

PAUL DAMIANI

**Liaison de la mortalité par cause avec l'urbanisation et
la catégorie socio-professionnelle**

Journal de la société statistique de Paris, tome 129, n° 4 (1988), p. 269-276

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1988__129_4_269_0

© Société de statistique de Paris, 1988, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Journal de la société statistique de Paris » (<http://publications-sfds.math.cnrs.fr/index.php/J-SFdS>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques
<http://www.numdam.org/>

LIAISON DE LA MORTALITÉ PAR CAUSE AVEC L'URBANISATION ET LA CATÉGORIE SOCIO-PROFESSIONNELLE

Paul DAMIANI,
INSEE, secrétaire général des Sociétés de statistique ¹
et Hélène MASSÉ,
INSERM ²

On a mesuré la liaison statistique existant entre, d'une part, la mortalité générale et la mortalité par cause et, d'autre part, l'urbanisation et la catégorie socio-professionnelle. Cette étude a été réalisée en appliquant un modèle de régression linéaire sur les statistiques générales de mortalité de la période 1968-1970 et sur les données du recensement de 1968. On a ensuite comparé les résultats obtenus avec ceux provenant d'une enquête longitudinale de l'INSEE.

We measure the statistical linkage between, for one part, general mortality and mortality by cause and, for another part, urbanisation and socio-professional class. We apply a regression model on general statistics of mortality for the 1968-1970 period and data of the 1968 census. Then, we compare results we find with those from the longitudinal survey of INSEE.

INTRODUCTION

Pour mesurer la mortalité suivant certaines variables socio-démographiques, l'INSEE (Institut national de la statistique et des études économiques) utilise les deux méthodes suivantes :

— rapprochement des statistiques d'état civil et de celles du recensement pour un échantillon d'individus décédés au cours d'une période donnée : étude de la mortalité par catégorie socio-professionnelle de M. FEBVAY et M. AUBENQUE de 1957 [1]; étude de G. CALOT et M. FEBVAY sur la mortalité suivant le milieu social, de 1965 [2];

— approche longitudinale consistant à suivre dans le temps un ensemble d'individus dont on connaît les caractéristiques sociales. C'est la méthode suivie par G. DESPLANQUES à partir de deux échantillons de personnes tirés l'un du recensement de 1954, l'autre de celui de 1975 [3].

Ces méthodes fournissent des renseignements détaillés mais nécessitent des moyens importants.

On a proposé, dans la présente étude, une troisième méthode qui consiste à étudier la liaison statistique existant entre la mortalité et certains facteurs socio-démographiques. Cette liaison est mesurée à partir des statistiques générales par région : pour la mortalité, on a utilisé les statistiques des causes de décès, pour les facteurs socio-démographiques, on a pris les données du recensement.

On a ensuite comparé les résultats obtenus avec ceux provenant des méthodes précédentes.

DONNÉES DE BASE

Mortalité

Les données de base sont les statistiques régionales des causes de décès, pour la période 1968-1970 [4]. On a utilisé les décès, par sexe, pour les groupes d'âge 15-44, 45-64, 65-74, 75 ans et plus. On a retenu la mortalité générale toutes causes, ainsi que les causes de décès dont la liste figure

1. Institut national de la statistique et des études économiques, 18, boulevard A.-Pinard, 75675 Paris Cedex 14.
2. Institut national de la santé et de la recherche médicale, 101, rue de Tolbiac, 75654 Paris Cedex 13.

dans le tableau 1, avec les numéros correspondants de la nomenclature internationale, 8^e révision 1965 (liste abrégée et certains numéros de la liste détaillée).

On a corrigé les statistiques par cause pour tenir compte des décès de cause non spécifiée suivant une méthode inaugurée par J. BREIL à l'INSEE [5] et exposée par S. LEDERMANN [6].

On calcule pour la mortalité générale et la mortalité par cause, des taux de mortalité par région, pour un groupe d'âge et un sexe donnés.

Facteurs socio-démographiques

Les données de base sont les statistiques régionales tirées du recensement de 1968 [7] pour les variables suivantes :

— urbanisation : proportion de la population rurale (population des communes de moins de 2 000 habitants),

— catégorie socio-professionnelle : proportion des ménages suivant la catégorie socio-professionnelle du chef de ménage. Les catégories retenues sont les suivantes : agriculteur exploitant, patron de l'industrie et du commerce, profession libérale et cadre supérieur, cadre moyen, employé, ouvrier.

