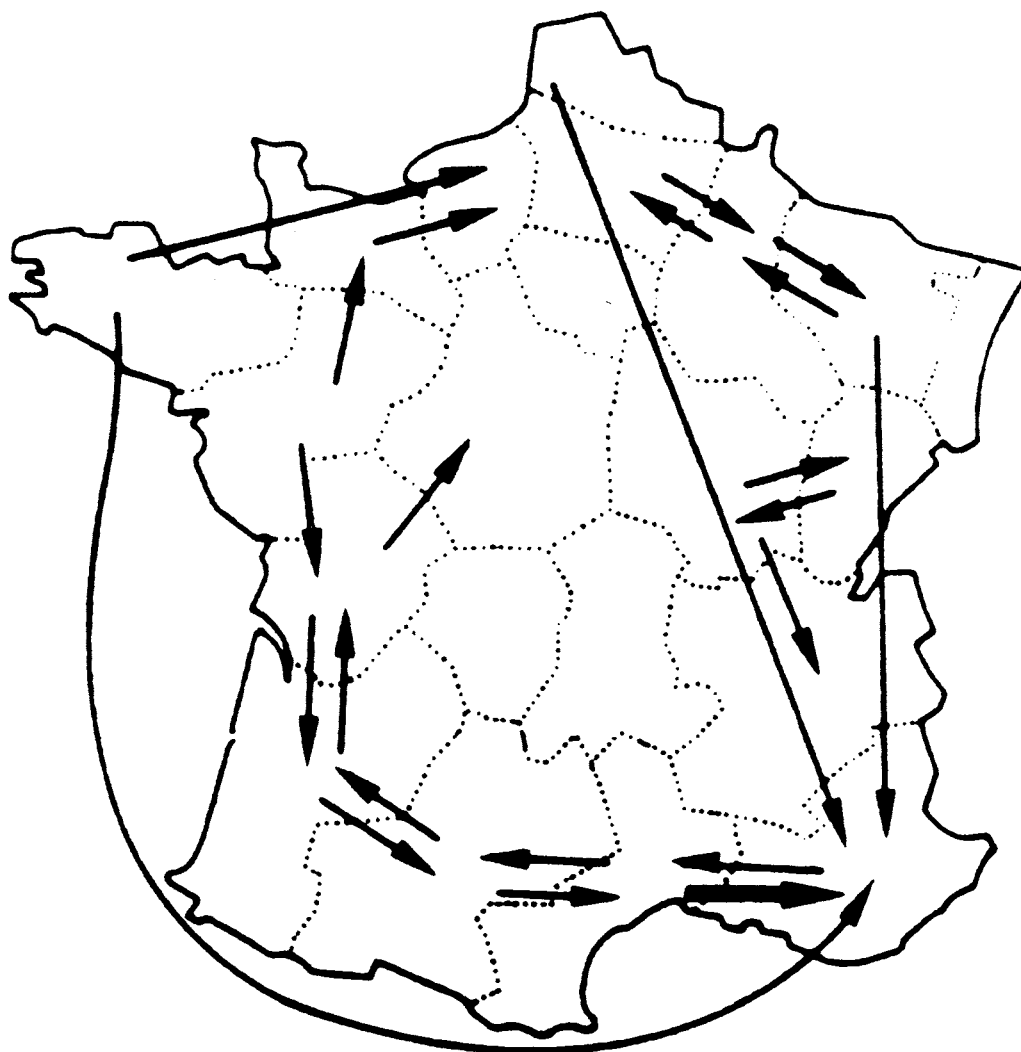


---

# Utilisation des données de l'enquête sur l'emploi sur les migrations annuelles en France

---

Daniel Courgeau



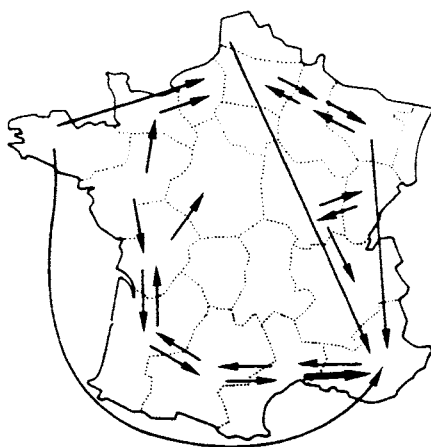
Décembre 1986

Daniel Courgeau



# Utilisation des données de l'enquête sur l'emploi sur les migrations annuelles en France

Rapport final de la recherche réalisée  
en exécution de la commande AT/EP n° 36-95 de la DATAR



La carte de couverture est extraite de :  
D. Pumain, Les migrations interrégionales  
de 1954 à 1982 : directions préférentielles  
et effets de barrière, Population, 2, 1986.

Décembre 1986

SOMMAIRE

Introduction.....	1
I. Comparaison des données de l'enquête sur l'emploi aux données de recensement.....	4
I.1. Comparaison des migrations nettes de chaque région française.....	6
I.2. Comparaison des taux de mobilité annuels et des taux de mobilité intercensitaire.....	15
I.3. Comparaison des flux d'immigration et d'émigration de chaque région estimés avec le recensement ou l'enquête emploi.....	22
I.4. Les non-déclarations lors de l'enquête emploi.....	43
I.5. Estimation des flux entre régions ou entre ZEAT.....	45
II. Tableaux qu'il serait utile de publier sur les migrations mesurées par l'enquête sur l'emploi.....	51
II.1. Tableaux publiés par l'INSEE.....	51
II.2. Tableaux qu'il serait utile de publier.....	54
Conclusions.....	59
Annexes :	
Annexe 1.....	63
Annexe 2.....	66
Annexe 3.....	68
Annexe 4.....	74
Annexe 5.....	84
Annexe 6.....	85

§§§§§§§§§§§§§§§§

## INTRODUCTION

-----

Depuis 1962, les recensements français posent une question sur le lieu de résidence au premier janvier de l'année de recensement antérieur. L'exploitation de cette question fournit des renseignements précieux sur la mobilité spatiale de la population française que l'on ne saisissait jusqu'alors qu'à l'aide d'une question sur le lieu de naissance. En se centrant sur une période d'observation récente et non plus sur toute la vie de l'individu, elle permet de mieux mettre en évidence les changements qui surviennent d'une période intercensitaire à l'autre. De nombreux tableaux ont pu être publiés et leur analyse a permis d'éclairer ce phénomène complexe que l'on suit maintenant tout au long des quatre périodes intercensitaires s'étendant de 1954 à 1982, soit sur près de trente ans.

Cependant l'utilisation de cette question n'est pas sans présenter certains inconvénients. En premier lieu les recensements se faisant avec une périodicité variable (6, 7 ou même 8 ans), les comparaisons intercensitaires sont difficiles à réaliser, sinon impossibles. Les délais de publication de ces données censitaires ne permettent également de saisir les changements importants observés dans le processus migratoire qu'avec un retard non négligeable. Ainsi la déconcentration urbaine, qui a pris place en France dès la fin des années soixante, n'a pu être détectée avec précision que lors du recensement de 1975, et n'a donc pu être analysée que plus de 10 ans après le début du phénomène. Enfin la définition d'un migrant, comme un individu dont le lieu de résidence est différent en début et en fin de période intercensitaire, introduit un flou dans la date de migration. Cette définition ne tient pas compte des migrations multiples qu'un individu peut effectuer et peut même amener à compter comme non-migrant un individu qui a fait une migration suivie d'un retour au cours de la même période intercensitaire.

On voit dès lors l'intérêt pour l'aménagement du territoire de disposer d'une information annuelle sur les grands flux qui modifient la répartition de la population sur le territoire français. Une question sur le lieu de résidence un an auparavant, posée lors des enquêtes sur l'emploi,

pourrait fournir l'information utile. Cette question donne des flux de migrants annuels, ce qui permet de les comparer d'une année à l'autre. On peut d'ailleurs les confondre sans trop d'erreur avec les flux de migrations annuelles : en effet les migrations multiples et les retours doivent être rares au cours d'une même année. Bien qu'encore peu utilisée, l'exploitation des réponses à cette question pourrait permettre de donner l'information annuelle, dans un très court délai, sur l'évolution de la mobilité sur le territoire français.

Une information semblable existe d'ailleurs dans d'autres pays et a été utilisée depuis longtemps pour éclairer l'évolution des migrations internes. Ainsi aux Etats-Unis, depuis 1947, l'enquête annuelle "Current Population Survey" pose une question sur le lieu de résidence un an auparavant à un échantillon d'environ 60 000 ménages. L'exploitation de cette question fait l'objet d'une publication de plus de 140 pages et pouvant contenir plus de 40 tableaux. Cette publication annuelle a permis de déceler très rapidement les changements dans le processus de concentration urbaine américain : dès 1973 elle montrait clairement l'apparition d'un courant de migration nette vers les zones non métropolitaines; dès 1983 elle a permis de voir la fin de ce processus de déconcentration urbaine. On voit dès lors tout l'intérêt d'une telle source de données pour l'aménagement du territoire.

L'enquête sur l'emploi française porte sur un échantillon de ménages de taille voisine de celle de l'enquête américaine (environ 60 000 ménages). Avant d'utiliser une telle information il importe de s'assurer de la cohérence des résultats qu'elle fournit, en comparaison avec d'autres sources, le recensement en particulier.

C'est la raison pour laquelle nous comparons ici les résultats des enquêtes sur l'emploi s'étendant de mars 1976 à mars 1982 aux données du recensement de 1982 sur les migrations. L'enquête de mars 1982, du fait du recensement, portait sur un trop faible échantillon pour pouvoir être utilisable. Nous l'avons donc laissée de côté. En revanche nous avons pu utiliser des données de l'enquête sur l'emploi de 1972, pour les périodes

antérieures et celles des enquêtes de 1983 à 1985 pour les périodes postérieures à la période intercensitaire 1975-1982.

Une fois cette comparaison effectuée, nous verrons, en nous appuyant en particulier sur les publications américaines, les tableaux qui seraient utiles pour éclairer la mobilité spatiale française.

-----

I. COMPARAISON DES DONNEES DE L'ENQUETE SUR L'EMPLOI  
AUX DONNEES DE RECENSEMENT

-----

Nous avons la possibilité de comparer ici divers effectifs de migrants décelés grâce aux deux sources : migrations nettes, immigrants et émigrants de chaque région, migrants interrégionaux, interdépartementaux, intercommunaux, etc. Du fait, cependant, que ces effectifs sont mesurés à partir d'un échantillon d'individus, il nous faut estimer leur précision.

D'un point de vue théorique l'échantillon de l'enquête sur l'emploi correspond à un taux de sondage de 1/300. Il est renouvelé par tiers d'une année à l'autre. Dans la pratique, pour éviter l'opération longue et onéreuse du découpage de tout le territoire national en aires, l'INSEE a procédé à un sondage à plusieurs degrés. Les unités primaires sont constituées des unités urbaines et des cantons ruraux. Les unités secondaires sont composées des communes dans les cantons ruraux, des unités urbaines de moins de 10 000 habitants et des regroupements de districts de recensement dans les unités urbaines de plus de 10 000 habitants.

Il en résulte un calcul complexe des erreurs aléatoires sur certains effectifs de population mesurés : chômeurs, population active par catégorie socio-professionnelle, étrangers, etc. Le volume D 33-34 des *Collections de l'INSEE* sur l'"Enquête sur l'emploi de 1972" comportait la méthode utilisée pour mesurer la précision des estimations annuelles ou celle des variations annuelles de certaines sous-populations. Pour des raisons de coût il n'est pas possible d'estimer annuellement la précision de l'ensemble des données. En particulier aucune estimation de la précision des effectifs de migrants n'a été faite en utilisant cette méthode.

N'ayant pas la possibilité d'évaluer avec précision les erreurs aléatoires sur les diverses populations de migrants, nous avons supposé que l'échantillon était tiré à un degré avec un taux de sondage égal à 1/300. Cela nous donnera une valeur de la variance ou du coefficient de variation des effectifs sous-estimée. Au vu de l'évaluation des erreurs

aléatoires de l'enquête de 1972, cette sous-estimation ne doit pas être trop forte. Dans ce cas, pour un effectif estimé de  $x$  individus le coefficient de variation est à peu près égal à :

$$CV(x) = \sqrt{\frac{300}{x}}$$

ce qui revient à un écart-type égal à :

$$\sigma(x) = \sqrt{300 x}$$

Il en résulte un intervalle de confiance à 95% <sup>(1)</sup> égal à :

$$x \pm 34,6 \sqrt{x}$$

Ainsi, par exemple, pour un effectif de 100 000 migrants le coefficient de variation estimé est de l'ordre de 5,5% et l'écart-type de 5 500; on peut, dans ce cas, considérer qu'il y a 95 chances sur 100 que l'effectif "vrai" se trouve entre 100 000  $\pm$  2 x 5 500, soit entre 89 000 et 111 000.

Du fait que l'on travaille également sur un sondage, pour les données de recensement sur les migrants, il est utile d'avoir une idée de la précision de ces résultats. A nouveau la théorie des sondages ne fournit que des indications qualitatives sur la précision de la méthode de tirage utilisée. Toutefois des études expérimentales permettent de préciser ces indications. Ainsi on peut avoir une bonne idée de la précision d'un résultat  $x$ , en prenant comme intervalle de confiance à 95% <sup>(1)</sup>.

$$\begin{array}{ll} x \pm 9 \sqrt{x} & \text{si le résultat est tiré du sondage au } 1/20 \text{ ou} \\ x \pm 4 \sqrt{x} & \text{s'il est tiré du sondage au } 1/4. \end{array}$$

---

(1) Un tel intervalle a 95 chances sur 100 de recouvrir le résultat que donnerait un dépouillement exhaustif;



Il en résulte que l'erreur due à l'utilisation d'un sondage pour le recensement est beaucoup plus faible que celle liée à l'utilisation des données de l'enquête sur l'emploi. Elle est encore plus réduite si l'on travaille sur des estimations annuelles en vue de comparaison avec l'enquête emploi.

Une autre difficulté dans la comparaison des deux sources vient de ce que le recensement mesure des migrants sur une durée d'un peu plus de 7 ans, alors que l'enquête sur l'emploi mesure 7 fois des migrants sur une durée d'un an. Si la mesure de l'enquête emploi n'est pas très éloignée du nombre de migrations faites au cours de la période intercensitaire, ce nombre est beaucoup plus élevé que le nombre des migrants décelés par le recensement. Cela vient des migrations multiples et des retours effectués au cours de la période intercensitaire. Nous avons déjà abordé ce problème difficile et nous utiliserons les résultats de ces analyses pour comparer le recensement et l'enquête sur l'emploi. Nous renvoyons le lecteur intéressé aux deux principaux articles rédigés sur ce sujet (1).

Nous préciserons tout au long de ce travail les hypothèses qu'il est nécessaire de faire pour réaliser une telle comparaison portant sur des effectifs de définition différente.

#### I.1. Comparaison des migrations nettes

##### de chaque région française

Si, pour les immigrants et les émigrants, la non-linéarité au cours du temps des effectifs observés rend la comparaison difficile, montrons qu'il n'en est pas de même pour les migrations nettes.

En effet, si un émigrant d'une région, décelé au recensement, a fait plusieurs sorties de cette zone au cours de la période intercensitaire, chacune de ces sorties, exceptée la dernière, sera forcément suivie d'un retour vers cette zone. L'enquête sur l'emploi comptera de façon successive

---

(1) Daniel COURGEAU, 1973 : Migrants et Migrations, *Population*, 1, 95-129.  
Daniel COURGEAU et Monique LEFEBVRE, 1982 : Les migrations internes en France de 1954 à 1975. II. Migrations et urbanisation, *Population*, 2, 341-370.

les émigrations suivies des immigrations dans cette zone. Le calcul d'une migration nette éliminera ces migrations multiples pour ne compter qu'une émigration nette. Cette mesure sera dans ce cas identique à celle donnée par le recensement. On voit qu'il en est de même pour un immigrant vers cette région. Enfin, un non-migrant pourra, en fait, faire plusieurs sorties au cours de la période, mais à nouveau chacune de ces sorties sera suivie d'une nouvelle entrée : il ne sera donc pas compté dans la migration nette de la zone.

On peut donc dire que la migration nette observée sur une période de  $n$  années est approximativement égale à la somme des migrations nettes observées pour chacune de ces années. De même la migration nette annuelle moyenne au cours de la même période est à peu près égale à la migration nette divisée par la durée  $n$ . Dans la mesure où il n'y a pas de changements économiques importants on a vérifié que cette migration nette annuelle variait de façon régulière d'une année à l'autre, sans à-coups importants. Si la période est de courte durée on peut même faire l'hypothèse que cette migration nette annuelle reste à peu près constante. Les pays disposant de registres de population permettent de montrer que cette hypothèse est généralement bien vérifiée.

La légère différence que l'on peut observer entre migration nette mesurée annuellement et migration nette mesurée lors d'un recensement, vient en partie des personnes décédées au cours de la période intercensitaire. Les migrations effectuées par ces personnes ne sont pas décelées par le recensement fait en fin de période. Elles sont, en revanche, comptées dans les enquêtes annuelles, jusqu'à l'année de leur décès. Du fait que les migrations sont très peu nombreuses aux âges élevés où ces décès sont importants, ce biais devrait peu affecter les migrations nettes selon la source utilisée pour les estimer.

De même, du fait que l'on compare ici des individus de 15 ans et plus au recensement à des individus de 15 ans et plus aux diverses enquêtes sur l'emploi, cela introduit de légères différences. Ainsi les individus âgés de 17 ans au moment du recensement sont observés depuis l'âge de 10 ans par celui-ci, mais seulement depuis l'âge de 15 ans par l'enquête

sur l'emploi. A nouveau, du fait que la mobilité des enfants de moins de 15 ans est très faible, comparée à celle des âges qui suivent, on peut penser que ce biais influe faiblement sur les résultats.

En conséquence on peut dire que les différences entre migrations nettes mesurées par l'enquête sur l'emploi et par le recensement devraient être assez faibles.

Le graphique 1 porte la comparaison des résultats obtenus par les deux sources. Nous avons multiplié la valeur du solde obtenu par les enquêtes sur l'emploi, somme des six années d'observation, par un facteur,  $\alpha$ , égal à :

$$\alpha = \frac{7,17}{6,00} = 1,195$$

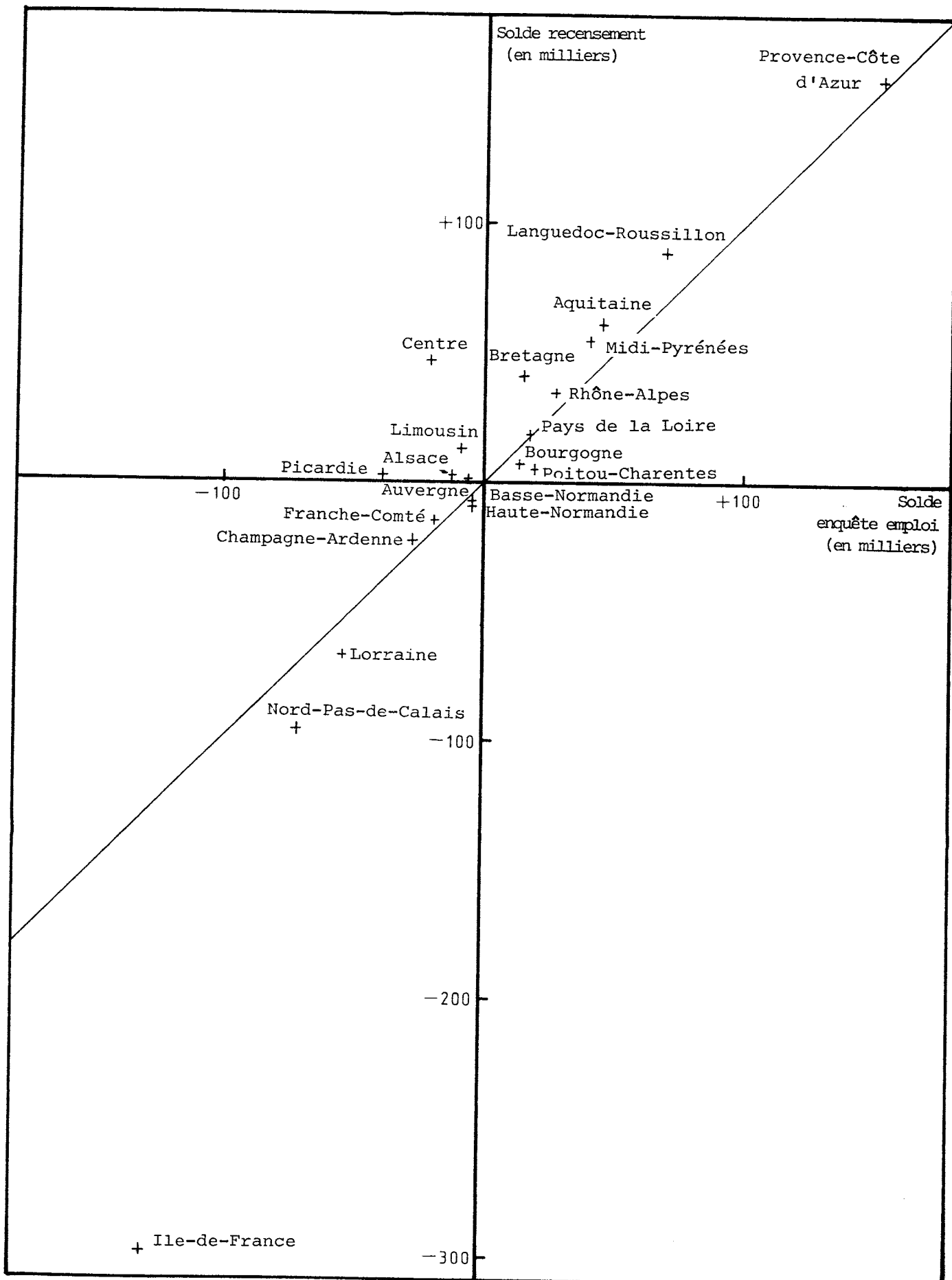
pour corriger de la différence de durée avec le recensement.

