

Euro et dispersion des prix à l'exportation

Julien Martin* et **Isabelle Méjean****

En renforçant les comportements d'arbitrage, l'union monétaire est supposée réduire la dispersion des prix à l'intérieur de la zone intégrée. Le partage d'une monnaie unique facilite en effet les comparaisons de prix et réduit les coûts de transaction tels que les coûts de conversion. L'intégration monétaire devrait donc conduire à une convergence des prix. Dans cet article, nous testons cette hypothèse en utilisant l'expérience naturelle de l'Union monétaire européenne (UME). L'étude empirique est basée sur des données individuelles de prix à l'exportation français et une stratégie d'estimation en double différences. La variable expliquée est la dispersion des prix fixés par une firme donnée sur ses différents marchés, que nous interprétons comme une mesure de discrimination par les prix.

Les résultats montrent que l'introduction de la monnaie unique a significativement réduit la dispersion des prix à l'intérieur de la zone euro, par rapport au reste de l'OCDE mais aussi par rapport aux autres membres de l'Union européenne n'ayant pas adhéré à l'UME. L'ampleur de cet effet est cependant assez faible. Avant la mise en place de la monnaie unique, les prix dans la zone euro sont 15 % plus élevés que dans le reste de l'Union européenne. Après 1999, l'écart se réduit, passant à 8,1 %. Les stratégies de prix diffèrent selon la taille des firmes. En particulier, nous montrons que l'introduction de la monnaie unique a eu un impact relativement plus important sur la discrimination par les prix des plus grandes entreprises. Ce résultat tient probablement au fait que les grandes firmes sont aussi celles dont les prix, avant le passage à la monnaie unique, étaient les plus dispersés.

* CREST-INSEE et Paris School of Economics

** École Polytechnique, CREST et CEPR

Ce projet de recherche a bénéficié d'un financement de la Communauté européenne (FP7/2007-2013, contrat N. 225551). Les commentaires d'A. Bénassy-Quéré, M. Crozet, L. Fontagné, T. Mayer et d'un rapporteur anonyme ont alimenté notre réflexion. Les erreurs et imperfections qui pourraient subsister dans cet article nous sont entièrement imputables.

L'Union monétaire européenne (UME), mise en place en janvier 1999, concerne aujourd'hui 16 États membres et près de 330 millions d'individus. Cette nouvelle étape de la construction européenne visait notamment à renforcer l'intégration économique des marchés membres de l'Union. Dix ans après l'introduction de l'euro, il est à présent possible de tester si les vertus annoncées de la monnaie unique se sont traduites dans les faits.

Dans cet article nous nous intéressons plus particulièrement à l'impact de l'euro sur l'intégration du marché des biens. Deux méthodes s'offrent aux économistes pour appréhender ce type d'effet. La première repose sur une étude des volumes échangés, la seconde sur une étude de la dispersion des prix. Une plus grande intégration économique entre états devrait, en principe, accroître leur commerce mutuel. Différents travaux ont étudié l'impact de l'euro sur le commerce intra-zone. Si des questions méthodologiques demeurent, un consensus semble émerger, attribuant un impact positif mais faible de l'adoption de l'euro sur le commerce (1). Ici, nous nous concentrons sur la seconde méthodologie mesurant l'effet de l'intégration des marchés sur l'évolution de la dispersion des prix. Cette méthode repose sur une hypothèse simple - commune à de nombreux modèles macro-économiques - la loi du prix unique (LPU). La LPU stipule que, dans un marché parfaitement intégré, les prix de biens identiques (exprimés dans une même devise) devraient être uniformes, quelle que soit la localisation géographique de la transaction. Ainsi, l'ampleur des déviations à la LPU fournit un indicateur du degré d'intégration des économies.

Selon la Commission européenne, l'euro était censé accroître la transparence des prix, réduire les coûts de transaction et éliminer les fluctuations des taux de change (2). La combinaison de ces effets microéconomiques devait *in fine* réduire les écarts de prix intra-européens des biens échangés, du fait d'une intensification des comportements d'arbitrage. Dans cet article, nous regardons si ce type d'effets microéconomiques, largement mis en avant par les partisans de l'intégration (3), a eu un impact empirique significatif. Pour cela nous étudions l'évolution de la dispersion des prix des exportations françaises vers les pays membres de la zone euro sur la période 1996-2005. Nos résultats montrent que l'euro a significativement réduit la dispersion des prix des exportations françaises entre pays membres de la zone euro. L'ampleur de l'effet est cependant limitée : les prix étaient

25,5 % plus dispersés dans les pays de la zone euro que dans le reste de l'Europe avant 1999, l'écart est descendu à 24 % après l'introduction de la monnaie unique. En outre, nous mettons en évidence une hétérogénéité de l'impact de l'euro entre firmes exportatrices. L'introduction de la monnaie unique a eu un impact relativement plus important sur la discrimination par les prix des entreprises de grande taille.

Différents articles ont étudié l'impact de l'euro sur le niveau des prix. À partir de données italiennes sur les prix dans la restauration, Hobijn *et al.* (2006) montrent ainsi que l'euro a eu un impact positif sur l'inflation. Les résultats obtenus par Fontagné *et al.* (2009), à partir d'une base de données identique à celle que nous exploitons dans notre analyse empirique suggèrent que le niveau des prix des exportations françaises a augmenté après 1999 aussi bien dans la zone euro qu'hors zone euro. Cependant, théoriquement, le niveau des prix n'est pas un indicateur suffisant pour discuter la question de l'impact de l'union monétaire sur le degré d'intégration des marchés. À l'instar de nombreux travaux empiriques, notre étude porte donc sur la variance des prix (4). Rogers (2002) compare les niveaux d'intégration en Europe et aux États-Unis en étudiant la dispersion des prix à la consommation entre villes européennes d'une part et entre villes américaines d'autre part. Goldberg et Verboven (2001) utilisent des données fines concernant le prix des voitures en Europe. Les auteurs montrent que les prix (ajustés de la qualité) sont très différents entre pays européens et qu'une grande partie des différences est liée aux fluctuations de taux de change et aux comportements dits de *pricing-to-market* (PTM) associés. Enfin, Crucini *et al.* (2005) mettent en évidence l'intégration croissante du marché des biens en Europe entre 1975 et 1990. Celle-ci se traduit par une convergence des prix, qui reste cependant largement limitée aux biens échangeables.

Si la méthodologie utilisée ici est similaire à ces études empiriques, notre travail est plus directement lié à plusieurs articles récents mesurant l'impact de l'introduction de l'euro sur l'intégration économique des pays membres de l'UME. Ces études mesurent l'évolution des

1. Pour une revue de la littérature, voir Baldwin (2006).
2. Voir : <http://ec.europa.eu/economyfinance/euro/benefits/benefits2en.htm> et <http://www.ecb.int/ecb/educational/facts/euint/html/ei007.en.html>.
3. Cf. De Grauwe (1997) pour une analyse coût-bénéfice de l'intégration monétaire.
4. Notre méthodologie tient cependant compte de l'impact potentiel de la monnaie unique sur le niveau des prix.

écarts de prix soit en utilisant les prix mesurés au niveau du produit, soit en utilisant des prix à un niveau encore plus fin, l'entreprise productrice voire le modèle exact, mais pour un secteur particulier. Dans la première catégorie, Lutz (2003) et Engel et Rogers (2004) utilisent des prix de détail collectés dans différentes villes de l'Union européenne. Le premier article met en évidence un effet faible mais significatif de l'euro sur la dispersion des prix, le second ne trouve aucun effet de l'euro. La principale limite de ce type d'études est que la comparaison porte sur des biens dont les caractéristiques, bien que proches, ne sont pas identiques. En particulier, les biens comparés ne sont pas nécessairement produits par la même entreprise, ce qui exclut une interprétation en termes de stratégies individuelles de discrimination par les prix. La seconde catégorie de travaux étudie l'impact de l'euro sur la dispersion des prix dans des secteurs particuliers. Ainsi, Gil-Pareja et Sosvilla-Rivero (2008) s'intéressent au secteur de l'automobile. Ils trouvent que l'euro n'a pas eu d'impact sur la dispersion des prix. Baye *et al.* (2006) ne trouvent pas non plus d'impact de l'euro sur le prix de produits électroniques vendus sur internet. L'absence d'effet de l'euro sur le prix de ces biens particuliers ne fournit pas cependant d'information sur l'évolution globale de l'intégration des marchés européens.

