

Direction des Statistiques d'Entreprises

E2014/02

**Réglementer ou libéraliser : les relations
commerciales en France des années 1990
aux années 2000**

Pierre BISCOURP

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

Institut National de la Statistique et des Études Économiques

*Série des documents de travail
de la Direction des Statistiques d'Entreprises*

E 2014/02

Réglementer ou libéraliser : les relations commerciales en France des années 1990 aux années 2000

Pierre BISCOURP¹

Janvier 2014

*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 author's views.*

¹ Division Commerce, Insee.

Réglementer ou libéraliser : les relations commerciales en France des années 1990 aux années 2000

Résumé

Au milieu des années 1990, les lois Galland et Raffarin ont renforcé la réglementation de la grande distribution dans le but de freiner son expansion et de limiter son impact sur les petits producteurs et les petits distributeurs. Moins d'une décennie plus tard, le rapport Canivet intitulé « Restaurer la concurrence par les prix dans la grande distribution » pointait les effets pervers de ces législations, en particulier les effets anti-concurrentiels de la réglementation des relations commerciales mise en place par la loi Galland. Dans la seconde moitié des années 2000, les pouvoirs publics, soucieux de rétablir un équilibre de marché plus favorable au consommateur, se sont engagés dans une libéralisation progressive à travers la loi Dutreil, la loi Chatel puis la loi de modernisation de l'économie. On étudie l'évolution du marché tout au long de ce cycle de réglementation-libéralisation. On exploite une base de données unique mettant en regard des prix relevés sur l'ensemble du territoire français pour un grand nombre de produits de grande consommation, avec les caractéristiques des marchés locaux. On analyse les effets des réformes des relations commerciales dans un cadre articulant concurrence horizontale entre distributeurs, et relations verticales entre producteurs et distributeurs. On teste les prédictions empiriques dérivées de cette analyse. Les résultats de ces tests suggèrent de façon robuste que la loi Galland a eu pour conséquence une baisse de l'intensité de la concurrence par les prix, alors que la libéralisation des relations commerciales de la fin des années 2000 l'a rétablie.

Mots-clés : Commerce de détail, relations commerciales, réglementation, concurrence.

Regulate or Liberalize : Trade Relations in France from the 1990s to the 2000s

Abstract

In the middle of the 1990s, two regulations were passed in France in order to slow down the expansion of large retail chains and reduce their impact on small producers and retailers (namely the « loi Galland » and the « loi Raffarin »). Less than a decade later, a report commissioned by the government to evaluate these regulations concluded to the need to « restore price competition », in particular pointed to the anti-competitive effects of the new regime of trade relations created by the loi Galland. In the second half of the 2000s, the government shifted its objective towards achieving a market outcome more favourable to consumers, and started a process of liberalization through a series of new laws (the « loi Dutreil », the « loi Chatel » and the « loi de modernisation de l'économie »). We study the changes in market outcomes along this cycle of regulation-liberalization, focusing on retail prices. We exploit a unique dataset linking retail prices surveyed over the whole French territory for a large number of products, with store and local markets characteristics. We evaluate the effects of the reforms of trade relations in a microeconomic framework linking downward horizontal competition between retailers, and vertical relations between retailers and producers. We test empirical predictions derived from this analysis. Our results robustly suggest that the loi Galland led to a decrease in the intensity of price competition, whereas the liberalization of the 2000s restored price competition in the industry.

Keywords : Retail trade, trade relations, regulation, competition.

Réglementer ou libéraliser : les relations commerciales en France des années 1990 aux années 2000

Pierre Biscourp, Insee²
Janvier 2014

Introduction

La grande distribution, acteur principal de la mise sur le marché des produits de grande consommation, est étroitement régulée depuis les années 1970. En 1974, la loi Royer soumet l'ouverture de magasins d'une surface supérieure à 1000 m² à l'approbation de commissions départementales et nationales. En 1996, la loi Raffarin abaisse ce seuil à 300 m², durcissant encore la réglementation de l'entrée. Simultanément, la loi Galland réforme les relations commerciales entre producteurs et distributeurs en rendant effective l'interdiction de la revente à perte. L'intervention des pouvoirs publics jusqu'au milieu des années 1990 a donc visé à limiter le développement de la grande distribution et son impact sur les acteurs les moins concurrentiels. On met ici l'accent sur les réformes des relations commerciales, et en premier lieu sur la réglementation de la revente à perte. La réglementation de l'entrée n'est pas étudiée en tant que telle, mais détermine les conditions dans lesquelles celle des relations commerciales exerce ses effets sur la concurrence.³

Interdire la revente à perte nécessite de définir un prix d'achat auquel le prix de revente ne peut être inférieur, le seuil de revente à perte. La définition par le régulateur d'un seuil de revente à perte est compliquée par l'existence de différents types de réductions sur le tarif de base (les conditions générales de vente, CGV) consenties par les producteurs aux distributeurs. Il résulte de ces réductions trois définitions du prix d'achat : le prix net déduit du tarif de base les remises consenties immédiatement lors de chaque commande et qui figurent sur les factures ; le prix deux fois net déduit en outre les remises différées en fin d'année car conditionnées à des objectifs de vente annuels (ristournes) ; le prix trois fois net déduit enfin les réductions consenties en contrepartie des actions de promotion commerciale entreprises par les distributeurs (coopération commerciale). L'écart entre prix de vente et prix d'achat net constitue la marge avant, l'écart entre prix net et prix trois fois net la marge arrière, la marge totale du distributeur étant la somme de ces deux composantes. D'un point de vue économique, c'est le prix trois fois net qui est pertinent pour définir la notion de revente à perte, puisqu'il correspond au coût d'achat réellement acquitté par le distributeur. C'est pourtant le prix net qui a été retenu dans la loi Galland. Mais dès lors, les réductions différées obtenues par les distributeurs (ristournes et coopération commerciale) ne pouvaient plus être répercutées sur le prix de vente final.

Si la loi Galland a modifié les stratégies économiques des différents acteurs, c'est parce qu'elle a permis aux producteurs de fixer *de facto* un prix minimum de revente, dès lors que le seuil de revente à perte découle directement de ses CGV, et que ces dernières ne peuvent faire l'objet d'une discrimination entre distributeurs⁴. Or l'analyse économique montre que la capacité de fixer un prix minimum de revente permet à un producteur disposant d'un pouvoir de marché de l'exercer de façon plus efficace, en limitant la concurrence que se livrent les distributeurs pour la

² Ce document de travail prolonge une étude antérieure sur la loi Galland réalisée en collaboration avec Xavier Boutin (Commission européenne) et Thibaut Vergé (Ensaie-Crest). Il en reprend la démarche, de l'analyse économique aux tests empiriques, et l'adapte à l'évolution récente de la réglementation.

³ Pour une analyse des effets de la réglementation de l'entrée, voir Bertrand et Kramarz (2002), ainsi que le survey de Askénazy et Weidenfeld (2007).

⁴ D'une même catégorie. Les CGV sont dites non discriminatoires.

vente de son produit. Le profit que se partagent producteurs et distributeurs augmente ainsi au détriment du consommateur.

Ces mécanismes économiques sont corroborés par deux études empiriques. Pour la France, Biscourp, Boutin et Vergé (BBV, 2013) suggère que la mise en œuvre de la loi Galland a bien été suivie d'un relâchement de la concurrence entre magasins pour un large échantillon de produits de grande consommation. D'une part, le lien entre prix de vente au détail et concentration des marchés locaux s'est fortement atténué après la Loi Galland, plus nettement pour les produits de marque nationale dont les producteurs disposent d'un pouvoir de marché, que pour les marques de distributeur. D'autre part, la dispersion des prix s'est réduite sur la période, davantage pour les marques nationales que pour les marques de distributeur, les prix tendant à converger entre les magasins initialement les moins chers et les magasins les plus chers. Pour l'Irlande, Collins et al. (2001) montre que le « Groceries Order » de 1987, autorisant les prix de revente minimum⁵, a conduit à un gonflement des marges commerciales pour un groupe particulier de produits (les fruits et légumes).

Au début des années 2000, les effets inflationnistes des lois Galland et Raffarin et le gonflement des marges arrières ont été largement débattus.⁶ En 2004, les pouvoirs publics, privilégiant désormais la stimulation du pouvoir d'achat des ménages, ont chargé une commission d'experts, dite commission Canivet, de faire des propositions de réformes des lois Galland et Raffarin. Le titre de son rapport « restaurer la concurrence par les prix dans la grande distribution » résume bien ses objectifs et ses conclusions. La mise en œuvre de ses recommandations a donné lieu à une libéralisation progressive du secteur par la loi Dutreil, la loi Chatel et la loi de Modernisation de l'économie. S'agissant des relations commerciales, l'objectif des pouvoirs publics était de faire converger le seuil de revente à perte vers le prix d'achat trois fois net et de rendre plus transparentes les prestations de coopération commerciale. S'agissant de la réglementation de l'entrée, la LME a rétabli le seuil de surface d'ouverture des magasins nécessitant une autorisation, au niveau antérieur à la loi Raffarin. A la suite de la commission Canivet, deux autres commissions ont appuyé la nécessité de réformer la réglementation du commerce, la commission Attali pour la libération de la croissance française, et la commission Hagelsteen sur la négociabilité des tarifs. Ces rapports ont influencé l'évolution de la réglementation par le biais de la LME.

L'objectif de cet article est de documenter d'un point de vue empirique les effets sur les prix et sur les marges des réformes des relations commerciales intervenus en France tout au long du cycle de réglementation-libéralisation allant de la loi Galland à la LME, et en particulier de déterminer si la libéralisation de la fin des années 2000 a effectivement permis de revenir à un régime de concurrence par les prix analogue à celui qui prévalait avant la loi Galland. On s'appuie pour cela sur une base de données unique appariant des données individuelles de prix de vente au détail représentatives de l'ensemble du territoire français pour un grand nombre de produits de grande consommation, avec des mesures de concurrence sur les marchés locaux. L'analyse des prix est complétée par celle des marges commerciales, à l'aide de sources fiscales exploitées sur le champ des entreprises mono-établissements. Comme dans l'étude menée par BBV sur la loi Galland, la stratégie empirique consiste à tester les prédictions issues d'une modélisation économique articulant concurrence horizontale entre distributeurs sur les marchés locaux, et relations verticales entre producteurs et distributeurs. On mène des tests empiriques exploitant l'évolution des prix avant et après les changements de réglementation, selon la structure des marchés locaux et les caractéristiques des produits. Les résultats de ces

⁵ Avant de l'interdire de nouveau en 2005.

⁶ Alors que la croissance des prix dans la grande distribution alimentaire était plus faible entre 1994 et 1996 que dans l'ensemble de l'économie (2% contre 3%), elle était nettement plus élevée entre 1997 et 2002 (11.8% contre 6.4%). Selon AC Nielsen, les prix d'un échantillon de 1500 produits de marques nationales ont augmenté de plus de 4% pendant les deux premiers mois de 1997. Selon Boutin et Guerrero (2008) la loi Galland aurait accru l'inflation d'un point entre 1997 et 2004. Par ailleurs, d'après l'association de producteurs ILEC, la marge arrière moyenne serait passée de 22% du prix de gros net en 1998 à 32% en 2003.

tests confirment les conclusions de BBV sur la période entourant la loi Galland, et suggèrent que la libéralisation de la deuxième moitié des années 2000 a bien eu pour effet de restaurer le jeu de la concurrence par les prix dans la grande distribution.

Dans la première section, on rappelle l'évolution de la réglementation des relations commerciales depuis les années 1990, puis on discute les mécanismes économiques par lesquels ces changements de réglementation ont affecté le fonctionnement du marché. Dans la deuxième section, on présente les prédictions générées par ce cadre d'analyse, et la stratégie empirique de confrontation de ces prédictions aux données. La troisième section présente les données. La quatrième section présente les résultats de l'analyse économétrique du lien entre prix et concentration locale. La cinquième section présente les résultats des tests fondés sur l'évolution de la dispersion des prix et des marges commerciales. La dernière section conclut.

1 Analyse économique des relations commerciales

1.1 Prix d'achat, seuil de revente à perte et marges arrières

Les contrats de gros font l'objet de négociations annuelles, dont le socle est constitué par les conditions générales de vente (CGV) du producteur. Jusqu'à la fin des années 2000, les CGV ont eu deux caractéristiques essentielles, le fait d'être publiques et non discriminatoires au sein d'une même catégorie d'acheteurs. Ainsi, dès lors que les CGV ont été annoncées par le producteur, aucun distributeur ne peut prétendre obtenir un traitement préférentiel sur le tarif de base affiché dans les CGV.⁷

Sur la base des CGV, les négociations entre producteurs et distributeurs (les centrales d'achat) portent sur les quantités achetées, les ristournes (réductions conditionnelles au montant de ventes annuel), les services de vente rendus par le distributeur afin de favoriser la vente du produit (la coopération commerciale, telle que la mise en tête de gondole, la publicité), les conditions de la livraison du produit, les modalités de paiement etc. Ces négociations déterminent les conditions auxquelles un distributeur peut se fournir tout au long de l'année, chacune de ses commandes donnant lieu à une facture. Un élément essentiel de la relation commerciale entre producteur et distributeur est la distinction entre deux types de réductions sur le prix d'achat :

- celles qui sont acquises au moment de la commande, et figurent ainsi sur les factures d'achat (on parle de réductions ou de remises non conditionnelles, consenties par exemple en raison du montant de la commande ou du mode de paiement) ;
- celles qui ne peuvent figurer sur ces factures parce qu'elles résultent de conditions dont on ne sait qu'en fin d'année si elles ont été vérifiées (remises dites conditionnelles, comme les réductions liées à des objectifs de vente annuels), ou parce qu'elles ne relèvent pas comptablement de la vente de marchandises (prestation de services commerciaux, comme la coopération commerciale).⁸

Ces réductions définissent trois concepts de prix d'achat :

- le prix **net** (sur facture), qui inclut l'ensemble des réductions acquises au moment de la commande ; il découle directement des CGV, il est par conséquent maîtrisé par le producteur ;
- le prix **deux fois net**, pour lequel on déduit du prix net les ristournes correspondant aux objectifs de vente annuels ;
- le prix **trois fois net**, pour lequel on déduit en outre les réductions de prix induites par la facturation des prestations de coopération commerciale.

⁷ Par la suite, les pouvoirs publics reviendront sur cette interdiction *per se* de discrimination, en autorisant la négociation de conditions particulières de vente (cf. infra).

⁸ Selon les cas, ces remises différées prennent la forme de factures d'avoir distinctes (pour les ristournes) ou de facturation de prestations de services (pour la coopération commerciale).

L'écart entre ces différents concepts de prix d'achat de gros peut être très important. L'écart entre le prix net et le prix trois fois net (coût réellement acquitté par le distributeur) correspond ainsi aux réductions de prix n'apparaissant pas sur la facture d'achat de marchandises. On parle aussi de « marge arrière ».⁹

L'objet de la loi Galland, entrée en vigueur au 1^{er} janvier 1997, était de réformer les relations commerciales en interdisant de façon efficace la **revente à perte**. Celle-ci se définit par le fait de revendre un produit à un prix inférieur au seuil de revente à perte (SRP), défini par la loi Galland comme le **prix net** figurant sur la facture. La logique économique aurait voulu que le SRP soit défini comme le prix d'achat trois fois net, qui représente le coût réel supporté par le distributeur. En revanche, le prix net est plus facilement vérifiable à partir des factures. La conséquence de ce choix du prix net pour le SRP est qu'après la loi Galland, les distributeurs n'ont plus eu la possibilité de répercuter au consommateur final les réductions de prix obtenues grâce à la négociation sur les remises conditionnelles.

Dès le début des années 2000, les pouvoirs publics ont préparé la mise en œuvre de réformes des relations commerciales visant à restaurer le jeu de la concurrence par les prix. Deux pistes ont été explorées de manière non exclusive : la convergence progressive du SRP vers le prix trois fois net, et la négociabilité des conditions générales de vente (donnant lieu à des conditions particulières de vente, les CPV) qui revient à autoriser la discrimination entre acheteurs d'une même catégorie.

On peut résumer la séquence de réglementation-libéralisation des relations commerciales de la façon suivante :

- Période antérieure à la loi Galland : revente à perte prohibée, mais seuil de revente à perte inefficace en pratique.¹⁰
- La **loi Galland** du 1^{er} juillet 1996 « sur la loyauté et l'équilibre des relations commerciales » définit le seuil de revente à perte comme le prix d'achat net figurant sur la facture, majoré des taxes et du prix de transport (elle contient aussi d'autres dispositions : autorisation du refus de vente par le producteur au distributeur, encadrement du référencement et du déréférencement abusif).
- La **circulaire Dutreil** du 16 mai 2003 « relative à la négociation commerciale entre fournisseurs et distributeurs » vise à réduire de façon négociée les marges arrières. Elle réaffirme le rôle des conditions générales de vente comme base de la négociation commerciale, mais encourage la différenciation tarifaire sous forme de la négociation de conditions particulières de vente, dès lors que cette différenciation est justifiée par des contreparties (services rendus non détachables de l'opération de vente-achat, services logistiques par exemple). Elle définit précisément la coopération commerciale. Cette circulaire semble toutefois avoir été peu suivie d'effet, en raison d'incertitudes juridiques entourant son application.
- La **loi Dutreil II** du 2 août 2005 « en faveur des petites et moyennes entreprises », dont le titre VI porte sur la « modernisation des relations commerciales », modifie en premier lieu la définition du SRP. Il devient possible de déduire une partie des marges arrières (exprimées en pourcentage du prix unitaire net du produit) dans le calcul du SRP (au delà d'un seuil de 20 % au 1^{er} janvier 2006, avec un plafonnement à 40 % de l'ensemble des marges arrières, abaissé à 15 % sans plafonnement au 1^{er} janvier 2007). La loi reprend en outre, toujours de façon limitée (sans revenir sur l'interdiction de discriminer) le principe de négociation de CPV (qui doivent être justifiées par la spécificité des services rendus, et transparentes). Elle impose une transparence accrue sur la coopération commerciale par le biais d'un contrat de coopération commerciale précisant le contenu des services et les modalités de rémunération, pour chaque produit et en pourcentage du prix unitaire net. Elle renverse la

⁹ D'après des chiffres de l'ILEC (Institut des liaisons et d'études des industries de consommation) cités par le rapport Canivet, l'ordre de grandeur de la part de la marge arrière en pourcentage du prix net facturé aurait cru constamment, passant de 22 % en 1998 à 32 % en 2003.

¹⁰ Cf. Allain, Chambolle et Vergé (2008).

charge de la preuve, le distributeur devant désormais démontrer la réalité des services de coopération commerciale facturés au producteur, cette disposition devant faciliter les contrôles par l'administration.

- La **loi Chatel** du 3 janvier 2008 « pour le développement de la concurrence au service du consommateur », dont le titre Ier contient les dispositions relatives à la « modernisation des relations commerciales », permet de déduire du SRP l'ensemble des réductions hors factures. Le SRP devient donc égal au prix d'achat trois fois net. Les relations commerciales doivent faire l'objet d'une convention unique (CGV, CPV, coopération commerciale, les prestations d'autres services, dits « services distincts »).
- La loi du 4 août 2008 de **modernisation de l'économie** traite dans le chapitre II du titre I (« mobiliser la concurrence comme nouveau levier de croissance ») de la mise en œuvre de la deuxième étape de la réforme des relations commerciales, et dans son chapitre IV du « développement du commerce » (réglementation de l'entrée). S'agissant des relations commerciales, la LME renforce la libre négociabilité des conditions de vente en abrogeant l'interdiction *per se* de discriminer sur les tarifs, i.e. en autorisant la discrimination entre clients d'une même catégorie, sans exigence de justification par la spécificité des services rendus (dès lors qu'elle n'a pas de caractère anticoncurrentiel et qu'elle n'introduit pas de « déséquilibre significatif »). Elle renforce l'exigence de formalisation de l'ensemble des relations commerciales (CGV, CPV, services de coopération commerciale) dans un document unique (« plan d'affaires »). Simultanément, la LME (chapitre IV) relève le seuil d'autorisation administrative d'ouverture de magasin à 1000 m².

1.2 Prix de revente minimum et concurrence

L'imposition par un producteur d'un prix de revente à ses distributeurs est en général jugée anti-concurrentielle. D'un point de vue théorique, l'impact sur le bien-être est ambigu et dépend du contexte économique (Rey et Vergé, 2008). En présence d'externalités, il peut être positif (Mathewson et Winter, 1984 ; Rey et Tirole, 1986).¹¹ Mais les conditions requises ne semblent pas réunies dans le cas de la vente de produits de grande consommation. A contrario, Dobson et Waterson (2007) et Rey et Vergé (2010) suggèrent que l'introduction d'un prix minimum de revente peut avoir un impact particulièrement négatif sur le bien-être lorsque les fabricants vendent leurs produits par le biais des mêmes réseaux de distribution. D'un point de vue empirique, Lafontaine et Slade (2008) relèvent l'absence de résultat robuste. L'étude de la loi Galland, puis des lois Dutreil, Chatel et de la LME permet de documenter les effets sur les prix de l'imposition puis de la suppression d'un prix de revente minimum.

On reprend ici le cadre de modélisation de O'Brien et Shaffer (1992), qui capte un élément important des relations entre producteurs et distributeurs : l'incertitude qu'ont ces derniers sur les coûts d'achat de leurs concurrents. On considère un producteur disposant d'un pouvoir de marché (initialement un monopole) et distribuant son produit par le biais d'un ensemble de distributeurs se faisant concurrence en prix de façon imparfaite¹². Lorsque le producteur négocie le prix de gros¹³ avec chacun des distributeurs dans le cadre de *négociations bilatérales secrètes*, il ne peut exercer pleinement son pouvoir de marché : le prix de revente d'équilibre est

¹¹ L'exemple classique est celui où les consommateurs valorisent la fourniture d'un conseil de vente préalable à l'achat mais où les distributeurs ne peuvent facturer ce service que par le biais du prix de vente. Les consommateurs peuvent alors bénéficier gratuitement du conseil avant d'effectuer leur achat auprès d'un concurrent vendant le produit à un prix inférieur sans fournir le conseil de vente. A l'équilibre concurrentiel, le service n'est pas fourni.

¹² Du fait de la différenciation spatiale, de la différenciation des services de vente et de l'existence de contraintes de capacité (limites à l'extension des surfaces de ventes).

