



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
<http://ageconsearch.umn.edu>
aesearch@umn.edu

Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

L'impact des chocs nominaux sur la transmission des prix: le cas de l'introduction de l'euro sur le marché allemand de l'alimentaire

M. Thomas Glauben, M. Jens Peter Loy, M. Jochen Meyer

Citer ce document / Cite this document :

Glauben Thomas, Loy Jens Peter, Meyer Jochen. L'impact des chocs nominaux sur la transmission des prix: le cas de l'introduction de l'euro sur le marché allemand de l'alimentaire. In: Économie rurale. N°283-284, 2004. pp. 47-61;

doi : <https://doi.org/10.3406/ecoru.2004.5505>

https://www.persee.fr/doc/ecoru_0013-0559_2004_num_283_1_5505

Fichier pdf généré le 09/05/2018



Résumé

Nous analyserons dans cet article l'impact de l'adoption de l'euro sur la transmission verticale des prix dans le marché allemand de l'alimentaire. L'hypothèse qu'on adopte est qu'avec l'adoption de l'euro, la présence d'illusion monétaire a conduit à une élévation des prix réels. Si cette hypothèse est vraie, cette élévation s'est probablement accompagnée par une élévation des marges entre les prix de gros et du détail. Alors que les études ultérieures se sont principalement concentrées sur le comportement des prix moyens, cette étude analyse le comportement des prix au niveau des détaillants individuels. Pour la laitue et le poulet, la relation verticale de prix entre les prix du détail et de gros est estimée en employant une approche de correction d'erreur, améliorée pour tester les ruptures structurelles sur une période de temps flexible utilisant une approche F-max. Les résultats indiquent un changement significatif dans la relation verticale de prix pour un quart des détaillants étudiés. Quoique significative, la direction de ces changements ne correspond pas parfaitement avec les prédictions théoriques de la théorie de l'illusion monétaire. On conclut que la majorité des détaillants allemands de l'alimentaire n'ont pas utilisé l'adoption de l'euro pour augmenter leurs marges.

Abstract

Impact of nominal shocks on the transmission of prices: the case of euro introduction in the german food market - In this paper the impact of the introduction of the Euro on the vertical price transmission in German food markets is analyzed. It is hypothesized that following the introduction of the Euro the presence of money illusion might have lead to higher real prices, and if so it is likely accompanied by higher margins between respective wholesale and retail prices. While other studies have mainly focused on the behavior of average prices, here reactions at the individual store level are investigated. For lettuce and chicken the vertical price relationships between retail and wholesale prices are estimated by employing an error correction approach, which is enhanced to test for structural breaks with a flexible time frame using a F-max approach. The results indicate significant changes in the vertical price relationships for one forth of the retailers under study. Though significant the directions of changes do not uniquely fit the theoretical predictions for money illusion. Thus, the majority of German food retailers has not used the introduction of the Euro to increase their mark ups.



L'impact des chocs nominaux sur la transmission des prix : le cas de l'introduction de l'euro sur le marché allemand de l'alimentaire

Thomas GLAUBEN • Département d'économie alimentaire et d'étude de la consommation,
Université de Kiel, Allemagne

Jens Peter LOY • Département d'économie agricole, Université de Kiel, Allemagne

Jochen MEYER • Département d'économie agricole, Université de Göttingen, Allemagne

Traduit de l'anglais par Samer FRANGIE

Introduction

L'adoption de la monnaie unique européenne, en janvier 2002, a été l'objet d'un intérêt considérable de la part du public, de la presse et des milieux universitaires. La plupart des travaux académiques ont traité la question de savoir si l'Europe est une aire monétaire optimale et ont mis l'accent sur l'augmentation graduelle de la stabilité du système des taux de change après l'adoption finale de l'euro (Bayoumi et Eichengreen, 1993 ; De Grauwe, 1994 ; Obstfeld et Peri, 1998¹). D'autres recherches ont adopté le point de vue, plus populaire, qui consiste à penser la monnaie unique européenne comme un changement fondamental. Ces recherches ont étudié le rôle de l'euro comme monnaie internationale et ont suggéré qu'il pourrait devenir une monnaie véhiculaire qui rivaliserait avec le dollar américain (Hartmann, 1996² ; Portes et Rey, 1998). Plus récemment, Devereux, Engel et Tille (1999)³ ont analysé la question de savoir comment l'adoption de l'euro modifierait la capacité de réponse des prix à la consommation aux changements dans les

taux de change. Leur conjecture principale est que l'adoption de l'euro conduira les prix européens à être plus imperméables aux fluctuations dans les taux de change, à la manière des prix à la consommation américains.

En comparaison, un nombre limité d'études a examiné l'impact direct de l'adoption de l'euro sur les prix à la consommation européens et sur le comportement de fixation des prix par les distributeurs et donc, en retour, sur les niveaux des prix réels. Ceci peut paraître surprenant puisque, en concurrence avec le début d'un nouveau siècle, s'est manifestée chez les consommateurs une inquiétude croissante concernant les abus et fraudes possibles dans la fixation des prix (au consommateur, au détail) avec l'introduction de l'euro comme monnaie de tous les jours (Aucremanne et Cornille, 2001)⁴. Le public et la presse étaient particulièrement inquiets que le secteur de la distribution utilise cette conversion monétaire pour faire passer des augmentations de prix « masquées ». De plus, certaines statistiques descriptives comparant les premiers mois de 2002 avec ceux de 2001 suggèrent un changement considérable des prix dans certaines branches de la distribution.

Aucremanne et Cornille (*op. cit.*) simulent les changements de prix (réels) dans le secteur de la distribution en Belgique dus aux re-calculs

1. Obstfeld M., Peri G. *Regional Nonadjustment and Fiscal Policy: Lessons for EMU*. National Bureau of Economic Research, Cambridge, 1998, Working Paper, 6431.

2. Hartmann P. *The Future of the Euro as an International Currency*. London School of Economics, 1996, Working Paper.

3. Devereux M.-B., Engel C., Tille C. *Exchange Rate Pass-Through and the Welfare Effects of the Euro*. National Bureau of Economic Research, Cambridge, 1999, Working Paper, 7382.

4. Aucremanne L., Cornille D. *Attractive Prices and Euro-Rounding Effects on Inflation*. National Bank of Belgium, 2001, Working Paper, 17.

des prix « attractifs » et des seuils psychologiques de prix dus à la conversion de la monnaie nationale en euro. Leurs résultats montrent des effets légèrement positifs sur l'indice des prix à la consommation allant de 0,54 % à 0,72 %. Cependant, ils jugent que leurs résultats manquent d'un certain réalisme car des facteurs comme la compétition sur les marchés des produits considérés, les conditions existantes de la demande et les engagements pris par les organismes représentant le secteur des entreprises de la distribution ont pu affecter la possibilité d'arrondir les prix. De plus, les auteurs insistent sur la difficulté d'isoler les effets d'arrondissement des prix dus à l'euro des changements « normaux » de prix. De la même manière, Diller et Brambach (2002) examinent empiriquement l'étendue des ajustements des prix en euro sur le marché allemand de la distribution durant l'année 2001-2002. Leurs résultats indiquent que seulement 30 % des prix au détail étudiés ont été convertis en prix « attractifs » en euro, parmi lesquels moins de 10 % furent arrondis vers le haut. Au total, les auteurs n'ont pas trouvé des effets d'arrondissement de prix considérables dus à l'introduction de l'euro et donc des ajustements de prix réels dus à l'adoption de l'euro dans le secteur allemand du détail.

En plus des effets dus à l'arrondissement des prix, Brandstetter et Kehl (2000) offrent une autre explication pour les ajustements possibles dans les prix réels dus à l'adoption de l'euro sur le marché autrichien des boissons. Ces auteurs testent de façon expérimentale si le consentement des consommateurs à payer est modifié lorsque les prix sont affichés en euro au lieu de l'ex monnaie nationale (en schilling). Les résultats des analyses conjointes ainsi réalisées suggèrent que la réponse de la demande des consommateurs varie selon que les prix soient exprimés en euro ou en schilling, ce qui peut conduire à des ajustements de prix réels⁵.

