

Détermination spatiale de l'étendue d'un marché, méthode fondée sur la cointégration

L'exemple du marché du merlu en Bretagne

José Antonio Pérez Agúndez
Économiste des pêches

Introduction

La notion de marché a été développée par les économistes classiques en se détachant de la dimension spatiale. Le marché est donc pris en tant que notion abstraite qui encadre des échanges entre plusieurs agents économiques. L'explication de ces échanges, les situations d'équilibre et de déséquilibre ont été à la base des recherches concernant le marché. L'objet de ce papier est de prendre en considération la dimension spatiale en l'intégrant dans la notion de marché.

Cette dimension spatiale est prise en compte dans la notion de marché selon la définition donnée par Stigler (1969). Selon lui, « le marché est une aire géographique dans laquelle le prix d'un bien tend à l'uniformité, les différences étant expliquées par les coûts du transport ». Dans un tel cas, la notion de marché est complétée par une approche spatiale plus complexe. Les marchés ont, selon Stigler, une étendue spatiale déterminée par la convergence des prix.

Cette étude est fondée sur l'analyse des prix observés à l'intérieur de chaque criée. En les mettant en relation on pourra déterminer s'ils évoluent dans un même sens à long terme. Lorsque les

variables utilisées sont des processus non stationnaires la méthode économétrique de cointégration est devenue un outil courant pour déterminer l'étendue d'un marché (Ardeni, 1989 ; Goodwin and Schroeder, 1991 ; Gordon, Salvanes and Atkins, 1993 ; Asche, Salvanes and Steen, 1997 and Jaffry *et al.*, 1998). Cette méthode a été traitée dans la littérature en utilisant des espèces différentes pour un même marché afin de tester des interdépendances entre elles, voir Horowitz (1980), Stigler (1985), Benson and Faminow (1990) and Schrank and Roy (1991).

Le merlu nous sert de cas d'étude pour la détermination spatiale d'un marché. On étudie ici l'évolution des prix d'une seule espèce, le merlu, sur plusieurs marchés afin de déterminer s'il existe ou pas une évolution similaire des prix sur l'ensemble des marchés à long terme. Le marché est considéré dans notre étude à l'échelle de la première mise en vente ou criée.

On effectuera dans un premier moment des estimations en construisant des modèles bivariés afin d'avoir un premier élément sur les relations bilatérales entre les criées. Cependant, cette analyse étant restrictive, on élaborera des modèles multivariés en utilisant différentes séries de prix pour déterminer d'une manière plus ample si l'ensemble du marché breton de merlu peut être considéré cointégré et donc évoluant sous une même tendance.

Application au cas du merlu en Bretagne

Le merlu est une des espèces structurantes de la pêche en France et en Bretagne. Elle est toujours classée parmi celles qui ont un poids important pour le revenu des pêcheurs, d'où l'importance de l'étude de ce marché. Une très forte chute de la production a été observée depuis le début de la décennie. Comme on peut voir dans la figure 1, la production de merlu des années quatre-vingt tournait autour des 20 000 tonnes par an alors qu'en 1998, la production a été de 6 539 tonnes.

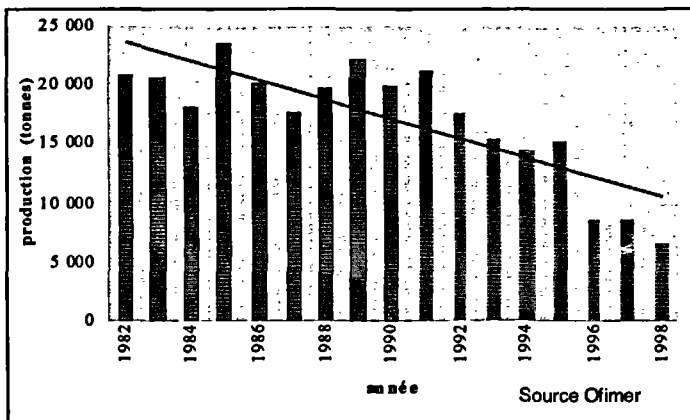


Figure 1
Production française de merlu.

Dans le tableau 1 on peut voir l'importance relative de la production de merlu par rapport aux principales espèces pêchées en France.

Le merlu est passé de l'espèce la plus importante en valeur de la pêcherie française à la sixième position de ce classement.

	1997		1998			1992	
	Quantité (T)	Valeur (MF)	Quantité (T)	Valeur (MF)		Quantité (T)	Valeur (MF)
Total production de poisson frais	283 900	4 107 958	291 475	4 310 631	Total production de poisson frais	283 900	4 107 958
Sole	7 426	467 317	7 073	462 172	Merlu	14 284	425 831
Baudroie	13 230	348 879	11 067	336 642	Langoustine	9 484	375 269
Langoustine	6 850	306 986	6 376	286 767	Sole	7 755	373 516
Morue	16 227	191 913	15 960	241 332	Baudroie	10 543	327 243
Anchois	13 567	145 581	25 408	219 044	Morue	11 469	175 523
Merlu	8 267	221 584	6 539	195 637	Bar	2 435	170 060

Tableau 1
Principales espèces produites en France.

