

Vivre, travailler et habiter en France : où est-on le plus satisfait?

Documents de travail

N° 2022-01 - Février 2022



Table des matières

Résumé.....	4
Introduction.....	5
I.1 Évolution générale de la satisfaction entre 2010 et 2019.....	6
I.2 Zonages géographiques.....	7
I.3 Variables contextuelles communales et nationales.....	9
I.4 Précisions méthodologiques.....	12
I.4.1 Satisfaction et représentativité nationale.....	12
I.4.2 Satisfaction, représentativité et analyses territoriales.....	13
I.4.3 Calage supplémentaire pour les analyses cartographiques.....	16
I.4.4 Comparaisons géographiques, évolutions et invariances de mesures.....	17
I.4.5 Agrégation des collectes et interprétation des résultats.....	19
I.4.6 Avertissement final à propos des analyses cartographiques départementales et infradépartementales.....	19
Première partie. Où est-on le plus satisfait de vivre et d’habiter ?.....	20
Quelques précisions sur les variables du modèle.....	20
I.1 : déterminants individuels et contextuels de la satisfaction dans la vie.....	21
I.1.1 Satisfaction générale dans la vie.....	21
I.1.2 Satisfaction vis-à-vis du logement et de son environnement.....	24
I.1.3 Satisfaction vis-à-vis des loisirs.....	26
I.1.4 Satisfaction vis-à-vis des relations sociales.....	26
I.1.5 Satisfaction vis-à-vis du travail.....	27
Focus : En Île-de-France, la Seine-Saint-Denis et Paris aux deux extrêmes.....	27
Encadré 1 : l’effet de l’âge sur la satisfaction générale dans la vie.....	28
I.2 : Cartographie de la satisfaction générale dans la vie.....	32
Précision sur les variables de contrôle et la pondération.....	32
I.2.1 Cartographie au niveau régional.....	33
I.2.2 Cartographie au niveau départemental.....	34
I.2.3 Cartographie au niveau arrondissement départemental.....	37
Encadré 2 : L’exemple du Morbihan, ou de la prudence dans l’interprétation des résultats à l’échelle départementale et infra-départementale.....	38
I.2.4 Focus sur l’Île-de-France.....	41
I.2.5 Cartographie selon la taille des aires d’attraction des villes et type de commune.....	43
I.2.6 Cartographie selon la taille des aires d’attraction des villes et la région.....	47
I.3 Synthèse de la première partie.....	53
Deuxième partie. Être pauvre, étranger ou chômeur : l’influence du contexte.....	54
II.1. Satisfaction dans la vie en général : l’impact du revenu du ménage est globalement le même partout sur le territoire.....	54
II.2. L’impact négatif du chômage ou du fait d’être né étranger est nettement amplifié à Paris...56	56
II.3 Niveau de richesse relatif dans la commune de résidence.....	56
II.4. Taux de chômage et part de population immigrée : un effet surtout sensible pour les concernés.....	57
II.5. Logement, loisirs : l’influence différenciée du revenu suivant le territoire.....	58
II.6 Synthèse de la deuxième partie.....	60
Troisième partie : évolution de la satisfaction dans les territoires.....	61
III.1. Description des évolutions et de la modélisation.....	61
III.2. Evolution de la satisfaction générale dans la vie suivant les aires d’attraction des villes...64	64
III.3. Evolution de la satisfaction générale dans la vie suivant les tailles d’unités urbaines.....68	68
Encadré 3 : les évolutions par région.....	72

Encadré 4 : l'île de France, un territoire contrasté.....	73
III.4 Synthèse de la troisième partie.....	75
Sources, champ et définitions.....	76
Sources.....	76
Champ.....	76
Définitions.....	76
Imputations, pondération et modélisations.....	79
Imputations.....	79
Répondération.....	79
Modélisations.....	84
Partie I.....	84
Partie II.....	85
Partie III.....	86
Abréviations utilisées dans les graphiques.....	87
Références.....	88

Résumé

Cette étude cherche à répondre à plusieurs questions : où et dans quel type d'environnement de vie est-on le plus satisfait de vivre et de résider ? Y a-t-il des écarts entre les zones fortement urbanisées et les communes isolées ou entre les communes riches et les communes pauvres ? Ces écarts ont-ils évolué au cours de la décennie passée ? A un niveau plus fin, la richesse de la commune, son taux de chômage ou son taux d'immigrés ont-ils un impact sur le niveau de satisfaction des Français ? Pour répondre à ces objectifs, nous analysons les déterminants de la satisfaction générale dans la vie et de la satisfaction relative à quatre autres dimensions particulières : le logement et son environnement, le travail, les loisirs et les relations sociales.

Méthode :

Le dispositif d'enquêtes SRCV permet de disposer de notes annuelles de satisfaction vis-à-vis des cinq domaines précédemment cités sur une période de dix années, de 2010 à 2019. SRCV est un panel annuel rotatif sur une durée obligatoire de 5 ans et une prolongation optionnelle de 4 ans. Sur la période, 47 400 individus âgés de 16 ans ou plus et vivant dans un ménage ordinaire en France métropolitaine ont répondu au moins une fois aux questions de satisfaction, totalisant 162 000 observations annuelles. Le principal découpage du territoire utilisé est la taille de l'aire d'attraction des villes à laquelle appartient la commune de résidence. Les données sont analysées à l'aide de modèles d'analyse de variance sur données répétées.

Résultats :

Les principaux déterminants de la satisfaction générale dans la vie sont les caractéristiques individuelles et familiales, au premier chef desquelles l'âge et le niveau de vie, mais aussi la composition du ménage et l'état de santé perçu. La satisfaction varie aussi en fonction de la tranche d'aire d'attraction des villes : une fois tenu compte des caractéristiques individuelles des habitants, tous les territoires ou presque affichent un niveau supérieur à celui mesuré en Île-de-France (IdF) pour ce qui est de la satisfaction dans la vie en général, alors que le résultat est plus nuancé pour le logement et son environnement et que les variations sont moindres pour le travail, les loisirs et les relations sociales. La satisfaction générale dans la vie dépend aussi des caractéristiques de la commune : sa richesse est associée à une élévation prononcée de la satisfaction de ses habitants, alors que les variations sont nettement moindres en fonction de son taux de chômage ou de la part de sa population issue de l'immigration directe. En revanche, une élévation du taux de chômage ou d'immigrés au sein de la population de la commune diminue fortement la satisfaction de ses habitants chômeurs ou nés étrangers. Le niveau de vie n'a pas le même effet dans tous les types de territoires : si figurer parmi les ménages aisés procure la même satisfaction partout, ce n'est pas le cas du fait de figurer parmi les ménages modestes : paradoxalement, c'est à Paris que l'effet négatif d'un revenu modeste sur la satisfaction est le plus réduit.

Enfin, on note que les départements littoraux de la façade ouest présentent généralement un niveau de satisfaction supérieur aux autres.

Sur la période 2010-2019, le niveau moyen de satisfaction a connu deux phases de hausse : entre 2010 et 2012 d'une part, puis entre 2013 et 2019 de l'autre, séparées par une chute brutale de plus d'un demi point. Le niveau en début et en fin de période est quasiment identique. Cette évolution nationale est globalement vraie dans tous les types de territoires : aucun, du plus rural au plus urbanisé, n'a connu de baisse ou de hausse prononcée.

Introduction

A la suite du rapport Sen-Fitoussi de 2009, des indicateurs subjectifs de bien-être et de qualité de vie ont été introduits dans l'enquête sur les conditions de vie des ménages, menée annuellement en France et dans les autres pays européens (partie Sources). Dans cette étude, nous nous concentrons sur les indicateurs de satisfaction. Ils découlent de questions permettant au répondant d'évaluer son degré de satisfaction personnelle sur une échelle allant de 0 (pas du tout satisfait) à 10 (totalement satisfait) relativement à la vie en général, mais aussi plus spécifiquement relativement au logement et à son environnement, aux loisirs, aux relations sociales (amicales et familiales) et au travail. Nous considérerons chacun de ces indicateurs séparément, sans chercher à étudier ni prendre en compte leurs interdépendances (ce point fera l'objet d'un document de travail ultérieur). Une présentation générale des approches et des indicateurs de bien-être et de satisfaction dans la vie peut être consultée dans le dossier « Les préconisations du rapport Stiglitz-Sen-Fitoussi : quelques illustrations » de Marie Clerc, Mathilde Gaini et Didier Blanchet (2010).

L'analyse des déterminants du bien-être, du bonheur et de la satisfaction dans la vie a donné lieu à une très abondante littérature à l'étranger et en France depuis la mise en évidence du paradoxe d'Easterlin en 1974 qui a largement contribué à initier la recherche sur le bien-être en économie. En France, un axe de recherche dynamique lui est même consacré depuis de nombreuses années au sein du Centre pour la recherche micro-économique et ses applications (Cepremap)¹. Si les déterminants individuels sont bien étudiés, notamment ceux en lien avec les revenus et l'emploi, d'autres le sont moins. En particulier, la dimension territoriale et géographique nous a paru moins développée alors même que les données statistiques autorisent des comparaisons utiles. Elle a toutefois connu regain récent en France à la suite du mouvement de contestation des Gilets jaunes apparu du 2018. En 2018 paraissait la note du Cepremap « Bonheur urbain, malheur rural » (Péron et Perona, 2018) ; en 2019 un Insee Focus suggérait la relative homogénéité des niveaux de satisfaction suivant la taille d'unité urbaine (Gleizes et Grobon, 2019) tandis que le Cepremap publiait une autre note intitulée « La France malheureuse » qui mobilisait des données d'enquête de la statistique publique afin de produire une cartographie du mal-être à travers la mesure de la satisfaction dans la vie (Perona, 2019). Enfin, 2020 a vu la parution d'analyses plus fouillées sur les déterminants de l'abstention et de la survenue de manifestations de Gilets Jaunes au niveau communal (Algan, Malgouyres et Senik, 2020 ; Davoine, Fize et Malgouyres, 2020).

Le présent travail s'inscrit donc cette veine de recherche récente. Il se distingue des travaux cités par le fait qu'il porte exclusivement sur la mesure de la satisfaction, donc qu'il ne recourt qu'à des données d'enquête : les seules données externes sont quelques caractéristiques simples mesurées à l'échelle de la commune dans d'autres dispositifs d'observation (données fiscales pour le revenu, recensement pour la population communale). Il opère à une dimension géographique intermédiaire (unité urbaine, aire d'attraction des villes, département et arrondissement départemental) mais comporte une dimension longitudinale (une analyse des évolutions de la satisfaction par type de territoire y est proposée). Il étudie enfin quelques effets d'interaction entre les caractéristiques de la commune et celle de ses résidents sur l'expression de la satisfaction.

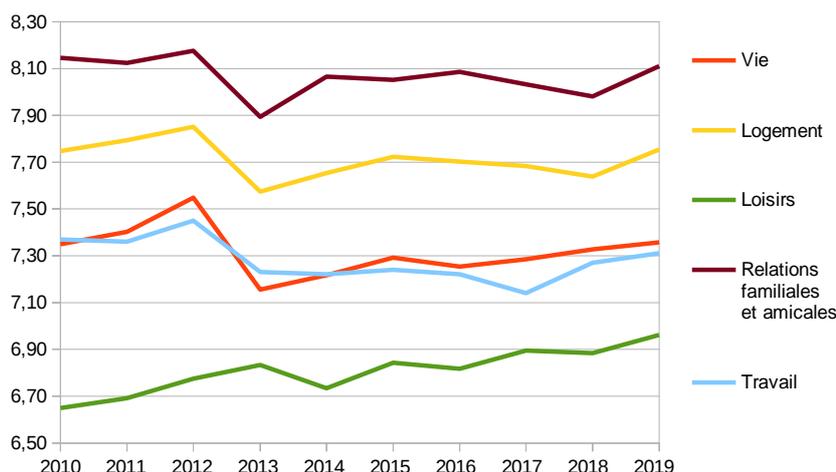
1 On peut se reporter notamment aux travaux de Claudia Senik et Andrew Clark et plus largement du Cepremap sur le sujet.