5. Brandstetter et Kehl (2000) n'étudient pas explicitement l'impact sur les ajustements de prix réels.

Dans cette étude, nous n'allons pas évaluer la pertinence possible de ces résultats. Cependant, notre argument est que les coûts d'ajustement des prix (*menu costs*) et, plus particulièrement, l'illusion monétaire n'ont pas été considérés comme des candidats potentiels pour expliquer les ajustements des prix réels dus au passage à l'euro sur le marché allemand de la distribution des produits alimentaires. L'hypothèse que nous adoptons donc est qu'avec l'adoption de l'euro, la présence de coûts d'ajustement des prix et d'illusion monétaire peut avoir conduit à une élévation des prix réels. Si cette hypothèse est confirmée, cette augmentation s'est accompagnée d'une élévation des marges entre les prix de gros et de détail. Nous testons donc l'existence de ruptures structurelles dans les marges de prix. De plus, nous estimons le *timing* et la durée des ajustements de prix dus au passage à l'euro sur le marché allemand de la distribution des produits alimentaires. À cet effet, nous utilisons un modèle qui permet une certaine flexibilité quant aux points de départ et d'aboutissement de la transition ainsi qu'une transition lissée vers le prix réel d'équilibre précédant l'adoption de l'euro. Il s'agit ainsi de prendre en compte le fait que les distributeurs peuvent avoir anticipé les effets des chocs nominaux et que l'impact ait pu disparaître de façon graduelle dans le temps⁶.

Alors que les études ultérieures se sont principalement concentrées sur le comportement des prix moyens, notre étude analyse le comportement des prix au niveau des distributeurs individuels. Deux produits homogènes ont été choisis pour l'analyse : la laitue et le poulet congelé. Une base de données unique de prix alimentaires hebdomadaires pour 142 magasins de détail dans le cas du

6. Notre approche empirique ne permet pas de distinguer les impacts entre les coûts d'ajustements de prix et ceux dus à l'illusion monétaire sur les prix réels au détail. Nous estimons l'effet cumulatif de n'importe quelle cause qui apparaît dans la période de l'adoption de l'euro. Mais l'occurrence de ruptures structurelles avant janvier 2002 indique le rôle des effets anticipés par les distributeurs.

poulet et 169 magasins pour la laitue a été utilisée. Du fait du comportement non stationnaire des séries de prix, une approche en termes de modèle à correction d'erreur (MCE) est employée pour quantifier la transmission verticale des prix entre les prix au détail et de gros. Le modèle de correction d'erreur standard est modifié pour pouvoir prendre en compte les points potentiels de ruptures structurelles dus par l'adoption de l'euro. Au lieu d'utiliser la date de l'adoption de l'euro comme un seuil de rupture naturel, cette approche permet de rendre endogènes les seuils de rupture lors de l'analyse.

Dans une première section, nous présentons une brève discussion des développements théoriques pouvant expliquer l'impact de l'adoption de l'euro sur la transmission verticale des prix. Dans une deuxième section, la base de données et la méthode d'échantillonnage sont décrites et discutées. Les troisième et quatrième sections, la spécification du modèle est développée et les résultats empiriques résumés. La dernière section fera l'objet d'une conclusion.

Quelques arguments théoriques

La littérature existante donne quatre arguments pour expliquer l'impact de l'adoption de l'euro sur la transmission des prix au détail.

- Le premier argument, souvent cité, concerne l'arrondissement des prix en euro en prix attractifs. Une fois convertis en euro, les prix, qui étaient attractifs lorsqu'ils étaient exprimés en monnaie nationale, peuvent ne plus l'être. Cela peut conduire à la tentation d'arrondir les prix vers le haut (ou vers le bas) pour atteindre le prix attractif le plus proche. Dans l'article, cet argument ne va pas être examiné car des études précédentes (Diller et Brambach, *op. cit.*) indiquent que les effets dus à l'arrondissement peuvent être ignorés.

7. Les coûts d'ajustement de prix regroupent des coûts tels que l'impression de nouvelles étiquettes de prix, les nouvelles publicités quant aux prix, la programmation des nouveaux prix dans l'organisation des caisses, etc.

- Le deuxième argument se base sur l'impact des coûts d'ajustement des prix⁷. Levy *et al.* (1997) et Dutta *et al.* (1999), par exemple, quantifient ces coûts d'ajustement des prix pour le secteur américain de la distribution, montrant qu'ils sont, en moyenne, de l'ordre de 27 % à 35 % des marges de profit nettes. L'adoption de l'euro pourrait avoir entraîné des coûts d'ajustement de prix similaires, qui auraient pu être subi par les consommateurs via une augmentation des prix au détail. La partie majeure de ces coûts est due à l'infrastructure informatique (par exemple, les ajustements de la monnaie dans les caisses et les ordinateurs), la formation des employés et la communication interne. Le secteur de la distribution diffère des autres secteurs du fait qu'une large proportion des coûts provient de la modification des points de paiements, de la manipulation supplémentaire de monnaie liquide, des mesures spéciales de sécurité et du double affichage des prix. Étant donné que ces coûts ne représentent que 1 % à 3 % du chiffre d'affaires (Müller-Hagedorn et Zielke, 1998), l'impact sur les prix n'est probablement pas significatif. Mais à supposer que les magasins fixent eux-mêmes leurs prix, ces coûts d'ajustement conduisent à une augmentation des prix afin de stabiliser les marges de profits, au moins dans le court terme. De plus, certaines charges supplémentaires, comme la différence entre les prix de gros et au détail, augmenteront *ceteris paribus*. Mais du fait que la proportion des coûts d'ajustement de prix est faible et que les prix alimentaires sont régulièrement réajustés, nous ne pensons pas qu'ils soient la cause d'effets significatifs lors du passage à l'euro.

- Le troisième argument est la présence d'illusion monétaire qui pourrait être une source importante d'ajustement de prix du à l'euro. Wassily Leontief (1936) a défini l'illusion monétaire comme une violation des « postulats d'homogénéité », qui stipulent que les fonctions d'offre et de demande sont homogènes de degré zéro

par rapport à tous les prix (nominaux). Donc seuls les changements de prix relatifs sont importants. Shafir, Diamond et Tversky (1997) ont présenté des évidences basées sur des enquêtes de la présence d'illusion monétaire. Leurs résultats suggèrent que les préférences des individus comme leurs perceptions des contraintes sont affectées, non seulement par les valeurs réelles, mais aussi par les valeurs nominales. Fehr et Tyran (2001) ont présenté des évidences expérimentales montrant que l'illusion monétaire affecte le processus d'ajustement de prix après un choc monétaire. Leurs résultats indiquent que pour un choc négatif, les entreprises (de petites tailles) tendent à augmenter leurs prix réels. Ceci est particulièrement vrai quand les entreprises estiment que les prix nominaux des autres entreprises sont restés proches de l'équilibre qui prévalait avant le choc (Haitwanger et Waldman, 1989). De la même façon, des augmentations de prix réels semblent plus probables quand les consommateurs souffrent d'illusion monétaire. L'existence d'un consentement marginal des consommateurs à payer plus dans le cas d'un choc monétaire négatif pourrait expliquer ce phénomène (Brandstetter et Kehl, *op. cit.*) Comme dans le cas des coûts d'ajustement de prix, la présence d'illusion monétaire peut entraîner une augmentation des prix d'alimentation réels en euro et donc à des marges plus élevées chez les distributeurs. Les expériences indiquent aussi que les effets de l'illusion monétaire disparaissent avec le temps (Fehr et Tyran, *op. cit.*).