Dans cet article, nous mesurons la dispersion des prix à partir de données individuelles quasi-exhaustives décrivant les exportations des entreprises françaises. Le prix fixé par la firme sur chacun de ses marchés à l'exportation est approché par la valeur unitaire du flux bilatéral et la dispersion est mesurée par le coefficient de variation de ces prix sur les différents marchés servis par cette même firme (5). Notre mesure de dispersion étant calculée au niveau de la firme, pour des produits précis, elle peut être vue comme une mesure du degré de discrimination par les prix des firmes exportatrices. La base de données utilisée dans cet article fournit un support particulièrement intéressant pour étudier l'impact de l'euro sur la dispersion des prix pour plusieurs raisons (cf. encadré pour une description des données). D'abord, les prix observés sont mesurés au niveau de la firme exportatrice, hors coûts de transport. Les écarts intra-firmes ne peuvent donc pas être attribués à des coûts de distribution locaux ou à des différences de coûts de production. À la différence de ce que proposent Lutz (2003) et Engel et Rogers (2004), nos résultats peuvent alors être interprétés en termes de stratégies de prix discriminatoires de la part

des firmes exportatrices : sous l'hypothèse d'une homogénéité des coûts unitaires quel que soit le marché servi, les différences de prix observées au niveau individuel reflètent des différences de marges des entreprises exportant vers différentes destinations. Au-delà des questions d'interprétation, le travail au niveau individuel permet de limiter d'éventuels effets de composition tout en gardant une couverture quasi exhaustive des exportations françaises. Ensuite, la comparaison des valeurs unitaires fixées par une firme sur différents marchés permet une comparaison des écarts de prix en niveau. D'après Crucini *et al.* (2005), cette méthode est préférable aux travaux se concentrant sur la convergence des prix car la LPU offre des prédictions théoriques sur la distribution en coupe des prix plutôt que sur l'évolution temporelle.

Le passage à l'euro *devait* réduire la discrimination par les prix

Dans cette section, nous détaillons différents mécanismes par le biais desquels l'introduction de l'euro peut affecter les comportements de discrimination par les prix des entreprises. Nous utilisons une définition assez large de la discrimination. Celle-ci est entièrement liée à la dimension des données auxquelles nous avons accès, les prix à l'exportation des produits français, par firme et par marché de destination. Connaissant cette information, nous considérons qu'une entreprise qui fixe des prix différents sur différents marchés nationaux a une stratégie de prix discriminatoire (6). Dès lors, l'ampleur de la discrimination est définie par la taille des différentiels de prix entre marchés.

Selon Knetter et Slaughter (1999), la discrimination par les prix est le résultat (i) de différences dans les caractéristiques de demande des marchés servis, qui créent une incitation à discriminer, et (ii) de la capacité des entreprises à exploiter ces différences en présence de coûts d'arbitrage. *A priori*, il n'y a aucune raison pour que l'euro affecte directement les préférences des consommateurs. Par conséquent, l'impact attendu de l'euro transite principalement par une modification de la capacité des firmes à discriminer.

5. Le coefficient de variation est le rapport de l'écart-type à la moyenne. Cette statistique est préférée à la variance, dont l'ampleur dépend du prix moyen du bien considéré, ce qui empêche toute comparaison entre producteurs de biens différents.

6. L'hypothèse sous-jacente est que le coût de production est uniforme quel que soit le marché servi. Les écarts de prix observés sont alors entièrement attribués à des différentiels de marge.

Les comportements d'arbitrage sont les principaux obstacles à la discrimination par les prix. L'introduction de l'euro est supposée faciliter ces comportements d'arbitrage pour deux raisons. D'une part, les comparaisons de prix sont plus simples lorsque les prix sont exprimés dans une même devise. D'autre part, les coûts

de transaction tels que les coûts de conversion baissent, voire disparaissent. Le renforcement des comportements d'arbitrage devrait limiter la capacité des firmes à discriminer (7).

7. Pour une discussion de l'impact de la monnaie unique sur les comportements d'arbitrage, voir Asplund et Friberg (2001).

Encadré

DONNÉES ET MÉTHODE

Dans cet article, l'analyse empirique utilise une base de données individuelles décrivant la valeur et le volume des flux d'exportation des firmes françaises sur la période 1996-2005. Les données sont désagrégées par firme (indicées f dans ce qui suit) et par produit (indicés k et définis dans la nomenclature combinée à huit chiffres (NC8)). Ces flux sont reportés par marché de destination (j) et par année (t). Les données brutes couvrent 305 661 firmes et 13 507 produits, pour une valeur totale de 3,16 milliards d'euros. Nous restreignons cependant l'échantillon aux exportations en direction de l'OCDE, de façon à comparer le prix de biens vendus dans des pays aux structures similaires. L'échantillon retenu contient 205 689 firmes exportant pour 2,59 milliards d'euros.

Les prix sont approchés par des valeurs unitaires, ratios de la valeur (en euros) au volume exporté (exprimé en tonnes). La mesure est pertinente à partir du moment où les produits agrégés au sein d'un poste de la nomenclature NC8 et vendus par une firme donnée sont suffisamment homogènes (cf. Kravis et Lipsey, 1974, pour une discussion des biais de mesure induits par l'utilisation de valeurs unitaires). La seule source de biais tient alors à la différenciation verticale des biens produits par une même firme et répertoriés au sein d'une même classification NC8.

Les données utilisées ne sont pas exemptes d'erreurs cependant. Dans une première étape, nous éliminons les valeurs unitaires dites « aberrantes », définies comme des déviations à la médiane par produit et par année d'un facteur supérieur à dix. Après avoir appliqué cette procédure, nous conservons 14 177 234 observations pour dix années consécutives (1996-2005) couvrant 28 pays de l'OCDE, 205 688 firmes et 13 466 produits. La valeur totale des exportations est 2,53 milliards d'euros.

L'ampleur des dispersions de prix est définie comme le coefficient de variation des prix de vente fixés par la même firme pour un produit particulier vendu dans différents pays. Ce coefficient de variation est d'abord calculé sur l'ensemble des marchés servis par la firme pour avoir une idée de sa stratégie globale de discrimination. Nous calculons ensuite un coefficient de variation spécifique à la zone euro, en nous restreignant au sous-échantillon de pays destinataires membres de l'UME, et un coefficient de variation spécifique au groupe de contrôle, reste de l'OCDE ou membres de l'Union Européenne à 15 n'ayant pas adhéré à l'union monétaire.

L'impact de l'intégration monétaire est mesuré au moyen d'une stratégie en doubles différences, qui permet d'isoler l'effet de l'introduction de la monnaie unique d'autres facteurs macroéconomiques affectant simultanément l'ampleur de la dispersion en prix dans la zone concernée. L'équation estimée est de la forme :

$$cv_{fkt}^r = \alpha_{fk} + \beta EURO + \gamma POST99 + \delta EURO \times POST99 + u_{fkt}^r$$

cv_{fkt}^r est le coefficient de variation des prix, spécifique à la zone r (zone euro ou groupe de contrôle). α_{fk} est une constante, spécifique au produit k , voire à la firme f dans certaines estimations. Dans les tables de résultats, nous reportons α , le coefficient de variation moyen, qui mesure la dispersion des prix avant l'introduction de l'euro dans le groupe de contrôle. La variable indicatrice *Euro* vaut 1 lorsque la région considérée est la zone euro. Le coefficient β mesure donc la différence moyenne du coefficient de variation calculé sur les pays de la zone euro, par rapport aux pays du groupe de contrôle, avant l'introduction de la monnaie unique. *Post99* est une indicatrice égale à 1 après l'introduction de l'euro. Le coefficient γ s'interprète comme la variation du coefficient de variation moyen dans le groupe de contrôle après l'introduction de l'euro. Finalement, le coefficient δ , qui nous intéresse plus particulièrement, mesure l'impact de l'euro sur la dispersion des prix au sein de la zone euro.

Pour que δ soit mesuré sans biais, il faut que l'effet de l'introduction de l'euro sur la discrimination en prix soit isolé d'autres déterminants de cette discrimination. C'est le rôle du groupe de contrôle. Celui-ci doit donc être suffisamment proche du groupe de traitement (la zone euro) pour être affecté par les mêmes facteurs modifiant les stratégies de prix des entreprises, à l'exception du traitement (l'introduction de l'euro). Dans le cadre de l'UME, le groupe de contrôle le plus satisfaisant est le reste de l'Union Européenne ne participant pas à l'union monétaire. L'inconvénient de ce groupe de contrôle est qu'il ne regroupe que trois pays (Danemark, Royaume-Uni et Suède) relativement proches en termes de niveau de vie, d'accessibilité à partir de la France, etc. On s'attend donc à ce que la dispersion des prix vers ces pays soit relativement faible. Dans les estimations, nous conservons de préférence ce groupe de référence. Mais nous vérifions également la robustesse de nos résultats en utilisant un groupe de référence plus large mais également plus hétérogène, le reste de l'OCDE (cf. résultats en Annexe).

Cet effet est potentiellement renforcé par l'intensification de la concurrence liée à l'introduction de l'euro. En effet, si la monnaie unique facilite l'entrée des entreprises de la zone euro sur l'ensemble des marchés nationaux, la concurrence devrait s'accroître, réduisant les marges des entreprises. Dès lors que celles-ci sont obligées de fixer un prix proche de leur coût marginal, l'ampleur des différentiels de taux de marge conduisant à une dispersion des prix entre pays est mécaniquement réduite.

Au-delà de son effet sur la capacité des firmes à discriminer, l'euro est aussi susceptible de modifier la propension des firmes à adopter ce type de stratégie. C'est l'argument avancé par Friberg (2003) dans un modèle dans lequel la segmentation des marchés n'est possible qu'après paiement d'un coût fixe. Dans ce cadre, la valeur d'option de l'investissement dans une technologie de segmentation dépend de la volatilité du taux de change, qui détermine l'ampleur des écarts de prix à l'optimum de la firme. Friberg montre alors que la suppression du risque de change réduit l'incitation des firmes à discriminer. En outre, Méjean et Schwellnus (2009) montrent que cette modification de la propension des firmes à discriminer est hétérogène, les plus grandes firmes ayant plus à perdre d'une harmonisation de leurs prix de vente sur les marchés étrangers.

