

La prévision des sous-populations territoriales

Actes du Xe colloque national de démographie - 1996

Maks BANENS

Université de Picardie, Jules Verne

Les prévisions démographiques se font par extrapolation raisonnée des tendances d'un passé proche.

Henry et Gutierrez (1977, p. 626)

Toute prévision est une extrapolation. Mais toute extrapolation n'est pas une prévision. Partons de la citation de Henry et Gutierrez pour définir, le temps de cette communication, ce qu'on entendra par prévision démographique et voyons si cette définition pourrait nous aider dans la compréhension des prospectives territoriales habituelles.

La citation de Henry et Gutierrez comporte trois recommandations :

1) *La prévision se fait par extrapolation.* Ceci la différencie des projections faites sur la base d'un scénario.

2) *L'extrapolation est raisonnée.* Elle suppose (1) l'étude de la courbe à extrapoler, (2) le choix « raisonnable » de la période considérée et (3) celui du modèle d'ajustement employé pour l'extrapolation. Ceci la différencie des projections faites sur la base d'un modèle unique d'extrapolation, sans analyse « raisonnée » des courbes.

3) *La prévision extrapole le passé proche.* Cette troisième recommandation semble contredire la deuxième. On ne peut exiger à la fois une extrapolation raisonnée, et limiter *a priori* le choix de la période considérée à une courte durée. D'ailleurs, Gutierrez (1981) a modifié cette recommandation en voulant la vérifier sur les départements de Midi-Pyrénées. Sa conclusion, sur laquelle je reviendrai, est que la meilleure période d'observation est celle qui a la même durée que la prévision cherchée.

La majorité des prospectives démographiques n'appliquent pas ces trois recommandations. Pour la fécondité, la règle générale est celle du scénario, tant quant à l'évolution de l'indice synthétique que de son profil par âge. L'extrapolation de la migration est généralement réalisée en répétant la dernière valeur observée, en effectif brut pour la population nationale, en taux pour les sous-populations territoriales. Or, la répétition du dernier point d'une courbe tient plus du scénario que de l'extrapolation. La mortalité, enfin, est la seule composante à bénéficier d'une véritable extrapolation. Mais celle-ci est sommaire (employant les deux derniers points des courbes de quotients) et prédéfinie (les courbes sont généralement extrapolées par répétition de la baisse proportionnelle observée). En un mot, elle n'est pas « raisonnée ». En outre, on applique aux sous-populations territoriales la valeur et l'évolution présumées des quotients nationaux, ce qui relève plutôt, une fois de plus, de la procédure du scénario¹.

Il est facile de comprendre pourquoi, malgré une adhésion théorique aux principes de Henry et Gutierrez, les prévisions ne se font pas par « extrapolation raisonnée ». Celle-ci réclame une analyse individuelle, et par conséquent subjective, de chaque composante de la projection. Elle ne peut pas se concevoir selon un modèle unique. La modélisation est incompatible avec le principe de l'extrapolation raisonnée. Ce furent, toutefois, Henry et Gutierrez (1977, 1981) eux-mêmes qui ont cherché ce modèle unique, convaincus qu'il « faut faire des prévisions après coup... organisées de telle manière que le futur de l'époque, connu depuis, n'intervienne en rien dans les calculs » (Henry 1977, p. 10-11). Or, comment être sûr que le futur de l'époque n'est pas intervenu, à moins d'imposer un seul et unique modèle d'extrapolation à toutes les prévisions démographiques ? Leurs résultats furent décevants sans être non-significatifs.

¹ Les prévisions dont il s'agit sont notamment celles de la population de la France réalisées depuis 1928 (voir Hibert et autres, 1987 ; Dinh, 1994 et 1995) et celles des collectivités territoriales réalisées avec Omphale ou Prudent (voir Garagnon et Laurent, 1987 ; Jayet et Le Jeannic, 1986 ; Simon, 1995).

