



HAL
open science

La tendance politique des grandes villes : conséquence ou cause de la répartition de la population dans les agglomérations ?

Alain Mingat, Pierre Salmon

► To cite this version:

Alain Mingat, Pierre Salmon. La tendance politique des grandes villes : conséquence ou cause de la répartition de la population dans les agglomérations ?. [Rapport de recherche] Institut de mathématiques économiques (IME). 1985, 38 p., figures, bibliographie. hal-01543380

HAL Id: hal-01543380

<https://hal.science/hal-01543380v1>

Submitted on 20 Jun 2017

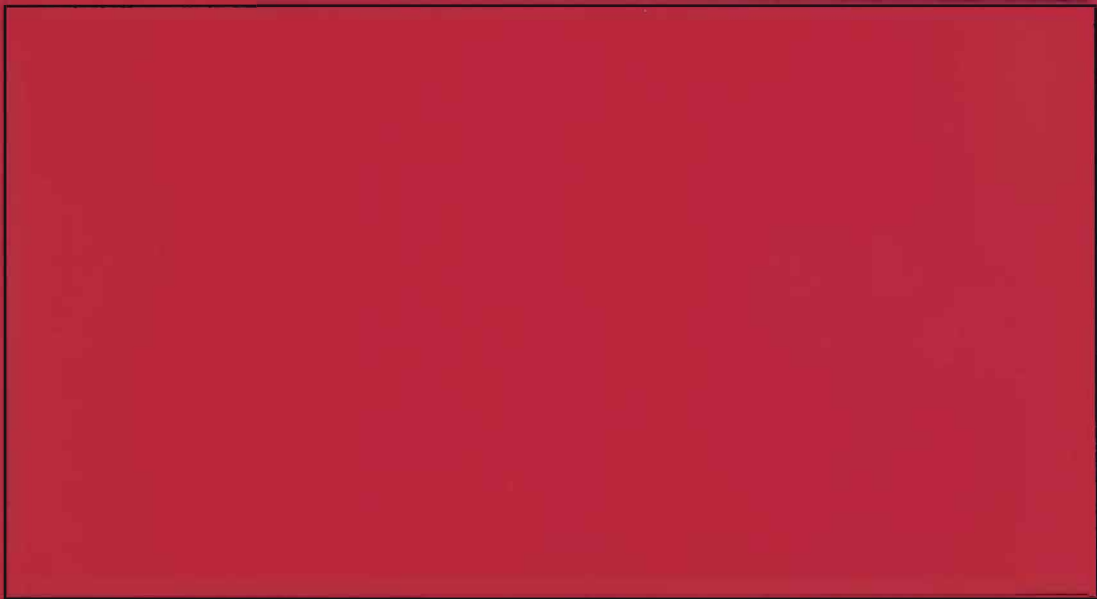
HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

I.M.E.

EQUIPE DE RECHERCHE ASSOCIEE AU C.N.R.S.

DOCUMENT DE TRAVAIL



INSTITUT DE MATHEMATIQUES ECONOMIQUES

UNIVERSITE DE DIJON

FACULTE DE SCIENCE ECONOMIQUE ET DE GESTION

4, BOULEVARD GABRIEL — 21000 DIJON

Version provisoire

N° 78

**La tendance politique des grandes villes:
conséquence ou cause de la répartition de la
population dans les agglomérations?**

Alain MINGAT et Pierre SALMON

juin 1985

CNRS et Université de DIJON

I. INTRODUCTION

Les élections municipales françaises de 1983 se sont traduites par un succès particulièrement marqué des partis de droite ou de centre-droit dans les grandes villes, et de façon particulièrement sensible à Paris¹. A cette occasion, on a vu réapparaître dans les commentaires politiques l'idée que, en raison de la répartition de la population dans les agglomérations, les villes-centres sont plus ou moins vouées à voter "à droite". Préciser et vérifier empiriquement cette hypothèse est le premier objet de notre étude.

Mais celle-ci a un deuxième objet. En admettant qu'elle ait effectivement une incidence politique, la répartition de la population d'une agglomération entre la ville-centre et les autres communes (dont l'aggrégation constitue ce que nous appellerons la banlieue) est-elle exogène par rapport au jeu politique local? Est-elle, en d'autres termes, entièrement subie par les politiciens, car produite par des forces économiques ou sociologiques qu'ils ne peuvent influencer, ou ces politiciens peuvent-ils au contraire prétendre infléchir son évolution au mieux de leurs intérêts électoraux? Cette dernière hypothèse a sans doute paru trop audacieuse aux commentateurs pour qu'ils la formulent clairement, mais, dès lors que la première hypothèse est supposée au moins en partie corroborée, envisager la seconde ne peut pas, à notre avis, ne pas paraître une démarche naturelle aux yeux des économistes actuels, dans la vision cynique ou réaliste qu'ils se sont peu à peu construite du système politique. Si l'exploitation d'une relation apparaît comme objectivement profitable, il n'est pas absurde au moins de considérer de plus près la possibilité qu'elle soit reconnue et effectivement exploitée. Aussi, après avoir montré qu'effectivement la répartition de la population entre ville et banlieue au sein d'une agglomération a une incidence sur les résultats des élections municipales, chercherons-nous à spécifier et à vérifier empiriquement l'hypothèse que les politiciens locaux au pouvoir, qu'ils en aient pleinement conscience ou non, tendent objectivement à exploiter cette relation pour influencer la répartition de la population dans un sens favorable à leur chances de réélection.

Pourquoi l'électorat inscrit dans la ville-centre serait-il plus enclin à voter "à

droite" que ce n'est en moyenne le cas pour l'électorat inscrit dans une commune de banlieue et donc pour l'ensemble de l'électorat de l'agglomération? L'argumentation à laquelle on peut songer pour expliquer une telle tendance peut se décomposer en trois étapes. La dernière consiste à supposer une relation tendancielle entre le revenu de l'électeur et ses choix politiques. Sur ce point, nous considérerons comme établie la proposition qu'en France les électeurs votent en moyenne plus "à droite" ou moins "à gauche" quand leur revenu est, en termes relatifs, plus élevé. Il suffit donc que l'argumentation recherchée conduise à une tendance pour la population de la ville-centre à comporter une proportion plus élevée de ménages à revenu élevé que l'ensemble de la population de l'agglomération.

Pour qu'il en soit ainsi, il faut tout d'abord établir que la population se répartit dans l'agglomération de telle sorte que (en simplifiant) le "centre" de celle-ci comporte une proportion plus élevée que la moyenne de ménages relativement aisés². La question de la répartition des ménages dans l'espace d'une agglomération en fonction des revenus de ces ménages a suscité des travaux nombreux³. Sans entrer avant dans cette littérature, notons simplement quelques uns des facteurs susceptibles d'intervenir: l'état des préférences sur la nature et l'environnement de l'habitat, les coûts de transports (au sens large), la localisation des activités dispensatrices d'emplois, la réglementation de la location et de la construction de logements (qui influent sur les valeurs foncières), éventuellement le contenu des services publics. Malheureusement pour la théorie économique, l'effet agrégé de ces facteurs apparaît comme étant dans une large mesure contingent (c'est-à-dire dépendant des valeurs précises qui sont données aux variables ou aux paramètres). Selon les pays ou les époques, il peut correspondre à une pression économique conduisant à la concentration des ménages relativement aisés dans le "centre" de l'agglomération ou inversement à une tendance à leur localisation majoritaire dans sa partie "périphérique". Toutefois, dans le contexte qui nous intéresse ici, celui de la France depuis la dernière guerre, on peut considérer en effet comme établi que l'effet agrégé des facteurs indiqués ci-dessus a conduit à une pression économique positive, s'exerçant de façon croissante sur le "centre" des

agglomérations, et se révélant en particulier par une différence de coût de plus en grande du logement, à caractéristiques de confort équivalentes. Il en résulte naturellement une tendance pour la population du "centre" à disposer de plus en plus, en moyenne, de revenus supérieurs à ceux de la population de l'ensemble de l'agglomération, et a fortiori de la banlieue.

Le mécanisme précis qui produit ce résultat ne nous intéresse qu'accessoirement dans cette étude. En revanche, il est important de noter que, pour l'essentiel, il ne conduit pas directement à une opposition entre ville-centre et banlieue, mais (toujours en simplifiant) à une différence entre une zone centrale et une zone périphérique. Or, du point de vue politique, c'est la première distinction qui nous intéresse. Certes, si on ne recherche qu'une présomption qualitative, il peut paraître évident qu'à partir du moment où les ménages plus aisés tendent à habiter le "centre", et les ménages moins aisés la "périphérie", il en va en pratique de même si on approxime le "centre" par la ville-centre et la "périphérie" par la banlieue. Mais si on recherche une relation plus précise, si on s'intéresse en particulier à sa forme, l'absence de coïncidence entre ville-centre et zones centrales et entre banlieue et zones périphériques est une donnée qui ne peut être ignorée.

Comparons par exemple les agglomérations de Lyon et de Marseille: toutes deux représentent un peu plus d'un million d'habitants, mais la part de la ville-centre dans la population de l'agglomération était dans le recensement de 1975 respectivement de 40 et de 85 pour cent. Il semble clair que la ville de Marseille ne peut, du point de vue qui nous occupe dans cette étude, être un "centre" de l'agglomération marseillaise de la même façon que la ville de Lyon est un "centre" de l'agglomération lyonnaise. Il nous faut donc, préalablement à la spécification et au test de la première (sections III-IV) et de la deuxième (sections V-VI) hypothèses de départ, consacrer la section II à une analyse de la relation intermédiaire dans l'argumentation recherchée, c'est-à-dire la relation entre le "centre", concept spatial, et la ville-centre, concept administratif et politique.

II. UN PROBLEME PRELIMINAIRE: LA RELATION ENTRE "CENTRE" DE L'AGGLOMERATION ET VILLE-CENTRE

A. Les variables explicatives

En présence de différences aussi sensibles que celle que nous venons de mentionner, on peut en premier lieu songer à éclaircir les raisons qui font que les agglomérations se caractérisent par la surface qu'elles occupent et par la population qu'elles regroupent. Ainsi, dans le contexte de la comparaison entre Lyon et Marseille, une première question pourrait porter sur la surface des agglomérations dont ces villes sont le centre. En fait, tout au long de cette étude (et bien qu'elle apparaisse dans des raisonnements intermédiaires), nous n'attacherons pas d'importance réelle à cette variable, qui résulte en partie de conventions faites sur la définition d'une agglomération (conventions que par ailleurs nous acceptons sans autre examen) et de circonstances géographiques locales. Il est clair que des conventions un peu différentes permettraient par exemple d'augmenter considérablement et de façon inégale les surfaces considérées mais aussi qu'une telle variation n'affecterait pas sensiblement le problème que pose la comparaison entre les situations des différentes villes et agglomérations (c'est-à-dire l'ordre de grandeur des répartitions respectives de la population entre ville et banlieue).