I.1 Évolution générale de la satisfaction entre 2010 et 2019

Entre 2010 et 2019, en France métropolitaine, le niveau moyen de satisfaction dans la vie a connu des évolutions relativement heurtées, même si elles sont d'ampleur limitée. En 2010, première année de la mesure, la satisfaction s'établissait à 7,35 en moyenne (graphique 1). Après une progression en 2011, puis en 2012, une brusque chute a été observée en 2013 pour atteindre la note moyenne la plus basse de la période, 7,16. Ensuite, le niveau s'est redressé petit à petit pour retrouver en 2019 une valeur très proche de celle observée en 2010, 7,36. Les notes attribuées dans l'ensemble de la population sont peu dispersées : plus de la moitié des individus ont choisi la note de 7 ou de 8 pour quantifier leur niveau de satisfaction. Un quart a choisi d'attribuer une note de 6 ou moins (15 % ont choisi 5 ou moins) ; à l'inverse, un peu moins du quart de la population, 22 %, s'estime très satisfait et a choisi la note 9 ou 10. La part des notes basses a fluctué entre 23 % et 29 % sur la période, elle est stabilisée à 24 % sur les dernières années. Par contre, celle des notes très hautes (9 ou 10) a chuté brutalement entre 2012 et 2013, passant de 29 % à 19 %, et n'a recommencé à progresser que sur les deux dernières années (22 % en 2019). Les notes 7 et 8 sont plus nombreuses en fin de période : après avoir représenté le choix de 46 % de la population en 2010, elles concernent 54 % de la population en 2019 : leur fréquence a progressé régulièrement au cours des années. Ainsi, entre 2010 et 2019, l'attribution des notes s'est légèrement modifiée : à niveau moyen quasi-identique, les notes les plus hautes ont été en partie abandonnées au profit de notes plus moyennes.

Quoique situées à des niveaux moyens plus élevés que la satisfaction dans la vie en général, la satisfaction concernant les relations familiales et amicales et celle concernant le logement ont évolué de façon très similaire. La satisfaction moyenne dans les relations familiales et amicales s'élevait à 8,15 en 2010 ; en 2013 elle a atteint son point bas de 7,89 et est remontée à 8,11 en 2019. La satisfaction vis-à-vis du logement est un peu plus faible : de 7,75 en 2010 elle est passée à 7,57 en 2013 puis 7,75 en 2019. Pour les personnes en emploi au moment de l'enquête, les évolutions de la satisfaction relativement au travail sont plus faibles que dans les autres domaines. Le mouvement à la hausse jusqu'en 2012 a été très léger, de même pour la chute en 2013 ; depuis la satisfaction stagne (7,31 en 2019). Seule la satisfaction moyenne relative aux loisirs n'a pas subi ces heurts et présente une progression quasi-linéaire depuis 2010, la note moyenne gagnant 0,3 points en dix ans. Néanmoins, il faut noter que c'est également dans ce domaine que la satisfaction est la plus faible (6,96 en moyenne en 2019).

Graphique 1 : Evolution annuelle des indicateurs de satisfaction selon les domaines



Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

I.2 Zonages géographiques

Le rôle déterminant des caractéristiques individuelles sur le niveau de satisfaction déclaré a déjà été mis en évidence (Gleizes, Grobon et Legleye, 2019 ; Amiel, Godefroy et Lollivier, 2013, Godefroy 2011 ; Godefroy et Lollivier, 2014) et nous allons le détailler par la suite. Néanmoins, une fois ces caractéristiques individuelles prises en compte, des déterminants locaux peuvent également intervenir sur les niveaux des indicateurs de satisfaction. Les lieux de résidence se distinguent en effet par la présence de services publics, leurs commerces et leurs équipements collectifs mais aussi leur offre culturelle et de transports publics, leur densité d'habitat, leur niveau de richesse et leurs dynamiques démographique et économique. Ce sont autant de facteurs susceptibles de contribuer à la qualité de vie et aux satisfactions relatives au logement, aux relations sociales, au travail, aux loisirs et à la vie en général. Le découpage géographique le plus fin dans cette étude est la commune.

Divers zonages d'études élaborés à partir de la commune permettent de caractériser le lieu de résidence :

- la typologie selon la taille de l'unité urbaine à laquelle appartient la commune repose sur la notion de continuité du bâti et le nombre d'habitants. Il s'agit du zonage daté de 2020, reposant sur le recensement de 2017.
- les aires d'attraction des villes prennent en compte les déplacements domicile-travail pour définir la zone d'influence d'un pôle de population sur les communes environnantes. Une commune est définie en tant que pôle selon sa densité et son nombre d'habitants. Les aires sont ensuite classées selon leur nombre d'habitants total au recensement de 2017. De plus, les communes sont catégorisées selon leur rôle au sein de l'aire urbaine, ce qui fournit un autre critère pour définir la commune.

Pour disposer d'une taille de population suffisante par zone ainsi définie, nous avons empilé les dix années d'enquêtes SRCV disponibles. Les variations de niveau de satisfaction moyens au cours de la période 2010-2019 selon la taille de l'unité urbaine sont très limitées (tableau 1) mais on observe néanmoins que la satisfaction dans la vie est la plus basse dans les communes appartenant aux unités urbaines de 50 000 à moins de 100 000 habitants alors que la satisfaction concernant le logement est minimale dans l'agglomération parisienne. Mais ces niveaux sont très dépendants des caractéristiques des habitants et notamment de leur niveau de richesse, de leur âge, de leur état de santé : ces notes ne sont pas directement comparables sans prendre en compte les effets de composition. Ainsi, dans les unités urbaines de 50 000 à moins de 100 000 habitants, on trouve moins de ménages très aisés (ceux dont le niveau de vie est supérieur au dernier quintile) et plus de ménages modestes (ceux dont le niveau de vie est inférieur au premier quintile). De plus, la richesse des communes joue aussi un rôle. Ainsi, les variations de satisfactions observées suivant les tailles d'unités urbaines pourraient n'être que la conséquence de ces caractéristiques individuelles et de la richesse des communes. Nous verrons par la suite qu'il n'en est rien : la dimension territoriale a bien un effet propre sur les différents niveaux de satisfaction.

Tableau 1 : Répartition de la population et note moyenne de satisfaction selon la taille de l'unité urbaine

	Part de la population (en%)	niveau moyen de satisfaction				
		vie en général	Logement	Loisirs	relations sociales	Travail
Hors unité urbaine	21,5	7,4	7,9	6,8	8,1	7,3
2 000 à 19 999 h	18,2	7,4	7,8	6,8	8,1	7,2
20 000 à 49 999 h	6,4	7,3	7,7	6,7	8,0	7,2
50 000 à moins de 99 999 h	7,3	7,1	7,6	6,7	8,0	7,2
100 000 à 199 999 h	5,7	7,4	7,7	6,9	8,1	7,3
200 000 à 2 M d'habitants	25,4	7,3	7,7	6,9	8,1	7,3
Agglomération parisienne	15,6	7,3	7,5	6,7	8,0	7,3

Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

Une autre façon d'analyser la répartition de la population sur le territoire et de caractériser le lieu de résidence est le zonage en aires d'attraction des villes, récemment mis à disposition. Là encore, les variations d'un type d'aire à l'autre sont minimes, on retrouve néanmoins la faiblesse de la satisfaction relative au logement pour les habitants de la grande agglomération parisienne.

Tableau 2 : Répartition de la population et note moyenne de satisfaction selon la taille de l'aire d'attraction des villes

	Part de la population (en%)	niveau moyen de satisfaction				
		vie en général	logement	loisirs	relations sociales	travail
Communes hors attraction des villes	6,6	7,3	7,8	6,7	8,0	7,3
Moins de 50 000 h	12,9	7,2	7,7	6,7	8,1	7,3
50 000 à moins de 200 000 h	17,9	7,3	7,8	6,8	8,1	7,3
200 à moins de 700 000 h	25,1	7,4	7,8	6,9	8,1	7,3
700 000 h ou plus (hors paris)	18,8	7,4	7,7	6,9	8,1	7,2
Aire de Paris	18,7	7,3	7,5	6,7	8,0	7,3

Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

Tableau 3 : Répartition de la population et note moyenne de satisfaction selon la catégorie de la commune dans le zonage en AAV 2020

	Part de la population (en%)	niveau moyen de satisfaction				
		vie en général	logement	loisirs	relations sociales	travail
Communes-centres	27,0	7,2	7,5	6,7	8,0	7,2
Autres communes en pôle	22,7	7,3	7,6	6,7	8,0	7,3
Communes des couronnes	43,7	7,4	7,9	6,9	8,1	7,3
Communes hors attraction des villes	6,6	7,3	7,8	6,7	8,0	7,3

Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

Il nous a paru intéressant de croiser ces deux dernières variables, permettant ainsi une lecture opposant communes des pôles et communes des couronnes selon la taille de l'aire d'attraction des villes. De plus, dans l'agglomération parisienne, la ville de Paris elle-même a été mise à part car elle constitue une unité très spécifique par ses conditions de vie.

Tableau 4 : niveaux moyens de satisfactions observés suivant la taille de l'aire et la catégorie de commune

	Part de la population (en%)	niveau moyen de satisfaction				
		vie en général	logement	loisirs	relations sociales	travail
Couronne des aires de moins de 50 000 h	6	7,3	7,8	6,7	8,1	7,3
Pôles des aires de moins de 50 000 h	6,9	7,2	7,6	6,7	8,0	7,3
Couronne des aires de 50 à moins de 200 000 h	11,4	7,4	7,9	6,8	8,1	7,3
Pôles des aires de 50 à moins de 200 000 h	6,5	7,1	7,5	6,6	7,9	7,2
Couronne des aires de 200 à moins de 700 000 h	13,9	7,5	8,0	7,0	8,2	7,4
Pôle des aires de 200 à moins de 700 000 h	11,2	7,3	7,6	6,8	8,0	7,3
Couronne des aires de 700 000 h ou plus	9,1	7,4	7,9	6,9	8,1	7,2
Pôle des aires de 700 000 h ou plus	9,7	7,3	7,6	6,8	8,0	7,3
Ville de Paris	2,7	7,2	7,4	6,9	8,1	7,2
Autres communes des pôles de l'aire de Paris	12,6	7,2	7,4	6,7	8,0	7,3
Couronne de l'aire de Paris	3,4	7,5	7,9	6,9	8,1	7,3
Communes hors attraction des villes	6,6	7,3	7,8	6,7	8,0	7,3

Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

C'est ce zonage qui a été retenu dans la plupart de nos analyses.

1.3 Variables contextuelles communales et nationales

Pour déterminer les variables les plus discriminantes au niveau communal, nous avons étudié la corrélation des niveaux de satisfaction exprimés par les répondants avec quelques caractéristiques de leur commune de résidence. Pour la satisfaction générale dans la vie, la corrélation est faible et négative avec la pauvreté², le chômage, les inégalités de revenus ainsi qu'avec le taux d'immigrés (tous ces indicateurs étant mesurés au niveau de la commune de résidence pour l'année 2016), mais positive avec le niveau de richesse de la commune (tableau 5). Ce sont les taux de pauvreté, le revenu disponible et le taux de chômage qui présentent les corrélations les plus élevées, le taux d'immigrés, la densité de population et les inégalités de revenu intra-communales étant très en retrait. La densité de population communale est un facteur très mineur dans ce tableau. C'est le niveau de satisfaction relatif au logement qui est le plus corrélé aux caractéristiques de la commune de résidence, tandis que les satisfactions relatives aux loisirs, aux relations sociales et au travail y sont relativement insensibles.