MÉTHODE

On mesure la liaison statistique entre la mortalité et les facteurs socio-démographiques choisis, à l'aide d'un modèle de régression linéaire.

Calculs préliminaires

Pour rendre les variations régionales comparables par groupe d'âge, on calcule des *taux régionaux de mortalité relative* en divisant le taux de mortalité d'une région par le taux moyen France entière.

Si on appelle y_j et \bar{y} , les taux de mortalité de la région j et de la France entière, pour la mortalité générale ou une cause de décès donnée et pour un groupe d'âge et un sexe choisis, le taux de mortalité relative de la région j est noté : $z_j = y_j/\bar{y}$.

D'autre part, la valeur du facteur étudié pour la région j est noté x_j .

On effectue des calculs préliminaires de régression entre le taux de mortalité relative de la mortalité générale ou d'une mortalité par cause et chacun des facteurs. Ces calculs sont réalisés par sexe et par groupe d'âge.

On constate que les valeurs du coefficient de régression peuvent être considérées comme ayant une même valeur différente de zéro, pour les groupes d'âge 45-64 et 65-74 ans du sexe masculin, pour une mortalité et un facteur donnés; les valeurs du coefficient pour les autres groupes d'âge du sexe masculin et pour tous les groupes d'âge du sexe féminin sont négligeables.

L'étude ne portera donc, par la suite, que sur la mortalité du grand groupe d'âge 45-74 ans, du sexe masculin.

Transformation des variables

On remplace les variables z et x par de nouvelles variables ayant une distribution pouvant être considérée comme normale.

On note Z la transformée du taux de mortalité relative z et X la transformée du facteur x .

La détermination des variables transformées se fait graphiquement en traçant les droites de Henri, correspondant aux distributions de ces variables.

On trouve les résultats suivants :

— mortalité :

- pour la mortalité générale : $Z = \text{Log}(z-h)$, avec $h = 0,83$,
- pour la mortalité par cause : $Z = z$.

— facteurs socio-démographiques :

- pour tous les facteurs sauf « population rurale » et « agriculteur » : $X = \text{Log}(x-k)$,
- pour les facteurs « population rurale » et « agriculteur » :

$$X = \text{Log}(x'-k), \text{ avec : } x' = 1-x$$

On prend pour k la même valeur pour tous les facteurs, $k = 0,01$.

Régression

Pour le grand groupe d'âge 45-74 ans du sexe masculin, on ajuste un modèle de régression de la forme :

$$Z = a + bX \quad (1)$$

entre la transformée Z de chacun des taux de mortalité et la transformée X de chacun des facteurs.

Correction des coefficients

Les erreurs d'observation sur les variables étudiées peuvent rendre imprécises les valeurs des coefficients du modèle. On vérifie et, éventuellement, on corrige les valeurs obtenues de la façon suivante. On divise les données relatives au facteur étudié en plusieurs sous-ensembles pouvant se chevaucher. Pour chacun de ces sous-ensembles, on trace la droite de Henri correspondante, pour les données de la mortalité étudiée, et on en déduit la valeur moyenne de la distribution. L'ensemble de ces valeurs moyennes détermine la droite de régression.

Signification du coefficient de régression b

On dispose de $n = 22$ observations par groupe d'âge. Le nombre de degrés de liberté du grand groupe d'âge est donc égal à : $2n - 2 = 42$.

On évalue l'écart-type $s(b)$ du coefficient de régression b . On calcule le rapport : $\mathcal{S} = |b|/s(b)$.

Le coefficient b est significativement différent de zéro aux niveaux de confiance respectivement de 95 et 70 pour 100, si \mathcal{S} est au moins égal à 2,02 et 1,05.

On adoptera la règle suivante :

$$\begin{aligned} 2,02 \leq \mathcal{S} &: \text{liaison forte,} \\ 1,05 \leq \mathcal{S} < 2,02 &: \text{liaison faible,} \\ \mathcal{S} < 1,05 &: \text{liaison négligeable.} \end{aligned}$$

La liaison est positive si z et x varient dans le même sens, c'est-à-dire si b est négatif pour les facteurs « population rurale » et « agriculteur » et si b est positif pour les autres facteurs. La liaison est négative dans le cas contraire.