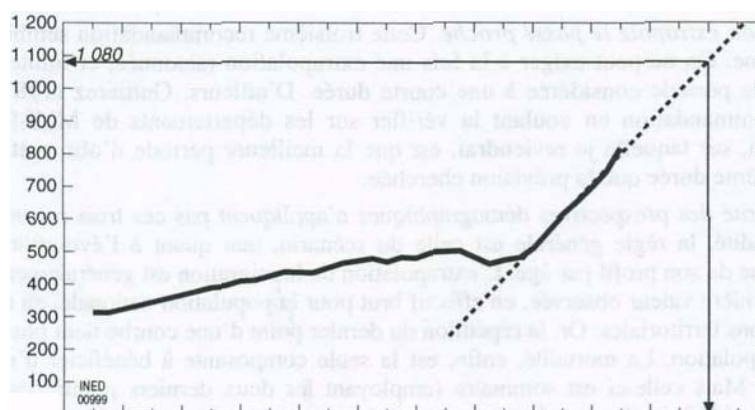
Un exemple permet de montrer les possibilités et les limites d'une prévision démographique sur la base d'extrapolations raisonnées. Celle-ci sera comparée à la prévision « automatique » réalisée avec le logiciel Omphale de l'Insee, dans le cadre du débat sur l'aménagement du territoire (Simon 1995).

Aucun facteur non-démographique ne sera pris en compte. Non seulement l'emploi de tels facteurs est problématique, mais, surtout, un facteur non-démographique doit être considéré comme un scénario et non pas comme une prévision démographique au sens de Henry et Gutierrez.

1 • Combien d'habitants dans le département de l'Hérault en 2020 ?

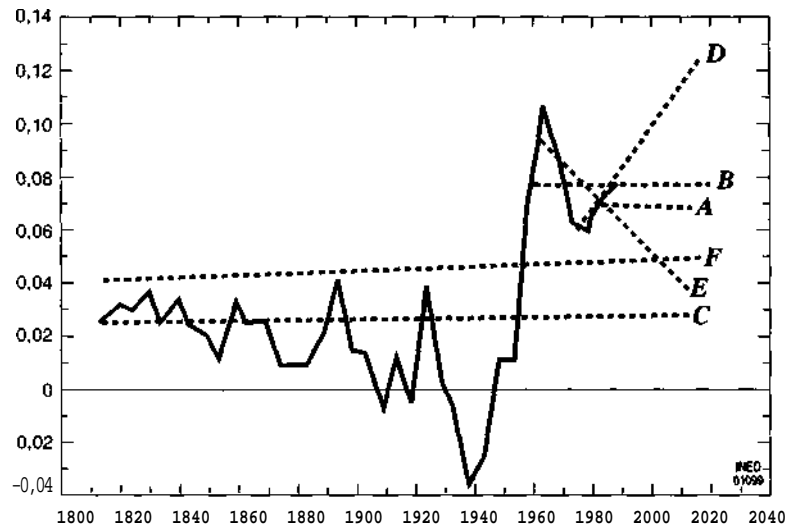
La question fut posée par le Ministre de l'Intérieur Charles Pasqua en 1994. L'Insee a répondu : 1 199 000 (Simon 1995). On tentera d'y répondre par la méthode de l'extrapolation raisonnée. D'abord, sans décomposition du mouvement démographique.

FIGURE 1 : EXTRAPOLATION DE LA POPULATION TOTALE HÉRAULTAISE (PÉRIODE D'AJUSTEMENT : 1954-1990, MODÈLE D'AJUSTEMENT LINÉAIRE).



L'évolution de la population totale (figure 1) a connu deux périodes d'une évolution quasiment linéaire (en 1811-1935, le R^2 de la droite de régression est égal à 0,981 ; en 1954-1990, le R^2 est égal à 0,997), entrecoupées par un léger recul en 1936-1954. « Raisonnablement », on ne peut que continuer la courbe selon la tendance qu'elle dessine depuis 1954, en espérant qu'aucun nouveau point d'inflexion n'interviendra d'ici 2020. Le choix de la période et celui du modèle d'ajustement nous sont imposés par la seule observation de la courbe. Ils ne correspondent à aucun modèle préétabli, à aucune loi démographique. Pour l'an 2020, l'extrapolation linéaire donne 1 080 000 habitants.

FIGURE 2 : EXTRAPOLATION DES TAUX DE CROISSANCE QUINQUENNAUX (PÉRIODES ET MODÈLES D'AJUSTEMENT PRÉSENTÉS DANS LE TEXTE).



Une autre façon d'exploiter les mêmes données consiste à extrapoler les taux de croissance. C'est la méthode utilisée par Henry et Gutierrez. La courbe des taux est perturbée (figure 2). Comment extrapoler ? Autour de quelle tendance fluctue la courbe actuellement ?