Tableau 5 : Corrélations entre les données de contexte communales (cinquièmes) et la satisfaction dans la vie

Données de contexte communales (année de référence : 2016)	Satisfaction dans la vie en général	Logement	Loisirs	Relations	Travail
Taux d'immigrés	-0,04	-0,11	-0,03	-0,04	-0,02
Taux de pauvreté	-0,08	-0,14	-0,08	-0,05	-0,02
Revenu disponible	0,07	0,11	0,06	0,04	0,02
Densité de population	-0,03	-0,11	-0,02	-0,04	-0,01
Taux de chômage	-0,07	-0,11	-0,05	-0,04	-0,01
Inégalités de revenus communaux	-0,02	-0,05	-0,00 (ns)	-0,01	0,00 (ns)

Note : Coefficients de corrélations de Pearson. Tous les coefficients sont significativement différents de 0 au seuil 0,05 sauf celles indiquées par (ns).

2 Ces indicateurs sont le taux de pauvreté à 60 % du revenu median, le taux de chômage, le ratio interquartile des revenus pour les inégalités de revenus. Les communes ont été classées selon les cinquièmes de revenus median communaux pour approcher le niveau de richesse de la commune, les communes du 1^{er} cinquième étant les 20 % des communes ayant le revenu median le plus faible, les communes du 5^{ème} cinquième les 20 % des communes ayant le revenu median le plus élevé ; il en est de même pour les autres variables.

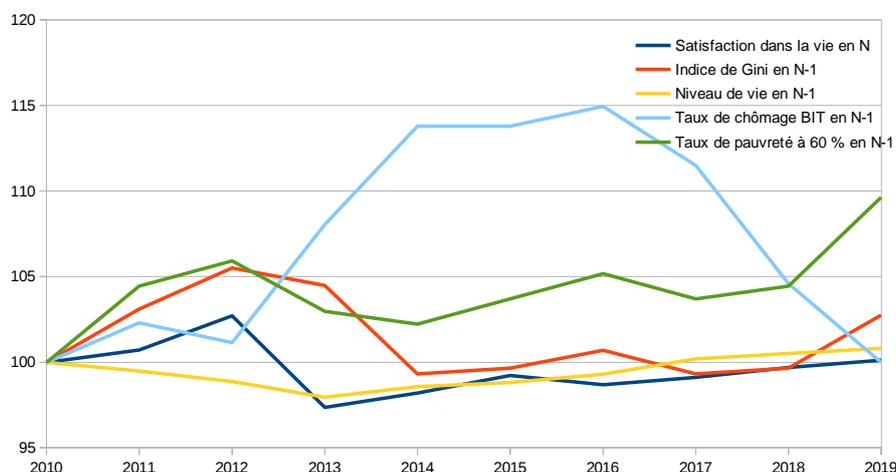
Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

Enfin, il reste possible que la satisfaction en général soit sensible au cadre plus global de l'environnement économique national. A priori, un environnement favorable caractérisé par une décroissance des taux de chômage et de pauvreté et une augmentation des revenus disponibles au niveau national devrait être associé positivement à la note de satisfaction moyenne. Le graphique 2 montre l'évolution depuis 2010 de ces indicateurs macro-économiques avec des résultats contrastés et parfois contre-intuitifs : en premier lieu, on observe effectivement une corrélation positive entre la note moyenne de satisfaction dans la vie et le revenu disponible des ménages de l'année passée ($\rho=0,31$) et une corrélation négative avec le taux de chômage de l'année passée ($\rho=-0,44$). Cela suggère que la diminution du niveau de satisfaction dans la vie en 2013 a effectivement été causée par la dégradation de la conjoncture économique, commencée en 2011 et accentuée en 2013.

En revanche, on observe une corrélation positive avec l'indicateur d'inégalité de revenus, le coefficient de Gini ($\rho=0,42$). Le sens de cette dernière corrélation peut surprendre : la satisfaction générale dans la vie semble en effet largement s'élever avec le niveau d'inégalité dans le pays. Les Français auraient-ils une préférence pour l'inégalité ? Ce résultat contredit les travaux présentés et commentés par Bouffard (2017) qui montrent que globalement, le bien-être et la satisfaction générale dans la vie sont positivement associés à une diminution des inégalités entre pays, mais conforte ceux de Katic et Ingram (2019) suivant lesquels le bien-être dépend positivement d'un certain degré d'inégalité. Il ne faut toutefois pas lui accorder une importance particulière : nos données sont tirées d'un panel mais d'un seul pays, et il est possible que des changements économiques accroissent le revenu de segments de la population et accroissent donc le bien-être mais aussi les inégalités, auquel cas la corrélation n'est qu'une manifestation indirecte d'un changement dans les trajectoires de revenus des individus. Dans la suite de ce travail, nous avons donc négligé le contexte macroéconomique pour nous concentrer sur le contexte communal.

Graphique 2 : Évolution d'indicateurs macro-économiques et de la satisfaction générale dans la vie depuis 2010



Note : le niveau de vie est exprimé en euros constants

Lecture : le taux de chômage de l'année 2009 est associé à la satisfaction dans la vie de l'année suivante, soit 2010. Ils sont comme tous les autres indicateurs représentés en base 100 en début de période pour faciliter la comparaison des évolutions.

Champ : France métropolitaine

Sources : Insee, Comptes nationaux, enquêtes SRCV, enquêtes Emploi, base 100 en 2010

Les variables de contexte incluses et omises

L'analyse porte sur un ensemble de données collectées durant les années 2010 à 2019 pendant lesquelles le niveau de la population, la richesse, le taux d'emploi et l'équipement des communes ont pu notamment

varier. Nous avons choisi de ne pas retenir les données macroéconomiques nationales. Mais les changements au niveau communal peuvent aussi affecter la comparaison des territoires au cours du temps ainsi qu'en moyenne au cours de la période. Nous avons donc d'abord cherché à tenir compte de ces changements en intégrant des variables de contexte reflétant ces évolutions. Toutefois, peu de données sont aisément disponibles sur la période : l'équipement des communes n'est pas connu avec précision depuis 2013 et les revenus des communes ne sont disponibles sur toute la période. De plus, le propos de l'étude est essentiellement descriptif et non centré sur le lien entre les changements communaux et la satisfaction. Nous avons enfin pu vérifier que les évolutions de la taille de la population et du revenu médian de la commune n'avaient pas d'effet significatif sur la satisfaction dès lors que le niveau de revenu de 2016 était pris en compte.

Nous avons donc finalement retenu des variables de contexte indépendantes du temps :

- richesse de la commune en 2016 (en cinquièmes du revenu disponible médian des habitants) ;
- taux de chômage en 2016 (issu du recensement de la population)
- taux d'immigrés (en cinquièmes de taux au niveau national)

Ce choix repose notamment sur l'examen des corrélations entre ces variables et la satisfaction dans la vie (voir Tableau 5). Nous avons ainsi testé l'utilité la densité de population, le taux de chômage, revenu disponible des ménages, le taux d'immigrés, le taux de pauvreté et le, taux de création d'emploi. Les plus associées à la satisfaction sont le taux de pauvreté, le revenu disponible et le taux de chômage. Ces dernières ont ainsi été intégrées dans quelques analyses spécifiques.

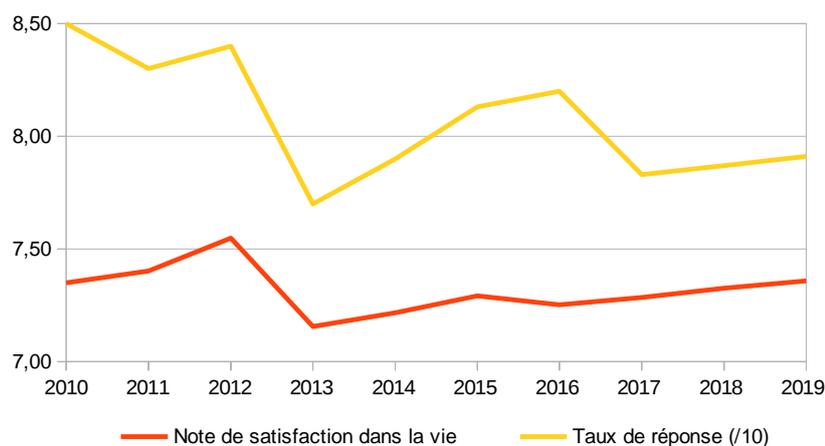
De même, nous avons testé l'utilité d'introduire deux variables reflétant les conditions météorologiques moyennes annuelles départementales : l'ensoleillement annuel et la pluviométrie. Ni l'une ni l'autre n'ont d'effet significatif sur la satisfaction : elles n'ont donc finalement pas été retenues dans les modèles.

I.4 Précisions méthodologiques

I.4.1 Satisfaction et représentativité nationale

Un point important de nature méthodologique est à souligner : en 2013, le cadre d'emploi des enquêteurs de l'Insee a changé, ce qui a entraîné des modifications importantes de leurs conditions de travail et a perturbé transitoirement l'organisation de leur travail et la qualité des collectes. La plupart des enquêtes conduites en 2013 affichent en effet un taux de réponse nettement plus faible qu'en 2012 et SRCV n'échappe pas à la règle. Le taux de réponse a brutalement chuté en 2013 et malgré la hausse qui a suivi, n'a jamais retrouvé son niveau antérieur (graphique 3). Il en résulte une corrélation très forte entre le taux de réponse à l'enquête et la satisfaction dans la vie sur la période 2010-2019 ($\rho=0,66$). On constate aussi que 2013 suit immédiatement la hausse très importante du chômage au sens du BIT initiée en 2012 (et qui se poursuivra jusqu'en 2013). On peut donc suspecter que la baisse brutale du niveau de satisfaction générale dans la vie observée en 2013 soit en partie causée par cette modification du cadre d'emploi des enquêteurs en plus d'un effet de la dégradation de la conjoncture économique. Le mécanisme réel est sans doute complexe, mais doit reposer sur la diminution de la quantité d'efforts déployés par les enquêteurs pour contacter les ménages, ce qui affecte leur sélection. Ainsi, sans que l'on puisse valider cette hypothèse, on peut imaginer que les ménages interrogés en 2013 et sans doute 2014 aient été vraisemblablement des ménages plus disponibles, composés de membres plus âgés, moins actifs professionnellement, moins mobiles ou en plus mauvaise santé, et par conséquent exprimant un niveau de bien-être inférieur, en comparaison des jeunes, étudiants ou actifs qui ordinairement sont plus nombreux parmi les répondants. Certes, le redressement de l'enquête prend en compte l'âge et le statut d'activité des membres du ménage, mais il ne tient compte de la disponibilité des personnes à leur domicile que de manière indirecte et sans doute insuffisante. Par conséquent, on doit suspecter l'existence d'un biais de non-réponse non-ignorable (en l'occurrence un biais de sélection) affectant la mesure du bien-être dans SRCV. Ce biais est toujours susceptible d'affecter les enquêtes, quelles qu'elles soient ; la difficulté ici est qu'il est vraisemblable que ce biais ne soit pas constant dans le temps : il semble légitime de le considérer à un niveau « normal » dans la période précédant la modification du cadre d'emploi des enquêteurs (2010-2012), mais il pourrait être plus marqué dans les deux premières années de son entrée en application (2013-2014), puis diminuer nettement ensuite pour retrouver un niveau « normal » vers la fin de la série en 2016-2019. Lorsque nous aborderons la question des évolutions temporelles, il faudra tenir compte de cet état de fait.

Graphique 3 : Taux de réponse à l'enquête et indicateur de satisfaction dans la vie en général



Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

1.4.2 Satisfaction, représentativité et analyses territoriales

La deuxième question porte sur la validité des analyses territoriales. L'enquête SRCV repose sur un sondage prévu pour assurer une représentativité avant tout nationale des résultats des enquêtes, et dans une moindre mesure – i.e. sous réserve que le nombre de répondants par région soit suffisamment important ou sous réserve que les techniques de redressements d'enquête soient adaptées – régionale. Jusqu'en 2019, le sondage est stratifié par région (une stratification spécifique à l'Île-de-France assurant une bonne distinction de la grande et petite couronne). Les unités primaires sont les zones d'action enquêteurs (ZAE). Chaque commune de plus de 10 000 habitants constitue à elle seule une ZAE ; pour les autres, les ZAE doivent contenir au moins 300 résidences principales. Le tirage des ZAE est à probabilités inégales proportionnelles à leur taille en nombre de résidences principales et équilibré sur les critères de revenu du ménage et d'âge de la personne de référence du ménage. Enfin, une restriction de champ est préalable au tirage des logements dans les groupes de communes tirés. Elle distingue quatre types de logements : les résidences principales, secondaires, vacantes et les logements neufs. Le tirage se restreint aux résidences identifiées comme principales dans le recensement de la population. Il est à noter que le plan de sondage étant identique d'une année sur l'autre, c'est-à-dire qu'il sollicite les mêmes zones de collecte chaque année. Empiler les millésimes ne garantit donc pas une meilleure représentativité si certaines zones ne sont jamais tirées alors qu'elles diffèrent notablement des zones tirées.