Source Ofimer

Délimitation spatiale du marché du merlu en Bretagne

Dans cette étude, on prend comme échantillon des criées distribuées spatialement dans le sud de la Bretagne, lesquelles représentent, grosso modo, la moitié de la production nationale¹. Il est évident que l'aire maritime choisie peut s'avérer trop restrictive. Dans notre cas, il s'agit de déterminer uniquement si le marché breton² du merlu est cointégré.

Les données utilisées pour cette étude ont été obtenues auprès de l'Ofimer qui alimente et gère la base RIC³. On utilisera des séries de prix moyens mensuels ou bien des séries de prix hebdomadaires correspondant aux ventes de merlu par criée, toutes catégories confondues. On dispose d'information sur les 10 principaux ports de Bretagne produisant du merlu qui sont les suivants :

Classement*	Port	Quantité (tonnes)
1	LORIENT	1433
2	LATURBALLE	834
4	CONCARNEAU	798
5	LE GUILVINEC	701
9	SAINT GUENOLE	515
11	LOCTUDY	497
18	LESCONIL	177
21	DOUARNENEZ	93
22	QUIBERON	93
36	AUDIERNE	5

* classement de la criée par rapport au volume de ventes de merlu sur l'ensemble des criées de France.

Source Ofimer

Tableau 2
Production moyenne annuelle de merlu dans les principales criées en Bretagne (période 1994-1997).

¹ La production du nord de la Bretagne est négligeable.

² On a choisi uniquement les criées en Bretagne sud du fait de la faible production en Bretagne nord.

³ Réseau Inter Criée : base de données enregistrant toutes les ventes de produits de la mer des criées en France.

I Délimitation spatiale par méthodes de cointégration

Approche théorique

Le problème qu'on se pose est de déterminer si différents marchés peuvent être considérés comme intégrés selon la notion de marché au sens de Stigler. Autrement dit, il s'agit de tester si les prix des marchés retenus évoluent à long terme sous une tendance commune. Dans un tel cas, les marchés sont cointégrés et la zone géographique comprenant ces marchés est considérée comme un seul marché.

Lorsqu'une variable aléatoire possède une ou plusieurs racines unité elle nécessite d'être différenciée d fois pour la rendre stationnaire. Elle est donc intégrable à l'ordre d . L'application de méthodes d'inférence statistique standards pour comparer les prix n'est pas sans biais du fait de la non-stationnarité des variables utilisées. Cela provoque des estimations biaisées. La différenciation des variables permet de les stationnariser sous peine de perdre des informations concernant des effets à long terme. La cointégration est une approche initialement développée par Engle et Granger (1987) permettant de traiter des séries non-stationnaires tout en gardant les effets du court et du long terme d'où la justification de l'utilisation d'une telle approche présentée ci-dessous.

On suppose deux variables X_t et Y_t , les deux étant non-stationnaires et intégrables à l'ordre « d »⁴. S'il existe une constante « a » telle que la différence $Y_t - aX_t$ est stationnaire $I(d-b)$ pour un $b > 0$, dans un tel cas on dit que X_t et Y_t sont cointégrées à l'ordre (d, b) . On le note alors $CI(d, b)$ ⁵.

⁴ on utilise comme notation $I(d)$.

⁵ si par exemple X_t et Y_t sont $I(1)$ et $u_t = Y_t - aX_t$ avec $u_t \sim I(0)$, alors les deux variables X_t et Y_t sont cointégrées $CI(1, 1)$.

On appelle α le vecteur de cointégration définie comme $\alpha = (1, -a)$. Si on prend $z_t = (X_t, Y_t)$ comme le vecteur des variables non-stationnaires, sous hypothèse de cointégration, $\alpha'z_t$ doit être stationnaire.

Si les variables du modèle sont cointégrées, elles évoluent à long terme sous une même tendance. Cela est dû à l'existence d'un équilibre de long terme grâce à des forces externes qui amènent les variables à converger à long terme. Dans un court terme, peuvent être observées du fait des chocs ponctuels, des interactions entre les variables du modèle et d'autres variables externes au modèle ou du fait de décalages temporels nécessaires pour arriver à l'ajustement des variables.

Test de racine unité

Le test ADF⁶ permet d'estimer l'existence de racines unité, autrement dit, il permet de déterminer l'existence de processus non-stationnaires. Le modèle testé est le suivant :

$$(1) \quad Y_t = \alpha_1 \cdot Y_{t-1} + \alpha_2 \cdot Y_{t-2} + \dots + \alpha_n \cdot Y_{t-n} + \eta_t \quad \eta_t \sim \text{IDD}(0, \alpha^2)$$

Ce modèle équivaut à celui qui suit :

$$(2) \quad \Delta Y_t = \alpha' \cdot Y_t + \alpha'_1 \cdot \Delta Y_{t-1} + \alpha'_2 \cdot \Delta Y_{t-2} + \dots + \alpha'_n \cdot \Delta Y_{t-n+1} + \eta_t$$

où $\alpha' = (\alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_n) - 1$

Le test compare l'hypothèse $H_0: \alpha_0 = 1$ contre l'hypothèse alternative $H_1: \alpha_0 < 1$. On compare la statistique $\frac{\alpha}{\sigma_{(a)}}$ aux valeurs critiques des tables ADF.