Aucun modèle d'ajustement n'obtient un taux de détermination supérieur à 0,09. La figure 2 montre les extrapolations les plus couramment utilisées :

- A) continuation de la moyenne des derniers 15 ans,
- B) continuation de la moyenne des derniers 30 ans (ce qui égale la durée de prévision),
- C) continuation de la moyenne des derniers 180 ans,
- D) poursuite de la tendance linéaire depuis 15 ans,
- E) poursuite de la tendance linéaire depuis 30 ans,
- F) poursuite de la tendance linéaire depuis 180 ans.

Il est évident que l'extrapolation d'une tendance linéaire, calculée sur une période courte, peut mener à des prévisions extrêmes et invraisemblables. L'extrapolation D en est une illustration. D'où la préférence généralement accordée aux continuations d'un seul point (la moyenne sur x années), même si, dans ce cas, il est difficile de parler d'extrapolation². Dans le cas d'une courbe conjoncturelle, on ne conçoit l'extrapolation d'une tendance linéaire que sur une longue période, et non sans tenir compte du dernier moment observé. Ainsi, sans autre justification que la recherche du « raisonnable », nous avons pris la moyenne des extrapolations tendanciennes (E et F) et des continuations des moyennes (A, B et C). On a obtenu ainsi le nombre de 1 102 000 habitants en l'an 2020³.

2 - L'extrapolation des composantes : premier niveau

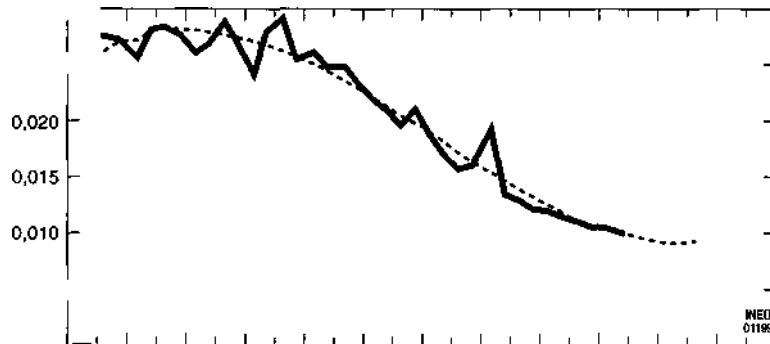
L'évolution de la population étant le résultat de celle de ses composantes, on procède généralement par l'extrapolation de celles-ci. Une première décomposition concerne les décès, les naissances et les migrations.

² Simon (1995) appelle la prévision obtenue en perpétuant la moyenne des 15 dernières années celle des « tendances actuelles ». En fait, il s'agit des « taux actuels » qui, dans le cas d'une courbe conjoncturelle, ne coïncident qu'exceptionnellement avec la tendance (actuelle ou pas) de la courbe.

Les « tendances actuelles » de Simon constituent l'hypothèse centrale du programme Omphale, développé par l'INSEE pour toute prévision démographique des collectivités territoriales. On n'est pas surpris de voir que la perpétuation du taux de croissance des 15 dernières années (variante A) donne un résultat très proche de celui de Simon : 1 207 000 contre 1 199 000.

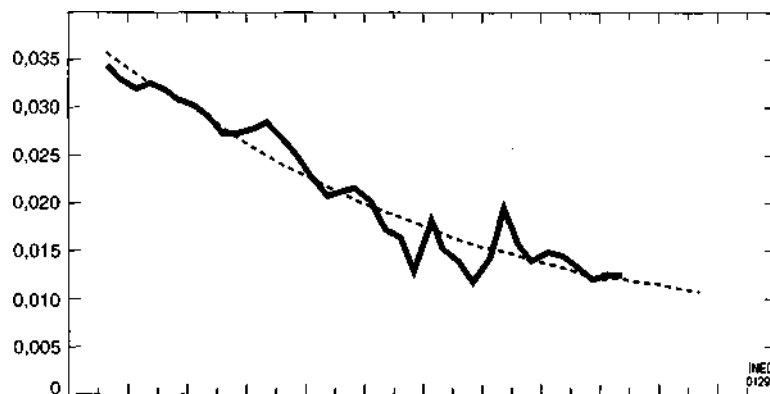
³ Les autres hypothèses donnent : B) 1 260 000, C) 945 000, D) 1 485 000, E) 1 048 000, F) 1 051 000.