• Le dernier argument est que l'adoption de l'euro aurait pu entraîner des comportements stratégiques de la part des distributeurs. Premièrement, à cause du débat public considérable qui a précédé l'adoption de l'euro, les distributeurs ont pu essayer de cacher leurs ajustements de prix (réels) en avançant ou retardant leurs réactions. Pour surmonter les inquiétudes des consommateurs concernant les augmentations de prix et de marges après le premier janvier

2002, les distributeurs peuvent avoir avancé ou retardé leurs ajustements de quelques semaines ou de quelques mois. Bien que la théorie économique ne fournisse pas d'argument crédible pour supporter cette hypothèse, il paraît plausible que les entreprises aient pu utiliser de pareilles stratégies. Deuxièmement, contrairement à l'hypothèse de l'illusion monétaire, certains distributeurs ont pu réduire leurs prix et leurs marges après l'adoption de l'euro pour renforcer leur stratégie de bas prix et d'éviter d'éventuelles plaintes de la part des consommateurs. De plus, certains distributeurs, pour renforcer leur stratégie de bas prix, ont pu augmenter leurs prix par avance pour simuler une fausse réduction des prix après l'adoption de l'euro.

En résumé, l'impact de l'adoption de l'euro sur la transmission des prix du détail peut être le résultat d'un assortiment de ces quatre effets et stratégies de prix mentionnés ci-dessus. Alors que dans le cas des coûts d'ajustement des prix et, en particulier, en présence d'illusion monétaire, le résultat prévu est une augmentation des marges, l'impact de l'arrondissement des prix et du *timing* de l'ajustement des prix étant plus ambigu. Par exemple, si les vendeurs ont anticipé des ajustements de prix, alors on aurait pu observer des réductions de prix réels avec l'adoption de l'euro. Par conséquent, nous utilisons une approche flexible de séries temporelles de prix pour pouvoir identifier les changements structurels potentiels intervenus pendant une période précédent et suivant le passage à l'euro. Comme tous les effets discutés précédemment sont supposés être provisoires, notre approche est conçue pour permettre un retour progressif vers l'équilibre précédent le choc. Bien que les effets présentés décrivent des réactions de prix au détail, les prix de gros sont inclus dans l'analyse pour pouvoir séparer les effets de changements intervenus par pure coïncidence dans les coûts.

Les données utilisées

Nous utiliserons des prix hebdomadaires de gros et du détail de biens alimentaires pour l'Allemagne entre octobre 2000 et mars 2002, soit un total de 131 observations pour chaque distributeur. La base de donnée est fournie par la « Zentrale Markt und Preisberichtsstelle » (ZMP) de Bonn en Allemagne. La ZMP a établi un système de publication des prix hebdomadaires en vue d'informer les consommateurs et les distributeurs de l'évolution des prix au détail de l'alimentation. La ZMP gère un réseau de quelque 450 « Melder »⁸ qui visitent à peu près 1 300 distributeurs de produits d'alimentation et collectent les données de prix pour une variété de produits frais standards⁹. L'échantillon est construit pour représenter les régions géographiques et les types de magasins en fonction de leur poids démographique. La ZMP essaye donc de refléter, en choisissant son échantillon, l'importance relative de la région mesurée par sa population et le nombre de types de magasins pour cette population. Pour cette raison, l'Allemagne est divisée en huit régions géographiques et les magasins de vente au détail en six catégories :

- petit supermarché ou PSM (principalement dans l'alimentaire et couvrant moins de 400 m² de surface d'achat),
- grand supermarché ou GSM (principalement dans l'alimentaire et couvrant plus de 400 m² mais moins de 800 m² de surface d'achat),
- supermarché combiné ou SMC (alimentaire ou autre couvrant plus de 800 m² de surface d'achat),
- hard-discount ou DC (principalement alimentaire avec une aire de self-service),
- boucher ou BO,
- marché de fruits et légumes ou FL.

Pour chaque région, la ZMP choisit quels types de magasin entrent dans l'échantillon en se basant sur les poids relatifs en termes de population sous-jacente de la région, de la population et du type de magasin.

8. Melder : Melden, rapporter.

9. La liste inclut seulement quelques produits transformés comme le beurre, le yaourt et la saucisse.

Pour s'assurer de l'homogénéité des produits alimentaires, des instructions détaillées sur la qualité des produits et leurs mesures (prix par pièce ou en kg) sont fournies aux Melder. Ces derniers décident du jour de la semaine où ils visitent les magasins pour collecter les prix. Les offres spéciales sont prises en compte. Les Melder remplissent un formulaire standard qu'ils renvoient à la ZMP chaque semaine. La ZMP ne publie pas les prix des magasins individuels ou des informations sur le comportement de fixation des prix. Au lieu de cela, les prix moyens pour tous les produits, par région et par type de magasin, sont publiés sur une base hebdomadaire ou mensuelle¹⁰.

10. Les données envoyées par les Melder sont traitées par la ZMP avant leur publication de la manière suivante :

- i) Suppression des « anomalies évidentes » (par exemple point décimal mal placé) manuellement et suppression des observations qui dévient de plus que 2,6 écart-type de la moyenne. À peu près 1 à 2 % des observations sont perdues de cette manière.
- ii) Calcul du prix moyen non pondéré pour chaque magasin dans chaque région.
- iii) Calcul de la moyenne régionale comme moyenne pondérée des moyennes de types de magasin (ii), avec les coefficients de pondération égaux à la part de chaque type de magasin du total de vente du produit en question.
- iv) Calcul du prix moyen national pour chaque type de magasin comme moyenne pondérée des moyennes de types de magasin (ii), avec les coefficients de pondération égaux à la part des populations régionales.
- v) Calcul de la moyenne nationale de tous les types de magasin comme moyenne pondérée des moyennes régionales (iii), avec les coefficients de pondération égaux à la part des populations régionales.
- vi) Les prix moyens des produits ne sont publiés que si il y a au moins 100 observations disponibles sur tous les types de magasin et de régions. Les moyennes régionales, par type de magasin et nationales résultantes pour chaque produit alimentaire sont publiées hebdomadairement et sont la base d'une variété de publications mensuelles, trimestrielles et annuelles par la ZMP (voir la page Internet de la ZMP à <http://www.zmp.de>). De plus, ces données sont reproduites dans un nombre de publications comme les journaux locaux agricoles et les publications concernant les consommateurs, etc.

Le panel de la ZMP est construit pour être un échantillon aléatoire des types de magasin ci-dessus mentionnés. Mais les Melder décident du magasin qu'ils visitent et ni eux ni les magasins qu'ils visitent ne sont *a priori* choisis au hasard. Ne disposant pas d'informations sur le groupe de Melder, comme l'âge, l'éducation, le revenu, etc., nous ne pouvons que spéculer quant à la nature du biais de l'échantillon actuel. Par exemple, il est probable que les retraités, avec un faible revenu, soient surreprésentés dans l'échantillon des Melder et il se peut que ces individus préfèrent visiter les magasins à bas prix. Dans ce cas, les estimations des moyennes de prix ou les conclusions tirées de notre analyse pourraient être biaisées quant à la population sous-jacente. En contrôlant le nombre de magasins par région et le nombre des divers types de magasin, les biais potentiels des paramètres de l'échantillon dus à ces facteurs sont limités.

Pour notre étude, nous avons choisi 2 des 56 produits disponibles. Comme nous nous concentrons sur le comportement de la transmission des prix durant le passage à l'euro, nous visons l'obtention d'un panel de données complet. Nous avons commencé par sélectionner les produits en excluant les articles saisonniers, comme les cerises, et en excluant les produits pour lesquels les prix ne sont reportés que mensuellement, comme les produits laitiers ou le pain. Des produits restants, nous avons choisi ceux pour lesquels nous disposons du plus grand nombre d'observations : ceux répertoriés dans le plus grand nombre de magasins pour lesquels nous avons des séries de prix ininterrompues dans le temps. Une telle série de prix est définie si les observations de prix pour chaque produit sont disponibles pour plus de 95 % des semaines de l'échantillon. Pour les observations manquantes, nous utilisons le prix du produit de la semaine précédente. Cette procédure de sélection diminue le nombre d'observations de 80 %. Finalement, nous disposons d'une base de données pour les prix au détail de 142 magasins dans le cas du poulet et une base de données pour les prix au détail de 169 magasins

dans le cas de la laitue. Les prix sont donnés en centimes allemands ou pennies par kilogramme dans le cas du poulet et en centimes allemands ou pennies par pièce dans le cas de la laitue. Depuis 2002, les prix sont rapportés en centimes d'euro. Pour l'analyse, les prix de la période pré-euro sont transformés en utilisant la conversion officielle de 1,95583 deutschmark par euro.