La généralisation dans le test ADF peut être aussi possible en introduisant dans les processus une moyenne et une tendance :

$$(3) \quad \Delta Y_t = \alpha_0 \cdot Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \cdot \Delta Y_{t-i} + c + \delta t + \eta_t \quad \text{avec } \eta_t \sim \text{IDD}(0, \sigma^2)$$

Dans le cas où l'on vérifie que les processus utilisés ne sont pas stationnaires on peut appliquer l'approche multivariée de Johansen afin de tester la cointégration entre les processus aléatoires du modèle.

⁶ Augmented Dickey-Fuller.

Le modèle multivarié

Cette approche, Johansen (1988) et Johansen-Juselius (1992), définit un nombre k de variables endogènes qui forment le vecteur Z_t de la manière suivante :

$$Z_t = (Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{kt})$$

Il est possible de modéliser Z_t comme un vecteur autorégressif dans lequel on intègre suffisamment de retards pour que les aléas du modèle soient des bruits blancs. La formalisation mathématique est la suivante :

$$(4) \quad Z_t = A_1 \cdot Z_{t-1} + A_2 \cdot Z_{t-2} + \dots + A_k \cdot Z_{t-k} + \varepsilon_t \quad \text{avec } \varepsilon_t \sim IN(0, \Omega)$$

Z_t étant une matrice colonne avec les variables endogènes du modèle ($k \times 1$) et chaque A_i étant les matrices de paramètres de chaque retard à estimer par le modèle.

Dans le système VAR présenté, chaque équation contient les mêmes variables exogènes. Selon le théorème de Zellner, dans un tel cas il est optimum d'effectuer des estimations par moindres carrés ordinaires équation par équation.

On peut exprimer le système (4) sous une forme de VECM (Vector Error Corrector Model). Johansen propose une formalisation mathématique comme suit :

$$(5) \quad \Delta Z_t = \Gamma_1 \cdot \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \cdot \Delta Z_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \cdot \Delta Z_{t-k+1} + \Pi \cdot Z_{t-k} + \varepsilon_t$$

$$\text{avec } \Gamma_i = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_i), \quad (i = 1, 2, \dots, k-1)$$

$$\text{et } \Pi = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_k)$$

Les paramètres de Γ_i nous rendent compte des relations à court terme entre les variables alors que Π nous donne les effets à long terme. Par ailleurs, la matrice Π peut être décomposée en matrices α et β telle que $\Pi = \alpha \cdot \beta'$ où α nous montre la vitesse de l'ajustement et β est la matrice des coefficients de long terme. ε_t est le vecteur des aléas de chaque équation du système.

S'il existe des relations à long terme entre les variables endogènes retenues, alors $\Pi \cdot Z_{t-k}$ est stationnaire (selon la propre définition de cointégration), ainsi que les différents $\Gamma_k \cdot \Delta Z_{t-k+1}$. De cette manière, puisque ε_t est composé par des bruits blancs par définition, l'appli-

cation des moindres carrés ordinaires équation par équation n'est pas biaisée.

En général, le nombre de vecteurs de cointégration est *a priori* inconnu dans la modélisation empirique. Ils sont donc déterminés par les données.

Au total, il peut y avoir un maximum de $k-1$ relations de cointégration entre les k variables du modèle. Puisque Π contient les relations à long terme, son rang nous détermine le nombre de vecteurs de cointégration indépendants existants. Π est une matrice ($k \times k$), cependant, seule $k-1$ relations indépendantes sont possibles. S'il existe de la cointégration entre les variables du modèle il doit y avoir au moins deux colonnes de la matrice Π linéairement dépendantes.

En calculant le rang de Π on obtient donc le nombre de relations indépendantes à long terme. Trois cas peuvent être possibles.

a) Le rang de Π est égal à zéro. Autrement dit, Π est une matrice de zéros. Dans un tel cas, il n'existe pas de vecteur de cointégration entre les variables et l'approche de Johansen n'est pas applicable.

b) Π est une matrice de plein rang. Autrement dit, le rang de Π est égal au nombre de variables k . Cela veut dire que les variables du modèle sont stationnaires et donc l'utilisation de l'approche de Johansen n'est pas applicable non plus. La résolution du système peut être effectuée à l'aide d'une construction d'un modèle de type VAR.

c) Le rang de Π est égal à r , avec $r \leq (k-1)$. Cela implique l'existence de r relations stationnaires à long terme. La méthode de Johansen est donc applicable.

Le test de valeur propre maximum et le test de trace seront utilisés pour tester le rang de Π et donc pour tester l'existence ou pas de cointégration et le nombre de vecteurs stationnaires à long terme statistiquement significatifs.