FIGURE 3 : TAUX DE MORTALITÉ DU DÉPARTEMENT DE L'HÉRAULT.
VALEURS OBSERVEES ET AJUSTEES



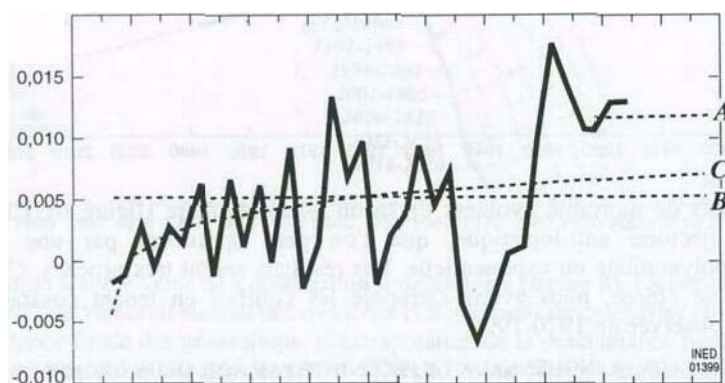
La courbe dessine un trajectoire anti-logistique (figure 3). Le recours aux extrapolations linéaires ou aux continuations d'une valeur unique semble donc exclu. L'ajustement représenté est polynomial (de 3ème degré, $R^2 = 0,967$). Sauf guerre ou autre catastrophe, l'extrapolation suivant cette courbe comporte peu de risques. Elle donne un taux de mortalité de 0,0099 en 1991-1995, évoluant jusqu'à 0,0093 en 2016-2020.

FIGURE 4 : TAUX DE NATALITE DU DEPARTEMENT DE L'HERAULT.
VALEURS OBSERVEES ET AJUSTEES.



La courbe des taux de natalité (figure 4) est davantage perturbée, mais sa caractéristique première est quand même celle d'une chute en forme de toboggan, approchée ici par une courbe polynomiale de 2ème degré, avec presque autant de détermination : $R = 0,942$. L'extrapolation est plus hasardeuse que celle de la mortalité, car, contrairement à la mortalité, la natalité va vers de plus grandes fluctuations. Toutefois, la prévision la plus justifiée reste la continuation de la courbe d'ajustement. Elle donne un taux de natalité de 0,012 en 1991-1995, évoluant jusqu'à 0,011 en 2016-2020.

FIGURE 5 ; TAUX DE MIGRATION NETTE. VALEURS OBSERVEES ET AJUSTEES



La courbe de la migration (figure 5) est très perturbée et avec une tendance à l'accroissement des amplitudes. L'extrapolation pose les difficultés qu'on a déjà rencontrées pour les taux de croissance (figure 2). La figure 5 ne montre que trois des multiples possibilités :

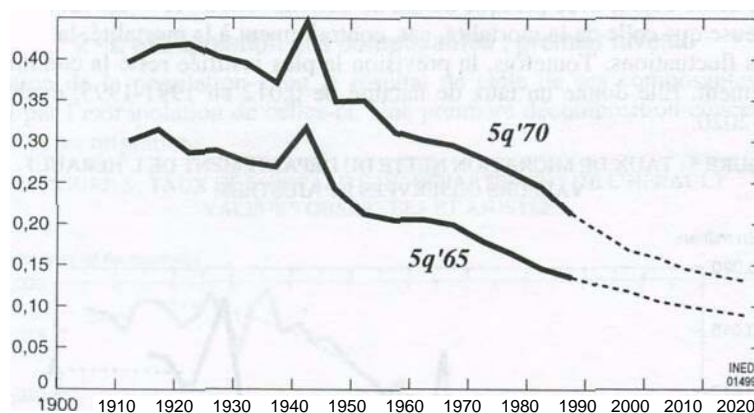
- A) continuation de la moyenne des 15 dernières années,
- B) continuation de la moyenne totale,
- C) poursuite de la tendance logarithmique (c'est l'ajustement qui obtient le taux de détermination le plus élevé).

Au vu de la figure, la prévision la plus «raisonnable» serait la moyenne des trois extrapolations. Dans ce cas, et compte tenu des taux de natalité et de mortalité prévus, le nombre d'habitants attendu en 2020 serait 1 079 000⁴.

3 – L'extrapolation des composantes : deuxième niveau

Les taux bruts de natalité, de mortalité et de migration sont souvent considérés comme des indicateurs trop approximatifs. On descend alors à un niveau inférieur, aux taux (ou quotients) par âge et par sexe. De 3, on passe à 87 composantes : 20 par sexe pour la mortalité et pour la migration, pour un découpage en groupes d'âges quinquennaux ; plus 7 pour la fécondité des femmes. Le nombre monte à 435 si l'on décompose en année d'âge.

