micro-économique, le contrefactuel retenu est constitué de tous les produits observés pour calculer l'indice des prix dans la restauration se situant hors du champ de la baisse de TVA. Ce contrefactuel est considéré comme un groupe unique mélangeant des séries de bière, de vin, de spiritueux, ainsi que tous les éléments non concernés par la mesure mais appartenant à des postes eux-même concernés. Avec la spécification retenue (3), les coefficients estimés correspondent à l'effet du traitement sur les traités (TT ²²), et non plus à l'effet moyen du traitement (ATE ²³) comme c'était le cas avec les données d'indices.

S'agissant du calcul du taux de transmission, la comparabilité est, elle, assurée en rapportant l'effet du traitement sur les traités – mesuré ici – à la baisse de prix qui résulterait de la répercussion complète de la baisse de TVA sur les traités, soit une baisse de prix de 11,8% dans tous les cas. Le taux de transmission ainsi construit rapporte, dans le cas des données micro-économiques, des effets du traitement sur les traités; dans le cas des données d'indice (§6.1), ce taux de transmission rapporte des effets moyens du traitement. Dans les deux cas, les taux calculés, rapportant des quantités homogènes dans leur champ d'application, sont ainsi comparables.

Contrairement aux régressions avec les données d'indices où le faible nombre d'observations ne permettait pas d'ajouter des variables supplémentaires, divers effets fixes sont présents ici pour contrôler l'hétérogénéité des observations de l'échantillon et affiner les résultats ²⁴. La variance est estimée en introduisant un terme de cluster par produits (Wooldridge 2003). Seuls les résultats d'estimation de la spécification la plus performante sont présentés dans les tableaux 8 et 9. Les écarts-types obtenus, bien qu'augmentés du fait de la prise en compte de covariances temporelles par produit (cluster), apparaissent, en raison d'une taille d'échantillon beaucoup

^{21.} Par unité de volume de matière contenue dans le produit, notamment pour les boissons.

^{22. «} Treatment on the Treated »

^{23. «} Average Treatment Effect »

^{24.} Une série de régressions de l'équation (3) a d'abord été menée, dans laquelle nous avons enrichi progressivement les matrices \mathbf{Z} et \mathbf{U} de l'équation 3 de différentes variables de contrôle. Les effets fixes que nous avons successivement ajoutés sont : un effet fixe précisant le mois de l'observation ; un effet précisant l'année pendant laquelle l'observation a été relevée ; un effet propre à chaque agglomération dans laquelle l'observation est relevée puis un effet plus précis propre à chaque point de vente. Ces effets s'ajoutent aux variables de contrôle déjà existantes de cycles sectoriels mensuels et à la variable contrôlant le potentiel effet d'anticipation.

plus importante, plus petits que dans les traitements de données d'indices. Le nombre de mois sur lesquels, à court terme, des effets de la baisse de la TVA sur les prix sont décelables, dans le cas des données micro-économiques, s'allonge à quatre mois, soit un mois de plus que sur données d'indices ²⁵.

TABLE 8 – Impact mensuel de la baisse de TVA sur les prix de la restauration, sur données micro-économiques

Poste	Impact TVA juillet 2009 (%)	Impact TVA août 2009 (%)	Impact TVA sept. 2009 (%)	Impact TVA oct. 2009 (%)	Impact TVA nov. 2009 (%)	Impact moyen après nov. 2009 (%)
Repas traditionnel dans un restaurant (11.1.1.1)	-1,88 *** (0,11)	-0,25 *** (0,06)	-0,11 * (0,06)	-0,15 ** (0,07)	-0,03 (0,06)	0,00 (0,01)
Repas en libre-service et rest. rapide (11.1.1.1.2)	-1,11 *** (0,17)	-0,64 *** (0,12)	-0,07 (0,09)	0,02 (0,08)	0,08 (0,06)	-0,05 *** (0,02)
Cafés et autres boissons chaudes (11.1.1.2.1)	-2,45 *** (0,27)	-0,53 *** (0,14)	-0,37 *** (0,14)	-0,29 ** (0,16)	0,00 (0,11)	0,01 (0,02)
Boissons non alcoolisées (11.1.1.2.5)	-0,67 *** (0,22)	-0,34 ** (0,14)	-0,31 (0,27)	-0,03 (0,08)	0,05 (0,08)	-0,30 *** (0,05)
Effet fixe mois	[< 0.001]					
Effet fixe année	[0.052]					
Effet fixe point de vente	[0.003]					
N	518 723					
R ²	0,0173					

NOTE DE LECTURE : ce tableau synthétise les résultats de la régression (3). Un coefficient d'impact mensuel de la baisse de la TVA sur les prix est estimé pour chaque poste (coefficient δ_j^k , formule (4)). Les écarts-type sont estimés par clusters (un cluster par produit, soit environ 20 000 clusters au total) et mis entre parenthèses sous les coefficients. Les coefficients significatifs au seuil de 10%, 5% et 1% sont signalés respectivement par *, ** et ***. La p-value du test de significativité jointe associé à chaque effet fixe apparaît entre crochets.