Pour la plupart des régions, hormis l'Ile-de-France, la Picardie et le Centre, les résultats obtenus par l'enquête sur l'emploi semblent tout à fait cohérents avec ceux obtenus par le recensement, compte tenu de l'imprécision des mesures. Ainsi, la Provence - Côte d'Azur a un solde estimé à + 156 100 personnes par le recensement (sondage au 1/20) et à + 152 400 par les enquêtes sur l'emploi.

En dépit de ces bons résultats sur la plupart des régions, trois d'entre elles montrent des différences supérieures à 30 000 personnes entre recensement et enquêtes sur l'emploi : l'Ile-de-France, la Picardie et le Centre. les enquêtes sur l'emploi donnent une très forte surestimation de la migration nette de la région Ile-de-France, de près de 170 000 personnes, et une sous-estimation de la migration nette de la Picardie de plus de 40 000 personnes, et du Centre de près de 70 000 individus.

Montrons qu'elles ne peuvent s'expliquer par l'imprécision des mesures des enquêtes sur l'emploi. Nous avons précédemment indiqué qu'un effectif  $x$  était mesuré par l'enquête sur l'emploi avec une variance  $V(x)$

Graphique 1.- Soldes comparés de l'enquête sur l'emploi et du recensement sur la période intercensitaire (Population âgée de 15 ans et plus)



égale à :

$$V(x) = 300 x$$

Donc la migration nette, différence entre l'effectif des immigrants , et celui des émigrants,  $I$ , a une variance égale à :

$$V(I-E) = V(I) + V(E) - 2 \text{ cov } (I, E)$$

Or les variables aléatoires  $I$  et  $E$  sont indépendantes car un immigrant ne peut être à la fois un émigrant. Il en résulte que  $\text{cov } (I, E) = 0$ .

Donc la variance de la migration nette estimée par l'enquête sur l'emploi est égale à :

$$V(I-E) = 300 (I+E)$$

Le graphique 2 porte le solde annuel estimé par l'enquête sur l'emploi de la région Ile-de-France, avec son intervalle de confiance à 95%, comparé au solde moyen annuel estimé par le recensement <sup>(1)</sup>. On voit clairement que ce solde est surestimé par l'enquête emploi, même en tenant compte de son intervalle de confiance.

Ces différences ne sont donc pas explicables par les erreurs d'échantillonnage et nécessitent d'autres explications.

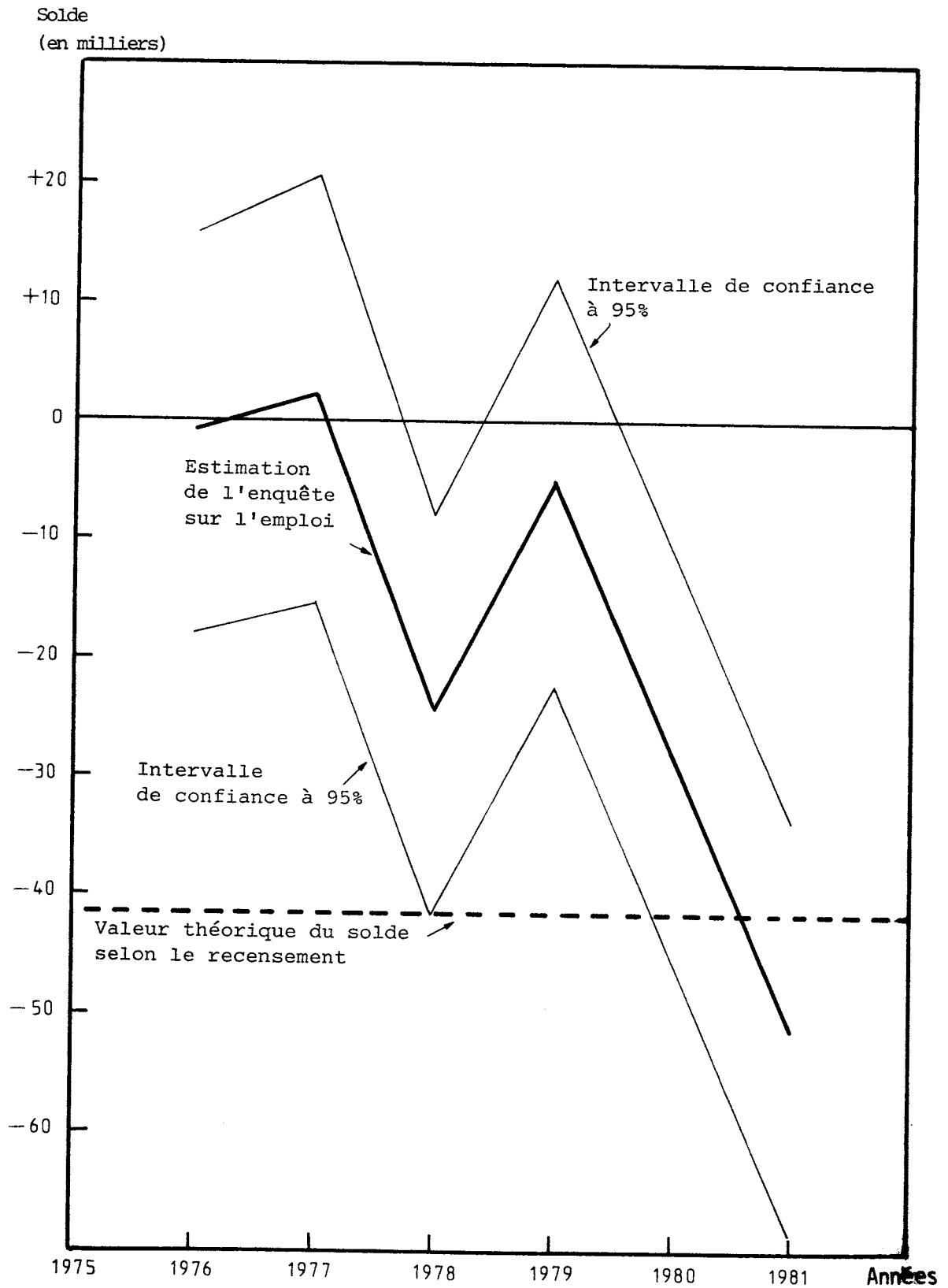
Notons d'abord qu'il s'agit de trois régions contiguës. Si on les regroupe en une même région on voit apparaître une compensation des erreurs.

Plusieurs possibilités viennent à l'esprit pour expliquer ces divergences sur quelques régions seulement.

---

(1) Il aurait été utile de tenir compte également du fait que les données de recensement sont issues d'un sondage au 1/20<sup>e</sup>. La correction est cependant négligeable comparée à celle de l'enquête sur l'emploi.

Graphique 2.- Solde annuel de la Région parisienne



Des erreurs de saisie ou de codification semblent peu vraisemblables. Du fait que les immigrants sont saisis dans la région d'accueil, mais que les émigrants sont saisis dans toutes les autres régions françaises, on pourra mieux vérifier cette hypothèse en travaillant sur les flux d'immigrants et d'émigrants plutôt que sur la migration nette des diverses régions.

Des non-réponses, plus importantes lors de l'enquête emploi, de certains immigrants ou émigrants de régions particulières peuvent expliquer ces différences. Bien que nous ne disposions pas des non-réponses pour la période 1975-1982, nous avons une estimation de ces effectifs pour l'année 1972 et pour les années 1984-85. L'augmentation de ces non-réponses au cours du temps, leur concentration dans certaines régions d'accueil seront examinés plus en détail dans le chapitre I.4.

On peut également penser à une déclaration différente du lieu de résidence au recensement et à l'enquête sur l'emploi. En effet les questions sur la résidence antérieure sont différentes et surtout ne sont pas posées à tout l'échantillon de l'enquête sur l'emploi. Voyons cela plus en détail.

Le recensement de 1982 posait les questions suivantes :

- ⑦ Où habitiez-vous le 1er janvier 1975 ?  
(Pour toute personne née avant le 1er janvier 1975)

Si le 1er janvier 1975, vous étiez militaire ou élève interne ou en traitement dans un établissement de soins, indiquez l'adresse de votre résidence personnelle à cette date et non celle de l'établissement (casernes, internat, sanatorium, etc.).

- Dans le même logement que maintenant
- Dans la même commune (ou le même arrondissement pour Paris, Lyon, Marseille)
- Dans une autre commune (ou un autre arrondissement pour Paris, Lyon, Marseille)

Indiquez cette autre commune :

Commune :

(pour Paris, Lyon, Marseille, précisez l'arrondissement)

Département :

(Pays pour l'étranger, territoire pour les T.O.M.)

Ces questions font essentiellement appel à la notion de résidence principale. Cela est d'ailleurs clairement indiqué dans la liste des personnes habitant dans le logement, dans le nota suivant :

NOTA Si vous avez une résidence secondaire (par exemple une maison de campagne ou de vacances) vous ne devez remplir les listes A et B ci-dessous que pour votre résidence principale. Vos bulletins individuels doivent être remplis une seule fois, dans la commune de votre résidence principale.

L'enquête sur l'emploi fait beaucoup plus appel à la notion de logement occupé lors de l'enquête, que celui-ci soit une résidence principale ou secondaire. Ainsi, les questions sur le statut d'occupation du logement demandent en mars 1981 :

Statut d'occupation du logement

Etes-vous :

Accédant à la propriété (dans ce cas le ménage doit encore effectuer au moins un remboursement d'un prêt contracté pour l'achat de son logement)?

Propriétaire ou co-propriétaire de votre logement (non-accédant) ?

Logé par votre employeur (à titre gratuit ou onéreux) pour la durée de votre fonction ou de votre contrat de travail ?

Logé à titre gracieux, par exemple par des parents ?

Locataire ou sous-locataire d'un local loué vide ou meublé (à titre payant) ?

on voit clairement que la notion de résidence principale n'est pas prise en compte par l'enquête emploi qui enregistre toutes les personnes présentes dans le logement, qu'il s'agisse d'une résidence principale, d'un logement de fonction, d'une résidence secondaire, etc.

De plus, la question sur la résidence un an avant n'est pas posée à tous les individus, comme cela est indiqué sur le même questionnaire de mars 1981 :

Partie IV. SITUATION AU 1er MARS 1980

*Lors de la 1ère enquête dans l'aire : partie à remplir par tous les individus.*

*Lors de la 2ème et de la 3ème enquête : partie à remplir par tous les individus (1) non enquêtés en mars 1980 (MOB = 2).*

---

(1) L'échantillon étant renouvelé par tiers chaque année, un même logement est enquêté trois années de suite.



33. Résidence au 1er mars 1980

Dans la même commune (ou le même arrondissement pour Paris, Lyon, Marseille) que maintenant.

Dans une autre commune (ou arrondissement pour Paris, Lyon, Marseille).

Commune : Département :

Pays (pour ceux qui viennent de l'étranger) :

Ainsi, un individu qui a changé de résidence entre mars 1980 et mars 1981, mais qui a conservé son logement de mars 1980 comme logement de fonction, sera considéré comme non-migrant et ne sera même pas interrogé sur sa migration éventuelle.

Ces observations peuvent expliquer les différences entre données de recensement et données de l'enquête sur l'emploi. Un individu ayant acquis une résidence dans les régions voisines de l'Ile-de-France (Centre et Picardie, en particulier), mais gardant son autre résidence à Paris près de son lieu de travail, déclarerait sa résidence parisienne à l'enquête sur l'emploi car elle fait partie de l'échantillon de logements de cette enquête, et déclarerait sa résidence provinciale au recensement car il la considère comme sa résidence principale. Cela entraînerait bien une réduction de l'émigration de l'Ile-de-France lors de l'enquête sur l'emploi, donc une augmentation de la migration nette, et une réduction de cette même migration nette lors du recensement. Cette hypothèse est également cohérente avec ce que l'on observe dans les régions voisines de l'Ile-de-France.

Alors que les résultats obtenus pour les autres régions françaises sont satisfaisants, compte tenu de la précision de l'enquête sur l'emploi (en particulier pour les régions ayant une forte immigration nette : Provence-Côte d'Azur, Languedoc-Roussillon, Midi-Pyrénées, Aquitaine et Rhône-Alpes), les résultats divergents entre enquête sur l'emploi et recensement obtenus pour l'Ile-de-France, la Picardie et le Centre pourraient s'expliquer par une déclaration différente à l'une et l'autre source. Seule la confrontation entre les données individuelles des deux sources pourrait confirmer cette hypothèse. Nous pouvons cependant pousser ici l'analyse plus loin pour voir si cela n'introduit pas de contradictions avec cette hypothèse.

Il nous faut dès lors examiner plus en détail, non plus la migration nette, mais les flux de migration eux-mêmes. Nous verrons d'abord la cohérence de mesures globales telles que le taux de changement de région sur l'ensemble de la France, avant d'aborder les flux interrégionaux eux-mêmes.

## I.2. Comparaison des taux de mobilité annuels et des taux de mobilité intercensitaire

Ne disposant pas pour la période 1975-1982 des chiffres permettant d'évaluer les changements de commune ou de département par l'enquête sur l'emploi, cette partie s'intéressera essentiellement aux changements de région. Il serait, bien entendu, nécessaire de faire l'analyse sur les autres découpages, car les taux de mobilité interrégionale sont faibles.

Pour effectuer cette comparaison nous utiliserons le modèle présenté en détail dans l'article *Migrants et migrations* qui relie le taux mesuré lors d'un recensement portant sur une période de  $t$  années,  $m(t)$ , au taux instantané de mobilité  $m$ . Nous présentons rapidement ici les bases d'un tel modèle, avant de l'appliquer aux données observées.

Ce modèle est basé sur des observations d'enquêtes longitudinales rétrospectives qui permettent d'analyser très finement les migrations successives faites par un individu.

La première observation que l'on peut faire, c'est qu'au cours d'une période de courte durée (moins de 10 ans) les taux annuels de mobilité changent relativement peu. On peut vérifier ce résultat avec les données de l'enquête sur l'emploi portées dans le tableau 1 ci-après : de 1975 à 1981 les taux annuels de changement de région ont très peu varié autour de la valeur moyenne 14,40 pour mille. Cette première hypothèse est donc bien vérifiée.

La seconde observation nous montre que la probabilité d'effectuer un déplacement supplémentaire est à peu près indépendante du rang du déplacement antérieur.

Si le quotient de migration de rang  $(n+1)$  dépend fortement de la durée écoulée depuis la dernière migration de rang  $n$ , il n'en est plus de même lorsque l'on travaille uniquement sur la population qui fera une migration de rang  $n$  à l'avenir. Dans ce cas le quotient annuel de migration ne dépend plus de la durée écoulée depuis la migration antérieure. Ce résultat est vérifié que l'on travaille sur des changements de logement, de commune, de département ou de région, et le quotient ne dépend pratiquement pas du découpage géographique sur lequel ces migrations sont mesurées.

Ces diverses hypothèses, confirmées à l'aide d'enquêtes rétrospectives, nous permettent d'élaborer un modèle reliant les migrants aux migrations mesurées au cours d'une période de  $t$  années.

Supposons que la population,  $P$ , reste constante au cours du temps<sup>(1)</sup>. Si  $m$  est le taux instantané de mobilité, cette population effectuera pendant un intervalle de temps très petit  $(\theta, \theta+d\theta)$ ,  $Pm d\theta$  migrations. Certains de ces migrants effectueront par la suite au moins une migration supplémentaire, en nombre  $PmK d\theta$ , où  $K$  est la probabilité d'effectuer une nouvelle migration dans le futur.

Voyons maintenant comment les migrations supplémentaires se répartissent au cours du temps : soit un intervalle de temps infiniment petit  $(t, t+dt)$ , postérieur à  $\theta$ . Les nouvelles migrations qui se produisent  $[d\mu(t)]$  sont proportionnelles aux individus soumis au risque, soit  $[PmK d\theta - \mu(t)]$ , le coefficient de proportionnalité étant  $k$ :

$$d\mu(t) = k [PmK d\theta - \mu(t)] dt$$

d'où l'on tire

$$PmK d\theta - \mu(t) = c e^{-kt}$$

---

(1) Cette hypothèse simplificatrice peut facilement être remplacée par une autre, population croissant régulièrement, par exemple. Du fait que nous travaillons sur un intervalle de temps assez court, cette hypothèse n'est pas très gênante.

Les conditions aux limites pour  $t=0$  donnent

$$PmKd\theta = c e^{-k\theta}$$

d'où

$$c = PmK e^{k\theta} d\theta$$

et

$$\mu(t) = PmK d\theta [1 - e^{-k(t-\theta)}]$$

Faisons maintenant varier  $\theta$  entre un instant initial ( $\theta=0$ ) et un instant final ( $\theta=t$ ), on aura dénombré toutes les migrations de rang supérieur à un en calculant l'intégrale :

$$\int_{\theta=0}^{\theta=t} PmK d\theta [1 - e^{-k(t-\theta)}] = PmK \left[ t - \frac{1}{k} (1 - e^{-kt}) \right]$$

En calculant la différence entre l'ensemble des migrations dénombrées pendant cette période  $[Pm t]$  et celles de rang supérieur à un, on obtient les migrations de rang un :

$$m_1(t) = Pm \left[ (1-K)t + \frac{K}{k} (1 - e^{-kt}) \right]$$

Certains de ces individus ne seront cependant pas recensés comme migrants lorsqu'ils reviennent dans leur lieu de résidence initial au cours de la période. A nouveau les observations longitudinales nous montrent que les retours sont proportionnels aux migrations de rang supérieur à un. Si ce coefficient de proportionnalité est  $l$ , on voit que le nombre de migrants décelés par une question du recensement sur le lieu de résidence  $t$  années auparavant est égal à :

$$M(t) = Pm \left[ (1-K(1+l))t + \frac{K(1+l)}{k} (1 - e^{-kt}) \right]$$

Nous prendrons ici l'évaluation de  $k$  égale à 0,18, valeur qui a pu être vérifiée depuis dans un certain nombre d'exemples de mobilité en France. En revanche, nous estimerons le paramètre  $K' = K(1+l)$  à partir de la comparaison données de recensement et de l'enquête sur l'emploi.

Voyons, en premier lieu, comment se comportent les taux annuels de changement de région donnés par l'enquête sur l'emploi. Le graphique 3 et le tableau 1 portent ces taux avec, également, les valeurs obtenues pour les enquêtes sur l'emploi de 1972, 1983, 1984, 1985. Rappelons que nous travaillons toujours sur la population de 15 ans et plus. Nous avons également porté l'intervalle de confiance avec un seuil de probabilité égal à 5%. La valeur moyenne du taux annuel de mobilité interrégionale est de 14,4 pour mille pour la période de 1975-82. On vérifie que cette valeur se trouve dans tous les intervalles de confiance estimés. On peut donc conclure que le taux de mobilité interrégionale est resté stable au cours de toute la période intercensitaire, confirmant l'hypothèse précédente. Par contre on peut penser que la valeur obtenue en 1972 est au-dessus de ce taux de 14,4 pour mille, à une valeur égale à 15,8 pour mille et que le taux observé en 1985, égal à 12,6 pour mille, marque une nouvelle baisse de la mobilité interrégionale. On voit dans ce cas tout l'intérêt d'utiliser les données de l'enquête sur l'emploi qui auraient permis d'observer la baisse de mobilité enregistrée lors du recensement de 1982, et cela dès 1975. Elle montre que cette baisse se poursuit en 1985, après avoir marqué un palier entre 1975 et 1982.