FIGURE 6 : QUOTIENTS PERSPECTIFS DE MORTALITÉ, HOMMES. DEUX GROUPE D'ÂGE

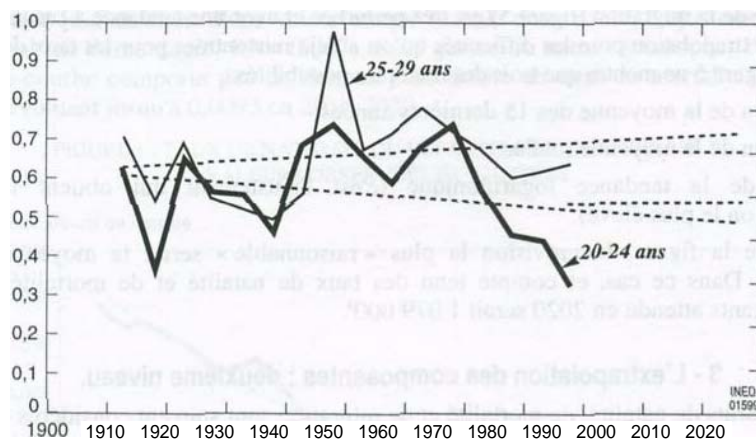


Quotient perspectif de mortalité

⁴ Compte tenu de l'extrapolation unique des taux de natalité et de mortalité, les trois extrapolations du taux de migration nette donnent : A) 1 214 000, B) 976 000, C) 1 047 000.

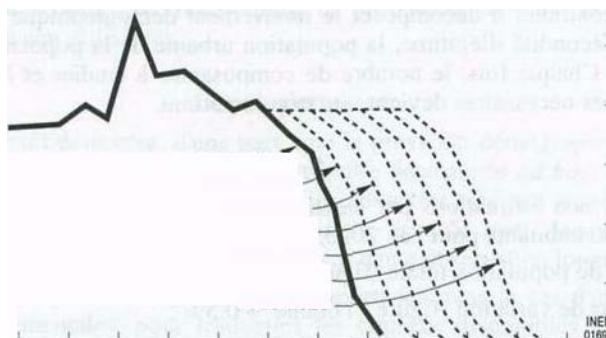
Les quotients de mortalité évoluent de façon assez régulière (figure 6). Chaque courbe dessine une trajectoire anti-logistique, que l'on peut approcher par une extrapolation logarithmique, polynomiale ou exponentielle. Les résultats seront très proches. Conformément aux prévisions de l'Insee, nous avons extrapolé les courbes en tenant constante la baisse proportionnelle observée en 1970-1990.

FIGURE 7 : TAUX QUINQUENNAUX DE FÉCONDITÉ PAR ÂGE. DEUX GROUPES D'ÂGE. VALEURS OBSERVÉES ET AJUSTÉES SELON DEUX MODÈLES.



Taux quinquennal de fécondité

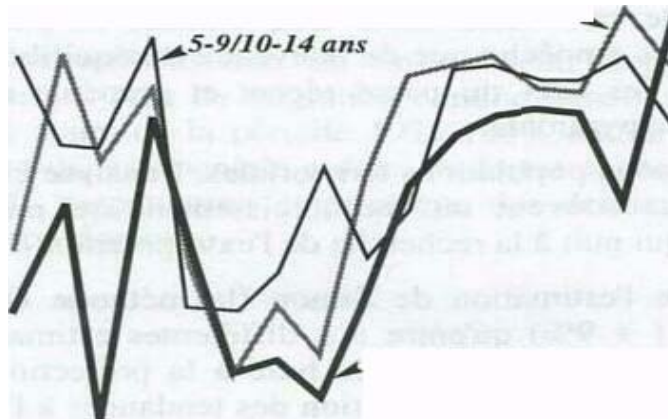
Il serait injustifiable d'appliquer le même modèle d'ajustement aux taux de fécondité. L'évolution passée ne le justifierait pas (figure 7). D'ailleurs, l'évolution passée ne donne guère d'indications pour l'avenir. Les taux de fécondité fluctuent fortement, de plus en plus même, au fur et à mesure que l'on avance dans le temps. Si l'on pouvait observer les tendances linéaires depuis plus longtemps, toutes seraient certainement orientées à la baisse. Au cours de la période observée, les tendances sont légèrement à la baisse pour certains groupes d'âges, à la hausse pour d'autres. En termes de nombre de naissances, l'extrapolation des tendances linéaires et la continuation des moyennes donnent, dans le cas étudié ici, des résultats presque identiques. Mais les grandes fluctuations de la figure 7 montent la fragilité de telles extrapolations.