Test de cointégration pour un modèle multivarié

L'approche de régression de rang réduit de Johansen (1988) permet d'obtenir les paramètres α et β (et donc Π). On obtient également les vecteurs de cointégration en appliquant la méthode de maximum

de vraisemblance ainsi que les vecteurs propres associés avec le plus grand r . Le système est le suivant :

$$(6) \quad \left| \lambda S_{kk} - S_{k0} \cdot S_{00}^{-1} \cdot S_{0k} \right| = 0$$

où S_{00} et S_{kk} sont les matrices de variances-covariances respectives des résidus des régressions ΔZ_t et Z_{t-k} sur ces différences retardées ($\Delta Z_{t-1}, \Delta Z_{t-2}, \dots, \Delta Z_{t-k-1}$) et S_{0k} est le produit croisé des matrices de variances-covariances des aléas de ces deux régressions. Les valeurs propres obtenues nous montrent la force de la relation existante entre la partie stationnaire et non-stationnaire du modèle. Si elles sont reliées, par définition les variables sont cointégrées. Le test d'existence de cointégration revient donc à tester s'il y a ou moins un λ significativement différent de zéro.

Deux méthodes sont proposées par Johansen pour tester l'existence de cointégration, le test de « trace » et le test de valeur propre maximum. Les cas d'acceptation de l'hypothèse nulle implique l'existence de au moins r vecteurs de cointégration ($r < n$). Les cas d'acceptation de l'hypothèse alternative en utilisant le test de trace implique l'existence de plus de r vecteurs de cointégration alors que pour le test de valeur propre maximale il existe un vecteur de cointégration additionnel ($r+1$).

Le test de « trace » consiste à donner des restrictions aux différentes valeurs de r . On effectue des estimations par maximum de vraisemblance, et on les compare aux estimations par maximum de vraisemblance sans restriction. On construit le test statistique suivant :

$$(7) \quad \lambda_{trace} = -2 \cdot \log(Q) = -T \cdot \sum_{i=r+1}^n (1 - \hat{\lambda}_i) \quad \text{avec } r = 0, 1, \dots, n-1$$

Le test de « valeur propre maximum » : c'est un test utilisant également les valeurs propres du système. On teste, dans ce cas, la significativité de la valeur propre avec l'indice le plus élevé λ_r de la manière suivante :

$$(8) \quad \lambda_{max} = -T \cdot \sum_{i=r+1}^n (1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad \text{avec } r = 0, 1, \dots, n-1$$

Les statistiques sont comparées à des tables construites afin de déterminer si les λ testés sont significativement différents de zéro. Dans le cas où un λ_i est significativement différent de zéro, on accepte

l'hypothèse nulle (inexistence de vecteur stationnaire de long terme). On teste un par un l'existence de $n-1$ vecteurs de cointégration.

Estimations et résultats

La quasi totalité des tests ADF appliqués aux variables de cette étude nous amène au rejet de l'hypothèse alternative de stationnarité (tableau 3). Seulement la variable prix de « Le Guilvinec » a été trouvée stationnaire. Le test de racine unité⁷ avec une tendance nous amène à l'acceptation de stationnarité. Cependant, ce n'est pas le cas lorsqu'on supprime la tendance. Il s'agit donc d'un processus « tendance-stationnaire ». Autrement dit, elle est stationnaire en possédant une tendance déterministe.

Des tests ADF ont été également appliqués aux variables en différences premières afin de tester l'existence de plus d'une racine unité. Les résultats nous montrent l'existence d'une seule racine unité car toutes les variables deviennent stationnaires en différences premières. Dans le tableau 3, on résume les résultats des tests appliqués à chacune des variables de prix, en niveaux et en différenciées à l'ordre 1.

Ces tests nous amènent à supprimer Le Guilvinec de l'analyse ultérieure d'existence de cointégration, car, selon ce que l'on a défini plus haut, pour que plusieurs variables soient cointégrées il est nécessaire qu'elles soient intégrables au même ordre. Or, les prix de « Le Guilvinec » sont $I(0)$ et ceux des autres ports sont $I(1)$.

Du fait de la non-stationnarité de tous les processus (sauf Le Guilvinec), des méthodes de cointégration sont donc utilisées. Cependant, l'insuffisance de degrés de liberté ne nous permet pas d'élaborer un seul modèle dans lequel on puisse intégrer toutes les

⁷ équation (3).

Variable	Prix en niveaux (Constante)	Prix en niveaux (Constante et tendance)	Prix en différences premières (Constante)	Prix en différences premières (Constante et Tendance)
Douarnenez	-1,0999	-1,612	-3,1483*	-3,2777
Audierne	-0,7986	-1,8268	-3,8889**	-4,4101**
St Guénolé	-0,96318	-1,8634	-4,2261**	-4,2274**
Le Guilvinec	-3,2319*	-2,807	-4,8919**	-5,0980**
Lesconil	-1,1153	-1,6979	-3,4451*	-3,3769
Loctudy	-0,68112	-2,3877	-3,8321**	-3,8292*
Concarneau	-1,1836	-1,5279	-4,6985**	-4,6698**
Lorientl	-1,2811	-1,4908	-4,3624**	-4,3452**
Quiberon	-0,72985	-1,8027	-3,3885*	-3,356
La Turballe	-0,54011	-1,6358	-3,3616*	-3,3331

Critical Values for the unit root test are (Constant included) : 5% = -2.918 and 1% = 3.56

Critical Values for the unit root test are (Constant and Trend included) : 5% = -3.497 and 1% = -4.142

Source : Mackinnon (1991)

I Tableau 3

Test de stationnarité (test ADF).

variables concernant cette étude. Asche et Steen (1998) proposent une méthode comparant les variables par couples afin d'avoir une première vision générale de l'existence de relations de cointégration entre les variables retenues. Il s'agit de faire une première analyse pour déterminer les variables susceptibles de faire partie du groupe des variables cointégrées. L'utilisation de l'approche de Johansen pour des tests bivariés a pour avantage (par rapport à l'approche de Engle Granger) de considérer toutes les variables comme endogènes. La totalité des tests effectués est présentée dans le tableau 4.