Le graphique 4 porte le cumul des taux annuels de mobilité interrégionale, d'une part, et le taux mesuré par le recensement, portant sur une durée de 7,17 ans, d'autre part. Il montre clairement l'importance des migrations multiples et des retours. La proportion de migrants interrégionaux constitue seulement les trois quarts des taux cumulés de migrations interrégionales. En supposant  $k = 0,18$ , on peut écrire le système de deux équations à deux inconnues,  $m$  et  $K'$  :

$$14,46 = m \left[ (1 - K') + \frac{K'}{0,18} (1 - e^{-0,18}) \right]$$

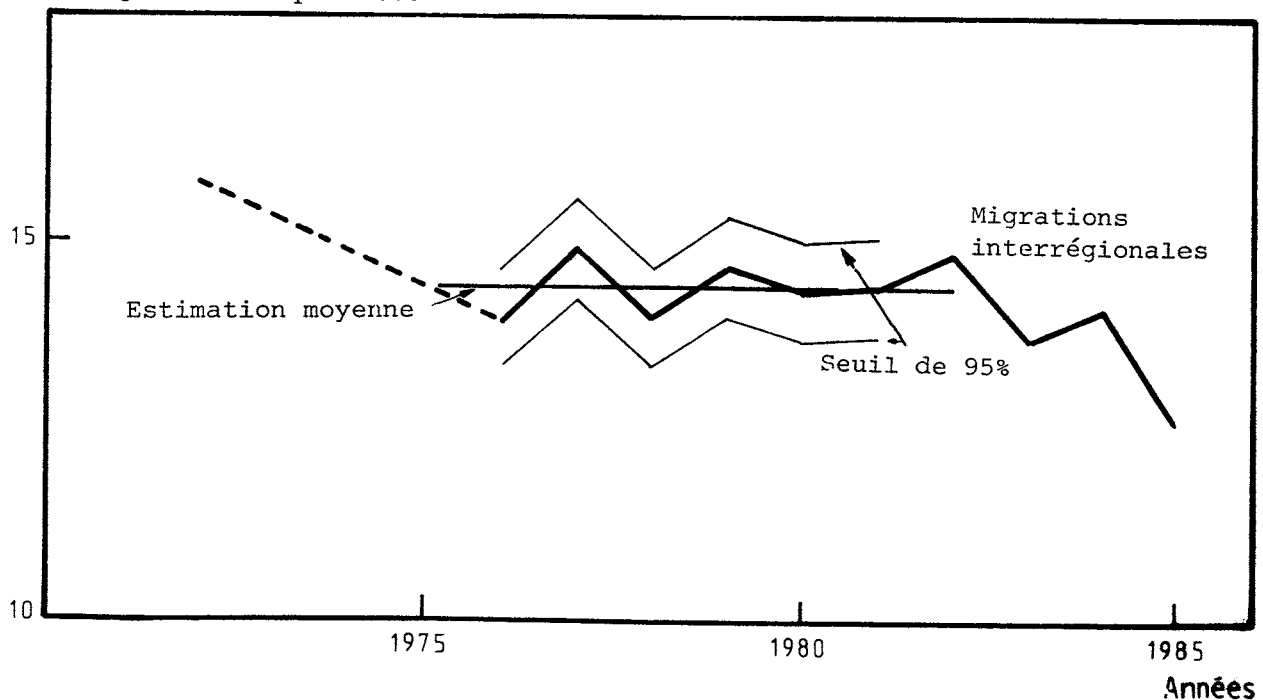
$$77,16 = m \left[ (1 - K') \times 7,17 + \frac{K'}{0,18} (1 - e^{-0,18 \times 7,17}) \right]$$

TABLEAU 1.- Période 1975-1982. Mesure des changements de région par l'enquête emploi, taux en pour mille

Période numéro	Taux annuel	Taux cumulé
1	13,95	13,95
2	14,96	28,91
3	14,00	42,91
4	14,68	57,59
5	14,39	71,97
6	14,41	86,38
7	14,83	101,21
Durée de la période intercensitaire		
7,17		103,67
Données de recensement		77,16
Estimation des paramètres		
$k = 0,18$		
$K' = K(1+l) = 0,68$		
Autres enquêtes emploi		
1972	15,80	
1984	14,10	
1985	12,60	

Graphique 3.- Taux annuels de mobilité interrégionale estimés à l'aide des données de l'enquête sur l'emploi, population de 15 ans et plus

Taux annuel de migration interrégionale en p. 1 000



La résolution de ce système nous donne :

$$K' = 0,68$$

$$m = 15,3 \text{ pour mille}$$

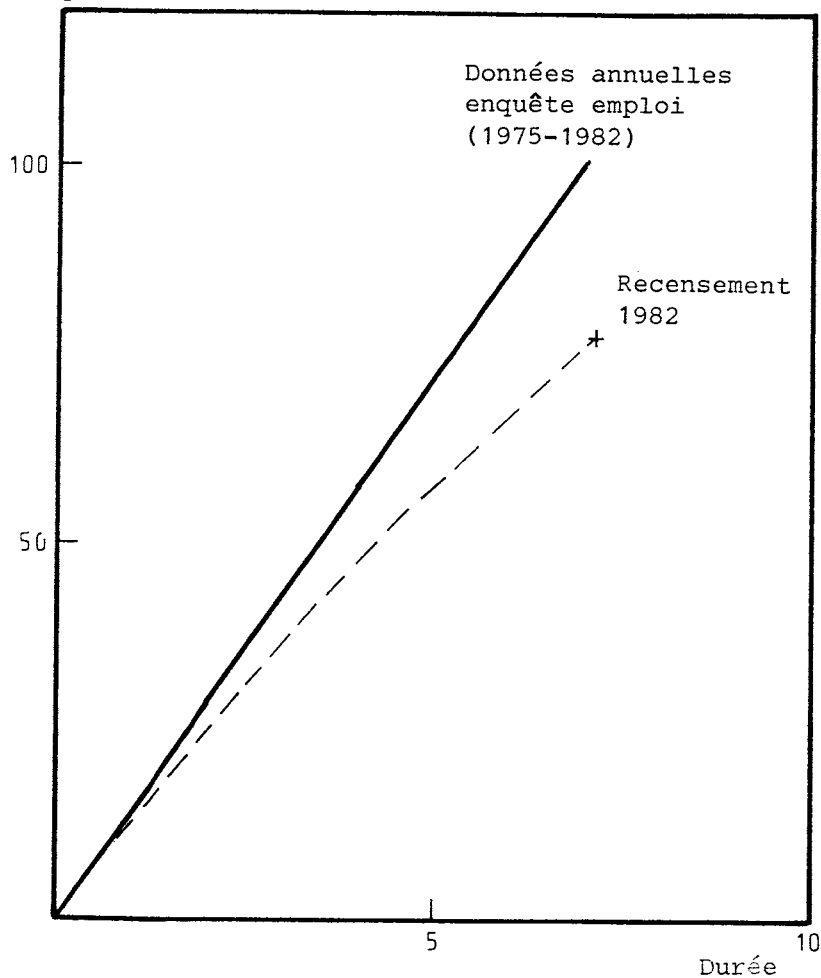
La valeur de  $K'$  estimée à l'aide des données de l'enquête sur l'emploi est plus faible que la valeur donnée par une enquête de l'INED en 1967 : elle était égale à 0,77. Le quotient instantané est par contre très proche de 15,3 pour mille contre 15,5 pour mille. Bien entendu la précision de l'estimation à l'aide de l'enquête sur l'emploi est bien meilleure que celle de l'enquête INED portant seulement sur 2 500 personnes.

L'application de ce modèle aux données du recensement de 1975 conduit à un taux annuel de migration interrégionale de 15,4 pour mille. L'enquête sur l'emploi de 1972 donnait un taux annuel de 15,8 pour mille, tout à fait cohérent avec ce résultat.

Nous avons également la possibilité, pour certaines années, d'estimer les taux de migration interdépartementale et intercommunale. ces résultats sont portés sur la graphique 5. On observe à nouveau au cours des dernières années une baisse de la mobilité tant entre départements qu'entre communes. Notons qu'avec les paramètres précédents les données du recensement de 1982 conduisaient à un taux annuel de mobilité interdépartementale de 22,99 pour mille et de mobilité intercommunale de 49,46 pour mille. Ces résultats sont encore cohérents avec les données de l'enquête sur l'emploi.

Cette confrontation des données de l'enquête sur l'emploi avec les données du recensement, portant sur les flux de migration globaux est tout à fait satisfaisante. Dans ce cas l'utilisation de l'enquête sur l'emploi aurait permis de déceler très rapidement la baisse de la mobilité au cours de la dernière décennie.

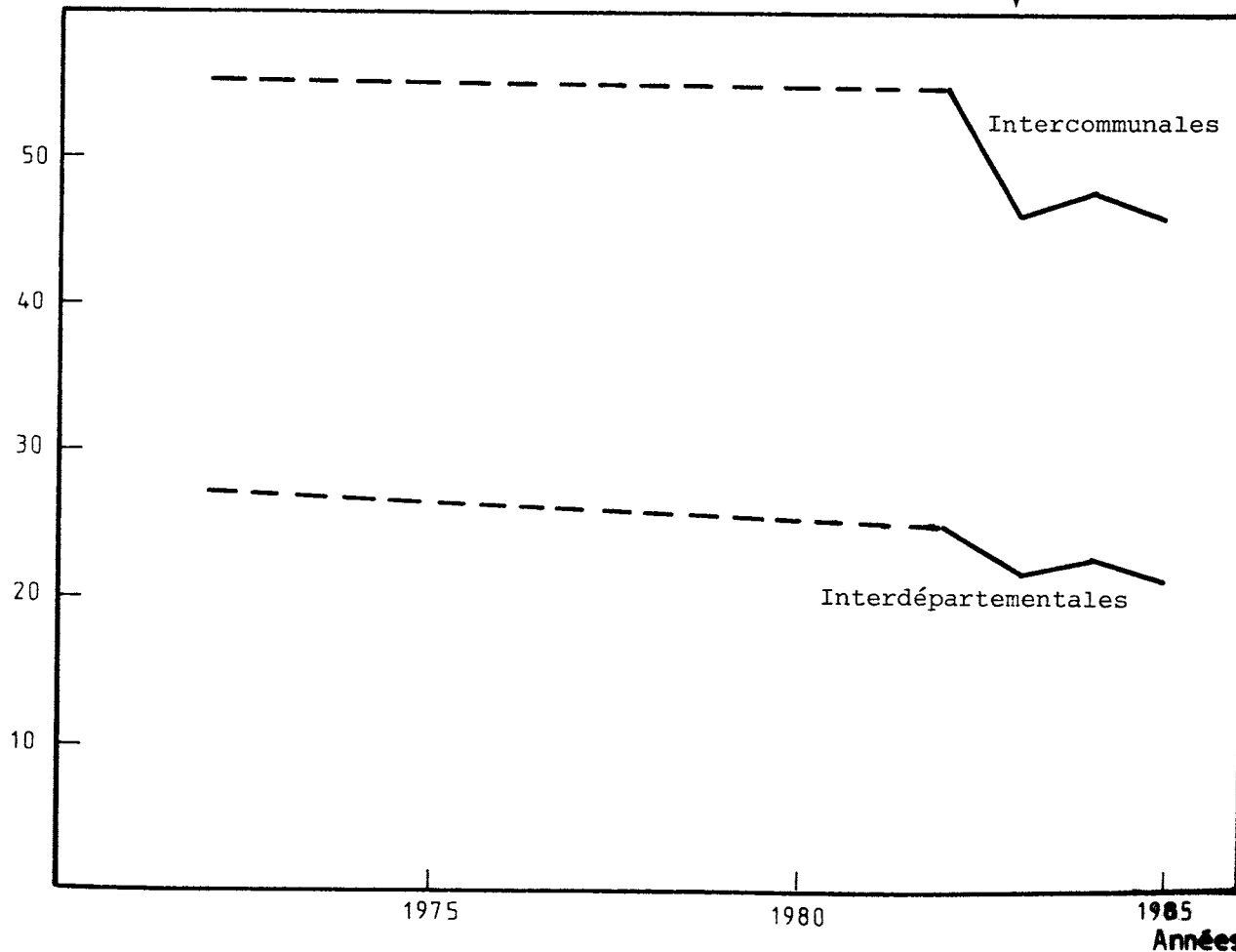
\*  
\* \*



Graphique 4.  
 Changements de région :  
 cumuls des migrations  
 annuelles 1975-1982,  
 migrants mesurés  
 par le recensement de 1982,  
 population âgée  
 de 15 ans et plus

Graphique 5.  
 Taux cumulés de mobilité  
 interdépartementale  
 et intercommunale  
 estimés à l'aide des données  
 de l'enquête sur l'emploi,  
 population de 15 ans et plus

Taux annuels de migration (en p. 1 000)





I.3. Comparaison des flux d'immigration et d'émigration

de chaque région estimés avec le recensement ou l'enquête emploi

S'il n'était pas possible, dans le cas précédent, d'estimer de façon séparée les migrations multiples et les retours, il va maintenant être nécessaire de les introduire. Nous développerons plus en détail ce modèle en Annexe 1, ne donnant ici que les principaux résultats. En plus des paramètres précédents, il nous faut décomposer la probabilité  $K'$  sous la forme suivante :

$$K' = K(1 + \ell)$$

où  $\ell$  mesure la probabilité de retour vers une zone d'un émigrant antérieur de cette zone. A l'aide d'un certain nombre d'hypothèses on peut écrire les proportions d'immigrants ou d'émigrants observés sur une période de durée,  $t$ , ( $i(t)$  et  $e(t)$ ) en relation avec les taux instantanés ( $i$  et  $e$ ) sous la forme suivante :

$$i(t) = i t - K(i + e \ell) \left( t - \frac{1}{k} (1 - e^{-kt}) \right)$$

$$e(t) = e t - K(i + e \ell) \left( t - \frac{1}{k} (1 - e^{-kt}) \right)$$

En vue de simplifier les calculs on suppose que les taux instantanés ne sont pas très différents des taux annuels. Nous avons vérifié au paragraphe précédent que cette condition était à peu près vérifiée, le taux annuel étant de 14,4 pour mille comparé au taux instantané de 15,3 pour mille. Notons cependant que cette hypothèse conduit à une sous-estimation du paramètre  $K'$ , qui devient dans ce cas égal à :

$$K' = 0,58$$

Rappelons que le modèle exact conduisait à une valeur égale à 0,68.

Dans ces conditions on peut calculer l'écart entre  $i(t)$  et  $e(t)$  mesurés et leur valeur estimée à l'aide de  $i(1)$  et de  $e(1)$ , supposés égaux à  $i$  et à  $e$ . On va alors rechercher les paramètres qui minimisent la somme

des carrés de ces écarts, sur tous les flux mesurés :

$$S = \sum_{n=1}^N [i_n(t) - ti_n(1) + K(i_n(1) + \ell e_n(1))k']^2 + [e_n(t) - te_n(1) + K(i_n(1) + \ell e_n(1))k']^2$$

où  $k' = t - \frac{1}{k} (1 - e^{-kt})$

Il faut donc résoudre le système d'équations :

$$\frac{\partial S}{\partial K} = \sum_{n=1}^N 2k'(i_n(1) + \ell e_n(1)) S'_n = 0$$

$$\frac{\partial S}{\partial \ell} = \sum_{n=1}^N 2K e_n(1) k' S'_n = 0$$

$$\frac{\partial S}{\partial k'} = \sum_{n=1}^N 2K(i_n(1) + \ell e_n(1)) S'_n = 0$$

où  $S'_n = i_n(t) - ti_n(1) + 2K(i_n(1) + \ell e_n(1)) k' + e_n(t) - te_n(1)$   
 $= -D_n + 2Kk'(i_n(t) + \ell e_n(1))$

On voit facilement que ces équations ne sont pas indépendantes et que l'on ne peut estimer que la combinaison  $Kk'$  et le paramètre  $\ell$ . Cette estimation se fait en écrivant la seconde équation sous la forme :

$$\sum_{n=1}^N e_n(1) D_n = 2Kk' \sum_{n=1}^N e_n(1) (i_n(1) + \ell e_n(1))$$

qui donne :

$$\hat{K} \hat{k}' = \frac{\sum_{n=1}^N e_n(1) D_n}{2 \sum_{n=1}^N e_n(1) [i_n(1) + \ell e_n(1)]}$$

En portant cette valeur de  $Kk'$  dans l'une ou l'autre des deux autres équations on obtient :

$$\sum_{n=1}^N i_n(1) D_n = \frac{\sum_{n=1}^N e_n(1) D_n}{2 \sum_{n=1}^N e_n(1) (i_n(1) + \ell e_n(1))} \sum_{n=1}^N i_n(1) [i_n(1) + \ell e_n(1)]$$

ce qui nous donne donc finalement la valeur de  $\ell$  estimée :

$$\hat{\ell} = \frac{\left[ \sum_{n=1}^N D_n i_n(1) \right] \left[ \sum_{n=1}^N i_n(1) e_n(1) \right] - \left[ \sum_{n=1}^N D_n e_n(1) \right] \left[ \sum_{n=1}^N i_n(1)^2 \right]}{\left[ \sum_{n=1}^N D_n e_n(1) \right] \left[ \sum_{n=1}^N i_n(1) e_n(1) \right] - \left[ \sum_{n=1}^N D_n i_n(1) \right] \left[ \sum_{n=1}^N e_n(1)^2 \right]}$$

Nous avons indiqué précédemment que l'estimation des flux des régions Ile-de-France, Centre et Picardie étaient très erronés, du moins pour la migration nette. Nous avons donc estimé les paramètres en excluant ces régions de l'échantillon. En supposant que le paramètre  $k$  est égal à 0,18, comme nous l'avons précédemment indiqué, on arrive aux estimations suivantes :

$$\begin{aligned} \hat{\ell} &= 0,3441 \\ \hat{K} &= 0,4236 \\ k &= 0,1800 \end{aligned}$$

On vérifie dans ce cas que le produit  $\hat{K}(1 + \hat{\ell})$  est égal à :

$$\hat{K}(1 + \hat{\ell}) = 0,57$$

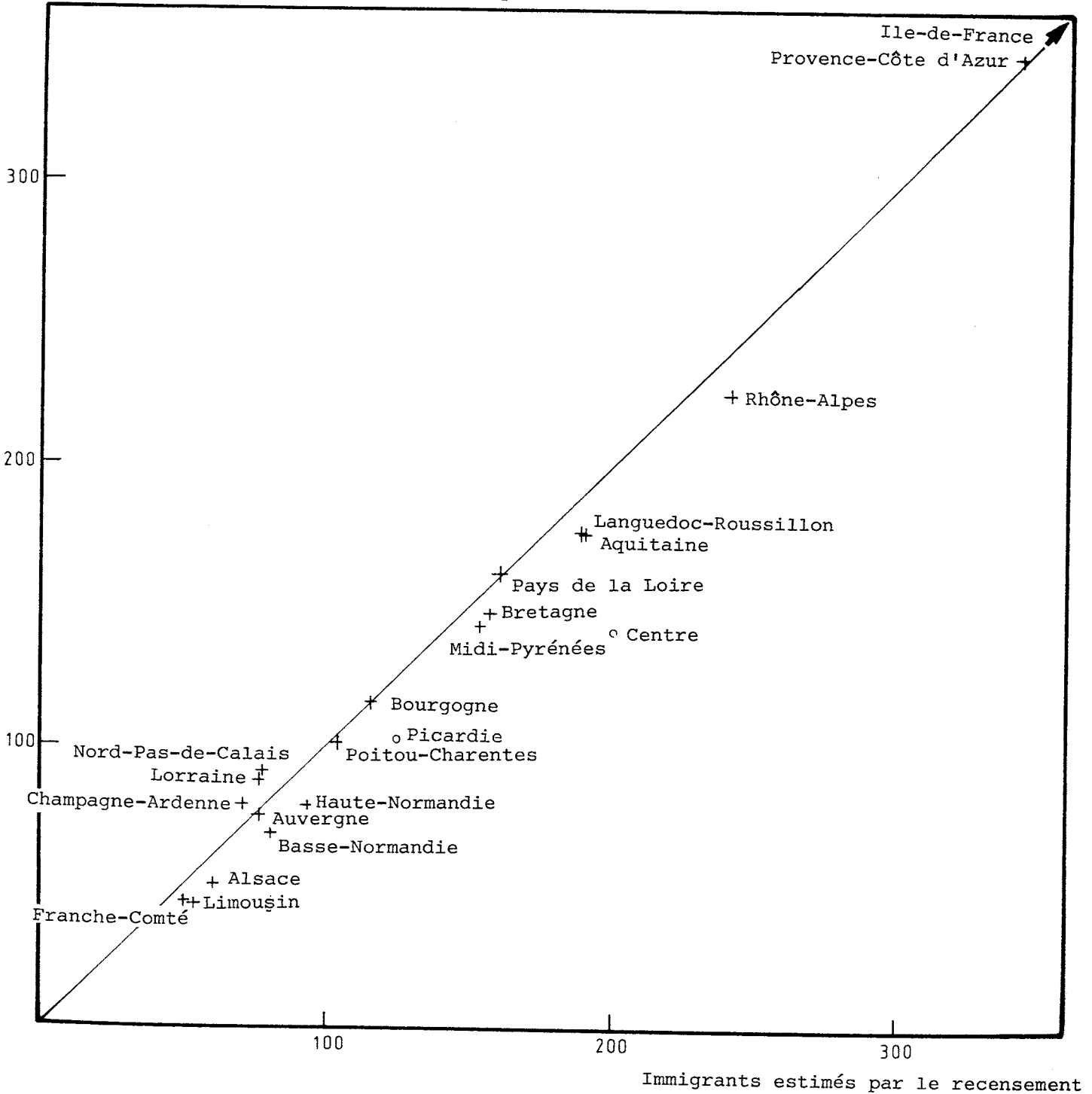
Cette valeur est remarquablement proche de l'estimation à partir de tous les changements de région du même paramètre, qui était égal à :

$$\hat{K}' = 0,58$$

Ces paramètres étant estimés il nous est maintenant possible de comparer les estimations données par le recensement et l'enquête emploi. Pour ce faire nous avons utilisé les paramètres estimés, non seulement pour les régions sur lesquelles ils ont été déterminés, mais également sur toutes les autres. Les graphiques 6 pour l'immigration et 7 pour l'émigration portent cette comparaison sur la période intercensitaire que l'on retrouve dans le tableau 2.