Une solution semble venir de l'observation longitudinale (figure 8). La perturbation des taux de fécondité par âge viendrait surtout des avancées et des retards de calendrier et n'affecterait que peu la descendance finale des générations. L'extrapolation de la descendance finale est à nouveau

hasardeuse, mais à cela s'ajoute une deuxième difficulté : pour calculer les naissances par période, il faudra un calendrier pour les générations encore fécondes. La figure 8 montre l'extrapolation de la descendance finale à hauteur de 1,9 enfants par femme, et le calendrier est celui qui a été observé durant la dernière période : 1986-1990. Le détour par la descendance finale s'avère donc moins bénéfique qu'il ne paraissait. Il oblige à fixer un calendrier moyen, autrement dit des taux de fécondité par âge, ce qu'on aurait pu faire directement en étude transversale.

FIGURE 9 : TAUX DE MIGRATION PAR AGE, HERAULT SEXE MASCULIN, EXEMPLES ; VALEURS OBSERVEES ET EXTRAPOLEES.



Le troisième groupe de composantes à extrapoler est celui des taux de migration nette par sexe et par âge. La figure 9 montre trois exemples. La fluctuation est aussi forte que celle des taux de fécondité par âge. L'extrapolation représentée sur la figure est celle de rajustement statistiquement optimal, qui, comme dans le cas du taux général de migration nette (figure 5), s'est avéré être logarithmique. L'extrapolation semble hasardeuse, mais elle a le mérite d'être une extrapolation. Étendue à la population féminine, et compte tenu de l'extrapolation unique des quotients de mortalité et des taux de fécondité (voir supra), elle donne pour l'an 2020 un nombre attendu de 1 125 000 habitants.

On peut continuer à décomposer le mouvement démographique : distinguer la fécondité légitime de la fécondité illégitime, la population urbaine de la population rurale, les actifs des non-actifs, etc. Chaque fois, le nombre de composantes à étudier et à extrapoler augmente et celui des données nécessaires devient vite trop important.

4-Résultats

Résumons nos estimations par « extrapolation raisonnée ». La moyenne des estimations donne 1 097 000 habitants pour l'an 2020. Par rapport à cette moyenne, l'extrapolation

- de la courbe de population totale (figure 1) donne - 1,5% ;
- des taux bruts de variation (figure 2) donne +0,5% ;
- des composantes de 1er niveau (figures 3-5) donne - 1,6% ;
- des composantes de 2ème niveau (illustrées par les figures 6-9) donne + 2,6% ;
- pour mémoire, l'estimation de l'Insee (Simon 1995) a donné +9,3%.

Les résultats appellent plusieurs commentaires.

1) Pour une prévision à l'horizon de 2020, la fourchette de plus ou moins 2,5%, selon le niveau d'analyse du mouvement démographique, est faible. Pour « l'extrapolation raisonnée », l'analyse en composantes semble donc peu apporter à l'estimation de l'évolution de la population totale et ce n'est pas un hasard.

Théoriquement, l'analyse en composantes pourrait mettre en évidence des tendances lourdes, occultées dans l'évolution globale ; elle en faciliterait ainsi l'extrapolation. Dans notre exemple, c'est tout le contraire qui se produit. Chaque niveau d'analyse accroît fortement la fluctuation des courbes, rendant l'extrapolation de plus en plus hasardeuse.

Théoriquement, encore, l'analyse corrigerait des erreurs d'extrapolation dues aux déséquilibres démographiques présents dans la pyramide, fruit d'un passé récent. L'exemple de l'Hérault montre que cette correction reste très limitée, et pour cause : non seulement l'extrapolation des tendances empêche que de nouveaux déséquilibres surgissent, mais en plus elle prolonge globalement les taux du passé récent et perpétue donc en grande partie les éventuels déséquilibres de la pyramide.

Pour la prévision des sous-populations territoriales, l'analyse en composantes, gourmande en données, inutile le plus souvent un raccourcissement ou même une impossibilité de l'observation du passé, ce qui nuit à la recherche de l'extrapolation « raisonnable ».