¹³ Une fois les CGV annoncées, la négociation porte sur l'ensemble des remises hors factures. Avant la loi Galland, la distinction entre remises conditionnelles et non conditionnelles n'est pas pertinente.

plus faible que celui qui maximise le profit total, du fait d'une externalité verticale¹⁴. Les négociations bilatérales secrètes ne prenant pas en compte l'impact sur le profit des autres distributeurs, chaque distributeur privilégie ses propres ventes et tente de faire baisser le prix de gros. Le prix de revente est alors trop faible à l'équilibre pour maximiser le profit joint. Si l'un des distributeurs acceptait un prix plus élevé, le producteur aurait intérêt, une fois le contrat signé, à accorder des remises secrètes à ses concurrents. Cet « opportunisme » du producteur¹⁵ provient de son avantage informationnel vis à vis des distributeurs dans le cadre de négociations bilatérales secrètes. Les distributeurs rationnels anticipent ce comportement d'opportunisme et refusent un prix élevé. Le seul équilibre de ce jeu est concurrentiel. Dans ce cas, un tarif binôme ne fournit pas un instrument suffisant pour éliminer l'externalité verticale, et la concurrence qui s'exerce en aval remonte vers l'amont.¹⁶

Dans ce contexte, qui correspond au régime de concurrence antérieur à la loi Galland, l'analyse de O'Brien et Shaffer (1992) montre qu'un prix de revente minimum public, crédible et commun à l'ensemble des distributeurs, permet d'éliminer l'externalité verticale. Or la loi Galland fournit un seuil légal, le SRP défini comme le prix net, en deça duquel aucun distributeur ne peut abaisser son prix de vente au détail. Ce prix de revente minimum est crédible car imposé par la loi, et vérifiable par un tribunal. Il est librement choisi par le producteur par le biais de ses conditions générales de vente (non discriminatoires). Ainsi, un producteur doté d'un pouvoir de marché peut fixer ses CGV à un niveau élevé pour induire un SRP élevé et s'assurer d'un prix de revente élevé. Lors des négociations commerciales, les distributeurs acceptent ce prix de gros élevé, parce qu'il savent que le producteur ne pourra pas accorder de réduction de prix à ses concurrents qui puisse se traduire par une baisse de leur prix de revente au détail. Pour que les distributeurs acceptent ce prix de gros élevé, il faut toutefois que leur profit soit supérieur ou égal à celui qui prévaudrait en l'absence de prix minimum. Mais comme le producteur élimine l'externalité verticale, il parvient à augmenter le profit total de l'ensemble constitué du producteur et des distributeurs, aux dépens du consommateur (dont les préférences sont à l'origine du pouvoir de marché du producteur). Le profit total est ensuite redistribué entre producteurs et distributeurs sous forme de transferts financiers, par exemple sous la forme de « coopération commerciale ». Ainsi, les distributeurs acquittent un prix de gros net plus élevé, mais ce prix net élevé est compensé par des réductions « hors facture » sur le prix d'achat, en d'autres termes par des marges arrières. Ces marges arrières, en raison de la définition du SRP comme le prix d'achat net sur facture, ne peuvent en revanche être répercutées dans le prix de vente au détail.

L'analyse précédente explique la logique économique des réformes des années 2000 : faire converger le SRP vers le prix trois fois net pour permettre aux distributeurs de répercuter l'ensemble des remises sur le prix de vente au détail ; accroître la transparence de la coopération commerciale pour limiter les flux financiers sans contrepartie commerciale réelle ; favoriser la négociabilité des CGV pour limiter le contrôle du prix net par le producteur ; favoriser enfin l'entrée sur les marchés locaux.

Dans l'analyse précédente, on néglige toutefois la concurrence que se livrent entre eux les producteurs de différentes pour un même produit. Pour un résultat théorique d'application plus générale, il faut étudier le cas de la concurrence inter-marques (a priori de marques

¹⁴ L'externalité verticale la plus simple est celle de la « chaîne de monopoles » (un producteur en monopole vend à un distributeur en monopole) qui peut être éliminée par le producteur en proposant un tarif binôme composé d'un prix de gros linéaire égal au coût marginal de production, et d'un montant indépendant de la quantité vendue. Le producteur aligne les incitations du distributeur avec l'intérêt commun des deux acteurs en fixant une marge amont sur le prix de gros nulle, et une marge aval égale à la marge totale induisant le profit intégré. Le profit total est redistribué par le biais du montant fixe (cf. Tirole, 1988).

¹⁵ Cf. Hart et Tirole (1990), dans un contexte de concurrence en quantités.

¹⁶ Ce résultat reste valable quand les distributeurs disposent également d'un pouvoir de négociation (Marx et Shaffer, 2007, et Miklòs-Thal et al., 2011). En revanche, si le caractère secret des négociations disparaissait de l'analyse, un tarif binôme suffirait à rétablir le profit de monopole.

nationales, dont les producteurs sont les plus susceptibles d'exercer un pouvoir de marché, cf infra 2.2). Cette analyse, plus complexe, fait l'objet d'une étude théorique séparée. On donne ici des éléments traitant cette question dans la littérature. Rey et Vergé (2010) étudient le cas de plusieurs producteurs disposant d'un pouvoir de marché et vendant leurs produits par le biais des mêmes réseaux de distribution¹⁷. Dans le cas simple où les producteurs vendent leurs produits par le biais d'un seul distributeur en monopole, il suffit à chaque producteur de pratiquer un tarif binôme, avec un prix de gros unitaire égal au coût marginal de production, et une partie fixe permettant de redistribuer le profit. Lorsque plusieurs distributeurs sont en concurrence, le tarif binôme ne suffit plus à restaurer le profit optimal. Rey et Vergé montrent que la combinaison d'un tarif binôme et d'un prix de revente imposé permet d'éliminer à la fois la concurrence intra-marque et la concurrence inter-marque.¹⁸

Enfin, il faut étudier le cas spécifique des marques de distributeurs (MDD).¹⁹ La fabrication des MDD est le plus souvent sous-traitée à des PME indépendantes sur la base d'un cahier des charges élaboré par le distributeur.²⁰ Si les MDD sont substituables aux marques nationales, elles affectent la négociation commerciale entre distributeurs et producteurs de marques nationales, même si le prix de vente des MDD ne peut y figurer explicitement. La question est alors de savoir si le producteur de marque nationale parvient à inciter les distributeurs à adopter des prix de MDD qui ne nuisent pas à l'exercice de son pouvoir de marché, dans un contexte où les MDD des différents distributeurs sont elles-mêmes en concurrence.²¹ Cette question fait également l'objet d'une étude séparée. Innes et Hamilton (2009) donne des éléments de réponse dans le cas où un producteur de marque nationale en monopole²² distribue son produit par l'intermédiaire de deux distributeurs différenciés spatialement, qui distribuent également une même MDD produite de façon concurrentielle. Dans ce modèle, le consommateur achète les deux variétés du produit dans un même magasin. Le producteur est supposé capable d'imposer un prix de revente pour son produit, et négocie avec chaque distributeur un prix de gros non linéaire pour la marque nationale.²³ La MDD est produite directement par le distributeur ou contractualisée avec les entreprises du secteur producteur concurrentiel. Innes et Hamilton montrent que le producteur peut utiliser le tarif non linéaire et le prix de revente imposé pour contrôler le prix de la MDD et réaliser le profit collectif maximal. La stratégie choisie par le producteur dépend de la substituabilité entre marque nationale et MDD.

In fine, les stratégies économiques en réponse aux réformes des relations commerciales et leur impact sur la concurrence dépendent de la substituabilité entre marques nationales, entre MDD

¹⁷ « Interlocking relationship ».

¹⁸ Une autre piste de recherche est la prise en compte d'interactions répétées. Jullien et Rey (2007) montrent que l'introduction de prix de revente minimum peut faciliter la collusion tacite entre les producteurs, en facilitant l'identification des déviations de prix. Ce résultat est démontré dans le cas où les producteurs ont leurs propres réseaux de distribution. S'il ne s'applique pas directement à la grande distribution, l'affaire du « cartel des lessives », où les principaux industriels se seraient entendus sur les prix entre 1997 et 2004, suggère que ces mécanismes peuvent être pertinents.

¹⁹ L'enjeu de la concurrence des MDD est important : d'après AC Nielsen (2010) la part de marché des MDD a été multipliée par deux (de 17 à 34%) entre 1993 et 2008.

²⁰ Dans ce cas, et dans celui où le distributeur internalise la fabrication, celui-ci a la maîtrise de la stratégie de prix et de positionnement de la MDD. Il accroît son pouvoir de négociation avec les producteurs de marques nationales. Dans le cas où la fabrication est sous-traitée à ces derniers, qui peuvent alors utiliser les MDD pour optimiser leur capacité de production, le distributeur perd en partie le contrôle de sa MDD. Dans ce contexte, la décision de sous-traiter, et à quel type d'acteur, devrait également être modélisée.

²¹ Dans le contexte de la loi Galland, le producteur peut inciter les distributeurs à limiter la concurrence qu'ils se livrent sur les MDD, par le biais de remises conditionnelles aux quantités vendues.

²² L'analyse est étendue au cas d'un oligopole produisant des biens différenciés.

²³ Le jeu comporte trois étapes correspondant au contrat de gros négocié entre le monopole et les distributeurs, au contrat négocié entre distributeurs et producteurs concurrentiels, et enfin en une concurrence en prix sur le prix de la MDD, le prix de revente de la marque nationale étant fixé par son producteur. Les prix de gros sont supposés être observés lors de la dernière étape.

de différents distributeurs, et entre marques nationales et MDD. Seule l'analyse empirique peut permettre d'évaluer l'impact concurrentiel de ces réformes.

2 Identifier les effets des changements de réglementation des relations commerciales

2.1 Stratégie empirique

Les réformes de 1996, 2005 et 2008 s'appliquent simultanément à l'ensemble des acteurs de l'économie. Elles n'offrent donc pas une expérience « naturelle » au sens où il serait possible de comparer l'évolution des prix autour des dates de mise en oeuvre des réformes, entre un groupe de magasins a priori affecté par les réformes et un groupe de contrôle de caractéristiques comparable qui n'aurait pas été concerné par ces réformes.

Une autre voie consiste à mener une analyse structurelle pour identifier les paramètres de préférence des consommateurs (substitution entre marques) ainsi que les paramètres caractérisant les interactions entre producteurs et distributeurs. Bonnet et Dubois (2010) étudient ainsi les contrats entre producteurs et distributeurs sur le marché de l'eau en bouteilles distribuée grandes surfaces. Ils obtiennent des résultats compatibles avec l'utilisation de tarifs binômes et de prix de revente minimum. Mais une analyse structurelle exige de disposer de données sur les quantités vendues. Des données combinant prix de vente, caractéristiques détaillées des produits et quantités achetées seront peut-être disponibles à l'avenir (données de type « scanner ») mais probablement pas sur l'ensemble de la période requise pour cette étude.

On utilise une stratégie empirique intermédiaire entre ces deux approches :

- comme dans une approche structurelle, on s'appuie sur une modélisation micro-économique ;
- faute de données sur les quantités permettant d'estimer les paramètres structurels du modèle, on déduit de celui-ci des prédictions reliant l'évolution des variables observées (prix, structures de marché, caractéristiques des produits) à la mise en oeuvre de changements réglementaires ;
- on teste ces prédictions sur les données.

Ces tests empiriques sont d'autant plus forts que les prédictions testées sont peu susceptibles d'être générées par des chocs autres que les chocs de réglementation des relations commerciales. En particulier, elles ne doivent pas pouvoir être générées par des chocs sur les coûts, sur la demande, ou par des chocs de réglementation concomitants (ici la réforme de la réglementation de l'entrée).

La robustesse de nos tests est par ailleurs renforcée par le fait qu'on suit l'ensemble d'un cycle de réglementation-libéralisation : la probabilité qu'un événement prédit par le modèle se réalise pour des raisons fortuites diminue parce que la même prédiction peut être testée à deux dates différentes dans des directions inverses.

2.2 Prédictions et traductions empiriques

Le résultat principal de l'analyse économique est que l'introduction d'un prix minimum de revente doit se traduire par une atténuation de la concurrence en prix intra-marque, et sa suppression progressive par une restauration progressive de cette concurrence. Cette atténuation-restauration de la concurrence doit en outre être observée plus nettement pour les produits dont le fabricant dispose d'un fort pouvoir de marché. Pour tester ces prédictions, on est confrontés à deux difficultés :

- on n'observe pas directement l'intensité de la concurrence intra-marque ;
- on n'observe pas directement le pouvoir de marché des producteurs.

2.2.1 Mesure empirique du pouvoir de marché du producteur

Pour approximer le pouvoir de marché du producteur, on utilise la marque du produit vendu, en distinguant deux types de marques : les « marques nationales » (vendues par l'ensemble des distributeurs, et qui sont la propriété du producteur) et les « marques de distributeur » (vendues par un seul distributeur, propriétaire de la marque).²⁴

Les marques nationales incorporent un investissement important en innovation et en publicité, qui se traduit en termes de notoriété et de réputation de qualité. Cet investissement affecte les préférences du consommateur et est à l'origine du pouvoir de marché du producteur. Ces marques sont souvent fabriquées par des sociétés appartenant à de grands groupes.

A l'inverse, les marques de distributeurs ont une qualité perçue inférieure, et sont le plus souvent fabriquées en sous-traitance par des PME, selon un cahier des charges élaboré par le distributeur. Typiquement, ces producteurs n'ont pas de pouvoir de marché, et sont mis en concurrence avec d'autres sous-traitants, y compris à l'étranger, pour l'attribution du contrat.²⁵

Seuls les producteurs de marques nationales traitant avec l'ensemble des groupes de distribution sont confrontés au problème d'externalité verticale et ont une incitation à manipuler le seuil de revente à perte pour exercer au mieux leur pouvoir de marché.

Si les deux types de marque sont indépendantes dans l'utilité des consommateurs, les prédictions liées aux réformes des relations commerciales sont tranchées, les MDD n'étant pas affectées alors que les marques nationales le sont. Dans le cas contraire, plus probable, on s'attend à ce que les MDD soient affectées indirectement par les changements de réglementation : l'atténuation de la concurrence intra-marque pour les marques nationales, qui se traduit par une hausse de leur prix toutes choses égales par ailleurs, peut conduire à ce que les acteurs intègrent à leurs contrats des incitations conduisant à limiter les ventes de MDD. Ce processus peut être progressif, le temps que les agents écrivent les contrats complexes prenant en compte les incitations des distributeurs, ou que les capacités de production de MDD s'ajustent.²⁶ Alternativement, si les MDD sont plus substituables aux marques nationales (dans le magasin) qu'elles ne le sont entre elles (entre magasins de chaînes différentes), l'atténuation de la concurrence entre magasins sur les marques nationales peut suffire à atténuer la concurrence sur les MDD.

Pour tenir compte du fait que les marques nationales sont affectées directement, alors que les MDD sont affectées indirectement par le biais d'effets de substitution, on formule une prédiction de la forme « les marques de distributeur ont du être moins affectées à court terme par les changements de réglementation que les marques nationales ».

2.2.2 Mesure empirique de la concurrence intra-marque

Une prédiction simple est que les prix de vente au détail ont dû augmenter après la loi Galland, puis diminuer progressivement lors de la phase de libéralisation des années 2000. Cette prédiction est en revanche faible car les prix peuvent fluctuer de façon importante sans rapport avec les changements de réglementation des relations commerciales, par exemple du fait de

²⁴ La catégorie des MDD recouvre les marques d'enseigne (portant le nom de l'enseigne), les marques propres (portant un autre nom, mais qui sont la propriété du distributeur), et les produits « sans marque » ou « 1^{er} prix » (cf. section 3 sur les données).

²⁵ Selon le rapport Canivet, 90 % des références sous MDD sont fabriquées par des PME. Selon Moati et al. (2007) les MDD vendues à la grande distribution en 2003 sont fabriquées pour 69 % par des PME françaises indépendantes, pour 19 % par des PME étrangères et pour 12 % par des groupes. Selon une étude réalisée par AC Nielsen pour 2008, la part des PME françaises dans la fabrication de MDD est de 57 %, celle des PME étrangères de 26 %, celle des groupes français de 10 % et celle des groupes étrangers de 7 %.

²⁶ Du fait du délai requis pour que les PME productrices de MDD réalisent des investissements de capacité, mais aussi des barrières à l'entrée qui freinent le développement des chaînes de hard discount indépendantes.

chocs sur le coût des matières premières, sur les coûts de distribution, ou du fait des changements de réglementation de l'entrée. L'analyse doit permettre de contrôler les chocs inflationnistes de ce type.

Une prédiction plus forte est que les évolutions précédentes devraient être plus marquées, à caractéristiques de produit, de format de vente, et à conditions de marché données, pour les producteurs ayant un fort pouvoir de marché, en d'autres termes pour les marques nationales relativement aux MDD. Mais l'écart de prix entre catégories de marques peut également refléter à plus long terme des stratégies de différenciation affectant le positionnement relatif des marques nationales par rapport aux MDD.

Pour traduire de façon plus directe la prédiction d'affaiblissement (puis de restauration) de la concurrence intra-marque, on exploite ensuite la variabilité des structures de marchés au niveau local. Une mesure usuelle de structure de marché est la concentration du marché (cf section 3 infra). Si la loi Galland s'est traduite par une atténuation de la concurrence intra-marque, et sa suppression progressive par une restauration de cette concurrence, on s'attend à ce que la corrélation entre prix et concentration locale, à caractéristique de produit, format de vente, et caractéristiques de la demande locale données, se soit atténuée à partir de 1997, puis ait progressivement rejoint son niveau initial à la fin des années 2000. Comme précédemment, on s'attend en outre à ce que ces évolutions soient plus marquées (resp. moins marquées) pour les marques nationales (resp. les MDD).

La concurrence intra-marque ne devrait pas être affectée par les chocs sur les coûts de production et de distribution, principalement déterminés par des facteurs nationaux (coût du travail, de l'énergie, coût des matières premières). Ce test sera par ailleurs d'autant plus fort qu'on mènera une analyse en évolution plutôt qu'en coupe, c'est-à-dire qu'on contrôlera une éventuelle composante locale des coûts de distribution invariante dans le temps. Si les chocs de coûts sont en général des chocs macroéconomiques, les chocs de demande peuvent avoir une dimension locale. A priori, des chocs sur la demande locale peuvent avoir un impact sur les prix d'équilibre, mais il est difficile de proposer un test qui soit robuste de façon générale à de tels chocs. Il est donc nécessaire de contrôler au mieux ce type de chocs dans l'analyse empirique. En premier lieu, l'hétérogénéité des marchés constante dans le temps peut être contrôlée par des effets fixes. On introduit également des contrôles captant les chocs de demande locale, soit par le biais de données fiscales localisées, soit par le biais d'informations sur le chômage local (cf. section 3).

2.2.3 Dispersion et convergence des prix

L'analyse théorique suggère que l'introduction d'un prix de revente minimal permet d'éliminer la concurrence intra-marque. On s'attend alors à ce que la dispersion des prix pour un produit donné diminue, toutes choses égales par ailleurs. Inversement, on s'attend à ce que cette dispersion augmente de nouveau après la suppression de la législation permettant l'établissement du prix minimum. On s'attend enfin à ce que cette baisse de la dispersion du prix de vente soit moins forte (au moins à court terme) pour les marques de distributeur que pour les marques nationales.

Comme les négociations sur les prix ont lieu de façon centralisée au niveau national, entre les producteurs et les centrales d'achat des groupes de distribution, alors que les prix de vente au détail sont fixés selon les conditions de marché locales, le prix minimum de revente n'a pas le même caractère contraignant pour tous les magasins : certains d'entre eux, initialement implantés sur des marchés plus concurrentiels, ou pratiquant des prix plus faibles en raison de coûts de distribution inférieurs, peuvent avoir été fortement affectés, alors que d'autres, initialement plus chers, ne l'ont pas été parce que la contrainte de prix minimum national n'est pas active pour eux. Il doit résulter de l'exercice plus efficace de son pouvoir de marché par le producteur, que le prix de revente minimum est supérieur au minimum des prix de revente antérieurs à la loi Galland. Ainsi, les magasins dont le prix était initialement plus faible dans la

période antérieure à la loi Galland, devraient connaître une croissance des prix plus forte que les autres autour de la mise en oeuvre de la loi Galland. En d'autres termes, on s'attend à ce qu'une certaine convergence des prix ait lieu entre les magasins. Inversement, on s'attend à un mouvement symétrique de divergence des prix à la fin des années 2000.

2.2.4 Relations commerciales ou réglementation de l'entrée ?

La loi Raffarin (juillet 1996) a abaissé le seuil d'autorisation d'ouverture de 1000 m² à 300 m². La LME (août 2008) a rétabli ce seuil à 1000 m². Ces changements de réglementation de l'entrée sont simultanés avec ceux de la réglementation des relations commerciales. Il faut donc se demander si les tests empiriques proposés ci-dessus permettent de distinguer leurs effets.

En présence d'asymétries d'information, les changements de réglementation de l'entrée pourraient d'abord affecter les prix par leurs effets sur la menace d'entrée (à structure de marché donnée). Une entreprise peut limiter l'exercice de son pouvoir de marché dans le but de décourager les entrants potentiels, en leur envoyant le signal que ses coûts sont bas ou que le marché est peu rentable. Un affaiblissement de la menace d'entrée réduirait l'incitation des entreprises en place à limiter leurs marges pour décourager l'entrée. On observerait une hausse du prix des entreprises peu concurrencées, les marchés concurrentiels étant peu affectés. Le lien entre prix et concentration devrait se resserrer et la dispersion des prix devrait augmenter. Symétriquement, un renforcement de la menace d'entrée (LME) induirait une baisse des prix sur les marchés les moins concurrentiels, une atténuation du lien entre prix et concentration et une baisse de la dispersion des prix. Ces effets sont opposés à ceux des changements de réglementation des relations commerciales. S'ils sont significatifs, le biais va dans le sens d'une sous-estimation de ces derniers.

Un autre effet potentiel passe par l'impact de la réglementation de l'entrée sur les structures de marché. L'hétérogénéité initiale des structures de marché peut s'expliquer par l'existence de barrières à l'entrée depuis la loi Royer de 1974.²⁷ L'accès au marché est en effet influencé de façon complexe par la réglementation, l'environnement politique local, et potentiellement par les acteurs déjà en place. Certains marchés peuvent donc bénéficier durablement de conditions d'entrée plus favorables que d'autres. Etant donné cette hétérogénéité initiale, une législation restreignant l'entrée (loi Raffarin) devrait stabiliser la dispersion des structures de marché, sans effet sur le lien entre prix et concentration ou sur la dispersion des prix. Une libéralisation de l'entrée (LME) devrait favoriser la convergence des structures de marché²⁸ donc la diminution de la dispersion des prix, et dans la mesure où la variabilité de la concentration diminuerait fortement, l'affaiblissement du lien en coupe temporelle entre prix et concentration. En revanche, la variation temporelle de la concentration devrait être atténuée après une hausse des barrières à l'entrée, et renforcée après leur abaissement. Dans la mesure où cette variabilité serait fortement affectée, le lien entre variation du prix et variation de la concentration tendrait à s'affaiblir (loi Raffarin) ou se renforcer (LME). Ainsi, les tests portant sur le lien en coupe temporelle entre prix et concentration tendraient à sous-estimer les effets des changements de réglementation des relations commerciales, alors que les tests portant sur les variations temporelles tendraient à les surestimer. Dans la suite, nos tests reposent sur l'évolution dans le temps du coefficient de la concentration dans des régressions de prix. On effectue à la fois des régressions en coupe temporelle et des régressions incluant des effets fixes de magasin, sur des

²⁷ Selon Bertrand et Kramarz (2002), entre 1974 et 1998, seuls 40% des dossiers soumis aux commissions d'évaluation auraient été approuvés.