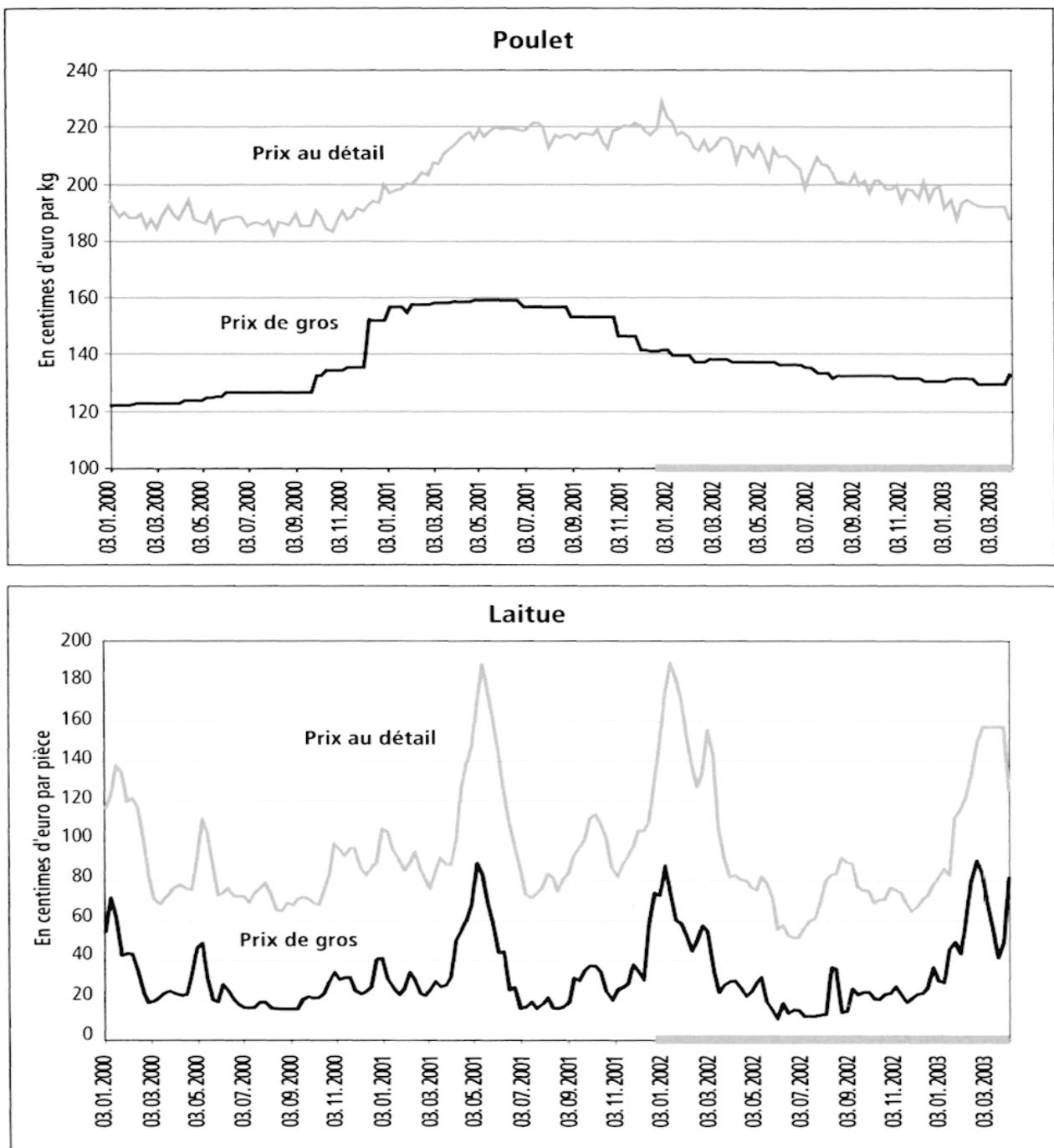
Les prix de gros du poulet et de la laitue ont aussi été collectés pour pouvoir étudier la transmission verticale de prix. Comme les prix observés au niveau du commerce de gros indiquent un niveau élevé d'intégration de ce marché, nous utilisons les prix moyens de gros en Allemagne pour refléter les prix d'achat des distributeurs¹¹. Ces données sont fournies sur une base hebdomadaire par la ZMP (2003). Les moyennes de prix du détail et les prix de gros correspondants pour la période de janvier 2000 à avril 2003 sont présentées dans la figure 1¹².

La figure 1 montre qu'il n'y pas de rupture structurelle significative dans les séries agrégées qui puisse être liée à l'adoption de l'euro. Le prix agrégé au détail est la

11. Nous avons collecté des prix provenant de divers marchés de gros allemands. Ces prix sont extrêmement intégrés et l'hypothèse statistique que les prix soient identiques, ne peut être rejetée. Nous avons donc décidé de n'utiliser qu'un seul prix pour représenter le stade du commerce en gros, à savoir la moyenne des prix de gros. Toutefois, nous n'ignorons pas que les prix de gros peuvent ne pas être l'indicateur adéquat du prix d'achat du produit vendu par les distributeurs. Les enseignes de la distribution négocient souvent leurs prix d'achat avec leurs fournisseurs sur une base contractuelle. Ces prix d'achat peuvent ne pas être correctement capturés par le prix moyen calculé à partir des prix de gros. De plus, ces prix d'achat fixés par contrats ne sont malheureusement pas publiés ; cependant, les prix de gros peuvent être interprétés comme des coûts d'opportunité pour les distributeurs et donc avoir un impact sur la fixation des prix de vente au détail par ces derniers, même lorsqu'ils ont passé des contrats fixant les prix d'achat avec leurs fournisseurs.

12. Pour pouvoir disposer d'un nombre identique d'observations avant et après l'adoption de l'euro, notre échantillon d'estimation commence en octobre 2000.

Figure 1. Prix moyen de détail et de gros pour le poulet et la laitue



Note : La ligne solide marque l'adoption officielle de l'euro en janvier 2002.

Source : Données par Zentral Markt und Preisberichtsstelle (ZMP), 2003.

moyenne simple des prix des magasins individuels. Les informations sur les magasins individuels telles que le code postal (location régionale exacte), le type de magasin (voir ci-dessus pour les définitions), leur nom et la chaîne à laquelle ils appartiennent, sont aussi disponibles. Les magasins retenus dans notre échantillon final sont présentés

dans le tableau 1. Pour des raisons de confidentialité, les vrais noms des chaînes ont été supprimés et remplacés par des lettres alphabétiques¹³.

13. Compte tenu du nombre limité d'observations dans certains cas, on doit être prudent avec certaines des conclusions, par exemple pour DC et les chaînes de distribution D et F (Voir tableau 1).