En revanche, la population de l'agglomération sera pour nous une variable essentielle. Nous la traiterons cependant, à part une brève discussion dans la section V, comme une variable exogène. Ainsi, nous considérerons comme une donnée importante mais inexpliquée le fait que l'agglomération de Lyon avait 1.170.000 habitants en 1975 (ou qu'elle est passé à ce chiffre à partir d'un effectif de 800.000 en 1954).

Si la prise en compte de la surface des agglomérations ne peut guère nous faire progresser dans la comparaison entre Lyon et Marseille (ni dans le cas précis celle de la population de ces deux agglomérations, peu différentes), il n'en va pas de même de celle de la surface des villes-centres elles-mêmes: en l'espèce, la première occupe un

territoire cinq fois plus faible que la seconde (respectivement 48 et 241 kilomètres carrés en 1975). Il est clair que la surface de la ville-centre, pour une population donnée de l'agglomération, est appelée à jouer un rôle important dans toute explication de la répartition de la population entre ville et banlieue.

Comment est déterminée cette surface elle-même? La délimitation d'un territoire communal, dans l'échelle de temps qui nous intéresse dans cette étude (une trentaine d'années), peut être considérée comme résultant de décisions purement politico-administratives⁴. Or, alors que dans d'autres pays, les fusions de communes, ou les rectifications de frontières entre communes, interviennent relativement fréquemment et constituent une variable instrumentale non-négligeable au service des politiciens locaux⁵, elles restent exceptionnelles en France⁶ et peuvent être largement ignorées par une analyse circonscrite au moyen terme telle que la nôtre. Dans ces conditions, le territoire de la ville-centre sera pour nous une donnée exogène.

Ainsi la répartition de la population entre "centre" et "périphérie" qui est imputable aux facteurs socio-économiques mentionnés plus haut se reflétera plus ou moins dans une répartition entre ville-centre et banlieue en fonction de deux variables exogènes: la population totale de l'agglomération et la surface de la ville-centre. On pourrait songer à introduire séparément ces deux variables exogènes, mais il est plus éclairant, et à notre avis justifié, de procéder autrement. Nous supposerons dans ce qui suit que c'est seulement le rapport entre ces deux variables qui contribue à l'explication de la répartition de la population entre les villes-centres et leur banlieue, pour autant qu'un certain seuil de population est atteint. En dessous de ce seuil, que seule l'étude empirique peut déterminer, les facteurs socio-économiques envisagés plus haut ne produisent pas une pression relative suffisamment perceptible sur le "centre" pour qu'on puisse s'attendre à ce qu'il soit habité par un électorat relativement aisé; une fois passé ce seuil, nous supposons que les valeurs absolues de la surface de la ville et de la population de l'agglomération n'ont plus d'incidence sur les valeurs des variables qui nous intéressent⁷.

Pour analyser la forme de la relation recherchée entre le rapport surface de la

ville-centre sur population de l'agglomération et le rapport population de la banlieue (ou de la ville) sur population totale de l'agglomération, nous commencerons par construire un modèle très simplifié. Dans un deuxième temps, nous assouplirons un peu les hypothèses sur lesquelles il se fonde. La spécification plus précise des modèles que nous soumettrons au test interviendra dans la section suivante et dans la section V.

B. Un modèle simplifié.

Considérons donc, dans un premier temps, une situation simple, caractérisée par la différenciation de deux zones homogènes, un "centre" et une "périphérie", dont les contours sont définis par exemple par deux cercles, le premier compris dans le second. Cette situation est représentée par la figure 1-a. Nous supposons que dans toutes les agglomérations (sous réserve que le seuil mentionné ci-dessus soit atteint), les rapports de surface, de population, et donc de densité, entre "centre" et "périphérie" sont constants. Introduisons maintenant, sous la forme d'un troisième cercle (en traits gras sur les figures 1-b, 1-c, et 1-d), le contour de la ville centre. Supposons pour le moment que ce troisième cercle ne coupe aucun des deux autres.

Si A , C , P , V et B désignent respectivement les populations de l'agglomération, du "centre", de la "périphérie", de la ville-centre et de la banlieue, et si S_A , S_C , S_P , S_V , et S_B désignent les surfaces, et D_A , D_C , D_P , D_V , et D_B , les densités correspondantes, on a tout d'abord les identités suivantes:

$$A = C + P = V + B \quad \text{et} \quad S_A = S_C + S_P = S_V + S_B$$

On voit ensuite que trois cas sont possibles.

Le premier cas (b sur la figure 1) est celui d'une agglomération dont la surface est toute entière comprise dans la surface de la ville-centre. Dans ce cas, il n'y a pas de banlieue, dans le sens administratif du terme. La ville comprend aussi bien le "centre" que la "périphérie". Elle pourrait même inclure des espaces ruraux, que nous supposerions alors complètement inhabités (en blanc sur la figure 1-b), de façon à ce

que même dans ce cas B soit égal à 0. Donc, dès lors que $S_V > S_A$, on a toujours:

$$(2.1) \quad B/A = 0$$

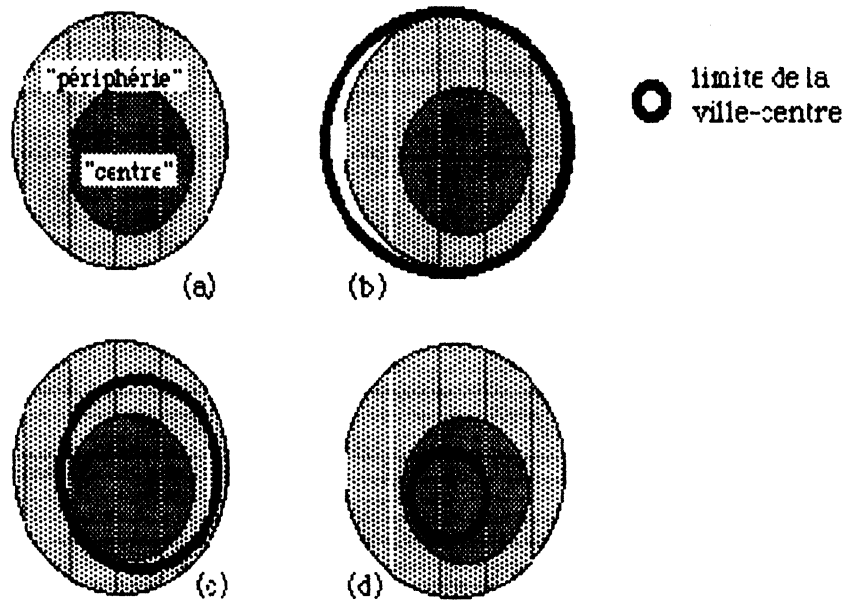


Figure 1

Dans le deuxième cas (c sur la figure 1), la limite de la ville-centre est comprise entre celle du "centre" et celle de la "périphérie": $S_C < S_V < S_A$. Le "centre" est tout entier compris dans la ville-centre, mais celle-ci comprend aussi de la "périphérie". La banlieue, elle, comprend uniquement de la "périphérie", soit $D_B = D_p$, et, en utilisant la définition de la densité:

$$(2.2) \quad \begin{aligned} B &= D_p S_B = D_p (S_A - S_V) = (D_p/D_A) A - D_p S_V \\ B/A &= (D_p/D_A) - S_V/A \end{aligned}$$

Le troisième cas (d sur la figure 1) est celui d'une ville-centre entièrement comprise dans le "centre", entièrement "composée" de "centre", la banlieue comprenant, elle, à la fois du "centre" et de la "périphérie": $S_V < S_C < S_A$. En conséquence, $D_V = D_C$, et:

$$(2.3) \quad \begin{aligned} V &= (A - B) = D_C S_V \\ B/A &= 1 - D_C S_V/A \end{aligned}$$

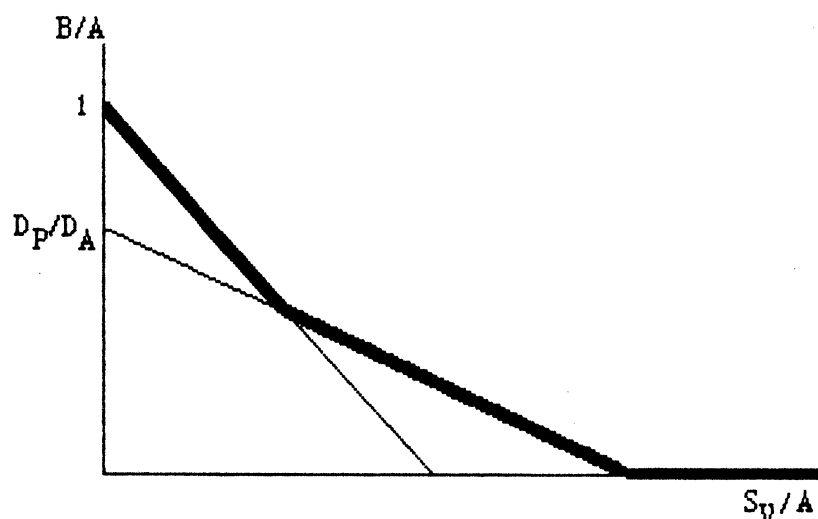


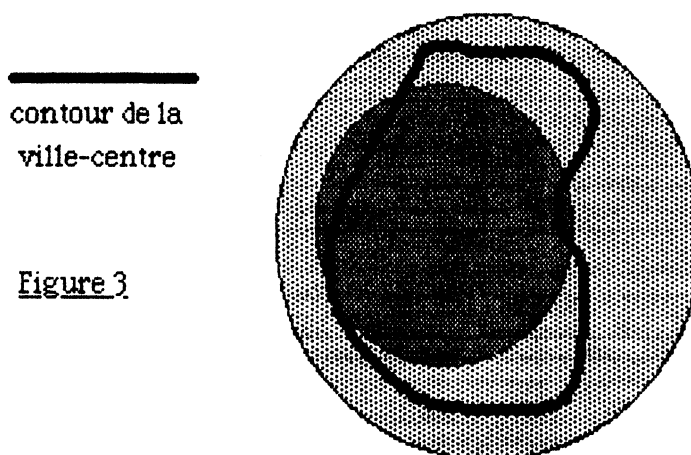
Figure 2

Compte-tenu de nos hypothèses, D_P , D_A , et D_C sont des paramètres. La courbe discontinue tracée en traits gras sur la figure 2, formée à partir des relations (2.1), (2.2) et (2.3), exprime ainsi, dans ce modèle simplifié, l'explication du rapport B/A par le rapport S_V/A .

C. Implications.

Bien que les hypothèses sur lesquelles est fondé ce modèle puissent apparaître comme drastiques, nous en conserverons la philosophie générale pour la spécification des modèles à tester. En particulier, nous continuerons à attribuer un rôle central dans l'explication de B/A (ou de V/A) au rapport S_V/A , là où le modèle s'applique, c'est-à-dire au delà d'un seuil, et sous réserve de l'incidence des politiques à finalité électorale. De façon plus précise, nous introduirons par rapport au modèle simplifié deux grandes modifications.