2) La distance entre l'estimation de Simon (la méthode Omphale) et les nôtres est beaucoup plus importante (+ 9%) qu'entre nos différentes estimations. Comme toujours, la différence vient des hypothèses qui servent de base à la projection. Mais il ne s'agit pas, à proprement parler, d'une différence d'appréciation des tendances à l'oeuvre, comme on pouvait s'y attendre, il s'agit, d'un côté, d'hypothèses raisonnées sur la base d'observations du passé ; de l'autre, d'hypothèses préétablies sur la base d'observations du présent seulement.

Au lieu d'extrapoler des courbes, souvent perturbées, la méthode Omphale en perpétue un seul point. En général, le dernier, mais pas toujours. Ainsi, Pallez (1994), de l'Insee Languedoc-Roussillon, pour qui « *le rythme actuel de migrations pendant encore 25 ans paraît improbable* », a considéré, pour la prévision de la région Languedoc-Roussillon de 1990 à 2015, la période 1968-1975 ; le retour au profil de migration de 1968-1975 ne lui paraissait « *pas improbable* ». (p. 6) On voit là un contournement prévisible de la méthode Omphale : perpétuer le dernier point d'une courbe perturbée apparaît dans bien des cas une solution « improbable ». Y substituer un autre point de la courbe ne semble pas une solution pleinement satisfaisante. On est bien obligé de réintroduire la problématique de l'extrapolation que Omphale a voulu éviter à son utilisateur.

Conclusion

L'exemple de l'Hérault démontre, d'une part, que la prévision démographique ne doit pas être automatisée mais doit rester « raisonnée », c'est-à-dire déterminée *ad hoc*, après étude des tendances ; d'autre part, que l'analyse en composantes contribue très peu au résultat, tant que l'on recherche l'évolution de la seule population totale, et qu'il n'est donc pas justifié de privilégier une observation courte, détaillée au détriment d'une observation longue plus globale.

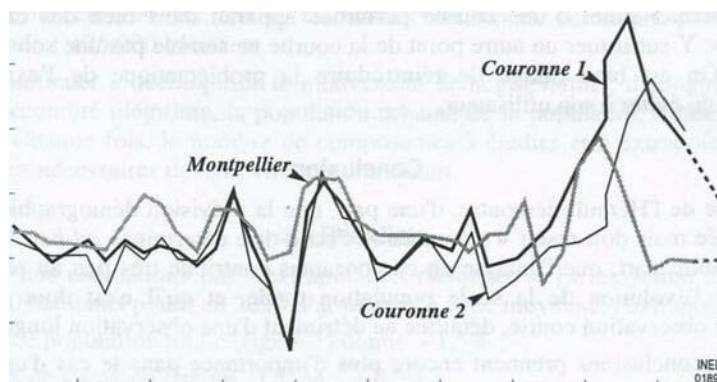
Ces deux conclusions prennent encore plus d'importance dans le cas d'une prévision de populations infra-départementales, pour lesquelles les données disponibles se résument aux totaux de naissances, de décès, de la population, et aux pyramides des âges depuis 1962. C'est pour ces populations que le programme Omphale a été conçu. Or, ni les taux de fécondité, ni les quotients de mortalité ne peuvent être calculés à cette échelle. Il n'est donc pas question d'extrapoler la fécondité ou la mortalité. Le programme applique des scénarios empruntés à l'évolution nationale. Souvent, le poids de la fécondité et de la mortalité s'éclipsent derrière celui de la migration et l'application de scénarios peut donc se

comprendre⁵. La prévision repose en réalité sur la continuation des seuls taux de migration nette. Leur observation est courte, détaillée et unique (Omphale recommande la période 1975-1990). Or, à l'échelle infra-départementale, les taux de migration nette ont été extrêmement perturbés par la périurbanisation, qui fut le phénomène majeur des 15 dernières années. Un exemple illustre les conséquences.

Si la continuation du taux moyen des 15 dernières années peut se justifier dans le cas de la ville de Montpellier, elle serait injustifiable dans le cas des communes périurbaines de la première ou de la deuxième couronne. Or, comment juger l'extrapolation sans observation de la courbe ? C'est pourtant ce que propose Omphale.

Certes, la phase de périurbanisation est un moment exceptionnel dans l'histoire du peuplement. Elle a perturbé les taux de migration comme jamais au cours de l'histoire. Mais elle a été omniprésente au cours de la période 1975-1990, autour des grandes et des petites villes. Toute prévision infra-départementale a donc de fortes chances de la rencontrer. Raison de plus de se méfier de la perpétuation automatique des derniers taux de migration et de privilégier l'observation chronologique.

FIGURE 10 : TAUX DE MIGRATION NETTE, MONTPELLIER VILLE, COURONNES 1 (<10 KM) ET 2 (10-15 KM).