²⁸ Dans le cas de la LME, le relèvement du seuil d'autorisation de 300 m² à 1000 m² permet aux chaînes de Hard Discount allemand d'ouvrir un magasin au format classique (entre 700 m² et 1000 m²) ou d'agrandir un magasin de plus petit format sans être tributaire de la décision d'une commission. Toutes choses égales, l'entrée est par ailleurs plus profitable sur les marchés moins concurrentiels.

périodes entourant les changements de réglementation.²⁹ On compare les résultats de ces régressions. Pour préciser les sources de l'identification dans les régressions à effets fixes, on décompose en outre l'effet de la concentration en un effet de la concentration moyenne du marché sur la période (interagi avec l'année et en écart à une date de référence) et un effet de l'écart à cette moyenne (cf. section 4). Enfin, pour que les mécanismes théoriques décrits plus haut soient significatifs pour l'analyse empirique, il faudrait que les structures de marché réagissent rapidement et fortement aux changements de réglementation. A l'examen des données, il apparaît que ce n'est pas le cas.

La réglementation de l'entrée ne détermine pas directement les structures de marché. Elle fixe un cadre, mais les conditions de son application, complexes, peuvent varier entre marchés et au cours du temps. Dans les faits, les structures de marché évoluent lentement et avec retard. On décrit maintenant leur évolution tout au long de la période, en particulier autour des changements de réglementation de l'entrée.

Le premier élément de l'évolution des structures de marché est la variation du nombre de magasins et de la surface de vente totale. Sur la première période, la loi Raffarin avait été précédée dès 1993 par une circulaire gelant les autorisations.³⁰ Du fait de l'existence de délais de construction (environ 2 ans), l'entrée se poursuit en début de période, sur la lancée des autorisations d'ouverture accordées avant 1993. Elle est ensuite ralentie sans être arrêtée, les distributeurs développant des stratégies de contournement de la loi en ouvrant des magasins d'un format de vente juste inférieur au seuil réglementaire (299 m²). On a donc un infléchissement progressif de l'entrée au cours de la première période (graphique A1 en annexe). Sur la seconde période, l'impact de la LME n'est pas non plus instantané du fait des délais de construction : l'impact d'une libéralisation en 2009 devrait se faire sentir 2 à 3 ans plus tard. En outre, les conditions d'entrée avaient déjà été assouplies bien avant 2009 par les commissions d'examen. L'examen de l'évolution des surfaces de vente montre une absence de rupture à la fin des années 2000 (graphique A1 en annexe).

Un deuxième élément à prendre en compte est la contribution des différentes formes de vente à l'entrée. Le fait marquant sur la période est que la hausse du nombre de GSA (+3500 unités) est presque égale à celle du nombre de magasins de hard discount³¹, soit du fait de l'ouverture de nouveaux magasins soit d'une substitution par rachat ou transformation de supermarchés traditionnels par des hard discount. Même si l'expansion du hard discount est freinée après 1997, elle accélère de nouveau à partir de 2002. La surface moyenne de ses magasins diminue jusqu'en 2005 puis repart à la hausse. Par contraste, le nombre de GSA traditionnelles (hypermarchés et supermarchés) est stable sur la période, mais la surface par magasin progresse de façon importante, avec un ralentissement en 1997 suivi d'une reprise après 2002 (graphiques A1 et A2 en annexe).³²

Un troisième élément est la structuration du parc de magasins par réseaux d'enseigne. Le frein mis à leur développement par ouverture de nouveaux magasins a été compensé après 1997 par un recours à la croissance externe (fusions et acquisitions). Ainsi, l'OPA d'Auchan sur Docks de France (1996) suit le vote de la loi Raffarin. Celle-ci a été suivie de peu par le rachat de Baud par Casino (fin 1997), des Comptoirs modernes par Carrefour (fin 1998), et surtout par la fusion entre Promodès et Carrefour (fin 1999). Les premières fusions ont un impact modéré, la dernière étant la plus massive. Si ces fusions n'ont pas d'effet visible sur les surfaces totales, elles affectent en revanche la concentration par chaînes de distribution sur les marchés locaux.

²⁹ Et non des régressions séparées sur les périodes précédant et suivant ces changements. On utilise donc toute la variation temporelle de la période (à chaque date, on est en écart à la moyenne de la période).

³⁰ Cf. Askénazy et Weidenfeld (2007).

³¹ Le format hard discount correspond ici aux enseignes Aldi, CDM, ED, Leader Price, Le Mutant, Lidl, Netto, Norma, Penny, Treff.

³² La surface de vente totale des GSA progresse de 7,5 millions de m². Le hard discount ne contribue que pour 2,7 millions de m², contre 4,8 pour les formats de vente traditionnels.

In fine, il faut donc documenter l'évolution des structures de marché en prenant en compte ces différents éléments. On considère pour cela les deux périodes entourant respectivement les lois Galland et Raffarin, puis les réformes des années 2000, sur le champ des marchés présents dans nos données de prix (cf. section 3 infra). On examine l'évolution de la surface de vente totale des marchés, de la part du hard discount et de la concentration, pour les communes présentes continuellement sur ces deux périodes (graphiques A3 à A10 en annexe).³³ Sur la première période, la dispersion de la concentration calculée par magasins entre marchés locaux diminue d'abord très légèrement avant de se stabiliser. La dispersion de la concentration par centrales d'achat diminue d'abord légèrement avant d'augmenter légèrement du fait des fusions de la fin de période. Ces évolutions affectent de façon marginale la dispersion entre marchés à une date donnée. Sur la seconde période, on observe une baisse lente et régulière de la concentration. Enfin, l'examen des données ne montre pas d'atténuation forte de la variabilité temporelle de la concentration après la loi Raffarin, ni d'augmentation forte après la LME (cf. tableau A0 en annexe).

3 Données

On exploite une base de données unique appariant les prix de vente au détail relevés au niveau des magasins, et les caractéristiques des marchés locaux entourant ces magasins. Pour corroborer l'analyse des prix, on utilise également des données fiscales sur la marge commerciale.

3.1 Données de prix

On utilise les relevés individuels servant au calcul de l'indice des prix à la consommation de l'Insee (IPC). L'échantillon est représentatif des produits vendus par les différentes formes de vente du commerce de détail sur l'ensemble du territoire français. Le champ géographique de l'étude est la France métropolitaine.

L'IPC utilise une nomenclature de produits très détaillée, qui lui est propre. On retient les produits (« variétés » dans la terminologie de l'IPC) dits homogènes, dont les caractéristiques physiques sont le moins variables au sein d'un même code. On a conservé les variétés appartenant aux postes de consommation (niveau plus agrégé de la nomenclature IPC) présents sur l'ensemble de la période.³⁴ Parmi les variétés homogènes, on retient celles qui sont distribuées par les différentes formes de vente de la grande distribution à dominante alimentaire. On écarte ainsi un certain nombre de produits vendus par les seuls hypermarchés, format de vente dont l'assortiment est le plus large. Pour de tels produits, la mesure de concurrence est en effet compliquée par le fait qu'il faudrait prendre en compte la distribution non alimentaires spécialisées.³⁵ Au total, on dispose d'un échantillon de 266 variétés, dont trois quarts relèvent de l'alimentaire. Les prix et les caractéristiques des produits sont relevés par les enquêteurs de l'Insee dans les rayons mêmes des magasins. La périodicité est mensuelle. A chaque prix est associé une quantité correspondant au conditionnement du produit, qui permet de calculer un prix unitaire. La marque est également saisie en clair.

Pour construire la distinction entre marque nationale et marque de distributeur de façon homogène sur l'ensemble de la période, on s'appuie sur la marque du produit et sur l'enseigne

³³ Afin d'éviter les ruptures liées à l'évolution de l'échantillon des points de vente de l'IPC au cours du temps.

³⁴ Les résultats de l'étude ont été également répliqués sur des données cylindrées par variétés. Ils sont très peu sensibles à ce cylindrage.

³⁵ Pour l'habillement ou les carburants par exemple.

du magasin. Ces deux variables ont été codées à partir de l'information saisie par les enquêteurs.³⁶ Les MDD sont ensuite repérées de trois façons différentes.

On recherche d'abord dans la marque la présence d'un nom d'enseigne. Cette première étape permet d'identifier les MDD à l'enseigne du distributeur (marques d'enseigne). Pour repérer les marques propres, qui ne portent pas l'enseigne du distributeur mais sont distribuées par un seul groupe de distribution, on procède en deux étapes. On construit une table de passage entre enseignes et centrales d'achat tenant compte des opérations de fusion de la période³⁷, et on attribue une centrale d'achat à chaque magasin pour chaque année. On peut alors déterminer pour chaque marque la part de la première centrale d'achat dans nos relevés de prix. Lorsque cette part excède 90 % en nombre de relevés ou en nombre de points de vente (et au delà d'un seuil de nombre de relevés ou de points de vente) on code la marque correspondante comme une marque propre. Enfin, la recherche de mots clés tels que « 1^{er} prix », « sans marque » ou « distributeur » permet d'identifier d'autres libellés relevant de la catégorie des MDD. Lorsque la marque est non renseignée³⁸, on utilise une règle d'imputation fondée sur la forme de vente : comme les MDD sont prédominantes dans le format hard discount, alors que les marques nationales le sont dans les formats de vente classique, on affecte les marques non renseignées à la catégorie des MDD lorsque la forme de vente est le hard discount, et à la catégorie des marques nationales pour les formats de vente classique.³⁹

Les formes de vente de la grande distribution à prédominance alimentaire sont codifiées par l'IPC :

- Les **hypermarchés** sont les magasins ayant la surface de vente la plus grande (2500 m² ou plus) ; ils sont en général localisés à la périphérie des villes. Ils vendent un assortiment de produits très large, dans l'alimentaire et le non alimentaire.
- Les **supermarchés** ont une surface de vente comprise entre 400 et 2500 m². Ils sont localisés plus près des centres villes, voire en centre-ville. La part des produits non alimentaires y est plus faible que dans les hypermarchés.
- Les **supérettes** ont une surface de vente comprise entre 120 et 400 m². Elles remplissent un rôle de proximité au sein des groupes de distribution. Elles vendent un assortiment de produits plus étroit.
- Les magasins de **hard discount** sont comparables à des supermarchés ou à des supérettes en termes de surface de vente. Leur assortiment de produits est en revanche très réduit, de même que le service de vente et l'aménagement du magasin. Ils vendent plus rarement des grandes marques nationales.
- Les **magasins populaires** (ou **magasins multi-commerces**) sont localisés dans le centre des grandes villes, et vendent un assortiment de produits plus large qu'un supermarché traditionnel, avec un poids plus important du non-alimentaire.

A chaque point de vente de l'IPC est associé un identifiant, différent de l'identifiant administratif des établissements (le code Siret). On a mis au point un algorithme de codage du numéro Siret à

³⁶ Après normalisation et découpage des libellés (élimination des caractères spéciaux, des mots non informatifs, passage en majuscules...).

³⁷ Le passage de l'enseigne à la centrale d'achat nécessite parfois des variables supplémentaires, comme la commune, le département ou la région. Lors de certaines fusions, les enseignes se partagent en effet entre différents groupements d'achat (par exemple Mammouth et Atac lors de la fusion Auchan-Docks de France).

³⁸ Les données de l'étude sont issues de deux extractions successives. Sur la première période (janvier 1993 à mars 2003) les données comportaient une indicatrice de marque de distributeur (cf. BBV). Celle-ci n'est plus disponible sur la seconde période (avril 2003 à avril 2011). En revanche, le taux de marques renseignées y est supérieur (90 % contre 70 % environ en première période).

³⁹ On classe aussi en MDD les marques non classées en marque d'enseigne ou en marque propre lorsqu'elles sont vendues par des hard discount, sauf si la part de la première centrale d'achat est strictement inférieure à 50% et la fréquence supérieure à un seuil de nombre de relevés ou de nombre de points de vente, car ce sont alors plus probablement des marques nationales. La pertinence de ces traitements a été vérifiée au cas par cas.

partir du nom, de la commune et de l'adresse des points de vente.⁴⁰ L'attribution d'un numéro Siret permet en particulier de déterminer si le magasin est intégré à une chaîne de distribution ou s'il est indépendant, et par conséquent lié par contrat à son réseau d'enseigne.

Par rapport à BBV, ces traitements améliorent sensiblement l'information disponible. Afin de garantir la cohérence des résultats entre les deux périodes, l'ensemble des tests empiriques menés par BBV sur la première période (loi Galland) ont été répliqués avec ces nouveaux traitements.

3.2 Données de structure de marché locale

Pour la première période (entourant la loi Galland) on utilise des données constituées à partir des annuaires professionnels annuels LSA de la grande distribution. Les données de magasin (enseigne, forme de vente, surface de vente et commune) ont été saisies pour les grandes surfaces alimentaires de France métropolitaine. Un examen de ces données a révélé que l'exhaustivité de la source allait en s'améliorant au fil du temps. En particulier, les magasins populaires n'étaient pas disponibles dans les premières éditions, et la prise en compte des hard discount a été progressive. On a donc redressé les données des premières années en utilisant les dates de création des magasins disponibles dans les années ultérieures. Sur la seconde période, on utilise une source proche, l'annuaire professionnel Panorama, fournissant annuellement les mêmes informations.⁴¹ Chaque année, on attribue une centrale d'achat à chaque enseigne (cf. 3.1 supra) afin de repérer le contour des grands réseaux de distribution.

3.3 Délimitation des marchés locaux et mesure de la concentration

Dans le commerce de détail, la concurrence s'exerce au niveau local, l'existence de coûts de transport impliquant une différenciation spatiale. Les marchés pertinents pour les acteurs locaux sont de taille relativement restreinte. Pour construire ces marchés, on suit l'approche usuelle dans la littérature économique (cf. par exemple Barros et al., 2006) et pour les autorités de concurrence.

Pour chaque point de vente de l'IPC, on prend en compte l'ensemble des magasins présents dans la même commune⁴², ou dans une commune située à une distance inférieure à un certain seuil.⁴³ BBV montre que si l'on considère les communes de l'échantillon IPC, les grandes surfaces sont relativement rarement en concurrence avec d'autres magasins de la même ville (ce résultat tient à ce que de nombreuses communes sont de petite taille). Ainsi, la distance seuil délimitant les marchés ne doit pas être trop faible. La distance médiane entre une commune et son plus proche voisin est de 2.5 km. Comme dans BBV, on retient une distance intermédiaire de 10 km. Barros et al. (2006) utilisent quant à eux une distance de 30 km, mais s'intéressent à des magasins de très grande taille alors que nous avons majoritairement des magasins de taille moyenne. En tout état de cause, nos prédictions ne portent pas sur le niveau de la corrélation entre le prix et la concentration locale, mais sur leur évolution au cours du temps.

Sur ce périmètre géographique, on construit un indice de concentration de la surface de vente, qui est un bon indicateur de la capacité de vente des magasins à moyen terme, moins endogène

⁴⁰ Les identifiants IPC changent après 2003 et ne permettent pas de suivre les magasins tout au long de la période. On leur attribue donc un code Siret. Pour cela, on apparie les données de l'IPC avec celles du répertoire administratif Sirene, par commune nom et adresse détaillée (après normalisation de ces variables). Lorsque cet appariement fournit plusieurs Siret pour un même magasin, on utilise l'activité principale de l'établissement, la forme de vente, et un critère de proximité des libellés de nom et d'adresse. Un algorithme affecte le meilleur Siret possible à chaque magasin, sous contrainte que chaque Siret ne soit attribué qu'une seule fois une même année.

⁴¹ Cf. graphiques A1 et A3 en annexe.

⁴² Les communes sont codées au niveau des arrondissements pour Paris, Lyon et Marseille.

⁴³ On utilise les coordonnées cartésiennes des communes, et la distance euclidienne entre leurs barycentres.

que le chiffre d'affaires⁴⁴. On calcule pour cela la somme des surfaces de vente implantées à une distance inférieure au seuil délimitant le marché local, puis la part de chaque magasin dans ce total. La somme des carrés de ces parts définit l'indice de concentration de Herfindhal-Hirshmann⁴⁵ (HHI) des surfaces de vente. Pour prendre en compte la structuration de la grande distribution en réseaux d'enseignes, on calcule également un indice de concentration locale calculé à partir des surfaces cumulées des réseaux (appréhendés par le rattachement à une même centrale d'achat). On calcule également la part dans la surface totale de la centrale d'achat à laquelle appartient chaque magasin, et la part du hard discount sur le marché.

La taille du marché est enfin mesurée par la population résidant dans le marché local, calculée à partir des recensements de la population, et par le revenu moyen par foyer, calculé à partir des fichiers fiscaux de déclaration de l'impôt sur le revenu agrégés au niveau des communes.⁴⁶ Pour capter les chocs temporels de demande tout au long de la période, on utilise le taux de chômage trimestriel par département.

3.4 Taux de marge commerciale

Pour calculer les marges commerciales, on souhaiterait mesurer pour chaque magasin et pour chaque produit, le prix de vente, les différentes mesures de prix d'achat et les caractéristiques du produit. Un tel détail d'information n'est pas disponible. La marge commerciale totale est en revanche renseignée dans la source fiscale de déclaration à l'impôt sur les sociétés.

La marge commerciale fiscale est l'écart entre le montant des ventes de marchandises et leur coût d'achat⁴⁷. Le taux de marge commerciale est le ratio de la marge commerciale aux ventes de marchandises. Selon le concept de prix d'achat retenu, on peut ainsi définir un taux de marge commerciale net, deux fois net ou trois fois net. L'approche par la marge fiscale comporte toutefois trois limites :

- Elle ne permet pas de contrôler les caractéristiques des produits vendus, puisque la marge commerciale disponible dans les sources fiscales est définie de façon globale.⁴⁸ En particulier, la distinction entre marques nationales et MDD ne peut être exploitée.
- Pour exploiter les données fiscales au niveau du magasin, il faut restreindre le champ des données fiscales aux entreprises mono-établissement. Dans ce cas en effet, l'unité légale astreinte à la déclaration fiscale d'impôt sur les sociétés coïncide avec un établissement - i.e. un magasin.
- Les achats figurant dans les liasses fiscales sont en principe renseignés après déductions des ristournes, mais pas de la coopération commerciale, qui relève comptablement de la vente de services et non de revente en l'état de marchandises. Or la coopération commerciale n'est pas disponible en tant que telle, mais incluse dans les ventes de services. On ne mesure donc pas directement la marge trois fois nette, mais plutôt la marge deux fois nette.

Le taux de marge issu des données fiscales est une moyenne des taux de marge par produits et par marque pour une entreprise donnée, pondérée par les quantités vendues. Or la part des différents produits a pu changer dans le temps, y compris du fait du choc de réglementation. En particulier, on n'observe pas séparément les marges réalisées sur les MDD et sur les marques nationales. Toutefois, les marques nationales étant majoritaires dans la marge commerciale totale des formes de vente classiques, l'évolution de cette dernière devrait refléter l'impact d'un

⁴⁴ Il faut du temps pour ajuster la surface de vente, alors que prix et quantités vendues sont déterminés simultanément.

⁴⁵ Le choix d'un indicateur de concentration de type HHI est traditionnellement rapproché d'une analyse en termes de concurrence par les quantités à la Cournot. Ici, la concurrence en quantités peut être justifiée par le résultat de Kreps et Scheinkman (1983), qui montre que la concurrence en quantités peut s'interpréter (sous certaines conditions portant sur la règle de rationnement) comme une concurrence par les prix sous contrainte de capacité.

⁴⁶ Cette mesure est disponible à partir de 1998 et jusqu'en 2010.

⁴⁷ Montant des achats corrigé de la variation des stocks.

⁴⁸ La forme de vente renseigne sur l'assortiment des produits vendus (cf. section 3).

choc portant sur l'ensemble des marques nationales, avec un biais d'atténuation si les MDD sont moins affectées. L'inverse est vrai pour le hard discount.

La restriction du champ aux entreprises mono-établissement n'est pas une condition très forte. Celles-ci sont nombreuses dans la grande distribution, où coexistent des entreprises intégrées possédant un grand nombre de magasins (c'est le modèle « succursaliste ») et des entreprises mono-établissement juridiquement indépendantes, mais insérées dans un réseau d'enseignes selon des modalités contractuelles diverses (essentiellement franchise et groupements).⁴⁹ L'exploitation des données fiscale sur ce sous-champ est donc possible. Par ailleurs, d'éventuelles différences de stratégies de prix entre mono et multi-établissements peuvent être testées à partir des données IPC sirétisées.

Pour obtenir le taux de marge trois fois net, on estime la coopération commerciale par la composante des ventes de services expliquée par l'activité de revente en l'état de marchandises.⁵⁰ On identifie cette composante par un modèle de régression expliquant les ventes de service par les ventes et le coût d'achat des marchandises. On tient compte de la censure en 0 sur les ventes de services en utilisant un modèle Tobit. On réalise des estimations séparées par formes de vente. En déduisant la valeur prédite de la coopération commerciale de la marge commerciale fiscale, on obtient une estimation de la marge trois fois nette. En rapportant cette dernière aux ventes de marchandises, on obtient une estimation du taux de marge commerciale trois fois net.