Élasticité de la mortalité

On appelle *élasticité* λ d'un type de mortalité vis-à-vis d'un facteur, le rapport entre la variation relative du taux de mortalité relative z et la variation relative du facteur x . On a donc :

$$\lambda = \frac{dz}{z} \frac{x}{dx} \quad (2)$$

Ce coefficient mesure le sens et l'intensité de la liaison. Il s'obtient en différenciant la relation (1) et en tenant compte des définitions de Z et X .

Les valeurs de λ correspondant aux valeurs moyennes $\bar{z} = 1$ et \bar{x} sont les suivantes :

— tous facteurs sauf « population rurale » et « agriculteur » :

- mortalité générale : $\lambda = \frac{0,17 b \bar{x}}{\bar{x} - 0,01}$

- mortalité par cause : $\lambda = \frac{b \bar{x}}{\bar{x} - 0,01}$

— facteurs « population rurale » et « agriculteur » :

- mortalité générale : $\lambda = -\frac{0,17 \, b\bar{x}}{0,99 - \bar{x}}$

- mortalité par cause : $\lambda = -\frac{b\bar{x}}{0,99 - \bar{x}}$

Coefficient de mortalité relative par facteur

On appelle *coefficient de mortalité relative* γ d'un facteur, pour un type de mortalité donné, le rapport entre le taux de mortalité de la population correspondant au facteur et celui de la population totale.

Pour tous les facteurs sauf « population rurale » et « agriculteur », ce coefficient γ est égal à la valeur de z quand on fait $x = 1$ dans la relation (1).

Pour les facteurs « population rurale » et « agriculteur », on calcule d'abord le coefficient γ' correspondant au facteur complémentaire : $x' = 1 - x$. C'est la valeur de z obtenue quand on fait $x' = 1$ dans la relation (1). La valeur de γ s'obtient à partir de la relation :

$$1 = \gamma x + \gamma' x' \quad (3)$$

On trouve, pour γ , les valeurs suivantes :

— tous facteurs sauf « population rurale » et « agriculteur »

- mortalité générale :

$$\gamma = 0,83 + \exp \{a + b \text{Log } 0,99\}$$

- mortalité par cause :

$$\gamma = a + b \text{Log } 0,99$$

— facteurs « population rurale » et « agriculteur » :

- mortalité générale :

$$\gamma = \frac{1}{\bar{x}} [1 - \gamma' (1 - \bar{x})], \text{ avec : } \gamma' = 0,83 + \exp \{a + b \text{Log } 0,99\}$$

- mortalité par cause :

$$\gamma = \frac{1}{\bar{x}} [1 - \gamma' (1 - \bar{x})], \text{ avec : } \gamma' = a + b \text{Log } 0,99$$

Les valeurs du coefficient de mortalité relative sont obtenues par extrapolation du modèle. Elles doivent être considérées seulement comme des valeurs indicatives; elles n'ont de signification que dans la mesure où cette extrapolation est justifiée.

RÉSULTATS

On trouvera, dans le tableau 1, les valeurs des coefficients a , b , $s(b)$ et \mathcal{S} ; dans le tableau 2, les valeurs de l'élasticité λ et du coefficient de mortalité relative γ . Ces résultats sont donnés pour la mortalité générale et la mortalité par cause, suivant les différents facteurs socio-démographiques.

Compte-tenu des imprécisions sur les données, les résultats obtenus doivent être considérés comme des approximations.

On rappelle, enfin, que ces coefficients mesurent une liaison statistique et n'impliquent pas une liaison de cause à effet.

Mortalité générale

Si on classe les différents facteurs suivant les valeurs décroissantes de l'élasticité λ , on obtient le classement suivant : ouvrier (0,43), employé (0,19), cadre moyen (0,16), population rurale (– 0,08), agriculteur (– 0,09), patron (– 0,15), profession libérale et cadre supérieur (– 0,20).

Mortalité par cause

Pour chaque cause de décès, on a indiqué, ci-après, les facteurs présentant une liaison forte ou faible.