La première est importante pour spécifier la relation que nous estimerons entre le rapport B/A (ci-après RBA), ou le rapport V/A (ci-après RVA) et les résultats électoraux dans la ville-centre. Même si on accepte de raisonner en termes d'un "centre" et d'une "périphérie" homogènes, et représentant des proportions constantes



de l'agglomération, il n'y a pas de raison de penser que les contours de la ville-centre et ceux du "centre" ne se coupent jamais. Il peuvent le faire par exemple parce que le vrai centre historique de la ville (la cathédrale, l'hôtel de ville, etc..) se trouve plus ou moins excentré au sein du territoire communal, ou parce que le contour de celui-ci peut être assez irrégulier pour des raisons historiques, ou encore en raison de diverses caractéristiques naturelles (fleuve, bord de mer, montagnes), qui justifient une croissance du "centre" hors de la ville-centre alors même qu'une partie de celle-ci contient encore de la "périphérie". Une situation sans doute fréquente peut ainsi être représentée par la figure 3.

Malgré l'occurrence probable de ce phénomène, il reste qu'un RBA faible signifie en tendance que l'essentiel de la banlieue est composé de "périphérie" (une bonne partie de la ville-centre l'étant aussi) et qu'un RBA élevé rend probable un débordement du "centre" en banlieue (un contenu important de "centre" dans la banlieue). Comme nous relierons la division politique entre gauche et droite à une opposition entre "centre" et "périphérie", il en résulte que le vote de la banlieue diffèrera d'autant plus, vers la gauche, du vote de l'ensemble de l'agglomération que celle-ci est caractérisée par un RBA faible. Cet argument justifie l'hypothèse d'une relation positive entre la part obtenue par la "gauche" dans les suffrages exprimés en banlieue et la valeur prise par RBA. L'occurrence de situations géographiques

irrégulières, et le caractère généralement tranché des hypothèses du modèle simplifié, nous amèneront seulement à préférer, pour exprimer cette relation, une forme simple, en fait une approximation linéaire, à la forme plus compliquée que pourrait suggérer le modèle simplifié.

Une autre modification sera rendue nécessaire par le deuxième objet de cette étude, qui consiste, rappelons-le, à envisager une influence des politiciens sur la répartition de la population entre ville-centre et banlieue, c'est-à-dire sur RBA. Pour que cette influence puisse s'exercer, il faut que RBA ne soit pas complètement déterminé par le rapport S_v/A comme le suppose le modèle simplifié. Aussi réinterpréterons-nous cette détermination comme une tendance naturelle que les politiciens peuvent prétendre modifier (en la renforçant ou en la contrariant) dans un sens conforme à leurs intérêts. En d'autres termes, nous chercherons comment la prise en compte de la tendance politique de la municipalité modifie la relation entre S_v/A et RBA. Pour ce faire, il est évidemment important d'identifier cette relation "naturelle" ou "moyenne" entre S_v/A et RBA. Sur ce point, le modèle simplifié restera important dans la mesure où il nous suggérera d'attribuer à la relation une forme générale non pas identique mais proche de celle qui est représentée par la courbe discontinue de la figure 2.

III. L'INCIDENCE ELECTORALE DE LA REPARTITION DE LA POPULATION DE L'AGGLOMERATION ENTRE LA VILLE ET LA BANLIEUE: SPECIFICATION DE L'HYPOTHESE

Notons tout d'abord que la relation entre le revenu et les choix politiques d'abord, la relation entre le revenu et la localisation ensuite, la différenciation des choix politiques compte-tenu du système électoral enfin, sont trop imprécises pour qu'il soit opportun, en tout cas pour l'étude de cette première question, d'aller au delà d'une dichotomie simple gauche-droite. Cette dichotomie soulève des problèmes empiriques et politiques relativement difficiles dans la première partie de la période

que nous étudions (de 1953 à 1965), problèmes sur lesquels nous reviendrons, mais elle se traduit de plus en plus clairement dans les résultats électoraux au fur et à mesure qu'on se rapproche des élections récentes (elle est particulièrement affirmée pour les élections de 1977 et de 1983).

Il faut préciser ensuite que nous ne nous intéressons pas directement aux résultats des communes de banlieue. Leur collecte et leur interprétation soulèveraient des difficultés considérables. Nous ne cherchons à expliquer que le résultat des élections municipales dans les villes-centres. En d'autres termes, notre variable expliquée exprimera simplement, directement ou indirectement, le pourcentage de la "gauche" (on aurait aussi bien pu choisir la "droite") dans le total des suffrages exprimés lors de chaque élection municipale générale (à l'exclusion des élections partielles) de 1953 à 1983.

Le résultat des élections municipales est évidemment affecté par une tendance politique nationale, variable au cours du temps (par exemple la poussée "à gauche" observée lors des élections municipales de 1977, ou la poussée "à droite" observée lors des élections de 1983). Il est également affecté par des facteurs locaux, souvent relativement permanents (par exemple une tradition de gauche ou de centre-gauche dans le midi-centre, ou une tradition de droite dans l'Est ou dans l'Ouest). Nous prendrons en compte simultanément ces deux facteurs sous la forme d'une variable censée exprimer au moment de l'élection municipale considérée la tendance politique réelle du département (indépendamment des résultats aux élections municipales)⁸.

Dans un premier modèle, nous introduirons directement cette tendance sous la forme d'une variable de contrôle (RVA étant la variable cible). En conséquence, et sous réserve de modifications imposées par les données disponibles, ce premier modèle prendra la forme simple de la relation (3.1) ci-dessous:

$$(3.1) \quad GV_{ti} = f_t(RVA_{ti}, GD_{ti})$$

L'interprétation des variables est la suivante:

- GV_{ti} est, à l'issue des élections municipales tenues en t , la part obtenue par la

"gauche" dans le total des suffrages exprimés dans la ville i ;

- RVA_{ti} est, en t , la part de la population de la ville-centre i dans la population totale de l'agglomération dont elle est le centre;

- GD_{ti} exprime la part relative "réelle" de la "gauche", en t , dans les suffrages exprimés dans le département auquel appartient la ville i ;

- f_t est une fonction linéaire à estimer empiriquement, croissante par rapport aux deux variables.

Dans un deuxième modèle, nous chercherons à expliquer non pas directement la part de la "gauche" dans les résultats des élections municipales, mais une mesure de son écart par rapport à ce qui est prédit par la variable GD_{ti} . Ce deuxième modèle peut être spécifié à partir du raisonnement suivant.

Supposons d'abord que le rapport entre les suffrages exprimés et la population totale est le même dans la ville et dans l'ensemble de l'agglomération. En désignant par GB_{ti} la part obtenue par la "gauche", lors des élections municipales, en banlieue, et par GA_{ti} la part obtenue dans l'ensemble de l'agglomération, on peut alors formuler l'identité suivante:

$$(3.2) \quad GA_{ti} = RVA_{ti} \cdot GV_{ti} + (1 - RVA_{ti}) \cdot GB_{ti}$$

D'autre part, rappelons notre discussion dans la section précédente sur la relation entre tendance à voter à "gauche" dans la banlieue et RVA . Nous avons alors annoncé une formulation simple, linéaire, de cette relation. On peut l'exprimer ainsi:

$$(3.3) \quad GB_{ti}/GA_{ti} = 1 + b_t \cdot RVA_{ti}$$

avec $b_t > 0$

En substituant la relation (3.3) dans l'expression (3.2), on obtient:

$$(3.4) \quad GV_{ti}/GA_{ti} = 1 - b_t (1 - RVA_{ti})$$

Nous supposons maintenant que GA_{ti} , la part de la "gauche" dans les suffrages

exprimés par les électeurs de l'ensemble de l'agglomération est proportionnelle à la variable GD_{ti} , définie précédemment. En d'autres termes:

$$(3.5) \quad GA_{ti} = GD_{ti} (1 + k_t)$$

En substituant la relation (3.5) dans l'expression (3.4):

$$GV_{ti}/GD_{ti} = 1 + k_t - b_t + b_t RVA_{ti}$$

En définissant EGV_{ti} comme étant égal à $[(GV_{ti}/GD_{ti}) - 1]$, et a_t comme étant égal à $(k_t - b_t)$, on obtient le modèle recherché sous la forme⁹:

$$(3.6) \quad EGV_{ti} = a_t + b_t RVA_{ti}$$

IV. L'ETUDE EMPIRIQUE DE L'INCIDENCE ELECTORALE DE RVA

A. Les données utilisées et les solutions pratiques adoptées

L'échantillon utilisé part de l'ensemble de la population des villes-centres de plus de trente mille habitants telles qu'elles ressortent du recensement de 1975, c'est-à-dire 125 villes. Cette population comprend des villes de plus de trente mille habitants sans banlieue ($RVA = 1$). Elle est inférieure à celle des villes de plus de trente mille habitants du fait qu'un certain nombre de villes, même importantes, sont des communes de banlieue (en particulier dans la région parisienne). L'échantillon retenu a été réduit à 117 villes par l'élimination des villes qui, tout en donnant le plus souvent seules leur nom à l'agglomération, ne sont pas réellement des villes-centres (ces villes, dont le RVA moyen était de 0,2 en 1975, sont Bruais-en-Artois, Cannes, Douai, Montbéliard, Lens, Lille, Thionville, et Valenciennes).

Les recensements de 1954, 1962, 1968, 1975 et 1982 nous fournissent la population de chacune de ces villes ainsi ainsi que celle de l'agglomération dont elle est le centre, ce qui a permis le calcul de leur RVA pour chacune de ces dates.

Les résultats des élections municipales de 1953, 1959, 1965, 1971, 1977, et 1983,

pour chacune des villes de notre population, ont été collectés dans le journal Le Monde, complété lorsque c'était nécessaire, notamment pour les premières élections, par la consultation d'autres journaux et par une correspondance directe avec une vingtaine de mairies. Dans le cas de ces deux premiers modèles, le vote de "gauche" a été définie comme étant la somme des voix obtenues par le parti communiste, les autres listes d'extrême gauche, le parti socialiste ou les partis proches de lui (le PSU par exemple), et 40% des voix obtenues par le centre-gauche ou la gauche-centre. Cette somme a été rapportée au total des suffrages exprimés pour calculer ce que nous avons appelé plus haut la variable GV_{ti} . Pour les élections de 1953, faute d'informations suffisantes sur les résultats en voix, il a fallu calculer cette variable en termes de sièges. Lorsqu'il y avait deux tours, seuls les résultats du premier ont été pris en compte, les résultats du second étant néanmoins parfois utilisés pour mieux situer la tendance politique de certaines listes ambiguës. Il est difficile de prétendre qu'aucune erreur d'interprétation des tendances politiques n'a été commise, surtout pour la période au cours de laquelle la dichotomie gauche-droite se reflétait mal dans les listes présentées, c'est-à-dire dans le cas des élections de 1953, 1959, et 1965 (élections dont, en outre, le compte-rendu dans Le Monde est de moins bonne qualité que pour les élections ultérieures). Mais il faut souligner que les erreurs commises dans ce domaine conduisent plutôt à une sous-estimation qu'à une surestimation du pouvoir explicatif des relations étudiées.

Néanmoins, pour réduire l'impact de ces erreurs, et aussi de l'aléa propre à chaque scrutin, il a paru opportun d'étudier, en plus des relations relatives à chaque élection municipale, des relations en termes de moyennes des résultats de plusieurs élections municipales, plus précisément en termes de moyennes des résultats des élections de 1953, 1959, et 1965 d'une part, des élections de 1971, 1977, et 1983 d'autre part.