4 Evolution du lien entre prix de vente, marque et concurrence locale

On teste l'hypothèse selon laquelle l'intensité de la concurrence en prix a été réduite par la loi Galland (à partir de 1997) avant d'être progressivement restaurée à la fin des années 2000 par les lois Dutreil, Chatel et la LME. La concurrence locale est mesurée par un indice de concentration des surfaces de vente (HHI) calculé sur une zone de 10 km entourant la commune d'implantation de chaque magasin. On utilise un modèle de régression linéaire pour analyser le lien entre le prix de vente au détail (en logarithme) et l'indice de concentration locale, conditionnellement aux caractéristiques des marchés, des produits vendus et des magasins. On s'attend à trouver un lien positif entre concentration et prix, décroissant à partir de 1997 sous l'effet de la loi Galland, puis augmentant de nouveau à la fin des années 2000. On veut également comparer ces évolutions entre MDD et marques nationales. Le modèle économétrique de base s'écrit :

$$p_{i,j,t} = \theta^a HHI_{l(j),a} \times MDD_{i,j,t} + \delta^a MDD_{i,j,t} + \beta^a D_{l(j),t} + \gamma^a Mag_{j,t} + \alpha_j + \mu_{i,t} + \xi_m + \varepsilon_{i,j,t}$$

où p désigne le logarithme du prix, i les variétés de l'IPC, j les points de vente, $l(j)$ le marché local entourant le point de vente j , t est la date (année*mois) et a l'année. D est un vecteur de caractéristiques de la demande locale. Mag est un vecteur de caractéristiques du magasin. α est un effet fixe de magasin⁵¹. μ est la composante du prix commune à l'ensemble des

⁴⁹ On divise par deux le nombre d'établissements. Les enseignes Leclerc, Intermarché, U sont constituées principalement d'entreprises mono-établissements. Les autres réseaux (Carrefour, Auchan, Casino) comportent aussi des établissements franchisés en plus de ceux possédés en propre. Certains acteurs significatifs sont toutefois complètement intégrés (les chaînes de hard-discount allemand Aldi et Lidl par exemple).

⁵⁰ Cette composante inclut aussi le service après vente, le crédit à la consommation... Mais la coopération commerciale constitue une masse importante dans cet ensemble, a priori la seule fortement affectée par les changements de législation.

⁵¹ On inclut des effets fixes de magasin pour éliminer l'endogénéité due à la corrélation entre variables explicatives et caractéristiques inobservées des marchés et des magasins invariables dans le temps

magasins pour une variété donnée (par exemple l'impact des variations du coût des matières premières). ξ est un effet fixe de marque.

Le coefficient de HHI s'interprète comme l'écart de prix, toutes choses égales par ailleurs, entre une structure de marché correspondant à un monopole (HHI=1) et une structure de marché parfaitement concurrentielle (HHI=0). La concentration locale (HHI) des surfaces de vente peut être calculée en considérant chaque magasin comme une entité indépendante, ou au niveau des réseaux de distribution (appréhendés par la centrale d'achat), tous les magasins d'un même réseau étant considérés comme une seule entité de décision et leurs surfaces de vente cumulées. Cette seconde mesure tient compte de la structuration de la grande distribution par réseau d'enseignes, et des fusions qui ont lieu à la fin des années quatre-vingt dix. On complète ces mesures par la part sur le marché local (en surface de vente) du groupe de distribution auquel appartient un magasin, et par la part du hard discount. La demande sur les marchés locaux est décrite par le logarithme de la population du marché local, du revenu imposable moyen par foyer, et le taux de chômage local. Les caractéristiques des magasins sont captées par des indicatrices de forme de vente, croisées avec des indicatrices d'entreprise mono-établissement pour contrôler les différences de comportements de fixation du prix entre magasins possédés en propre par une seule entreprise possédant de nombreux établissements (réseaux dits intégrés), et magasins juridiquement indépendants (appartenant en général à un réseau d'enseignes non intégré)⁵². Les variables précédentes sont interagies avec des indicatrices d'année, afin de tester la variation de leurs effets sur les prix au cours du temps (comme l'indiquent les indices α des coefficients dans l'équation ci-dessus).⁵³

La période totale d'estimation couvre les années 1993 à 2011. On distingue une période allant de 1993 à 2000 et entourant la loi Galland, et une période allant de 2004 à 2011 et entourant les changements de réglementation de la fin des années 2000 (loi Dutreil, loi Chatel, LME). Dans la suite, on effectue d'abord des régressions restreintes à chacune de ces deux périodes, puis sur l'ensemble de la période. Dans le premier cas, il est possible de réaliser des estimations à partir d'un échantillon de magasins présents continuellement sur ces périodes. Or nos tests reposent sur la comparaison au cours du temps de l'effet sur les prix de différentes variables de concurrence. Mener ces analyses sur un panel cylindré de magasins permet de neutraliser l'effet des entrées et sorties de magasins sur l'évolution de nos paramètres d'intérêt. C'est l'approche utilisée dans BBV. En revanche, ces analyses se prêtent moins à une comparaison des effets sur longue période. On effectue les deux types d'analyse, en discutant leurs avantages et leurs limites. Notons enfin que les caractéristiques des marchés locaux ont une variation annuelle au niveau des communes, de sorte que les écart-types doivent être corrigés par des méthodes de type « cluster ». Dans l'ensemble de l'article, l'estimation des écart-types est réalisée par bootstrap, par tirage répété avec remise dans les communes.⁵⁴

Les résultats des régressions sur les échantillons cylindrés sont donnés dans les tableaux 1 et 2. Ces régressions montrent d'abord que le prix relatif des marques nationales par rapport aux

(localisation, positionnement de l'enseigne, qualité du management etc.). A titre de comparaison, le résultat des régressions sans effet fixe de magasin sont donnés en annexe dans les tableaux A1 et A2.

⁵² Un magasin possédé en propre peut se voir imposer un prix de vente par la tête de réseau, contrairement à un magasin juridiquement indépendant. Ces derniers disposent donc (a priori) d'une autonomie plus grande dans la détermination de leurs prix.

⁵³ A partir des coefficients annuels et de leur matrice de variance-covariance, on peut estimer par moindres carrés asymptotiques les coefficients moyens sur plusieurs années (Gourieroux et al., 1985; Chamberlain, 1984). Cette méthode utilisée par BBV pour la loi Galland, est moins utile pour la seconde période où les réformes sont mises en œuvre de façon graduelle.

⁵⁴ Les chocs de prix sont supposés indépendants entre communes, corrélés au sein d'une même commune, et pour une commune donnée corrélés dans le temps. Bertrand, Duflo, et Mulhainathan (2004) montrent que pour des estimations de type « différences de différences » comprenant un grand nombre d'années, l'estimation des écart-types doit être robuste à la corrélation temporelle des chocs. Le bootstrap est effectué par tirage par blocs dans les communes (pour chaque tirage, on conserve l'ensemble des relevés).

MDD augmente après la loi Galland. Sur la seconde période, le prix relatif des marques nationales augmente jusqu'en 2006 (l'écart moyen est alors de 26 % avec les MDD) avant de diminuer progressivement en 2007, en 2008 et 2009. Il reste ensuite stable. La baisse du prix relatif des marques nationales ne suit pas immédiatement la loi Dutreil, dont les effets se font sentir à partir de 2006, mais précède la loi Chatel et la LME, dont les effets se font sentir à partir de 2009.

Avant la loi Galland, le coefficient de HHI est plus élevé pour les MDD que pour les marques nationales (environ 0.15 contre 0.11).⁵⁵ Le coefficient de HHI baisse rapidement pour les marques nationales après la loi Galland (à partir de 1997), d'un peu plus de 0.11 à moins de 0.05 en 1998 et 1999. Il diminue également pour les MDD, mais de façon beaucoup moins marquée, d'un peu moins de 0.15 avant la loi Galland à 0.12 en 1998 et presque 0.10 en 1999. Ces résultats sont cohérents avec l'hypothèse selon laquelle la concurrence intra-marque est atténuée après la loi Galland, de façon plus marquée pour les marques nationales que pour les MDD.⁵⁶ On retrouve les résultats de BBV.⁵⁷

Sur la seconde période, HHI est aussi davantage corrélé au prix des MDD qu'à celui des marques nationales. Le coefficient de HHI interagi avec l'indicatrice de marque nationale est faible entre 2004 et 2006 (de l'ordre de 0.05, non significativement différent de zéro). Il augmente à partir de 2007, mais ne devient significatif qu'à partir de 2008 (un peu moins de 0.09). Il augmente fortement en 2010 et 2011 (environ 0.15 et 0.16). Le coefficient de HHI pour les MDD est deux fois plus élevé initialement (environ 0.10, significativement positif sauf en 2005). Comme pour les marques nationales, ce coefficient croît également de façon importante entre 2009 et 2011 (il atteint plus de 0.20 en fin de période). En termes de séquence de réglementation, on constate une hausse des coefficients de HHI pour les deux types de marque entre 2006 et 2008, années affectées par la loi Dutreil, mais ces coefficients sont très imprécis. La hausse se poursuit en 2009, après les lois Chatel et la LME, les variations de coefficients les plus importantes étant observées en 2010 et 2011. Le resserrement du lien entre prix et concurrence locale est observé à la fois pour les marques nationales et pour les MDD.

⁵⁵ Ces ordres de grandeur sont comparables aux résultats disponibles par ailleurs : Barros et al. (2006) obtiennent une corrélation de 0.15 pour le Portugal, alors que Asplund and Friberg (2002) trouvent un coefficient plus faible, mais d'un ordre de grandeur encore comparable pour le marché suédois.

⁵⁶ Les coefficients sont plus faibles en 2000, année affectée par une fusion importante pour laquelle il est possible que nos mesures de HHI reflètent moins bien la concurrence locale. Alternativement, il est possible que la baisse de concurrence s'accroisse à cette date. Les régressions réalisées sur l'ensemble de la période permettent de replacer ce résultat dans une perspective plus longue.

⁵⁷ Les écarts de coefficients s'expliquent par l'amélioration du traitement de la marque, par le champ légèrement différent pour les magasins (sirétisation) et les produits (cylindrage par postes sur l'ensemble de la période).

Tableau 1 Prix et concentration locale autour de la loi Galland⁵⁸

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Marque nationale	0.172 (0.005)	0.171 (0.005)	0.162 (0.006)	0.154 (0.006)	0.174 (0.005)	0.187 (0.006)	0.186 (0.006)	0.188 (0.007)
Marque de distributeur	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
HHI par centrale d'achat * marque nationale	0.115 (0.039)	0.116 (0.037)	0.111 (0.037)	0.114 (0.035)	0.068 (0.034)	0.043 (0.038)	0.046 (0.040)	0.023 (0.043)
HHI par centrale d'achat * marque de distributeur	0.148 (0.040)	0.141 (0.040)	0.150 (0.043)	0.146 (0.040)	0.126 (0.039)	0.117 (0.044)	0.099 (0.045)	0.052 (0.050)
Population	réf.	0.000 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.003 (0.003)	-0.007 (0.003)	-0.006 (0.003)	-0.009 (0.003)
Revenu	réf.	-0.011 (0.008)	-0.020 (0.011)	-0.026 (0.015)	-0.033 (0.014)	-0.011 (0.017)	-0.029 (0.017)	-0.022 (0.017)
Taux de chômage				-0.006 (0.002)				
Supermarché * multi- étab.	0.006 (0.005)	0.003 (0.006)	-0.003 (0.007)	-0.006 (0.007)	-0.015 (0.007)	-0.026 (0.008)	-0.038 (0.009)	-0.050 (0.009)
Supermarché * mono- étab.	réf.	-0.005 (0.004)	-0.008 (0.005)	-0.010 (0.006)	-0.015 (0.006)	-0.018 (0.006)	-0.015 (0.007)	-0.021 (0.007)
Hard discount * multi- étab.	0.101 (0.085)	0.096 (0.083)	0.092 (0.083)	0.072 (0.083)	0.046 (0.081)	0.040 (0.084)	0.006 (0.082)	-0.019 (0.083)
Hard discount * mono- étab.	réf.	0.018 (0.049)	0.048 (0.069)	0.025 (0.066)	-0.003 (0.079)	0.018 (0.085)	0.020 (0.076)	-0.026 (0.108)
Magasin populaire * multi-étab.	-0.027 (0.032)	-0.028 (0.031)	-0.036 (0.031)	-0.033 (0.031)	-0.037 (0.031)	-0.036 (0.031)	-0.041 (0.032)	-0.042 (0.032)
Magasin populaire * mono-étab.	réf.	0.018 (0.018)	0.005 (0.025)	-0.023 (0.028)	-0.021 (0.030)	-0.062 (0.025)	-0.002 (0.051)	-0.002 (0.086)
Supérette * multi-étab.	-0.018 (0.013)	-0.023 (0.013)	-0.016 (0.013)	-0.016 (0.013)	-0.023 (0.013)	-0.030 (0.016)	-0.030 (0.015)	-0.038 (0.015)
Supérette * mono-étab.	réf.	-0.011 (0.009)	-0.006 (0.011)	-0.009 (0.011)	-0.020 (0.012)	-0.025 (0.015)	-0.016 (0.016)	-0.031 (0.016)
Hypermarché * multi- étab.	0.007 (0.006)	0.006 (0.006)	-0.001 (0.005)	0.000 (0.005)	-0.001 (0.005)	-0.005 (0.006)	-0.006 (0.006)	-0.016 (0.007)
Hypermarché * mono- étab.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
Autres contrôles	produit*année, année*mois, magasin*forme de vente							
Nombre d'observations	206385	212653	211650	182520	197531	151956	151382	148678

Champ : magasins suivis continuellement entre 1993 et 2000
 Estimation par MCO ; écart-types entre parenthèses, calculés par bootstrap
 par tirage avec remise dans les communes du champ

⁵⁸ Sur la période Galland, on observe une baisse du nombre d'observations au cours du temps, bien que l'échantillon soit cylindré sur les magasins. Cette baisse du nombre d'observations est liée au fait que l'échantillon a été extrait à partir d'une liste prédéfinie de variétés, dont certaines ont été remplacées au cours des changements de base de l'IPC. La baisse du nombre d'observations traduit donc en partie l'attrition sur les produits.

Tableau 2 Prix et concentration locale autour des lois Dutreil, Chatel et LME

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Marque nationale	0.244 (0.006)	0.251 (0.006)	0.260 (0.006)	0.247 (0.006)	0.233 (0.006)	0.227 (0.006)	0.228 (0.007)	0.223 (0.007)
Marque de distributeur	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
HHI par centrale d'achat * marque nationale	0.051 (0.045)	0.044 (0.043)	0.059 (0.044)	0.067 (0.043)	0.086 (0.043)	0.099 (0.047)	0.147 (0.049)	0.162 (0.053)
HHI par centrale d'achat * marque de distributeur	0.092 (0.044)	0.060 (0.044)	0.106 (0.048)	0.104 (0.049)	0.112 (0.053)	0.149 (0.056)	0.213 (0.060)	0.220 (0.067)
Population	réf.	-0.001 (0.006)	-0.006 (0.010)	-0.010 (0.011)	-0.016 (0.013)	-0.012 (0.015)	-0.007 (0.016)	-0.010 (0.017)
Revenu	réf.	0.000 (0.005)	0.006 (0.009)	0.011 (0.010)	0.017 (0.011)	0.014 (0.013)	0.014 (0.015)	0.021 (0.016)
Taux de chômage				-0.005 (0.002)				
Supermarché * multi- étab.	-0.016 (0.008)	-0.020 (0.008)	-0.013 (0.008)	-0.010 (0.008)	-0.001 (0.008)	0.009 (0.009)	0.019 (0.009)	0.024 (0.010)
Supermarché * mono- étab.	réf.	-0.007 (0.003)	-0.003 (0.004)	0.005 (0.005)	0.009 (0.005)	0.015 (0.006)	0.015 (0.006)	0.012 (0.007)
Hard discount * multi- étab.	-0.024 (0.026)	-0.027 (0.026)	-0.026 (0.027)	-0.017 (0.026)	0.011 (0.026)	0.035 (0.026)	0.047 (0.027)	0.053 (0.028)
Hard discount * mono- étab.	réf.	0.005 (0.009)	0.010 (0.013)	0.015 (0.016)	0.043 (0.017)	0.045 (0.018)	0.035 (0.017)	0.057 (0.019)
Magasin populaire * multi- étab.	-0.028 (0.035)	-0.026 (0.034)	-0.008 (0.034)	0.012 (0.034)	0.031 (0.034)	0.038 (0.035)	0.036 (0.035)	0.023 (0.036)
Magasin populaire * mono-étab.	réf.	-0.006 (0.019)	0.005 (0.025)	0.009 (0.030)	0.036 (0.026)	0.079 (0.038)	0.090 (0.046)	0.063 (0.039)
Supérette * multi-étab.	0.002 (0.020)	0.009 (0.018)	0.026 (0.018)	0.051 (0.015)	0.068 (0.018)	0.111 (0.020)	0.130 (0.019)	0.148 (0.020)
Supérette * mono-étab.	réf.	0.009 (0.005)	0.005 (0.010)	0.017 (0.010)	0.028 (0.011)	0.048 (0.013)	0.058 (0.015)	0.052 (0.017)
Hypermarché * multi- étab.	-0.024 (0.008)	-0.029 (0.007)	-0.021 (0.007)	-0.013 (0.007)	-0.004 (0.007)	-0.003 (0.008)	0.002 (0.008)	0.008 (0.008)
Hypermarché * mono- étab.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
Autres contrôles	produit*année, année*mois, magasin*forme de vente							
Nombre d'observations	231744	234471	234441	237825	240406	243833	246029	84111

Champ : magasins suivis continuellement entre 2004 et 2011
 Estimation par MCO ; écart-types entre parenthèses, calculés par bootstrap
 par tirage avec remise dans les communes du champ

Les tableaux 1 et 2 montrent enfin l'évolution de l'effet sur les prix de la forme de vente (croisée avec le statut de mono-établissement/magasin intégré).⁵⁹ Les coefficients captent l'évolution des prix relatifs par rapport à la référence, les hypermarchés mono-établissement (les coefficients en niveau issus des régressions sans effet fixe de magasin sont donnés dans les tableaux A1 et A2 en annexe).

Le prix relatif des supermarchés diminue après la loi Galland. En 2000, le différentiel d'inflation avec les hypermarchés est de -5% pour les supermarchés intégrés (multi-établissements) et de -2% pour les mono-établissements. On observe une évolution similaire pour les supérettes, et dans une moindre mesure pour les hypermarchés intégrés, dont le prix relatif par rapport aux

⁵⁹ La forme de vente peut changer au cours du temps (cas toutefois peu fréquent dans les données IPC). On inclut des effets fixes de magasin*forme de vente pour pouvoir interpréter les coefficients de forme de vente comme des effets temporels spécifiques pour ces formes de vente.

hypermarchés mono-établissements diminue en 2000. Dans ces régressions, les coefficients des magasins populaires et des hard discount sont non significatifs. En seconde période, les prix relatifs des supermarchés, des hypermarchés intégrés, et surtout des supérettes intégrées, remontent. Il en va de même des hard discount mono-établissements.

Or les régressions de prix sans effet fixe indiquent qu'en moyenne, les supérettes, les supermarchés et les hypermarchés intégrés sont plus chers pour un même produit que les hypermarchés mono-établissements pris comme référence, alors que les hard discount sont moins chers (cf. tableaux A1 et A2 en annexe). Les résultats précédents sont donc cohérents avec l'idée d'une convergence des prix au sein des formes de vente traditionnelles (hypermarchés, supermarchés, supérettes) après la loi Galland, suivie d'une divergence dans la deuxième moitié des années 2000. Cette hypothèse est testée de façon plus générale dans la dernière section. La hausse du prix relatif du hard discount en seconde période suggère que son avantage concurrentiel se réduit au moment où la concurrence se rétablit sur l'ensemble du marché.

Pour mettre en perspective ces résultats sur l'ensemble de la période, on passe à l'échantillon non cylindré de magasins (tableaux 3, 4 et 5).

La hausse du prix relatif des marques nationales après la loi Galland se prolonge jusqu'à 2006. Après cette date, le prix relatif des marques nationales décline puis se stabilise, à un niveau nettement supérieur à celui antérieur à la loi Galland. Ce résultat, robuste⁶⁰, demeure lorsqu'on inclut un effet fixe de marque détaillée. Il peut suggérer que les changements de réglementation ont des effets persistants. Mais plusieurs interprétations sont possibles.

Une première hypothèse renvoie aux effets de l'expansion du hard discount sur le positionnement en prix des marques nationales et des MDD de la part des formes de vente traditionnelles. On peut en effet penser que l'entrée de ce format low-cost peut inciter les autres distributeurs à réduire leurs marges sur les MDD, directement concurrencées par le hard discount, et à augmenter en contrepartie leurs marges sur les marques nationales. Ce type de stratégie multi-produit, qui passe par un accroissement de la segmentation du marché entre les consommateurs plus sensibles aux prix et ceux plus attachés aux marques, n'est pas pris en compte dans le modèle de base. Cette hypothèse peut toutefois être testée en incluant dans la régression un contrôle de part du hard discount sur le marché local (tableau 4). Avant la loi Galland, la part du hard discount dans la surface de vente du marché local a un lien positif avec le prix des marques nationales, et un lien plutôt négatif (mais non significatif) avec les MDD. Tout au long des « années Galland » les coefficients de la part du hard discount sont non significatifs pour les deux types de marques. Ils deviennent négatifs en fin de période pour les MDD, sans être significatifs pour les marques nationales. Dans cette spécification, le coefficient de la marque nationale diminue légèrement en fin de période (d'un point de pourcentage) mais le différentiel de prix reste très supérieur à celui de début de période. Ce mécanisme ne suffirait donc pas à expliquer le fait que le prix des marques nationales ne revient pas à son niveau initial. Une autre hypothèse renvoie à un changement de positionnement en gamme des marques nationales, pour se différencier des MDD dans un contexte où ces dernières deviennent relativement plus compétitives. A long terme, on peut s'attendre en effet à ce que l'offre de produits s'adapte au nouveau contexte concurrentiel induit par la loi Galland. Cet aspect devra être étudié plus en détail, et ne peut être testé à ce stade.

Les coefficients de HHI apparaissent en revanche proches en fin de période de leur niveau antérieur à la loi Galland, ce qui suggère que le régime de concurrence qui suit la libéralisation des années 2000 ressemble à celui qui prévalait avant la loi Galland. Dans la période

⁶⁰ La non-réponse sur la marque peut biaiser le prix moyen des marques nationales vers le bas. Comme la mesure de la marque s'améliore dans nos données après avril 2003 (cf. section 3) on teste la présence d'une discontinuité sur l'effet de la marque nationale à cette date. On n'observe pas de rupture sur le coefficient mensuel entre mars et avril 2003. En outre, lorsqu'on inclut dans les régressions un contrôle croisant la marque nationale et une indicatrice de période (avant et après mars 2003) les coefficients de la marque postérieurs à 2003 diminuent marginalement. La conclusion d'absence de retour au niveau initial est donc robuste.

intermédiaire du début des années 2000, le coefficient de HHI continue de décliner pour les marques nationales et se stabilise à un niveau non significativement différent de zéro (entre 0.03 et 0.04). Pour les MDD, le coefficient de HHI décline également jusqu'en 2001, et se stabilise autour de 0.08, en restant globalement significatif (hormis en 2002 et 2005). Cette période intermédiaire est par ailleurs perturbée par différents chocs : passage à l'euro début 2002, circulaire Dutreil, tentatives du gouvernement d'obtenir un gel des prix de la part des grandes enseignes, qui se concrétise par un accord signé en 2004 et effectif en 2005...⁶¹ Globalement, le coefficient de HHI perd 10 points entre la période pré-Galland et la période intermédiaire, à la fois pour les marques nationales et pour les MDD, puis reprend 10 points entre 2008 et 2011, pour les deux catégories de marques.