Nos analyses préliminaires ont permis de montrer que les principaux déterminants de la satisfaction sont la santé (les limitations fonctionnelles), le type de ménage, l'âge et le revenu du ménage. Ce sont aussi des variables classiquement très liées à la non-réponse de niveau ménage et plus spécifiquement à la non-réponse de niveau individuel (au sein des ménages répondants) dans SRCV. D'un point de vue descriptif, l'estimation d'une moyenne de satisfaction dans une unité géographique comme le département ou l'arrondissement départemental sera a priori correcte si l'échantillon de répondants représente bien la population de l'unité géographique d'intérêt. Cela prend la forme d'une condition générale : les répondants sont similaires aux non-répondants (y.c. individus non sélectionnés)³. Cette condition est évidemment invérifiable, mais il est possible d'évaluer sa plausibilité en la décomposant en deux éléments.

1/ Les répondants sont proches des non-répondants (y compris les individus non sélectionnés) en termes de caractéristiques sociodémographiques utilisées dans la repondération (correction de la non-réponse totale et redressement, c'est-à-dire calage) et notamment du point de vue des variables les plus corrélées à la satisfaction, que l'on cherche à estimer.

2/ Le lien entre les caractéristiques sociodémographiques et la satisfaction est proche sinon identique parmi les répondants et les non-répondants au sein de l'unité.

On peut fournir quelques éléments de réassurance à propos de la première condition, car elle s'exprime (au moins en partie) à partir de variables que l'on peut mesurer chez les répondants et pour lesquelles on dispose de références pour les non-répondants. On peut craindre un biais au sein d'une unité géographique si les répondants y diffèrent fortement des non-répondants (et non-sélectionnés) par une caractéristique fortement liée à la satisfaction ; à l'extrême, lorsqu'une caractéristique fortement liée à la satisfaction est absente chez eux mais présente chez les non-répondants non-sélectionnés ou inversement. Au vu du type de sondage, il ne semble pas déraisonnable de considérer une représentativité régionale, voire par type de commune au sein des régions, pour les principaux déterminants que sont l'âge, le revenu et la taille d'unité urbaine ou d'aire d'attraction des villes. Cela est moins plausible pour une partie des départements et l'est

3 Lorsqu'il s'agit d'estimer l'effet causal d'un traitement, on doit s'assurer que l'échantillon de personnes ayant reçu le traitement est suffisamment proche de celui des personnes ne l'ayant pas reçu, en ce qui concerne tous les facteurs de confusion, c'est-à-dire les variables expliquant à la fois la prise du traitement et la réponse au traitement (son effet). C'est l'hypothèse d'échangeabilité : si les traités auraient pu être non-traités et réciproquement, l'estimation de l'effet du traitement sera non biaisée. Dans notre cas, par analogie, les traités sont les répondants, et les non-traités sont les non-répondants (ainsi que les non sélectionnés), la zone de résidence étant un des facteurs de confusion.

encore moins pour les arrondissements départementaux. Pour évaluer la plausibilité de la première condition, nous avons considéré deux points.

1a. Couverture théorique des ZAE tirées

Nous avons d'abord cherché à estimer grossièrement la couverture théorique de la population réelle qu'offre le sondage de SRCV. Pour ce faire, nous sommes repartis de la définition de la Zone d'action enquêteur (ZAE) qui est l'unité primaire du plan de sondage. On comptabilise au total 2784 ZAE⁴ comptant au moins un répondant à SRCV au cours des années 2010-2019, sur 3850 existant au total, soit 71 %. Ces ZAE « tirées » représentent 82,7 % de la population métropolitaine. Cette proportion varie selon les départements, allant de 40 % pour l'Ardèche à 100 % pour certains départements d'Ile de France.

Ces ZAE « tirées » comptent en moyenne 19 répondants différents, leur nombre allant de 1 au minimum à 416 au maximum; 50 % des ZAE comptent 6 répondants différents ou moins, 25 % en comptent 1 ou 2 et 25 % en comptent 20 ou plus tandis que 587 ZAE comptent 30 répondants différents ou plus.

Nous avons ensuite cherché à comparer les marges des ZAE tirées à celles des ZAE non tirées du point de vue de quelques variables parmi les principales qui déterminent la réponse à l'enquête et la satisfaction au sein de chaque département. Nous avons ainsi comparé la distribution de certaines variables entre ZAE « tirées » et « non tirées » et calculé une distance standardisée entre ces distributions par département pour les variables qui déterminent le plus fortement le niveau de satisfaction et disponibles facilement au niveau communal : le taux de chômage, le taux de familles monoparentales, l'âge en 3 classes et les quartiles de revenu disponible. Les 8 départements pour lesquels les effectifs SRCV sont trop faibles pour figurer sur les cartes ont été éliminés ; de même il n'y a pas de calcul pour Paris et 3 autres départements de la petite couronne car toutes les ZAE ont été enquêtées. Nous retenons le seuil de 20, classique dans les analyses causales (Austin et Stuart, 2015).

Pour une indicatrice mesurée dans les ZAE tirées (T) et les ZAE non tirées (NT) la formule est la suivante :

$$d_i = \frac{100 * (p_T - p_{NT})}{\sqrt{\frac{(p_T(1-p_T) + p_{NT}(1-p_{NT}))}{2}}}$$

Pour une variable catégorielle, nous avons choisi de prendre la moyenne des valeurs absolues des différences calculées sur l'ensemble des modalités.

Pour une variable continue ou un taux, la formule est :

$$d = \frac{100 * (m_T - m_{NT})}{\sqrt{\frac{(s_T^2 + s_{NT}^2)}{2}}}$$

Avec ce seuil de 20, le nombre de départements dans lesquels les ZAE tirées et non-tirées diffèrent est très réduit : 1 pour l'âge (31= Haute-Garonne), 1 pour le revenu (25= Doubs), 1 pour le taux de chômage (13= Bouches-du-Rhône), 0 selon le taux de familles monoparentales.

Il est donc possible d'affirmer que les ZAE tirées représentent correctement les ZAE non tirées du point de vue de ces variables.

1b Représentativité de la population des ZAE tirées par les répondants

En suivant la même méthode, on compare la distribution par tranches d'âges de la population des ZAE tirées à celle de la population des répondants à SRCV 2010-2019. Les différences standardisées dépassent le seuil critique de 20 pour 3 départements : le Cantal (15), la Haute-Garonne (31) et la Haute-Vienne (87). Le

4 Ce nombre est très élevé car le tirage SRCV intègre des ZAE tirées dans l'échantillon maître et dans Octopusse et au fait que SRCV est une enquête ménage qui suit les déménagements. Ainsi le nombre de ZAE comprenant des individus tirés augmente-t-il mécaniquement au cours du temps.

détail montre que les répondants du Cantal sont un peu plus jeunes que ceux des ZAE tirées dans le département, à l'instar de ceux de la Haute-Vienne. À l'inverse, les répondants de la Haute-Vienne sont un peu plus vieux.

Pour apprécier les distances entre les répondants et les ZAE tirées suivant le revenu, nous avons procédé différemment. En effet, les données de revenu que nous avons utilisées sont les quartiles de revenus des ménages au sein des différentes communes françaises. Nous avons donc recomposé les quartiles correspondants dans les ZAE tirées à partir des populations communales des ZAE. Puis nous avons calculé la proportion des répondants qui se situent sous et au-dessus de ces quartiles recomposés ; la distance standardisée du département est la moyenne des valeurs absolues des distances sur les différentes proportions. Seuls 11 départements présentent une distance standardisée recomposée supérieure au seuil de 20 pour ce qui est des distributions des ménages suivant les quartiles de revenus. Ainsi, dans l'Aube (11), l'Aude (12), la Corrèze (19), l'Eure-et-Loire (28), l'Indre (36), le Jura (39), la Manche, la Somme (80), le Tarn (81) et l'Essonne, les revenus des répondants sont supérieurs à ceux des habitants des ZAE tirées. L'écart d'après notre critère de distance reste toutefois contenu et n'excède pas 26 (dans l'Eure-et-Loire).

Nous n'avons pas calculé de distances standardisées pour apprécier les écarts de distribution relatifs aux taux de chômage et au taux de familles monoparentales par département. En effet, les concepts mesurés dans l'enquête ne sont pas tout à fait les mêmes que ceux des données communales dont nous disposons et qui sont issues du recensement. Néanmoins, la corrélation entre ces deux grandeurs est mesurable. Ainsi, sur l'ensemble du territoire, c'est-à-dire sur les 84 départements étudiés, la corrélation entre taux de chômage départemental des répondants et celui calculé en moyenne sur les communes des ZAE tirées du département atteint 0,69. De même, la corrélation entre les deux concepts de familles monoparentales atteint 0,26. Cette valeur est notablement plus faible, mais cela semble logique dans la mesure où la résidence est moins associée à cette situation que le chômage, directement lié à l'offre d'emploi et à l'activité économique au niveau local.

Il semble donc que les données relatives aux répondants soient relativement proches de celles de la population en général au niveau départemental du point de vue de plusieurs caractéristiques déterminantes de la satisfaction. De plus, ces différences peuvent être corrigées par une repondération spécifique, car elles portent sur des variables observées dont la distribution "réelle" est connue (cf. Infra). Cela renforce la crédibilité de nos analyses au niveau local.

Sur la condition 2, il est peu probable qu'au niveau national, les liens entre ces variables et la satisfaction soient notablement différents parmi les répondants et les non-répondants ; si la représentativité de l'échantillon de répondant était satisfaisante sur les variables les plus déterminantes de la satisfaction, le risque de biais après redressement ou à la suite de l'estimation du modèle serait lui aussi réduit. Or l'échantillon est aléatoire et le protocole repose sur le face-à-face : il semble ainsi raisonnable de considérer que le lien entre d'une part la probabilité de réponse du ménage (ou de l'individu au sein du ménage), estimée dans la phase de pondération de l'enquête, et d'autre part la satisfaction, soit très faible en général. De fait, le coefficient de corrélation de Pearson vaut -0,02 sur l'ensemble des observations (personnes – années), ce qui est très faible. Cela suggère qu'il n'est pas certain qu'il existe un biais de non-réponse non-ignorable (ce qui aurait été le cas si la corrélation avait été forte). Mais cela ne l'exclut pas complètement, car la probabilité de répondre mobilisée pour ce calcul dépend directement des données utilisées pour la calculer, et des variables importantes pourraient avoir été omises, impactant la satisfaction mais non corrélées aux caractéristiques individuelles prises en compte dans la pondération. Ce dernier point est plausible pour des individus çà et là que leur histoire personnelle affecterait notablement, mais cela semble moins probable à l'échelle d'une zone de collecte un peu large. Dans une telle situation, il est raisonnable de penser que ce sont au contraire des déterminants contextuels qui doivent peser sur la probabilité de répondre et la satisfaction. Ce peut être le cas, par exemple, si une zone est attractive et attire des profils particuliers ou inversement si une zone voit fuir une partie de ses habitants. Mais ces caractéristiques affectent à terme la composition de la population, qui est prise en compte dans les redressements et les estimations d'effets.