Pour l'étude des élections municipales de 1965 et des élections ultérieures, la variable représentant la tendance politique du département (GD_{ti}) a été mesurée par

la part des suffrages exprimés au deuxième tour des élections présidentielles de 1965, 1974, et 1981 par François Mitterand. Ces résultats ont été recueillis également dans le journal Le Monde. Pour les élections municipales antérieures, on a fait la moyenne des parts obtenues dans chaque département par la gauche aux élections législatives de 1951, 1956, 1958 et 1961. Ces parts résultent d'un calcul immédiat effectué sur les "indices d'orientation" départementaux présentés pour chaque élection par Claude Leleu [1971] (indices qui répondent au même principe de répartition de tous les suffrages entre la gauche et la droite que celui adopté dans la présente étude)¹⁰. Dans ce qui suit, nous évoquerons cette moyenne sous le nom "d'indice de Leleu".

Les dates des élections municipales, des recensements, et des élections présidentielles ne coïncident pas. Nous avons défini les variables dans les relations estimées de façon à ce que les écarts, par rapport à la variable expliquée, soient les plus faibles possibles. Par exemple, pour expliquer les résultats des élections municipales de 1971, nous avons pris les RVA calculés à partir du recensement de 1968 et les résultats départementaux des élections présidentielles de 1974. Les dates choisies pour les différentes variables apparaissent dans l'écriture des relations estimées présentées ci-après.

Enfin, rappelons que dans les sections précédentes a été évoquée l'idée d'un seuil en deçà duquel l'argumentation socio-économique sous-jacente aux relations n'a plus beaucoup de sens. Il faut remarquer sur ce point que, compte-tenu de la croissance urbaine qui a caractérisé la France au cours de la période antérieure à 1975, beaucoup de villes atteignant ou dépassant 30.000 habitants en 1975 se situaient très en dessous de ce chiffre en 1953 ou 1954. Pour prendre un seul exemple, Dreux, qui avait 33.000 habitants en 1975, en avait seulement 17.000 en 1954, l'agglomération n'en comptant à cette date qu'un millier supplémentaire. Il est clair que notre raisonnement a peu de chance d'être applicable au cas d'une agglomération de 18.000 avec une ville-centre de 17.000 habitants. Mais rien ne garantit non plus qu'il devienne pertinent dans le cas où ces chiffres sont doublés par deux. Sans chercher systématiquement un seuil, nous avons étudié, en plus de l'échantillon complet de 117

villes, l'échantillon défini par la population complète des villes-centres qui avaient plus de 70.000 habitants en 1975 et dont on peut penser que si le raisonnement s'applique quelque part, il doit s'appliquer à elles. Cette sous-population comprend 42 villes.

B. Les résultats.

Pour le premier modèle (GV en fonction de RVA et de GD), les résultats des estimations sont regroupés dans le tableau 1 (entre parenthèses sur ce tableau est indiqué le t de Student pour les deux variables explicatives). Les estimations faites sur l'échantillon complet (117 villes) figurent dans la partie supérieure du tableau, celles qui ont été faites sur l'ensemble des villes qui avaient plus de 70.000 habitants en 1975 figurent dans la partie inférieure. Les relations (4.4) et (4.12) expliquent le résultat moyen obtenu par la gauche sur les trois élections de 1953, 1959, et 1975, en fonction du RVA moyen au cours de la période, et de "l'indice de Leleu", la première pour l'ensemble des villes, la seconde pour les villes de plus de 70.000 habitants. De même, les relations (4.8) et (4.16) expliquent, respectivement pour l'ensemble de l'échantillon et pour les villes de plus de 70.000 habitants, le résultat moyen obtenu par la gauche aux élections de 1971, 1977 et 1983, en fonction du RVA moyen durant cette période et de la moyenne des résultats départementaux obtenus par François Mitterrand aux élections de 1974 et de 1981.

Le commentaire de ces résultats peut s'organiser autour des observations suivantes.

On peut d'abord noter que, comme on pouvait s'y attendre, les relations en termes de moyenne, c'est-à-dire les relations (4.4), (4.8), (4.12) et (4.16), ont en général un R^2 et des t de Student plus élevés que les relations estimées sur chacune des élections comprises dans les périodes correspondantes. Mais la valeur des coefficients des deux variables, dans ces relations "synthétiques", est proche de celle qu'on obtiendrait en faisant la moyenne des coefficients dans les relations "individuelles".

Une deuxième observation est que le signe des coefficients des deux variables est

TABLEAU 1. Estimation des relations du modèle 1 : $GV = f(RVA, GD)$

1. Pour l'ensemble des villes-centres de plus de 30.000 habitants (117 villes):

(4.1)	GV_{53}	-	0,08	- 0,01 RVA_{54}	+ 0,83 GD_{Leleu}	$R^2 = 0,38$
				(0,2)	(8,3)	
(4.2)	GV_{59}	-	0,12	+ 0,06 RVA_{62}	+ 0,61 GD_{Leleu}	$R^2 = 0,35$
				(1,2)	(7,8)	
(4.3)	GV_{65}	-	- 0,07	+ 0,13 RVA_{62}	+ 0,82 GD_{65}	$R^2 = 0,28$
				(1,9)	(6,3)	
(4.4)	GV_{53-65}	-	0,07	+ 0,07 RVA_{54-62}	+ 0,70 GD_{Leleu}	$R^2 = 0,43$
				(1,3)	(9,2)	
(4.5)	GV_{71}	-	- 0,08	+ 0,12 RVA_{68}	+ 0,85 GD_{74}	$R^2 = 0,19$
				(1,8)	(5,0)	
(4.6)	GV_{77}	-	0,21	+ 0,08 RVA_{75}	+ 0,49 GD_{74}	$R^2 = 0,13$
				(1,7)	(3,8)	
(4.7)	GV_{83}	-	0,26	+ 0,09 RVA_{82}	+ 0,28 GD_{81}	$R^2 = 0,07$
				(2,2)	(1,8)	
(4.8)	GV_{71-83}	-	0,10	+ 0,09 RVA_{68-82}	+ 0,60 GD_{74-81}	$R^2 = 0,17$
				(2,1)	(4,3)	

2. Pour les villes-centres de plus de 70.000 habitants (42 villes):

(4.9)	GV_{53}	-	- 0,01	+ 0,10 RVA_{54}	+ 0,86 GD_{Leleu}	$R^2 = 0,58$
				(0,9)	(7,0)	
(4.10)	GV_{59}	-	0,08	+ 0,14 RVA_{62}	+ 0,57 GD_{Leleu}	$R^2 = 0,44$
				(1,5)	(4,9)	
(4.11)	GV_{65}	-	- 0,09	+ 0,13 RVA_{62}	+ 0,80 GD_{65}	$R^2 = 0,44$
				(1,4)	(4,9)	
(4.12)	GV_{53-65}	-	0,02	+ 0,12 RVA_{54-62}	+ 0,69 GD_{Leleu}	$R^2 = 0,62$
				(1,6)	(7,4)	
(4.13)	GV_{71}	-	- 0,20	+ 0,28 RVA_{68}	+ 0,82 GD_{74}	$R^2 = 0,41$
				(3,4)	(3,4)	
(4.14)	GV_{77}	-	0,10	+ 0,21 RVA_{75}	+ 0,52 GD_{74}	$R^2 = 0,29$
				(2,9)	(2,3)	
(4.15)	GV_{83}	-	0,09	+ 0,24 RVA_{82}	+ 0,37 GD_{81}	$R^2 = 0,34$
				(4,0)	(1,6)	
(4.16)	GV_{71-83}	-	- 0,02	+ 0,24 RVA_{68-82}	+ 0,61 GD_{74-81}	$R^2 = 0,44$
				(4,2)	(3,1)	

conforme à celui que prédit la relation théorique.

Une troisième observation est que le R^2 diminue de façon continue au cours du temps aussi bien pour l'ensemble des villes que pour les villes de plus de 70.000 habitants. Mais cette diminution du pouvoir explicatif global de la relation semble être essentiellement imputable à la variable de contrôle GD, représentant la force électorale de la gauche dans le département (baisse continue de son t de Student).

Au contraire, la variable cible, RVA, non significative pour les deux premières élections, le devient dès la troisième élection, en ce qui concerne l'échantillon complet, et à partir de la quatrième en ce qui concerne les 42 grandes villes.

Pour ces dernières, et dans le cas des élections de 1971, 1977, et 1983, la variable RVA apparaît comme réellement très significative ($t = 4,2$ dans le cas de la relation "synthétique" 4.16) et tend même à avoir un t supérieur à celui de la gauche départementale. Ce résultat est d'autant plus remarquable que la population des grandes villes représente une part substantielle et parfois très élevée de la population des départements dans lesquels elles se situent, ce qui laissait anticiper un pouvoir explicatif élevé des scores de la gauche aux élections présidentielles dans ce sous-ensemble.

Enfin, si on regarde le coefficient du RVA, dans le cas des trois dernières élections, il faut observer qu'il dépasse le double dans les grandes villes de ce qu'il est dans l'échantillon complet et cela avec une assez grande stabilité d'une relation à l'autre.

Un coefficient de 0,24, tel que celui de RVA dans la relation synthétique (4.16), ou dans la relation (4.15) estimée sur les résultats des élections de 1983, toutes deux relatives à l'échantillon de 42 villes, signifie qu'une différence quelconque mesurée en pourcentage dans le RVA de deux villes tendra à produire, toutes choses égales, une différence de même sens égale à la première multipliée par 0,24 dans le pourcentage obtenu par la gauche aux élections municipales. Pour apprécier l'ordre de grandeur de cette incidence, il faut noter que RVA (en moyenne 1968-1982), dans le cas des villes de plus de 70.000 habitants, varie entre 0,28 et 1, avec une valeur moyenne de

0,69 et un écart-type de 0,20. En d'autres termes les différences de RVA d'une ville à l'autre sont souvent importantes. Ainsi, pour reprendre l'exemple de notre comparaison entre Lyon et Marseille, la différence du RVA de ces deux villes était de 0,46 en 1982. En soi, une telle différence tend à justifier, d'après la relation (4.15), un pourcentage de la gauche à Marseille supérieur de 11 points à ce qu'il est à Lyon. Si on tient compte de l'incidence de la variable de contrôle, en l'occurrence la différence entre les résultats obtenus par François Mitterrand au deuxième tour des élections présidentielles de 1981 dans les départements des Bouches-du-Rhône (56%) et du Rhône (51%), soit 5 points, on explique une différence supplémentaire de 2 points. Ensemble, les valeurs prises par les deux variables justifieraient donc une différence de 13 points. Or, la différence observée aux élections municipales de 1983 était de 14 points (d'après la relation 4.16, la gauche aurait dû obtenir 49 et 36% dans les deux villes, elle a obtenu en fait 46 et 32).