L'introduction d'un effet fixe de marque n'affecte pas les conclusions sur les évolutions. Il en va de même lorsqu'on remplace le HHI calculé par centrales d'achat par un HHI calculé par magasins, associé à la part de la centrale d'achat du magasin sur le marché local (tableau 5).⁶²

On effectue enfin un test de robustesse aux effets potentiels des réformes de l'entrée (cf. section 2). On compare d'abord les résultats des tableaux 1 et 2 à ceux obtenus par des régressions sans effets fixes de magasin (tableaux A1 et A2 en annexe). Les variations des coefficients de HHI*MDD avant et après les changements de réglementation sont proches. On modifie ensuite la spécification de base correspondant aux tableaux 1 et 2 en décomposant les effets de la concentration en deux parties : l'effet de la concentration moyenne sur la période (par construction constante dans le temps pour un marché donné) et l'effet de l'écart de la concentration du marché à sa moyenne de la période (variable dans le temps):

$$\sum_{t=a}^A \theta^a HHI_{la} \times 1_a \rightarrow \sum_{t=a}^A \bar{\theta}^a \overline{HHI}_l \times 1_a + \sum_{t=a}^A \tilde{\theta}^a (HHI_{la} - \overline{HHI}_l) \times 1_a$$

où \overline{HHI}_l désigne la concentration du marché l en moyenne sur les années a .⁶³ Les résultats de ces régressions sont donnés dans les tableaux A3 et A4 en annexe. Pour la première période, on retrouve la rupture du lien entre prix et concentration moyenne pour les marques nationales après 1997, et une absence d'évolution significative pour les MDD. Pour la seconde période, le lien augmente faiblement pour les marques nationales jusqu'en 2008, sans être significatif ; il le devient à partir de 2009. Pour les MDD, les coefficients sont significatifs à partir de 2010, mais plus imprécis que pour les marques nationales. Les variations de coefficients sont proches de celles des tableaux 1 et 2. Les coefficients des écarts de la concentration à la concentration moyenne sont en revanche très imprécis. Cette spécification suggère que les changements de lien entre prix et concentration observée dans nos données reflètent des trajectoires différentes d'évolution des prix selon la concurrence locale qui prévaut en moyenne sur les périodes de changement réglementaire, plutôt que la variabilité temporelle de ces structures de marché.

Au total, bien qu'au voisinage de la loi Galland la baisse de concurrence apparaisse plus marquée pour les marques nationales, les évolutions de long terme sont parallèles. Le cadre d'analyse le plus simple contrastant l'impact de la loi Galland sur les marques nationales et les MDD semble ainsi approximativement valide à court terme, mais doit être enrichi pour prendre en compte les variables stratégiques évoluant plus lentement que les prix (positionnement des produits, capacités de production).

⁶¹ Accords dits « Sarkozy ».

⁶² Dans une autre spécification encore, on ajoute un contrôle de HHI interagi avec l'écart du taux de chômage à sa moyenne de la période (mais pas avec les indicatrices d'années), afin de tester la sensibilité des résultats au cycle économique. Ce terme est significatif (positif, un peu plus fort pour les MDD) mais n'affecte que marginalement les coefficients d'intérêt, sans changer les conclusions de l'analyse.

⁶³ Si les coefficients $\bar{\theta}^a$ et $\tilde{\theta}^a$ sont égaux à θ^a , on retrouve la spécification de base. Etant donné la présence d'un effet fixe de magasin (donc de marché) on ne peut identifier que $A-1$ composantes du vecteur $\bar{\theta}$, i.e. les effets de la concentration moyenne pour l'année a en écart à une année de référence.

Tableau 3 Prix et concentration locale sur l'ensemble de la période (régressions de base)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Marque nationale	0.172 (0.004)	0.170 (0.005)	0.159 (0.005)	0.154 (0.005)	0.170 (0.005)	0.183 (0.005)	0.180 (0.005)	0.188 (0.006)	0.199 (0.006)	0.207 (0.006)	0.228 (0.005)	0.241 (0.006)	0.250 (0.006)	0.259 (0.006)	0.245 (0.006)	0.231 (0.006)	0.224 (0.006)	0.225 (0.007)	0.221 (0.007)
Marque de distributeur	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
(1) HHI par centrale d'achat *	0.141 (0.037)	0.145 (0.036)	0.135 (0.036)	0.135 (0.034)	0.105 (0.033)	0.071 (0.034)	0.076 (0.032)	0.061 (0.031)	0.044 (0.034)	0.059 (0.034)	0.039 (0.031)	0.037 (0.034)	0.020 (0.031)	0.027 (0.034)	0.040 (0.031)	0.061 (0.034)	0.074 (0.035)	0.109 (0.037)	0.131 (0.042)
HHI par centrale d'achat *	0.178 (0.040)	0.180 (0.042)	0.177 (0.041)	0.183 (0.036)	0.160 (0.038)	0.153 (0.037)	0.130 (0.037)	0.106 (0.040)	0.077 (0.044)	0.059 (0.038)	0.081 (0.033)	0.083 (0.034)	0.050 (0.035)	0.091 (0.038)	0.076 (0.035)	0.085 (0.039)	0.111 (0.042)	0.166 (0.047)	0.183 (0.051)
Marque nationale	0.075 (0.016)	0.067 (0.016)	0.057 (0.016)	0.059 (0.016)	0.074 (0.016)	0.087 (0.016)	0.084 (0.016)	0.087 (0.017)	0.098 (0.016)	0.105 (0.017)	0.127 (0.016)	0.140 (0.016)	0.148 (0.016)	0.152 (0.017)	0.138 (0.016)	0.124 (0.016)	0.117 (0.016)	0.121 (0.016)	0.118 (0.016)
Marque de distributeur	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
(2) HHI par centrale d'achat *	0.104 (0.035)	0.113 (0.033)	0.109 (0.034)	0.104 (0.032)	0.078 (0.030)	0.045 (0.032)	0.055 (0.031)	0.047 (0.030)	0.029 (0.032)	0.047 (0.031)	0.036 (0.029)	0.039 (0.031)	0.021 (0.029)	0.032 (0.032)	0.043 (0.029)	0.064 (0.032)	0.077 (0.034)	0.103 (0.036)	0.127 (0.041)
HHI par centrale d'achat *	0.158 (0.038)	0.140 (0.037)	0.130 (0.037)	0.141 (0.032)	0.125 (0.033)	0.129 (0.033)	0.111 (0.034)	0.092 (0.035)	0.066 (0.039)	0.052 (0.033)	0.070 (0.030)	0.075 (0.030)	0.040 (0.034)	0.074 (0.038)	0.066 (0.036)	0.073 (0.041)	0.090 (0.045)	0.145 (0.048)	0.173 (0.054)
Autres contrôles (1 et 2)	produit*année, année*mois, magasin*forme de vente, forme de vente*mono/multi établissements, population*année, revenu*année, taux de chômage																		
Contrôle suppl. (2)	effet fixe de marque																		
Nombre d'observations	257553	255923	258772	219524	236949	196553	196765	196822	188696	192637	225192	239771	242633	241212	244364	245990	250547	253059	86563

Champ : ensemble des magasins (échantillon non cylindré)

La spécification (2) ajoute un effet fixe de marque à la spécification de base (1)

Estimation par MCO ; écart-types entre parenthèses, calculés par bootstrap
par tirage avec remise dans les communes du champ

Tableau 4 Prix et concentration locale sur l'ensemble de la période (1^{er} test de robustesse)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Marque nationale	0.171	0.166	0.149	0.146	0.175	0.194	0.190	0.192	0.199	0.213	0.228	0.242	0.253	0.253	0.234	0.222	0.212	0.217	0.213
	(0.012)	(0.013)	(0.014)	(0.013)	(0.012)	(0.013)	(0.013)	(0.013)	(0.013)	(0.012)	(0.012)	(0.013)	(0.013)	(0.013)	(0.013)	(0.015)	(0.014)	(0.016)	(0.016)
Marque de distributeur	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
HHI par centrale d'achat *	0.147	0.155	0.149	0.145	0.112	0.076	0.079	0.065	0.046	0.065	0.041	0.040	0.025	0.035	0.044	0.063	0.078	0.112	0.132
marque nationale	(0.036)	(0.036)	(0.036)	(0.034)	(0.034)	(0.034)	(0.033)	(0.032)	(0.034)	(0.035)	(0.031)	(0.034)	(0.031)	(0.035)	(0.032)	(0.034)	(0.035)	(0.036)	(0.042)
HHI par centrale d'achat *	0.172	0.175	0.161	0.171	0.165	0.162	0.136	0.110	0.076	0.067	0.082	0.084	0.053	0.094	0.079	0.085	0.115	0.173	0.190
marque de distributeur	(0.041)	(0.045)	(0.044)	(0.039)	(0.039)	(0.038)	(0.038)	(0.041)	(0.044)	(0.038)	(0.033)	(0.034)	(0.035)	(0.040)	(0.036)	(0.041)	(0.044)	(0.049)	(0.053)
Part du Hard Discount *	0.093	0.061	0.092	0.054	0.030	0.017	0.003	0.008	-0.005	0.022	-0.006	0.009	0.018	0.053	0.043	0.009	0.027	-0.018	-0.041
marque nationale	(0.037)	(0.033)	(0.032)	(0.030)	(0.032)	(0.032)	(0.029)	(0.030)	(0.030)	(0.029)	(0.031)	(0.032)	(0.032)	(0.033)	(0.033)	(0.039)	(0.039)	(0.038)	(0.045)
Part du Hard Discount *	-0.007	-0.063	-0.050	-0.074	-0.006	0.031	0.009	-0.014	-0.055	0.018	-0.054	-0.041	-0.013	-0.036	-0.067	-0.085	-0.102	-0.123	-0.140
marque de distributeur	(0.060)	(0.054)	(0.068)	(0.050)	(0.048)	(0.049)	(0.053)	(0.060)	(0.066)	(0.056)	(0.055)	(0.061)	(0.060)	(0.055)	(0.057)	(0.070)	(0.063)	(0.069)	(0.072)
Taux de chômage *										-0.0008									
marque nationale										(0.0009)									
Taux de chômage *										-0.0034									
marque de distributeur										(0.0015)									
Autres contrôles	produit*année, année*mois, magasin*forme de vente, forme de vente*mono/multi établissements, population*année, revenu*année																		
Nombre d'observations	257553	255923	258772	219524	236949	196553	196765	196822	188696	192637	225192	239771	242633	241212	244364	245990	250547	253059	86563

Champ : ensemble des magasins (échantillon non cylindré)
 Estimation par MCO ; écart-types entre parenthèses, calculés par bootstrap
 par tirage avec remise dans les communes du champ

Tableau 5 Prix et concentration locale sur l'ensemble de la période (2^{ème} test de robustesse)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Marque nationale	0.170 (0.005)	0.166 (0.006)	0.155 (0.006)	0.148 (0.006)	0.162 (0.005)	0.179 (0.006)	0.175 (0.006)	0.180 (0.007)	0.197 (0.007)	0.206 (0.007)	0.222 (0.006)	0.228 (0.007)	0.236 (0.007)	0.243 (0.008)	0.228 (0.008)	0.218 (0.008)	0.215 (0.008)	0.218 (0.008)	0.210 (0.009)
Marque de distributeur	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
HHI par magasin * marque nationale	0.141 (0.043)	0.148 (0.043)	0.142 (0.040)	0.133 (0.040)	0.084 (0.039)	0.071 (0.041)	0.092 (0.040)	0.077 (0.039)	0.064 (0.040)	0.070 (0.041)	0.032 (0.038)	0.025 (0.042)	0.002 (0.041)	0.009 (0.042)	0.031 (0.037)	0.064 (0.042)	0.078 (0.044)	0.109 (0.046)	0.141 (0.050)
HHI par magasin * marque de distributeur	0.195 (0.048)	0.208 (0.049)	0.210 (0.048)	0.206 (0.042)	0.179 (0.040)	0.171 (0.039)	0.166 (0.038)	0.131 (0.042)	0.098 (0.048)	0.074 (0.039)	0.089 (0.039)	0.102 (0.041)	0.061 (0.041)	0.112 (0.045)	0.101 (0.040)	0.120 (0.044)	0.148 (0.050)	0.188 (0.052)	0.220 (0.057)
Part de la centrale d'achat * marque nationale	0.045 (0.015)	0.044 (0.014)	0.041 (0.014)	0.038 (0.014)	0.047 (0.013)	0.010 (0.014)	-0.003 (0.013)	0.001 (0.013)	-0.015 (0.014)	-0.005 (0.015)	0.016 (0.017)	0.023 (0.018)	0.027 (0.019)	0.026 (0.020)	0.028 (0.020)	0.029 (0.020)	0.033 (0.020)	0.038 (0.021)	0.046 (0.024)
Part de la centrale d'achat * marque de distributeur	0.027 (0.024)	0.016 (0.024)	0.009 (0.026)	0.000 (0.024)	-0.006 (0.022)	-0.014 (0.021)	-0.033 (0.020)	-0.028 (0.023)	-0.021 (0.026)	-0.011 (0.024)	-0.009 (0.021)	-0.043 (0.023)	-0.042 (0.025)	-0.054 (0.026)	-0.052 (0.027)	-0.039 (0.029)	-0.017 (0.029)	0.004 (0.033)	-0.009 (0.034)
Autres contrôles	produit*année, année*mois, magasin*forme de vente, forme de vente*mono/multi établissements, population*année, revenu*année, taux de chômage																		
Nombre d'observations	257553	255923	258772	219524	236949	196553	196765	196822	188174	191221	225192	239771	242633	241212	244364	245990	249918	253059	86475

Champ : ensemble des magasins (échantillon non cylindré)
 Estimation par MCO ; écart-types entre parenthèses, calculés par bootstrap
 par tirage avec remise dans les communes du champ

5 Evolution de la dispersion des prix

On aborde maintenant les tests portant sur l'évolution de la dispersion des prix. Le relâchement de la concurrence après la loi Galland devrait se traduire par une baisse de la dispersion des marques nationales, et sa restauration progressive par les lois Dutreil, Chatel et la LME, par un rebond de cette dispersion. Comme d'autres facteurs peuvent expliquer l'évolution de la dispersion des prix, on va chercher à mener cette analyse de la dispersion dans le cadre conditionnel de la régression quantile. Avant de présenter les résultats de ces régressions, on donne l'intuition de la démarche en commençant par une description non conditionnelle de l'évolution de la dispersion des prix.

5.1 Dispersion des prix au niveau du produit

Comme on dispose de relevés individuels de prix, on peut calculer leur dispersion au sein de cellules définies par les caractéristiques des produits. Ici, une cellule est définie par le croisement d'une variété de l'IPC et d'une marque détaillée.⁶⁴ On calcule l'écart interquartile du prix (en logarithme) au sein de chaque cellule. On régresse cette mesure de dispersion sur des indicatrices de produit, de marque et d'année. On procède ainsi pour les marques nationales et pour les MDD séparément, afin de comparer l'évolution de la dispersion, année par année, en moyenne entre les deux types de marques.

Le résultat de cette première analyse de la dispersion est donné dans le tableau 6. La dispersion du prix des MDD est stable sur la période Galland, alors qu'elle diminue de façon significative pour les marques nationales. Sur la seconde période, qui comprend les lois Dutreil, Chatel et la LME, la dispersion augmente à la fois pour les MDD et pour les marques nationales, mais de façon plus forte pour ces dernières.

Tableau 6 Evolution de l'écart interquartile du prix

Variable expliquée : écart interquartile du prix (en log) par produit*marque					
Période Galland			Période Dutreil-Châtel-LME		
	Marque dist.	Marque nat.		Marque dist.	Marque nat.
1993	réf.	réf.	2004	réf.	réf.
1994	0.006 (0.008)	-0.018 (0.007)	2005	0.008 (0.003)	0.016 (0.004)
1995	-0.006 (0.003)	-0.019 (0.007)	2006	0.015 (0.004)	0.029 (0.006)
1996	-0.008 (0.003)	-0.024 (0.007)	2007	0.016 (0.004)	0.045 (0.005)
1997	-0.008 (0.004)	-0.029 (0.007)	2008	0.031 (0.005)	0.050 (0.005)
1998	-0.007 (0.004)	-0.031 (0.008)	2009	0.039 (0.005)	0.068 (0.006)
1999	-0.006 (0.004)	-0.041 (0.008)	2010	0.044 (0.005)	0.068 (0.006)
2000	-0.004 (0.004)	-0.046 (0.008)	2011	0.040 (0.006)	0.076 (0.007)
Contrôles			Produit et marque		

Estimation par MCO ; écart-types entre parenthèses ; clusters par produits

⁶⁴ La prise en compte de la marque détaillée affecte peu les résultats ci-dessous : on obtient des résultats similaires avec des cellules constituées par les seules variétés.

Ces tests ne tiennent pas compte de l'évolution des autres déterminants des prix que les caractéristiques des produits. On utilise maintenant une modélisation par régression quantile. On modélise plus précisément le premier et le troisième quartile de la distribution du prix conditionnellement à un certain nombre de déterminants⁶⁵. Le modèle s'écrit :

$$Q_1(p_{i,j,t} | X_{i,j,t}, MDD_{i,j,t}) = \beta_1^a X_{i,j,t} + \theta_1^a MDD_{i,j,t}$$

$$Q_3(p_{i,j,t} | X_{i,j,t}, MDD_{i,j,t}) = \beta_3^a X_{i,j,t} + \theta_3^a MDD_{i,j,t}$$

Les paramètres d'intérêts sont les coefficients annuels de la marque de distributeur (ou de son complémentaire, la marque nationale). Les variables de structure locale de l'offre, de demande, et de caractéristiques des magasins sont utilisées comme contrôles, et non pour être interprétées en tant que telles. Les deux modèles de quantiles sont estimés séparément. Pour une année donnée, on définit l'effet de la MDD sur la dispersion conditionnelle (écart interquartile) par $\hat{\theta}_3^a - \hat{\theta}_1^a$. On estime la précision de $\hat{\theta}_3^a - \hat{\theta}_1^a$ par bootstrap (cf. section 4). Pour chaque tirage d'échantillon, on estime les deux modèles de quantiles ci-dessus, et on calcule l'effet de la MDD sur la dispersion ($\hat{\theta}_3^a - \hat{\theta}_1^a$). Les résultats année par année, par sous-période et pour l'ensemble de la période sont donnés dans le tableau 7.⁶⁶

Sur la première période, la dispersion du prix des marques nationales se réduit relativement à celle des MDD (1b). L'écart interquartile⁶⁷ du prix des marques nationales est initialement supérieur de 3 points à celui des MDD. Cet écart diminue dès 1997 et n'est plus significatif en 1998. Ainsi, le prix des marques nationales est de moins en moins dispersé par rapport à celui des MDD, et cette baisse est rapide. C'est bien l'effet qu'on attend d'une réduction de la concurrence intra-marque après la mise en œuvre de la loi Galland.

Sur la seconde période, la dispersion du prix des marques nationales augmente relativement à celle des MDD (1c). L'écart interquartile du prix des marques nationales est initialement plus faible de 3 points que celui des MDD. Cet écart se réduit en 2006 après la loi Dutreil, où l'effet marque disparaît. La dispersion relative des marques nationales augmente encore en 2009 après la loi Chatel et la LME, puis se stabilise à un niveau un peu plus bas mais encore positif en 2010 et 2011. Ainsi, le prix des marques nationales est de plus en plus dispersé par rapport à celui des MDD. C'est bien l'effet qu'on attend d'une restauration de la concurrence intra-marque après la mise en œuvre des lois Dutreil, Chatel et de la LME.

On peut toutefois s'étonner que l'écart de dispersion soit nul en fin de première période, mais négatif en début de seconde période. On examine donc le résultat de l'estimation sur l'ensemble de la période (1a). Les coefficients sont presque identiques pour une même date à ceux des régressions (1b) et (1c). Sur la période intermédiaire, entre 2000 et 2004, la dispersion relative du prix relatif des marques nationales diminue peu jusqu'en 2003, où elle baisse fortement. Une analyse plus détaillée au niveau mensuel révèle une rupture de tendance à la baisse entre mars et avril 2003, au moment où la qualité de la mesure de la marque augmente dans nos données. Or, lorsque la marque est moins bien mesurée, la dispersion relative du prix des marques nationales peut être biaisée vers le haut.⁶⁸ Si ce biais est constant au cours du temps (comme on peut le penser car la qualité des données de marque n'évolue qu'une seule fois, après avril 2003)

⁶⁵ L'approche complète celle de la section 4, où l'on modélise de façon analogue la moyenne conditionnelle de cette distribution.

⁶⁶ La seule variable d'intérêt étant MDD, et vu la difficulté de contrôler l'hétérogénéité inobservée dans les régressions de quantiles, la spécification des contrôles X est moins parcimonieuse que dans la section 4.

⁶⁷ Ecart en % entre Q1 et Q3 puisque le prix est en logarithme.

⁶⁸ Cf. section 3. En effet, la catégorie des marques nationales comprend alors davantage de MDD qui n'ont pu être identifiées comme telles. Le biais serait d'environ 1 point à 1,5 point pour cette spécification si l'on imputait la totalité de la variation entre mars et avril 2003 à la variation de mesure.

la valeur du coefficient devrait être diminuée d'au moins un point de pourcentage tout au long de la première période, et retrouverait alors approximativement son niveau de fin de période.

Au total, les évolutions des coefficients au sein des deux périodes de réglementation sont donc cohérentes avec les prédictions de l'analyse économique. La comparaison de l'effet de la marque entre ces deux périodes, et partant sur l'ensemble du cycle de réglementation-libéralisation, est en revanche fragile, et on ne peut rejeter l'hypothèse que l'écart entre marques nationales et MDD devrait soit du même ordre de grandeur en début et en fin de période. L'approche de la section 5.2 ci-dessous permet d'apporter des éléments complémentaires sur la comparaison des deux périodes.