Dans une première lecture, on peut voir que de manière générale les marchés sont assez bien cointégrés par couples. Ainsi, on a trouvé des relations stationnaires de long terme dans 73 % des combinaisons possibles. Dans 22 % des cas on a trouvé un vecteur de cointégration dans le modèle estimé, mais des tests d'exclusion nous ont amené au rejet d'une des variables. Pour seulement 1 % des cas on n'a trouvé aucune relation entre les deux variables du modèle. On peut donc interpréter dans un premier temps ces résultats comme de

	Douarnenez	Audieme	St Guénolé	Lesconil	Loctudy	Concarneau	Lorient	Quiberon
Douarnenez								
Audieme	-							
St Guénolé	*	*						
Le Guilvinec	*	*	*					
Lesconil	C	C	C					
Loctudy	C	C	C	C				
Concarneau	C	*	-	C	C			
Lorient	-	*	C	C	C	C		
Quiberon	*	C	C	C	C	C	C	
La Turballe	-	*	C	C	C	C	C	C

(C) : cointégration entre les deux variables

(*) : existence d'un vecteur de cointégration, mais une des variables n'est pas statistiquement significative

(-) : inexistence de cointégration entre les deux variables.

I Tableau 4

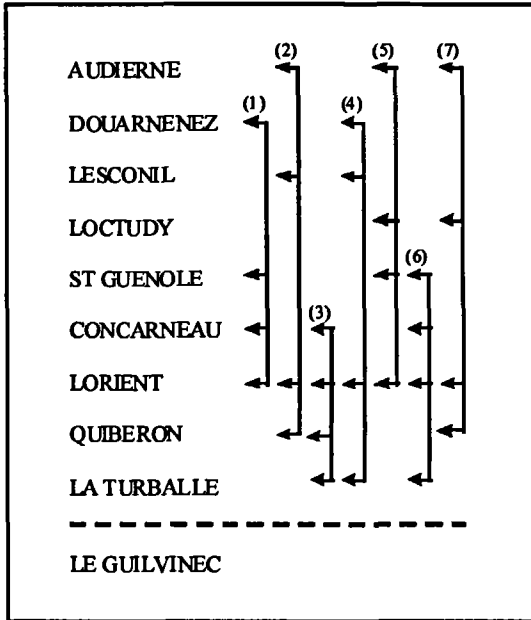
Résultat des tests bivariés de cointégration.

forts indices d'avoir un marché cointégré dans son ensemble. Cependant, cette analyse est insuffisante pour conclure des interrelations entre la totalité des variables retenues pour cette étude. On a effectué ainsi des combinaisons de groupes de ports pour lesquels on a testé l'existence de cointégration afin d'avoir un cadre d'analyse plus large. Les combinaisons effectuées ont été celles présentées à la figure 2.

Tous les résultats sont présentés en annexe IV. Plusieurs remarques en découlent.

- Dans tous les exemples de groupes construits on a trouvé au moins un vecteur de cointégration reliant les variables de chaque modèle. Dans tous les cas, le test de trace et le test de valeur propre maximum convergent vers la significativité d'un même nombre de vecteurs de cointégration.

- Des tests d'exclusion ont été effectués en imposant des restrictions aux coefficients b de la matrice de paramètres de long terme au sein de chaque modèle. Cela permet de déterminer si les variables intégrantes du vecteur de cointégration sont statistiquement significatives, autrement dit, si toutes les variables rentrent significativement



I Figure 2
Groupes formés pour tester la cointégration.

dans la construction de la relation stationnaire de long terme. Ces tests assurent la robustesse des relations de cointégration.

Tous les tests d'exclusion appliqués aux variables de chaque groupe n'ont pas montré d'exclusion quelconque.

- Les résultats montrés en annexe ne concernent pas toutes les combinaisons possibles entre les ports. Ainsi, on a trouvé d'autres combinaisons de ports pour lesquels des tests d'exclusion nous ont amené au rejet de certaines variables. Cependant, les différents groupes présentés (ainsi que d'autres obtenus) peuvent être interprétés comme significatifs d'un marché cointégré dans son ensemble. Autrement dit, les sous-marchés intégrant le marché breton varient sous une même tendance à long terme malgré des chocs ponctuels à court terme. Il s'agit donc d'un marché géographique-ment unifié.