Finalement, un dernier élément susceptible de réduire les écarts de prix entre pays est lié à l'harmonisation des prix psychologiques. Cet argument est discuté par Friberg et Matha (2004). L'intuition est assez simple. Considérons une entreprise qui vend le même bien en Allemagne et en France. Avant la mise en place de l'euro, le prix fixé en France est de 99 F, juste en dessous de la barre psychologique des 100 F. L'équivalent en DM correspond à un prix de 29.50 DM. Cependant, l'entreprise peut augmenter légèrement sa marge pour arriver au prix psychologique de 29.90 DM. Lors du passage à l'euro, le prix sera de 14,90 euros dans les deux marchés. Il y a donc réduction de la dispersion des prix liée à l'uniformisation des prix psychologiques.

Les différents mécanismes mis en évidence dans cette section suggèrent que (i) l'introduction de l'euro devrait en théorie réduire les comportements de discrimination par les prix des entreprises exportatrices et (ii) que cet effet devrait être différencié, en particulier selon la taille des firmes. Le reste de l'article s'emploie à évaluer la validité empirique de ces assertions.

Les exportateurs français fixent des prix différents selon le marché de destination

La première étape de notre analyse consiste à vérifier que les firmes exportatrices françaises ont effectivement des stratégies de prix discriminatoires, et que cette discrimination est éventuellement plus forte en direction de certains groupes de pays. Pour cela, nous calculons un coefficient de variation moyen des prix, représentatif du comportement des firmes servant un même ensemble de marchés. Dans nos données, la dispersion des prix est sans ambiguïté plus élevée en dehors de l'Union européenne qu'à l'intérieur, d'environ 33 % (cf. graphique 1 - A). En revanche, la dispersion des prix calculée sur les données brutes ne permet pas de mettre en évidence une moindre dispersion des prix dans la zone euro que dans le reste de l'Union européenne à 15.

Une source potentielle d'hétérogénéité des prix, orthogonale à l'intégration monétaire, est liée à des différences entre pays en termes d'accessibilité ou de niveau de vie. Hummels et Lugovskyy (2009) montrent, en effet, que le prix fixé par une firme donnée dépend de la taille du marché et de la richesse du pays de destination (8). Dès lors, des variations au cours du temps dans la disparité de l'accessibilité au marché ou des niveaux de vie des pays considérés peuvent affecter notre mesure de discrimination, sans lien direct avec l'intégration monétaire.

Nous tenons compte de cette possibilité en corrigeant les valeurs unitaires de la variabilité induite par des différences entre pays en termes de PIB, de distance à la France ou de PIB par tête (9). Avec cette mesure, on observe effectivement une dispersion des prix légèrement plus faible dans l'UME que dans le reste de l'Union européenne (cf. graphique 1 - B)

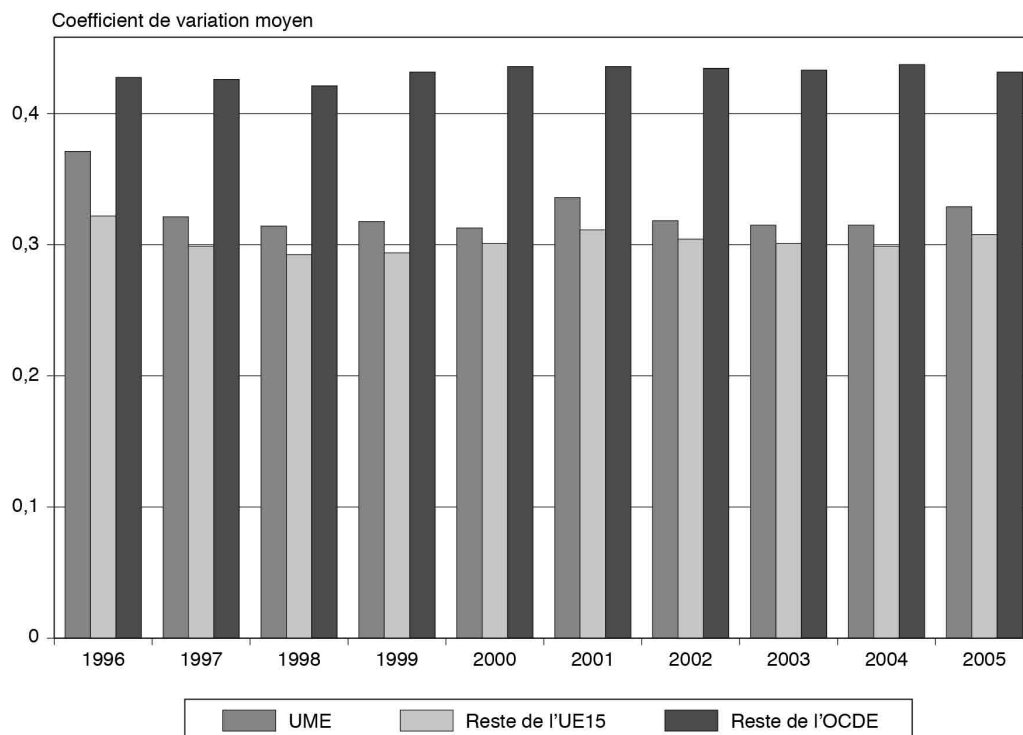
Si les écarts entre groupes de pays sont assez nets, l'évolution temporelle des coefficients de variation ne permet pas de mettre clairement en évidence une réduction de la dispersion des prix au sein de la zone euro sur la période considérée. La convergence apparaît plus nettement quand on étudie l'évolution des écarts de prix à l'intérieur de la zone euro (cf. graphique 2). Sur

8. Les variables de PIB et de PIB par tête sont extraites de la base IFS du Fond Monétaire International. La distance est télé-chargée sur le site du CEPII (<http://www.cepii.fr/anglaisgraph/bdd/distances.htm>).

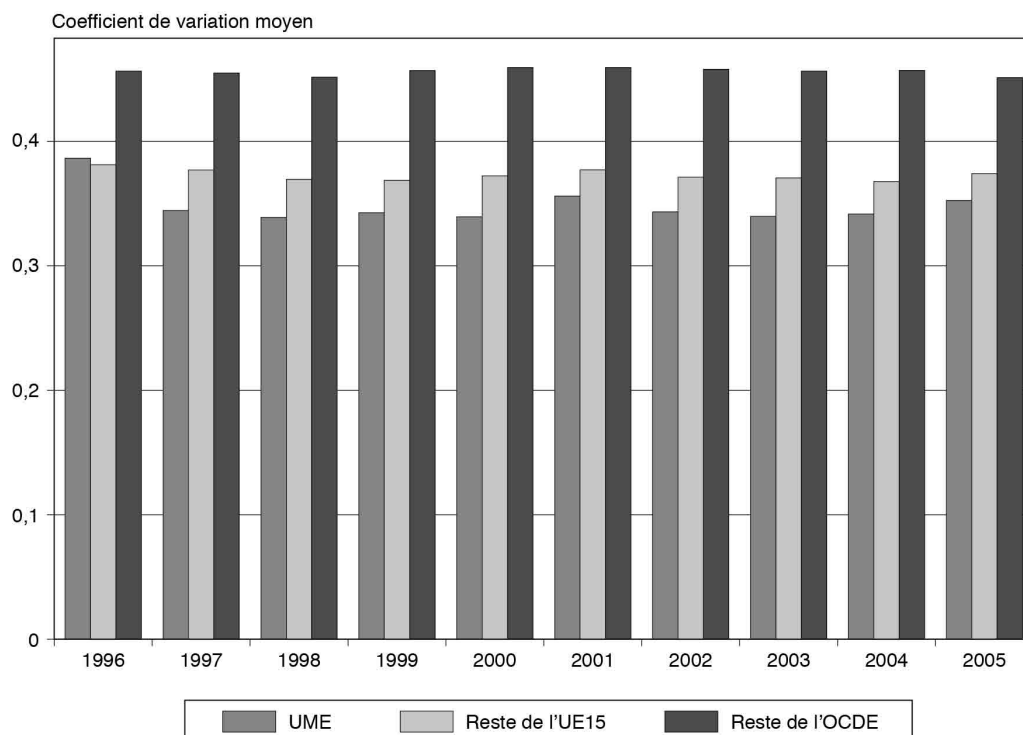
9. Baldwin et Harrigan (à paraître) fournissent une validation empirique de l'influence jointe de la distance au marché de destination, de sa taille et de sa richesse sur les prix.

Graphique 1
Coefficients de variation moyens, UME comparé au reste de l'OCDE

A - Données brutes



B - En prenant en compte l'accès au marché et le niveau de vie



Lecture : Les barres représentent le coefficient de variation moyen des prix fixés par l'ensemble des firmes servant l'UME (en gris moyen), les marchés du reste de l'Union européenne (en gris clair) et les marchés du reste de l'OCDE (en gris foncé). Un coefficient plus élevé indique donc plus de dispersion des prix dans la région et pour l'année correspondante, en moyenne. Les coefficients de variation sont calculés sur les prix, purgés des effets de l'accès au marché et du niveau de vie dans le panel (B). Pour cela, on régresse en première étape les valeurs unitaires sur le ratio du PIB à la distance et le PIB par tête du pays servi par la firme. Les résidus estimés de cette régression sont utilisés pour construire le graphique B. Les coefficients de variation s'interprètent alors comme la dispersion des prix non expliquée par des différences de potentiel de marché ou de niveau de vie.