Les coefficients présentés correspondent à l'effet mensuel du traitement sur les biens dont la TVA a baissé au sein des quatres poste concernés (mesure TT). CHAMP : relevés de prix de l'Insee servant à calculer l'IPC entre avril 2003 et avril 2011. Seuls les relevés effectifs sont utilisés.

On retrouve néanmoins une cohérence globale entre les résultats de ces estimations : avec ces nouvelles estimations, on remarque que la baisse des prix la plus importante consécutive à la baisse de TVA a lieu dès juillet quel que soit le poste concerné. L'impact de la baisse de TVA est encore perceptible en octobre pour les repas traditionnels dans un restaurant et les cafés et autres boissons chaudes. Pour les repas en libre-service et restauration rapide et les boissons non alcoolisées, la transmission (directe) de la baisse aux prix est achevée en août, avec un impact moyen après novembre 2009 négatif et significatif (voir tableau 8). Cela signifie que les prix dans

^{25.} Dans notre spécification, le nombre de mois pendants lesquels un effet mensuel est estimé est égal à 5 (juillet à novembre 2009, où l'effet en novembre n'est jamais significatif).

TABLE 9 – Effets cumulés et taux de transmission aux prix de la mesure, sur données micro-économiques

	Effet à	court terme	Effet d	ì long terme
	Baisse cumulée du prix	Taux de transmission aux prix (%)	Baisse cumulée du prix	Taux de transmission aux prix (%)
Repas traditionnel dans un restaurant (11.1.1.1.1)	-2,43 *** (0,169)	20,6 *** (1,6)	-2,48 *** (0,234)	21,0 *** (2,3)
Repas en libre-service et restauration rapide (11.1.1.2)	-1,71 *** (0,248)	14,5 *** (2,4)	-2,34 *** (0,323)	19,8 *** (3,1)
Cafés et autres boissons chaudes (11.1.1.2.1)	-3,65 *** (0,385)	30,1 *** (3,3)	-3,47 *** (0,455)	29,4 *** (3,9)
Boissons non alcoolisées (11.1.1.2.5)	-1,30 *** (0,394)	11,0 *** (3,3)	-5,21 *** (0,752)	44,2 *** (6,4)
Baisse moyenne de prix pour la classe restauration et cafés	-2,13 *** (0,122)	18,1 *** (1,2)	-2,42 *** (0,167)	20,5 *** (1,7)

Note de lecture : ce tableau calcule à partir du tableau 8 les effets cumulés $\frac{\overline{dp}}{p}$ sur les biens dont la TVA a baissé (mesure TT) et taux de transmission τ décrits dans la section 5 et l'équation 2 pour chaque poste et pour la restauration en général, à court terme et à long terme. L'écart-type associé à chaque coefficient est présenté entre parenthèses. Les coefficients significatifs au seuil de 10%, 5% et 1% sont signalés respectivement par *, ** et ***. Les codes COICOP des regroupements sont indiqués entre parenthèses (voir tableau 2). Les taux de transmission calculés ici rapportent les effets mesurés à la baisse des prix qui résulterait de la répercussion intégrale de la baisse de TVA dans les prix, soit -11,8%. En effet, les effets mesurés le sont sur les seuls produits figurant dans le champ de la baisse de TVA, $par\ rapport$ aux produit hors champ, donc pour ces produits, la répercussion intégrale de la baisse de TVA génèrerait une baisse de prix de ce niveau.

ces postes ont progressé après novembre 2009 à un rythme inférieur à leur rythme d'avant la baisse de TVA, et ce pendant au moins un an.

La statistique permettant de comparer les deux jeux de données (indices et données micro) est le taux de transmission (voir tableaux 7 et 9). Au vu de cette statistique, les taux de transmission sont très proches s'agissant des effets de court terme. Les écarts sont un peu plus prononcés pour les effets de long terme. C'est le cas notamment pour les boissons non alcoolisées sur lesquelles 44,2% de la baisse de TVA serait, à long terme, répercutée dans les prix. L'analyse sur données d'indices concluait à un taux de transmission de 8 à 11% selon le contrefactuel choisi. Il s'agit là du seul poste dont l'estimation du taux de transmission diffère significativement entre données micro-économiques et données d'indices, vraisemblablement en raison du fait que les variables de contrôle ajoutées dans le cas des traitements sur données micro-économiques permettent de traiter une hétérogénéité inobservée dans le cas des données d'indices.

Si on examine les taux de transmission obtenus pour les différents postes, il ressort que le taux de transmission à court terme des repas traditionnels dans un restaurant (20,6% à court terme) est supérieur à celui des repas en libre-service et restauration rapide (14,5% à court terme). Ce dernier poste coïncide avec un secteur a priori moins concurrentiel, donc moins susceptible de répercussion de grande ampleur des baisses de taxe. Cet effet semble dominer à court terme. De même, la plus grande répercussion de la baisse de TVA au poste café et autres boissons chaudes qu'à celui des boissons non alcoolisées est également confirmée à court terme. À long terme en revanche, ces deux résultats ne tiennent plus : à l'horizon de dix-huit mois, la baisse de la TVA a eu un effet approximativement équivalent entre les deux postes de restaurants (21,0% pour les repas traditionnels dans un restaurant et 19,8% pour les repas en libre-service et restauration rapide, la différence étant non significative), alors que le taux de transmission de la baisse de prix des boissons non alcoolisées (44,2%) a dépassé celui des cafés et autres boissons chaudes (29,4%).