Tableau 1. Nombre de types de magasin et chaîne de distributeurs pour l'échantillon du poulet et de la laitue

| Poulet | Chaîne de distributeurs | | | | | | | |
|--------|-------------------------|----|----|----|----|----|----|-------|
| | Total | A | B | C | D | E | F | Autre |
| PSM | 29 | 13 | 9 | 6 | 0 | 1 | 0 | 0 |
| GSM | 28 | 6 | 6 | 7 | 2 | 3 | 0 | 4 |
| DC | 24 | 1 | 1 | 6 | 8 | 0 | 7 | 1 |
| SMC | 61 | 13 | 4 | 10 | 3 | 18 | 3 | 10 |
| Total | 142 | 33 | 20 | 29 | 13 | 22 | 10 | 15 |

| Laitue | Chaîne de distributeurs | | | | | | | |
|--------|-------------------------|----|----|----|----|----|----|-------|
| | Total | A | B | C | D | E | F | Autre |
| PSM | 24 | 8 | 9 | 5 | 1 | 0 | 0 | 1 |
| GSM | 44 | 8 | 6 | 9 | 4 | 7 | 0 | 10 |
| DC | 37 | 1 | 1 | 8 | 9 | 0 | 12 | 6 |
| SMC | 64 | 11 | 4 | 12 | 3 | 18 | 4 | 12 |
| Total | 169 | 28 | 20 | 34 | 17 | 25 | 16 | 29 |

Note : PSM : Petits supermarchés, GSM : Grands supermarchés, DC : Discounters, SMC : Supermarchés Combinés. A à F : chaînes de distributeurs différentes, comme Edeka ou le groupe Spar.

Source : Base de données par ZMP, 2003.

La modélisation retenue

Certaines séries de prix, comme celles du poulet présentent un comportement non stationnaire¹⁴. Pour cela, nous choisissons de spécifier un modèle à correction d'erreur (MCE) pour analyser le processus de transmission des prix du gros (p^W) au détail (p^R). En concordance avec d'autres études, nous supposons que les prix de gros causent les prix de détail¹⁵. La spécification générale du modèle utilisé est présentée dans l'équation (1) :

$$\Delta p_{it}^R = \alpha_{i0} + \gamma_{il} p_{t-1}^W + \gamma_{i2} p_{it-1}^R + \sum_{k=0}^K \beta_{ik} \Delta p_{t-k}^W + \sum_{l=0}^L \delta_{il} \Delta p_{it-l}^R + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où t est l'indice de temps pour chaque semaine et i un index pour chaque magasin de détail individuel. Les exposants R et W indiquent respectivement les prix au détail et de gros. Pour permettre des ajustements propres à chacun des prix, les nombres de retards K et L sont déterminés en utilisant le Critère d'information Akaike (AIC). Les nombres de retards choisis dans les changements contemporains de prix varient entre 1 à 6 semaines dans le cas des distributeurs vendant du poulet et entre 1 à 4 semaines dans le cas des distributeurs vendant de la laitue. Dans le cas du poulet, 142 processus de transmission de prix entre les prix de gros et de détail sont estimés, et 169 relations dans le cas de la laitue. La période d'observations des prix s'étend du 9 octobre 2000 jusqu'au 3 mars 2003¹⁶.

Pour tester si l'adoption de l'euro a eu un impact sur l'écart entre les prix individuels de gros et du détail, une variable muette et

14. Pour des raisons de brièveté, les résultats des tests de stationnarité ne sont pas présentés, mais ils sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

15. Voir entre autre Kinnucan et Forker (1987), Boyd et Brorsen (1988), Pick *et al.* (1990), Griffith et Piggott (1994), Powers (1995), Brooker *et al.* (1997) et Worth (1999). En plus, du fait de la concentration importante du secteur de la distribution dans l'alimentaire, les prix du détail ont plus de chance d'être endogènes que les prix de gros.

16. On a choisi une période symétrique autour du 1^{er} janvier 2002 pour pondérer également les périodes avant et après l'adoption de l'euro.

une variable de tendance sont ajoutées dans la spécification MCE, soit :

$$\Delta p_{it}^R = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} D_{it} + \alpha_{i2} TD_{it} + \gamma_{i1} p_{i-1}^W \gamma_{i2} p_{it-1}^R + \sum_{k=0}^K \beta_{ik} \Delta p_{i-k}^W + \sum_{l=0}^L \delta_{il} \Delta p_{it-l}^R + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

où T est une variable de tendance et D_{it} est la variable muette telle que $D_{it} = 1$ si $t_{start} \leq t \leq t_{end}$ ($D_{it} = 0$ sinon). T varie de 1 à t_{end} moins t_{start} pour ces périodes et est égale à zéro ailleurs. Avec cette variable muette, la possibilité d'un ajustement structurel flexible de la marge entre les prix individuels au détail et de gros est introduite dans le modèle. Théoriquement, l'impact de l'euro est supposé disparaître avec le temps. Pour cela la modélisation prend en compte le fait qu'après l'apparition d'une rupture structurelle à t_{start} , une telle rupture disparaît à t_{end} . L'utilisation d'une variable de tendance (T) en conjonction avec une variable muette permet de modéliser la réduction (ou l'expansion) du changement potentiel durant la période de la rupture structurelle. Pour chaque paire de prix individuel de détail et de gros, la rupture structurelle la plus vraisemblable est déterminée par une procédure itérative de recherche. Les points de départ (t_{start}) et finale (t_{end}) de la rupture structurelle sont spécifiés dans une grille regroupant toutes les dates potentielles de départ et d'aboutissement dans le temps¹⁷. Les procédures de recherche déterminent pour chaque paire de valeurs possibles pour t_{start} et t_{end} la valeur de la statistique de Fisher qui permet de tester l'existence d'une rupture structurelle significative. Les paires sélectionnées sont celles qui maximisent la valeur de cette statistique. Les périodes retenues qui sont donc celles pour lesquelles est mise en évidence la plus grande probabilité de rupture structurelle, sont

comparées avec la période d'adoption de l'euro.

Les résultats

L'échantillon final sur lequel est mise en œuvre la procédure d'estimation des ruptures structurelles présentée ci-dessus, comprend les séries de prix au détail du poulet et de la laitue pour respectivement 142 et 169 magasins d'alimentation ainsi que les deux prix de gros correspondants. Les types de magasin sélectionnés sont présentés dans le tableau 1. La plupart des magasins sont des supermarchés combinés. Les autres types sont représentés d'une manière à peu près identique.

Comme mentionné ci-dessus, au lieu d'utiliser la date de l'adoption de l'euro comme seuil de rupture naturel (point de départ), nous choisissons un modèle plus flexible pour tenir compte du fait que les participants dans le marché ont une information complète quant à cette date. Pour cacher l'impact direct de l'euro au public et/ou consommateurs, les distributeurs peuvent avoir réagi à l'adoption de la nouvelle monnaie avant ou après sa date officielle d'adoption. Nous devons donc déterminer quelle période de rupture structurelle doit être considéré comme étant reliée au passage à l'euro. Nous supposons que les ruptures structurelles liées à l'adoption de l'euro doivent commencer dans la période de 4 mois avant ou après l'adoption officielle de l'euro, le 1^{er} janvier 2002.

Pour les prix moyens au détail, nous observons une rupture structurelle légère liée à l'introduction de l'euro pour les prix du poulet et pas de changement dans la relation de prix pour la laitue. En moyenne, la marge au détail pour le poulet a augmenté de 11 centimes d'euro (18 % de la marge moyenne). Durant la période de rupture, cette augmentation est réduite de 3 centimes d'euro. Comme on le montre ci-dessous, ces relations ne représentent pas exactement le comportement observé au niveau

17. Certaines paires de points de départ et d'aboutissement ont été exclues pour pouvoir disposer d'un nombre suffisant de degrés de liberté.

des magasins individuels et ne sont donc utilisées ici que comme référence.

Quand nous appliquons le modèle aux séries de prix des magasins individuels, nous obtenons 37 ruptures structurelles liées à l'introduction de l'euro dans le cas du poulet et 47 dans le cas de la laitue (tableau 2). Pour un pourcentage important, d'à peu près 25 % des magasins de détail, une rupture structurelle liée à l'adoption de l'euro est mise en évidence.