A l'appui de cette observation, il faut rappeler que les plus forts déterminants de la satisfaction sont les caractéristiques individuelles que sont l'âge et le revenu, loin devant les caractéristiques des communes de résidence. Ainsi, dès lors que ces variables sont prises en compte dans le redressement ou les modélisations, les biais résultants de l'échantillon ont toutes les chances d'être d'ampleur modérés.

I.4.3 Calage supplémentaire pour les analyses cartographiques

Pour pouvoir comparer les niveaux de satisfaction à des échelons infranationaux comme les départements, nous avons donc pris des précautions supplémentaires. Même si les marges des échantillons de répondants des différents départements sont proches de celles du recensement de la population, et même si les analyses sont menées essentiellement en contrôlant les principales caractéristiques sociodémographiques individuelles, il semble préférable de s'assurer que chaque échantillon « local » est correctement redressé.

La première précaution à prendre est le nombre de répondants disponible à l'échelon étudié. SRCV étant un panel, nous n'avons pas retenu un seuil basé sur le nombre d'observations disponibles car un même individu peut être présent plusieurs fois en répondant plusieurs années successives, mais un seuil basé sur le nombre de répondants différents. Ce seuil a été fixé arbitrairement à 120 individus : pour qu'un département soit retenu dans l'analyse menée à ce niveau, il faut que 120 individus différents au minimum aient répondu dans la période 2010-2019. 6 départements ont ainsi été exclus, il s'agit des Alpes de Haute-Provence, du Gers, du Lot, de la Lozère, de la Haute-Marne et de la Nièvre. De plus, les deux départements corses ont été regroupés pour ne former qu'un seul territoire d'étude. Le nombre de répondants différents moyens dans les 89 départements retenus est de 546, la médiane est à 451.

La seconde précaution est d'assurer la meilleure représentativité possible des observations disponibles par rapport à l'ensemble de la population des 16 ans ou plus du département. Même si comme cela a été montré précédemment, les distances standardisées sont acceptables, un calage sur marges des observations (i.e. des répondants x années) a été réalisé pour chaque département en retenant comme variables les déterminants principaux de la satisfaction et de la non-réponse à l'enquête : le sexe croisé avec la tranche d'âges (3 tranches), le revenu disponible en quartiles et la répartition de la population du département selon le zonage en aire d'attraction des villes (5 tranches de taille, les communes hors aires d'attraction des villes ont été regroupées avec celles des aires de moins de 50 000 habitants). A l'issue de ce calage, un nouveau poids a été calculé pour chaque observation.

Enfin, troisième précaution, nous avons fait en sorte que chaque département étudié « pèse » dans l'ensemble des répondants autant qu'il « pèse » en réalité dans la population française du point de vue du nombre d'individus (et non plus du point de vue des répondants x année). En effet, un des aboutissements de l'analyse cartographique menée est de comparer la satisfaction moyenne du département à celle de la moyenne nationale, à caractéristiques de population comparables. La population « fictive » choisie est la population moyenne nationale calculée sur les 10 années. Pour le faire le plus précisément, nous avons besoin de disposer de poids respectifs des départements qui soient réalistes.

Ce nouveau poids individuel n'est utilisé que pour l'analyse cartographique au niveau départemental. Suite à ces étapes, la dispersion des poids est accrue par rapport à celle des poids initiaux. Le coefficient de variation passe de 88 à 111. Le poids minimum passe de 0,07 à 0,02 et le poids maximum de 54,5 à 50,5.

En raisonnant à l'identique, nous avons également produit des poids calés au niveau de l'arrondissement départemental. Les départements exclus de la première analyse sont évidemment absents ici également. La Corse n'a pas été prise en compte non plus car l'agrégation de ses départements conduit à un seul arrondissement, ce qui conduirait à répliquer pour elle l'analyse départementale. Les arrondissements d'un même département ont été regroupés si nécessaire jusqu'à obtention d'un regroupement comptant au moins 120 répondants différents. Un calage sur marges par arrondissement a été effectué en choisissant le sexe croisé avec l'âge en 3 tranches et le revenu disponible en quartiles comme variable de calage. Ici, le nombre d'ob-

servations étant plus faible que dans l'analyse départementale, le découpage en aire d'attraction des villes n'a pas été introduite comme variable de calage. Enfin, on s'est assuré du bon poids respectif de chaque arrondissement dans la population française.

Au final, 181 arrondissements d'étude ont ainsi été retenus en partant des 315 arrondissements initiaux. Leur effectif moyen est de 270 répondants différents, la médiane atteint 230. Là encore, ce nouveau poids n'est utilisé que pour les analyses cartographiques produites au niveau de l'arrondissement départemental. Comme pour les poids départementaux calculés précédemment, la dispersion des poids « arrondissements » mesurée par le ratio max/min est accrue et atteint 110. L'étendue des poids est semblable à celle des poids départementaux (variant de 0,02 à 50).

Pour les analyses cartographiques produites au niveau régional, le calcul d'un poids spécifique n'est pas nécessaire vu l'importance territoriale des nouvelles régions. Pour celles utilisant les AAV, ce zonage étant national et chacune de ses modalités couvrant des zones géographiques réparties dans toute la France, ce recalcul n'est pas non plus nécessaire.

Notons néanmoins que deux aspects font encore peser un risque sur la représentativité de l'échantillon de répondants au niveau local et donc sur la fiabilité des estimations. D'une part, l'interrogation des répondants à certains moments, en début de période plutôt qu'en fin, ou en 2013-2014 alors que la satisfaction est au plus bas (nous avons vérifié que ce n'est pas le cas même pour des départements dont les niveaux posent question, comme le Morbihan). En effet, ni le calage ni la correction de la non-réponse totale préalable n'intègre spécifiquement l'année. Toutefois, nous avons pu vérifier qu'avec la pondération spécifique de niveau départemental utilisée, la corrélation entre la moyenne de satisfaction dans la vie mesurée au niveau départemental et l'année de collecte (moyenne départementale) vaut $\rho=0,02$, $p=0,840$. De même, si on utilise la pondération spécifique de niveau arrondissement, la corrélation vaut $\rho=-0,03$, $p=0,683$. Il ne subsiste donc pas de lien fort entre année de collecte et niveau moyen de satisfaction à l'échelle des départements et arrondissements.

D'autre part, certains événements de politique locale, de dynamique d'emploi ou d'environnement peuvent influencer les résultats et expliquer des écarts incompréhensibles et douteux sans cela. Le risque existe donc mais est sans doute modeste pour les zonages ou départements homogènes en termes de population, notamment en termes de densité de population, de taille d'unités urbaines, etc. C'est le cas pour des départements voire des arrondissements denses, comme ceux de Paris, des départements limitrophes et dans une moindre mesure sans doute, des départements de sa grande couronne.

I.4.4 Comparaisons géographiques, évolutions et invariances de mesures

Ce document de travail analyse les déterminants de 4 différents types de satisfaction spécifiques (relatives au travail, au logement, aux loisirs et aux relations sociales) et de la satisfaction générale dans la vie. Toute l'analyse est opérée comme si les questions mesuraient quelque chose de précis, univoque et explicite pour tous les répondants. En fait, les mesures de ces satisfactions ne sont pas indépendantes les unes des autres. Il est de plus très probable que chacune révèle un aspect d'un concept plus vaste et non mesuré : par exemple, peut-on vraiment estimer la satisfaction relative au logement à l'aide d'une seule question ? Cette satisfaction ne dépend-elle pas de celle relative au travail, aux loisirs et au temps que l'on passe chez soi ? Sa mesure ne devrait-elle pas intégrer des questions relatives à la taille du logement, son confort, son type, sa localisation etc. ? Lorsqu'il est question du concept de pauvreté en conditions de vie, ou pauvreté non-monnaire, par exemple, c'est toute une batterie de privations qui est interrogée (27 dans l'indicateur historique français, 13 dans l'indicateur de privation matérielle et sociale européen : Legleye, Pla et Gleizes, 2021). En psychologie, les concepts relevant du mental comme les attitudes, les traits de caractère, et même le *satisficing* et la désirabilité sociale, sont évalués à l'aide de longues batteries de questions (ou items) : la variété, la redondance et la complémentarité partielles assurent une mesure plus fiable que le recours à une question unique, fut-elle apparemment bien formulée. En effet, les contours de ces concepts

sont flous et la variété des situations concrètes dans lesquelles on peut désirer les évaluer est a priori infinie : espérer qu'une réponse à une unique question puisse opérer une synthèse fiable, univoque et comparable d'un individu ou d'un groupe d'individus à un autre est illusoire.

Une analyse détaillée de la structure des satisfactions relatives au travail, au logement, aux loisirs, aux relations amicales et familiales au sein de la population active occupée âgée de 15 à 64 ans révèle une structure bidimensionnelle avec d'un côté le logement, le travail et les loisirs, de l'autre les relations sociales (« Satisfaction générale dans la vie et satisfactions particulières - Structure, interprétation et comparabilité entre populations, S. Legleye et A. Rouquette, Insee, Document de travail N° F2021-02 »). La satisfaction générale dans la vie apparaît nettement plus expliquée par la dimension matérielle (logement, loisirs et travail) que par la dimension relationnelle. L'étude de la satisfaction dans la vie est donc en fait une étude partielle d'un niveau de satisfaction relatif à des composantes plus matérielles que relationnelles de la vie (bien qu'elle ne s'y réduise pas, car seul 41 % de sa variance est expliquée par les satisfactions particulières, dont 39 % par la dimension matérielle). En second lieu, il est montré que les deux dimensions de la satisfaction (matérielle et relationnelle) ne sont pas invariantes par âge, revenu et taille d'unité urbaine. En détail, l'invariance dite métrique est obtenue pour l'âge et la taille d'unité urbaine, mais pas pour les revenus, tandis que l'invariance « scalaire » est invalidée pour les trois critères. Par conséquent, il est licite de comparer des corrélations entre une tierce variable (par exemple un score de santé) et les niveaux de satisfaction sur les dimensions matérielles et sociales entre des groupes définis par l'âge ou la taille d'unité urbaine de la commune de résidence (invariance métrique) ; mais cela ne l'est pas pour des groupes définis par le niveau de vie. Et dans tous les cas, l'égalité des niveaux de satisfaction sur les dimensions matérielles et relationnelles mesurés au sein de groupes de personnes différentes (suivant les critères d'âge, de niveau de vie ou de taille d'unité urbaine), n'assure pas du tout un niveau homogène de satisfaction entre ces groupes (invariance scalaire). Certains valoriseront davantage leur logement et d'autres leur travail, fourniraient-ils la même note globale de satisfaction sur la dimension matérielle ; autrement dit : pour une même valeur de satisfaction matérielle (par exemple), les compositions des paniers de satisfaction (en logement, travail et loisirs) seront différentes. Par conséquent, la note donnée en réponse à une question de satisfaction spécifique sera elle aussi entachée de cette non-univocité ou non-invariance de mesure⁵.

Un problème similaire se pose pour les analyses longitudinales. En effet, les interprétations de celles-ci ne seront valides que si à l'invariance territoriale se double d'une invariance temporelle. Or l'analyse de l'invariance temporelle (longitudinale) de la satisfaction reste à faire : il n'est pas prouvé que le construit de satisfaction évalué au sein du groupe d'individus d'un territoire donné soit invariant au cours du temps. En particulier, l'invariance métrique suivant les groupes d'âge n'implique pas l'invariance métrique au cours de la vie : l'étudier nécessiterait de démêler les effets d'âge et de cohorte des répondants. D'autres éléments de précautions méthodologiques pour l'interprétation des évolutions sont abordés brièvement dans la partie III.1.

Ces remarques ne remettent pas en cause la mesure de la note à une question spécifique (par exemple la satisfaction relative à la vie en général), mais uniquement son interprétation : on ne peut être sûr de ce qui motive l'attribution de la note, ses composants pouvant varier quelque peu d'un territoire à l'autre ou d'une période à l'autre.