Le taux de transmission global de la mesure sur l'ensemble de la classe restauration et cafés est, quant à lui, significatif et est voisin de 20% (avec un intervalle de confiance à 95% de 2,4 points de demi-amplitude). Il n'atteint pas l'objectif initial d'un tiers de répercussion, même à l'échéance de dix-huit mois.

Enfin, nous avons testé l'effet d'anticipation en ajustant sur les 21 mois précédant la mesure des effets anticipés de la baisse de la TVA (p=21 dans la spécification 5). Cette analyse nous permet de conclure que malgré quelques coefficients mensuels significatifs à la fin de 2007, aucun effet cumulé n'est significatif sauf pour les repas en libre-service et restauration rapide. Pour ce poste, les prix auraient augmenté par anticipation de la mesure de 1,8% sur 21 mois. Ceci étant, notre mesure n'est sensible qu'à des hausses ou des baisses de prix des produits dans le champ de la baisse de TVA par rapport à ceux qui sont hors champ. En d'autres termes, si des évolutions de prix préalables à la mesure avaient affecté tous les produits vendus dans les commerces de restauration, la méthode de détection utilisée ici y serait insensible. Ceci renvoie à la discussion des sections 4 et 6 sur les contrefactuels qui avait établi qu'en dépit d'une trajectoire

des indices suggérant une hausse préalable des prix anticipant la baisse ultérieure, la situation n'était pas si évidente, notamment en comparant aux séries de prix des autres pays européens sur des regroupements comparables, lesquelles connaissaient une trajectoire à la hausse semblable à celle observée en France. Par ailleurs, les tests placebo suggèrent que les contrefactuels sont moins efficaces pour les repas en libre-service et restauration rapide. Enfin, notre analyse sur l'éventuel effet d'anticipation est à prendre avec prudence car elle reste limitée, se bornant essentiellement à contrôler l'effet éventuel sans chercher à l'analyser.

7 Conclusion

Nous avons cherché à estimer la baisse des prix dont ont bénéficié les consommateurs dans le secteur de la restauration suite à la baisse de TVA dans ce secteur. Pour cela, nous avons utilisé deux jeux de données produits par l'Insee pour construire l'indice des prix à la consommation. Le premier est composé des relevés de prix obtenus par enquête mensuelle sur un échantillon représentatif de points de vente du secteur de la restauration. Le second agrège ces relevés de prix pour construire les indices de prix synthétiques des principaux postes du secteur.

Nous appliquons une stratégie d'identification en doubles-différences effectuées sur les taux d'inflation mensuels des observations en nous appuyant sur divers contrefactuels. Menée sur les données collectées pour l'IPC dans la restauration, cette estimation conclut à un effet de la baisse de TVA sur les prix de la classe restauration et cafés de l'ordre de -2%, soit un taux de transmission de la baisse de la TVA aux prix à échéance de dix-huit mois de l'ordre de 20%. Ces résultats sont obtenus au même niveau sur données d'indice et sur données micro-économiques de prix, ce qui leur confère une robustesse certaine. La principale conclusion est donc que la transmission de la baisse de la TVA aux prix à la consommation est significative et rapide (trois à quatre mois sauf pour les boissons non-alcoolisées, i.e. les boissons fraîches sans alcool vendues dans les bars), mais reste inférieure à l'objectif annoncé dans le cadre des engagements du « Contrat d'avenir ».

Notre stratégie d'identification permet de comparer les comportements des prix dans divers sous-groupes de la restauration et esquisse des éléments de commentaire. Cette stratégie permet également de décrire précisément la dimension temporelle de la répercussion en opposant effet de court terme et de long terme. Deux effets sont à distinguer : une baisse de TVA a un impact direct de baisse des prix, qui dure jusqu'à quatre mois après juillet 2009; puis il semble que certains prix aient progressé moins vite que leur rythme d'avant 2009. Il n'y a donc pas eu de stratégie de « rattrapage » des prix après la baisse initiale de la part des restaurateurs. L'estimation de l'effet de long terme, plus pertinent du point de vue de l'évaluation de la mesure, est en revanche plus difficile et moins précise que l'estimation de l'effet de court terme.

Néanmoins, un certain nombre de pistes n'ont été que mentionnées sans avoir été explorées convenablement et des améliorations de la précision des estimations sont encore possibles. L'effet

d'anticipation que nous avons cherché à mesurer sans grand succès mériterait d'être examiné plus en détail. Un approfondissement de cette question pourrait conduire à une prise en compte plus fine de l'éventuel effet d'anticipation et à améliorer la précision des résultats.

D'autre part, nous avons remarqué que la restauration rapide posait des problèmes à nos contrefactuels disponibles, ce qui fragilise les conclusions concernant ce secteur. Une comparaison internationale sur données microéconomiques, impossible à mener avec les données dont nous disposions, pourrait par exemple permettre des estimations plus précises.