Avec la spécification (2) on cherche ensuite à déterminer si les variations de dispersion relative du prix en coupe temporelle s'expliquent plutôt par la variation du prix entre magasins ou au sein des magasins. La méthode des régressions de quantiles se prête mal à la prise en compte d'effets fixes dans le cadre de données de panel, car les estimateurs sont non linéaires (cf. D'Haultfoeuille et Givord, 2013). On utilise ici une méthode proposée par Canay (2011) pour contrôler l'hétérogénéité résiduelle des magasins qui se traduit par des différences permanentes de positionnement général en prix, sans effet sur la dispersion des prix, par exemple parce que la politique de prix consiste à affecter un coefficient de marge uniforme à l'ensemble des produits pour tenir compte des conditions locales. L'effet fixe de magasin affecte alors les prix par un effet de translation de l'ensemble de la distribution. Sous cette hypothèse, on peut utiliser une méthode simple d'estimation en deux étapes :

1. Dans la première étape, on estime un modèle linéaire à effet fixe de magasin pour modéliser la moyenne conditionnelle du prix (cf. section 4) :

$$E(p_{i,j,t} | X_{i,j,t}, MDD_{i,j,t}, \alpha_j) = \beta^a X_{i,j,t} + \theta^a MDD_{i,j,t} + \alpha_j$$

2. On utilise les coefficients de cette régression pour estimer les effets fixes de magasin (moyenne par magasin de l'écart entre la valeur observée et la valeur prédite). On soustrait cet effet fixe estimé au prix, et on effectue les régressions de quantile Q_1 et Q_3 sur cette variable déflatée de l'effet fixe, sous l'hypothèse que ce dernier affecte de la même façon tous les quantiles.

La prise en compte de l'effet fixe de magasin atténue la baisse du coefficient des marques nationales en première période, et sa hausse en seconde période (2a, 2b et 2c). La baisse de l'effet de la marque nationale est d'environ 1.5 point en première période (contre environ 2.5 points sans effet fixe), et sa hausse de 3.5 points en seconde période (contre 4.5 points sans effet fixe). Ainsi, sur chaque période, la prise en compte de l'effet fixe réduit les évolutions d'un point environ en valeur absolue.

Même si cette spécification repose sur une hypothèse assez forte quant à la façon dont l'hétérogénéité inobservée affecte la distribution des prix, ce résultat suggère qu'une partie significative de l'atténuation puis de l'augmentation de la dispersion relative du prix des marques nationales a lieu au sein des magasins, et pas seulement entre magasins ou entre marchés.

**Tableau 7 Evolution de la dispersion conditionnelle du prix en fonction de la marque
(les coefficients reportés sont ceux de la marque nationale / MDD)**

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	
(1a)	0.032 (0.005)	0.033 (0.004)	0.026 (0.005)	0.029 (0.004)	0.018 (0.004)	0.008 (0.005)	0.009 (0.005)	0.003 (0.004)	-0.004 (0.005)	-0.007 (0.006)	-0.019 (0.005)	-0.030 (0.005)	-0.030 (0.006)	-0.009 (0.006)	0.001 (0.006)	0.009 (0.006)	0.023 (0.006)	0.016 (0.007)	0.016 (0.008)	
(1b)	0.032 (0.005)	0.034 (0.004)	0.028 (0.004)	0.029 (0.005)	0.018 (0.005)	0.009 (0.005)	0.007 (0.005)	0.004 (0.005)												
(1c)												-0.031 (0.005)	-0.031 (0.005)	-0.009 (0.006)	0.000 (0.006)	0.007 (0.005)	0.020 (0.008)	0.014 (0.007)	0.014 (0.008)	
(2a)	0.023 (0.005)	0.027 (0.004)	0.026 (0.004)	0.025 (0.004)	0.016 (0.004)	0.011 (0.005)	0.012 (0.005)	0.010 (0.004)	0.003 (0.004)	-0.004 (0.005)	-0.012 (0.005)	-0.020 (0.005)	-0.020 (0.006)	-0.012 (0.006)	-0.005 (0.005)	0.001 (0.005)	0.018 (0.006)	0.012 (0.007)	0.015 (0.007)	
(2b)	0.028 (0.005)	0.028 (0.004)	0.028 (0.004)	0.028 (0.004)	0.018 (0.004)	0.009 (0.005)	0.011 (0.005)	0.009 (0.004)												
(2c)													-0.020 (0.005)	-0.017 (0.005)	-0.010 (0.005)	-0.006 (0.005)	-0.001 (0.005)	0.016 (0.007)	0.010 (0.007)	0.013 (0.006)

Autres contrôles : produit*année, année*mois, forme de vente*mono/multi établissement, concentration par centrale d'achat*année, part du hard discount*année, taux de chômage*année, poste*forme de vente*année, centrale d'achat*année

(1a) : échantillon non cylindré ; pas d'effet fixe de magasin

(1b) : échantillon cylindré sur la première période ; pas d'effet fixe de magasin

(1c) : échantillon cylindré sur la seconde période ; pas d'effet fixe de magasin

(2a) : échantillon non cylindré ; effet fixe de magasin

(2b) : échantillon cylindré sur la première période ; effet fixe de magasin

(2c) : échantillon cylindré sur la seconde période ; effet fixe de magasin

Ecart-types entre parenthèse, calculés par bootstrap par tirage dans les communes

Le nombre d'observation est le même que dans les régressions OLS correspondantes.

Les régressions sans effet fixe de magasin exploitent toute la variabilité des prix présente dans les données. Outre un effet de réduction (resp. restauration) de la concurrence entre magasins pour un produit donné, les magasins initialement les moins chers se rapprochant (resp. s'éloignant) des plus chers, elles captent aussi potentiellement un effet de l'interdiction (resp. de la libéralisation) de la revente à perte lié à son impact sur les stratégies de type « loss leading ». Celles-ci consistent à vendre temporairement à perte certains produits pour attirer les consommateurs, en compensant la marge négative sur les autres produits (cf. par exemple Lal et Matutes, 1994). L'interdiction de la revente à perte conduit alors à une baisse de la variabilité des prix. Notre analyse économique (section 1) ne traite pas ces stratégies multi-produits. Toutefois, leur effet sur la dispersion des prix devrait être atténué si l'on agrège les prix sur un ensemble de produits, par année et au niveau d'un magasin. A l'inverse, les effets liés à l'atténuation-restauration de la concurrence ne devraient pas être affectés par cette agrégation.

On aborde donc maintenant l'analyse de l'évolution de la dispersion des prix autour des changements de réglementation, à partir de données de prix agrégées au niveau des magasins. On teste en particulier la prédiction selon laquelle la baisse de la dispersion des prix à la suite de la loi Galland devrait prendre la forme d'une convergence entre magasins (les prix augmentant davantage pour les magasins initialement les moins chers) et la hausse de la dispersion à la suite des lois Dutreil, Chatel et LME, d'une divergence des prix entre magasins (les écarts initiaux s'accroissant).

5.2 Convergence et divergence des prix entre magasins

Comme le prix de revente minimum résultant de la loi Galland est un prix national, on s'attend à ce que ce soient les magasins initialement les plus concurrentiels qui soient le plus affectés par l'imposition d'un prix minimum, et symétriquement à ce que les écarts se creusent de nouveau après les lois Dutreil, Chatel et LME. Pour agréger les prix au niveau des magasins, on régresse (année par année) le logarithme du prix sur des indicatrices de produit et de marque détaillée. On recueille les résidus de ces régressions, et on en calcule la moyenne pour un magasin donné lors d'une année donnée.⁶⁹ Les effets magasin captent l'ensemble des déterminants du prix orthogonaux aux caractéristiques observées des produits, en particulier, outre la concurrence locale, les déterminants du prix liés aux caractéristiques inobservées des magasins (localisation, stratégie d'enseigne...). Les effets magasin sont en outre estimés séparément sur les MDD et les marques nationales.

En l'absence de changement de réglementation, on modélise les effets magasin entre deux dates de la façon suivante :

$$\Delta^0 p = \beta \times \Delta^0 x + \Delta^0 \varepsilon$$

où Δ^0 désigne une variation calculée sur une période sans changement de réglementation, x représente les déterminants observés du prix, et ε inclut les caractéristiques inobservées et l'erreur de mesure. Sur une période entourant un changement de réglementation, on modélise la variation du prix par :

$$\Delta^1 p = \delta \times p^0 + \beta \times \Delta^1 x + \Delta^1 \varepsilon$$

où Δ^1 désigne une variation calculée autour d'une période de changement de réglementation. La présence de p^0 dans cette équation capte l'idée de convergence ou de divergence des prix au cours de la période. On peut définir p^0 comme l'effet prix moyen du magasin durant la période précédant le changement de réglementation. Cet effet peut être positif (magasin en moyenne plus cher que le marché) ou négatif (magasin en moyenne moins cher que le marché). Dans le cas de la loi Galland, on s'attend à ce que le prix ait davantage cru pour les magasins où ils

⁶⁹ Les effets magasin sont des prix relatifs, qui peuvent être positifs ou négatifs : un prix de -0.01 en 1996 signifie que le magasin considéré est environ 1% moins cher que la moyenne du marché, en moyenne sur les produits et sur les mois de l'année.

étaient initialement les plus bas. Dans le cas des lois Dutreil-Chatel-LME, on s'attend à ce que les prix diminuent pour les magasins où ils étaient initialement les plus faibles. Ainsi, on s'attend à ce que le paramètre δ soit négatif pour la période entourant la loi Galland, et positif pour la période entourant les lois Dutreil, Chatel et LME.

Ce type de test de convergence peut toutefois être assez faible.⁷⁰ Même si l'on retient pour p^0 non pas le prix initial de la différence $\Delta^1 p$ mais une valeur décalée, l'estimation de δ reste biaisée si le choc stochastique est autocorrélé. Pour corriger l'endogénéité de p^0 , on utilise un instrument fondé sur l'hypothèse que ε est stationnaire en covariance, i.e. que la covariance entre deux dates ne dépend que de la distance entre ces deux dates (cf. BBV). On peut alors utiliser comme instrument le prix du magasin à la date médiane de l'intervalle sur lequel on calcule la variation du prix.⁷¹

Le résultat des tests de convergence autour des lois Galland et Dutreil-Chatel-LME est donné dans les tableaux 8 et 9.⁷² La convergence est conditionnelle à la forme de vente, car on s'attend à ce que les différentes formes de vente soient affectées de façon différenciée par les changements de réglementation.

Les résultats confirment l'existence d'une convergence des prix autour de la loi Galland, pour les seules marques nationales (cf. coefficients du « prix initial » dans le tableau 8). Autour des lois Dutreil, Chatel et LME, on observe en revanche une divergence des prix, plus forte pour les marques nationales, mais significative pour les MDD. Les régressions utilisant le taux de marge trois fois net montrent également une convergence (loi Galland) suivie d'une divergence (lois Dutreil, Chatel et LME). Les coefficients de convergence-divergence correspondants sont du même ordre de grandeur que ceux du prix des marques nationales, similitude qui s'explique par la part dominante des marques nationales dans les ventes des principales formes de vente.⁷³

Cette convergence-divergence est toutefois partielle, les coefficients restant très inférieurs à l'unité (de l'ordre de 10 à 20%). Ainsi, un magasin initialement 10 % moins cher que la moyenne avant la loi Galland a vu son prix relatif augmenter de 1 à 2 points de pourcentage. Le fait que le coefficient du prix initial (et du taux de marge initial) soit un peu plus élevé en valeur absolue lors de la phase de libéralisation que lors de la phase initiale de réglementation, est cohérent avec l'hypothèse d'un retour au régime de prix antérieur à la loi Galland. En effet, après la convergence partielle qui a lieu après la loi Galland, le prix initial de la seconde période a une dispersion moindre que celui de la première. Il faut donc que le coefficient de divergence de la

⁷⁰ Si l'effet prix est un bruit blanc, la régression de la variation du prix sur son niveau initial donnera toujours à un coefficient négatif, d'autant plus élevé en valeur absolue que la variance du bruit est grande. En effet : $E[(\varepsilon^{t+n} - \varepsilon^t) \times \varepsilon^t] = -V(\varepsilon)$

⁷¹ Pour la loi Galland, par exemple, si $\Delta^1 p = p^{1998} - p^{1994}$ le prix initial p^0 (moyenne des prix entre 1994 et 1996) est instrumenté par le prix à la date médiane p^{1996} . En effet, sous l'hypothèse de stationnarité, les corrélations de ε^{1996} avec ε^{1998} et ε^{1994} sont égales, de sorte que ε^{1996} n'est pas corrélé avec le résidu de l'équation en différences, $\varepsilon^{1998} - \varepsilon^{1994}$. p^{1996} est bien corrélé à p^0 , mais pas au résidu de l'équation estimée.

⁷² Pour lisser les erreurs de mesure, on calcule la variation du prix autour du changement de réglementation comme $(p^{1999} + p^{1998})/2 - (p^{1994} + p^{1993})/2$ autour de la date pivot 1996 pour la loi Galland, et $(p^{2011} + p^{2010})/2 - (p^{2004} + p^{2003})/2$ autour de la date pivot 2007 pour les lois Dutreil, Chatel et la LME. On procède de même pour les variables explicatives définies en évolution. Les variables explicatives x sont supposées exogènes, mais les résultats sont robustes à l'hypothèse d'exogénéité faible.

⁷³ Le niveau de ces coefficients peut varier selon la spécification de l'estimation de la coopération commerciale. Toutefois, cette spécification est identique pour les deux périodes, la comparaison des coefficients entre ces périodes est donc robuste.

seconde période soit plus élevée en valeur absolue que le coefficient de convergence de la première pour que la dispersion des prix revienne à son niveau initial.⁷⁴

On complète cette analyse en réalisant des régressions par sous-périodes correspondant aux changements de réglementation successifs des années 2000 : circulaire Dutreil, loi Dutreil, lois Chatel et LME. Il n'est toutefois pas possible de dissocier les effets de la loi Chatel de ceux de la LME, les deux lois produisant leurs effets simultanément à partir des négociations de 2009. En outre, on ne peut dissocier les effets de la circulaire Dutreil, de la loi Dutreil et des deux dernières lois que sous l'hypothèse que les premières produisent leurs effets dès la première année qui suit leur entrée en vigueur en négligeant donc les ajustements dynamiques complexes des stratégies.

D'après les résultats donnés dans le tableau 9, la circulaire Dutreil n'aurait pas eu d'impact significatif sur les prix. On observe en revanche une divergence des prix significative après la loi Dutreil, à la fois pour les marques nationales et les MDD, mais plus marquée pour les premières. On obtient un résultat similaire, avec des coefficients plus élevés et un écart plus marqué entre marques nationales et MDD, autour des lois Chatel et LME. Ces résultats suggèrent que les effets de la libéralisation ont été progressifs à partir de la loi Dutreil, conformément aux intentions des pouvoirs publics, qu'ils sont qualitativement comparables à la suite de cette dernière et à la suite des lois Chatel et LME, mais que l'impact de ces dernières est un peu plus marqué.

Tableau 8 Régressions de convergence

	Loi Galland			Lois Dutreil/Châtel/LME		
	Prix		Marge	Prix		Marge
Δ prix	(1998,1999)-(1993,1994)		1998-1994	(2010,2011)-(2003,2004)		2010-2004
Prix initial	(1993,1994,1995,1996)		(1994,1995,1996)	(2003,2004,2005)		(2003,2004,2005)
Instrument	Prix en 1996		Marge en 1996	Prix en 2007		Marge en 2007
Marque	Nationale	Distributeur	Ensemble	Nationale	Distributeur	Ensemble
Prix initial	-0.134 (0.036)	0.104 (0.083)	-0.159 (0.024)	0.179 (0.063)	0.159 (0.053)	0.189 (0.043)
Supermarché	-0.015 (0.004)	0.004 (0.009)	0.000 (0.001)	0.011 (0.005)	0.005 (0.008)	-0.003 (0.002)
Hard discount	0.000 (0.000)	0.073 (0.031)	0.000 (0.003)	-0.048 (0.030)	0.014 (0.013)	0.004 (0.003)
Supérette	0.035 (0.011)	0.054 (0.015)	0.003 (0.002)	0.031 (0.015)	0.059 (0.018)	-0.003 (0.005)
Mag. Pop.	-0.007 (0.009)	0.013 (0.011)	0.011 (0.009)	0.042 (0.010)	-0.006 (0.013)	0.034 (0.026)
Hypermarché	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Δ HHI par centrale d'achat	0.078 (0.073)	-0.165 (0.120)	0.001 (0.007)	0.067 (0.149)	0.156 (0.121)	-0.027 (0.013)
Δ part du hard discount	-0.008 (0.073)	0.115 (0.103)	0.002 (0.008)	-0.026 (0.105)	0.122 (0.102)	-0.025 (0.015)
Δ chômage local	-0.003 (0.003)	-0.002 (0.004)	0.001 (0.001)	-0.004 (0.004)	0.000 (0.005)	-0.008 (0.008)
Nombre d'observations	1096	733	2936	1533	1461	3185

Doubles moindres carrés ; écart-types entre parenthèses calculés par bootstrap par tirage dans les communes

⁷⁴ Pour que le prix final revienne au prix initial, étant donné un coefficient de convergence d'environ -0.13 autour de la loi Galland, il suffirait d'un coefficient de divergence d'environ +0.15 en seconde période.

Tableau 9 Régressions de convergence par sous-périodes (années 2000)

	Circulaire Dutreil		Loi Dutreil		Loi Châtel / LME	
Δ prix	2005-2003		2007-2005		2011-2007	
Prix initial	2003		(2004,2005)		(2006,2007)	
Instrument prix initial	Prix en 2004		Prix en 2006		Prix en 2009	
Marque	Nationale	Distributeur	Nationale	Distributeur	Nationale	Distributeur
Prix initial	0.020 (0.035)	0.023 (0.017)	0.108 (0.037)	0.086 (0.026)	0.145 (0.049)	0.102 (0.038)
Supermarché	0.007 (0.002)	0.004 (0.004)	0.000 (0.003)	-0.004 (0.005)	0.003 (0.004)	0.000 (0.007)
Hard discount	-0.038 (0.021)	0.001 (0.006)	0.006 (0.017)	0.005 (0.008)	0.002 (0.021)	0.019 (0.013)
Supérette	0.014 (0.009)	0.040 (0.009)	-0.010 (0.011)	-0.004 (0.010)	0.013 (0.017)	0.019 (0.015)
Mag. Pop./Multi-commerce	0.009 (0.006)	0.001 (0.007)	0.025 (0.007)	-0.009 (0.009)	-0.004 (0.009)	0.000 (0.011)
Hypermarket	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Δ HHI par centrale d'achat	0.099 (0.321)	0.289 (0.292)	-0.267 (0.196)	-0.139 (0.240)	0.083 (0.192)	0.324 (0.278)
Δ part du hard discount	0.122 (0.105)	-0.027 (0.147)	-0.064 (0.091)	0.022 (0.127)	-0.150 (0.119)	0.170 (0.203)
Δ chômage local	-0.005 (0.004)	0.004 (0.005)	-0.006 (0.004)	0.002 (0.006)	-0.009 (0.007)	-0.001 (0.008)
Nombre d'observations	1445	1366	1445	1366	1445	1366

Doubles moindres carrés ; écart-types entre parenthèses calculés par bootstrap par tirage dans les communes

6 Conclusion

L'évolution de la réglementation de la grande distribution et de ses rapports avec les producteurs a répondu depuis les années 1970 à des préoccupations contradictoires, mettant d'abord l'accent sur la protection des petites entreprises en restreignant le jeu de la concurrence (phase de réglementation), puis sur le pouvoir d'achat du consommateur en restaurant la concurrence (phase de libéralisation). On peut s'attendre à ce que les pouvoirs publics soient à l'avenir de nouveau amenés (en France ou dans d'autres pays) à envisager des interventions ciblant l'un ou l'autre de ces objectifs, selon les circonstances. Il importe donc de documenter de façon empirique l'impact de tels changements, et de tester la capacité de l'analyse économique à en prédire les effets. Pour contribuer à cet objectif, on exploite une base de données unique mettant en regard les prix relevés pour un grand nombre de produits de grande consommation dans des magasins répartis sur l'ensemble de la France métropolitaine, avec les caractéristiques des marchés locaux.

Nos résultats suggèrent de façon très robuste que la loi Galland a eu pour conséquence une atténuation rapide de la concurrence en prix que se livrent les magasins pour la vente des marques nationales, et que les réformes des relations commerciales de la deuxième moitié des années 2000 ont permis de restaurer la concurrence par les prix. En premier lieu, le prix relatif des marques nationales par rapport aux MDD a augmenté après 1997, avant de diminuer de nouveau à la fin des années 2000. En second lieu, le lien entre prix et concentration des marchés locaux s'est fortement atténué après la loi Galland, avant de retrouver son niveau initial en fin de période. En dernier lieu, la dispersion du prix des marques nationales a d'abord diminué relativement à celle des MDD (les prix augmentant davantage pour les points de vente initialement les plus compétitifs) avant d'augmenter de nouveau après les lois Dutreil Chatel et la LME (les magasins les moins chers renforçant alors leur avantage concurrentiel).

S'agissant de l'effet sur les prix des changements de réglementation des relations commerciales, deux points doivent être analysés plus en détail. D'abord, la concurrence en prix ne semble pas s'être affaiblie que pour les marques nationales, mais aussi progressivement pour les MDD avant que les réformes de la fin des années 2000 ne la restaurent. Le rôle des MDD dans les négociations commerciales doit maintenant être intégré dans l'analyse théorique articulant relations verticales et concurrence horizontale entre distributeurs. Ensuite, le prix relatif des marques nationales a bien baissé durant la phase de libéralisation, mais à l'issue d'une période de hausse qui s'est prolongée bien après la loi Galland, et sans rejoindre le niveau antérieur à celle-ci. Il faut ainsi explorer et modéliser les mécanismes par lesquels les changements de réglementation pourraient avoir des effets persistants. En effet, si à court terme ce sont principalement les prix et les quantités qui s'ajustent, à moyen terme les capacités de production et le positionnement en gamme des différentes marques peuvent évoluer de façon endogène.

Au delà de l'analyse des prix et des marges, il faut admettre la difficulté de fournir une évaluation complète de l'impact de ces réformes. Il serait en particulier utile d'étudier le devenir des plus petits magasins, et de façon plus générale l'évolution des caractéristiques de l'offre de produits et de services. La tâche est rendue difficile par l'imbrication des effets de la réglementation des relations commerciales, qui influe sur la compétitivité des différents acteurs, avec ceux de la réglementation de l'entrée. Globalement, on observe que si le petit commerce indépendant a continué de décliner, l'intérêt des groupes de distribution pour le commerce de proximité s'est fortement accru au cours de la dernière décennie. On peut ainsi penser que les réactions des acteurs de la distribution aux différentes contraintes réglementaires se sont traduites par un ajustement de leurs stratégies d'offre, prenant la forme d'une amélioration de la segmentation du marché. De même, si les barrières à l'entrée ont ralenti l'entrée du hard discount étranger, elles n'ont pu l'enrayer complètement, en particulier sur des formats de petite taille jouant sur l'argument de la proximité. Les réactions des acteurs les plus concurrentiels à l'évolution de la réglementation ont ainsi pu paradoxalement accélérer le déclin du petit commerce indépendant. Mais si le relâchement de la concurrence au cours des années Galland conjugué à la rareté du linéaire due aux années Raffarin, a été à l'origine de ce renouveau du commerce de proximité et du renforcement de l'attrait du hard discount, il n'est pas certain que ces tendances résistent au nouveau contexte du marché.