La prise en compte du deuxième modèle défini plus haut (EGV en fonction de RVA) permet d'apprécier de façon générale le pouvoir explicatif de RVA, et de le comparer à celui de GD. Pour les trois premières élections municipales, le pouvoir explicatif de ce second modèle est quasiment inexistant (seuls les signes sont conformes aux prédictions). Pour les trois dernières, la variable RVA a un effet significatif aussi bien dans le cas de l'ensemble des villes que dans celui des 42 villes les plus importantes. Toutefois, dans le premier cas, le R^2 reste exagérément faible (au maximum égal à 0,04). Aussi, seules les relations estimées relatives aux élections de 1971, 1977, et 1983, dans les villes de plus de 70.000 habitants, sont elles présentées dans le tableau 2.

En regardant ce tableau, on peut de nouveau constater que la relation entre les moyennes, c'est-à-dire ici la relation (4.20), a un R^2 plus élevé que les autres mais qu'elle fait apparaître un coefficient de RVA qui est proche de la moyenne des coefficients de RVA dans celles-ci. On peut aussi observer que la valeur de la constante tend à être numériquement proche de celle du coefficient de la valeur explicative, mais avec un signe opposé. Si on se reporte aux relations (3.4), (3.5) et (3.6), ce

phénomène peut être interprété comme signifiant simplement que la variable k a une valeur faible, ou peut-être plus exactement qu'elle a une valeur moyenne faible et reflète par conséquent davantage la variation de l'équilibre des forces politiques dans le pays au cours de l'intervalle de temps entre les dates respectives d'une élection présidentielle et d'une élection municipale (entre 1974 et 1977, ou entre 1981 et 1983) que des différences structurelles entre les élections municipales et les élections présidentielles en général.

TABLEAU 2. Estimations du modèle 2: EGV - f(RVA)
(42 villes de plus de 70.000 habitants)

(4.17)	EGV ₇₁	- 0,54	+ 0,52	RVA ₆₈	R ² - 0,19
		(3,1)			
(4.18)	EGV ₇₇	- 0,24	+ 0,39	RVA ₇₅	R ² - 0,14
		(2,5)			
(4.19)	EGV ₈₃	- 0,44	+ 0,42	RVA ₈₂	R ² - 0,24
		(3,6)			
(4.20)	EGV ₇₁₋₈₃	- 0,40	+ 0,43	RVA ₆₈₋₈₂	R ² - 0,24
		(3,6)			

Le point important est évidemment que les t de Student sont tout à fait acceptables et que les R^2 le sont aussi compte-tenu de la nature des relations (qui prétendent expliquer des écarts). Si on compare ces R^2 à ceux obtenus pour les relations correspondantes du premier modèle (4.13 à 4.16), on voit que le pouvoir explicatif de RVA est comparable, et peut-être un peu supérieur, au pouvoir explicatif des scores départementaux obtenus aux élections présidentielles. En d'autres termes, il est plutôt plus important, pour prévoir le résultat des élections municipales dans une ville-centre de plus de 70.000 habitants, de connaître son RVA que de savoir quelle a été, dans le département, la répartition des suffrages aux dernières élections présidentielles. Etant donnée l'importance qu'on est spontanément tenté d'attribuer à cette deuxième information, on peut être satisfait de ce résultat.

Notons en passant, sans y attacher d'importance particulière, que, d'après la

relation (4.20), la différence de RVA entre Marseille et Lyon justifie exactement la différence (0,19) entre les valeurs de EGV observées pour ces deux villes lors des élections municipales de 1983, et cela bien que la valeur de EGV, c'est-à-dire la déperdition relative de la gauche (par rapport aux élections présidentielles), soit dans les deux cas plus élevée en fait que celle prédite par ladite relation.

En résumé, l'incidence de RVA sur les résultats des élections municipales paraît bien confirmée pour la période commençant en 1971 et surtout pour les grandes villes. En outre, elle est loin d'être négligeable d'un point de vue quantitatif. La question est maintenant de déterminer si elle est prise en compte par les politiciens.

IV. L'EXPLOITATION DE L'INCIDENCE ELECTORALE DE RVA PAR LES POLITICIENS: L'EXPLICITATION DE L'HYPOTHESE

A. Le contexte analytique

Bien que l'analyse positive de la démocratie ait depuis longtemps été appliquée au niveau local¹¹, une différence importante portant sur le cadre même dans lequel se développe le jeu politique est encore souvent traitée de façon peu satisfaisante. Au niveau national, il est en général raisonnable de supposer constants, ou en tout cas exogènes, la population ou l'électorat auxquels ont affaire les politiciens. A ce niveau, l'émigration ou l'immigration d'électeurs peuvent en général être négligées, et en tout cas paraissent relever de ces données auxquelles les politiciens ne peuvent que s'adapter sans chercher à les influencer. Au niveau local, au contraire, les migrations sont une variable qui ne peut être négligée. Depuis les célèbres travaux de Tiebout, avec le mécanisme du "vote par les jambes", et de Hirschman, avec l'alternative entre "exit" et "voice", l'analyse théorique reconnaît la possibilité pour les électeurs de réagir aux politiques mises en oeuvre par la migration dans une autre commune, et non seulement par l'usage de leurs bulletins de vote au moment des élections¹². Curieusement, cependant, ce mécanisme est en général intégré dans l'analyse des

choix des politiciens sous la forme d'une contrainte ou éventuellement d'un objectif et non sous celle d'un instrument. La raison en est une hypothèse, souvent implicite, sous-jacente dans la plupart des raisonnements et qui est en général considérée comme tellement évidente qu'elle échappe à toute discussion : les politiciens souhaitent attirer ou retenir dans la commune le maximum de population possible¹³. S'ils sont supposés poursuivre des objectifs plus fondamentaux, comme celui d'être réélus, ou de maximiser une fonction d'utilité comportant des arguments divers sous contrainte de réélection, la possibilité d'une émigration endogène de leur électoral est modélisée comme un coût. D'où vient à son tour cette valeur positive accordée à la population ? Il semble en général qu'elle est associée à une notion de base fiscale, ou de ressources financières potentielles¹⁴. L'idée d'un lien étroit entre population agrégée et rentrées fiscales est pourtant tout à fait contestable dès lors qu'on reconnaît la pluralité des sources de revenus des communes, en particulier dès lors qu'on introduit une distinction parmi ces sources entre celles qui proviennent des entreprises et celles qui proviennent des ménages, ou encore, à l'intérieur de cette dernière catégorie, dès lors qu'on distingue des classes de revenu ou de fortune. Rien n'interdit qu'une commune, au sein d'une agglomération, trouve un avantage, même purement fiscal, à une réduction de la population qui y réside si cette réduction est associée à un changement fiscalement favorable dans la structure de la population, ou si elle permet une augmentation des sources de rentrées qui ne sont pas liées aux ménages.

En outre, les rentrées fiscales ne peuvent constituer un objectif ultime. Or, quels que soient les objectifs auxquels on décide d'attribuer ce caractère, il n'est pas du tout certain que leur réalisation passe toujours par une sous-maximisation des revenus de la commune, ou de sa base imposable. Est-il, par exemple, justifié de supposer comme semblent l'impliquer de nombreux modèles, qu'une municipalité de gauche, dont l'électorat est trouvé pour l'essentiel dans les catégories de ménages à revenu modeste, se féliciterait obligatoirement du remplacement d'une part importante de cet électoral par des catégories plus fortunées et sans doute peu enclines à voter pour elle, sous

prétexte qu'ainsi l'aisance financière de la commune serait plus grande, ou même que le poids de la fiscalité sur les ménages les plus pauvres pourrait être, à service public égal, allégé? Certes, on peut définir des conditions dans lesquelles une telle attitude serait rationnelle, mais l'observation comme le raisonnement simple ne peuvent que nous inciter à penser qu'en général, au contraire, placée devant une telle perspective, une municipalité de gauche sacrifiera volontiers ses objectifs financiers et peut-être les intérêts d'une partie de son électorat pour assurer sa survie politique.

Dans ce qui suit, nous supposerons que les politiciens au pouvoir poursuivent un objectif unique: maximiser leur probabilité de réélection. Nous reconnaissons volontiers qu'une hypothèse telle que celle, formulée en particulier par Breton, de la maximisation d'une fonction d'utilité sous contrainte de réélection, serait plus satisfaisante à bien des égards¹⁵. Elle conduirait à ne mettre la réélection au premier plan des préoccupations des politiciens en place que dans les cas où elle paraîtrait incertaine, laissant à ceux qui bénéficient de majorités confortables la discrétion de poursuivre d'autres objectifs (strictement égoïstes ou plus "désintéressés", peu importe). Mais notre hypothèse, certainement simplificatrice, n'est pas complètement absurde dans un contexte d'incertitude et de variabilité des majorités électorales. Une raison plus décisive de la formuler, en pratique, est que les données dont nous disposons ne nous permettent sans doute pas de soumettre au test un modèle plus compliqué.

Si les politiciens cherchent avant tout à se faire réélire, et si la relation que nous avons étudiée entre RVA et les résultats électoraux existe réellement, les politiciens de gauche, ou de droite, chercheront à en tirer partie. On peut même supposer, dans un contexte d'anticipations rationnelles, qu'ils comprennent suffisamment les mécanismes en jeu (ils ont intérêt à acquérir le plus d'information possible sur ce point), pour anticiper une relation qui n'est pas encore observable (ou même qui n'existe encore que potentiellement). Les fondements de la relation entre RVA et résultats électoraux, bien qu'analysés de façon superficielle dans notre étude, n'en sont pas pour autant mystérieux, au point en tout cas de ne pas être compris au

moins dans leurs principes généraux par ceux qui ont un intérêt important à le faire et qui ont déjà fait la preuve de leur flair ou de leur savoir-faire politiques. On peut donc accepter comme non-absurde la possibilité que, alors même que l'incidence de RVA n'est vraiment perceptible qu'à partir au mieux des élections de 1965, elle ait été anticipée dès le début de notre période, c'est-à-dire dès 1953.

Si le déterminant de RVA (ou de RBA) est, comme nous l'avons avancé dans la section II, une relation entre la population de l'agglomération et la surface de la ville, les politiciens peuvent être tentés d'agir sur l'une ou l'autre de ces variables. Ne revenons pas sur la seconde: nous avons déjà noté qu'à moyen terme les absorptions ou fusions de communes sont relativement rares en France, contrairement à ce qui se passe dans d'autres pays. Pour l'agglomération, il est a priori tout à fait concevable qu'une municipalité de la ville-centre module l'attitude qu'elle adopte à l'égard de sa croissance en fonction de son intérêt électoral. Une municipalité de gauche a plutôt intérêt, toutes choses égales, à la ralentir, et une municipalité de droite à l'accélérer.