- Tuberculose toutes formes :
 - liaison positive-forte : ouvrier,
 - liaison négative-faible : population rurale, agriculteur – forte : patron.
- Cancers toutes formes :
 - liaison positive-forte : ouvrier, cadre moyen, employé,
 - liaison négative-faible : agriculteur – forte : population rurale, patron, profession libérale et cadre supérieur.
- Cancer broncho-pulmonaire :
 - liaison positive-forte : cadre moyen, ouvrier, employé, profession libérale,
 - liaison négative-forte : patron, agriculteur, population rurale.
- Maladies cérébro-vasculaires :
 - liaison positive-forte : agriculteur,
 - liaison négative-forte : employé, cadre moyen.
- Maladies du cœur :
 - liaison positive-forte : ouvrier,
 - liaison négative-faible : agriculteur – forte : patron.
- Diabète :
 - liaison positive-forte : cadre moyen, profession libérale et cadre supérieur, employé – faible : ouvrier, patron,
 - liaison négative-forte : agriculteur, population rurale.
- Alcoolisme :
 - liaison positive-forte : ouvrier, population rurale,
 - liaison négative-faible : agriculteur, patron, employé – forte : profession libérale et cadre supérieur, cadre moyen.
- Cirrhose du foie :
 - liaison positive-faible : ouvrier,
 - Liaison négative-faible : population rurale, agriculteur, patron.
- Suicide :
 - liaison positive-forte : population rurale, agriculteur – faible : ouvrier,
 - liaison négative-faible : employé – forte : patron, profession libérale et cadre supérieur, cadre moyen.
- Accidents :
 - liaison positive-forte : ouvrier,
 - liaison négative-forte : patron, profession libérale et cadre supérieur.

Tableau 1.
Paramètres de la régression entre mortalité et facteur socio-démographique : $Z = a + bX$
 Sexe masculin, 45-74 ans
 s(b) écart-type de b; $\vartheta = b/s(b)$

Cause de décès et numéro de la classification ¹	Para- mètre	Popula- tion rurale	Agri- culteur	Patron	Profession libérale, cadre supérieur	Cadre moyen	Employé	Ouvrier
Mortalité générale toutes causes	a	- 1,69	- 1,63	- 3,78	- 5,20	0,08	0,25	0,48
	b	0,74	3,00	- 0,81	- 0,87	0,83	1,05	2,48
	s(b)	0,43	0,88	0,50	0,32	0,43	0,48	0,34
	ϑ	1,70	3,43	1,63	2,76	1,94	2,21	7,33
Tuberculose toutes formes B5, B6	a	1,02	1,01	0,54	1,21	1,11	0,98	1,20
	b	0,09	0,27	- 0,19	0,06	0,05	ε	0,23
	s(b)	0,08	0,18	0,11	0,06	0,08	0,09	0,09
	ϑ	1,12	1,55	1,69	1,03	0,63	0,04	2,66
Cancers toutes formes B19	a	1,05	1,01	0,45	0,46	1,46	1,31	1,26
	b	0,15	0,21	- 0,23	- 0,14	0,18	0,15	0,28
	s(b)	0,06	0,13	0,08	0,04	0,05	0,06	0,05
	ϑ	2,68	1,66	2,96	3,54	3,58	2,44	5,26
Cancer broncho-pulmonaire 162, 163 (det.)	a	1,17	1,15	0,26	2,09	2,43	1,20	1,48
	b	0,36	0,78	- 0,30	0,30	0,56	0,47	0,49
	s(b)	0,08	0,18	0,13	0,06	0,04	0,08	0,08
	ϑ	4,44	4,33	2,27	5,04	12,46	5,65	6,08
Maladies cérébro-vasculaires B30	a	0,95	0,90	1,15	0,98	0,50	0,60	0,92
	b	- 0,05	- 0,42	0,06	- 0,01	- 0,21	- 0,18	- 0,05
	s(b)	0,06	0,11	0,08	0,04	0,05	0,06	0,07
	ϑ	0,90	3,74	0,76	0,12	4,43	2,99	0,74
Maladies du coeur B25-B29	a	0,99	1,03	0,47	0,85	1,16	1,07	1,28
	b	- 0,02	0,24	- 0,22	- 0,04	0,06	0,03	0,29
	s(b)	0,07	0,14	0,09	0,05	0,06	0,07	0,06
	ϑ	0,31	1,74	2,61	0,84	0,93	0,43	4,78
Diabète B21	a	1,13	1,07	1,36	1,80	1,87	1,38	1,12
	b	0,25	0,35	0,15	0,22	0,34	0,17	0,12
	s(b)	0,06	0,15	0,10	0,04	0,05	0,08	0,08
	ϑ	4,18	2,37	1,53	5,15	6,96	2,28	1,53
Alcoolisme 291, 303 (det.)	a	0,84	1,06	0,10	0,10	0,13	0,32	1,62
	b	- 0,35	0,46	- 0,38	- 0,25	- 0,34	- 0,33	0,66
	s(b)	0,15	0,35	0,22	0,12	0,15	0,18	0,16
	ϑ	2,31	1,29	1,70	2,13	2,26	1,87	4,20
Cirrhose du foie B37	a	1,08	1,06	0,49	0,90	0,85	0,79	1,38
	b	0,12	0,35	- 0,24	- 0,03	- 0,06	- 0,10	0,20
	s(b)	0,12	0,26	0,16	0,09	0,12	0,13	0,13
	ϑ	1,06	1,37	1,45	0,37	0,53	0,78	1,55
Suicide BE49	a	0,76	0,88	0,11	0,04	0,09	0,54	1,13
	b	- 0,42	- 0,52	- 0,39	- 0,27	- 0,37	- 0,21	0,17
	s(b)	0,10	0,25	0,16	0,08	0,10	0,13	0,13
	ϑ	4,18	2,08	2,49	3,28	3,53	1,63	1,24
Accidents BE47, BE48	a	1,00	1,01	0,27	0,29	0,87	1,09	1,23
	b	- 0,02	0,04	- 0,32	- 0,19	- 0,06	0,04	0,23
	s(b)	0,06	0,13	0,07	0,03	0,06	0,07	0,06
	ϑ	0,37	0,28	4,60	5,51	0,96	0,55	4,02