D'une manière encore plus générale, on peut montrer que la satisfaction n'est qu'une approche partielle du bien-être. Les affects et leurs conséquences (plaisirs et souffrances) en font également partie (« Structure du bien-être dans l'enquête SRCV » S. Legleye, 2022). En particulier, la satisfaction dans la vie en général n'est qu'une composante particulière du bien-être dont elle n'est qu'un résumé partiel. Elle est en effet surtout af-

5 On pourrait penser que l'invariance selon le territoire s'explique par le fait que les niveaux de revenus et d'âge sont différents dans les territoires. Or, il n'en est rien : le contrôle additionnel de variables sociodémographiques ne change rien à ce résultat d'invariance. En effet, en calant les tailles d'unités urbaines territoires sur une structure unique de sexe, d'âge, de cinquièmes de revenus, de diplôme, PCS, statut d'occupation et limitations fonctionnelles, l'invariance scalaire du construit de satisfaction n'est pas assurée entre les différentes tailles d'unités urbaines.

fectée par les aspects matériels du bien-être (satisfaction relative au logement et à la situation financière), ainsi qu'à la santé mentale (fréquence des sentiments de dépression, de malheur, de solitude).

I.4.5 Agrégation des collectes et interprétation des résultats

Les données sont issues de l'agrégation de 10 millésimes de collecte SRCV. Cela confère une grande puissance statistique aux analyses et une certaine robustesse aux résultats obtenus, car on réduit ainsi les chances que les estimations une année donnée à un niveau local soient dues à un échantillonnage particulier. Toutefois cela présente quelques limites. Ainsi, les relations et différences mises en évidence portent sur des moyennes d'âge, de diplôme etc. au cours du temps. Une différence entre deux zonages peut par exemple changer de sens au cours du temps si les évolutions ne s'opèrent pas avec la même dynamique dans les territoires comparés. Ce point est étudié dans la partie 3 de ce document, pour ce qui est des zonages territoriaux. Mais de manière plus générale, la relation entre une variable et la satisfaction, peut évoluer au cours du temps : on verra que c'est le cas de la relation entre l'âge et la satisfaction.

I.4.6 Avertissement final à propos des analyses cartographiques départementales et infradépartementales

Au vu de ce qui précède, il convient de réaffirmer que les analyses cartographiques reposant sur des zonages nationaux « non spatiaux », comme les aires d'attraction des villes (ou comme les régions) ne posent pas de problème de robustesse et de fiabilités majeurs. Les analyses intégrant une dimension locale (comme la dimension départementale) sont plus risquées et présentent un caractère un peu moins sûr que les précédentes, mais nous jugeons que la nature des données nous autorise cette prise de risque. En revanche, les analyses de niveau arrondissement sont clairement proposées à titre exploratoire.

Première partie.

Où est-on le plus satisfait de vivre et d'habiter ?

Dans un premier temps, nous allons étudier les déterminants de la satisfaction dans la vie et dans les quatre domaines spécifiés (logement, loisirs, relations et travail). Nous voulons en particulier répondre à la question : dans quels types de territoires est-on le plus satisfait de vivre ? Pour attribuer un effet à un environnement de vie qu'il s'agisse de la commune ou de l'unité urbaine, il faut s'assurer que les populations qui habitent ces environnements sont comparables : autrement dit, il faut neutraliser les effets de composition et raisonner à caractéristiques individuelles semblables. Nous mettons pour cela en œuvre un modèle de régression incluant toutes les caractéristiques individuelles et de ménage, la taille de l'aire d'attraction des villes de la commune de résidence, croisée avec la catégorie de commune, qui sera notre typologie géographique d'intérêt, une donnée de contexte communal, le cinquième de revenu médian disponible. Cette variable est en effet une des plus corrélées à la satisfaction dans la vie (tableau 5).

Quelques précisions sur les variables du modèle

Le niveau de diplôme a été introduit sous la forme d'une variable de rang. En effet, en raison du développement puis de la massification de l'enseignement secondaire puis supérieur, la valeur des diplômes tend à diminuer au cours du temps ; parce que peu d'élèves devenaient bacheliers dans les années 60, la valeur du baccalauréat de cette époque est bien plus élevée que celle de celui obtenu en 2019 que plus de 75 % de la génération en âge de le passer possèdent. Pour tenir compte de l'élévation tendancielle du niveau de diplôme de la population au cours du temps., nous avons calculé une variable de rang du niveau de diplôme, nommée ridit, pour chaque génération définie par des tranches d'âge de 15 ans au moment de l'enquête (16-30, 31-45, 46-60, 61-75, 76 ans et plus). L'échelle initiale de diplôme est ordonnée sur 5 niveaux : brevet des collèges, certificat d'études et aucun diplôme ; CAP, BEP et équivalent ; Bac ; Bac + 2 ; Bac + 3 et plus. Au sein de chaque génération, le ridit pour le niveau de diplôme m est la proportion d'individus ayant plus que le niveau m plus la moitié des individus ayant le niveau m . Ainsi, le ridit classe les individus en fonction de leur position relative dans la distribution des diplômes au sein de chaque génération et varie entre 0 et 1 exclus. En pratique, nous avons pris l'inverse du ridit : 0 code le plus haut niveau de diplôme relatif et 1 le plus bas. Le coefficient estimé pour le ridit dans la régression est l'Index d'inégalité relative (IIR) soit la pente associée au passage du ridit de la valeur 0 (les plus diplômés relativement) à la valeur 1 (les moins diplômés relativement) ; le détail de la méthode peut être consulté dans (Hayes et Berry, 2002).

Nous avons également tenté de tenir compte de l'influence éventuelle des évolutions du contexte local. Deux aspects ont retenu notre attention : d'une part la variation de la population communale au cours du temps, de l'autre le revenu médian des résidents. Les deux peuvent en effet refléter un dynamisme économique à travers la création de nouveaux emplois, ou un afflux de richesse et la diversification d'offres de services de l'autre. Ainsi, accroissement ou diminution démographique ou économique pourraient avoir des liens avec la satisfaction générale dans la vie. Les communes ont ainsi été classées en cinquièmes d'évolution pour ces deux indicateurs et ce sont ces cinquièmes qui ont été testés dans les modèles multivariés. Il est apparu qu'aucune de ces variables synthétiques d'évolution n'a d'effet significatif une fois que les caractéristiques individuelles et le revenu médian de la commune en 2016 sont pris en compte. Elles n'ont donc pas été retenues dans nos analyses.

I.1 : déterminants individuels et contextuels de la satisfaction dans la vie

I.1.1 Satisfaction générale dans la vie

La satisfaction générale dans la vie est indépendante du sexe de l'enquêté, toutes choses égales par ailleurs (voir tableau 6). Elle est maximale pour les plus jeunes, jusqu'à 30 ans et diminue ensuite fortement pour atteindre son point bas entre 40 et 49 ans (-0,58 point) ; elle remonte légèrement passé 60 ans pour rediminuer après 80 ans. Un des facteurs les plus influents est évidemment l'état de santé, approché ici par la déclaration de limitations fonctionnelles : en cas de fortes limitations, la satisfaction générale dans la vie diminue de -0,94 point à caractéristiques équivalentes. La composition du ménage joue également fortement : les personnes vivant seules ont une satisfaction moindre que celles vivant en couple avec des enfants (-0,46 point), encore plus s'il y a des enfants dans le ménage (-0,57 point pour les familles monoparentales). Les personnes de nationalité étrangère ou ayant acquis la nationalité française après leur naissance présentent également une satisfaction moindre que les Français à la naissance (-0,33 et -0,21 point respectivement). Enfin, la satisfaction générale est très dépendante du niveau de vie du ménage. Elle est plus faible pour les personnes qui ne sont pas en emploi au moment de l'enquête (-0,33 point) et elle augmente faiblement avec le niveau de diplôme (rappelons que notre variable reconstruite augmente quand le niveau de diplôme s'abaisse). Le niveau de satisfaction déclaré progresse continûment avec le niveau de vie du ménage pour atteindre +0,36 point pour un répondant d'un ménage du dernier cinquième plutôt que du premier. Toutefois, ce constat peut être nuancé : une augmentation de 10 % du niveau de vie du ménage n'apporte pas un gain de satisfaction identique selon le niveau de revenu du ménage : le gain marginal est significativement plus faible pour les ménages aisés (au sens des 40 % des ménages les plus aisés) par rapport aux autres ménages (-0,02 point)⁶. Ainsi, bien que la césure des niveaux de vie mobilisée soit arbitraire, le calcul montre qu'au-delà d'un certain seuil, le surplus de niveau de vie voit son rendement sur la satisfaction décroître.

Les caractéristiques du lieu de vie, le logement, influencent également le niveau de satisfaction déclaré : vivre en maison individuelle apporte un surcroît de satisfaction de 0,06 point par rapport à un appartement) ; la surface du logement a un plus fort impact (respectivement +0,10 et +0,17 point dès qu'elle dépasse les 40 m² et les 100 m², respectivement). Enfin, le statut de propriétaire procure une satisfaction supplémentaire par rapport au statut de locataire (+0,24).

Une fois prises en compte toutes les caractéristiques individuelles, l'impact de l'environnement local reste significatif sur la note moyenne de satisfaction dans la vie ; son influence reste néanmoins comparativement faible au regard de l'impact des caractéristiques individuelles. Ces caractéristiques sont résumées sous la forme de deux variables dans notre modèle :

- la richesse de la commune a un impact sur la satisfaction des habitants. Celle-ci est estimée de façon relative en classant les communes selon le revenu médian de leurs habitants et en les regroupant en 5 classes de taille égale par leur population (20 % de la population française dans chaque classe). Un faible gradient positif est mis en évidence (+0,08 point pour les communes du dernier vs du premier cinquième de revenus disponibles communaux).

- le zonage en aires d'attraction des villes combiné à la catégorie de commune permet d'introduire d'autres caractéristiques de la commune : accessibilité à l'emploi, aux commerces ou aux loisirs selon que la commune appartient au pôle ou à la couronne de l'aire, taille de l'agglomération dans laquelle elle est située avec la taille de l'ensemble de l'aire. Exception, la ville de Paris a été séparée des autres communes en pôle de l'aire et l'aire de Paris est donc composée de trois catégories de communes (ville de Paris, autres communes en pôle, couronne).

Toutes choses égales par ailleurs, les habitants de l'aire de Paris affichent le plus faible niveau de satisfaction : leur déficit de satisfaction par rapport au reste de la France s'élève à 0,10 points. Paris ne se distingue

6 Cette estimation est issue de l'introduction d'une interaction entre la catégorie de niveau de vie en deux modalités (40 % les plus aisés –i.e. cinquièmes 4 et 5, contre les autres) et le logarithme en base 1,1 du niveau de vie ; le commentaire porte sur la différence de l'effet d'un surplus de 10 % de niveau de vie au sein des ménages aisés et les autres.

d'ailleurs pas des autres communes au sein de son agglomération. A l'autre extrême, les habitants des zones hors attraction des villes déclarent une satisfaction supérieure de 0,10 point à celle des habitants de l'aire de Paris ou de Paris intra-muros, à caractéristiques équivalentes. En revanche, ils ne se distinguent pas des habitants des autres aires urbaines en général. Toutes affichent un surcroît de satisfaction relativement à l'aire de Paris, de +0,06 pour les aires moyennes, celles de 50 à 200 000 habitants, à +0,14, le maximum, pour les aires un peu plus peuplées, celles de 200 à 700 000 habitants. Par ailleurs, si habiter dans un pôle ou une couronne est globalement sans impact sur la satisfaction déclarée, on note tout de même un léger surcroît de satisfaction du fait d'habiter dans une commune pôle plutôt qu'une commune de la périphérie dans les aires de moins de 50 000 habitants (+0,07) ou celles de plus de 700 000 (+ 0,10). L'écart entre pôle et couronne est nul dans les aires de 200 à 700 000 h et s'inverse dans les aires de taille inférieure (-0,05, non significatif). Finalement, à caractéristiques équivalentes, ce sont les habitants des communes des aires de 200 à 700 000 habitants, qui expriment la satisfaction vis-à-vis de la vie en général la plus forte en moyenne : dans ce type d'aire on retrouve des agglomérations comme Rouen par exemple, ou encore Tours, Orléans, Limoges ou Annecy. En moyenne, les habitants expriment dans ce type d'agglomération le niveau de satisfaction le plus élevé.