Rechercher des déterminants à l'hétérogénéité de la baisse de prix n'a pas été possible avec la seule base de données de l'IPC. Croiser cette base de relevés de prix avec des bases de données administratives sur les caractéristiques des entreprises pourrait permettre de préciser cette question et prolonger l'analyse de l'incidence de la TVA. Utiliser les données de géolocalisation des points de vente pour mesurer diverses composantes de la concurrence pourrait aussi permettre d'analyser plus finement le rôle des mécanismes concurrentiels sur l'incidence.

Enfin, il faut rappeler que la question de la mesure de l'impact de la baisse de TVA sur les prix ne représente qu'un pan de l'évaluation de cette politique publique. Remarquer que l'effet sur les prix n'est pas considérable ne signifie pas que la politique économique est un échec, car l'effort peut s'être déplacé sur une autre cible. Ce sont les conséquences sur l'emploi, les salaires et les investissements qui devront être donc étudiées dans des travaux ultérieurs afin de donner une vue d'ensemble des résultats de cette expérience.

Références

- Baker, P. & Brechling, V. (1992). The Impact of Excise Duty Changes on Retail Prices in the UK, Fiscal Studies 13(2): 48–65.
- Berardi, N., Eife, T. & Gautier, E. (2012). Optimal Price Setting during a currency changeover: theory and evidence from french restaurants, document de travail de la Banque de France 371.
- Bertrand, M., Duflo, E. & Mullainathan, S. (2004). How much should we trust differences-in-differences estimates?, *The Quarterly Journal of Economics* **119**: 249–275.
- Besley, T. & Rosen, H. S. (1999). Sales Taxes and Prices: An Empirical Analysis, *National Tax Journal* **52(2)**: 157–178.
- Carbonnier, C. (2005). Is Tax Shifting Asymmetric?, PSE Working Paper 2005-34.
- Carbonnier, C. (2007). Who pays sales taxes? Evidence from French VAT reforms, 1987-1999, Journal of Public Economics 91: 1219–1229.
- Carbonnier, C. (2008). Différence des ajustements de prix à des hausses ou baisses des taux de la TVA: un examen empirique à partir des réformes françaises de 1995 et 2000, Économie et statistique 413:3-20.
- "Copenhagen Economics" (2007). Study on reduced VAT applied to goods and services in the member states of the European Union, final report, DG TAXUD.
- Dauvergne, R. (2012). Qui paye les taxes indirectes en France? Estimations à partir d'un modèle de micro-simulation, Mémoire de Master. PSE-Ecole d'Economie de Paris.
- Delipalla, S. & Keen, M. (1992). The comparison between ad valorem and specific taxation under imperfect competition, Journal of Public Economics 49: 351–367.
- Givord, P. (2010). Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques, Document de travail DESE (Insee).
- Harju, J. & Kuosonen, T. (2011). Restaurants' VAT cut: Cheaper lunch and more service?, Working paper.
- Houel, M. (2010). La TVA à taux réduit dans la restauration : une mesure qui fait ses preuves, Rapport d'information 42 (2010 2011), Sénat.
- Insee (2009). Note de conjoncture de décembre.
- Kuosonen, T. (2010). What was actually cut in the barbers' VAT cut?, Encouragement and discouragement Essays on taxation and government expenditure, number 57.
- Poterba, J. (1996). Retail Price reactions to Changes in State and Local Taxes, *National Tax Journal* **49(2)**: 165–176.
- Rotemberg, J. J. (2005). Customer anger at price increases, changes in the frequency of price adjustment and monetary policy, *Journal of Monetary Economics* **52**: 829–852.
- Sidhu, N. D. (1971). The Effects of Changes in Sales Tax Rates on Retail Prices, *Proceedings of the Sixty-Fourth Annual Conference on Taxation*.

- Stern, N. (1987). The Effects of Taxation Price Control and Government Contracts in Oligopoly and Monopolistic Competition, *Journal of Public Economics* **32**: 133–158.
- Stiglitz, J. E. (1988). Economics of the Public Sector, Norton.
- Trannoy, A. (2011). The reduction of the VAT rate on restaurants in France in 2009, A retrospective evaluation of elements of the EU VAT system, pp. 332–334. Commission européenne.
- Wooldridge, J. M. (2003). Cluster-Sample Methods in Applied Econometrics, *The American Economic Review* **93**(2): 133–138.

A Déterminants théoriques de la répercussion de la TVA aux prix

Le champ de la TVA

La TVA touche la quasi-totalité des transactions économiques en France, y compris les importations ²⁶. Jusqu'en décembre 2011, en plus du taux normal de 19,6%, il existe un taux réduit de 5,5% qui concerne la plupart des produits alimentaires, les services d'aide à la personne, les travaux de réparations immobilières, les transports publics de voyageurs, les abonnements énergétiques des ménages, les biens culturels, la restauration l'hôtellerie et le tourisme, et les médicaments non-remboursables par la Sécurité Sociale. Un taux super-réduit de 2,1% concerne quant à lui les médicaments remboursés par la Sécurité sociale, certaines représentations artistiques et les publications de presse ²⁷. En janvier 2012, le taux réduit est porté à 7% pour la majorité des produits concernés, dont la restauration.