Champ : exportations en direction de l'OCDE des firmes françaises de 1996 à 2005.

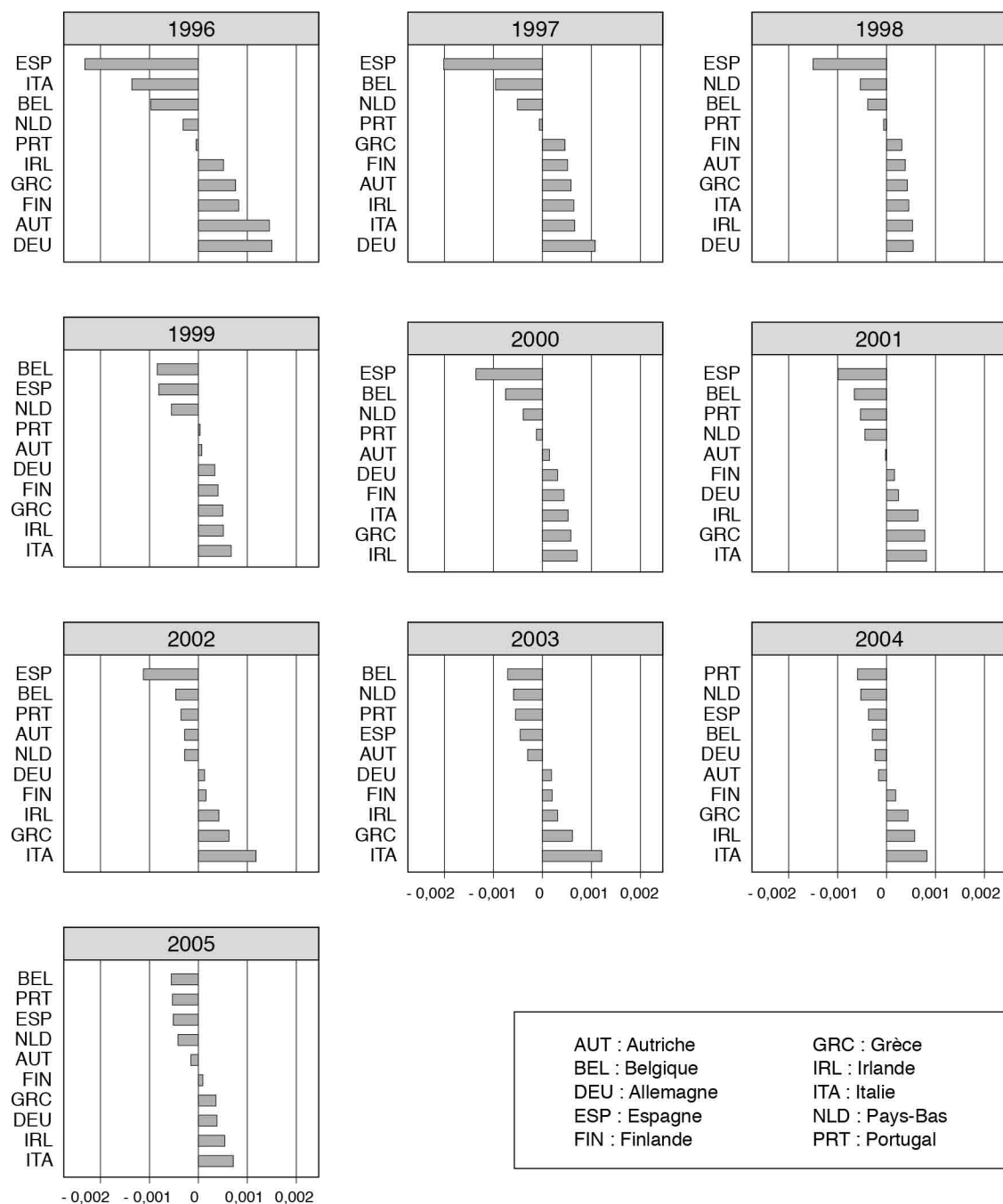
Source : Données d'exportation, Direction générale des douanes et des droits indirects

l'ensemble de la période, on observe en effet un phénomène de convergence avec des écarts de prix par rapport à la moyenne de la zone qui se réduisent progressivement.

Ces résultats suggèrent donc que les firmes françaises ont des comportements de prix dis-

criminatoires, qui tendent à être plus marqués en dehors de la zone euro et, surtout, de l'Union européenne. En outre, les écarts de prix entre pays membres de la zone euro semblent se réduire au cours de la période considérée. Ces résultats ne reflètent cependant que des comportements moyens.

Graphique 2
Déviations des prix par rapport à la moyenne dans la zone euro, par pays membre de l'UME



Lecture : Pour chaque année, le graphique donne la déviation moyenne du prix à destination de chaque pays membre de l'UME rapporté au prix moyen sur l'ensemble de la zone euro. Les chiffres négatifs correspondent donc à des pays qui, en moyenne, bénéficient de prix de vente plus faibles que la moyenne européenne, et inversement pour les chiffres positifs. La réduction au cours de la période des écarts moyens (en valeur absolue) indique un phénomène de convergence à l'intérieur de la zone.
Champ : exportations en direction de l'UME des firmes françaises de 1996 à 2005.
Source : Données d'exportation, Direction générale des douanes et des droits indirects

L'utilisation de données individuelles nous permet de mettre en évidence une hétérogénéité au sein même de la population des firmes qui servent une zone donnée. En particulier, nous montrons qu'au sein de la population des firmes exportatrices françaises, les firmes les plus grandes sont aussi celles qui ont, en moyenne, le plus tendance à adopter des stratégies de prix discriminatoires (cf. graphique 3) (10). Ce résultat est important car il met en évidence une hétérogénéité dans les comportements de fixation des prix des entreprises exportatrices. Ainsi, être une grande firme permet d'adopter une stratégie de discrimination par les prix plus marquée.

L'euro a réduit les comportements de discrimination par les prix...

Les résultats discutés jusqu'à présent ne permettent pas de mettre en évidence de relation causale entre l'adoption de la monnaie unique et la réduction de la dispersion des prix au sein

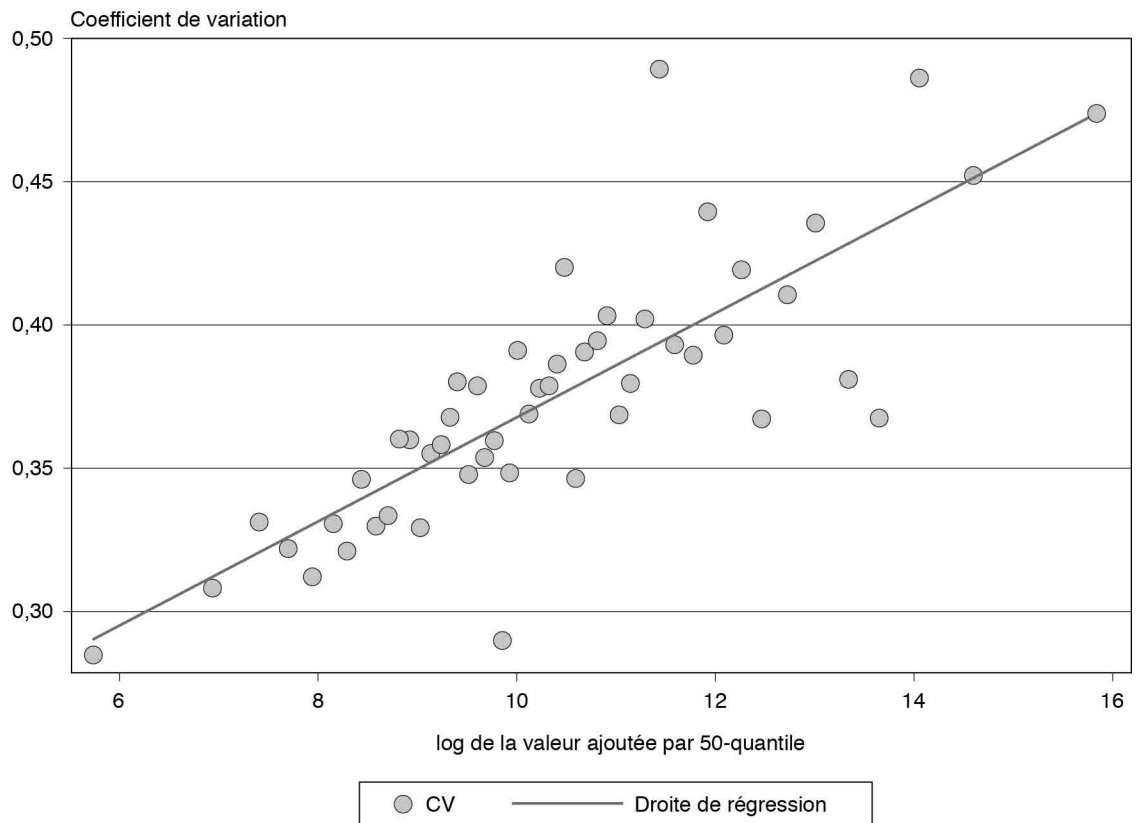
de l'UME. Dans ce qui suit, nous adoptons donc une stratégie d'estimation en double différences permettant de voir si la mise en place de la monnaie unique réduit la dispersion des prix dans la zone euro, par rapport à un groupe de contrôle.