Mais agir sur la croissance de l'agglomération n'est pas le seul moyen d'infléchir l'évolution de RVA. Comme nous l'avons indiqué à la fin de la section II, la relation "naturelle" et moyenne entre SV/A et RBA peut être modifiée par les politiciens. Comment? De façon générale, réduire la capacité de logement sur le territoire de la ville-centre peut se faire par l'affectation de terrains à d'autres destinations que le logement (zones commerciales, industrielles, ou de bureaux, aires de circulation ou de stationnement, espaces verts, zones de loisirs, etc...), par la réglementation d'urbanisme, par la gestion de la construction. Malgré la centralisation du système français, il est clair que les villes ont eu dès le début de notre période au moins une influence dans ce domaine¹⁶. En rendant plus rares les terrains disponibles pour la construction de logements, ou en réduisant le nombre des logements qui peuvent être construits sur les terrains qui restent constructibles, on obtient non seulement une diminution de la population domiciliée dans la ville (ou du moins de la croissance de cette population), mais au moins une tendance au renchérissement des logements, entraînant à son tour une sélection, en fonction du

revenu, de ceux auxquels ils sont offerts (une sélection plus directement politique, dans une situation de rationnement, n'est pas à exclure complètement dans certains cas)¹⁷. Bien entendu une étude empirique directe de la nature des logements construits, et de l'évolution de la population de la ville en termes de structure de revenu, ou de structure socio-professionnelle, pourrait être précieuse dans le contexte de notre raisonnement. Mais en son absence, il est suffisant de noter la plausibilité d'une association entre réduction du RVA et modification de la composition de la population dans un sens favorable à la "droite" d'un point de vue électoral. Tout ce qui précède peut être transposé sans difficulté au cas d'une municipalité "de gauche", cherchant à augmenter la densité de la ville-centre par des constructions de logements sociaux, des règles d'urbanisme moins sévères, etc...

La capacité de réaliser ce genre de politiques est certainement assez dépendante dans la réalité de cette variable relativement accidentelle qu'est la surface. Certaines villes ont un territoire communal très vaste (le cas le plus spectaculaire, en fait aberrant, est celui d'Arles, dont le territoire est égal à 3 fois celui de Marseille, lui-même égal, comme nous l'avons déjà indiqué, à 5 fois celui de Lyon), ce qui enferme dans des limites étroites les ambitions de sécurité que peut y nourrir à long terme la "droite" sauf dans des départements particulièrement favorables. D'autres ont des territoires très restreints, et parfois en outre fortement contraints (quartiers historiques à préserver par exemple). C'est dans ce dernier cas en particulier qu'on pourrait s'attendre à ce qu'une municipalité de gauche, parvenue, dans le contexte de notre raisonnement, au pouvoir par accident ou sous l'effet d'une vague nationale favorable à la gauche, et reculant devant les coûts divers d'une augmentation de la densité de la ville, cherche à limiter au maximum la croissance de l'agglomération (en évitant que n'y passe une autoroute ou n'y soit construit un aéroport par exemple). Un des co-auteurs de cette étude a le sentiment d'avoir observé de façon non-systématique un tel comportement dans un pays voisin. Mais nous verrons qu'apparemment il n'y pas de relation dans notre échantillon entre croissance de l'agglomération et tendance politique de la ville-centre. Aussi continuerons-nous à considérer cette

croissance comme exogène.

Un problème dont nous n'avons pas parlé jusque là est celui que pose l'existence de partis politiques couvrant une zone plus large que la ville. Si la structure politique de l'agglomération est exogène, comme nous l'avons supposé, ce que gagne un parti politique dans la ville-centre, en agissant sur RVA, tend à être perdu en banlieue. Cette situation peut conduire à une véritable répartition à l'amiable du pouvoir entre les différents partis. Ville-centre de droite et banlieue "rouge": chaque parti peut trouver un avantage à la stabilité d'une telle situation. Il faut noter en passant que même en l'absence de partis centralisés la coexistence de municipalités de droite et de gauche peut être pacifique ou même fructueuse. En conséquence, il ne faut pas considérer "l'éviction" d'une partie de la population vers la banlieue, ou son mécanisme générateur (par exemple la spécialisation de la ville-centre dans certaines activités), comme une source automatique de conflits intercommunaux. C'est aussi, dans notre raisonnement, l'intérêt des maires "de gauche" dans les communes de banlieue, pour autant que leur préoccupation principale soit également de se faire réélire, que la part de la ville-centre dans la population totale baisse le plus possible. En ce qui concerne les municipalités de banlieue "de droite", on peut en revanche s'attendre à ce qu'elles soient plus fréquemment en conflit ou en concurrence avec une ville-centre de droite (sous réserve que l'intérêt de construire, pour les propriétaires de terrains, ne l'emporte pas sur l'affiliation politique, et que la politique municipale ne reflète pas cet ordre de priorité). Cependant, l'existence de partis organisés poursuivant des objectifs intercommunaux peut être une source de difficultés pour notre raisonnement lorsqu'un de ces partis accède au pouvoir aussi bien dans la ville-centre qu'en banlieue, ou dans une partie de la banlieue. En France, seul le parti communiste est assez centralisé pour que l'intérêt d'une municipalité qu'il contrôle puisse être sacrifié autrement qu'exceptionnellement à un intérêt électoral plus général. Aussi, est-ce dans le cas où ce parti, au pouvoir dans une partie de la banlieue, y accède également dans une ville-centre que l'hypothèse qu'un parti de gauche cherche à augmenter la valeur de RVA peut devenir a priori douteuse.

B. Les modèles.

Nous examinerons la possibilité d'une incidence de la tendance politique sur la valeur de RVA, ou plus précisément de RBA, au moyen de deux modèles.

Dans le premier modèle, nous envisagerons l'hypothèse que le fait que certaines villes ont une tendance politique tranchée et constante depuis 1953 a une incidence sur la valeur de leur RBA. Si l'hypothèse est justifiée, la prise en compte de ce fait doit modifier la valeur du RBA de ces villes telle qu'on pouvait la prédire à partir de la relation "naturelle" ou moyenne discutée antérieurement, relation dans laquelle la variable explicative unique était le rapport S_V/A (surface de la ville-centre sur population de l'agglomération). En même temps, elle doit améliorer notre capacité d'expliquer la variance observée de RBA pour l'ensemble de l'échantillon. Il est clair que pour spécifier ce modèle, il faut une hypothèse sur la forme de la relation "naturelle". Conformément aux conclusions tirées du modèle théorique présenté dans la section II, nous faisons l'hypothèse que cette relation correspond (RBA étant la variable expliquée et S_V/A la variable explicative) à une courbe convexe par rapport à l'origine. Parmi les différentes fonctions qui peuvent présenter la caractéristique souhaitée, nous avons retenu une fonction logistique.

De façon plus précise, ce premier modèle consiste donc dans l'estimation et la comparaison du pouvoir explicatif des deux relations suivantes, dans lesquelles RBA_{ti} et SSA_{ti} désignent respectivement le rapport RBA le rapport S_V/A relatifs à la ville i à l'instant t , et TP_{chti} désigne une variable muette qui prend la valeur 1 si la ville i a eu la tendance politique c de façon constante depuis la date h jusqu'à la date t , et une valeur nulle dans tous les autres cas:

$$(5.1) \quad RBA_{ti} = 1 / [1 + \exp (-(a_{1t} + a_{2t} SSA_{ti}))]$$

$$(5.2) \quad RBA_{ti} = 1 / [1 + \exp (-(b_{1t} + b_{2t} SSA_{ti} + b_{3t} TP_{chti}))]$$

En posant $LRBA_{ti} = \ln [RBA_{ti}/(1 - RBA_{ti})]$, on peut écrire ces relations sous la forme de fonctions semi-logarithmiques:

$$(5.1 \text{ bis}) \quad LRBA_{ti} = a_{1t} + a_{2t} SSA_{ti}$$

$$(5.2 \text{ bis}) \quad LRBA_{ti} = b_{1t} + b_{2t} SSA_{ti} + b_{3t} TP_{chti}$$

Les coefficients a_{2t} et b_{2t} doivent être négatifs, le coefficient b_{3t} négatif si c désigne la gauche et positif s'il désigne la droite. Il est vraisemblable que la variable TP_{chti} ne sera significative que si la période $(t - h)$ est suffisamment longue et si c correspond à une tendance politique suffisamment claire.

Dans le deuxième modèle, la question posée est la suivante: le fait qu'une ville-centre connaisse un changement de majorité modifie-t-il l'évolution ultérieure de son RBA ? Pour répondre à cette question, il nous faut d'abord une relation expliquant "normalement" l'évolution des RBA. A cette fin nous utilisons la fonction (5.1) qui vient d'être définie, sous réserve bien entendu qu'elle apparaisse comme acceptable empiriquement. Appelons $DRBA_{ist}$ la différence entre la valeur observée du RBA de la ville i au temps t et sa valeur observée au temps s , et désignons par $DRBAP_{ist}$ la différence entre le RBA de la ville i tel qu'il est prédit par la relation (5.1) au temps t et le RBA, prédit par la même relation (5.1), au temps s . Soit CHP_{idr} une variable muette qui prend la valeur 1 si un changement de majorité de type d (par exemple droite-gauche) est intervenu dans la ville i au temps r (et 0 dans les autres cas). Le second modèle consiste alors à estimer et à comparer les relations (5.3) et (5.4):

$$(5.3) \quad DRBA_{ist} = a_{1st} + a_{2st} DRBAP_{ist}$$

$$(5.4) \quad DRBA_{ist} = b_{1st} + b_{2st} DRBAP_{ist} + b_{3rst} CHP_{idr}$$

Les coefficients a_{2st} et b_{2st} doivent être positifs; le coefficient b_{3rst} doit être positif si le changement intervenu en r s'est fait de la gauche vers la droite, et négatif dans le cas inverse. Là encore il faut que le changement de majorité soit clair, et

surtout, étant donné les délais nécessaires à la mise en oeuvre de politiques nouvelles, puis à la perception de leurs effets sur le RBA, qu'il intervienne après une certaine stabilité de l'ancienne majorité et soit suivi d'une certaine stabilité de la nouvelle. Il faut aussi un écart suffisant entre r et s .

Enfin, nous avons fait allusion dans la section précédente à l'examen empirique de la possibilité que la variation de la population de l'agglomération puisse être influencée par les politiciens. Pour étudier empiriquement cette possibilité, et par analogie avec le premier modèle, nous régressons simplement la population des agglomérations à la date t , sur leur population à la date h , ces deux dates étant aussi éloignées que possible l'une de l'autre, et nous posons la question de savoir si le fait qu'une ville a été constamment dirigée dans l'intervalle de temps par des maires ayant la même appartenance politique (fait introduit sous la forme d'une variable muette) a une influence sur la variation de la population de l'agglomération dont elle est le centre. Comme il a été déjà indiqué dans la section précédente, le résultat de ce test est négatif (en prenant l'intervalle 1954-1982).