Les deux déterminants principaux de l'ampleur de la répercussion

L'incidence fiscale de la TVA est une question bien documentée de la théorie économique. La transmission de l'effet passant en grande partie par le canal des prix, l'enjeu principal pour évaluer l'effet d'une baisse de TVA sur un secteur est de connaître l'ampleur de la baisse de prix. Si on se limite à étudier le cas où la baisse de TVA est annoncée comme une baisse définitive ²⁸, les deux déterminants majeurs sont à chercher dans les caractéristiques du marché dans lequel la baisse de TVA s'applique. Ce sont la structure de la concurrence sur le marché du bien touché et les comportements d'offre et de demande sur ce marché. La vitesse de répercussion aux prix est instantanée, dans ce cas de figure.

En concurrence parfaite, producteurs et consommateurs agissent comme si le prix était une donnée exogène. Ils se partagent les répercussions du changement de prix induit par le changement de taux de TVA. La part de la baisse de prix τ^C bénéficiant au consommateur ne peut être dans ces conditions de marché qu'inférieure à 100%, et l'ampleur de cette part dépend de la sensibilité de l'offre et de la demande aux changements de prix. Lorsque la variation de taxe est au voisinage de zéro, cette part du consommateur dans la répercussion sur les prix dans un contexte de concurrence parfaite est approximée par le ratio :

$$\tau^C = \frac{\varepsilon^O}{\varepsilon^O + \varepsilon^D} \tag{7}$$

où ε^O est l'élasticite-prix de l'offre et ε^D est l'élasticité-prix de la demande sur le secteur concerné. Plus ε^D est grand, moins l'impact sur les prix de la variation de taxe est fort, car alors une très petite variation de prix suffit à générer une forte variation de quantité produite. À l'inverse, plus

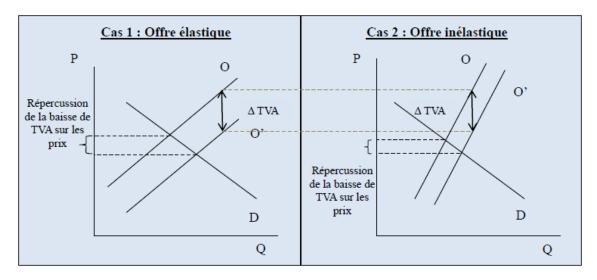
^{26.} Seuls sont exclus de l'assiette de TVA les biens cédés en occasion, les oeuvres d'art et objets de collection et les actes médicaux.

^{27.} La liste est disponible dans le Code général des impôts, article 278 et suivants.

^{28.} Nous n'étudions pas le cas particulier où la baisse est explicitement annoncée comme étant temporaire. En ce cas, les effets attendus sont amoindris du fait d'arbitrages intertemporels et des anticipations des agents.

 ε^O est grand, plus la part répercutée tend vers 100%. La part de la variation de taxe reportée sur le prix à la consommation est comprise entre 0 et 1 et ne peut pas dépasser 100%. La figure 6 illustre ce cas de figure. D'ores et déjà, il faut remarquer que le taux de transmission n'est pas automatiquement de 100%, même si avec les caractéristiques d'économie en CPP, ce taux doit converger vers 100%.

FIGURE 6 – Intensité de l'élasticité-prix de l'offre et répercussion d'une baisse de TVA sur les prix



NOTE DE LECTURE : ce graphique compare l'effet sur les prix et les quantités d'une variation de TVA d'ampleur identique dans un secteur concurrentiel, en fonction de l'élasticité-prix de l'offre. L'ampleur de l'effet sur les prix et sur les quantités dépend positivement de l'élasticité-prix de l'offre. À l'inverse, si l'élasticité-prix de la demande est infinie, la variation de prix est nulle indépendamment de l'ampleur de l'élasticité-prix de l'offre.

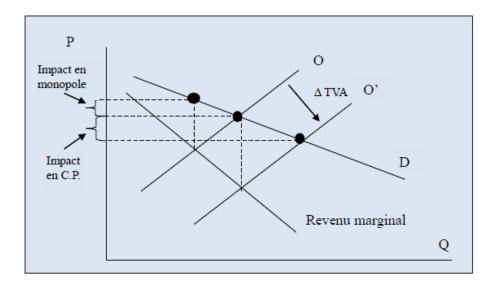
Ce résultat est souvent généralisé dans la littérature d'incidence fiscale aux variations de prix plus importantes. En réalité, il est une forme simplifiée de l'effet lorsque la variation s'éloigne de zéro ou de l'unité 29 . Cette approximation est légitime dans la mesure où par construction une variation de taxe est rarement de très forte ampleur.

L'étude de la répercussion d'un changement de TVA dans le cas d'un marché en monopole est due à Stiglitz (1988). En monopole, le comportement optimal du producteur est de fixer le prix de façon à ce que le coût marginal égalise le revenu marginal. Le revenu marginal décroissant plus vite que la demande avec les quantités, l'impact conjoint sur les prix et sur les quantités d'une variation de TVA est minoré par rapport à une variation de même ampleur en concurrence parfaite, comme l'illustre la figure 7.