Graphique 6.- Comparaison des estimations des immigrants  
données par le recensement et l'enquête sur l'emploi  
(périodes intercensitaires, 3 régions exclues)

Immigrants estimés par l'enquête sur l'emploi



Graphique 7.- Comparaison des estimations des émigrants  
données par le recensement et l'enquête sur l'emploi  
(périodes intercensitaires, 3 régions exclues)

Emigrants estimés par l'enquête sur l'emploi

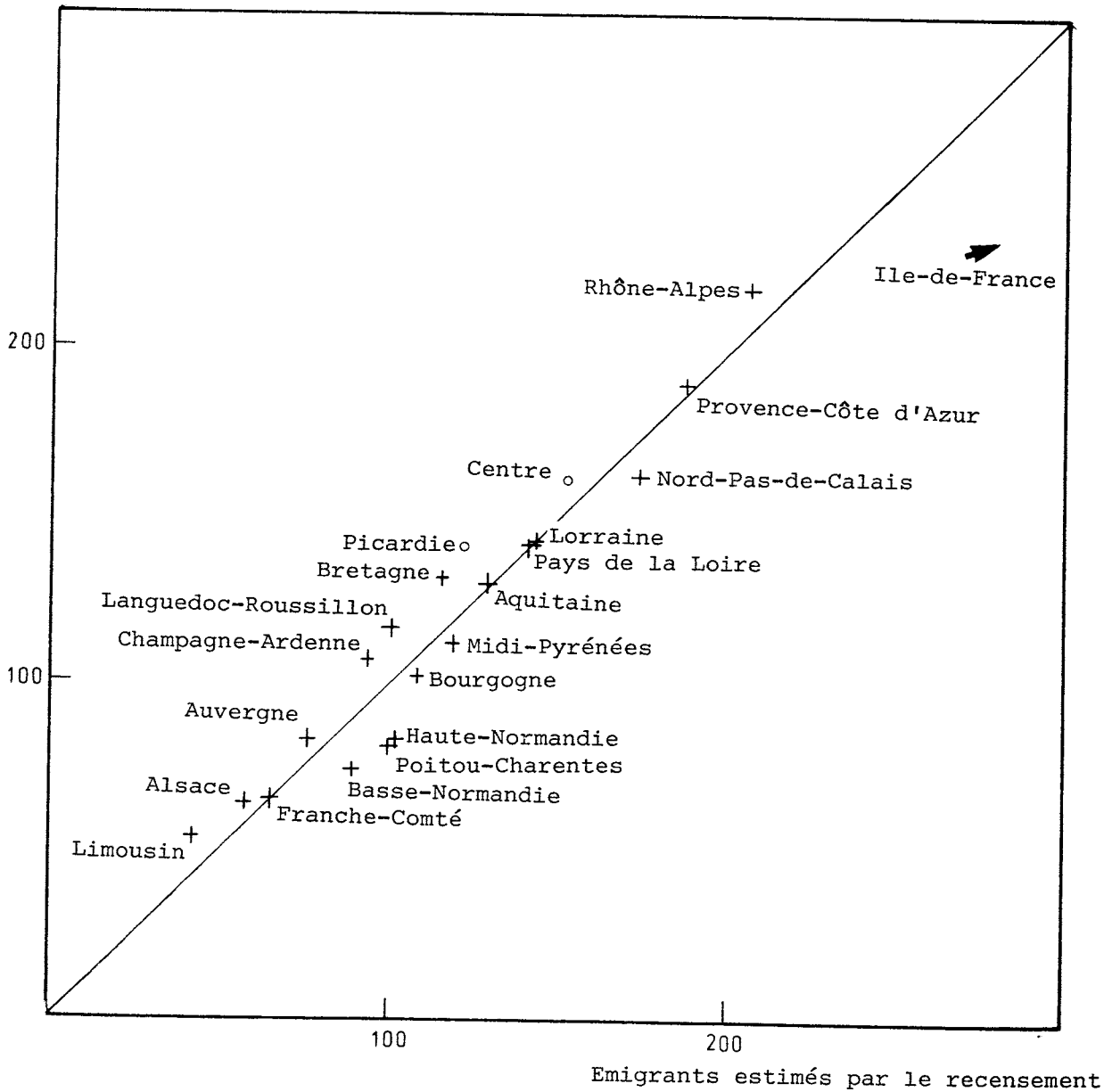


TABLEAU 2.- Immigration et émigration des régions françaises mesurées par le recensement de 1982 et estimées par les enquêtes sur l'emploi 1975-1981

Région	Immigration		Emigration	
	Recensement	Enquête emploi	Recensement	Enquête emploi
Ile-de-France	584 540	601 139	882 960	730 715
Champagne-Ardenne	70 440	79 884	94 400	107 151
Picardie	124 520	101 831	122 080	141 389
Haute-Normandie	93 000	78 736	102 080	83 791
Centre	200 460	140 215	152 940	161 302
Basse-Normandie	81 720	69 054	89 320	74 984
Bourgogne	116 420	115 717	108 660	102 252
Nord-Pas-de-Calais	78 160	91 547	174 320	162 229
Lorraine	77 280	87 846	144 940	141 836
Alsace	60 400	50 679	57 960	63 943
Franche-Comté	51 180	45 026	65 440	64 234
Pays de la Loire	160 800	160 582	140 900	142 320
Bretagne	157 620	147 929	116 340	131 732
Poitou-Charentes	104 820	101 199	100 060	81 524
Aquitaine	189 960	176 063	128 940	130 326
Midi-Pyrénées	154 240	152 522	119 460	119 098
Limousin	55 940	44 896	42 520	54 432
Rhône-Alpes	241 740	245 358	207 240	219 130
Auvergne	77 560	74 953	76 260	82 876
Languedoc-Roussillon	190 800	185 603	100 880	117 050
Provence-Côte d'Azur	343 560	345 437	187 460	190 902

On peut constater une bonne cohérence des estimations du recensement et de celles de l'enquête emploi pour les régions autres que l'Ile-de-France, le Centre et la Picardie. Les écarts à la diagonale sont relativement réduits, tant pour les flux d'immigration que d'émigration. Pour les trois régions aberrantes on constate que principalement deux flux seulement sur les six considérés sont complètement différents entre le recensement et l'enquête emploi :

- le flux d'émigration de l'Ile-de-France, qui est sous-estimé de 150 000, comparé aux 880 000 donnés par le recensement, soit 17%;
- le flux d'immigration du Centre, qui est sous-estimé de 60 000, comparé aux 200 000 donnés par le recensement, soit une sous-estimation de 30%.

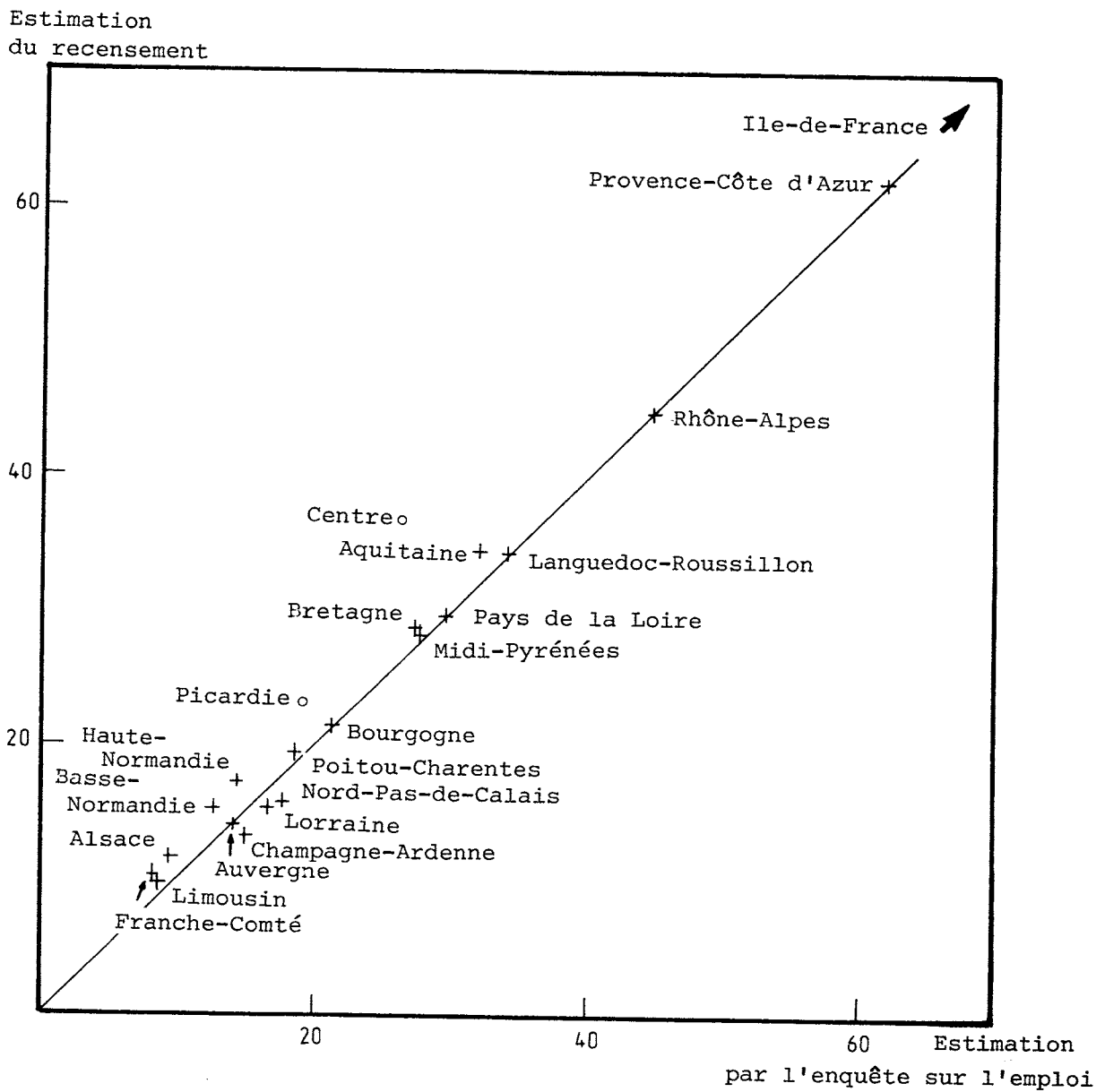
Ces résultats nous invitent à revenir sur l'hypothèse, que nous avons faite précédemment, d'une déclaration différente de la résidence, selon qu'elle est donnée lors de l'enquête sur l'emploi ou lors du recensement. Nous constatons en effet que l'enquête sur l'emploi sous-estime les flux d'émigration de la région Ile-de-France, en estimant correctement ses flux d'immigration. De même, elle sous-estime les flux d'immigration de la région Centre et d'autres régions autour de Paris, en estimant correctement leur flux d'émigration. Un tel résultat est tout à fait cohérent avec l'hypothèse faite. Certains individus, qui prendraient une nouvelle résidence hors de l'Ile-de-France tout en gardant leur logement parisien, se déclareraient comme émigrants de Paris vers la Province au recensement et comme sédentaires parisiens lors de l'enquête sur l'emploi.

Cependant, seule une comparaison des bulletins individuels du recensement avec les questionnaires de l'enquête sur l'emploi permettrait de confirmer cette hypothèse avec certitude.

Ces résultats nous permettent également d'infirmier l'hypothèse d'une erreur dans la saisie des données de l'enquête sur l'emploi dans l'une des régions. En effet le flux d'émigration de l'Ile-de-France, qui est sous-estimé, est en fait mesuré au lieu d'arrivée, dans chacune des régions françaises.

Il est, bien entendu, possible de comparer les estimations sur une durée de un an (graphiques 8 et 9). Cette comparaison sera en fait très semblable à la précédente et ne nous fournit pas d'éléments nouveaux. De même, il est possible d'estimer de nouveaux paramètres en éliminant les régions les plus déviantes par rapport au modèle précédent.

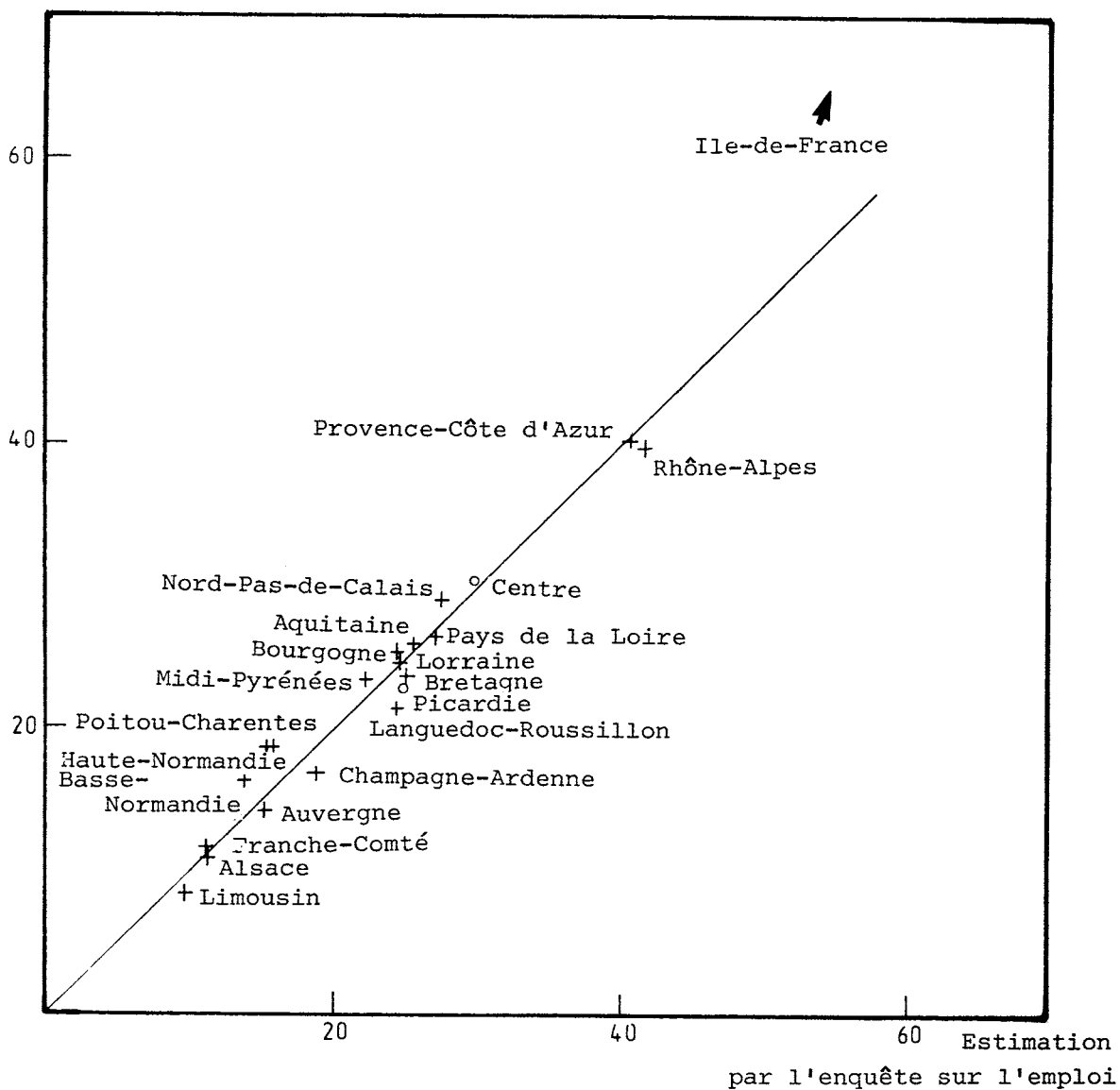
Graphique 8.- Comparaison des estimations des immigrants  
données par le recensement et l'enquête sur l'emploi  
(sur une durée de un an, 3 régions exclues)





Graphique 9.- Comparaison des estimations des émigrants  
données par le recensement et l'enquête sur l'emploi  
(sur une durée de un an, 3 régions exclues)

Estimation  
du recensement



Nous l'avons fait en éliminant les régions Haute-Normandie et Basse-Normandie (graphiques 10 et 11). Cette élimination ne modifie que très peu les paramètres estimés et la solution choisie plus haut paraît tout à fait stable.

On peut donc en conclure que le modèle utilisé semble tout à fait satisfaisant. Il permet de retrouver avec une bonne précision 40 des 42 flux d'immigration et d'émigration des régions françaises, en partant du recensement ou de l'enquête emploi.

Nous pouvons donc porter sur les graphiques 12 à 18 (pages 34 à 40) les estimations annuelles des flux d'immigration et d'émigration de chacune des 21 régions françaises, avec l'estimation annuelle obtenue à partir du recensement, où l'on suppose ces flux constants de 1975 à 1982. l'intervalle de confiance à 95% pour chaque estimation annuelle est également porté sur ces graphiques, en vue de permettre de déceler des différences pour certaines années. Les crises économiques, ou leurs suites, peuvent en effet entraîner des variations annuelles, en particulier une baisse de la mobilité.

Pour la région Ile-de-France (graphique 12a) les différences entre enquête emploi et recensement sont flagrantes pour l'émigration : seule l'estimation de l'année 1981 se trouve dans l'intervalle de confiance. Pour l'immigration seule l'année 1977 montre une légère divergence : l'immigration vers la région Ile-de-France semble être correctement enregistrée par l'enquête emploi.

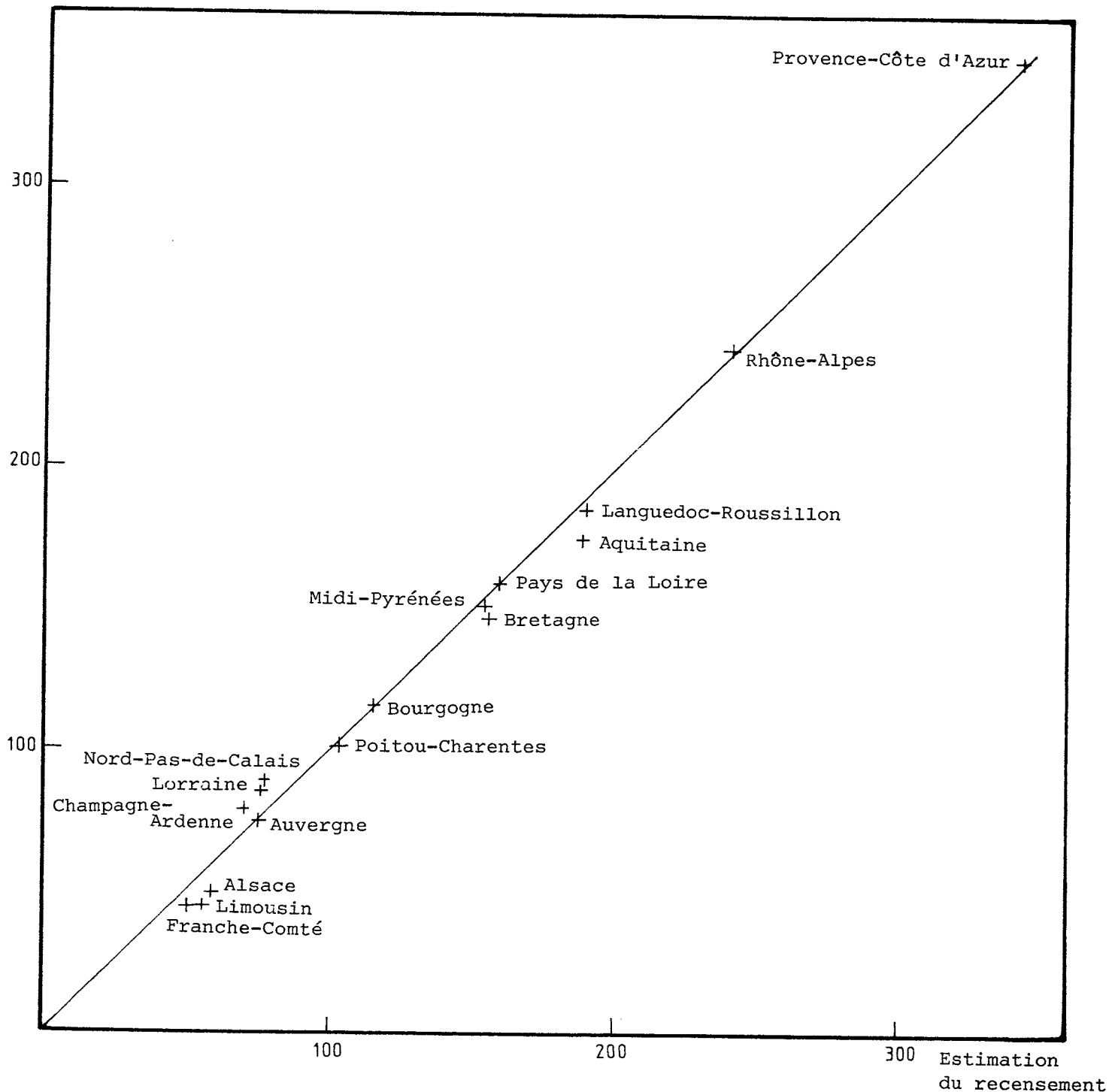
On peut déceler pour la région Champagne-Ardenne (graphique 12b) une très légère augmentation des flux d'immigration, alors que les flux d'émigration semblent rester absolument constants tout au long des six années d'observation.

Pour la Picardie (graphique 12c) il est intéressant de voir que l'on a pour les flux d'immigration une sous-estimation très nette pour les années antérieures à 1980, alors que l'émigration n'est vraiment surestimée que pour l'année 1976.

Pour la Haute-Normandie et la Basse-Normandie (graphiques 13a et c) les différences sont à la limite du significatif, avec, la plupart du temps, une sous-estimation des flux d'immigration et d'émigration.