Nous avons expliqué que l'impact de l'adoption de l'euro sur la transmission des prix du détail peut être le résultat des quatre effets et/ou stratégies de prix. Il est principalement prévu que la présence de coûts d'ajustement de prix et plus particulièrement de l'illusion monétaire conduisent à des marges de détail plus élevées, après quoi ces effets sont supposés disparaître avec le temps. On prévoit donc qu'avec une variable muette positive et une variable muette de tendance négative un retour à l'équilibre pré-adoption de l'euro ait lieu. D'un autre côté, l'impact de l'arrondissement des prix et le *timing* de l'ajustement des prix ou d'autres stratégies de marketing sont moins clairs. Par exemple, si les vendeurs anticipent les changements dans le comportement des consommateurs après l'adoption de l'euro ou si les distributeurs utilisent l'euro pour renforcer leurs stratégies de bas prix, les prix réels peuvent diminuer autour de la date d'adoption de l'euro. On peut aussi observer des marges moins élevées au niveau du détail.

On trouve que dans les 37 (laitue : 47) ruptures structurelles reliées à l'euro dans le cas du poulet (laitue), 20 (31) ont un signe positif. Donc pour à peu près 15 % des distributeurs, nous trouvons des effets correspondant à l'illusion monétaire et/ou les coûts d'ajustement des prix. Pour le groupe des magasins tels que la variable muette liée à l'euro est positive, 11 (28) indiquent aussi une tendance négative significative durant la période de rupture pour les prix du poulet (de la laitue). Ceci indique que dans le cas du

poulet, l'effet de l'illusion monétaire est plus persistant que dans le cas de la laitue.

Pour à peu près 10 % des magasins, nous observons un signe négatif de la variable muette de rupture structurelle liée à l'euro. Ceci pourrait être le résultat des autres types de stratégies marketing de prix induite par l'euro, comme, par exemple, le renforcement des stratégies de bas prix.

On peut observer certaines variations dans le nombre de ruptures structurelles entre les types de magasin et les chaînes de distributeurs, sans pouvoir identifier facilement des relations systématiques. Ceci est dû en partie au petit nombre de magasins pour la plupart des types de magasins ou des chaînes de distributeurs. En outre, certaines des conclusions ne sont pas soutenues par les comparaisons entre produits. Par exemple, pour les hard-discounters, nous constatons moins de ruptures structurelles en nombre absolu et en pourcentage pour le poulet. Seuls 8 % des discounters ont significativement réduit leurs marges à l'approche de l'adoption de l'euro. On peut donc conclure que l'illusion monétaire n'a pas modifié leur comportement de fixation des prix. La cause de ce comportement peut être que les hard-discounters se sont publiquement engagés à ne pas utiliser l'adoption de l'euro pour augmenter leurs prix et marges. De plus, les hard-discounters semblent avoir renforcé leur stratégie de bas prix en ce qui concerne le marché du poulet. Mais cette interprétation ne semble pas s'appliquer aux observations concernant les prix de la laitue. Les hard-discounters ont changé leurs marges dans 37 % des cas à cause de l'euro et 75 % de ces changements ont commencé avec une augmentation des prix au point de départ de la rupture structurelle. L'illusion monétaire explique, dans ce cas, cette stratégie de prix induite par l'euro. Basées sur ces recherches, des conclusions définitives ne peuvent pas être tirées de ces déviations observées. Ceci s'applique aussi sur les

Tableau 2. Nombre (en %) des ruptures structurelles liées à l'euro par types de magasin et chaîne [entre crochets, le nombre de ruptures structurelles reliées à l'euro avec une variable muette positive]

| Poulet | Chaîne de distributeurs | | | | | | | |
|--------|-------------------------|----------|----------|-----------|---------|----------|----------|----------|
| | Total | A | B | C | D | E | F | Autre |
| PSM | 10 (34 %) [6] | 3 | 5 | 1 | 0 | 1 | 0 | 0 |
| GSM | 7 (25 %) [6] | 3 | 0 | 3 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| DC | 2 (8 %) [0] | 0 | 0 | 2 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| SMC | 18 (29 %) [8] | 3 | 1 | 5 | 0 | 7 | 1 | 1 |
| Total | 37 (26 %) [20] | 9 (27 %) | 6 (30 %) | 11 (37 %) | 0 (0 %) | 8 (36 %) | 1 (10 %) | 2 (13 %) |

| Laitue | Chaîne de distributeurs | | | | | | | |
|--------|-------------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | Total | A | B | C | D | E | F | Autre |
| PSM | 10 (42 %) [6] | 2 | 4 | 3 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| GSM | 8 (18 %) [3] | 0 | 2 | 2 | 0 | 3 | 0 | 1 |
| DC | 12 (32 %) [9] | 0 | 1 | 1 | 5 | 0 | 2 | 3 |
| SMC | 17 (27 %) [13] | 2 | 2 | 3 | 2 | 5 | 0 | 3 |
| Total | 47 (28 %) [31] | 4 (14 %) | 9 (45 %) | 9 (26 %) | 8 (47 %) | 8 (32 %) | 2 (13 %) | 7 (24 %) |

Note : PSM : Petits supermarchés, GSM : Grands supermarchés, DC : Discounters, SMC : Supermarchés Combinés. A à F : chaînes de distributeurs différentes, comme Edeka ou le groupe Spar.

Source : Base de données par ZMP, 2003.

Tableau 3. Nombre de ruptures structurelles reliés à l'euro (entre parenthèses, le nombre de ruptures reliés à l'euro avec une variable muette positive)

| Poulet | Région | | | | | | | |
|------------------------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
| Nombre de magasins | 30 | 23 | 19 | 5 | 22 | 15 | 15 | 13 |
| Ruptures structurelles | 7 (4) | 7 (4) | 9 (6) | 1 (1) | 7 (2) | 2 (1) | 3 (1) | 1 (1) |
| En pourcentage | 23 | 30 | 47 | 20 | 32 | 13 | 20 | 8 |
| Laitue | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
| Nombre de magasins | 42 | 30 | 21 | 7 | 25 | 13 | 14 | 17 |
| Ruptures structurelles | 15 (12) | 5 (5) | 6 (1) | 3 (2) | 7 (4) | 1 (0) | 4 (2) | 6 (5) |
| En pourcentage | 36 | 17 | 29 | 43 | 28 | 8 | 29 | 35 |

Source : Base de données par ZMP, 2003.