Dans un environnement de concurrence imparfaite, l'effet dépend essentiellement de la configu-

^{29.} Une démonstration de ce résultat est présentée dans Carbonnier [2007]. Comme le montre Carbonnier (2008), le véritable effet est en fait l'image de ce ratio par la fonction $f: x \to x \times \frac{1+\tau}{1+\tau \times x}$, où x est le ratio des élasticités et τ est le niveau de la TVA.

FIGURE 7 – Intensité de la concurrence et ampleur de la répercussion d'une baisse de TVA.



NOTE DE LECTURE : ce graphique compare l'effet sur les prix et les quantités d'une variation de TVA d'ampleur identique dans un secteur concurrentiel et un monopole. L'ampleur de l'effet sur les prix et sur les quantités est supérieure, à comportement d'offre et de demande constant, lorsque le secteur est concurrentiel.

ration du marché. Dans un modèle de concurrence « à la Bertrand », la concurrence passe par les prix, pour des produits homogènes du point de vue du consommateur. Dans ce cas de figure, la stratégie de fixation des prix pour chaque producteur est d'égaliser le prix au coût marginal. L'effet d'une variation de TVA, assimilable à un changement du coût marginal, est donc théoriquement répercuté sur le consommateur selon les mêmes modalités qu'en concurrence parfaite.

Dans le cadre d'une concurrence « à la Cournot », la concurrence entre les entreprises passe par les quantités qu'elles produisent. Ce cas de figure est étudié par Stiglitz (1988) puis par Delipalla & Keen (1992) qui comparent différents designs de taxation indirecte. Les auteurs démontrent que dans ce cas précis, il existe une possibilité de répercussion de la variation de taxe sur les consommateurs dans une proportion ou bien très inférieure à 1, ou bien supérieure à 1. Cela veut dire qu'à la suite d'une variation de TVA, il peut y avoir une variation de prix plus que proportionnelle, ou bien une variation de prix bien moindre que la variation de TVA. Ce résultat découle du comportement d'optimisation des producteurs. Quatre paramètres régissent l'importance de τ^C .

Considérons le cas d'une hausse de TVA (le cas de la baisse est symétrique). L'existence de sur-répercussion ou de sous-répercussion est déterminée par la forme de l'élasticité-prix de la demande et la fonction de coût des producteurs. Si la demande réagit davantage à la baisse de prix qu'à la hausse, l'entreprise peut avoir intérêt à répercuter plus de 100% de la hausse de TVA. En effet, si le niveau de prix est bas, de petites hausses de prix impliquent une grande diminution de demande (car dans ce cas, la variation de prix rapportée au prix est importante puisque le prix initial est bas), mais la diminution de la demande est, en proportion, de moins en moins grande à mesure que le prix augmente. Il peut être alors plus avantageux pour les

producteurs de vendre un volume nettement plus faible à un prix unitaire élevé, plutôt que de subir la variation de volume sans augmentation significative de la recette par unité vendue. Les deux autres facteurs ne déterminent pas la présence de sur-répercussion mais modulent son ampleur. L'intensité de la concurrence perçue par les producteurs du secteur et le nombre de firmes sur le marché tendent à diminuer l'ampleur de la distorsion due à l'imperfection de concurrence sur le marché. S'il y a une baisse de TVA et que chaque firme anticipe que toutes les autres firmes vont augmenter leur quantité produite en réponse, alors l'offre agrégée du secteur va augmenter fortement, ce qui implique une large baisse de prix en réponse pour ajuster prix et quantités. Finalement, plus les firmes sont nombreuses et plus le sentiment de concurrence entre elle est ancré parmi les producteurs, plus la part de variation de taxe répercutée sur le consommateur tend vers la part qu'il aurait supportée en concurrence parfaite.

Dans un design de marché à la Dixit et Stiglitz, aussi appelé « concurrence monopolistique », les producteurs d'un même secteur produisent un bien aux caractéristiques particulières qui en font une sorte de monopole sur un segment et en fixent le prix, mais ces biens sont substituables pour le consommateur. Ce cas de figure a été étudié par Stern (1987) et Delipalla & Keen (1992). L'incidence fiscale pour une taxe ad valorem telle que la TVA est supportée par le consommateur selon les mêmes modalités qu'en concurrence parfaite.

Autres facteurs et vitesse de la répercussion

En plus de ces deux déterminants principaux, la littérature souligne l'influence de nombreux autres facteurs pouvant moduler la vitesse et l'intensité de la répercussion.

La relation de proximité plus ou moins grande entre producteurs et consommateurs est un déterminant important qui a un effet ambigu sur l'ampleur de la répercussion de la TVA sur les prix. Avoir affaire à un offreur local peut induire un comportement de captivité des consommateurs, mais peut également inciter le producteur à répercuter plus fidèlement la variation de TVA, dans l'esprit du modèle à la Rotemberg (2005) ³⁰. Rotemberg montre que la structure informationnelle du consommateur est essentielle dans la stratégie de répercussion du producteur : si le client est habitué et qu'il peut vérifier facilement les changements de prix du producteur, il peut punir une répercussion jugée injuste du changement de TVA sur les prix en changeant ses habitudes et en changeant de producteur. L'effet final lié à ce paramètre est donc indéterminé mais est susceptible de moduler la répercussion des prix.