Références

- BUREAU DE LA STATISTIQUE DU QUEBEC, 1984, *Perspectives démographiques infrarégionales 1981-2001*, 498 p.
- COMITE ECONOMIQUE ET SOCIAL, REGION ILE DE FRANCE, 1992, *Les perspectives démographiques en Île-de-France*, 51 p.
- COURGEAU D., 1978, Les migrations internes en France de 1954 à 1975, *Population*, pp. 525-545.
- COURGEAU D., 1991, Perspectives avec migrations. *Population*, pp. 1513-1530.
- DECOURS L. et POINAT Fr., 1992, *Le modèle de projection démographique Omphale*, Insee Méthodes 19.
- DESCHAMPS L. et Le GLEAU J.P., 1994, Quelle population pour les régions en 2015 ?, *Economie et Statistique*, pp. 33-42.
- DINH Q.C., 1994, La population de la France à l'horizon 2050, *Économie et Statistique*, pp. 7-32.
- DUBOIS P., 1985, Vingt ans après : les projections 1985 confrontées à la réalité. *Économie et Statistique*, pp. 3-10.
- FESTY P., 1991, Principes et pratique des perspectives démographiques : six sujets corrigés,

⁵ Employant le programme Omphale, Simon (1995) a appliqué les mêmes scénarios nationaux aux populations départementales et régionales, en dépit du fait qu'à cette échelle les données permettent de calculer les taux de fécondité et de mortalité.

- Population*, pp. 1689-1710.
- FESTY P., 1987, La projection des sous-populations : principes et illustrations, in CUPED, *VIII^e colloque national de démographie, Les projections démographiques*, pp. 191-203.
- FONTAINE F., 1986, Estimer la population d'une région à partir de l'emploi et du chômage : l'exemple du Nord-Pas-de-Calais, *Economie et Statistique*, pp. 111-120.
- GARAGNON J. et LAURENT L., 1987, Les projections démographiques régionales et locales à l'Insee : les modèles Prudent et Migrage, in CUPED, *VIII^e colloque national de démographie, Les projections démographiques*, pp. 153-168.
- GUIBERT-LANTOINE C., 1987, Estimations de population par département en France entre deux recensements, *Population*, pp. 881-910.
- GUTTIEREZ H., 1981, Évolution de la population totale et qualité des prévisions démographiques à court terme, par département de la région Midi-Pyrénées 1821-1976, *Population*, pp. 182-187.
- HATEM F., 1993, *La prospective. Histoire, pratiques et méthodes*, Paris Economica.
- HENRY L., 1987, Perspectives et prévision, in: CUDEP, *VIII^e colloque national de démographie. Les projections démographiques*, pp. 3-11.
- HENRY L. et GUTTIEREZ H., 1977, Qualité des prévisions démographiques à court terme. Étude de l'extrapolation de la population totale des départements et villes de France 1821-1975, *Population*, pp. 625-647.
- JAYET H. et LE JEANNIC T., 1986, Croissance démographique régionale : les disparités s'atténuent légèrement, *Economie et Statistique*, pp. 17-27.
- LE BRAS H., 1987, Nature et limites des prévisions de population, in : CUDEP, *VIII^e colloque national de démographie. Les projections démographiques*, pp. 13-26.
- LE BRAS H. et TAPINOS G., 1979, Perspectives à long terme de la population française et leurs implications économiques, *Population*, pp. 1391-1452.
- LERIDON H., 1983, Un taux d'accroissement constant comme objectif démographique et méthode de projection, *Population*, pp. 343-360.
- LOINGER G., 1994, Construction de territoires imaginaires et politiques de développement régional. *Espaces et Sociétés*, pp. 23-42.
- MESLE F., 1989, A long terme, l'écart d'espérance de vie entre hommes et femmes devrait diminuer. *Population*, pp. 1244-1251.
- NATIONS UNIES. 1979, « Prospects of Population : Methodology and Assumptions », *Population Studies*.
- POQUET G. et RAFLIN M.H., 1992, *La prise en compte du long terme dans la conception et l'évaluation des politiques publiques, Rétrospective de la prospective*, Paris CREDOC, Cahier de Recherche 26.
- SIMON M., 1995, *Projections de population des régions françaises. Horizon 1990-2020*, Insee Résultats 361-363, 440 p.
- TAPINOS G. (dir.), 1992, *La France dans deux générations*, Paris Fayard, 360 p.