Bibliographie

Allain, M.L., Chambolle, C. et Vergé, T. (2008). 'La loi Galland sur les relations commerciales - Jusqu'où la réformer ?', Dossiers du Cepremap.

Askénazy, P. et Weidenfeld, K. (2007). 'Les soldes de la loi Raffarin', Dossiers du Cepremap.

Barros, P.P., Brito, D. et de Lucena, D. (2006). 'Mergers in the Food Retailing Sector: an Empirical Investigation', *European Economic Review*, vol. 50(2), pp. 447-468.

Bertrand, M., Duflo, E. et Mullainathan S. (2004). 'How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates ?', *Quarterly Journal of Economics*, vol. 119(4), pp. 249-275.

Bertrand, M. et Kramarz, F. (2002). 'Does Entry Regulation Hinder Job Creation? Evidence from the French Retail Industry', *Quarterly Journal of Economics*, vol. 117(4), pp. 1369-1413.

Biscourp, P., Boutin, X., Vergé T. (2013). 'The Effects of Retail Regulations on Prices : Evidence from the Loi Galland', *The Economic Journal*, Vol. 123 (12), pp 1279-1312

- Bonnet, C. et Dubois, P. (2010). 'Inference on Vertical Contracts between Manufacturers and Retailers Allowing for Nonlinear Pricing and Resale Price Maintenance', *Rand Journal of Economics*, vol. 41(1), pp. 139-164.
- Boutin, X. et Guerrero, G. (2008). 'Loi Galland et prix à la consommation', in (E. Dubois, P-O. Beffy, L. Clavel and C. Minodier, eds.) *Note de conjoncture*, June 2008, pp. 17-26, Paris: INSEE.
- Canay, I. A. (2011). 'A Simple Approach to Quantile Regression for Panel Data', *The Econometrics Journal*, vol. 14(3), pp. 368-386.
- Collins, A., Burt, S. et Oustapassidis, K. (2001). 'Below-cost Legislation and Retail Conduct: Evidence from the Republic of Ireland', *British Food Journal*, vol. 103(9), pp. 607-622.
- Commission Canivet (2005). *Restaurer la concurrence par les prix: les produits de grande consommation et les relations entre industrie et commerce*, Paris: La Documentation Française.
- Crémer, J. et Riordan, M. (1987). 'On Governing Multilateral Transactions with Bilateral Contracts', *Rand Journal of Economics*, vol. 18(3), pp. 436-451.
- D'Haultfoeuille, X. et Givord, P. (2013). 'La régression quantile en pratique', *Document de travail*, Insee.
- Dobson, P. et Waterson, M. (2007). 'The Competition Effects of Industry-wide Vertical Price Fixing in Bilateral Oligopoly', *International Journal of Industrial Organization*, vol. 25(5), pp. 935-962.
- Gourieroux, C., Monfort, A. et Trognon, A. (1985). 'Moindres carrés asymptotiques', *Annales de l'INSEE*, vol. 58, pp. 91-122.
- Hart, O. et Tirole, J. (1990). 'Vertical Integration and Market Foreclosure', *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, vol.(1990), pp. 205-286.
- Innes, R. et Hamilton, S.F. (2009). 'Vertical Restraints and Horizontal Control', *Rand Journal of Economics*, vol. 40 (1), pp. 120-143.
- Kreps, D.M. et Scheinkman, J.A. (1983). 'Quantity Precommitment and Bertrand Competition Yield Cournot Outcomes', *Bell Journal of Economics*, vol. 14(2), pp. 326-337.
- Lafontaine, F. et Slade, M. (2008). 'Exclusive Contracts and Vertical Restraints: Empirical Evidence and Public Policy', in (P. Buccirossi, ed.) *Handbook of Antitrust Economics*, pp. 391-414, Cambridge and London: MIT Press.
- Lal, R. et Matutes, C. (1994), 'Retail Pricing and Advertising Strategies', *Journal of Business*, Vol 67 (3), pp. 345-370.
- Mathewson, G.F. et Winter, R.A. (1984). 'An Economic Theory of Vertical Restraints', *Rand Journal of Economics*, vol. 15(1), pp. 27-38.
- Marx, L. et Shaffer, G. (2007). 'Upfront Payments and Exclusion in Downstream Markets', *Rand Journal of Economics*, vol. 38(3), pp. 823-843.
- McAfee, R.P. et Schwartz, M. (1994). 'Opportunism in Multilateral Vertical Contracting: Nondiscrimination, Exclusivity, and Uniformity', *American Economic Review*, vol. 84(1), pp. 210-230.

Miklòs-Thal, J., Rey, P. et Vergé, T. (2011). 'Buyer Power and Intra-brand Coordination', *Journal of the European Economic Association*, vol. 9(4), pp. 721-741.

O'Brien, D.P. et Shaffer, G. (1992). 'Vertical Control with Bilateral Contracts', *Rand Journal of Economics*, vol. 23(3), pp. 299-308.

Rey, P. et Tirole, J. (1986). 'The Logic of Vertical Restraints', *American Economic Review*, vol. 76, pp. 921-939.

Rey, P. et Vergé, T. (2004). 'Bilateral Control with Vertical Contracts', *Rand Journal of Economics*, vol. 35(4), pp. 728-746.

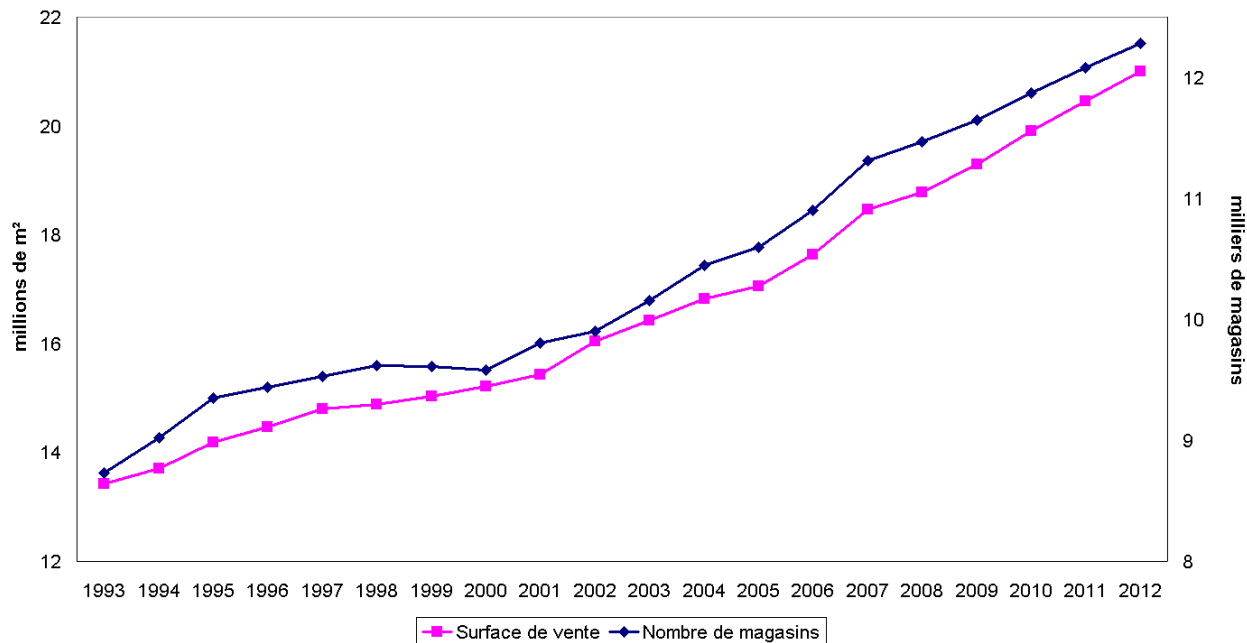
Rey, P. et Vergé, T. (2008). 'Economics of Vertical Restraints', in (P. Buccirossi, ed.) *Handbook of Antitrust Economics*, pp. 353-390, Cambridge and London: MIT Press.

Rey, P. et Vergé, T. (2010). 'Resale Price Maintenance and Interlocking Relationships', *Journal of Industrial Economics*, vol. 58(4), pp. 928-961.

Tirole, J. (1988). 'Théorie de l'organisation industrielle', *Economica*.

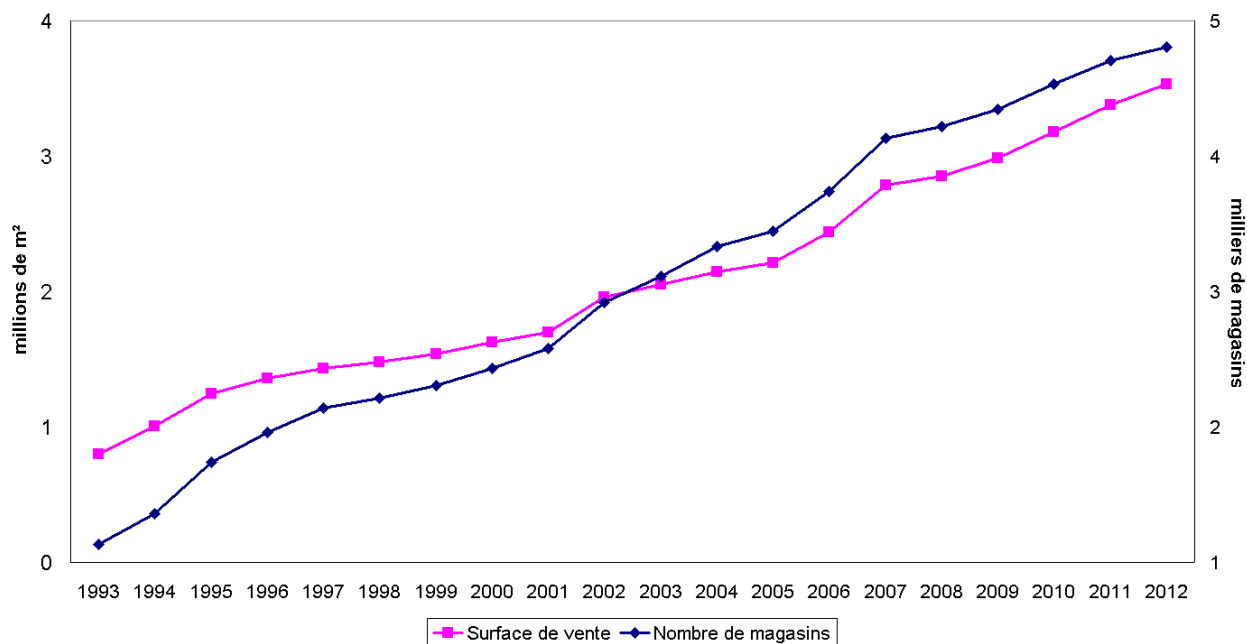
Annexe

Graphique A1 Surface et nombre de GSA



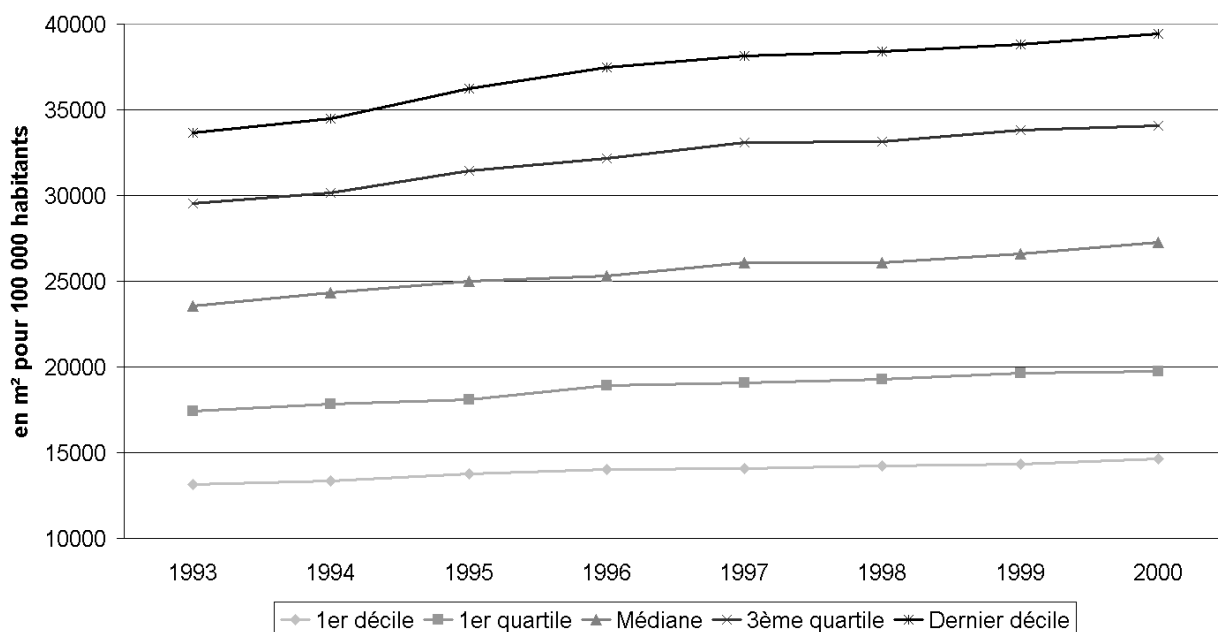
Sources : annuaires de la grande distribution LSA et Panorama
 Champ : France métropolitaine

Graphique A2 Surface et nombre de hard discount



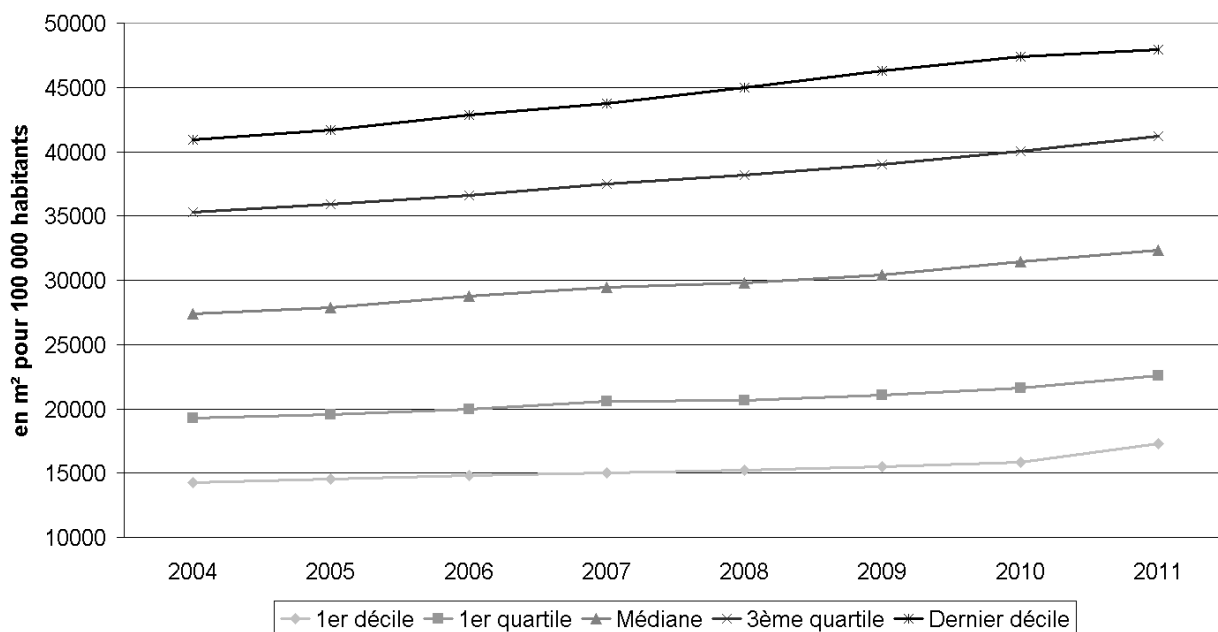
Sources : annuaires de la grande distribution LSA et Panorama
 Champ : France métropolitaine

Graphique A3 Distribution entre les marchés de la surface de vente par habitant (1^{ère} période)



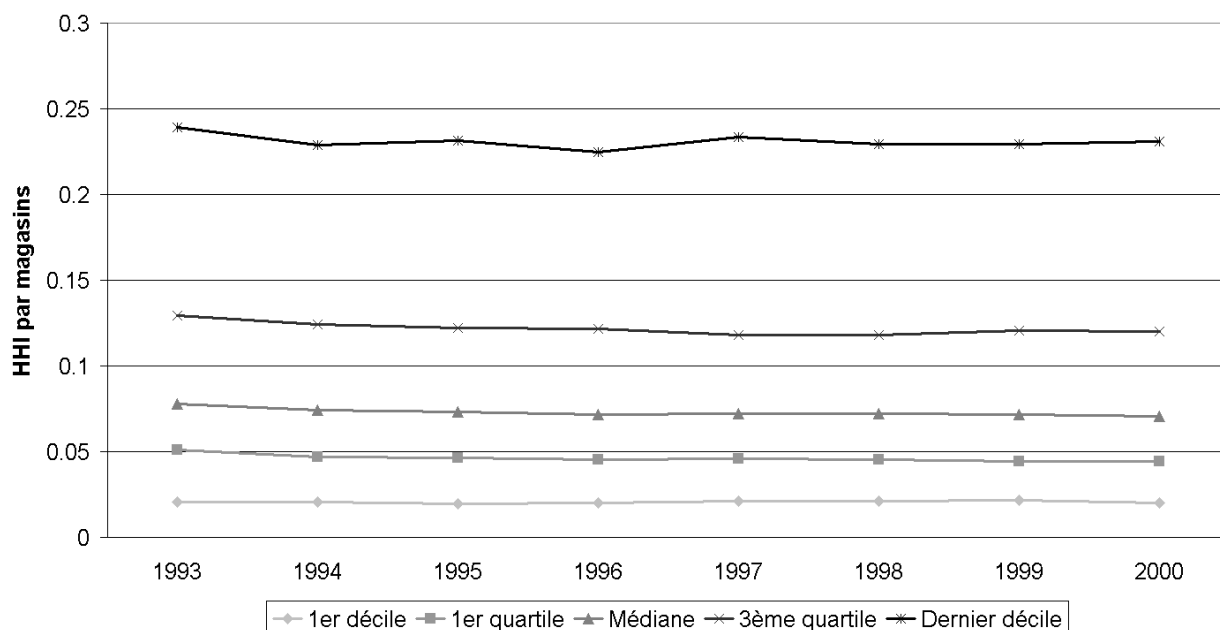
Sources : annuaires de la grande distribution LSA et Panorama
 Champ : communes continuellement présentes dans l'IPC sur la période 1993-2000

Graphique A4 Distribution entre les marchés de la surface de vente par habitant (2^{ème} période)



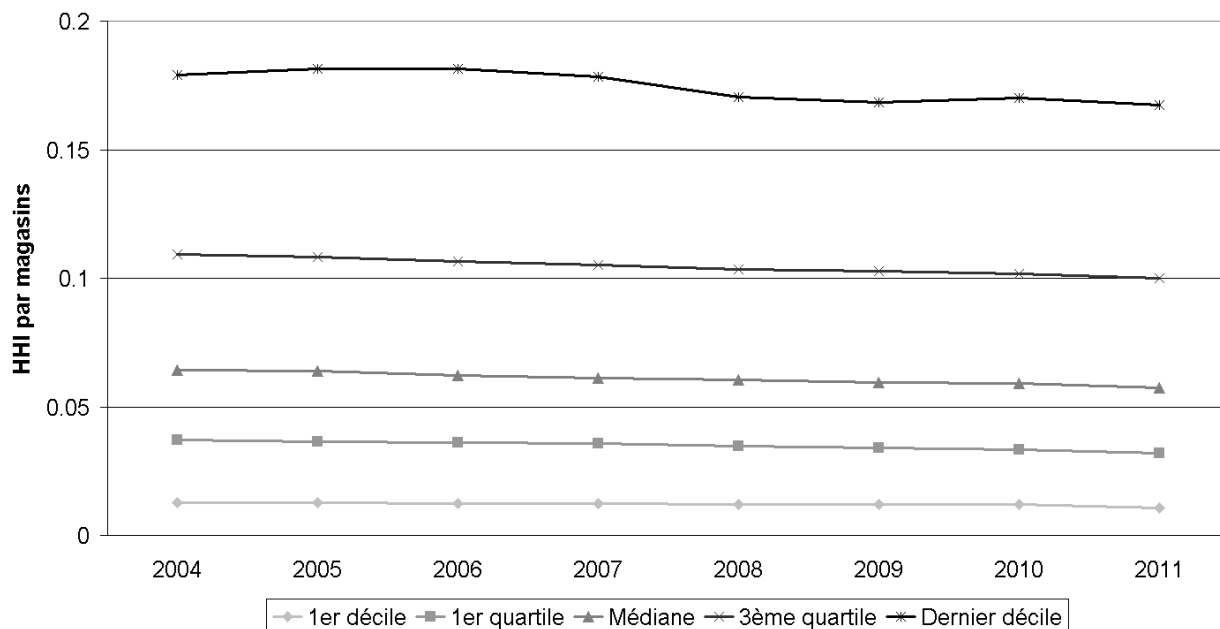
Sources : annuaires de la grande distribution LSA et Panorama
 Champ : communes continuellement présentes dans l'IPC sur la période 2004-2011

**Graphique A5 Distribution entre les marchés du HHI par magasins
(1^{ère} période)**



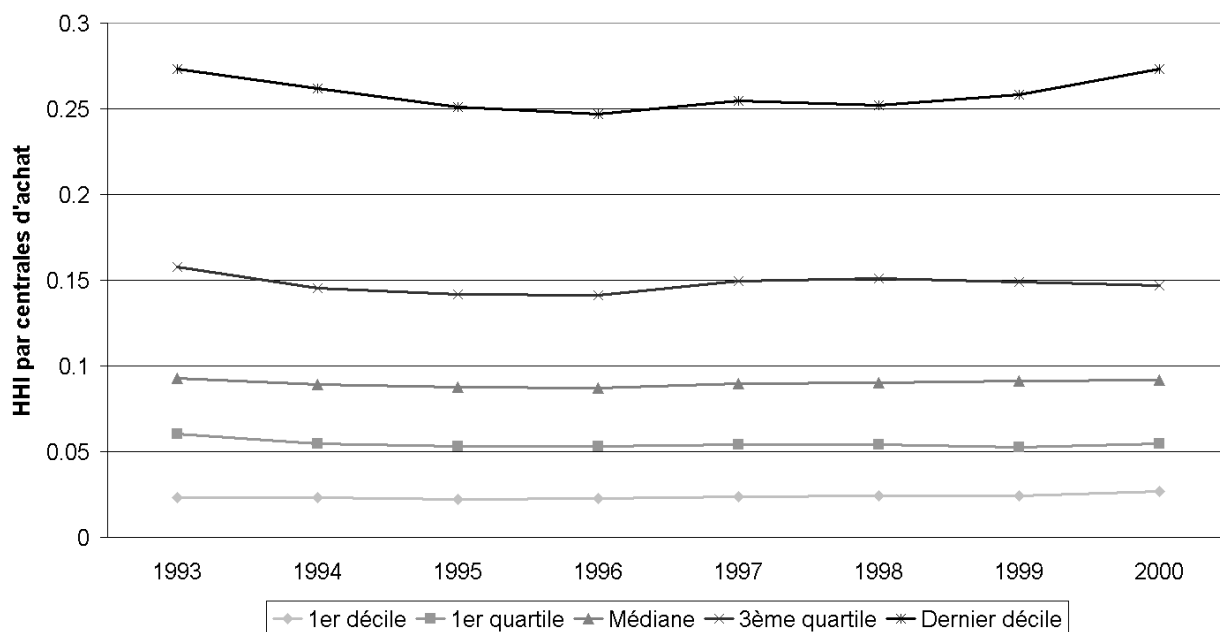
Sources : annuaires de la grande distribution LSA et Panorama
 Champ : communes continuellement présentes dans l'IPC sur la période 1993-2000