La stratégie en doubles différences met en lumière un effet significatif de la mise en place de la monnaie unique en 1999 sur la dispersion des prix dans la zone euro, par rapport au reste de l'Union européenne (cf. tableau 1) (11). Avant

10. Les grandes firmes exportent vers un plus grand nombre de destinations. Mécaniquement, ceci accroît la dispersion des prix pour les grandes firmes. Dans nos estimations, nous prenons en compte les caractéristiques inobservées des firmes ce qui rend compte de ce type d'effet. Nous revenons sur ce point lorsque nous présentons nos résultats.

11. Les estimations présentées dans le tableau 1 ont également été reproduites en prenant comme date de traitement l'année d'introduction des billets en euros, en 2001. L'effet de l'euro est beaucoup plus faible dans ces estimations, et souvent non significatif. Il est cependant difficile de savoir si ce résultat tient à une absence de convergence des prix européens suite à l'introduction des billets ou à un problème d'identification lié à la période réduite utilisée pour identifier l'effet de l'euro. Dans ce qui suit, nous conservons donc 1999 comme date de traitement.

Graphique 3
Ampleur de la discrimination et taille des firmes



Lecture : La variable en abscisse correspond à la taille des firmes, mesurée par quantiles de 2 % de la distribution totale des valeurs ajoutées des firmes de l'échantillon. La variable en ordonnée est le coefficient de variation moyen de l'ensemble des firmes appartenant au quantile considéré. La droite de régression positive indique que la dispersion des prix est significativement plus importante pour les firmes de grande taille.

Champ : exportations en direction de l'OCDE des firmes françaises de 1996 à 2005.

Source : Données d'exportation, Direction générale des douanes et des droits indirects.

la mise en place de la monnaie unique, les prix dans la zone euro sont 15 % plus élevés que dans le reste de l'Union européenne (cf. tableau 1, colonne 1, $(0,043+0,292)/0,292 = 1,15$). Après 1999, l'écart se réduit, passant à 8.1 %. Dans la mesure où les pays considérés sont très similaires, si ce n'est en ce qui concerne leur adhésion à l'Union monétaire européenne, on peut attribuer la réduction de la dispersion relative des prix de la zone euro à l'intégration monétaire.

L'effet de l'UME est robuste à l'introduction de variables de contrôle relatives à la dispersion des PIB par tête et des ratios PIB sur distance des pays considérés (cf. colonnes 2 et 3 du tableau 1). Les résultats suggèrent qu'une plus grande dispersion de la richesse ou de l'accessibilité des pays servis par une firme accroît la dispersion des prix, conformément aux prédictions théoriques. En revanche, prendre en compte la dispersion des caractéristiques

macroéconomiques des pays ne modifie pas le résultat concernant l'impact de l'euro, qui reste négatif. Il devient faiblement significatif quand on corrige les écarts-type d'une possible hétéroscédasticité des erreurs au sein d'une zone donnée (tableau 1, colonne 3). Cette correction est très exigeante du point de vue économétrique, ce qui explique la perte de significativité.

L'hétérogénéité des comportements de discrimination des firmes n'affecte pas non plus le signe des coefficients estimés mais a un effet important sur leur ampleur (cf. tableau 1, comparaison des colonnes 4 à 6 avec les colonnes 1 à 3). En particulier, l'impact de l'euro est plus faible une fois prise en compte l'hétérogénéité des coefficients de variation entre firmes : la dispersion relative des prix entre la zone euro et le reste de l'Union européenne passe de 25,5 à 24 % (colonne 4 du tableau 1). L'effet devient même non significatif si l'on corrige les écarts-

Tableau 1
Dispersion des prix et passage à l'euro (1)

Variable expliquée :	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Coefficient de variation des prix					
Post99	0,005 ^{***} (4,63)	0,001 (0,95)	0,001 (0,32)	0,011 ^{***} (11,45)	0,007 ^{***} (7,38)	0,007 ^{**} (21,72)
Euro	0,043 ^{***} (41,54)	0,055 ^{***} (51,71)	0,055 [*] (7,21)	0,056 ^{***} (58,63)	0,060 ^{***} (62,72)	0,060 [*] (13,45)
Euro Post99	- 0,019 ^{***} (- 15,38)	- 0,011 ^{***} (- 9,24)	- 0,011 ^{**} (- 20,52)	- 0,008 ^{***} (- 7,28)	- 0,002 ^{**} (- 2,18)	- 0,002 (- 1,37)
CV(PIB/distance)		0,041 ^{***} (58,42)	0,041 (4,99)		0,038 ^{***} (41,89)	0,038 [*] (16,82)
CV(PIB per capita)		0,026 ^{***} (17,00)	0,026 (0,44)		- 0,011 ^{***} (- 5,85)	- 0,011 (- 0,22)
Constante	0,292 ^{***} (306,07)	0,236 ^{***} (187,51)	0,236 [*] (7,92)	0,271 ^{***} (311,83)	0,234 ^{***} (181,72)	0,234 [*] (13,47)
Groupe de contrôle	Reste de l'UE15					
Méthode	Effets fixes produit			Effets fixes firme-produit		
Cluster	Non	Non	Zone	Non	Non	Zone
Observations	1 822 900	1 822 900	1 822 900	1 822 900	1 822 900	1 822 900
Rho	0,199	0,198	0,198	0,577	0,577	0,577

1. Estimation en double différence avec effets fixes produit (colonnes 1 à 3) ou firme-produit (colonnes 4 à 6). Les colonnes 1 et 4 présentent les résultats de l'estimation sans contrôle relatif à la dispersion des PIB par tête et des ratios PIB sur distance des pays considérés. Ces contrôles sont ajoutés dans les résultats des colonnes 2 et 5. Enfin, les colonnes 3 et 6 corrigent les écarts-type estimés d'une éventuelle hétéroscédasticité des erreurs à l'intérieur de la zone considérée (UME ou groupe de contrôle). ***, ** et * indiquent une significativité, aux seuils de 1, 5 et 10 % respectivement. Les chiffres entre parenthèses correspondent aux statistiques de Student. Post99 est une variable booléenne égale à 1 après 1999. Euro est une variable muette qui vaut 1 pour les coefficients de variation relatifs à la zone euro. CV(PIB/distance) mesure le coefficient de variation des ratios PIB sur distance des pays de la zone concernée tandis que CV(PIB per capita) correspond à la dispersion des PIB par tête.

Lecture : Le coefficient estimé sur la variable indicatrice Euro mesure la différence moyenne du coefficient de variation calculé sur les pays de la zone euro, par rapport aux pays du groupe de contrôle, avant l'introduction de la monnaie unique. Le coefficient relatif à l'indicatrice Post99 correspond à la variation du coefficient de variation moyen dans le groupe de contrôle après l'introduction de l'euro. Finalement, le coefficient relatif à l'interaction entre les indicatrices Euro et Post99 mesure l'impact de l'euro sur la dispersion des prix au sein de la zone euro. Avec des effets fixes firme-produit, les coefficients ne sont identifiés que dans la dimension temporelle des séries individuelles de coefficients de variation.

Champ : exportations en direction de l'Union européenne à 15 des firmes françaises de 1996 à 2005.

Source : Données d'exportation, Direction générale des douanes et des droits indirects.

type d'une éventuelle hétéroscédasticité des erreurs par région (colonne 6).

Pour vérifier la robustesse de ces résultats par rapport au groupe de contrôle choisi, nous proposons en annexe les résultats des régressions utilisant le reste de l'OCDE comme groupe de contrôle (cf. annexe). L'impact de l'euro sur la dispersion des prix est négatif dans toutes les régressions et significatif dans cinq spécifications sur six. Avant le passage à l'euro, la dispersion des prix est en moyenne 11 % plus faible dans la zone euro que dans le reste de l'OCDE, lorsque l'on tient compte de l'hétérogénéité des niveaux de prix entre secteurs (colonne 1 de l'annexe). Après l'introduction de la monnaie unique, l'écart est de 17 %. À nouveau, l'effet estimé se réduit lorsque l'on prend en compte la taille et la richesse des pays ou que l'on ajoute des effets fixes firme-produit. De manière générale cependant, l'effet de l'euro est plus fort lorsque la zone euro est comparée au reste de l'OCDE. Il est probable que cette amplification de l'effet de l'euro soit en partie attribuable à des phénomènes indépendants de l'intégration monétaire, tels que l'intégration des marchés de biens et services au sein de l'Union européenne.