VI. L'ETUDE EMPIRIQUE DE L'INCIDENCE DE LA POLITIQUE SUR RBA

A. Les données disponibles et les solutions pratiques adoptées.

Pour cette deuxième partie de l'étude empirique, les données disponibles limitent assez sensiblement le nombre des cas qui peuvent être étudiés. Pour le premier modèle, tout d'abord, rappelons la nécessité pour la variable politique d'exprimer une appartenance suffisamment longue de la ville à une même tendance politique. Cette appartenance est mesurée non pas principalement par le pourcentage des suffrages accordés à la gauche ou à la droite, simplement vérifiée par une condition de majorité de même tendance (au sens large). La variable expliquée étant RBA, nous sommes contraints d'une part par la date du dernier recensement, qui a eu lieu en 1982. Les dernières données politiques utilisables sont donc celles fournies par les résultats des

élections municipales de 1977. Les premières sont celles des élections municipales de 1953. Nous pouvons donc au plus estimer des relations explicatives du RBA de 1968, 1975 et 1982. Encore, dans le cas de la première de ces relations, est-il sans doute à craindre que la période considérée soit trop courte. Une deuxième difficulté provient du fait que très peu de villes-centres ont été constamment à gauche de façon claire depuis 1953. D'une part, seules 4 villes sur 117 ont été constamment dirigées par des maires communistes (et nous avons vu en outre que la stratégie communiste pouvait être peu conforme à nos hypothèses de base). Prendre en compte les maires socialistes ou centre-gauche se heurterait à l'objection que dans la première partie de la période étudiée ils se sont très souvent appuyés sur des majorités anti-communistes, regroupant aussi des partis du centre ou même de droite. De toute façon, la nécessité fréquente pour eux de se battre en quelque sorte sur deux fronts rend nécessairement leurs objectifs pendant cette première période assez ambigus en termes de RVA. Si à partir de 1971 leur alliance de plus en plus solide, au niveau municipal, avec les communistes implique sans doute une certaine clarification de leurs objectifs, il n'est guère vraisemblable qu'il puisse s'ensuivre un effet suffisamment marqué sur le RBA de 1982. En conséquence, nous sommes réduits à n'étudier que le cas des villes dont le maire a été "à droite" depuis 1953. Celles qui ont présenté très clairement ce caractère étaient au nombre de 35 lors du recensement de 1968, 29 lors du recensement de 1975, et 17 lors du recensement de 1982 (ces chiffres étant obtenus à partir, entre autres, de la tendance politique des maires sortants à la veille des élections municipales de 1971, 1977 et 1983 respectivement). Mais, pour l'estimation prenant en compte les données du recensement de 1982, on a aussi envisagé des définitions un peu moins exigeantes de l'appartenance continue à la droite, ce qui a permis d'attribuer une valeur de 1 à la variable muette dans le cas de 8 villes supplémentaires.

Les problèmes rencontrés pour l'estimation du deuxième modèle sont de même nature. Nous avons vu qu'il fallait une certaine stabilité des majorités aussi bien avant le changement de majorité qu'après, et qu'il fallait de plus accepter un certain délai avant qu'un changement puisse de façon plausible avoir un effet sur la valeur de la

variation de RBA. Ces contraintes nous interdisent de considérer des changements de majorité situés au début ou à la fin de la période sur laquelle nous avons des données. Par ailleurs, il faut que le renversement de majorité soit clair, ce qui nous ramène aux problèmes de classement des socialistes signalés à propos du premier modèle. Enfin, il faut noter, qu'en particulier au cours de la sous-période assez restreinte dans laquelle nous sommes obligés, pour les raisons ci-dessus, de sélectionner les cas de changement de majorité, la situation française s'est caractérisée par la rareté des passages gauche-droite. Ceux-ci ne deviennent fréquents que lors des élections de 1983. L'étude de leur incidence sur RBA ne pourra évidemment être envisagée que dans plusieurs années. En attendant, nous avons été en pratique contraints de nous limiter aux effets des changements droite-gauche intervenus en 1971. Plus précisément, a été donnée la valeur 1 à la variable muette seulement lorsqu'une ville avait à la fois un maire sortant qu'on pouvait présumer "de droite" en 1965 et en 1971, un maire élu présumé "de gauche" en 1971, et de nouveau en 1977. L'effet de ce changement de majorité a été cherché sur la variation du RBA entre le recensement de 1975 et celui de 1982.

Ajoutons que pour les mêmes raisons que précédemment, ont été étudiés d'une part l'échantillon complet (de 116 villes et non de 117 en raison du caractère aberrant, déjà noté, du SSA d'Arles) et d'autre part l'échantillon des 42 villes qui comptaient plus de 70.000 habitants en 1975.

B. Les résultats

Pour le premier modèle, il s'agissait notamment de comparer les relations avec et sans prise en compte de l'appartenance politique du maire, c'est-à-dire de comparer les relations (5.1) et (5.2), ou (5.1 bis) et (5.2 bis). Cela a été fait pour plusieurs dates de RBA (à savoir 1968, 1975, et 1982), pour plusieurs définitions plus ou moins restrictives de l'appartenance continue à la droite, et enfin aussi bien pour l'échantillon complet que pour celui réduit aux villes de plus de 70.000 habitants. Il n'est pas utile de

présenter toutes les estimations car, si la variable SSA est très significative et si les coefficients de régression sont très acceptables dans tous les cas (résultat par lui-même important, notamment pour le deuxième modèle), il n'en est malheureusement pas de même, comme on pouvait d'ailleurs s'y attendre, pour le t de Student du coefficient de notre variable cible, TP. Celle-ci n'apparaît comme réellement significative que dans le cas des villes de plus de 70.000 habitants et pour l'explication du RBA de 1982. En conséquence, pour le commentaire du premier modèle, il suffit de présenter les trois relations qui figurent sur le tableau 3.

TABEAU 3. Estimations des relations du modèle 1: RBA - f (SSA, TP)
(42 villes de plus de 70.000habitants)

(6.1)	$LRBA_{82} = + 0,100 - 27,330 SSA_{82}$ (8,6)	$R^2 = 0,64$
(6.2)	$LRBA_{82} = - 0,104 - 24,905 SSA_{82} + 0,679 TP_{dr.str.}$ (8,0) (2,7)	$R^2 = 0,69$
(6.3)	$LRBA_{82} = - 0,089 - 25,159 SSA_{82} + 0,469 TP_{dr.att.}$ (7,3) (2,2)	$R^2 = 0,68$

Ces trois relations, exprimées dans la même forme semi-logarithmique que les relations (5.1 bis) et (5.2 bis), portent donc seulement sur les villes de plus de 70.000 habitants. La troisième diffère de la seconde par une définition moins stricte (ou plus "atténuée") de l'appartenance constante de la municipalité à la droite. En les comparant à la première, on voit qu'elles améliorent notre pouvoir explicatif de 5 et 4% respectivement. Il est important surtout de noter le caractère significatif de la variable TP, avec un signe conforme à ce que prévoit le modèle (augmentation de la part de la banlieue dans l'agglomération quand la ville-centre a toujours été à droite), même dans le cas d'une définition relativement large de l'appartenance constante à la droite. En outre, dans les deux cas, la valeur du coefficient de cette variable est très élevée comme le montrera l'interprétation donnée plus loin.

Il convient de présenter aussi les relations sans variable politique estimées à l'occasion de ce premier modèle pour les années 1975 et 1982 et pour les deux

échantillons (116 et 42 villes), car elles nous sont nécessaires pour le calcul d'une des deux variables explicative dans le deuxième modèle. Outre la relation (6.1), il s'agit des relations (6.4), (6.5) et (6.6) regroupées dans le tableau 4.

TABEAU 4. Estimations des relations sans variable politique: RBA - f (SSA)

(6.1)	$LRBA_{82} = + 0,100 - 27,330 SSA_{82}$ (8,6)	$R^2 = 0,64$	(42 observations)
(6.4)	$LRBA_{82} = - 0,210 - 15,410 SSA_{82}$ (12,2)	$R^2 = 0,57$	(116 observations)
(6.5)	$LRBA_{75} = - 0,079 - 26,518 SSA_{75}$ (8,3)	$R^2 = 0,63$	(42 observations)
(6.6)	$LRBA_{75} = - 0,383 - 14,447 SSA_{75}$ (11,1)	$R^2 = 0,54$	(116 observations)

Pour le deuxième modèle, ces relations nous donnent des valeurs estimées de RBA (en utilisant la définition de LRBA donnée plus haut, avant la relation 5.1 bis), que nous appellerons RBAP. En faisant pour l'échantillon de toutes les villes d'une part, pour celui des villes de plus de 70.000 habitants d'autre part, la différence ($RBAP_{82} - RBAP_{75}$), nous calculons une variable $DRBAP_{75-82}$ (différence de RBA "prédite") pour chacun des deux échantillons. Si CHP_{dg71} représente la variable CHP_{idr} de la relation (5.4) (c'est-à-dire une variable muette prenant la valeur 1 pour un changement droite-gauche intervenu en 1971 et la valeur 0 dans les autres cas), l'étude empirique nous fournit les quatre relations présentées dans le tableau 5.

En comparant le R^2 de la relation (6.8) avec celui de la relation (6.7) d'une part, celui de la relation (6.10) avec celui de la relation (6.9) d'autre part, il apparaît bien que la prise en compte des changements politiques intervenus en 1971, dans le sens droite-gauche, améliore l'explication des variations de RBA entre 1975 et 1982 cette fois-ci dans l'échantillon des 116 aussi bien que dans celui des 42 villes. Néanmoins l'amélioration est sensiblement plus forte dans le deuxième cas. Le signe du

TABLEAU 5. Estimations du modèle 2:		DRBA - f (DRBAP, CHP)
(6.7)	$DRBA_{75-82} = 0,0042 + 0,813 DRBAP_{75-82}$ (6,7)	$R^2 = 0,28$ (116v.)
(6.8)	$DRBA_{75-82} = 0,0051 + 0,807 DRBAP_{75-82} - 0,0181 CHP_{dg71}$ (6,7) (2,3)	$R^2 = 0,32$ (116v.)
(6.9)	$DRBA_{75-82} = 0,0065 + 0,648 DRBAP_{75-82}$ (3,2)	$R^2 = 0,31$ (42 v.)
(6.10)	$DRBA_{75-82} = 0,0093 + 0,641 DRBAP_{75-82} - 0,0258 CHP_{dg71}$ (3,5) (3,4)	$R^2 = 0,39$ (42 v.)

coefficient de la variable politique est celui qui était attendu, et la valeur de son t de Student le fait apparaître comme significatif. L'interprétation de sa valeur numérique est plus immédiate que ne l'est celle de la variable politique du premier modèle.

Ainsi, dans le deuxième modèle, un renversement de majorité durable en 1971 tend à produire à lui seul, d'après la relation (6.8), applicable à l'ensemble de l'échantillon, une différence négative de RBA de 1,81 points de 1975 à 1982. Ce chiffre passe à 2,58 points dans le cas d'une ville de plus de 70.000 habitants (relation 6.10). Pour permettre de l'apprécier, signalons que l'augmentation moyenne de la part des banlieues dans la population totale des agglomération a été (pour 116 agglomérations) de 2,2 points entre 1975 et 1982, c'est-à-dire du même ordre de grandeur (avec un signe opposé).