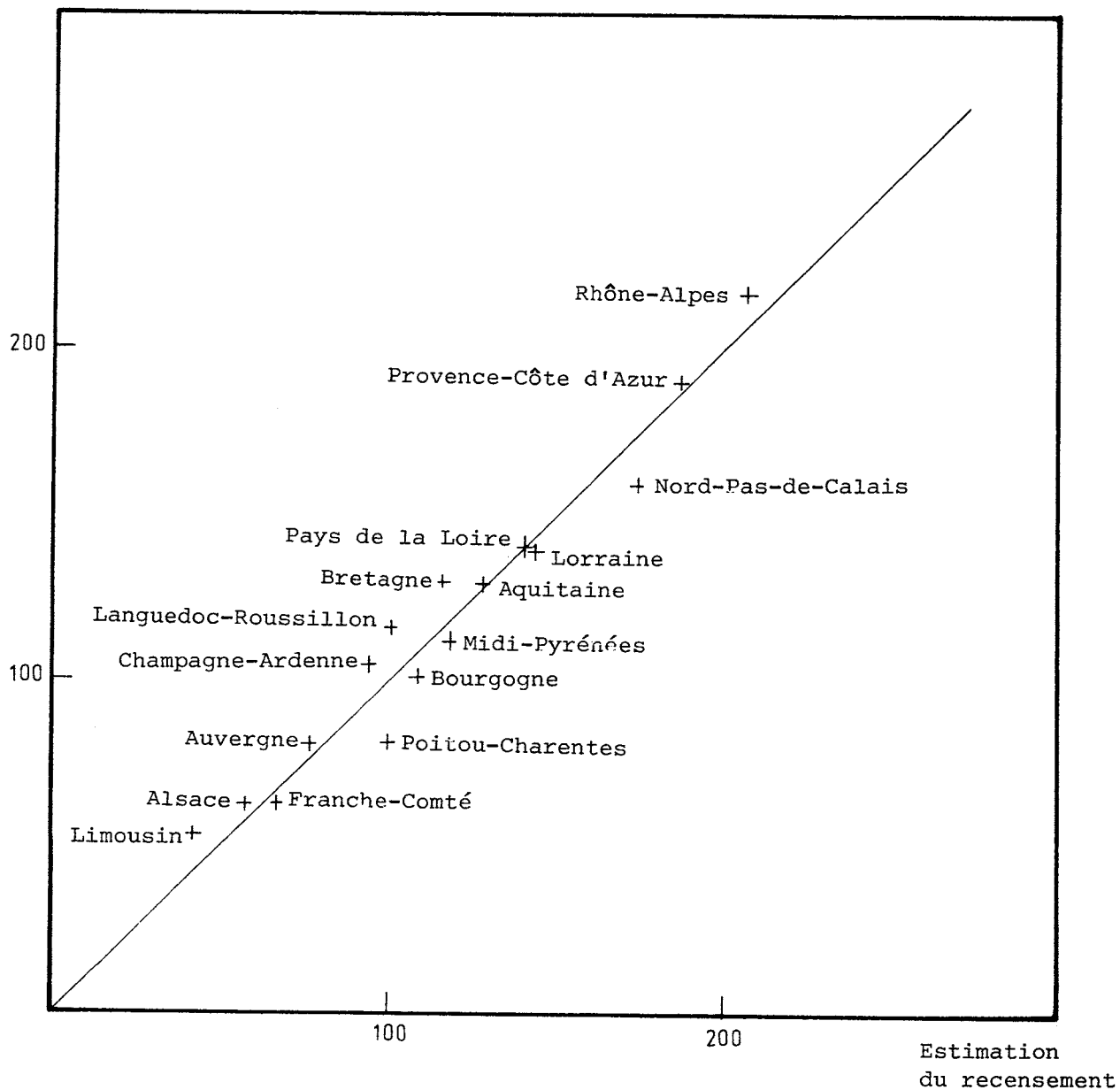
Graphique 10.- Comparaison des estimations des immigrants  
données par le recensement et l'enquête sur l'emploi  
(périodes intercensitaires, 5 régions exclues)

Estimation  
de l'enquête sur l'emploi



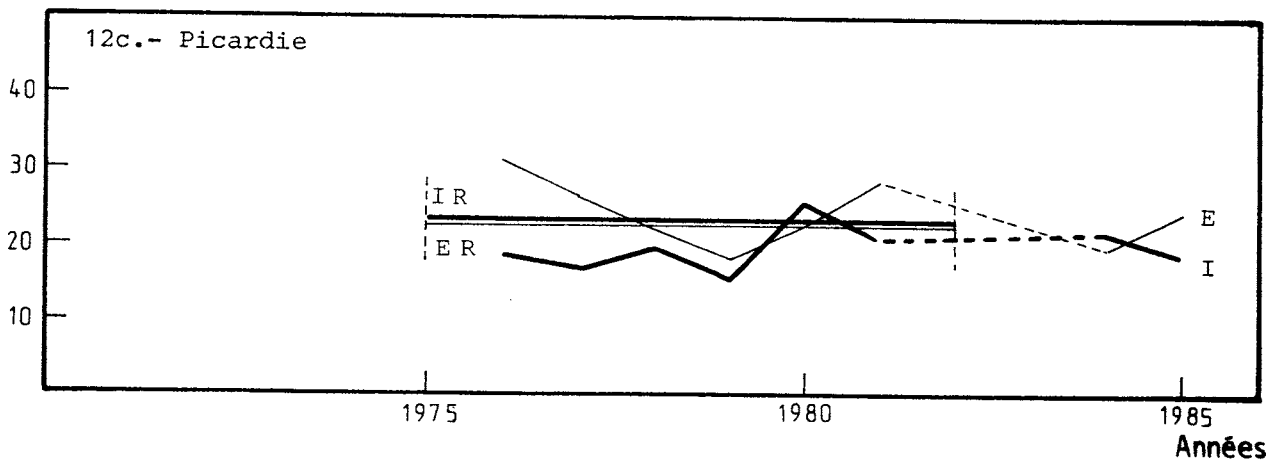
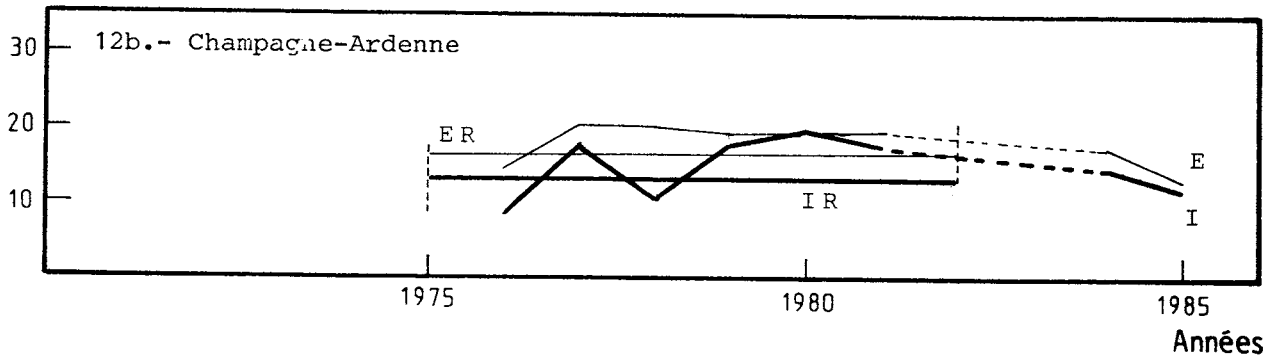
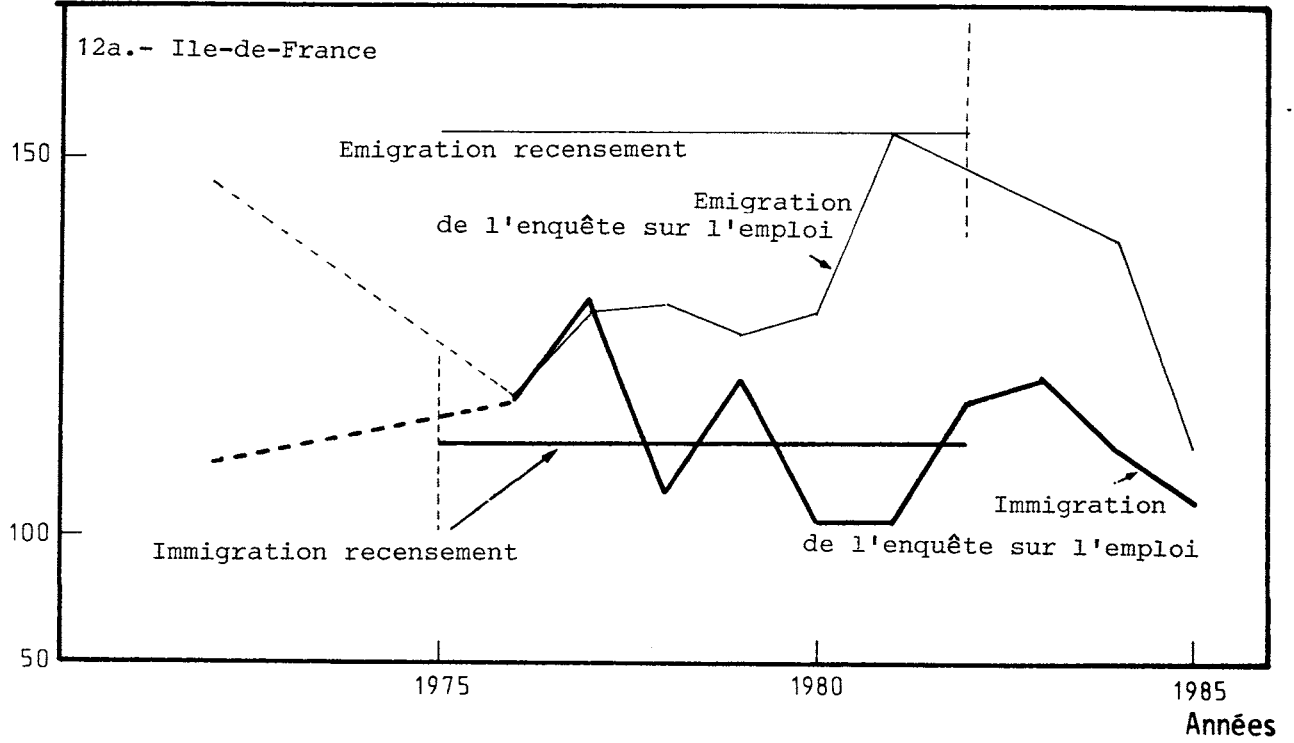
Graphique 11.- Comparaison des estimations des émigrants  
données par le recensement et l'enquête sur l'emploi  
(périodes intercensitaires, 5 régions exclues)

Estimation  
de l'enquête sur l'emploi

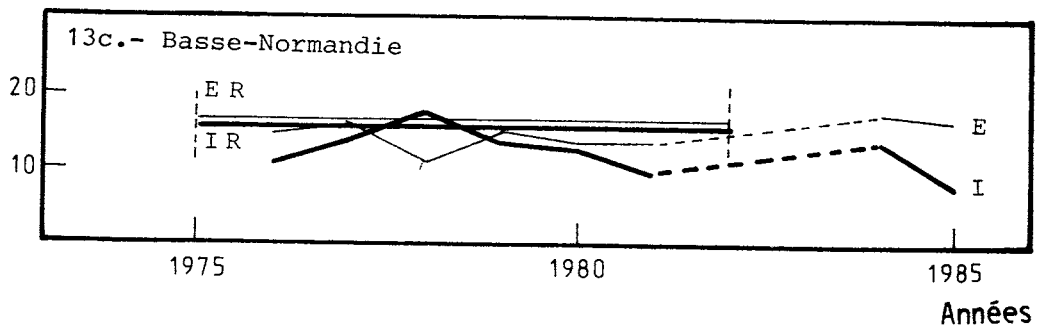
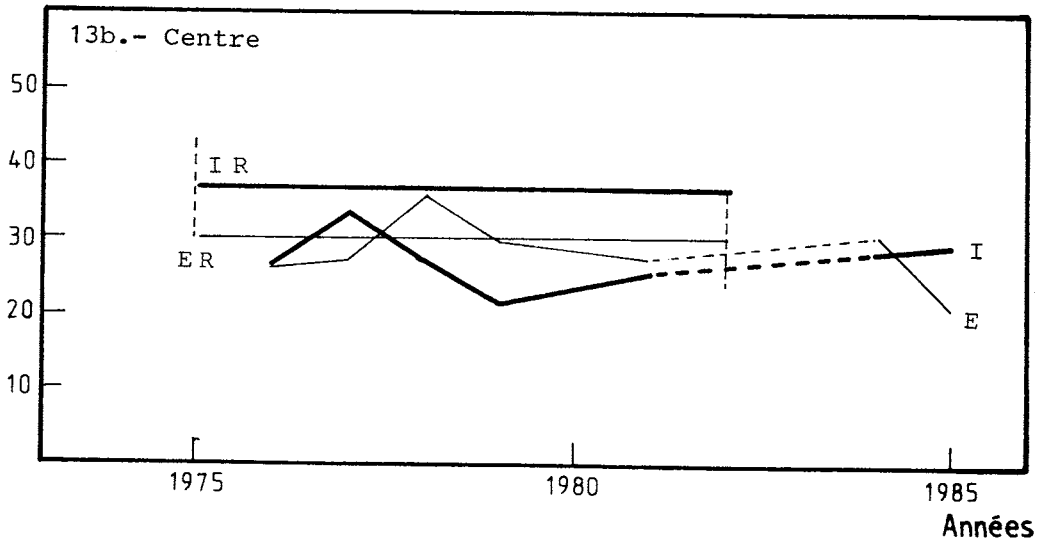
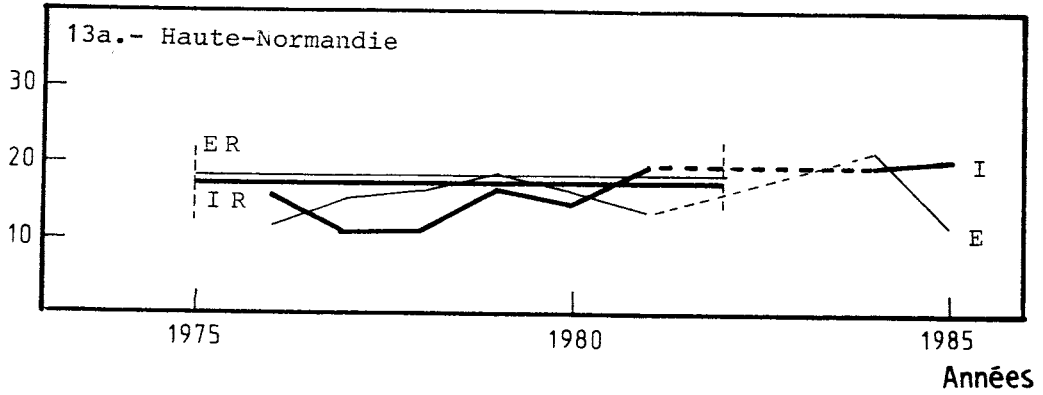


Graphiques 12.- Flux d'immigration et d'émigration mesurés par le recensement et l'enquête sur l'emploi pour chacune des régions françaises

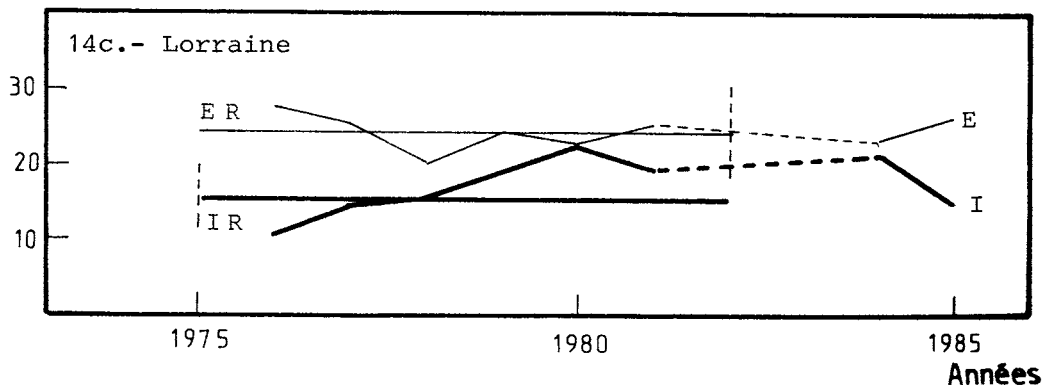
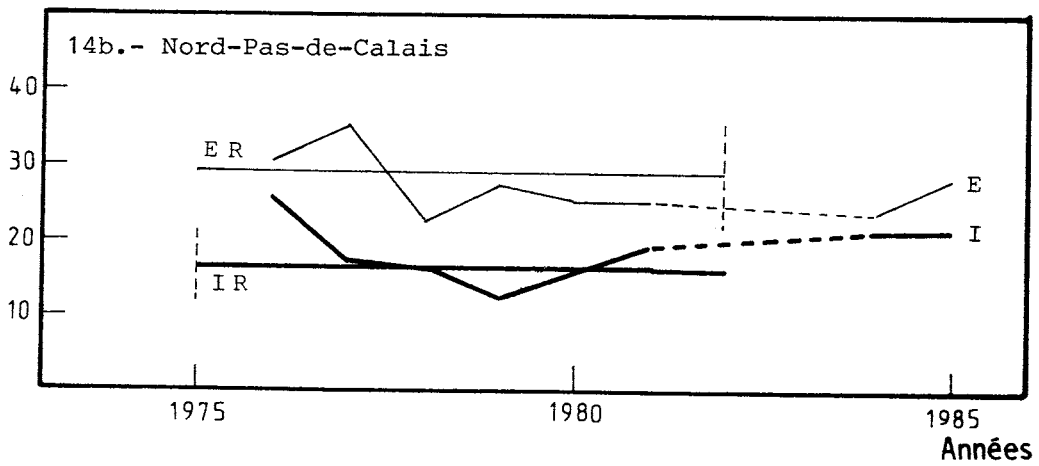
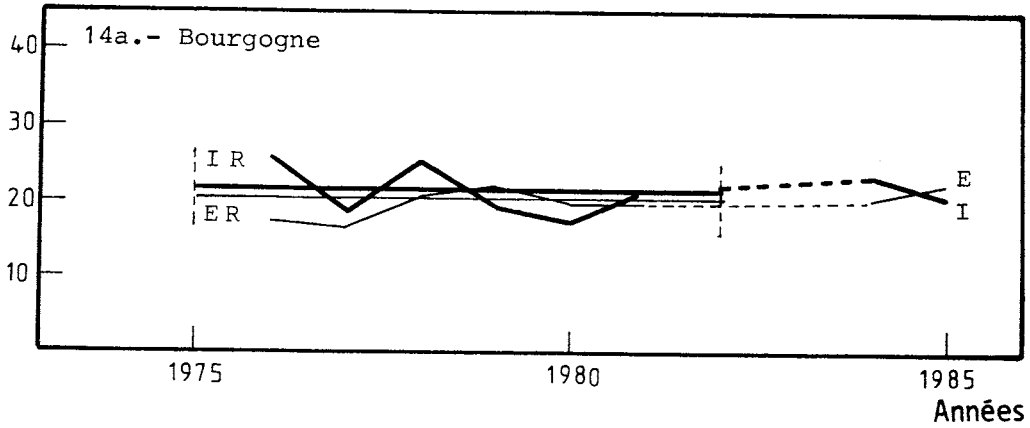
Effectifs en milliers



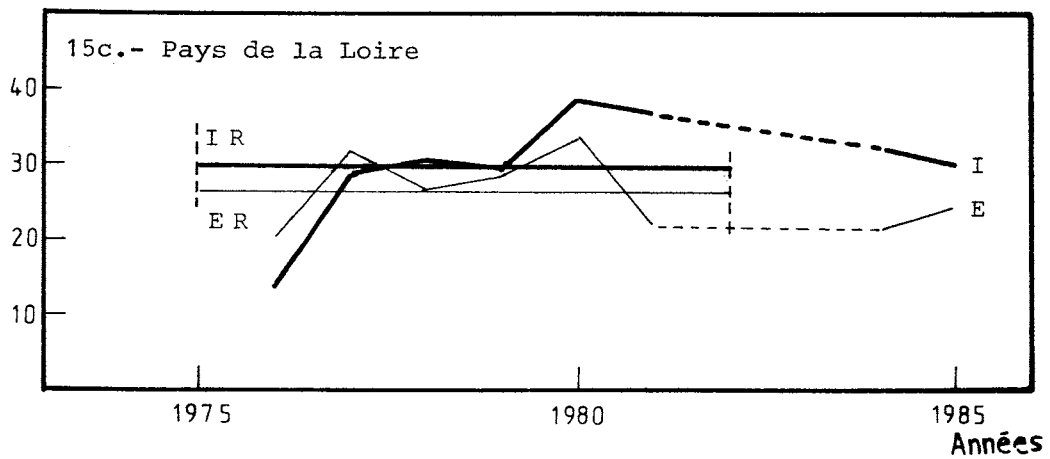
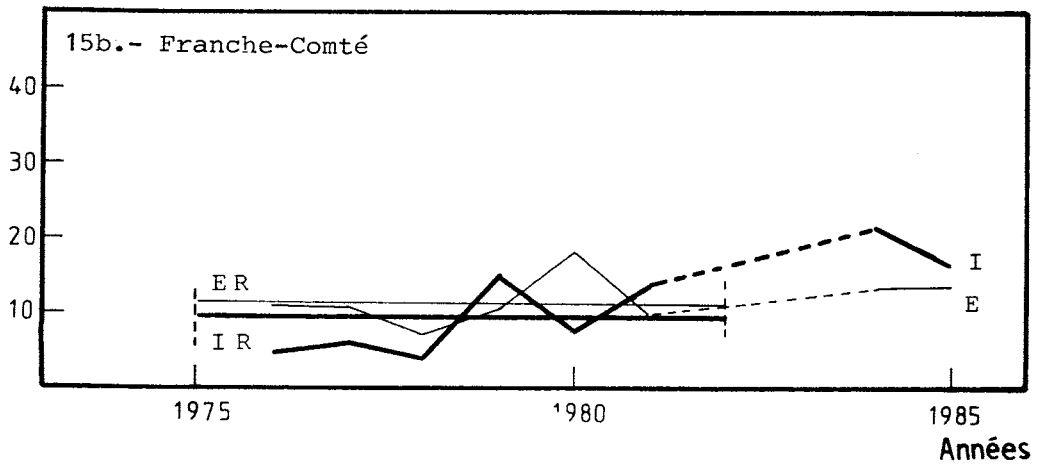
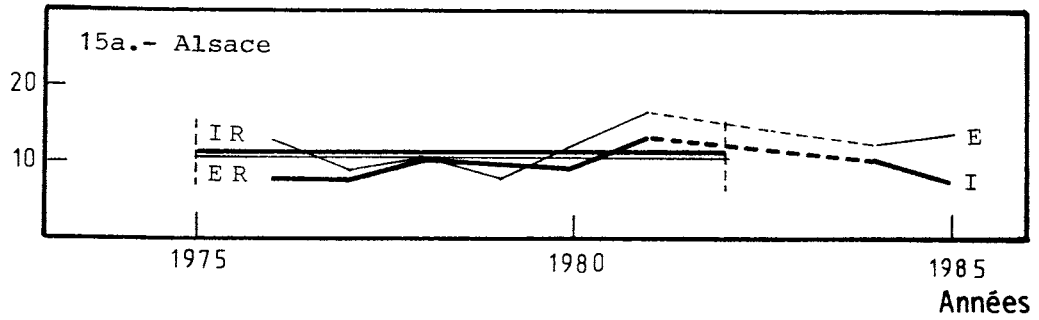
Graphiques 13.- Flux d'immigration et d'émigration mesurés par le recensement et l'enquête sur l'emploi pour chacune des régions françaises