... cependant l'effet mesuré est assez faible

En somme, l'effet observé de l'introduction de l'euro est relativement faible et parfois non significatif statistiquement. Ce résultat rejoint les résultats d'un certain nombre d'articles étudiant l'impact de l'euro sur la dispersion des prix (12). Il se rapproche également des études trouvant un impact positif mais faible de la monnaie unique sur le commerce au sein de la zone euro (13). Cependant, l'impact relativement faible de l'euro sur la dispersion des prix va à l'encontre de ce qui était attendu *ex ante*. Deux points peuvent expliquer l'écart entre ces attentes et les faits. D'une part, le principal mécanisme mis en avant par la Commission européenne repose sur la facilitation des comportements d'arbitrage liée à la baisse des coûts de transaction. Or, les barrières à l'arbitrage sont nombreuses et certaines sont orthogonales au système monétaire en place. Ainsi, la distance et les coûts de transport associés constituent un obstacle important à l'arbitrage (Engel et Rogers, 1996), qui n'est pas affecté par l'intégration monétaire. Si ce type d'obstacles est la principale explication de l'absence de comportements d'arbitrage, il n'est pas surprenant que l'union monétaire n'ait qu'un effet limité sur la dispersion des prix. D'autre part, certains

mécanismes théoriques évoqués plus haut lient les décisions de discrimination par les prix à la volatilité du taux de change. Or la fixité des taux de change a précédé l'introduction de l'euro. Il est donc possible qu'une partie de la réduction attendue de la dispersion des prix ait eu lieu avant 1999. Engel et Rogers (2004) montrent en effet qu'une grande partie de la dispersion des prix en Europe a eu lieu dans les années 1990, avant l'introduction de l'euro.

Les firmes ont réagi différemment à l'introduction de l'euro

Nous terminons l'analyse en testant l'hypothèse d'une hétérogénéité de l'impact de l'euro sur les comportements de prix des firmes. Nous regardons en particulier si l'intégration monétaire affecte différemment les firmes de taille différente. La taille est mesurée à partir de données fournies par l'administration fiscale à l'Insee, détaillant les caractéristiques des firmes déclarant au régime du bénéficiaire réel normal. Les entreprises sont classées en fonction de la valeur ajoutée déclarée en France.

Les résultats présentés jusqu'ici supposent implicitement une homogénéité de l'impact de l'euro sur les comportements de tarification de toutes les firmes, quelles que soient leurs caractéristiques. La comparaison des estimations incluant ou non des effets fixes firme suggère cependant que l'hétérogénéité des firmes se reporte sur leurs stratégies de prix. Dans ce cadre, il est donc légitime de s'interroger sur la stabilité des résultats du modèle en doubles différences à l'hypothèse d'homogénéité.

L'effet de l'euro pourrait également refléter un biais de sélection des firmes dans notre échantillon. En effet, Berthou et Fontagné (2008) montrent que l'UME a conduit à une entrée nette de firmes sur les marchés européens. Si ces nouvelles firmes ont également une propension à discriminer différente de celles qui étaient présentes sur le marché avant l'introduction de l'euro, il se peut que l'effet de l'euro capturé dans l'estimation en double différences soit entièrement attribuable à des effets de marge extensive et non à un ajustement des stratégies de prix des firmes. Méjean et Schweltnus (2009) montrent que ce type d'effets de sélection est relativement important dans le cadre d'une esti-

12. Voir Lutz (2003) ou Engel et Rogers (2004).

13. Frankel (2008) étudie différentes hypothèses pouvant expliquer l'impact plus faible que prévu de l'euro sur le commerce des pays membres. Aucune ne parvient à expliquer l'écart entre les prévisions et les faits.

mation dynamique de l'impact de l'intégration européenne sur la convergence des prix.

Afin de prendre en compte ce type d'effets de sélection, nous reproduisons nos résultats sur le sous-échantillon de firmes qui déclarent déjà des exportations au début de la période d'estimation, en 1996 (cf. tableau 2). Cette sélection exclut toutes les firmes qui ont commencé à exporter au cours de la période. La comparaison avec les résultats obtenus sur l'échantillon complet met en évidence une sensibilité des estimations aux ajustements à la marge extensive. Si l'impact de la monnaie unique reste significativement négatif, son ampleur augmente sensiblement. Le différentiel de disparité des prix entre la zone euro et le reste de l'Union européenne passe de 25 % avant l'introduction de l'euro à 22 % après, et ce même en tenant compte de l'hétérogénéité

des niveaux de prix entre firmes (tableau 2, colonne 5). L'effet est donc plus important que celui obtenu sur l'échantillon complet, qui indiquait une baisse du différentiel de 25,5 à 24 %. Il apparaît donc que l'impact de l'euro est plus important pour les firmes qui exportaient déjà en 1996. Ce mécanisme s'explique facilement à la lumière des nouvelles théories du commerce international. Dans ces modèles, les firmes qui entrent sur le marché d'exportation à la suite d'une réduction des coûts à l'échange sont en moyenne des firmes plus petites. Or, un certain nombre de modèles théoriques montrent que ces firmes ont à la fois moins d'incitation et une plus faible capacité à discriminer (e.g. Méjean et Schwellnus, 2009 ou Berman *et al*, 2009). Dès lors, il n'est pas étonnant que les stratégies individuelles de ces firmes soient moins sensibles à l'introduction de la monnaie unique.

Tableau 2
Dispersion des prix et passage à l'euro.
Hors effet de sélection des firmes (1)

Variable expliquée :	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Coefficient de variation des prix					
Post99	0,010*** (8,39)	0,007*** (5,70)	0,007 (1,77)	0,009*** (8,61)	0,005*** (4,61)	0,005 (4,44)
Euro	0,060*** (54,62)	0,066*** (59,24)	0,066* (8,10)	0,061*** (58,85)	0,066*** (62,51)	0,066* (10,99)
Euro Post99	-0,016*** (-12,29)	-0,012*** (-9,09)	-0,012* (-8,22)	-0,013*** (-10,34)	-0,007*** (-5,32)	-0,007** (-20,77)
CV(PIB per capita)		0,027*** (31,46)	0,027 (4,89)		0,041*** (37,32)	0,041** (16,56)
CV(PIB/Distance)		-0,008*** (-4,59)	-0,008 (-0,13)		-0,015*** (-6,93)	-0,015 (-0,30)
Constante	0,306*** (308,26)	0,277*** (196,29)	0,277* (9,56)	0,303*** (324,32)	0,263*** (174,96)	0,263** (13,16)
Groupe de contrôle	Reste de l'UE15					
Méthode	Effets fixes produit			Effets fixes firme-produit		
Cluster	Non	Non	Zone	Non	Non	Zone
Observations	1 241 493	1 241 493	1 241 493	1 241 493	1 241 493	1 241 493
Rho	0,233	0,232	0,232	0,548	0,548	0,548
1. Estimation en double différence avec effets fixes produit (colonnes 1 à 3) ou firme-produit (colonnes 4 à 6). Les colonnes 1 et 4 présentent les résultats de l'estimation sans contrôle relatif à la dispersion des PIB par tête et des ratios PIB sur distance des pays considérés. Ces contrôles sont ajoutés dans les résultats des colonnes 2 et 5. Enfin, les colonnes 3 et 6 corrigent les écarts-type estimés d'une éventuelle hétéroscédasticité des erreurs à l'intérieur de la zone considérée (UME ou groupe de contrôle). ***, ** et * indiquent une significativité, aux seuils de 1, 5 et 10 % respectivement. Les chiffres entre parenthèses correspondent aux statistiques de Student. Post99 est une variable booléenne égale à 1 après 1999. Euro est une variable muette qui vaut 1 pour les coefficients de variation relatifs à la zone euro. CV(PIB/distance) mesure le coefficient de variation des ratios PIB sur distance des pays de la zone concernée tandis que CV(PIB per capita) correspond à la dispersion des PIB par tête.						

Lecture : Le coefficient estimé sur la variable indicatrice Euro mesure la différence moyenne du coefficient de variation calculé sur les pays de la zone euro, par rapport aux pays du groupe de contrôle, avant l'introduction de la monnaie unique. Le coefficient relatif à l'indicatrice Post99 correspond à la variation du coefficient de variation moyen dans le groupe de contrôle après l'introduction de l'euro. Finalement, le coefficient relatif à l'interaction entre les indicatrices Euro et Post99 mesure l'impact de l'euro sur la dispersion des prix au sein de la zone euro. Avec des effets fixes firme-produit, les coefficients ne sont identifiés que dans la dimension temporelle des séries individuelles de coefficients de variation.

Champ : exportations en direction de l'Union européenne à 15 des firmes françaises de 1996 à 2005, sous-échantillon de firmes présentes dès 1996.

Source : Données d'exportation, Direction générale des douanes et des droits indirects.