- Les ports étant plus faiblement cointégrés sont ceux ayant un moindre niveau de production de merlu. C'est le cas de Douarnenez

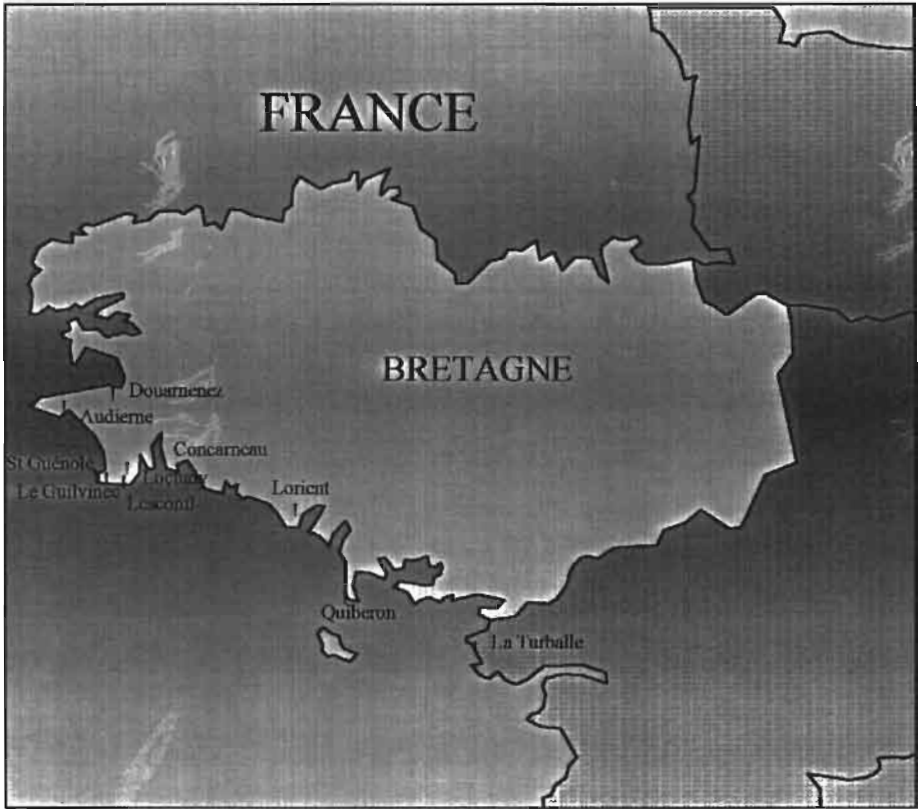
et de Audierne. Plus la production d'un port est forte et plus les débouchés de cette production pourront s'étendre dans une aire géographique plus importante.

Conclusion

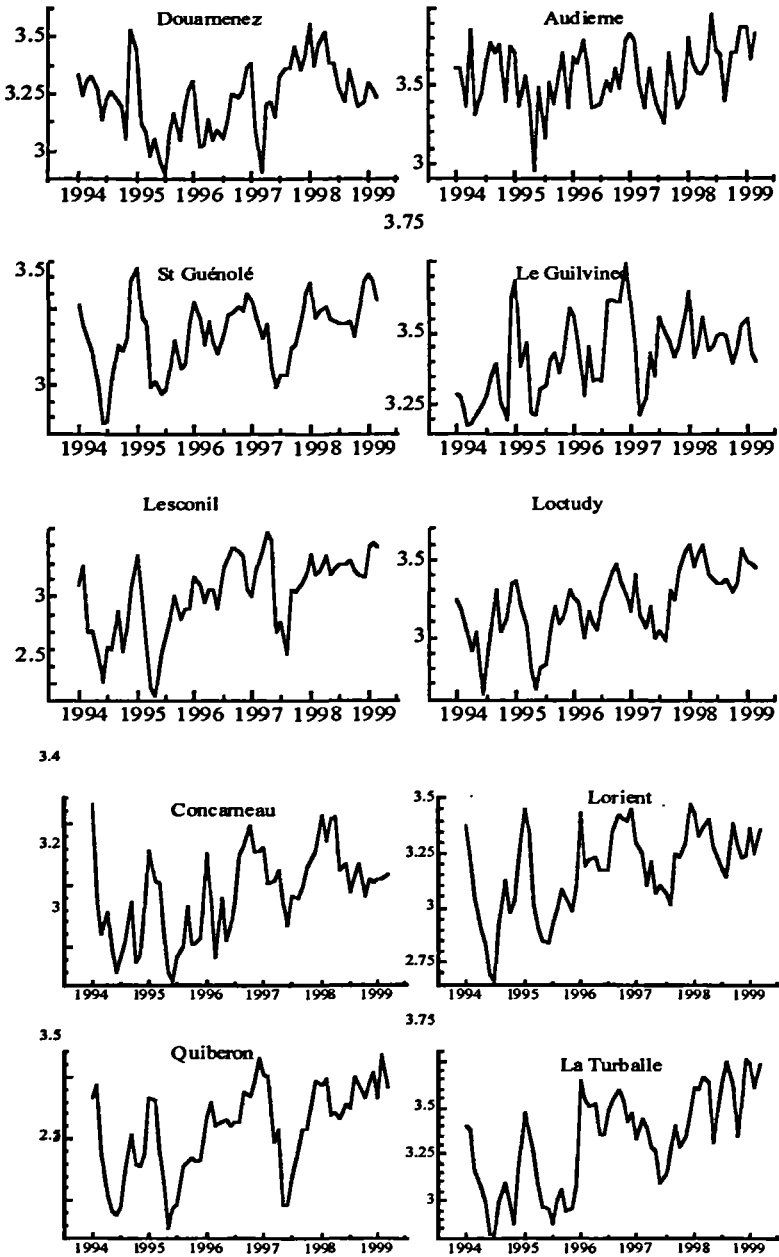
Dans ce papier on a mis en évidence la cointégration comme outil économétrique permettant d'étudier la délimitation géographique d'un marché. La cointégration s'avère une méthode satisfaisante dans la mesure où des séries non-stationnaires sont généralement utilisées.