Graphiques 14.- Flux d'immigration et d'émigration mesurés par le recensement et l'enquête sur l'emploi pour chacune des régions françaises

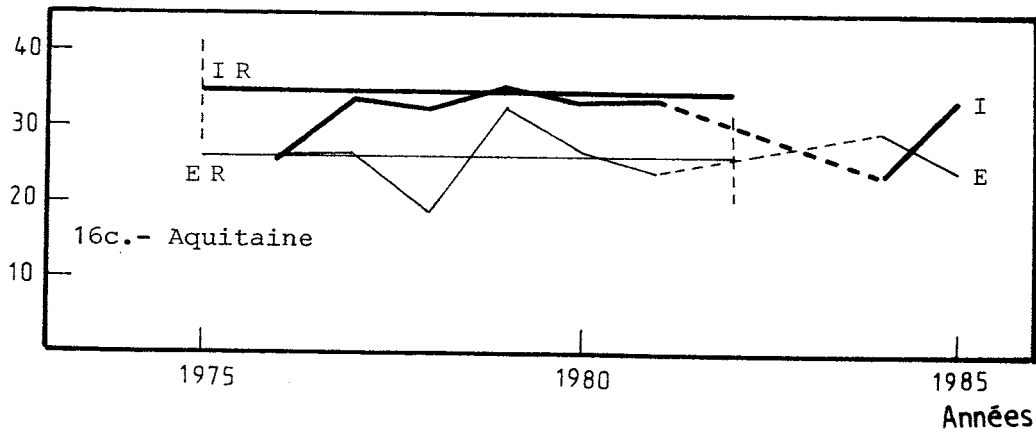
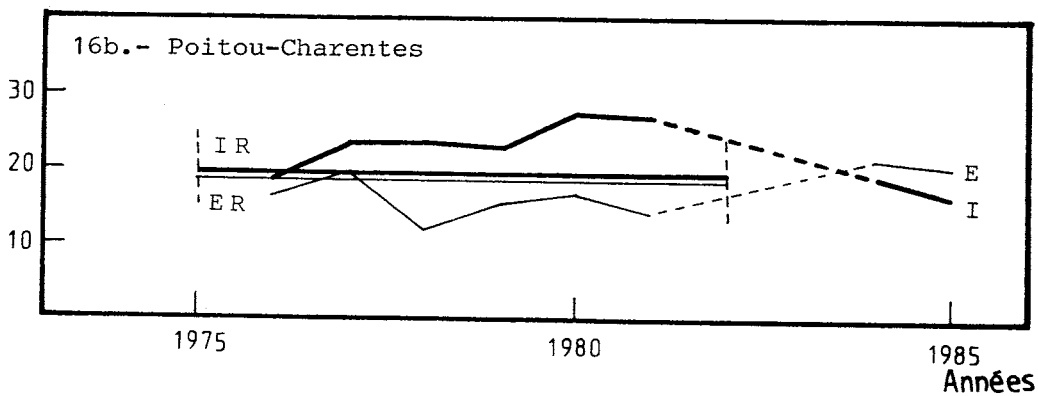
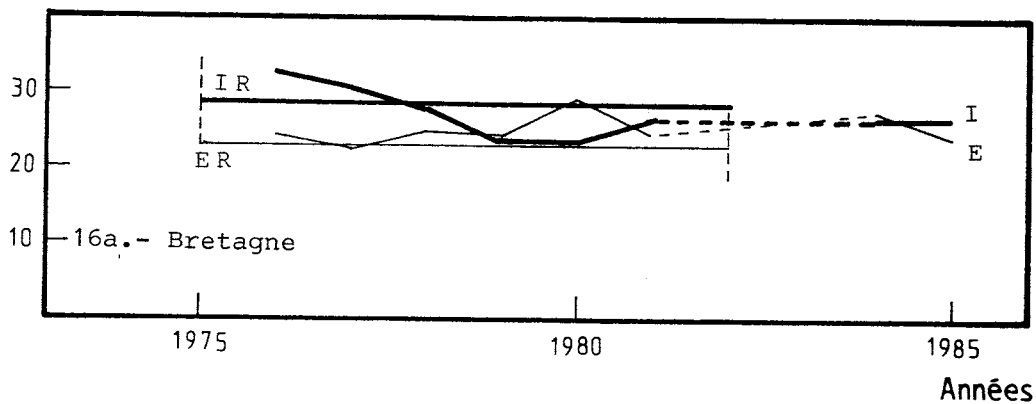


Graphiques 15.- Flux d'immigration et d'émigration mesurés par le recensement et l'enquête sur l'emploi pour chacune des régions françaises

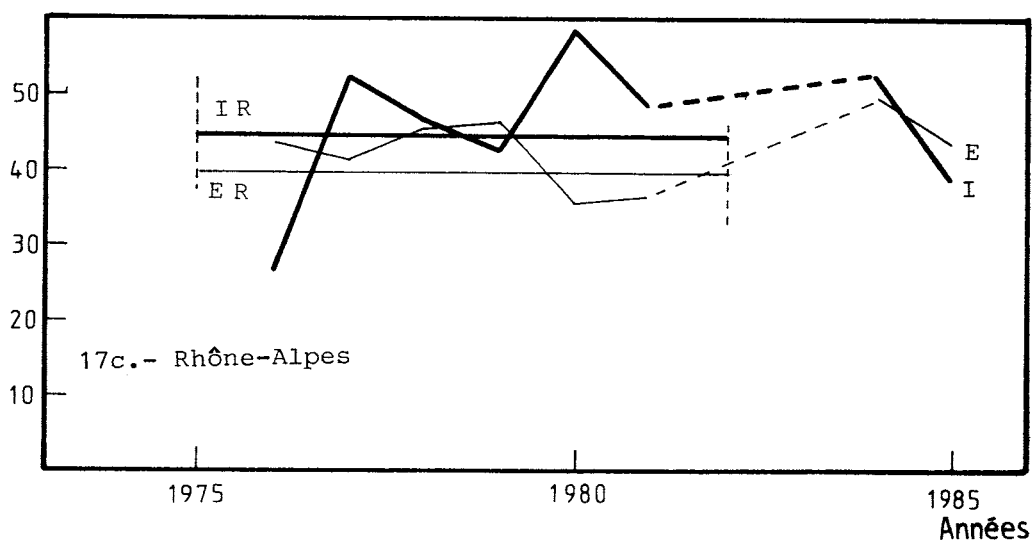
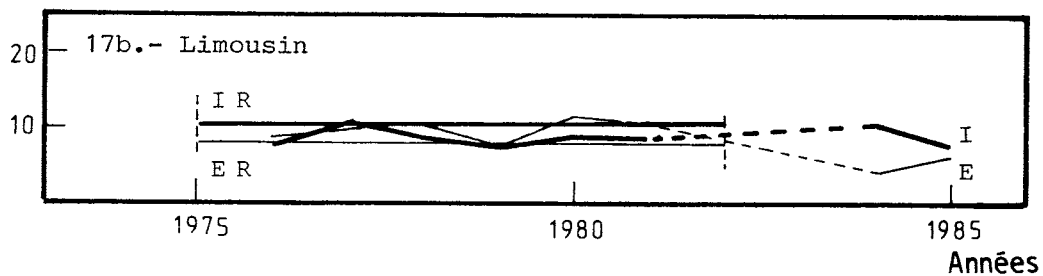
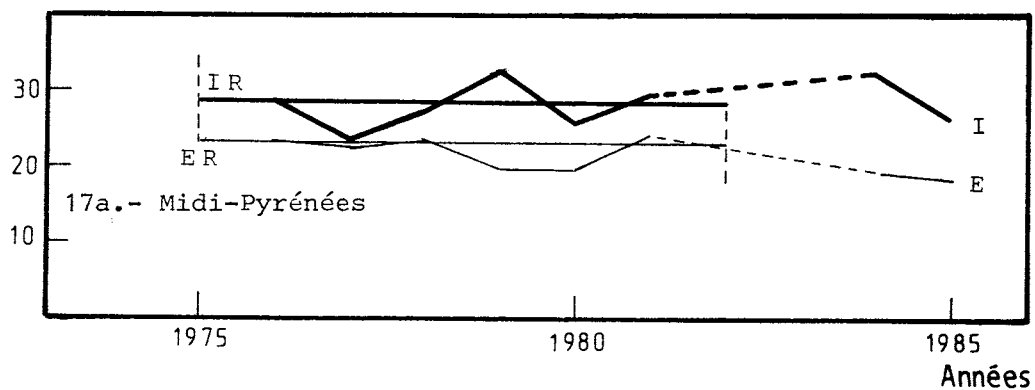




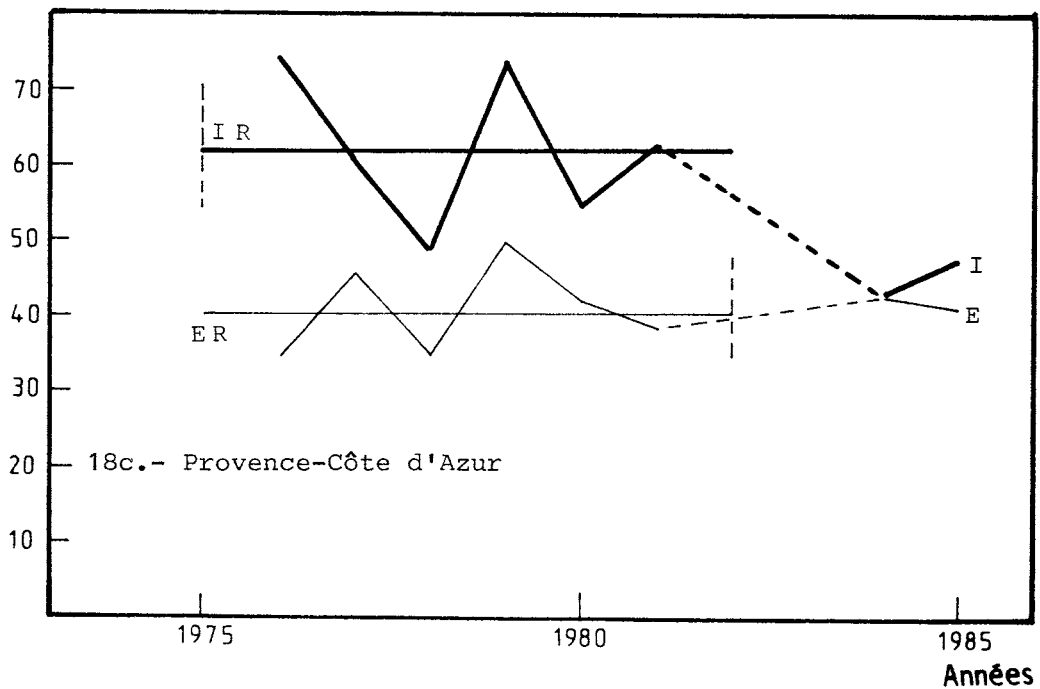
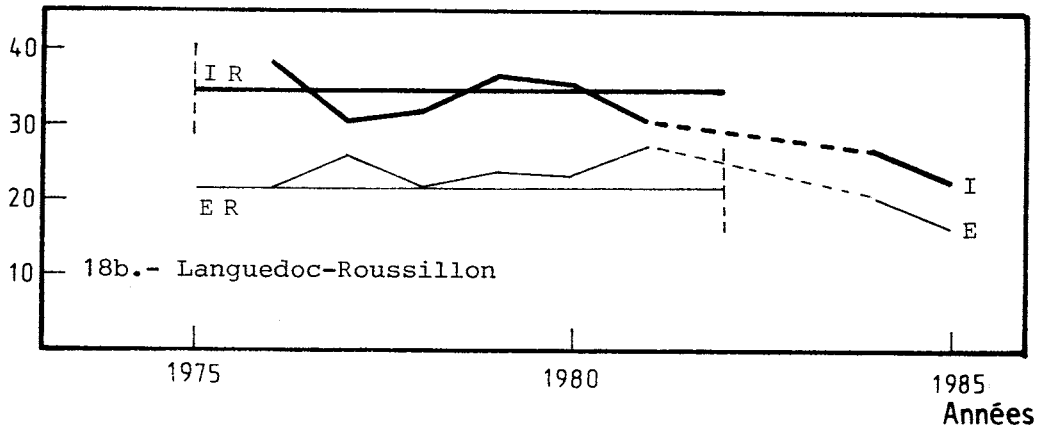
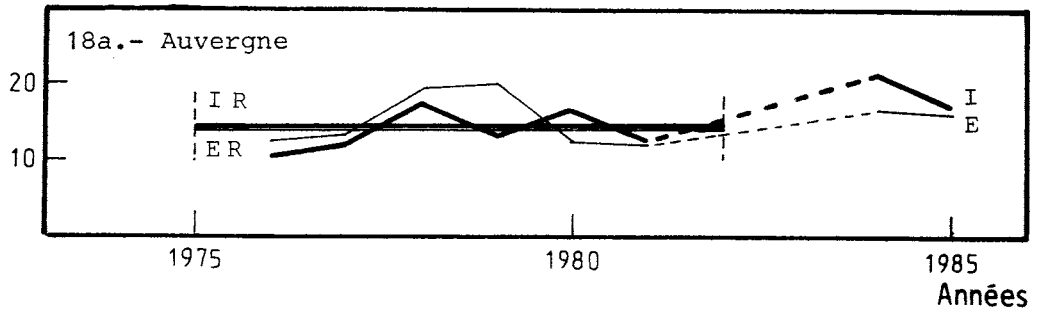
Graphiques 16.- Flux d'immigration et d'émigration mesurés par le recensement et l'enquête sur l'emploi pour chacune des régions françaises



Graphiques 17.- Flux d'immigration et d'émigration mesurés par le recensement et l'enquête sur l'emploi pour chacune des régions françaises



Graphiques 18.- Flux d'immigration et d'émigration mesurés par le recensement et l'enquête sur l'emploi pour chacune des régions françaises



Pour le Centre (graphique 13b) les résultats sont très nets : une sous-estimation pour presque toutes les années des flux d'immigration; estimation tout à fait correcte, en revanche, des flux d'émigration.

Pour la Bourgogne (graphique 14a) les flux d'immigration et d'émigration estimés par l'enquête emploi et le recensement sont parfaitement cohérents entre eux, et ce pour toutes les années d'observation.

Le Nord-Pas-de-Calais (graphique 14b) enregistre une baisse de son immigration entre 1976 et 1977 et une stabilisation ensuite. Son émigration marque également une baisse, à la limite du significatif, dès 1978.

La Lorraine (graphique 14c) enregistre une augmentation, à la limite du significatif, de son immigration, alors que son émigration reste parfaitement stable.

L'Alsace (graphique 15a) semble rester très stable, autant pour son immigration que pour son émigration, bien que l'année 1981 marque une augmentation significative de son émigration.

La Franche-Comté et les Pays de la Loire (graphiques 15b et c) ont une évolution très similaire : augmentation de l'immigration, variations liées aux crises économiques de l'émigration. En effet, celle-ci est maximale pour l'année 1980 (1979-80 en particulier).

La Bretagne (graphique 16a) semble enregistrer une baisse de son immigration, bien que les différences ne soient jamais significatives.

Le Poitou-Charentes (graphique 16b) voit son immigration augmenter légèrement, ainsi que l'Aquitaine (graphique 16c), alors que l'émigration reste à un niveau stable.

La région Midi-Pyrénées n'enregistre aucune variation significative de ses flux, non plus que le Limousin (graphiques 17a et b).

Les variations des flux de la région Rhône-Alpes (graphique 17c) sont beaucoup plus importantes : on enregistre une augmentation des flux d'immigration et une baisse des flux d'émigration, avec d'importantes variations d'une année à l'autre, difficiles à relier à d'autres raisons.

Les flux de la région Auvergne sont tout à fait stables, comme ceux de la région Languedoc-Roussillon (graphiques 18a et b). Dans ce dernier cas, si les flux d'immigration, mesurés par l'enquête sur l'emploi, sont cohérents avec ceux du recensement, pour l'émigration, en revanche, ils paraissent toujours supérieurs.

Enfin la région Provence-Côte d'Azur (graphique 18c), en dépit de fortes variations, que l'on peut en grande partie imputer à la taille de l'échantillon de l'enquête sur l'emploi, se situe correctement par rapport au taux d'immigration et d'émigration annuel, estimé à l'aide du recensement.

On pourra trouver en annexe 2 les effectifs correspondant aux flux d'immigrants et d'émigrants de chaque région, mesurés par l'enquête sur l'emploi.

En conclusion de cette approche région par région, on peut dire que, si les résultats de l'enquête sur l'emploi sont en général cohérents avec les données du recensement, il semble assez difficile de mettre en évidence des changements d'une année à l'autre dans les flux d'immigration et d'émigration d'une région donnée. Ces flux sont en général trop faibles et sont, du fait du sondage, entourés d'une grande imprécision. L'estimation de cette imprécision, que nous avons faite ici, est très approchée et il serait utile, si l'on désire utiliser ces chiffres, que l'INSEE fournisse la précision des estimations annuelles de ces flux de migration, comme cela a été fait pour d'autres effectifs de l'enquête sur l'emploi (voir à ce sujet l'annexe 3 des résultats détaillés de l'enquête sur l'emploi de 1972, *Collections de l'INSEE*, D, 33-34).

\*

\* \*

#### I.4. Les non-déclarations

##### lors de l'enquête emploi

Nous avons jusqu'à présent déterminé les variances des diverses estimations sous l'hypothèse d'un tirage aléatoire dans la population française. Il est évident qu'une telle hypothèse est très grossière. Un certain nombre de biais viennent à son encontre. Nous ne pouvons tous les examiner ici, mais certains semblent jouer un rôle important.

En particulier on peut se demander comment les non-réponses à la question sur le lieu de résidence un an auparavant vont pouvoir jouer sur les estimations précédentes.

Malheureusement nous ne disposons pour le moment que de peu de données sur les non-déclarations : nous n'en disposons que pour les périodes extérieures à la période intercensitaire 1975-1982. En dépit de cela elles nous posent de nouveaux problèmes.

Pour l'année 1972, 124 294 individus n'ont pas répondu à la question sur le lieu de résidence un an auparavant, soit 3,6 pour mille de la population totale. Rappelons qu'au recensement de 1975, 27 pour mille de la population n'avaient pas indiqué le lieu de résidence en 1968. Si l'on suppose que ce pourcentage de non-réponse croît proportionnellement à la durée d'observation (ce résultat a été clairement montré aux Etats-Unis), on arrive à des résultats très cohérents entre enquête emploi et recensement : le taux de non-réponse à l'enquête emploi de 1972 conduirait à un taux de non-réponse au recensement de 25 pour mille contre 27 pour mille observés.

Le tableau 3 ci-après donne l'évolution de ces non-réponses depuis 1982.

On observe d'abord une forte augmentation de ce taux de non-réponse : près de 8,6 pour mille pour l'enquête de 1982, soit plus du double de ce que l'on avait dix ans plus tôt. Cependant, depuis cette date, on observe à nouveau une diminution de ce taux qui tombe à 6,5 pour mille pour l'enquête de 1985.

A nouveau, si l'on désire utiliser les données de l'enquête sur l'emploi pour avoir une évaluation des migrations annuelles, il faudrait

TABLEAU 3.- Evolution des non-réponses depuis 1982

Enquête de	Non-réponses	Population totale * de 15 ans et plus	Taux de non-réponses en p. 1000
1982	356 353	41 572 808	8,57
1983	331 355	41 970 815	7,89
1984	324 440	42 310 804	7,67
1985	276 358	42 671 239	6,48

\* Non comprises les personnes venues des DOM, TOM ou de l'étranger.

que l'INSEE se penche sur ce problème des non-réponses. En particulier on peut se demander si les enquêtés répondent moins souvent à la question sur la résidence un an auparavant ou si les consignes sur la saisie des non-réponses n'a pas varié au cours du temps.

Pour les données de recensement on avait observé une dégradation des réponses à la question sur le lieu de résidence l'année du recensement antérieur. Le taux de non-réponses était passé de 2,1% en 1962, à 2,3% en 1968 et à 2,7% en 1975. Cette augmentation n'est cependant pas aussi importante que celle que l'on observe pour l'enquête sur l'emploi.

Si l'on regarde ce qui se passe au niveau des régions de programme on voit que l'amélioration des taux de non-réponse est en grande partie liée à une amélioration de ces taux dans la région Ile-de-France où ils étaient très élevés. Le tableau 4 porte ces résultats.