L'introduction de l'euro a principalement réduit le comportement de discrimination par les prix des grandes firmes

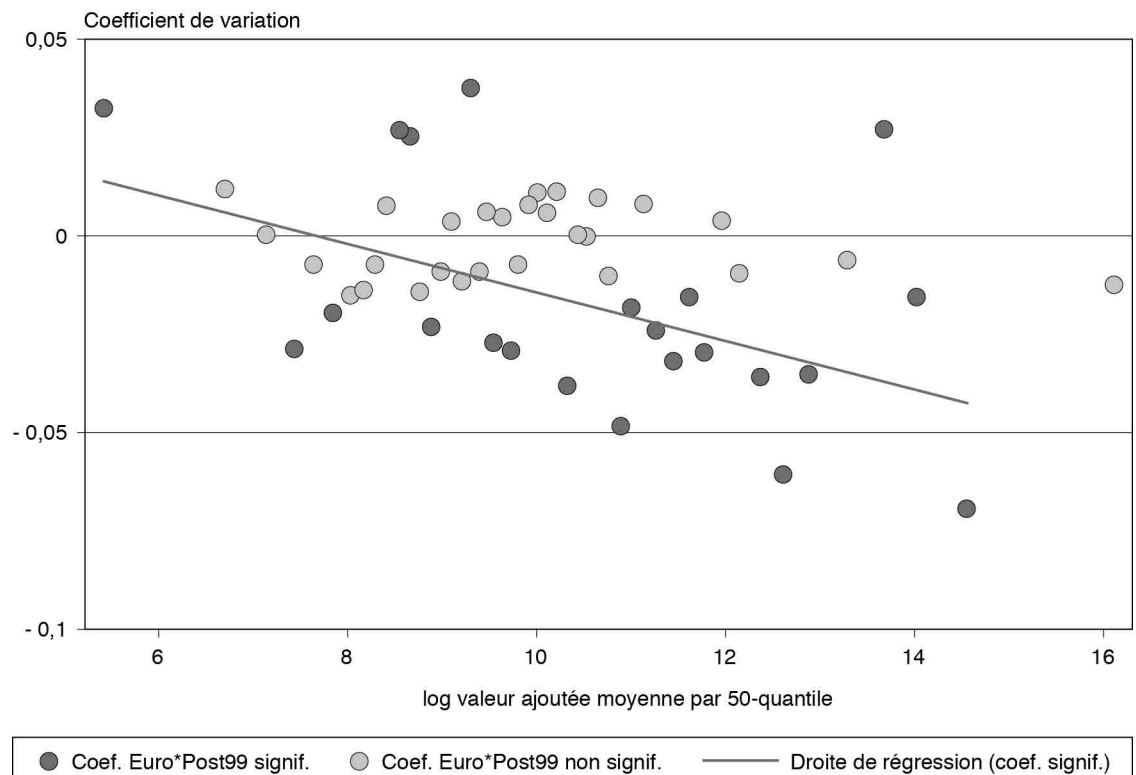
Pour finir, nous nous intéressons au lien évoqué plus haut entre l'effet de l'euro et la taille des entreprises, utilisée comme proxy de leur incitation à discriminer. Nous avons déjà montré que les plus grandes firmes, en termes de valeur ajoutée, ont en moyenne un coefficient de variation de leurs prix à l'exportation plus élevé. Dans la mesure où leurs stratégies de prix sont différentes, il est probable que deux firmes de taille différente ne soient pas affectées de la même manière par l'introduction de l'euro (14). C'est cette hypothèse que nous testons à présent, en utilisant une méthode de *mean group* qui permet de tenir compte de l'hétérogénéité des stratégies individuelles.

L'estimation en doubles différences est d'abord appliquée à chaque sous-échantillon de firmes

susceptibles de réagir de manière hétérogène à la mise en place de l'euro. En particulier, nous l'appliquons ici à chaque quintile de 2 % de la distribution des tailles des firmes composant la population complète des exportateurs. On obtient ainsi une distribution de coefficients estimés, mesurant l'impact de la mise en place de l'euro sur le comportement moyen des firmes au sein de chaque sous-population. Les coefficients significativement négatifs correspondent en majorité à des firmes à forte valeur ajoutée (cf. graphique 4). La droite de régression indi-

14. Il est possible que le lien observé entre la taille des firmes et la dispersion des prix reflète un biais de variable omise. En effet, la variable expliquée de nos régressions pourrait être affectée par des variations du nombre de marchés servis. Dans la mesure où la taille des firmes est systématiquement corrélée au nombre de marchés servis, ce lien peut créer un biais économétrique. Pour corriger ce biais, nous ajoutons le (log du) nombre de marchés servis par la firme dans la liste des variables explicatives de l'équation estimée. La variable a un impact positif et significatif sur la dispersion des prix. Cependant, prendre en compte le nombre de marchés servis par la firme ne modifie pas les coefficients des variables d'intérêt. Nous ne reportons pas les résultats ici.

Graphique 4
Euro, discrimination par les prix et taille des firmes
Impact de la mise en place de l'euro (variable Euro Post99)



Lecture : La variable en abscisse correspond au logarithme de la valeur ajoutée moyenne des firmes au sein du quantile considéré (quantiles de 2 %). L'axe des ordonnées correspond au coefficient estimé pour la variable muette Euro Post99 dans une régression en doubles différences estimée par quintile. Les points noirs correspondent à des coefficients significatifs au seuil de 10 % tandis que les points gris clair ne sont pas significatifs.

La droite de régression de pente négative indique que la baisse de la dispersion des prix consécutive à la mise en place de l'euro est plus forte dans les quintiles de la distribution correspondant aux plus grandes firmes.

Champ : exportations en direction de l'Union européenne à 15 des firmes françaises de 1996 à 2005.

Source : Données d'exportation, Direction générale des douanes et des droits indirects

que une relation de causalité négative entre la taille des firmes et le coefficient estimé. Ces résultats suggèrent donc que l'effet de l'euro sur les stratégies de discrimination est plus marqué pour les grandes firmes que pour les petites. Une explication possible est que les grandes firmes ont plus souffert de l'intensification des comportements d'arbitrage parce qu'elles entretenaient initialement des différentiels de prix plus élevés entre pays.

L'impact différencié de l'euro sur les firmes de différente taille est susceptible de biaiser l'estimation avec effets fixes. Nous testons la robustesse de nos résultats en calculant, à partir de ces estimations par quintile, un estimateur agrégé de type *mean group*. Pesaran et Smith (1995) montrent en effet qu'en présence d'un biais d'hétérogénéité, l'estimateur *mean group*, moyenne arithmétique des coefficients estimés sur les sous-échantillons au comportement hétérogène, est non biaisé. Cette correction est particulièrement importante dans le cas d'une estimation en panel dynamique. La comparaison de

l'estimateur avec effets fixes firme-produit et de l'estimateur *mean group* permet de voir si, même dans notre cadre statique, le biais d'hétérogénéité est important.

L'effet de l'euro est réduit lorsque l'on tient compte de l'hétérogénéité et devient même non significatif (cf. tableau 3). L'hétérogénéité dans les réactions des firmes à l'introduction de l'euro est donc suffisante pour biaiser les estimations standards.

Mieux comprendre les différences de politique de prix des entreprises

Ces résultats vont dans le sens des nouvelles théories du commerce international avec firmes hétérogènes (cf. Melitz, 2003). Dans cette littérature, l'hétérogénéité porte sur la productivité des firmes ou leur capacité à faire des biens de haute qualité. En général, elle se traduit par une hétérogénéité des tailles des firmes. Cette littérature empirique et théorique montre que les

Tableau 3
Dispersion des prix et passage à l'euro
Avec ou sans contrôle de l'hétérogénéité inter-firmes (1)

	(1)	(2)
Variable expliquée :	Coefficient. de variation des prix	
Post99	0,008*** (7,13)	0,007*** (6,34)
Euro	0,061*** (60,13)	0,059*** (55,82)
Euro Post99	- 0,004*** (- 3,10)	- 0,002 (- 1,34)
CV(PIB/distance)	0,037*** (37,73)	- 0,04 (- 1,82)
CV(PIB per capita)	- 0,012*** (- 5,87)	0,039*** (32,86)
Constante	0,242*** (172,34)	0,240*** (151,43)
Méthode	Effets Fixes Firme-produit	<i>Mean group</i> par quantile de Valeur ajoutée
Observations	1 465 608	1 465 608

1. Estimation en double différence avec effets fixes produit (colonnes 1) ou estimation en double différence par quantile de valeur ajoutée (colonnes 2). Dans l'estimation utilisant la méthode du *mean group*, les écarts-type sont obtenus par une méthode de *bootstrap* avec 1 000 répliques. *** indique une significativité au seuil de 1 %. Les chiffres entre parenthèses correspondent aux statistiques de Student. Post99 est une variable booléenne égale à 1 après 1999. Euro est une variable muette qui vaut 1 pour les coefficients de variation relatifs à la zone euro. CV(PIB/distance) mesure le coefficient de variation des ratios PIB sur distance des pays de la zone concernée tandis que CV(PIB per capita) correspond à la dispersion des PIB par tête.

Lecture : Le coefficient estimé sur la variable indicatrice Euro mesure la différence moyenne du coefficient de variation calculé sur les pays de la zone euro, par rapport aux pays du groupe de contrôle, avant l'introduction de la monnaie unique. Le coefficient relatif à l'indicatrice Post99 correspond à la variation du coefficient de variation moyen dans le groupe de contrôle après l'introduction de l'euro. Finalement, le coefficient relatif à l'interaction entre les indicatrices Euro et Post99 mesure l'impact de l'euro sur la dispersion des prix au sein de la zone euro. Avec des effets fixes firme-produit, les coefficients ne sont identifiés que dans la dimension temporelle des séries individuelles de coefficients de variation.

Champ : exportations en direction de l'Union européenne à 15 des firmes françaises de 1996 à 2005.