Dans cette étude, les résultats mettent en évidence l'existence d'un marché breton de merlu cointégré dans son ensemble malgré l'intégration plus faible de ports tels que Douarnenez et Audierne à très faible production de merlu. En dépit des écarts ponctuels des prix des différentes criées, on a trouvé des évolutions similaires à long terme à l'intérieur de cette aire géographique. Cependant, cette analyse s'avère restrictive du fait de la prise en compte d'un espace relativement réduit. En effet, l'étendue spatiale du marché du merlu n'est pas uniquement restreinte aux frontières régionales de la Bretagne mais s'étend dans une aire plus ample nationale voir internationale.

D'autres projets sont en cours en s'appuyant sur cette méthode. C'est par exemple le cas de la recherche du port directeur à l'intérieur d'un marché cointégré.



I Annexe 1
Carte géographique de la Bretagne.



Annexe 2
Évolution des prix des ventes de merlu par port.

Groupe 1 : Douamez, Concarneau, St Guénolé, Lorient

Ho:rank=p	-Tlog(1- μ)	using T-nm	95%	-Tlog(1- μ)	using T-nm	95%
p == 0	52.81**	49.23**	28.1	107.5**	100.2**	53.1
p <= 1	38.03**	35.45**	22	54.66**	50.95**	34.9
p <= 2	13.31	12.41	15.7	16.63	15.5	20
p <= 3	3.318	3.093	9.2	3.318	3.093	9.2

* significatif à 5 %, ** significatif à 1 %

Groupe 2 : Audierne, Lesconil, Lorient, Quiberon

Ho:rank=p	-Tlog(1- μ)	using T-nm	95%	-Tlog(1- μ)	using T-nm	95%
p == 0	47.23**	41.03**	31.5	105.6**	91.74**	63
p <= 1	34.62**	30.08*	25.5	58.36**	50.7**	42.4
p <= 2	12.42	10.79	19	23.73	20.62	25.3
p <= 3	11.31	9.825	12.3	11.31	9.825	12.3

* significatif à 5 %, ** significatif à 1 %

Groupe 3 : Concarneau, Lorient, Quiberon, La Turballe

Ho:rank=p	-Tlog(1- μ)	using T-nm	95%	-Tlog(1- μ)	using T-nm	95%
p == 0	41.42**	38.75**	31.5	93.99**	87.93**	63
p <= 1	28.78*	26.92*	25.5	52.57**	49.18**	42.4
p <= 2	16.14	15.1	19	23.79	22.26	25.3
p <= 3	7.653	7.16	12.3	7.653	7.16	12.3

* significatif à 5 %, ** significatif à 1 %

Groupe 4 : Douamez, Lesconil, Lorient, La Turballe

Ho:rank=p	-Tlog(1- μ)	using T-nm	95%	-Tlog(1- μ)	using T-nm	95%
p == 0	32.76*	30.54*	28.1	74.98**	69.9**	53.1
p <= 1	25.21*	23.5*	22	42.23**	39.36*	34.9
p <= 2	11.26	10.5	15.7	17.02	15.86	20
p <= 3	5.754	5.364	9.2	5.754	5.364	9.2

* significatif à 5 %, ** significatif à 1 %

Groupe 5 : Audierne, Loctudy, St Guénolé, Lorient

Ho:rank=p	-Tlog(1- μ)	using T-nm	95%	-Tlog(1- μ)	using T-nm	95%
p == 0	43.94**	41.1**	28.1	116.9**	109.4**	53.1
p <= 1	39.82**	37.25**	22	72.97**	68.27**	34.9
p <= 2	24**	22.45**	15.7	33.15**	31.01**	20
p <= 3	9.15	8.56	9.2	9.15	8.56	9.2

* significatif à 5 %, ** significatif à 1 %

I Annexe 3

Résultats des tests d'existence de cointégration

(les valeurs critiques font référence aux valeurs calculées par Mackinnon (1991)).

Groupe 6 : St Guérolé, Concarneau, Lorient, La Turballe

H0:rank=p	-Tlog(1- ν)	using T-nm	95%	-Tlog(1- ν)	using T-nm	95%
p == 0	45.84**	42.88**	32	94.51**	88.42**	63
p <= 1	26.66*	25	26	48.68*	45.54*	42
p <= 2	14	13	19	22	21	25
p <= 3	8	7	12	8	7	12

* significatif à 5 %, ** significatif à 1 %

Groupe 7 : Audieme, Loctudy, Lorient, Quiberon

H0:rank=p	-Tlog(1- ν)	using T-nm	95%	-Tlog(1- ν)	using T-nm	95%
p == 0	47.32**	44.26**	27.1	97.82**	91.51**	47.2
p <= 1	25.5*	23.85*	21	50.51**	47.25**	29.7
p <= 2	21.79**	20.38**	14.1	25.01**	23.4**	15.4
p <= 3	3.22	3.013	3.8	3.22	3.013	3.8

* significatif à 5 %, ** significatif à 1 %

I Annexe 3
(suite).