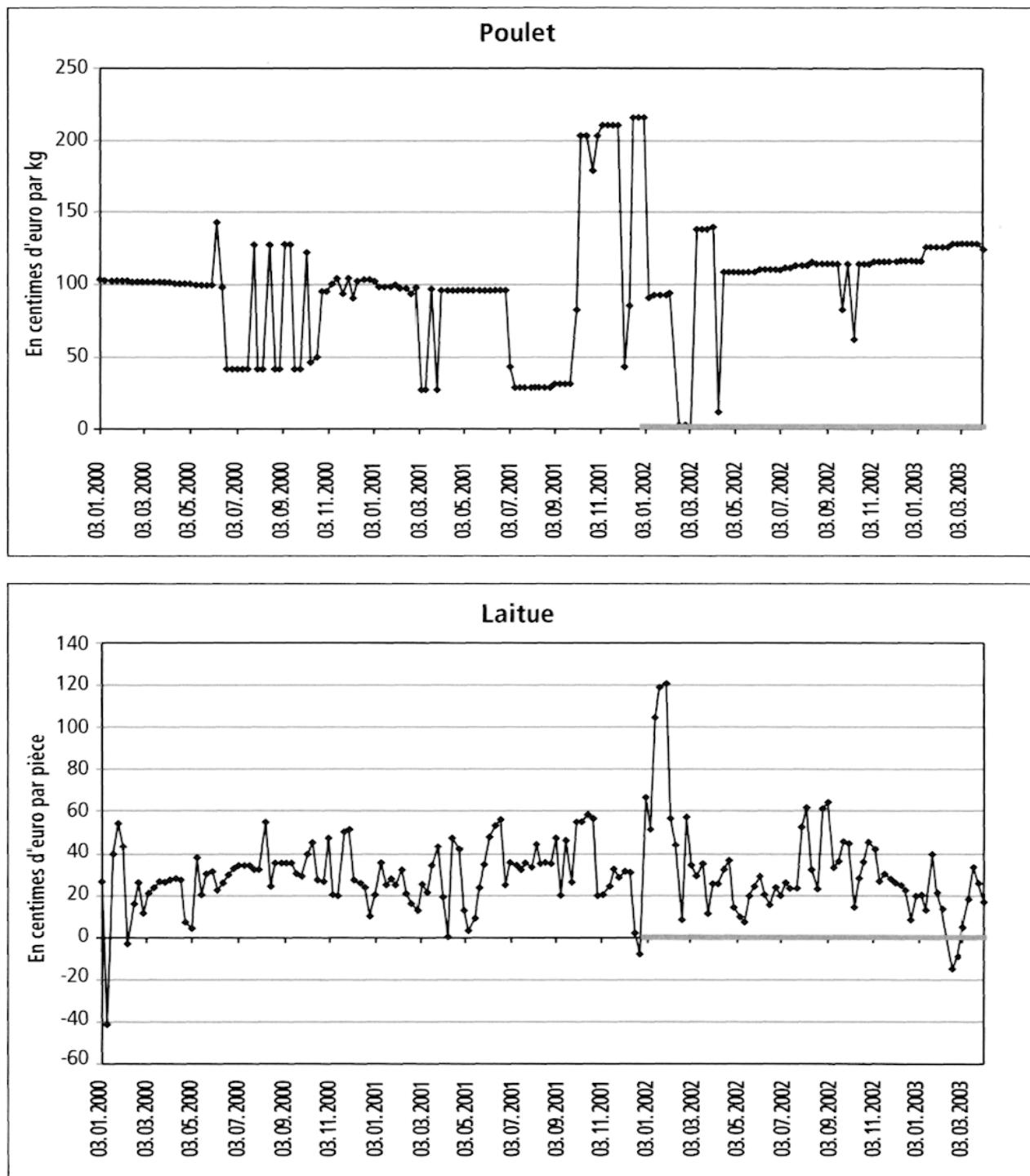
variations régionales dans le nombre de ruptures structurelles (tableau 3).

Les coefficients estimés pour les variables muettes vont de -100 à 150 (-100 à 100) centimes d'euro entre les magasins pour le poulet (pour la laitue). En considérant les niveaux des prix moyens sur la période d'observation – le prix moyen étant de 2 euros par kg pour le poulet et de 1 euro par pièce de la laitue – les ruptures structurelles peuvent être considérées comme étant significatives d'un point de vue économique. Les prix au détail (marges) ont été augmenté au maximum de 75 % (100 %) pour

le poulet et de 100 % (140 %) pour la laitue.

La figure 2 montre un exemple d'une série de prix pour un magasin individuel qui montre une rupture structurelle reliée à l'euro. On voit clairement que ce magasin fixe des marges significativement plus élevées que la normale dès la fin d'octobre 2001 et cela jusqu'à la fin de janvier 2002, en comparaison à d'autres périodes. La même conclusion peut être tirée pour la marge de la laitue pour un magasin individuel, qui indique une augmentation significative de la marge au moment de l'adoption de l'euro.

Figure 2. Exemple d'un magasin avec une rupture structurelle dans les prix reliés à l'euro.



Note : La ligne solide marque l'adoption officielle de l'euro en janvier 2002.

Source : Base de données par ZMP, 2003.

En plus de l'amplitude (variable muette) et du développement des ruptures structurelles (variable muette de tendance), notre modèle produit aussi les points de départ et d'aboutissement des ruptures structurelles et donc leur longueur peut être calculée. Dans la figure 3, la longueur d'une rupture struc-

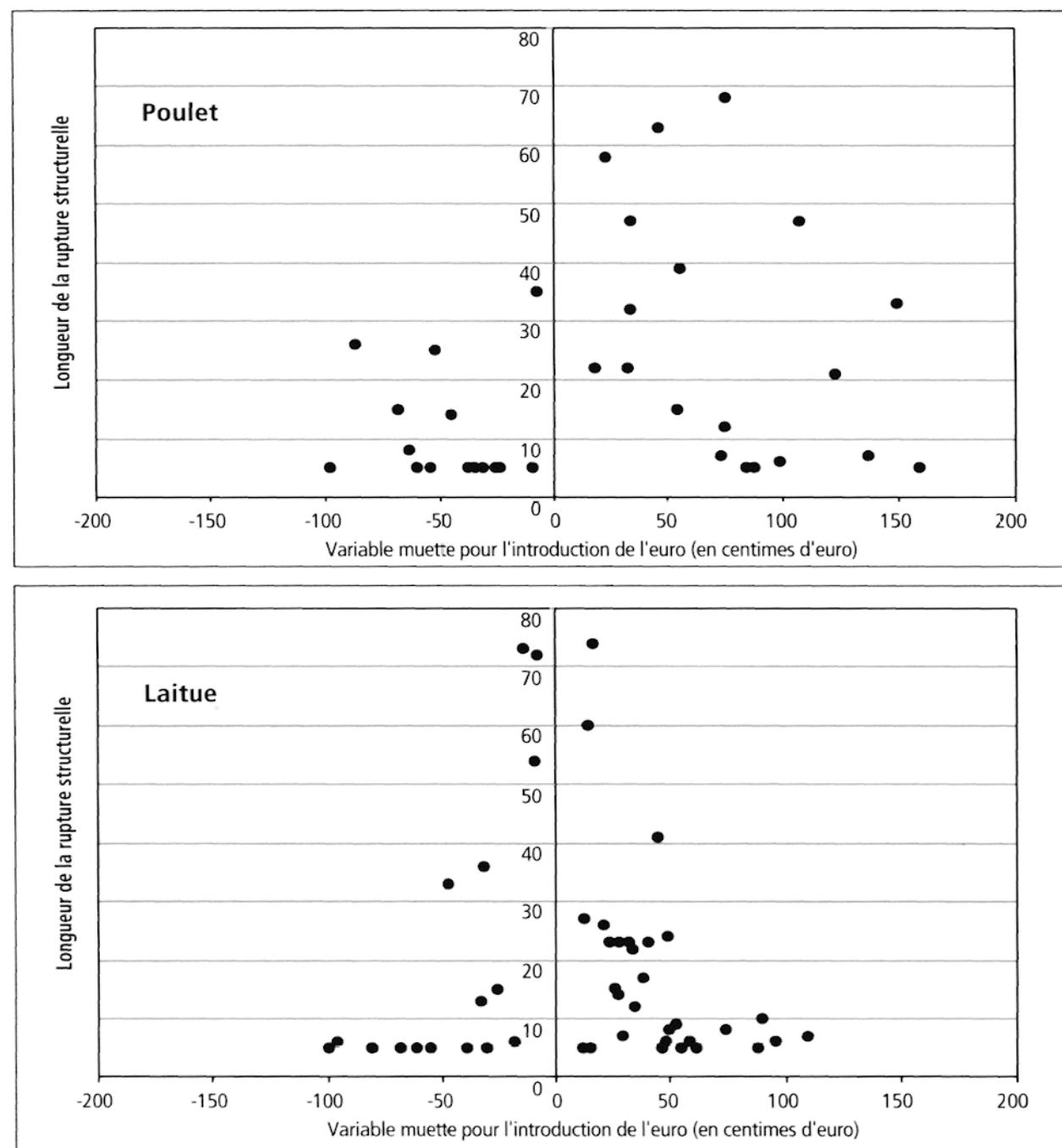
turelle est représentée en fonction de l'amplitude de l'impact de la variable muette liée à l'introduction de l'euro. La plupart des ruptures structurelles ont des durées de vie courtes, de l'ordre de 5 à 10 semaines. Avec quelques exceptions dans le cas du poulet, les ruptures structurelles d'une amplitude

importante ne durent seulement que quelques semaines.