ε : valeur inférieure à 0,005

1. Classification internationale des causes de décès, 8^e révision, 1965, liste abrégée (B) et certains numéros de la liste détaillée (det.)

Tableau 2
Elasticité λ de la mortalité et coefficient γ de mortalité relative par facteur
Sexe masculin, 45-74 ans

Cause de décès	Para- mètre	Popula- tion rurale	Agri- culteur	Patron	Profession libérale, cadre supérieur	Cadre moyen	Employé	Ouvrier
Mortalité générale toutes causes	λ	- 0,08	- 0,09	- 0,15	- 0,20	0,16	0,19	0,43
	γ	0,98	0,89	0,85	0,84	1,91	2,10	2,40
Tuberculose toutes formes	λ	- 0,06	- 0,05	- 0,21	0,09	0,06	ϵ	0,23
	γ	0,98	0,97	0,54	1,21	1,11	0,98	1,20
Cancers toutes formes	λ	- 0,09	- 0,04	- 0,25	- 0,19	0,21	0,17	0,29
	γ	0,92	0,97	0,45	0,46	1,46	1,31	1,26
Cancer broncho-pulmonaire	λ	- 0,23	- 0,14	- 0,33	0,40	0,63	0,51	0,51
	γ	0,74	0,22	0,27	2,09	2,42	1,99	1,48
Maladies cérébro-vasculaires	λ	0,03	0,08	0,07	- 0,01	- 0,25	- 0,19	- 0,05
	γ	1,08	1,53	1,15	0,98	0,50	0,60	0,92
Maladies du coeur	λ	0,01	- 0,04	- 0,25	- 0,06	0,07	0,03	0,29
	γ	1,01	0,83	0,47	0,86	1,16	1,07	1,28
Diabète	λ	- 0,16	- 0,06	0,17	0,30	0,38	0,19	0,12
	γ	0,79	0,65	1,36	1,79	1,86	1,37	1,12
Alcoolisme	λ	0,23	- 0,08	- 0,42	- 0,34	- 0,39	- 0,36	0,67
	γ	1,25	0,70	0,11	0,11	0,14	0,32	1,61
Cirrhose du foie	λ	- 0,08	- 0,07	- 0,27	- 0,05	- 0,07	- 0,11	0,21
	γ	0,88	0,68	0,49	0,90	0,85	0,79	1,38
Suicide	λ	0,27	0,10	- 0,44	- 0,36	- 0,41	- 0,23	0,17
	γ	1,37	1,64	0,12	0,04	0,09	0,54	1,13
Accidents	λ	0,01	- 0,01	- 0,35	- 0,26	- 0,06	0,04	0,24
	γ	1,00	0,97	0,27	0,29	0,87	1,09	1,22