D'autres variables de contexte local ont été testées pour mesurer leur éventuelle influence sur le niveau de satisfaction des habitants. Pour chaque variable, les communes sont classées suivant leur niveau et réparties ensuite en 5 classes égales, du taux le plus petit au taux le plus fort.

L'influence du taux de pauvreté dans la commune est forte, même en contrôlant du niveau de revenu médian de la commune : dans les 20 % des communes où celui-ci est le plus faible, la satisfaction déclarée est supérieure de 0,10 point par rapport à celle déclarée dans les 20 % des communes où le taux de pauvreté est le plus élevé. Mais des variables de contexte local telles que le taux de chômage communal, le taux d'immigrés ou la densité communale n'ont pas d'effet significatif sur l'estimation de la satisfaction dans la vie : ainsi, les 20 % de la population qui résident dans les communes où le taux de chômage est le plus faible déclarent, à caractéristiques comparables y compris le cinquième de revenu médian de la commune, une satisfaction identique aux 20 % de la population qui vivent là où le taux est le plus élevé.

Tableau 6: Effet des caractéristiques socio-démographiques sur la satisfaction dans 5 domaines de la vie

	Vie en général	Logement (1)	Loisirs	Relations familiales et amicales	Travail
Sexe					
Femmes	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Hommes	-0,01ns	-0,03*	0,38***	-0,12***	0,10***
Âge					
16-29 ans	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
30-39 ans	-0,40***	-0,31***	-0,72***	-0,37***	-0,11***
40-49 ans	-0,58***	-0,27***	-0,79***	-0,47***	-0,06**
50-59 ans	-0,54***	-0,22***	-0,76***	-0,42***	-0,02ns
60-69 ans	-0,27***	-0,16***	-0,63***	-0,28***	0,24***
70-79 ans	-0,32***	-0,13***	-0,82***	-0,27***	0,57**
80 ans ou plus	-0,35***	0,05ns	-1,09***	-0,22***	ns
Catégorie socioprofessionnelle					
Agriculteur; exploitant	-0,48***	-0,40***	-0,70***	-0,04ns	-0,14£
Commerçant, artisan, chef d'entreprise	-0,30***	-0,10***	-0,45***	-0,15***	-0,05ns
Cadre et profession intellectuelle supérieure	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Profession intermédiaire	-0,13***	-0,08***	0,04ns	0,01ns	-0,13***
Employé	-0,22***	-0,10***	-0,10***	-0,07**	-0,24***
Ouvrier	-0,23***	-0,12***	-0,12***	-0,08***	-0,36***
Non déterminé	-0,02ns	0,03ns	0,07*	-0,04£	-0,20ns
Nationalité					
Français de naissance	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Français par naturalisation	-0,21***	-0,25***	-0,49***	0,01ns	-0,08£
Étranger	-0,33***	-0,35***	-0,67***	0,04ns	-0,22***
Composition familiale					
Personne seule	-0,46***	0,11***	0,12***	-0,06***	0,02ns
Famille monoparentale	-0,57***	-0,12***	-0,12***	-0,16***	0,00ns
Couple sans enfant	0,05**	0,18***	0,36***	0,10***	0,04*
Couple avec au moins un enfant	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Autre type de ménage	-0,24***	0,10***	0,15***	0,01ns	-0,01ns
IIR (diplôme décroissant)	-0,05£	-0,03ns	-0,24***	-0,13***	0,14***
Statut d'activité à la date de l'enquête					
Actif occupé	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Inactif	-0,33***	-0,07***	-0,09***	-0,12***	
Limitation dans les activités courantes à cause de la santé					
Fortement limité(e)	-0,94***	-0,24***	-1,09***	-0,35***	-0,57***
Limité(e) mais pas fortement	-0,34***	-0,10***	-0,40***	-0,18***	-0,34***
Pas limité(e) du tout	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Cinquième de niveau de vie du ménage					
1 ^{er} cinquième	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
2 ^e cinquième	0,14***	0,10***	0,26***	0,08***	0,05**
3 ^e cinquième	0,25***	0,15***	0,42***	0,14***	0,10***
4 ^e cinquième	0,29***	0,17***	0,52***	0,15***	0,11***
5 ^e cinquième	0,36***	0,21***	0,61***	0,15***	0,13***

(1) Sans contrôle du type de logement

Note : IIR=Indice d'inégalité relative lié au diplôme : coefficient associé à la variation du ridit entre 0 (diplôme le plus élevé relativement) et 1 (diplôme le plus faible relativement).

Tableau 6 suite

Effet des caractéristiques du logement et de la commune de résidence sur la satisfaction selon le domaine

	Vie en général	Logement (1)	Loisirs	Relations familiales et amicales	Travail
Type de logement					
Maison indépendante	0,06***		0,03ns	0,07***	0,04ns
Maison mitoyenne	0,01ns		-0,03ns	0,03£	0,03ns
Appartement	Réf.		Réf.	Réf.	Réf.
Habitation précaire (roulotte, caravane, ...), autre type de logement	-0,08ns		-0,23ns	0,28*	-0,11ns
Statut d'occupation du logement					
Propriétaire	0,24***	0,80***	0,30***	0,14***	-0,01ns
Locataire ou sous-locataire	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Logé à titre gratuit	0,22***	0,48***	0,16***	0,12***	0,07£
Surface du logement					
Moins de 40 m ²	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
De 40 à moins de 100 m ²	0,10***	0,69***	0,09*	0,06**	0,04ns
100 m ² ou plus	0,17***	1,00***	0,27***	0,10***	0,15***
Cinquième de revenu disponible médian de la commune					
1 ^{er} cinquième	-0,08***	-0,34***	-0,11***	-0,03ns	-0,06ns
2 ^e cinquième	-0,07***	-0,31***	-0,12***	0,01ns	0,00ns
3 ^e cinquième	-0,04*	-0,17***	-0,02ns	0,02ns	0,02ns
4 ^e cinquième	-0,04£	-0,11***	-0,01ns	0,01ns	0,01ns
5 ^e cinquième	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Type de commune de résidence					
Communes hors attraction des villes	0,10*	0,05ns	0,03ns	-0,02ns	0,17£
Couronne des aires de moins de 50 000 h	0,05ns	0,04ns	0,03ns	0,07ns	0,15*
Pôle des aires de moins de 50 000 h	0,12**	0,11*	0,13*	-0,02ns	0,24***
Couronne des aires de 50 à moins de 200 000 h	0,07£	0,06ns	0,02ns	0,03ns	0,14*
Pôle des aires de 50 à moins de 200 000 h	0,02ns	0,10*	0,04ns	0,01ns	0,17*
Couronne des aires de 200 à moins de 700 000 h	0,13***	0,11**	0,14*	0,07£	0,19***
Pôle des aires de 200 à moins de 700 000 h	0,11**	0,16***	0,14*	0,00ns	0,16**
Couronne des aires de 700 000 h ou plus	0,03ns	0,00ns	0,02ns	0,03ns	0,07ns
Pôle des aires de 700 000 h ou plus	0,13**	0,13**	0,09£	0,01ns	0,09ns
Communes en pôle de l'aire de Paris, hors Paris	-0,01ns	-0,16***	-0,05ns	-0,01ns	0,16**
Couronne de l'aire de Paris	0,02ns	-0,07ns	-0,07ns	-0,04ns	0,12£
Ville de Paris	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.

(1) Sans contrôle du type de logement

Lecture : dans les communes en pôle des aires de moins de 50 000 habitants, la satisfaction des habitants est supérieure de 0,12 point à celle des habitants de Paris, à caractéristiques identiques. £, *, **, *** : valeur-p du test de nullité de l'estimation respectivement <0,1, <0,05, <0,01 et <0,001, ns non significatif >0,1.

Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus (en emploi au moment de l'enquête pour la satisfaction relative au travail)

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

I.1.2 Satisfaction vis-à-vis du logement et de son environnement

Les déterminants individuels de la satisfaction relative au logement sont globalement identiques à ceux de la vie en général. Sexe et diplôme n'interviennent pas. Les jeunes de moins de 30 ans sont les plus satisfaits mais le profil par âge est ensuite un peu différent de celui observé sur la satisfaction générale : il peut être lié au type de ménage. En effet, les personnes seules ou les couples sans enfants déclarent une satisfaction

majorée par rapport à celle des ménages avec enfants. De même, les individus les moins satisfaits sont ceux âgés de 30 à 54 ans. Les caractéristiques du logement influent naturellement plus fortement que précédemment sur la satisfaction dans ce domaine : si l'on prend le fait d'habiter un appartement comme référence, habiter dans une maison mitoyenne apporte un surcroît de 0,14 point et résider dans une maison non mitoyenne 0,28 point. Relativement au fait de résider dans un logement de 40 m² ou moins, disposer d'une surface de 40 m² à 100m² procure un surcroît de satisfaction de 0,68 point, tandis que disposer d'une surface supérieure à 100 m² procure 0,92 point en plus. Le gain n'était que de 0,17 point concernant la vie en général. Relativement au fait d'être locataire, le fait d'être propriétaire ou propriétaire accédant de son logement procure 0,74 point de satisfaction en plus tandis qu'être logé à titre gratuit 0,45.

Les caractéristiques de la commune de résidence ont également un impact plus fort. Une fois les caractéristiques individuelles prises en compte, y compris les caractéristiques du logement telles que sa surface et son caractère collectif ou individuel, il reste un effet notable du revenu de la commune sur la satisfaction des habitants qui s'exprime par un gradient linéaire positif net. Ainsi, dans les communes les plus pauvres, la satisfaction vis-à-vis du logement est inférieure de 0,30 point à celle exprimée dans les communes les plus riches, toutes choses égales par ailleurs.

L'analyse de l'effet du territoire amène à un paradoxe lié au rôle majeur du type de logement sur la satisfaction et au fait qu'à Paris intra-muros, notre zone de référence, il n'existe quasiment pas d'autres logements que des appartements. En contrôlant le type de logement, c'est à dire en raisonnant à type de logement identique, on observe ainsi que Paris intra-muros est un territoire où le niveau de satisfaction relative au logement est parmi les plus élevés de France : seuls les pôles des grandes et très grandes aires affichent une moyenne supérieure (0,08 et 0,10 point de plus). Hors de l'aire de Paris, la satisfaction est plus faible en périphérie des aires et dans les communes hors attraction des villes. L'effet pôle est marqué quelle que soit la taille de l'aire : la satisfaction y est plus élevée que dans les couronnes l'écart variant entre 0,1 et 0,2 point, Toutefois, c'est au sein de l'aire d'attraction de Paris que l'écart entre le pôle et les autres communes est le plus marqué : relativement à Paris intra-muros, les autres communes de l'aire, qu'elles soient proches ou en périphérie, présentent un déficit de satisfaction relative au logement respectif de 0,20 et 0,17 point.

Ces résultats reflètent l'effet direct du territoire, l'influence du type de logement y étant contrôlée. Ils s'interprètent donc comme l'attrait du milieu de vie urbain et non du logement : offre culturelle, transports, loisirs, etc. notoirement plus développés dans les pôles urbains que dans les couronnes ou dans les communes hors des zones d'attraction des villes. L'image est très différente si on cesse de contrôler le type de logement (surface et statut d'occupation des habitants restant contrôlés). Habiter à Paris, dès lors que la comparaison ne se fait plus à type de logement équivalent, perd de son attrait. Dans cette ville, la satisfaction dans le domaine du logement était supérieure de 0,08 point au reste de la France ; désormais elle y est équivalente. La satisfaction relative au logement est nettement plus faible dans l'agglomération parisienne que dans le reste de la France (-0,21 point) et le contraste est maximal avec les communes des aires de 200 à 700 000 habitants (-0,25 point). On retrouve globalement un antagonisme entre communes des pôles urbains et communes situées en couronne : résider dans une commune pôle plutôt qu'en couronne augmente partout la satisfaction (entre +0,05 et +0,13) sauf dans les aires moyennes (de 50 à 200 000 h) où l'écart n'est pas significatif. Au sein de l'aire de Paris, l'écart est particulièrement marqué entre communes en pôle : la situation est bien plus favorable à Paris intra-muros que dans les autres communes en pôle (+0,16 point pour Paris) tandis que l'écart avec les communes de la couronne n'est pas significatif. La satisfaction relative au logement est comme partout ailleurs bien plus élevée dans les communes hors attraction des villes que dans l'aire de Paris (+0,17). En fait, dans ces communes, le logement et son environnement apporte une satisfaction comparable à celle de Paris intra-muros.