Finalement, la corrélation croisée entre la longueur des ruptures structurelles induites par l'euro et l'amplitude estimée de l'impact de la variable muette montre quelques particularités intéressantes (figure 3). Alors que pour le poulet on observe une légère corrélation positive, la laitue indique une cor-

rélation négative significative. Cette dernière veut dire que les augmentations dans les marges pour la laitue ne durent qu'un intervalle de courte durée. Donc les magasins ont utilisé l'adoption de l'euro soit pour exploiter leur emprise sur le marché pour une courte durée soit pour renforcer leur stratégie de bas prix pour une période de plus longue durée.

Figure 3. Relation entre la durée d'une rupture structurelle dans les prix reliés à l'euro et la valeur estimée du coefficient lié à la variable muette de rupture



Source : Base de données par ZMP, 2003.

Conclusions

Au cours des décennies qui ont suivi la Seconde Guerre mondiale, le mark allemand était très bien coté auprès des consommateurs. Leur confiance dans la monnaie nationale a été mise au défi par le processus de transition du deutschmark à l'euro. Même si cette transition était supposée n'être qu'un changement dans la mesure nominale des prix, les consommateurs étaient très inquiets quant à son impact sur les prix réels. Un nombre de consommateurs craignaient que l'euro ne soit utilisé pour faire passer une augmentation des prix réels aussi bien par les distributeurs que par les fournisseurs. Cette crainte fut renforcée par les médias avant l'adoption de l'euro. La littérature économique a présenté plusieurs arguments pour les impacts potentiels d'un choc nominal comme l'adoption de l'euro sur les prix des distributeurs et des marges entre le détail et le gros.

Cette étude examine empiriquement l'impact de l'adoption de l'euro sur la marge des prix du détail et de gros dans le secteur allemand de la distribution des biens alimentaires. L'hypothèse que nous adoptons est que l'illusion monétaire et/ou les coûts d'ajustement de prix peuvent causer des effets réels sur les prix et les marges. Comme le secteur de la distribution est considérablement concentré en Allemagne, l'illusion monétaire et/ou les coûts d'ajustement de prix auraient pu causer une augmentation dans les marges au détail après l'adoption de l'euro en janvier 2002. Les études expérimentales montrent que ces effets peuvent être significatifs. Cependant, les impacts de l'arrondissement des prix, du timing des ajustements de prix et des stratégies de prix sont moins clairs. Par

exemple, si les vendeurs anticipent les ajustements de prix ou utilisent l'euro pour renforcer leurs stratégies de prix, alors des diminutions de prix réels peuvent être une réaction raisonnable.

Nous avons utilisé un panel de séries des prix au détail pour 142 (169) magasins allemands d'alimentation afin d'examiner l'impact empirique des chocs nominaux causés par l'euro dans le secteur de la distribution. Comme les magasins de détail ont pu anticiper les effets des chocs nominaux et comme l'impact est supposé disparaître avec le temps, notre modélisation incorpore la possibilité de points de départ et d'aboutissement de la transition non spécifiés au départ et celle d'un retour graduel vers l'équilibre des prix existant avant l'adoption de l'euro.

Bien qu'on détecte en moyenne peu ou pas d'impact dû à l'adoption de l'euro, les séries de prix individuels indiquent des changements significatifs dans la fixation des prix par les distributeurs. Dans environ 25 % de tous les magasins, la relation de prix verticale entre les prix de gros et du détail a changé autour de la date d'adoption de l'euro en Allemagne. La plupart des ruptures structurelles détectées indiquent des augmentations significatives dans les marges au détail au point de départ de la rupture. Les variables muettes de tendance correspondantes indiquent pour la plupart des signes négatifs, ce qui est en cohérence avec la théorie de l'illusion monétaire. De plus, dans à peu près 10 % des magasins, on a observé un signe négatif des ruptures structurelles liées au passage à l'euro. Ceci pourrait être le résultat des autres stratégies de prix liées à l'adoption de la monnaie unique européenne pour renforcer l'image du magasin dans sa politique de bas prix. ■

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Bayoumi T., Eichengreen B. *Shocking Aspects of European Monetary Unification*. In Giavazzi F., Torres F. (eds), "The Transition to Economic and Monetary Union in Europe", Cambridge University Press, 1993.
- Boyd M.-S., Brorsen B.-W. *Price Asymmetry in the U.S. Pork Marketing Channel*. North Central Journal of Agricultural Economics, 1988, 10: 103-109.
- Brandstetter G., Kehl L. *Neue Methoden zur Simulation von Preis-Absatz-Funktionen dargestellt am Beispiel der Währungsumstellung von Schilling zum Euro*. In Foscht T. (ed), "Zukunftsperspektiven für das Handelsmanagement", Deutscher Fachverlag, Frankfurt a. M., 2000.
- Brooker J.-R., Eastwood D.-B., Carver B.-T., Gray M.-D. *Fresh Vegetable Price Linkage Between Grower/Shippers, Wholesalers, and Retailers*. Journal of Food Distribution Research, 1997, p. 54-61.
- De Grauwe P. *The Economics of Monetary Integration*. Oxford University Press, 1994.
- Diller H., Brambach G. *Die Entwicklung der Preise und Preisfiguren nach der Euroeinführung im Konsumgüter-Einzelhandel*. Handel im Focus - Mitteilungen des IFH, 2002, III/02, p. 228-238.
- Dutta S., Bergen M., Levy D., Venable R. *Menu Costs, Posted Prices, and Multiproduct Retailers*. Journal of Money, Credit, and Banking, 1999, 31(4), p. 683-703.
- Fehr E., Tyran J.-R. *Does Money Illusion Matter?* The American Economic Review, 2001, 91(5), p. 1239-1262.
- Griffith G.-R., Piggott N.-E. *Asymmetry in Beef, Lamb and Pork Farm-Retail Price Transmission in Australia*. Agricultural Economics, 1994, 10, p. 307-316.
- Haitwanger J., Waldman M. *Limited Rationality and Strategic Complements: The Implications for Macroeconomics*. Quarterly Journal of Economics, 1989, 104(3), p. 463-483.
- Kinnucan H.-W., Forker O.-D. *Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission for major dairy Products*. American Journal of Agricultural Economics, 1987, 69, p. 285-292.
- Leontief W. *The Fundamental Assumption of Mr. Keynes' Monetary Theory of Unemployment*. Quarterly Journal of Economics, 1936, 5(4), p. 192-197.
- Levy D., Bergen M., Dutta S., Venable R. *The Magnitude of Menu Costs: Direct Evidence from large U.S. Supermarket Chains*. Quarterly Journal of Economics, 1997, 112 (3), p. 791-825.
- Müller-Hagedorn L., Zielke S. *Das Preissetzungsverhalten von Handelsbetrieben im Zuge der Währungsumstellung auf den Euro*. Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, 1998, 50, p. 946-965.
- Pick D.-H., Karrenbrock J.-D., Carman H.-F. *Price Asymmetry and Marketing Margin Behavior: An Example for California - Arizona Citrus*. Agribusiness, 1990, 6 (1), p. 75-84.
- Portes R., Rey H. *The Emergence of the Euro as an International Currency*. Economic Policy, 1998, 26, p. 305-332.
- Powers N.-J. *Sticky Short-run Prices and Vertical Pricing: Evidence from the Market for Iceberg Lettuce*. Agribusiness, 1995, 11(1), p. 57-75.
- Shafir E., Diamond P., Tversky A. *Money Illusion*. Quarterly Journal of Economics, 1997, 112 (2), p. 341-374.
- Statistisches Bundesamt *Preise: Sechs Monate Euro – eine Zwischenbilanz der amtlichen Preisstatistik*. Wiesbaden, 2002.
- Worth T. *The F.o.b.-Retail price relationship for selected fresh vegetables*. Economic Research Service - Vegetables and Specialties, 1999.
- Zentrale Markt und Preisberichtsstelle (ZMP) *Das ZMP-Handelspanel unter der Lupe*. Materialien zur Marktberichterstattung Band 3, Bonn, 1995.
- Zentrale Markt und Preisberichtsstelle (ZMP). *Base de Données de la ZMP-Consumer Panel*. Bonn, 2003.