Jusqu'ici, la baisse de TVA est censée avoir un impact immédiat sur les prix. En réalité, la temporalité de la répercussion est un aspect important de l'étude d'une baisse de TVA. Cette dimension est étudiée par Baker & Brechling (1992). Les auteurs cherchent quels paramètres

^{30.} Berardi et al. (2012) cherchent à vérifier empiriquement la validité du modèle de Rotemberg dans le cadre de l'ajustement des prix dans la restauration lors du passage à l'euro. Conformément au modèle, les restaurants plus grands, avec une politique de prix plus transparente à long terme ou dont la clientèle est constituée d'une forte proportion d'habitués s'éloignent moins de la répercussion théoriquement attendue.

accélèrent ou ralentissent les effets de transmission de la baisse de TVA sur les prix à la consommation. Si l'effet doit théoriquement être immédiat, trois raisons peuvent ralentir à court terme la transmission de la baisse. D'abord, les coûts d'ajustement (menu costs) peuvent inciter les producteurs à temporiser avant de répercuter la baisse de TVA sur les prix pour limiter le nombre des ajustements et ainsi en minimiser le coût. Selon la même logique, une anticipation de la mesure pour l'amalgamer à d'autres ajustements est également possible. Deuxièmement, l'interaction stratégique entre les producteurs doit être prise en compte. L'ajustement des prix suite à une baisse de TVA peut servir de prétexte à une concurrence par les prix pour capter des parts de marché supplémentaires. Cet argument plaide pour un risque d'anticipation de la part des producteurs, anticipation d'autant plus forte si le secteur a une élasticité-prix de la demande élevée. Troisièmement, en cas d'incertitudes sur la concurrence et la structure d'offre et de demande du marché, la baisse peut être graduelle car les producteurs atteignent l'effet de long-terme suite à un processus de tâtonnement, en interaction stratégique.

Carbonnier (2005) propose un autre argument qui concerne la technologie des firmes du secteur : la vitesse d'ajustement des prix dépend de la fonction de production de la firme, car si le secteur nécessite intensément du travail qualifié ou des investissements en capital alors il existe des délais pendant lesquels le producteur s'équipe. Or tant que la production n'a pas augmenté, les prix ne peuvent pas s'ajuster. C'est en particulier pour cela qu'une hausse de TVA est répercutée sur les prix plus vite qu'une baisse. En effet si la TVA augmente, la demande est plutôt susceptible de baisser. Il est alors plus facile pour le producteur d'ajuster sa production en ralentissant la production que de l'augmenter suite à une baisse de TVA qui incite à produire davantage, car alors il faut embaucher des travailleurs supplémentaires et/ou acheter des machines. Les secteurs intensifs en travail doivent donc connaître un ajustement plus rapide, car l'offre y est plus élastique.

B Tests de robustesse sur les contrefactuels

Le comportement des séries traitées et non-traitées est-il effectivement similaire avant juillet 2009? Pour vérifier ce point plus rigoureusement qu'avec un simple examen graphique nous menons des tests placebo pour vérifier que les deux groupes ne connaissent pas de divergences d'évolution significatives. Les tests ont été réalisés sur les séries d'indices.

Nous effectuons une série d'estimations par MCO de l'équation 3, en posant arbitrairement que chaque mois entre janvier 2004 et juin 2008 devient successivement une date fictive θ de traitement. Les variables mesurant l'impact du traitement fictif apparaissant à la date θ sont supposées ne pas avoir d'impact sur le niveau de l'inflation (les coefficients δ_j^k) doivent être non-significatifs dans ces régressions). Dans le cas contraire, il faudrait conclure qu'il a existé pendant la période antérieure au traitement des dates auxquelles des évènements ont touché différemment les groupes traités et non traités. Le groupe de contrôle choisi pour la régression ne serait alors pas un bon contrefactuel étant donnée la spécification choisie, car alors des di-

vergences significatives non contrôlées par la spécification existeraient entre le traitement et le contrôle.

Par souci de solidité des résultats et pour éviter les effets de bord dans l'échantillon, nous gardons toujours au moins 12 observations de part et d'autre de l'intervalle de balayage de θ , pour un total de 54 régressions. Le nombre d'erreurs de premier ordre acceptables sans pour autant devoir conclure à l'existence d'évènements significatifs est donc 2 au seuil de significativité de 5% et 5 au seuil de significativité de 10% 31. Si le nombre de coefficients significatifs que l'on obtient en effectuant les tests placebo est inférieur aux seuils annoncés, alors les effets ne sont pas statistiquement significatifs. C'est précisément cette absence d'événements significatifs que nous attendons d'un bon contrefactuel.

La table 10, qui résume le résultat des estimations, montre une grande cohérence entre les fréquences obtenues pour les différents contrefactuels. De plus, les contrefactuels choisis sont satisfaisants pour tous les postes, excepté celui des repas en libre-service et restauration rapide pour lequel nous mettons en évidence l'existence de perturbations avant juillet 2009. Contrairement à ce que nous avions décelé dans l'examen graphique, il faut donc être plus prudent quant aux résultats estimés concernant ce poste, car les contrefactuels disponibles se révèlent moins robustes.