TABLEAU 4.- Evolution des non-réponses en Ile-de-France depuis 1982

Enquête de	Non-réponses en Ile-de-France	Population totale de 15 ans et plus en Ile-de-France	Taux de non-réponses en p. 1000
1982	118 085	7 985 823	14,79
1983	120 870	8 151 004	14,83
1984	93 354	8 205 507	11,38
1985	75 751	8 239 995	9,19

On voit que le taux de non-réponse de l'Ile-de-France, qui était plus de 1,7 fois supérieur au taux national en 1982, n'est plus que 1,4 fois supérieur en 1985. La baisse de près de 40% des non-réponses en région Ile-de-France semble plus être due à un changement dans la consigne de saisie qu'à une amélioration des déclarations des enquêtés.

#### I.5. Estimation des flux

##### entre régions ou entre ZEAT

Au fur et à mesure que l'on entre dans le détail des flux les effectifs observés vont fortement décroître et leur variabilité relative croître. Nous avons porté en Annexe 4 les flux interrégionaux observés lors de chacune des enquêtes sur l'emploi. Deux possibilités s'offrent pour analyser ces flux interrégionaux. L'une consiste à estimer un modèle qui permet de résumer tous ces flux par un petit nombre d'indices. L'autre va consister à regrouper les régions en un plus petit nombre de zones, par exemple en neuf Zones d'Etudes et d'Aménagement du Territoire (ZEAT).

Le tableau 5 ci-après porte l'estimation des paramètres de divers modèles<sup>(1)</sup> sur les flux interrégionaux de personnes âgées de 15 ans et plus.

Le modèle simple de Pareto est du type suivant :

$$\hat{M}_{ij} = a P_i P_j d_{ij}^b$$

où  $M_{ij}$  est le flux de migrants entre les zones  $i$  et  $j$ ,  $P_i$  (cf  $P_j$ ) la population de la zone  $i$  (cf  $j$ ) et  $d_{ij}$  la distance entre les zones. Les paramètres que l'on estime sont donc  $a$  et  $b$ . Au cours de la période intercensitaire on observe une décroissance du paramètre  $a$  (avec un coefficient de corrélation égal à  $-0,435$ ) et une croissance du paramètre  $b$  (avec un coefficient de corrélation de  $0,355$ ).

---

(1) Voir Michel POULAIN : Contribution à l'analyse spatiale d'une matrice de migration interne, Cabay ed. Louvain-la-Neuve, 1981, pour une présentation plus détaillée de ces divers modèles.



TABLEAU 5.- Estimation des paramètres de divers modèles appliqués aux flux interrégionaux pour la population de plus de 15 ans

	ENQUÊTE EMPLOI							RECENSEMENT
	Mars 76	Mars 77	Mars 78	Mars 79	Mars 80	Mars 81	75-82	
Pareto simple	$r^2$	0,7408	0,7872	0,7173	0,7297	0,7084	0,7557	0,8555
	$a \times 10^9$	13,7	9,82	15,2	7,58	6,25	11,7	156
	$b$	-0,62	-0,55	-0,65	-0,52	-0,49	-0,60	-0,77
Exponentiel simple	$r^2$	0,7190	0,7746	0,7081	0,7156	0,7040	0,7397	0,8328
	$a \times 10^9$	0,854	0,783	0,826	0,717	0,672	0,760	4,77
	$b$	-0,00228	-0,00178	-0,00237	-0,00180	-0,00167	-0,00202	-0,00266
Pareto avec contiguïté	$r^2$	0,7699	0,8166	0,7487	0,7630	0,7458	0,7846	0,8830
	$a \times 10^9$	5,13	0,409	1,68	3,74	0,437	0,328	11,1
	$b$	-0,47	-0,03	-0,31	-0,42	-0,06	-0,01	-0,34
	$k$	0,1557	2,4497	0,9413	0,2846	2,6333	3,2827	0,5871
Exponentiel avec contiguïté	$r^2$	0,7652	0,8148	0,7489	0,7613	0,7467	0,7841	0,8825
	$a \times 10^9$	0,540	0,342	0,366	0,474	0,332	0,309	2,03
	$b$	-0,00134	-0,00001	-0,00078	-0,00104	-0,00021	-0,00001	-0,00076
	$k$	1,7394	2,8987	4,4751	2,4619	3,5254	3,4795	3,3757
Global		0,7541	0,8043	0,7503	0,7525	0,7416	0,7767	0,8738

Bien que ces corrélations soient faibles une telle évolution va bien dans le sens de l'évolution de la mobilité sur le long terme, où la distance joue un rôle de moins en moins important sur les migrations. Ce modèle explique, selon les années, de 71% à 79% de la variance des flux. Il est, bien entendu, moins satisfaisant que le modèle appliqué aux données du recensement de 1982, qui expliquait près de 86% de la variance des flux. Si le paramètre  $a$ , estimé avec l'enquête sur l'emploi, est inférieur au même paramètre estimé avec le recensement, comme on pouvait s'y attendre, le paramètre  $b$  est aussi toujours inférieur, en valeur absolue, alors que l'on attendrait une valeur moyenne pour l'enquête sur l'emploi proche de celle du recensement.

Le modèle exponentiel simple est du type suivant :

$$\hat{M}_{ij} = a P_i P_j e^{bd_{ij}}$$

Il est toujours moins satisfaisant que le modèle de type Pareto, tant pour les données de l'enquête sur l'emploi que pour les données du recensement. Nous ne présenterons donc pas en détail les résultats qu'il fournit.

Le modèle de Pareto, avec contiguïté est du type suivant :

$$\hat{M}_{ij} = a P_i P_j d_{ij}^b (1 + k C_{ij})$$

où  $C_{ij}$  est un indice de contiguïté mesuré par la longueur de la frontière commune entre les deux régions  $i$  et  $j$ , rapportée à la racine quatrième du produit de leurs superficies. Un tel modèle améliore la part de variance expliquée qui oscille de 75% à 82%. Il est intéressant de voir que pour certaines années (1977, 1980, 1981) l'effet de la distance est presque entièrement effacé, étant remplacé par un fort effet de contiguïté. Cela s'explique par la forte variabilité de faibles flux, donc de flux à longue distance, qui ne permet plus de déceler un effet de distance, mais uniquement un effet de contiguïté. D'ailleurs les données du recensement de 1982 nous montrent bien que cet effet de distance est toujours présent.

Le modèle exponentiel avec contiguïté est du type suivant :

$$\hat{M}_{ij} = a P_i P_j e^{bd_{ij}(1+kC_{ij})}$$

Il est maintenant absolument équivalent au modèle de Pareto avec contiguïté, la part de variance expliquée est la même. Les variations du paramètre  $b$ , sont tout à fait similaires à celles du même paramètre dans le modèle de Pareto avec contiguïté : en 1977, 1980 et 1981 ce paramètre n'est pas significativement différent de zéro. L'explication est la même que celle que nous avons donnée précédemment.

Dans ce cas les variations des paramètres d'une année à l'autre semblent plus être liées aux aléas du sondage qu'à une réelle évolution de la répartition des flux. L'utilisation de telles données semble, de ce fait, très restreinte.

Voyons maintenant ce que donne un regroupement des 21 régions en 8 Zones d'Etudes pour l'Aménagement du Territoire. Le tableau 6 (pp. 49-50) porte les flux entre ces zones de 1976 à 1981. On voit que ces flux sont de faible importance : le maximum se trouve autour de 40 000 migrants entre l'Ile-de-France et le Bassin Parisien, le minimum atteignant zéro migrants décelés par l'enquête sur l'emploi. Si l'on se rappelle qu'un effectif de 40 000 est connu avec un intervalle de confiance à 95% de  $\pm 7 000$ , on voit qu'il n'est guère possible de déceler un changement significatif dans les divers flux observés. Ainsi les flux entre l'Ile-de-France et le Bassin Parisien varient au cours de la période de 42 112 à 30 674 : les intervalles de confiance entre ces deux extrêmes se recoupant, il n'est pas possible de déceler un changement dans ces flux.

Pour conclure cette partie nous pouvons dire qu'il ne semble pas utile de publier des flux interrégionaux ou inter-ZEAT obtenus par l'enquête sur l'emploi. L'imprécision des résultats enlève toute possibilité d'observer des changements dans ces flux d'une année à l'autre. L'utilisation d'une modélisation ne permet guère non plus de mettre en évidence une évolution d'ensemble de ces flux.

-----

TABLEAU 6.- Flux entre ZEAT de 1976 à 1981

ANNEE 1976								
ZEAT de résidence actuelle	ZEAT de résidence antérieure							
	1	2	3	4	5	6	7	8
1	-	39 605	12 383	7 993	19 912	15 135	11 589	11 116
2	34 887	-	8 082	10 293	10 859	4 360	5 079	7 419
3	5 184	9 819	-	3 103	1 154	4 134	961	999
4	6 104	2 144	1 198	-	1 158	336	4 077	1 537
5	23 916	12 342	1 236	6 856	-	7 431	932	4 501
6	15 413	7 810	4 462	2 328	7 329	-	3 819	10 333
7	9 624	7 254	752	3 753	2 940	2 570	-	4 806
8	23 552	11 962	2 368	10 382	9 663	14 736	24 427	-
ANNEE 1977								
1	-	42 112	8 745	9 757	24 747	15 237	11 384	19 172
2	41 790	-	8 303	8 370	12 487	4 824	9 528	6 944
3	4 065	6 865	-	1 269	2 221	600	1 812	303
4	3 876	9 109	759	-	0	3 371	610	2 365
5	25 245	14 876	2 599	5 358	-	8 228	3 480	4 969
6	16 831	5 734	2 735	4 700	9 036	-	6 439	5 992
7	11 613	16 116	4 032	3 856	3 579	3 566	-	15 096
8	25 734	8 245	7 837	3 622	5 083	6 894	16 865	-
ANNEE 1978								
1	-	42 007	7 567	7 302	16 892	13 555	6 275	12 166
2	43 933	-	4 362	5 830	8 255	3 958	10 282	6 109
3	5 844	6 023	-	2 065	287	571	1 719	0
4	4 899	5 251	916	-	3 294	2 402	4 805	2 828
5	23 342	15 598	1 451	4 055	-	9 878	6 270	4 749
6	14 468	4 388	2 779	4 268	7 442	-	12 161	11 847
7	16 783	12 360	3 538	5 573	5 203	5 108	-	8 792
8	21 202	13 395	2 052	3 487	6 616	6 522	16 477	-

TABLEAU 6 (suite)

ANNEE 1979								
ZEAT de résidence actuelle	ZEAT de résidence antérieure							
	1	2	3	4	5	6	7	8
1	-	38 511	12 262	7 483	21 858	12 226	13 637	15 343
2	39 787	-	5 999	7 516	8 562	5 541	8 141	8 708
3	4 140	2 649	-	1 700	1 068	-	1 661	933
4	4 561	14 857	648	-	3 165	3 985	5 084	2 905
5	20 241	15 500	566	1 642	-	9 380	3 616	1 972
6	19 029	4 738	3 293	4 761	11 036	-	8 981	13 186
7	11 844	8 024	885	6 308	6 477	5 710	-	12 275
8	26 839	19 196	3 723	3 593	3 913	13 119	21 361	-
ANNEE 1980								
1	-	31 362	6 333	10 087	19 431	8 890	8 883	16 681
2	38 090	-	5 277	11 236	12 096	5 724	5 363	8 388
3	4 498	6 731	-	992	1 636	1 250	303	688
4	4 022	11 061	1 789	-	4 276	2 774	2 757	911
5	26 326	13 937	3 921	4 576	-	8 002	2 630	3 131
6	16 090	6 122	3 007	3 405	10 007	-	6 976	10 358
7	22 125	17 179	2 218	3 660	6 414	5 601	-	10 884
8	18 749	7 995	2 793	7 924	8 490	14 467	14 503	-
ANNEE 1981								
1	-	30 674	6 496	9 830	13 751	14 869	11 870	14 426
2	44 415	-	9 278	5 331	10 967	5 788	5 936	5 049
3	5 168	8 351	-	1 209	580	317	1 468	2 778
4	10 742	7 018	2 201	-	2 803	2 820	4 802	4 520
5	33 551	15 603	2 744	1 943	-	7 584	1 165	3 794
6	23 261	8 079	602	4 345	7 169	-	5 553	10 161
7	14 854	8 932	1 540	9 884	3 842	4 300	-	13 071
8	21 350	15 106	2 534	9 453	8 141	10 582	13 936	-

II. TABLEAUX QU'IL SERAIT UTILE DE PUBLIER  
SUR LES MIGRATIONS MESUREES PAR L'ENQUETE SUR L'EMPLOI

-----

Nous avons vu plus haut que certains des résultats publiés, tels que les flux interrégionaux, n'étaient guère utilisables pour déceler une évolution des migrations tant ces flux étaient faibles.

Nous allons d'abord présenter les résultats publiés par l'INSEE avant de voir les tableaux non publiés dont il serait utile de pouvoir disposer.

II.1. Tableaux publiés par l'INSEE

L'INSEE publie huit tableaux sur la mobilité géographique, dont on trouvera le descriptif dans le tableau 7 ci-après.

Le code mobilité géographique, MIGRA, est défini de la façon suivante :

- 0 n'a pas changé de commune
- 1 a changé ce commune à l'intérieur du même département  
(ou a changé d'arrondissement à Paris, Lyon ou Marseille)
- 2 a changé de département à l'intérieur de la même région
- 3 a changé de région
- 4 vient des DOM-TOM
- 5 vient de l'étranger
- 9 a déménagé, mais le lieu de résidence antérieure n'est pas précisé

L'utilisation de ce code permet de reconstituer les effectifs les plus intéressants de changement de région, de département et de commune.

Les tableaux 6 400 et 6 401 fournissent l'information utilisable pour déceler les changements de mobilité globaux de la population française. La publication de ces tableaux par région de résidence à l'enquête sur l'emploi nécessiterait la publication de tableaux symétriques par région de résidence antérieure. Il serait utile de disposer d'un tableau semblable pour la population active.

TABEAU 7

TABLEAUX SUR LA MOBILITE GEOGRAPHIQUE

Population > 14 ans					
-Sexe	x	Nationalité (Français, étrangers)	x	Région	x
Personnes de moins de 15 ans					Mobilité géographique (MIGRA) ..... 6400
-Sexe	x	Nationalité (Français, étrangers)	x	Région	x
Population > 14 ans					Mobilité géographique (MIGRA) ..... 6401
-Sexe	x	Région	x	Région de résidence antérieure	et mobilité géographique..... 6402
Personnes de moins de 15 ans					
-Sexe	x	Région	x	Région de résidence antérieure	et mobilité géographique..... 6403
Actifs occupés aux deux dates					
-Sexe	x	Région	x	Région de résidence antérieure	et mobilité géographique..... 6404
Population > 14 ans, présente sur le territoire métropolitain aux deux dates					
-Sexe	x	Age (5 postes)	x	Catégorie d'activité en N-1 (3 postes)	x
					Catégorie d'activité en N (3 postes)
					Mobilité géographique..... 6410
Actifs occupés, présents sur le territoire métropolitain aux deux dates					
-Sexe	x	Age (5 postes)	x	Catégorie socio-professionnelle (DCSE)	x
					Région (Ile-de-France, province)
					Mobilité géographique..... 6411
-Sexe	x	Age (5 postes)	x	Catégorie socio-professionnelle (DCSE)	x
					Catégorie de commune (TUR5)
					Mobilité géographique..... 6412

Les tableaux 6 402 et 6 403 qui croisent région et région de résidence antérieure, sont, nous l'avons vu, trop détaillés et fournissent des résultats peu utilisables. Il serait utile, comme cela a été fait aux Etats-Unis, de regrouper ces régions en un petit nombre de plus grandes zones, de façon à avoir des effectifs de migrants suffisants entre elles. Ces zones pourraient être, par exemple, comme dans le tableau 6 411 : l'Ile-de-France et la province. Il serait cependant utile de décomposer la province en trois ou quatre zones de 10 à 15 millions d'habitants. On pourrait par exemple regrouper les ZEAT du Nord et de l'Est, ainsi que celles de l'Ouest et du Sud-Ouest. Nous proposerons plus loin un découpage en trois régions.

Le tableau 6 404 sur les actifs serait aussi à modifier de façon semblable aux tableaux 6 402 et 6 403 pour que ses effectifs soient utilisables.

Le tableau 6 410 utilise le code catégorie d'activité en 3 postes :

- actif
- retraité
- autres inactifs

Il est intéressant en ce qu'il croise la catégorie d'activité lors de l'enquête avec l'activité exercée un an auparavant. Il permet de mettre en évidence des migrations liées au changement de catégorie d'inactivité, et ce pour cinq groupes d'âge et pour chaque sexe .

Les tableaux 6 411 et 6 412 introduisent la mobilité par catégorie socio-professionnelle en 8 postes (DCSE) :

- 1 Agriculteurs exploitants
- 2 Artisans, commerçants et chefs d'entreprise
- 3 Cadres et professions intellectuelles supérieures
- 4 Professions intermédiaires
- 5 Employés
- 6 Ouvriers
- 8 Chômeurs n'ayant jamais travaillé



Notons que pour les chômeurs ayant déjà travaillé la catégorie socio-professionnelle est celle du dernier emploi. On aurait pu construire un tableau croisant la catégorie socio-professionnelle un an auparavant et celle au moment de l'enquête. Mais comme pour les tableaux précédents cela conduirait à des effectifs trop faibles du fait du sondage.

Pour le tableau 6 411 la profession est croisée avec le lieu de résidence (Ile-de-France, province) au moment de l'enquête, cela pour cinq groupes d'âge et par sexe. Il serait à nouveau intéressant d'avoir le même tableau avec le lieu de résidence un an avant l'enquête, car les flux d'émigration sont aussi intéressants, sinon plus, à étudier que les flux d'immigration.

Le dernier tableau, 6 412, fait intervenir la catégorie de commune de résidence à l'enquête (TUR 5). les cinq catégories distinguées sont :

- 1 Communes rurales
- 2 Unités urbaines de moins de 20 000 habitants
- 3 Unités urbaines de 20 000 à moins de 200 000 habitants
- 4 Unités urbaines de 200 000 habitants et plus (sauf agglomération parisienne)
- 5 Agglomération parisienne

Il serait également utile de disposer du tableau complémentaire faisant intervenir la catégorie de commune de résidence un an avant l'enquête. Mais le dictionnaire des codes permet de constater que cette caractéristique n'a pas été codée. Il paraît indispensable pour les enquêtes à venir de saisir cette catégorie de commune. Elle seule permet en effet d'éclairer les processus d'urbanisation ou de déconcentration urbaine en donnant les flux issus des grandes catégories de communes.

## II.2. Tableaux qu'il serait utile de publier

Les huit tableaux précédents ne donnent qu'une vue très partielle des résultats qu'ils serait utile de publier sur la mobilité spatiale en France. Notons, à ce propos, que le volume sur la mobilité géographique, issu d'une enquête semblable faite aux Etats-Unis, comportait,

en 1980, quarante-deux tableaux. L'expérience acquise dans ce domaine aux Etats-Unis où ce volume est publié depuis 1947, nous indiquera certains tableaux utiles : nous donnerons en Annexe 5 la liste détaillée des tableaux publiés pour l'enquête américaine de 1982.

Un premier type de tableau par âge est indispensable pour connaître les changements dans la structure par âge des migrants. Aux Etats-Unis ce tableau est publié pour chaque âge annuel et pour chaque groupe quinquennal d'âge. Ce tableau pourrait croiser :

Sexe x âge x MIGRA

Sexe x AQ1 x MIGRA

où AQ1 <sup>(1)</sup> est la variable âge quinquennal pour les 15 ans et plus.

L'enquête sur l'emploi saisissant un certain nombre de caractéristiques du ménage, il serait utile de les faire intervenir conjointement avec la mobilité géographique. Un tableau faisant intervenir le type de ménage pourrait croiser :

Sexe x D typemen x MIGRA

où la variable D typemen comporte neuf possibilités :

- 1 Hommes vivant seuls
- 2 Femmes vivant seules
- 3 Ménages de plusieurs personnes sans famille principale
- 4 Pères d'une famille monoparentale
- 5 Mères d'une famille monoparentale
- 6 Couples d'inactifs
- 7 Couples d'un inactif et d'une active
- 8 Couples d'un actif et d'une inactive
- 9 Couples d'actifs

Un autre tableau pourrait également croiser :

Sexe x AQ1 x Typemen x MIGRA

---

(1) Les codes indiqués ici sont issus du Dictionnaire des Codes de l'enquête sur l'emploi 1982-1983.

où la variable Typemenr comporte les cinq possibilités :

- 1 Ménages d'une seule personne;
- 2 Ménages de plus d'une seule personne;
- 3 Familles monoparentales;
- 4 Couples sans enfant;
- 5 Couples avec enfants.

Un tableau selon l'état matrimonial serait également utile :

Sexe x AQ1 x M x MIGRA

où la variable M comporte quatre possibilités :

- 1 Célibataire;
- 2 Marié;
- 3 Veuf;
- 4 Divorcé.

Divers tableaux sur les enfants dans le ménage pourraient croiser :

Sexe x AQ1 x enfmo 3a x MIGRA

Sexe x AQ1 x enfmo 6a x MIGRA

Sexe x AQ1 x enfmo 18 x MIGRA

où enfmo 3a est le nombre d'enfants de moins de 3 ans, enfmo 6a celui de moins de 6 ans et enfmo 18 le nombre d'enfants célibataires de moins de 18 ans dans le ménage.

Un certain nombre de tableaux devraient faire intervenir le niveau d'éducation :

Sexe x AQ1 x DIEG x MIGRA

Sexe x AQ1 x DIEP x MIGRA

Sexe x AQ1 x DIPL x MIGRA

où DIEG est le diplôme le plus élevé d'enseignement général obtenu (primaire ou secondaire), DIEP le diplôme le plus élevé d'enseignement technique ou professionnel obtenu, DIPL le diplôme le plus élevé obtenu.