**Graphique A6 Distribution entre les marchés du HHI par magasins
(2^{ème} période)**



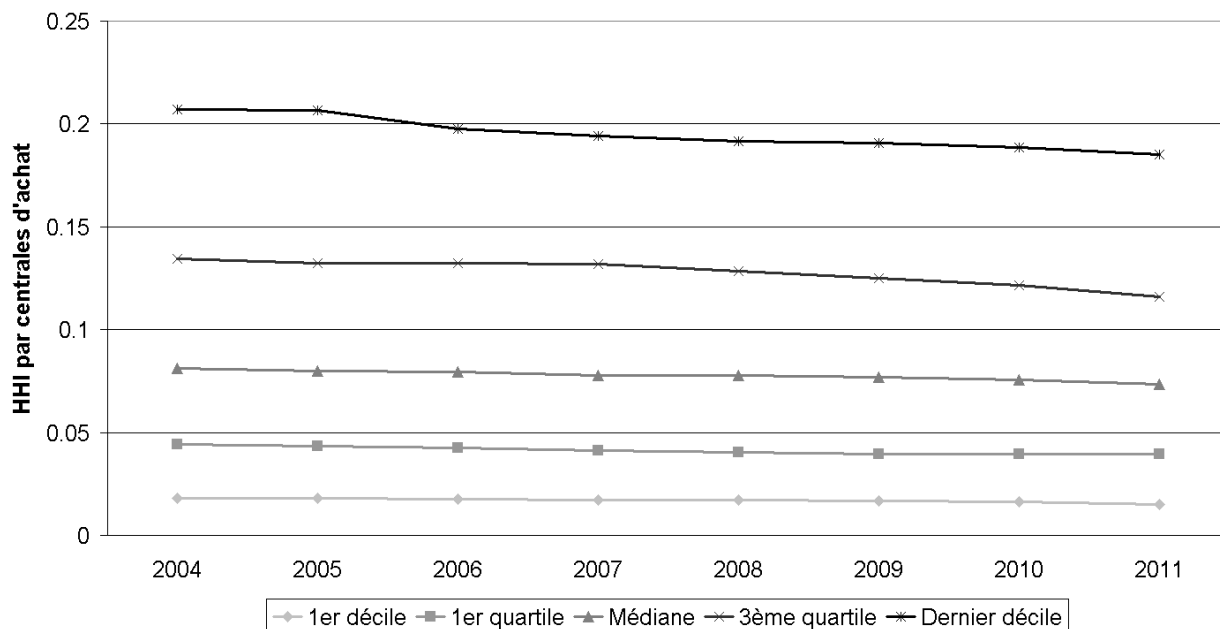
Sources : annuaires de la grande distribution LSA et Panorama
 Champ : communes continuellement présentes dans l'IPC sur la période 2004-2011

**Graphique A7 Distribution entre les marchés du HHI par centrales d'achat
(1^{ère} période)**



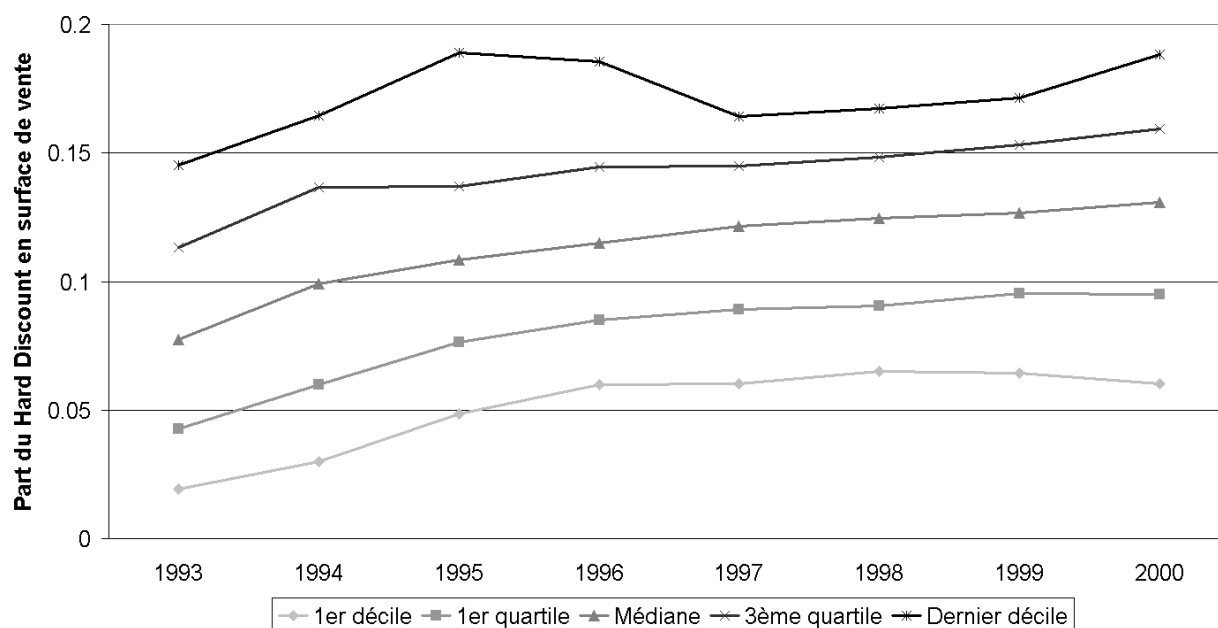
Sources : annuaires de la grande distribution LSA et Panorama
Champ : communes continuellement présentes dans l'IPC sur la période 1993-2000

**Graphique A8 Distribution entre les marchés du HHI par centrales d'achat
(2^{ème} période)**



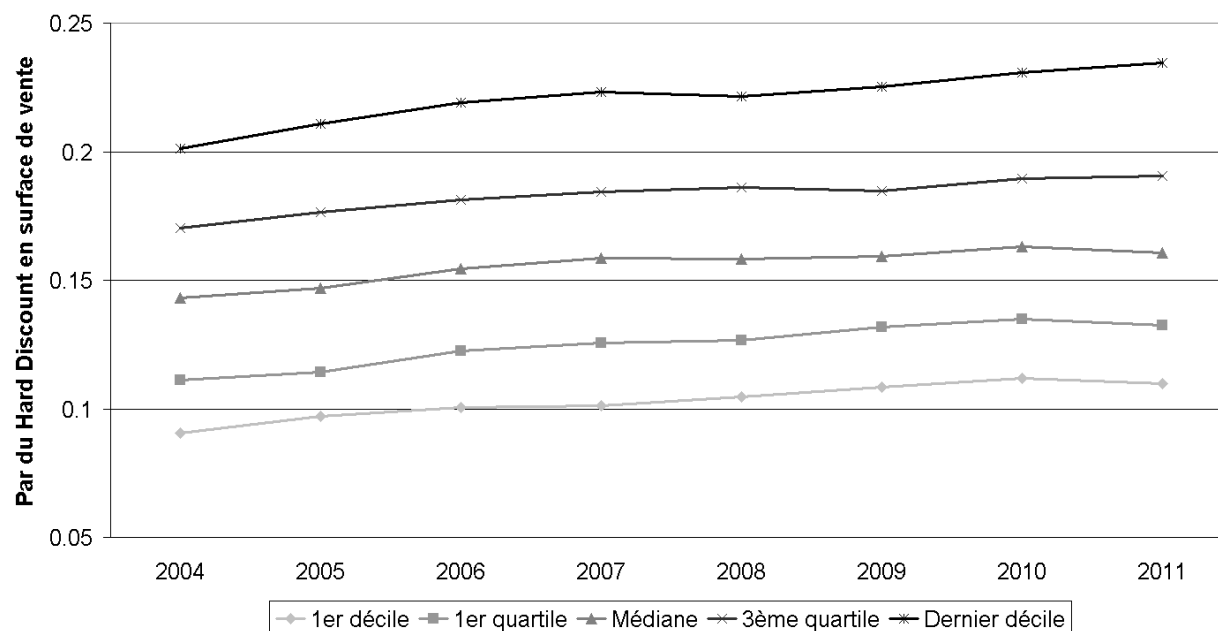
Sources : annuaires de la grande distribution LSA et Panorama
Champ : communes continuellement présentes dans l'IPC sur la période 2004-2011

**Graphique A9 Distribution entre les marchés de la part du hard discount
(1^{ère} période)**



Sources : annuaires de la grande distribution LSA et Panorama
 Champ : communes continuellement présentes dans l'IPC sur la période 1993-2000

**Graphique A10 Distribution entre les marchés de la part du hard discount
(2^{ème} période)**



Sources : annuaires de la grande distribution LSA et Panorama
 Champ : communes continuellement présentes dans l'IPC sur la période 2004-2011

Tableau A0 Distribution entre les marchés du coefficient de variation temporelle (en %) de la surface de vente, de la concentration (HHI) et de la part du hard discount

	1 ^{ère} période (1993-2000)									
	Avant 1997					Après 1997 (loi Raffarin)				
	1 ^{er} décile	1 ^{er} quartile	Médiane	3 ^{ème} quartile	Dernier décile	1 ^{er} décile	1 ^{er} quartile	Médiane	3 ^{ème} quartile	Dernier décile
Surface de vente	1.0	2.0	3.0	5.4	9.7	0.6	1.0	1.8	3.1	5.1
HHI par magasins	1.2	2.6	3.9	6.1	8.1	0.8	1.5	2.6	4.1	6.0
HHI par centrales d'achat	0.8	2.1	3.7	6.2	8.1	0.8	1.7	3.3	6.1	9.5
Part du Hard Discount	8.2	14.5	22.7	33.8	48.3	1.8	3.3	6.0	10.9	16.5

	2 ^{ème} période (2004-2011)									
	Avant 2009					Après 2009 (LME)				
	1 ^{er} décile	1 ^{er} quartile	Médiane	3 ^{ème} quartile	Dernier décile	1 ^{er} décile	1 ^{er} quartile	Médiane	3 ^{ème} quartile	Dernier décile
Surface de vente	1.5	2.2	3.2	4.4	6.4	1.0	1.7	2.9	4.6	6.2
HHI par magasins	1.0	1.8	3.0	4.7	6.8	0.9	1.6	2.9	4.9	6.2
HHI par centrales d'achat	1.0	1.8	2.8	4.3	6.4	0.9	1.7	3.2	5.2	6.5
Part du Hard Discount	1.4	2.5	4.7	9.0	14.7	0.8	1.5	3.1	5.1	8.1

Sources : annuaires de la grande distribution LSA et Panorama

Champ : communes continuellement présentes dans l'IPC sur la période

Lecture : Pendant la 1^{ère} période et avant 1997, l'écart-type de la variation temporelle de la surface de vente, est inférieur à 3% de la surface moyenne pour la moitié des marchés locaux ; ce coefficient de variation temporelle médian diminue à 1,8% après 1997.

Tableau A1 Prix et concentration locale autour de la loi Galland

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Marque nationale	0.171 (0.006)	0.166 (0.006)	0.157 (0.006)	0.151 (0.006)	0.173 (0.006)	0.184 (0.007)	0.182 (0.007)	0.185 (0.007)
Marque de distributeur	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
HHI par centrale d'achat * marque nationale	0.180 (0.033)	0.180 (0.033)	0.152 (0.033)	0.160 (0.028)	0.108 (0.027)	0.095 (0.030)	0.088 (0.033)	0.075 (0.032)
HHI par centrale d'achat * marque de distributeur	0.205 (0.039)	0.177 (0.039)	0.155 (0.041)	0.165 (0.037)	0.148 (0.036)	0.141 (0.041)	0.111 (0.042)	0.080 (0.042)
Population	0.023 (0.003)	0.022 (0.003)	0.021 (0.003)	0.020 (0.003)	0.015 (0.003)	0.013 (0.003)	0.013 (0.003)	0.012 (0.003)
Revenu	0.046 (0.019)	0.042 (0.018)	0.039 (0.018)	0.047 (0.021)	0.044 (0.020)	0.061 (0.021)	0.044 (0.021)	0.042 (0.021)
Taux de chômage				0.002 (0.001)				
Supermarché * multi-étab.	0.097 (0.007)	0.100 (0.006)	0.092 (0.006)	0.091 (0.007)	0.084 (0.006)	0.071 (0.006)	0.060 (0.006)	0.050 (0.006)
Supermarché * mono-étab.	0.060 (0.006)	0.060 (0.006)	0.053 (0.006)	0.052 (0.006)	0.049 (0.006)	0.046 (0.007)	0.048 (0.007)	0.044 (0.006)
Hard discount * multi-étab.	-0.209 (0.020)	-0.246 (0.022)	-0.259 (0.016)	-0.265 (0.017)	-0.270 (0.021)	-0.276 (0.027)	-0.316 (0.024)	-0.348 (0.027)
Hard discount * mono-étab.	0.009 (0.175)	-0.089 (0.111)	-0.115 (0.071)	-0.123 (0.084)	-0.119 (0.095)	-0.112 (0.060)	-0.098 (0.067)	-0.130 (0.069)
Magasin populaire * multi- étab.	0.112 (0.009)	0.118 (0.008)	0.108 (0.008)	0.112 (0.009)	0.122 (0.009)	0.119 (0.008)	0.112 (0.007)	0.114 (0.007)
Magasin populaire * mono- étab.	0.138 (0.020)	0.167 (0.022)	0.143 (0.028)	0.117 (0.033)	0.118 (0.034)	0.056 (0.021)	0.112 (0.024)	0.125 (0.071)
Supérette * multi-étab.	0.234 (0.012)	0.243 (0.012)	0.244 (0.011)	0.244 (0.012)	0.243 (0.013)	0.240 (0.014)	0.242 (0.014)	0.235 (0.014)
Supérette * mono-étab.	0.250 (0.015)	0.226 (0.016)	0.227 (0.015)	0.231 (0.014)	0.225 (0.014)	0.223 (0.015)	0.224 (0.014)	0.210 (0.015)
Hypermarché * multi-étab.	0.030 (0.006)	0.038 (0.006)	0.028 (0.006)	0.030 (0.006)	0.032 (0.006)	0.029 (0.006)	0.025 (0.006)	0.018 (0.005)
Hypermarché * mono-étab.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
Autres contrôles				produit*année*mois				
Nombre d'observations	206385	212653	211650	182520	197531	151956	151382	148678

Champ : magasins suivis continuellement entre 1993 et 2000
 Estimation par MCO ; écart-types entre parenthèses, calculés par bootstrap
 par tirage avec remise dans les communes du champ

Tableau A2 Prix et concentration locale autour des lois Dutreil, Chatel et LME

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Marque nationale	0.255 (0.007)	0.263 (0.007)	0.268 (0.007)	0.257 (0.007)	0.242 (0.006)	0.234 (0.007)	0.239 (0.007)	0.229 (0.007)
Marque de distributeur	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
HHI par centrale d'achat * marque nationale	0.006 (0.029)	0.009 (0.033)	0.036 (0.037)	0.057 (0.034)	0.074 (0.038)	0.100 (0.041)	0.106 (0.044)	0.117 (0.046)
HHI par centrale d'achat * marque de distributeur	0.031 (0.038)	0.021 (0.046)	0.060 (0.053)	0.079 (0.045)	0.085 (0.048)	0.125 (0.057)	0.165 (0.060)	0.152 (0.064)
Population	-0.050 (0.018)	-0.051 (0.018)	-0.050 (0.019)	-0.043 (0.019)	-0.048 (0.020)	-0.051 (0.021)	-0.052 (0.022)	-0.057 (0.022)
Revenu	0.053 (0.016)	0.054 (0.015)	0.055 (0.016)	0.052 (0.017)	0.056 (0.017)	0.060 (0.019)	0.065 (0.020)	0.072 (0.019)
Taux de chômage				0.003 (0.001)				
Supermarché * multi-étab.	0.062 (0.006)	0.061 (0.006)	0.060 (0.006)	0.058 (0.007)	0.063 (0.007)	0.073 (0.008)	0.081 (0.008)	0.089 (0.008)
Supermarché * mono-étab.	0.058 (0.006)	0.052 (0.006)	0.052 (0.007)	0.056 (0.007)	0.061 (0.007)	0.066 (0.007)	0.065 (0.008)	0.064 (0.008)
Hard discount * multi-étab.	-0.198 (0.026)	-0.196 (0.026)	-0.232 (0.023)	-0.233 (0.022)	-0.220 (0.021)	-0.207 (0.021)	-0.189 (0.020)	-0.195 (0.020)
Hard discount * mono-étab.	-0.186 (0.036)	-0.213 (0.019)	-0.202 (0.020)	-0.196 (0.022)	-0.161 (0.021)	-0.154 (0.021)	-0.166 (0.022)	-0.162 (0.024)
Magasin populaire * multi- étab.	0.133 (0.008)	0.144 (0.008)	0.155 (0.009)	0.170 (0.008)	0.190 (0.008)	0.196 (0.009)	0.193 (0.009)	0.182 (0.010)
Magasin populaire * mono- étab.	0.163 (0.026)	0.127 (0.025)	0.143 (0.016)	0.136 (0.034)	0.150 (0.032)	0.194 (0.037)	0.182 (0.038)	0.171 (0.037)
Supérette * multi-étab.	0.283 (0.012)	0.288 (0.012)	0.290 (0.013)	0.305 (0.019)	0.328 (0.012)	0.381 (0.014)	0.391 (0.016)	0.410 (0.017)
Supérette * mono-étab.	0.245 (0.015)	0.257 (0.017)	0.250 (0.019)	0.253 (0.018)	0.262 (0.018)	0.270 (0.017)	0.290 (0.021)	0.281 (0.022)
Hypermarché * multi-étab.	0.026 (0.006)	0.023 (0.005)	0.023 (0.006)	0.021 (0.006)	0.031 (0.006)	0.033 (0.007)	0.032 (0.007)	0.041 (0.007)
Hypermarché * mono-étab.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
Autres contrôles				produit*année*mois				
Nombre d'observations	231744	234471	234441	237825	240406	243833	246029	84111

Champ : magasins suivis continuellement entre 2004 et 2011
 Estimation par MCO ; écart-types entre parenthèses, calculés par bootstrap
 par tirage avec remise dans les communes du champ

Tableau A3 Prix et concentration locale autour de la loi Galland

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
marque nationale	0.172 (0.005)	0.172 (0.005)	0.162 (0.006)	0.153 (0.006)	0.175 (0.005)	0.188 (0.006)	0.186 (0.006)	0.188 (0.007)
marque de distributeur	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
HHI moyen par centrale d'achat * marque nationale	-0.039 (0.026)							
HHI moyen par centrale d'achat * marque de distributeur	réf.							
HHI moyen par centrale d'achat * marque nationale	réf.	0.004 (0.019)	0.000 (0.023)	0.002 (0.022)	-0.046 (0.023)	-0.066 (0.029)	-0.063 (0.032)	-0.092 (0.033)
HHI moyen par centrale d'achat * marque de distributeur	réf.	-0.001 (0.022)	-0.001 (0.031)	-0.004 (0.033)	-0.025 (0.034)	-0.031 (0.039)	-0.047 (0.041)	-0.094 (0.049)
HHI par centrale d'achat (en écart à la moyenne)* marque nationale	0.168 (0.063)	0.143 (0.073)	0.133 (0.116)	0.051 (0.090)	0.183 (0.094)	0.021 (0.102)	0.040 (0.106)	0.058 (0.095)
HHI par centrale d'achat (en écart à la moyenne)* marque de distributeur	0.127 (0.096)	-0.019 (0.112)	0.068 (0.216)	0.357 (0.131)	-0.178 (0.200)	-0.215 (0.223)	-0.233 (0.233)	-0.053 (0.180)

Champ : magasins suivis continuellement entre 1993 et 2000
 Estimation par MCO ; écart-types entre parenthèses, calculés par bootstrap
 par tirage avec remise dans les communes du champ

Tableau A4 Prix et concentration locale autour des lois Dutreil, Chatel et LME

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
marque nationale	0.246 (0.006)	0.253 (0.006)	0.260 (0.006)	0.247 (0.006)	0.233 (0.006)	0.228 (0.006)	0.228 (0.007)	0.224 (0.007)
marque de distributeur	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
HHI moyen par centrale d'achat * marque nationale	-0.062 (0.032)							
HHI moyen par centrale d'achat * marque de distributeur	réf.							
HHI moyen par centrale d'achat * marque nationale	réf.	-0.008 (0.016)	0.017 (0.022)	0.025 (0.026)	0.040 (0.027)	0.057 (0.029)	0.104 (0.029)	0.113 (0.032)
HHI moyen par centrale d'achat * marque de distributeur	réf.	-0.029 (0.027)	0.001 (0.036)	-0.002 (0.036)	0.008 (0.041)	0.042 (0.040)	0.098 (0.044)	0.123 (0.055)
HHI par centrale d'achat (en écart à la moyenne)* marque nationale	0.128 (0.119)	0.179 (0.128)	0.010 (0.160)	-0.058 (0.180)	0.140 (0.139)	0.217 (0.124)	0.151 (0.111)	0.041 (0.104)
HHI par centrale d'achat (en écart à la moyenne)* marque de distributeur	-0.096 (0.202)	-0.300 (0.239)	0.192 (0.237)	0.410 (0.237)	0.745 (0.363)	0.060 (0.224)	0.018 (0.173)	0.311 (0.181)

Champ : magasins suivis continuellement entre 2004 et 2011
 Estimation par MCO ; écart-types entre parenthèses, calculés par bootstrap
 par tirage avec remise dans les communes du champ