Nous effectuons les mêmes vérifications concernant la régression qui compare la série traitée de l'indice harmonisé de la restauration en France à la série non-traitée de l'indice de la restauration en Italie, à partir de l'équation (3). La table 11 montre qu'il n'y a pas davantage de contre-indication à choisir cette dernière série comme contrefactuel. Les tests placebo menés montrent aussi des fréquences d'apparition de coefficients significatifs satisfaisantes, toujours en-deçà du seuil auquel il aurait fallu conclure à l'existence d'événements ayant touché une série et non l'autre.

^{31.} L'erreur de premier ordre consiste à annoncer qu'un coefficient est significatif alors qu'en réalité il ne l'est pas. Le seuil d'erreur de premier ordre est le α qu'on choisit usuellement de fixer à 10%, 5% ou 1%. Cela veut dire que le modèle va annoncer abusivement qu'une proportion α de coefficients estimés sont significatifs. Ramenés à 54 modèles à observer, cela signifie qu'obtenir 2 à 3 coefficients significatifs au seuil de 5% et 5 à 6 au seuil de 10% alors qu'ils devraient ne jamais l'être ne signifie pas qu'il y a des problèmes avec notre spécification mais que ces erreurs sont en proportion acceptables et découlent simplement de la construction des tests statistiques.

Table 10 – Résultat des tests placebo dans l'équation (3) – Spécification par poste

Contrefactuel		Vin		Bière et cidre		Italie	
Poste	Impact fictif à la date :	Fréquence de coefficients significatifs à 5%	Fréquence de coefficients significatifs à 10%	Fréquence de coefficients significatifs à 5%	Fréquence de coefficients significatifs à 10%	Fréquence de coefficients significatifs à 5%	Fréquence de coefficients significatifs à 10%
Rest. tradi.	$t = \theta$	0,00%	5,60%	2,00%	3,90%	0,00%	5,60%
	$t = \theta + 1$	0,00%	3,70%	2,00%	3,90%	0,00%	3,70%
	$t = \theta + 2$	0,00%	5,60%	2,00%	3,90%	0,00%	5,60%
	$t > \theta + 2$	0,00%	0,00%	0,00%	2,00%	0,00%	0,00%
Rest. rapide	t = θ	12,90%	16,60%	11,80%	17,60%	12,90%	16,60%
	$t = \theta + 1$	11,10%	14,80%	9,80%	15,70%	11,10%	14,80%
	$t = \theta + 2$	11,10%	14,80%	9,80%	15,70%	11,10%	14,80%
	$t > \theta + 2$	14,80%	31,50%	39,20%	49,00%	14,80%	31,50%
Boissons chaudes	$t = \theta$	1,90%	1,90%	3,90%	3,90%	1,90%	1,90%
	$t = \theta + 1$	0,00%	0,00%	3,90%	3,90%	0,00%	0,00%
	$t = \theta + 2$	0,00%	0,00%	3,90%	5,90%	0,00%	0,00%
	$t > \theta + 2$	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
Autres boissons fraîches	t = θ	1,90%	5,60%	3,90%	7,80%	1,90%	5,60%
	$t = \theta + 1$	1,90%	5,60%	3,90%	7,80%	1,90%	5,60%
	$t = \theta + 2$	1,90%	5,60%	3,90%	7,80%	1,90%	5,60%
	$t > \theta + 2$	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%

Note de lecture : Ce tableau contient la fréquence d'apparition de coefficients significatifs à 5% et 10% pour les variables capturant l'effet d'un traitement fictif dans les 54 estimations de l'équation (3) réduit à l'intervalle de temps 2003-2009, pour les différents contrefactuels. Au seuil de 5%, la fréquence d'apparition de coefficients captant un effet significatif d'un traitement fictif sur l'inflation des prix dans la restauration traditionnelle est nulle lorsqu'on utilise le vin comme contrefactuel. En revanche, au seuil de 10%, la fréquence d'apparition devient 5,6%. Dans les deux cas, ce seuil est inférieur aux seuils critiques de 5% et 10% au-delà desquels il faudrait conclure à la significativité des coefficients estimés. Les fréquences supérieures aux seuils critiques, qui mettent en évidence que le comportement des contrefactuels diverge de celui des séries traitées, sont figurés en gras.

Champ: indices de prix des regroupements IPC entre janvier 2003 et juin 2009.

Table 11 – Résultat des tests placebo dans l'équation (3) – Spécification directe

	Impact fictif	Contrefactuel : Inflation du secteur de la restauration en Italie			
	mesuré à la date :	Fréquence de coefficients significatifs à 5%	Fréquence de coefficients significatifs à 10%		
	$t = \theta$	0,00%	5,60%		
Série traitée : Inflation	$t = \theta + 1$	0,00%	3,70%		
du secteur de la restauration en France	$t = \theta + 2$	0,00%	1,90%		
	$t > \theta + 2$	0,00%	0,00%		

Note de la table 10.

 $\ensuremath{\mathsf{CHAMP}}$: indices de prix des regroupements IPC entre janvier 2003 et juin 2009.