COMPARAISON AVEC LES RÉSULTATS DE L'ENQUÊTE INSEE, 1975-1980

On compare les résultats de la présente étude avec ceux obtenus par l'enquête longitudinale réalisée par l'INSEE, pour la période 1975-1980. On notera que, dans cette enquête, les individus sont classés suivant leur propre catégorie socio-professionnelle.

Mortalité générale

Dans l'enquête INSEE, on calcule le rapport de la probabilité de décès entre 35 et 60 ans de chaque catégorie à celle de l'ensemble des actifs, pour le sexe masculin. Le classement des catégories suivant les valeurs décroissantes de ce rapport est le suivant : ouvrier (1,21), employé (1,05), patron (0,90), agriculteur (0,81), cadre moyen (0,79), profession libérale et cadre supérieur (0,61).

Si on calcule, d'autre part, le rapport de l'indicateur synthétique de mortalité, pour la génération 1921 à 1945, du sexe masculin, pour la population des communes rurales, à celui de l'ensemble de la population, on trouve une valeur égale à 0,95.

Par rapport à ces résultats, ceux de la présente étude, pour l'élasticité de la mortalité, présentent un classement à peu près identique, sauf pour le cadre moyen moins bien placé (mortalité plus forte) et le patron mieux placé (mortalité plus faible).

Ces défauts de concordance sont dus, sans doute, aux différences de définition des catégories socio-professionnelles des populations étudiées.

Mortalité par cause

Dans l'enquête INSEE, les causes de décès choisies ne correspondent pas toutes avec celles de la présente étude; d'autre part, les taux de mortalité par cause ne sont pas corrigés pour tenir compte des décès de cause non spécifiée.

On compare les classements suivant la force de liaison, de la présente étude, et suivant les quotients de mortalité, entre 45 et 64 ans, de l'enquête INSEE. Comme pour la mortalité générale, on obtient des classements identiques sauf pour le cadre moyen et le patron. L'explication en est la même que précédemment.

CONCLUSION

La présente étude montre l'intérêt que peut présenter l'application d'une méthode d'analyse statistique classique à des données générales. Il est nécessaire, cependant, compte tenu de l'imprécision des données, de procéder à des vérifications et éventuellement à des corrections des premiers résultats obtenus. Moyennant ce travail préalable, on obtient des résultats moins détaillés mais comparables à ceux obtenus à partir d'enquêtes particulières spécifiques.

RÉFÉRENCES

- [1] FEBVAY M., AUBENQUE M. — La mortalité par catégorie socio-professionnelle. INSEE. Études statistiques, n° 3, juillet-septembre 1957.
- [2] CALOT G, FEBVAY M. — La mortalité différentielle suivant le milieu social. INSEE. Études et conjoncture, n° 11, novembre 1965.
- [3] DESPLANQUES G. — La mortalité des adultes suivant le milieu social, 1955-1971. Collection de l'INSEE, D 44, avril 1976.
DESPLANQUES G. — La mortalité des adultes. Résultats de deux études longitudinales (période 1955-1980). Collection de l'INSEE, D 102, janvier 1985.
- [4] Statistique des causes médicales de décès. INSERM.
- [5] BREIL J. — Statistique du mouvement de la population, 2^e partie : les causes de décès. Année 1943, XI-XV, 1947.
- [6] LEDERMANN S. — La répartition des décès de cause indéterminée. Revue de l'Institut international de statistique, I-III, 1956, 47-57.
- [7] Résultats du recensement de la population de 1968. INSEE.
LABAT J.-C., VISEUR J. — Données de démographie régionale 1968. Collection de l'INSEE, D 23, septembre 1973.
Statistiques et indicateurs des régions françaises. Collection R de l'INSEE, volumes annuels.