Source : Données d'exportation, Direction générale des douanes et des droits indirects.

entreprises ont des capacités différentes, ce qui se traduit par une hétérogénéité dans les décisions d'exportation, les volumes exportés, le nombre de marchés servis et les prix fixés sur ces marchés. Ici, nous montrons que les stratégies de prix des entreprises ainsi que leur réaction à l'introduction de l'euro sont elles aussi hétérogènes et liées à la taille des firmes.

Ce constat rejoint les travaux récents de Méjean et Schwellnus (2009) et Berman et al. (2009)

mettant en évidence l'hétérogénéité de comportement des firmes en réponse aux variations de taux de change. Les premiers insistent sur l'hétérogénéité dans les incitations des firmes à discriminer. Les seconds mettent en avant la présence de coûts de distribution affectant différemment les entreprises selon leur taille. Dans des recherches futures, il serait intéressant d'étudier le lien entre la réponse des entreprises au passage à l'euro ou aux variations de taux de change et leur pouvoir de marché. □

BIBLIOGRAPHIE

Asplund, M. et Friberg, R. (2001), « The Law of One Price in Scandinavian Duty-Free Stores », *American Economic Review*, vol. 91, n° 4, pp. 1072–1083.

Baldwin, R. E. (2006), « The euro's trade effect », *Working Paper Series European Central Bank*, n° 594.

Baldwin, R. et Harrigan, J. (à paraître), « Zeros, Quality and Space : Trade Theory and Trade Evidence », *American Economic Journal : Microeconomics*.

Baye, M. R., Gatti, J. R. J., Kattuman, P. et Morgan, J. (2006), « Did the Euro Foster Online Price Competition ? Evidence from an International Price Comparison Site », *Economic Inquiry*, vol. 44, n° 2, pp. 265–279.

Berman, N., Martin, P. et Mayer, T. (2009), « How do different exporters react to exchange rate changes ? Theory, empirics and aggregate implications », *CEPR Discussion Papers*, n° 7493.

Berthou, A. et Fontagné, L. (2008), « The Euro and the Intensive and Extensive Margins of Trade : Evidence from French Firm Level Data », *Working Papers CEPII*, n° 2008-06.

Crucini, M. J., Telmer, C. I. et Zachariadis, M. (2005), « Understanding European Real Exchange Rates », *American Economic Review*, vol. 95, n° 3, pp. 724–738.

De Grauwe, P. (1997), *The Economics of Monetary Integration*, Oxford University Press.

Engel, C. et Rogers, J. H. (1996), « How Wide Is the Border ? », *American Economic Review*, vol. 86, n° 5, pp. 1112–1125.

Engel, C. et Rogers, J. H. (2004), « European product market integration after the euro », *Economic Policy*, vol. 19, n° 39, pp. 347–384.

Fontagné, L., Mayer, T. et Ottaviano, G. (2009), « Of markets, products and prices : The effects of the euro on European firms », *Intereconomics : Review of European Economic Policy*, vol. 44, n° 3, pp. 149–158.

Frankel, J. A. (2008), « The estimated effects of the euro on trade : Why are they below historical effects of monetary unions among smaller countries ? », *NBER Working Paper* n° 14542.

Friberg, R. (2003), « Common Currency, Common Market ? », *Journal of the European Economic Association*, vol. 1, n° 2-3, pp. 650–661.

Friberg, R. et Matha, T. Y. (2004), « Does a common currency lead to (more) price equalization ? The role of psychological pricing points », *Economics Letters*, vol. 84, n° 2, pp. 281–287.

Gil-Pareja, S. et Sosvilla-Rivero, S. (2004), « Export market integration in the European Union », *Journal of Applied Economics*, vol. 7, n° 2, pp. 271–301.

Gil-Pareja, S. et Sosvilla-Rivero, S. (2008), « Price convergence in the European car market », *Applied Economics*, vol. 40, n° 2, pp. 241–250.

Goldberg, P. K. et Verboven, F. (2001), « The Evolution of Price Dispersion in the European Car Market », *Review of Economic Studies*, vol. 68, n° 4, pp. 811–48.

Hobijn, B., Ravenna, F. et Tambalotti, A. (2006), « Menu Costs at Work : Restaurant Prices and the

Introduction of the Euro », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 121, n° 3, pp. 1103–1131.

Hummels, D. et Lugovskyy, V. (2009), « International pricing in a generalized model of ideal variety », *Journal of Money, Credit and Banking* vol. 41, vol. s1, pp. 3–33.

Knetter, M. M. et Slaughter, M. J. (1999), « Measuring Market-Product Integration », *NBER Working Paper*, n° 6969.

Kravis, I. et Lipsey, R. (1974), « International Trade Prices and Price Proxies », dans N. Ruggles, ed., *The Role of the Computer in Economic and Social Research in Latin America*, pp. 253–266, Columbia University Press, New York.

Lutz, M. (2003), « Price Convergence under EMU ? First Estimates », *Royal Economic Society Annual Conference 2003*, vol. 143.

Melitz, M. J. (2003), « The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity », *Econometrica*, vol. 71, n° 6, pp. 1695–1725.

Méjean, I. et Schwellnus, C. (2009), « Price Convergence in the European Union : Within Firms or Composition of Firms ? », *Journal of International Economics*, vol. 78, n° 1, pp. 1–10.

Pesaran, M. H. et Smith, R. (1995), « Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels », *Journal of Econometrics*, vol. 68, n° 1, pp. 79–113.

Rogers, J. H. (2002), « Monetary union, price level convergence, and inflation : how close is Europe to the United States ? », *International Finance Discussion Papers*, n° 740.

DISPERSION DES PRIX ET PASSAGE À L'EURO. GROUPE DE CONTRÔLE : OCDE (1)

Variable expliquée :	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Coefficient de variation des prix					
Post99	0,009 ^{**} (10,63)	0,009 ^{**} (10,76)	0,009 [*] (10,98)	0,018 ^{***} (22,72)	0,018 ^{***} (22,39)	0,018 ^{***} (5,12)
Euro	-0,041 ^{***} (-48,26)	-0,023 ^{***} (-26,90)	-0,023 [*] (-7,31)	-0,014 ^{***} (-16,26)	-0,002 ^{**} (-2,03)	-0,002 ^{**} (-0,37)
Euro Post99	-0,023 ^{***} (-23,14)	-0,017 ^{***} (-17,67)	-0,017 [*] (-8,83)	-0,015 ^{***} (-15,71)	-0,011 ^{***} (-11,50)	-0,011 ^{***} (-2,57)
CV(PIB per capita)		0,030 ^{***} (48,59)	0,030 (1,68)		0,027 ^{***} (34,61)	0,027 ^{***} (4,32)
CV(PIB/Distance)		0,102 ^{***} (100,08)	0,102 [*] (11,03)		0,098 ^{***} (81,03)	0,098 ^{***} (129,62)
Constante	0,381 ^{***} (536,24)	0,311 ^{***} (317,57)	0,311 ^{**} (25,07)	0,352 ^{***} (498,74)	0,290 ^{***} (271,59)	0,290 ^{***} (120,43)
Groupe de contrôle	Reste de l'OCDE					
Méthode	Effets fixes produit			Effets fixes firme-produit		
Cluster	Non	Non	Zone	Non	Non	Zone
Observations.	2 132 708	2 132 708	2 132 708	2 132 708	2 132 708	2 132 708
R ²	0,008	0,015	0,015	0,002	0,008	0,008
Rho	0,186	0,185	0,185	0,565	0,564	0,564

1. Estimation en double différence avec effets fixes produit (colonnes 1 à 3) ou firme-produit (colonnes 4 à 6). Groupe de contrôle : reste de l'OCDE. Les colonnes 1 et 4 présentent les résultats de l'estimation sans contrôle relatif à la dispersion des PIB par tête et des ratios PIB sur distance des pays considérés. Ces contrôles sont ajoutés dans les résultats des colonnes 2 et 5. Enfin, les colonnes 3 et 6 corrigent les écarts-type estimés d'une éventuelle hétéroscédasticité des erreurs à l'intérieur de la zone considérée (JME ou groupe de contrôle). ***,** et * indiquent une significativité, aux seuils de 1, 5 et 10 % respectivement. Les chiffres entre parenthèses correspondent aux statistiques de Student. Post99 est une booléenne égale à 1 après 1999. Euro est une variable muette qui vaut 1 pour les coefficients de variation relatifs à la zone euro. CV(PIB/distance) mesure le coefficient de variation des ratios PIB sur distance des pays de la zone concernée tandis que CV(PIB per capita) correspond à la dispersion des PIB par tête.

Lecture : Le coefficient estimé sur la variable indicatrice Euro mesure la différence moyenne du coefficient de variation calculé sur les pays de la zone euro, par rapport aux pays du groupe de contrôle, avant l'introduction de la monnaie unique. Le coefficient relatif à l'indicatrice Post99 correspond à la variation du coefficient de variation moyen dans le groupe de contrôle après l'introduction de l'euro. Finalement, le coefficient relatif à l'interaction entre les indicatrices Euro et Post99 mesure l'impact de l'euro sur la dispersion des prix au sein de la zone euro. Avec des effets fixes firme-produit, les coefficients ne sont identifiés que dans la dimension temporelle des séries individuelles de coefficients de variation.

Champ : exportations en direction de l'OCDE des firmes françaises de 1996 à 2005.

Source : Données d'exportation, Direction générale des douanes et des droits indirects.