Les tableaux sur la catégorie socio-professionnelle devraient porter sur des groupes d'âge plus détaillés que les tableaux 6 411 et 6 412, car la mobilité dépend très fortement de l'âge. Nous proposons des tableaux

croisant :

Sexe x AQ1 x DCSE x MIGRA

Sexe x AQ1 x SECT4 x MIGRA

où SECT4 représente l'activité économique regroupée en quatre postes :

- 1 Agriculture
- 2 Industrie
- 3 Bâtiments et travaux publics
- 4 Secteur tertiaire

Il serait également intéressant d'avoir un tableau sur le statut d'occupation du logement actuel :

Sexe x AQ1 x S01 x MIGRA

où S01 distingue les trois postes :

- 1 Ménage accédant à la propriété ou propriétaire
- 2 Logé par l'employeur ou à titre gratuit
- 3 Locataire ou sous-locataire

Nous avons indiqué précédemment qu'il n'était pas possible de travailler sur les flux entre régions ou même entre ZEAT, étant donné que l'on ne dispose que d'un sondage. Il est, dans ce cas, utile de prendre une décomposition plus grossière du pays, qui permette cependant de distinguer les changements importants dans les flux.

Nous proposons ici un découpage en trois grandes zones :

- une zone centrale contenant la région Ile-de-France et le Bassin parisien;
- une zone périphérique contenant le Nord, l'Est et le Centre-Est;
- une zone externe contenant l'Ouest, le Sud-Ouest et la Méditerranée.

Les flux entre ces trois zones s'obtiennent en croisant la région de résidence au moment de l'enquête et celle un an auparavant.

Il nous semble indispensable de définir conjointement des flux entre tranches d'unités urbaines. Nous proposons ici le code TUR 3 :

- 0 Commune rurale
- 2 Unité urbaine de moins de 50 000 habitants
- 4 Unité urbaine de 50 000 habitants ou plus (sauf agglomération parisienne)
- 6 Agglomération parisienne

où l'on pourrait regrouper les communes rurales avec les unités urbaines de moins de 50 000 habitants, de façon à disposer de trois zones.

Malheureusement la tranche d'unité urbaine n'est pas saisie pour la résidence un an avant dans les enquêtes sur l'emploi. Il nous semble, en fait, indispensable de saisir cette variable pour éclairer les changements dans le processus d'urbanisation. L'enquête américaine l'utilise d'ailleurs dans de nombreux tableaux et elle a permis de mettre en évidence très rapidement les changements dans la concentration urbaine de ce pays.

Les tableaux à produire avec ces deux nouvelles variables sont du même type que ceux que nous venons de décrire : il suffit d'y remplacer la variable MIGRA par l'une ou l'autre de ces deux variables.

L'utilisation conjointe des deux variables, qui serait a priori intéressante, risque malheureusement de conduire à des effectifs trop faibles pour être interprétables. Notons cependant qu'aux Etats-Unis on a croisé les deux variables pour la résidence antérieure, mais on n'a utilisé qu'une de ces variables pour la résidence lors de l'enquête.

-----

## CONCLUSIONS

-----

Tout au long de ce travail nous avons pu comparer la mesure des migrations par l'enquête sur l'emploi à celle réalisée par le recensement. Cette comparaison n'est pas simple et nous avons dû développer un certain nombre de modèles qui donnent des résultats satisfaisants, pour passer de données annuelles à des données septennales.

Nous allons faire ici le bilan des comparaisons de divers types de flux en indiquant les concordances, mais aussi les discordances que nous avons relevées entre enquête sur l'emploi et recensement.

La majeure partie des résultats présente une bonne cohérence d'ensemble, en tenant compte du fait qu'il s'agit d'un sondage :

- La migration nette de 18 régions sur 21 est enregistrée de façon similaire par les deux sources; bien entendu pour de faibles effectifs (moins de 15 000 individus) on peut observer un changement de signe entre les deux sources (Limousin, Alsace, Auvergne), mais cette différence n'est pas significative.
- L'ensemble des changements de région, de département ou de commune conduit à des résultats cohérents entre les deux sources; l'utilisation de l'enquête sur l'emploi permet de suivre de très près l'évolution de ces effectifs et se révèle être un instrument très utile pour détecter les changements dans la mobilité française.
- Les flux d'immigration et d'émigration des diverses régions sont en général cohérents : 40 sur 42 des flux mesurés sont suffisamment proches les uns des autres.

Cependant, du fait que l'enquête sur l'emploi porte sur un échantillon de taille réduite, il n'est pas utile de publier des résultats très détaillés dont la précision est totalement illusoire :

- Il n'a pas été possible de mettre clairement en évidence une évolution année après année des flux d'immigration et d'émigration de chacune des régions, seuls les résultats cumulés sur la période intercensitaire sont vraiment utilisables.

- A plus forte raison les flux interrégionaux annuels ne sont pas comparables entre eux; rappelons qu'un flux de 50 000 individus est mesuré avec un intervalle de confiance de  $\pm 8\ 000$  et que pour un flux de 10 000 individus cet intervalle est de  $\pm 3\ 500$ ; or les flux annuels entre ZEAT sont toujours inférieurs à 50 000 individus et peuvent, dans certains cas, être nuls.
- L'utilisation de modèles de type gravitaire voit les paramètres estimés fortement influencés par les faibles flux, de très forte variabilité; leur utilisation s'en trouve de ce fait réduite.

Notons cependant que des divergences importantes apparaissent entre certains flux bien précis :

- Si l'immigration de l'Ile-de-France est bien estimée, son émigration est fortement sous-estimée par l'enquête sur l'emploi; cela entraîne une estimation très différente de sa migration nette par les deux sources.
- Si l'émigration du Centre est bien estimée par les deux sources, son immigration est fortement sous-estimée par l'enquête sur l'emploi; il en est de même pour la Picardie, à un moindre degré.

Ces observations nous conduisent à penser que l'enquête sur l'emploi saisit différemment du recensement les émigrations de la région Ile-de-France, en particulier, vers le Centre et la Picardie, régions voisines. Cette hypothèse expliquerait parfaitement les différences de flux observés par les deux sources. L'examen des questions posées nous montre également que, si le recensement privilégie la résidence des individus, l'enquête sur l'emploi privilégie la notion de logement. Seul l'examen des résidences déclarées au recensement et à l'enquête sur l'emploi pourrait permettre aux responsables de l'INSEE de confirmer cette hypothèse.

Un autre point est préoccupant : l'augmentation des non-réponses entre 1972 et 1982, suivie d'une baisse de celles-ci depuis 1982. A nouveau, seuls les responsables de l'INSEE peuvent fournir des indications sur la saisie de ces non-réponses. Leur concentration sur l'Ile-de-France vient, à nouveau, perturber les résultats de cette région. Mais notons qu'il s'agit ici des flux d'immigration.

Le petit nombre de tableaux publiés par l'INSEE nous amène à proposer une série de tableaux permettant de mieux saisir divers aspects de ces migrations. Nous nous sommes inspirés, en particulier, des publications américaines, qui offrent un échantillon de tableaux indiquant de façon significative les variations dans les flux de migration du pays. Ces tableaux ne doivent pas entrer dans des détails géographiques trop fins, mais essayer de montrer les changements de comportement migratoire de certaines sous-populations.

Une caractéristique, très importante pour la migration, n'est pas saisie par l'enquête sur l'emploi : la catégorie de commune de résidence un an auparavant. Le fait de ne pas la prendre en compte empêche toute analyse sérieuse du processus de concentration ou de déconcentration urbaine, qui est fondamental pour l'étude de l'aménagement du territoire. En effet, cela conduit à ignorer la catégorie de commune d'origine des migrants, tout en enregistrant la catégorie de commune de destination. Il est donc indispensable de saisir cette caractéristique si l'on désire utiliser l'enquête sur l'emploi pour mesurer les migrations annuelles.

Enfin, un travail d'évaluation des erreurs aléatoires de l'enquête sur l'emploi, lorsque l'on désire mesurer divers effectifs de migrants, devrait être faite par l'INSEE, de la même façon que cela avait été réalisé en 1972 pour divers effectifs mesurés par cette enquête (effectifs relatifs au chômage, population active par catégorie socio-professionnelle, etc.). Il serait utile de connaître la précision des effectifs de migrants, des mesures de la migration nette, des taux de migration, etc. A nouveau, nous renvoyons le lecteur à l'Annexe 6, concernant le volume américain sur la mobilité géographique, qui fournit les écarts types de diverses quantités qu'une telle enquête permet de mesurer sur les migrations. Bien entendu la connaissance des coefficients qui donnent les divers écarts types ne peut s'obtenir qu'à l'aide d'approximations. Ainsi l'écart type d'un effectif  $x$  est donné par la formule :

$$\sigma x = \sqrt{ax^2 + bx}$$

où les paramètres  $a$  et  $b$  sont donnés dans un tableau pour divers types d'effectifs mesurés. De même l'écart type d'un pourcentage,  $p$ , calculé



sur la sous-population  $x$  est donné par la formule :

$$\sigma(x, p) = \sqrt{\frac{b}{x} p(100 - p)}$$

où  $b$  est donné dans un tableau pour diverses valeurs de  $p$  .

De même, l'écart type d'une différence, le plus souvent une migration nette ( $x - y$ ) est approximativement égal à :

$$\sigma_{(x - y)} = \sqrt{\sigma_x^2 + \sigma_y^2}$$

où  $\sigma_x$  et  $\sigma_y$  sont les écarts types des effectifs  $x$  et  $y$  mesurés.

Bien entendu il serait possible de définir les écarts types de nombreuses autres quantités calculées à partir des effectifs de migrants ou d'autres sous-populations.

Pour terminer, nous pouvons dire qu'en dépit des inconvénients et des problèmes que nous avons réussi à cerner ici, l'utilisation de l'enquête sur l'emploi nous paraît indispensable pour suivre, année après année l'évolution des migrations françaises et leur effet sur l'aménagement du territoire. L'INSEE devrait pouvoir répondre à certaines des questions que nous avons relevées ici et pourrait donner des éléments précis sur la qualité des chiffres publiés (écart type, par exemple). Enfin, une plus grande variété de tableaux permettrait d'éclairer des aspects importants du processus de redistribution de la population sur le territoire français.

§§§§§§§§§§§§§§§§

ANNEXE 1

Extrait de : Les Migrations internes en France de 1954 à 1975  
 II. Migrations et urbanisation  
Population, 2, 1982, 366-368.

Du fait que la période intercensitaire varie en France d'un recensement à l'autre, la question sur le lieu de résidence au premier janvier de l'année du recensement antérieur fournit des résultats dont la comparaison est délicate. Nous présentons rapidement ici diverses méthodes proposées pour effectuer cette comparaison.

La plus simple de ces méthodes consiste à supposer que les individus ne font au plus qu'une seule migration au cours de la période. Il en résulte que :

$$i = \frac{\mathcal{J}}{t} \quad \text{et} \quad e = \frac{\mathcal{E}}{t}$$

où  $\mathcal{J}$  et  $\mathcal{E}$  sont les effectifs d'immigrants et d'émigrants mesurés sur une période de durée  $t$  et  $i$  et  $e$  les nombres annuels d'immigration et d'émigration que donnerait un registre de population (1).

Cette méthode n'est pas très satisfaisante car de nombreuses études ont montré l'importance des migrations multiples et des retours même lorsque la période d'observation est courte. Une autre méthode tient dès lors compte de ces migrations multiples en supposant que les probabilités annuelles de migrer ( $i$  et  $e$ ) sont constantes. En supposant que la population de la zone,  $P(t)$ , varie peu au cours de cette période le nombre de migrants décelés au cours d'une durée  $t$ , est

$$\mathcal{J} = P \left[ 1 - \left( 1 - \frac{i}{P} \right)^t \right] \quad \text{et} \quad \mathcal{E} = P \left[ 1 - \left( 1 - \frac{e}{P} \right)^t \right]$$

Cette formulation plus satisfaisante que la précédente, ne tient cependant pas compte des retours, qui se produisent en nombre non négligeable et ne vérifie pas la relation :

$$\mathcal{J} - \mathcal{E} = (i - e)t$$

Il est donc nécessaire de faire intervenir les retours, pour avoir une vue plus satisfaisante des migrations. Le modèle que nous présentons ici constitue une généralisation du modèle présenté dans l'article "Migrants et migrations"

La zone est soumise à un courant continu d'immigration et d'émigration. Il s'en suit qu'au cours d'un intervalle de temps très petit ( $\theta$ ,  $\theta + d\theta$ ) on enregistrera  $i d\theta$  immigrations et  $e d\theta$  émigrations.

Certaines de ces immigrations seront suivies d'une nouvelle émigration. Si  $K$  est la probabilité d'effectuer une nouvelle migration dans le futur, ces émigrations seront au nombre de  $K i d\theta$ . Voyons comment elles se répartissent au cours du temps. Soit un intervalle de temps très petit ( $t$ ,  $t + dt$ ) postérieur à  $\theta$ . Les nouvelles migrations qui se produisent au cours de cet intervalle ( $d\mu(t)$ ) sont proportionnelles au nombre d'immigrants antérieurs encore soumis au risque, soit ( $K i d\theta - \mu(t)$ ), le coefficient de proportionnalité étant  $k$ , supposé indépendant de  $t$  :

$$d\mu(t) = k [K i d\theta - \mu(t)] dt$$

(1) Il s'agit toujours ici des migrations effectuées par des personnes qui survivent en fin de période, les seules qu'un recensement puisse déceler.

d'où l'on tire

$$K i d\theta - \mu(t) = c e^{-k t} \quad (2)$$

Les conditions aux limites pour  $t = \theta$  donnent :

$$c = K i e^{k\theta} d\theta$$

d'où

$$\mu(t) = K i d\theta [1 - e^{-k(t-\theta)}]$$

Faisons maintenant varier  $\theta$  entre un instant initial ( $\theta = 0$ ) et un instant final ( $\theta = t$ ), on aura alors dénombré toutes les immigrations suivies d'une émigration au cours de cet intervalle

$$I_e = \int_{\theta=0}^{\theta=t} K i d\theta [(1 - e^{-k(t-\theta)})] = K i \left[ t - \frac{1}{k} (1 - e^{-k t}) \right]$$

Il en résulte que les immigrants qui sont restés dans la zone sont au nombre de :

$$I_s = i \left[ (1 - K) t + \frac{K}{k} (1 - e^{-k t}) \right] = i t - I_e$$

Mais, certains d'entre eux ne seront pas décelés comme immigrants lors d'un recensement fait à la date  $t$  : ceux qui, auparavant, avaient fait une émigration hors de la zone pour y revenir ensuite. On suppose que le nombre de retours est proportionnel aux individus soumis au risque, c'est-à-dire à ceux qui font une nouvelle émigration de la zone où ils s'étaient rendus (3), le coefficient de proportionnalité étant  $\varrho$ , supposé indépendant de la durée de séjour dans cette zone. Un raisonnement identique au précédent nous montre que ces retours d'émigrants sont au nombre de

$$R_e = \int \varrho K e d\theta (1 - e^{-k(t-\theta)}) = \varrho K e \left[ t - \frac{1}{k} (1 - e^{-k t}) \right]$$

Il en résulte que le nombre d'immigrants ( $\mathcal{J}$ ) que la question du recensement permet de déceler est égal au nombre d'immigrations ( $I = i t$ ) moins les nouvelles émigrations de la zone et moins les immigrations de retour :

$$\mathcal{J} = i t - K i \left[ t - \frac{1}{k} (1 - e^{-k t}) \right] - \varrho K e \left[ t - \frac{1}{k} (1 - e^{-k t}) \right]$$

De la même façon, le nombre d'émigrants s'écrit :

$$\mathcal{E} = e t - K i \left[ t - \frac{1}{k} (1 - e^{-k t}) \right] - \varrho K e \left[ t - \frac{1}{k} (1 - e^{-k t}) \right]$$

(2) Afin d'éviter toute confusion avec  $e$ , nombre annuel d'émigrations, nous adoptons la notation  $e$  pour la fonction exponentielle.

(3) On suppose ici que ces nouvelles migrations se produisent avec le même coefficient de proportionnalité  $k$  que celles de la zone considérée.

$$\frac{2}{1,6}$$

Ce système de deux équations à deux inconnues  $i$  et  $e$  se résoud sans peine et donne :

$$i \left[ \{1 - K(1 + \rho)\} t + \frac{K(1 + \rho)}{k} (1 - e^{-kt}) \right] = \mathcal{J} - (\mathcal{J} - \mathcal{E}) \rho K \left[ 1 - \frac{1 - e^{-kt}}{kt} \right]$$

$$e \left[ \{1 - K(1 + \rho)\} t + \frac{K(1 + \rho)}{k} (1 - e^{-kt}) \right] = \mathcal{E} + (\mathcal{J} - \mathcal{E}) K \left[ 1 - \frac{1 - e^{-kt}}{kt} \right]$$

On vérifie alors que la migration nette est correctement estimée par le nombre net de migrants, du fait que l'on travaille sur des individus survivant au recensement :

$$(i - e)t = \mathcal{J} - \mathcal{E}$$

$$A I \times (I) = \dots$$

$$\frac{\mathcal{J} - \mathcal{E} (1 - \rho K) + \mathcal{E} \rho K}{\mathcal{J} - \mathcal{E} (1 - \rho K) + \mathcal{E} \rho K}$$

ANNEXE 2

Flux d'immigrants et d'émigrants de chaque région  
pour la population âgée de 15 ans et plus

	Enquête emploi mars 1976		Enquête emploi mars 1977		Enquête emploi mars 1978	
	Immigration	Emigration	Immigration	Emigration	Immigration	Emigration
Ile-de-France	117 733	118 690	131 154	129 154	105 764	130 471
Champagne-Ardenne	8 171	14 717	17 422	20 040	10 359	20 529
Picardie	18 752	31 219	16 602	26 488	19 442	22 179
Haute-Normandie	15 405	11 518	10 727	15 934	11 090	16 979
Centre	26 928	26 339	33 608	27 078	27 183	35 864
Basse-Normandie	16 650	14 589	13 806	15 605	17 748	10 823
Bourgogne	25 952	17 434	18 953	16 784	25 189	20 930
Nord-Pas-de-Calais	25 354	30 481	17 135	35 010	16 509	22 665
Lorraine	10 562	27 724	14 842	25 592	15 352	20 179
Alsace	7 850	12 907	7 481	8 744	10 353	10 610
Franche-Comté	4 970	10 905	6 080	10 908	4 005	7 106
Pays de la Loire	13 799	20 073	28 414	31 529	30 690	26 828
Bretagne	32 809	24 644	30 348	22 859	27 597	25 057
Poitou-Charentes	18 677	16 369	23 100	19 872	23 119	12 167
Aquitaine	25 277	26 392	33 561	26 355	32 198	18 955
Midi-Pyrénées	28 441	23 387	23 785	22 784	27 403	23 583
Limousin	7 641	8 788	10 326	9 786	8 538	10 242
Rhône-Alpes	26 189	43 469	50 216	41 185	46 875	45 836
Auvergne	10 705	12 610	12 030	13 321	17 768	19 439
Languedoc-Roussillon	38 011	21 620	30 483	26 017	31 887	21 843
Provence-Côte d'Azur	74 174	34 186	60 566	45 593	48 118	34 902

TABLEAU ANNEXE 2 (suite)

	Enquête emploi mars 1979		Enquête emploi mars 1980		Enquête emploi mars 1981		Recensement 1975-82	
	Immigration	Emigration	Immigration	Emigration	Immigration	Emigration	Immigration	Emigration
Ile-de-France	121 320	126 441	101 667	129 900	101 916	153 341	584 540	882 960
Champagne-Ardenne	17 873	19 224	19 613	19 616	17 585	19 715	70 440	94 400
Picardie	15 241	18 258	25 429	22 792	20 903	28 539	124 520	122 080
Haute-Normandie	16 612	18 219	14 699	16 367	19 628	13 371	93 000	102 080
Centre	21 591	29 986	23 272	28 991	25 270	27 245	200 460	152 940
Basse-Normandie	13 209	14 935	12 350	13 157	9 660	13 275	81 720	89 320
Bourgogne	19 163	22 288	17 221	19 874	21 597	19 497	116 420	108 660
Nord-Pas-de-Calais	12 151	27 376	16 098	25 338	19 871	25 395	78 160	174 320
Lorraine	19 559	24 092	22 425	22 421	19 063	26 975	77 280	144 940
Alsace	9 658	7 426	9 050	12 468	13 063	16 403	60 400	57 960
Franche-Comté	14 969	10 466	7 668	18 544	13 887	9 724	51 180	65 440
Pays de la Loire	29 010	28 561	38 900	33 522	36 951	21 970	160 800	140 900
Bretagne	23 354	24 210	23 547	29 041	26 145	24 437	157 620	116 340
Poitou-Charentes	12 967	15 722	17 017	16 728	16 567	14 125	104 820	100 060
Aquitaine	35 081	32 433	33 118	26 655	33 846	24 007	189 960	128 940
Midi-Pyrénées	32 682	19 810	25 719	19 737	29 169	24 066	154 240	119 460
Limousin	7 039	7 486	8 733	11 921	8 467	10 499	55 940	42 520
Rhône-Alpes	42 130	46 953	58 127	35 556	48 193	36 781	241 740	207 240
Auvergne	13 921	20 056	16 862	12 767	12 860	12 579	77 560	76 260
Languedoc-Roussillon	36 353	23 957	35 129	23 666	30 216	27 615	190 800	100 880
Provence-Côte d'Azur	73 994	49 968	54 509	42 092	62 825	38 123	343 560	187 460