L'interprétation numérique du coefficient de TP dans la relation (6.2) est moins directe. En prenant le cas d'une ville de plus de 70.000 habitants (en 1975), pour laquelle le rapport SSA (surface de la ville sur population de l'agglomération) est de 0,02 (en hectares par habitant, à peu près le chiffre correspondant à Toulouse ou à Dijon) en 1982, on peut calculer, d'après la relation (6.2), que cette ville devrait avoir un RBA de 0,519 si elle a toujours été à droite depuis 1953, et un RBA de 0,354 seulement si elle ne l'a pas toujours été. Ainsi, dans ce cas, l'appartenance de la ville-centre à la droite produit une différence égale à 16,5 % de la population de

l'agglomération. Avec une définition plus large de l'appartenance à la droite, la différence serait encore de plus de 11% (calcul au moyen de la relation 6.3). Ces chiffres sont élevés.

VII. CONCLUSION

Les exemples numériques donnés dans la section précédente ou dans la section IV ont simplement pour objet de montrer, en supposant que les phénomènes analysés sont effectivement présents (ce que ne contredit pas l'étude empirique), qu'ils sont aussi susceptibles d'être quantitativement importants.

A l'issue de ce travail, nous ne pouvons que conclure à la validation, ou à l'absence d'infirmité, de nos deux hypothèses de départ. La répartition de la population des agglomérations entre ville-centre et banlieue semble bien avoir une incidence sensible sur les résultats électoraux dans la ville-centre, et cette répartition semble bien évoluer comme si les maires tenaient compte de ladite incidence pour agir sur la répartition dans le sens d'une augmentation de leurs chances de réélection. A la question posée dans le titre de cette étude, nous ne pouvons donc que répondre: la tendance politique dans les grandes villes, conséquence et cause de la répartition de la population dans l'agglomération.

Mais une étude empirique isolée, toujours plus ou moins fragile (et celle-ci le paraîtra peut-être particulièrement) ne peut suffire à établir, même provisoirement, un phénomène. La démarche scientifique habituelle exige qu'on mette à l'épreuve les théories sur des données et avec des méthodes d'investigation empirique différentes. En présentant comme nous l'avons fait nos hypothèses dans un contexte spatio-temporel étroitement délimité, celui de la France des trente dernières années, et compte-tenu du caractère exhaustif de notre échantillon, nous rendons apparemment problématique la mise en oeuvre de cette démarche. S'il en était ainsi, notre travail pourrait au mieux avoir pour ambition de relever de l'histoire quantitative, laquelle, faute d'un stock suffisant de données "fraîches", est plus

souvent à même de fournir une description ou une interprétation des phénomènes qu'une véritable explication.

Mais on peut aussi concevoir ce travail autrement, en reformulant notre argumentation sous une forme plus générale, non-circonscrite au cas particulier d'un pays dans un intervalle de temps donné. En rappelant nos remarques, formulées au début de la section V, sur la façon dont on traite habituellement les mouvements de population dans l'analyse de la démocratie municipale, nous pouvons interpréter nos résultats comme prétendant apporter un élément de réfutation, ou en tout cas un contre-exemple ou un contre-argument, à deux idées dominantes dans ce domaine: soit à l'idée que les maires ne cherchent pas à influencer les migrations à l'intérieur de l'agglomération, soit à l'idée qu'ils cherchent à les influencer, mais toujours dans un but unique qui est d'attirer le plus de monde possible au détriment des communes voisines (et sont donc toujours placés dans un contexte de compétition, ou de jeu à somme nulle). Présentée sous cette forme, et malgré le fait qu'elle ne considère apparemment qu'un contexte particulier, la présente étude peut alors viser à s'insérer dans une discussion scientifique de portée générale.

NOTES

1. En réalité, l'idée de cette étude (ou même le début de sa réalisation) sont antérieurs aux élections municipales de 1983. Elle est venue à un des co-auteurs au cours de discussions menées avec Bernard Nonat, qui préparait à l'époque une thèse de doctorat sur la théorie économique de la politique municipale (thèse malheureusement abandonnée).
2. On pourrait aussi prendre en compte l'âge moyen de la population, ou la proportion de ménages âgés, sans doute plus élevés dans le "centre" que dans la "périphérie", en remarquant cependant qu'il y a une relation entre l'âge et le revenu, et plus encore entre l'âge et le patrimoine.
3. Cf. GOLDSTEIN et MOSES [1973], MIESZKOWSKI et STRASZHEIM [1979], DERYCKE [1978-82].
4. A très long terme, les facteurs socio-économiques qui expliquent la croissance des agglomérations redeviennent sans doute pertinents pour expliquer au moins partiellement la surface des ville-centres. Les très grandes villes ont en moyenne des surfaces relativement élevées. Néanmoins, même à très long terme, la part de la contingence historique reste considérable.
5. Aux Etats-Unis, les fusions ou absorptions de communes, et les modifications de frontière entre communes, constituent un phénomène plus ou moins important selon les Etats. Voir BERMAN [1981], chapitre 8, et les références bibliographiques qu'il fournit.
6. Le fait que, peu avant les élections municipales de 1983, la commune de Lille, dont la municipalité socialiste pouvait se considérer comme menacée, ait absorbé une commune limithrophe, dont le corps électoral était plus franchement socialiste, illustre le mécanisme qui, s'il était moins exceptionnel, rendrait caduque notre hypothèse d'exogénéité du territoire de la ville-centre.
7. Les très grandes villes ont une densité plus élevée que les villes moyennes même incluses dans le domaine d'application de notre modèle, mais leurs banlieues sont également plus denses en un certain sens et comportent sans doute une part plus élevée de logements chers. Nous nous intéressons implicitement à la différence relative des prix au sein des agglomérations. Il n'est pas certain qu'elle soit plus faible, ou moins décisive, dans le cas d'une ville de 200.000 habitants que dans celui d'une ville d'un million. En revanche, il est clair que le modèle est certainement inapplicable à une agglomération de 10.000 habitants.
8. Nous négligeons, sauf évidemment dans le cas de Paris, le fait que certaines agglomérations ne sont pas totalement comprises dans un seul département.
9. Nous verrons plus loin l'interprétation qu'on peut donner à k_1 .
10. L'indice que fournit, pour chaque élection législative notamment, et pour chaque département, Claude Leleu, correspond à un rapport "gauche/droite" (tous les votes étant répartis dans ces deux catégories). Il est donc facile de l'utiliser pour calculer le rapport "gauche/total des suffrages exprimés" dont nous avons besoin. Claude Leleu mesure la gauche à peu près comme nous le faisons pour les élections municipales, en y incluant seulement un peu plus de "centre-gauche" ou de "gauche-centre".
11. Depuis au moins les articles de BARR et DAVIS [1966] et DAVIS et HAINES [1966]. Pour les travaux français, voir en particulier DUCROS [1966], KOBIELSKI [1978], GUERIN [1981]; pour un bref panorama des recherches menées en Europe, voir DERYCKE

[1978-1982], 2ème volume, pp. 67-73.

12. Cf. TIEBOUT [1956], HIRSCHMAN [1970] [1974], YOUNG [1976], ROTHENBERG [1977], BRETON et SCOTT [1978].

13. Voir notamment les travaux de ROTHENBERG, surtout ROTHENBERG [1977]. Dans cet article, la conséquence de cette hypothèse est particulièrement claire: il y a concurrence entre les municipalités au sein d'une agglomération, et aussi tendance à une situation de jeu à somme nulle.

14. Peuvent conduire plus ou moins à cette conception aussi bien la théorie traditionnelle, normative, du "fiscal federalism" (voir OATES [1972]), que la théorie du "public choice", mettant l'accent sur le surplus recherché par les politiciens et les bureaucrates.

15. Cf. BRETON [1974].

16. Cf. KESSELMAN [1974].

17. Notons qu'une partie de la population dont nous n'avons pas parlé jusqu'ici, les étrangers, qui ne votent pas, pourrait en théorie être accueillie assez volontiers dans la ville-centre par une municipalité de "droite" dans la perspective que nous avons adoptée. On trouvera peut-être assez hasardeux, cependant, de prédire que les municipalités de cette tendance favoriseront, au moyen de programmes de logement spécifiques par exemple, l'implantation des étrangers dans les villes-centres (ce qui favoriserait pourtant l'éviction des électeurs les plus susceptibles de voter "à gauche"). Encore faudrait-il faire des distinctions au sein de la population étrangère: Paris ou Nice comportent beaucoup de résidences secondaires appartenant à des étrangers aisés.

BIBLIOGRAPHIE

- BARR, J.L. et DAVIS, O.A. [1966], "An elementary political and economic theory of local government", Southern Economic Journal, 33, pp.149-65 (octobre).
- BERMAN, D.R. [1981], State and local politics, Allyn and Bacon, 3ème éd.
- BRETON, A. [1974], The economic theory of representative government, Chicago, Aldine.
- BRETON, A., et SCOTT, A. [1978], The economic constitution of federal states, Toronto, University of Toronto Press.
- DAVIS, O.A., et HAINES, G.H. [1966], "A political approach to a theory of public expenditures: the case of municipalities", National Tax Journal, 19, pp.259-75 (septembre).
- DERYCKE, P-H. [1978-1982], Economie et planification urbaines, Paris, Presses Universitaires de France; volume 1, 1978; volume 2, 1980 (Collection Thémis).
- DUCROS, J. [1966], "Politique et finances locales", Analyse et Prévision, pp. 499-520.

- GOLDSTEIN, G.S., et MOSES, L.N. [1973], "A survey of urban economics", Journal of Economic Literature, 11, N°2 (juin), pp.471-515.
- GUERIN, G. [1981], "Une analyse politico-économique des choix d'investissement des communes", Revue d'Economie Régionale et Urbaine, N° 1, pp.33-62.
- HIRSCHMAN, A.O. [1970], Exit, voice and loyalty: responses to decline in firms, organizations, and states, Cambridge, Harvard University Press; trad. fr. sous le titre: La réaction au déclin des entreprises, des institutions et de l'Etat, Editions Ouvrières, 1972.
- HIRSCHMAN, A.O. [1974], "Exit, voice, and loyalty: further reflections and a survey of recent contributions", Social Science Information, 13, pp.7-26 (février).
- KESSELMAN, M. [1974], "Research perspectives in comparative local politics: pitfalls, prospects, and notes on the French case", in T.N. CLARK (ed.), Comparative community politics, New York, John Wiley and Sons.
- KOBIELSKI, J. [1978], "Tendance politique des municipalités et comportements financiers locaux", Revue d'Economie Régionale et Urbaine, 4, pp.479-509.
- LELEU, C. [1971], Géographie des élections françaises depuis 1936, Paris, Presses Universitaires de France (collection Thémis).
- MIESZKOWSKI, P., et STRASZHEIM, M. (eds.) [1979], Current issues in urban economics, Baltimore, The Johns Hopkins University Press.
- OATES, W.E. [1972], Fiscal federalism, New York, Harcourt, Brace and Jovanovich.
- ROTHENBERG, J. [1977], "Endogenous city-suburb governmental rivalry through household location", in W.E. OATES (ed.), The political economy of fiscal federalism, Lexington, D.C Heath (Lexington Books).
- TIEBOUT, C. [1956], "A pure theory of local expenditures", Journal of Political Economy, 64, pp.416-24 (octobre).
- YOUNG, D.R. [1976], "Consolidation or diversity: choices in the structure of urban governance", American Economic Review, 66, N°2 (mai), pp.378-85.