Bibliographie

ARDENI P.G., 1989 —
Does the law of One price really hold
for commodity prices ?, *American
Journal of Agricultural Economics*,
71 : 661-69.

ASCHE F., SALVANES K. G.,
STEEN F., 1997 —
Market delineation and demand
structure, *American Journal
of Agricultural Economics*,
79 (1) : 139-150.

ASCHE F., STEEN F., 1998 —
The EU one or several fish markets :
an aggregation market delineation
study of the EU fish market, SNF
report XX/98, FAIR project CT96-
1814 DEMINT.

BENSON B.L., FAMINOW M.D., 1990 —
Geographic price interdependencies

and the extent of economic markets,
Economic Geography, 66 : 677-688.

BOSE S., MCLIGROM A., 1996 —
Substitutability among species
in the Japanese tuna market :
A cointegration Analysis. *Marine
Resource Economics*, 11 (3) : 143-156.

CHAUSSADE J., CORLAY JP., 1990 —
L'atlas des pêches et des cultures
marines. Eds. Ouest-France-Le Marin.

CLAY P., FOFANA A., 1999 —
Delineation of the UK markets
seafood markets, XIth EAFE
conference, Dublin, 7-10 April.

DICKEY D.A., FULLER W. A., 1979 —
Distribution of the estimators
for autoregressive time series
with a unit root. *Journal of American
Statistical Association*, 74 : 427-431.

- DICKEY D.A., FULLER W. A., 1981 — Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49 : 1057-1072.
- ENGLÉ R.F., GRANGER C.W.J., 1987 — Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55 (2) : 251-276.
- ENGLÉ R.F., GRANGER C.W.J., 1991 — *Long-run economic relationships, readings in Cointegration*. Advanced texts in Econometrics. Oxford University Press.
- ESCOFIER B., PAGES J., 1988 — Analyses factorielles simples et multiples. Objectifs, méthodes et interprétation.
- GOODWIN B.K., SCHROEDER T.C., 1991 — Cointegration and spatial price linkages in regional cattle markets. *American Journal of Agricultural Economics*, 73 (2) : 452-464.
- GORDON D.V., SALVANES K.G., ATKINS F., 1993 — A Fish is a Fish is a Fish: Testing for market linkage on the Paris fish market. *Marine Resource Economics*, 8 (4) : 331-343.
- GRANGER C.W.J., 1969 — Investigating causal relations by Econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37 : 424-428.
- GRANGER, C.W.J., 1986 — Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economic Statistics*, 48 (3) : 213-228.
- HAMILTON J.D., 1994 — *Time Series Analysis*. Princeton, New Jersey, Princeton University Press.
- HARRIS R.I.D., 1995 — Using cointegration analysis in econometric modelling. Hemel Hemstead: Prentice Hall / Harvetser Wheatsheaf.
- HENDRY D.F., 1986 — Econometric modelling with cointegrated variables: An overview. *Oxford Bulletin of Economic Statistics*, 48 (3) : 201-212.
- HOROWITZ I., 1981 — Market definition in anti-trust analysis: A regression based approach. *Southern Economic Journal*, 44 : 215-238.
- JAFFRY S., TAYLOR G., PASCOE S., ZABALA U., 1998 — Market delineation of fish species in Spain. Cemare, University of Portsmouth.
- JOHANSEN S., 1988 — Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 : 231-54.
- JOHANSEN S., 1991 — Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian autoregressive models. *Econometrica*, 59 (6) : 1551-80.
- JOHANSEN S., JUSELIUS K., 1990 — Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 : 169-210.
- LEBART L., MORINEAU A., PIRON M., 1995 — Statistique exploratoire multidimensionnelle, Dunod.
- MACKINNON J., 1991 — Critical values for cointegration tests, in RF Engle and C.W.J. Granger (eds) long-run relationships, Oxford University Press.
- PÉREZ AGÚNDEZ J.A., TAYLOR G., JAFFRY S., BAILLY D., 1999 — The spatial delineation of the french hake market. XIth EAFE conference, Dublin, 7-10 April.

SCHRANK W.E., ROY N., 1991 —
Market delineation of US groundfish
demand. *The Antitrust Bulletin*,
36 (1) : 91-154.

SLADE M.E., 1986 —
Exogeneity tests of market
boundaries applied to petroleum
products. *The Journal of Industrial
Economics*, 34 (3) : 291-303.

STIGLER G.J., 1969 —
The Theory of Price. London,
Macmillan Company.

TUNCEL M., LE GREL L. —
A « delineation » analysis of the
France market for aquatic products.
1999. Delineation of the UK markets
seafood markets, XIth EAFE
conference, Dublin, 7-10 April.