Si la catégorie de commune a une importance, les habitants des pôles apparaissent plus satisfaits que ceux de la périphérie, la taille de l'agglomération a également un impact. En l'absence de contrôle du type de logement, ce sont les habitants des aires de 200 à 700 000 habitants qui déclarent la satisfaction vis-à-vis du logement la plus élevée.

I.1.3 Satisfaction vis-à-vis des loisirs

Relativement aux loisirs, les déterminants de la satisfaction présentent des particularités : ainsi, hommes et femmes s'expriment très différemment à ce sujet, beaucoup plus que dans les autres domaines. La satisfaction des hommes est supérieure de près de 0,38 point, à caractéristiques équivalentes, à celles des femmes. Cet écart notable, qui ne se retrouve pas dans les autres domaines évalués, est à rapprocher des écarts sur la durée du temps libre déclarée dans les enquêtes Emploi du temps (les hommes déclarent une durée de temps libre supérieure de +11 % à celle des femmes en 2010)¹. Si l'âge joue de façon habituelle négativement sur la satisfaction, il faut noter l'incidence positive du niveau de diplôme. Comme pour le logement, la présence d'enfants dans le ménage diminue la satisfaction vis-à-vis des loisirs. Le niveau de vie du ménage est un facteur important : les 20 % des ménages les plus aisés déclarent une satisfaction supérieure de 0,61 point par rapport aux 20 % des ménages les plus modestes. Enfin, ne pas pouvoir pratiquer de loisirs sans limitation due à un problème de santé est évidemment une source d'insatisfaction : la satisfaction diminue de plus d'un point en cas de limitation fonctionnelle importante.

Les caractéristiques de la commune sont moins prégnantes que dans le domaine précédent : seuls les deux premiers cinquièmes de la distribution des revenus communaux se distinguent des autres. Habiter dans une commune peu favorisée (des cinquièmes 1 et 2 de revenus communaux) diminue la satisfaction relative aux loisirs respectivement de 0,11 et 0,12 point par rapport aux communes les plus riches. L'accès aux installations sportives et aux équipements culturels pour une pratique régulière est grandement facilité dans les communes les plus aisées. De même, le type de commune influe peu sur la satisfaction : il n'y a pas de différence significative entre pôle et couronne. Plus curieusement, il n'y a pas de différence significative non plus entre les communes situées hors aire d'attraction des villes et la ville de Paris. La taille de l'agglomération a également moins d'impact que dans les domaines de satisfaction précédents. Toutefois, le niveau de satisfaction semble plus faible dans l'agglomération parisienne qu'ailleurs. L'écart varie de -0,07 point par rapport aux aires de taille moyenne (50 à 200 000 habitants) à -0,18 point pour les aires de taille supérieure, celles de 200 à 700 000 habitants. Comme pour les précédents domaines, c'est dans des agglomérations de cette taille que la satisfaction vis-à-vis des loisirs est maximale en France.

I.1.4 Satisfaction vis-à-vis des relations sociales

A caractéristiques équivalentes, les hommes expriment une satisfaction inférieure de 0,12 point à celle des femmes. C'est aux âges intermédiaires, entre 40 et 54 ans, que les relations sociales semblent apporter le moins de satisfaction, les plus satisfaits étant de loin les jeunes de moins de 30 ans. Le niveau de satisfaction augmente avec le diplôme. Le fait d'être en couple, avec ou sans enfant, apporte une satisfaction supplémentaire par rapport aux personnes seules. Une autre différence par rapport aux domaines de satisfaction déjà décrits concerne la nationalité des personnes interrogées : contrairement aux situations précédentes, la satisfaction vis-à-vis des relations familiales et amicales n'est pas plus forte pour les personnes nées en France que pour les autres. L'état de santé a également une incidence sur les relations sociales, moins fortement que sur la vie en général ou les loisirs. Enfin, le niveau de vie du ménage influe également sur la satisfaction relative aux relations sociales, même si l'ampleur de l'écart de satisfaction suivant le niveau de vie est plus restreinte que dans les autres domaines (0,15 point entre les ménages les plus aisés et les plus modestes). La satisfaction vis-à-vis des relations familiales ou amicales semble indépendante de la commune de résidence : la richesse de la commune n'intervient pas. Le type de territoire de vie semble avoir également un impact très limité, seule l'agglomération parisienne, aussi bien Paris que les autres communes, présente un léger déficit de satisfaction comparativement aux autres agglomérations de province mais il n'est pas significatif (-0,04). On note néanmoins que la satisfaction est un peu plus réduite dans les pôles que dans les communes des couronnes (-0,04 point en moyenne), en particulier dans les aires de petite taille (-0,08). Toutefois, il n'existe pas de différence entre Paris intra-muros, sa couronne et les pôles secondaires de l'aire.

I.1.5 Satisfaction vis-à-vis du travail

Dans le domaine du travail, les hommes déclarent une satisfaction supérieure à celle des femmes de 0,10 point. L'âge influe différemment que dans les autres domaines de satisfaction, le niveau exprimé par les jeunes n'étant que très peu supérieur à celui des autres classes d'âges. Le type de ménage n'influe pas, le fait d'être étranger par contre a un effet très négatif sur la satisfaction liée au travail (-0,22 point par rapport à un individu né en France). Le niveau de diplôme obtenu ressort particulièrement dans cette analyse : de façon contre-intuitive, les personnes les moins diplômées présentent une satisfaction plus élevée que les autres, toutes choses égales par ailleurs. Un niveau de diplôme élevé va pourtant généralement de pair avec l'occupation de professions plus socialement valorisées (tant par leur rémunération que leurs conditions d'exercice ou leur prestige). Pour comprendre les ressorts de ce paradoxe, nous avons stratifié l'analyse par groupe social. Pour les cadres et les professions intermédiaires, l'effet attendu est bien présent : la satisfaction vis-à-vis du travail augmente bien avec le diplôme ; pour les ouvriers et employés, c'est l'effet inverse : la satisfaction diminue avec l'élévation du niveau de diplôme. Cette hétérogénéité de l'effet du diplôme pourrait s'interpréter comme le résultat d'une inadéquation ressentie entre le niveau de diplôme et la catégorie d'emploi. D'un côté, la manifestation d'une frustration engendrée par un déclassement social des plus diplômés parmi les employés et ouvriers et de l'autre, et de l'autre, son effet miroir au sein des cadres et professions intermédiaires, où le diplôme confère un surplus de valorisation, d'autonomie et de responsabilité au sein de ces statuts. En lien avec ces considérations, la satisfaction relative au travail croît régulièrement avec le niveau de vie du ménage, mais l'écart entre les ménages les plus aisés et les ménages les plus modestes est de faible ampleur (0,13 point). L'impact du niveau de vie est dans ce domaine beaucoup plus faible que pour les loisirs ou la satisfaction dans la vie en général.

Concernant les données locales, le niveau de revenu communal n'influe pas sur la satisfaction liée au travail. La taille de l'aire d'attraction des villes semble de son côté plus importante : partout, la satisfaction est supérieure à celle mesurée à Paris intra-muros, que l'on considère les autres communes de l'aire de Paris (+0,15) ou celles des autres aires, couronne ou pôle ; l'écart est maximal avec les communes-pôles des petites aires (+0,24). La seule exception est constituée des communes des très grandes aires d'attraction des villes, celles dont la taille dépasse 700 000 habitants, qui offrent le même niveau de satisfaction qu'à Paris, aussi bien dans les communes des pôles que dans celles de la couronne. Même dans les communes situées hors attraction des villes, la satisfaction relative au travail est plus forte qu'à Paris. Les difficultés de transport spécifiques à la ville de Paris sont peut-être à l'origine de cette faible satisfaction relative au travail intra-muros. Rappelons que cette analyse est menée toutes choses égales par ailleurs, et notamment à catégorie socio-professionnelle comparable.

Focus : En Île-de-France, la Seine-Saint-Denis et Paris aux deux extrêmes

Si l'on restreint l'analyse à l'Île-de-France, toutes choses égales par ailleurs, le niveau de satisfaction en général dans la vie est supérieur à Paris intra-muros par rapport au reste de la région (+0,19 point, $p=0,0004$), sans distinction entre les autres communes pôles et les communes de la couronne.

Il y a toutefois de fortes disparités à l'intérieur de ces deux regroupements analysables au niveau départemental. C'est en Seine-Saint-Denis que le niveau moyen le plus faible sur la période est déclaré (-0,28*** point d'écart avec le reste de la région). Relativement à Paris, ce département présente un déficit de satisfaction de 0,40 point, le maximum, derrière les Yvelines (-0,29) et le Val-d'Oise (-0,26). Ainsi, on pourrait couper la région en deux selon les niveaux de satisfaction : Seine-Saint-Denis, Val-d'Oise et Yvelines affichant un niveau de satisfaction significativement inférieur au reste de la région. Dans les autres départements, les niveaux de satisfaction sont du même ordre, significativement inférieurs au niveau parisien, de 0,10 point environ.

La Seine-Saint-Denis apparaît encore en-deçà du reste de la région pour la satisfaction relative au logement⁷ (-0,28, $p<0,0001$), relative aux loisirs (-0,42, $p<0,001$) et celle relative aux relations sociales (-0,11, $p=0,07$). En revanche, le département ne se distingue pas pour la satisfaction relative au travail (-0,007,

7 Sans tenir compte du type de logement : maison individuelle ou appartement.

$p=0,9293$). À l'inverse, Paris apparaît au-dessus des autres départements de l'Île-de-France non seulement pour la vie en général, mais surtout pour le logement. Si l'on mesure l'écart à type de logement contrôlé, la satisfaction à Paris est supérieure de 0,34 point par rapport au reste de la région. Il n'y a pas d'écart significatif entre les communes de la petite couronne et celles de la grande couronne.

Sans contrôler le type de logement, l'écart entre Paris et le reste de la région est légèrement inférieur (+0,28) mais reste très significatif. Tous les départements accusent un déficit de satisfaction allant de -0,16 point pour les Hauts-de-Seine et l'Essonne à -0,46 point pour la Seine-Saint-Denis. Autrement dit, résider à Paris plutôt qu'ailleurs en Île-de-France est associé à un surcroît important de satisfaction relativement au logement ; toutefois, l'attrait parisien diminue un peu dès lors que l'on considère la possibilité de résider en maison individuelle.

Deux blocs de départements peuvent se distinguer concernant la satisfaction relative aux relations sociales : elle est de niveau équivalent à Paris, dans le Val-d'Oise, en Essonne, en Seine-et-Marne et dans le Val-de-Marne. Elle est significativement plus faible dans les Hauts-de-Seine et en Seine-Saint-Denis (-0,18 point par rapport à Paris), ainsi que dans les Yvelines où l'écart atteint 0,20 point. En revanche, concernant les loisirs, la satisfaction n'est pas maximale à Paris. Elle est identique dans les autres départements de l'Île-de-France, en dehors de la Seine-Saint-Denis et du Val-d'Oise où elle est significativement plus basse (respectivement -0,47 point et -0,41 point par rapport à Paris). Enfin, concernant la satisfaction vis-à-vis du travail, il n'apparaît pas de différence significative dans la région Île-de-France selon la localisation de la commune de résidence, une fois les caractéristiques individuelles prises en compte.

Encadré 1 : l'effet de l'âge sur la satisfaction générale dans la vie

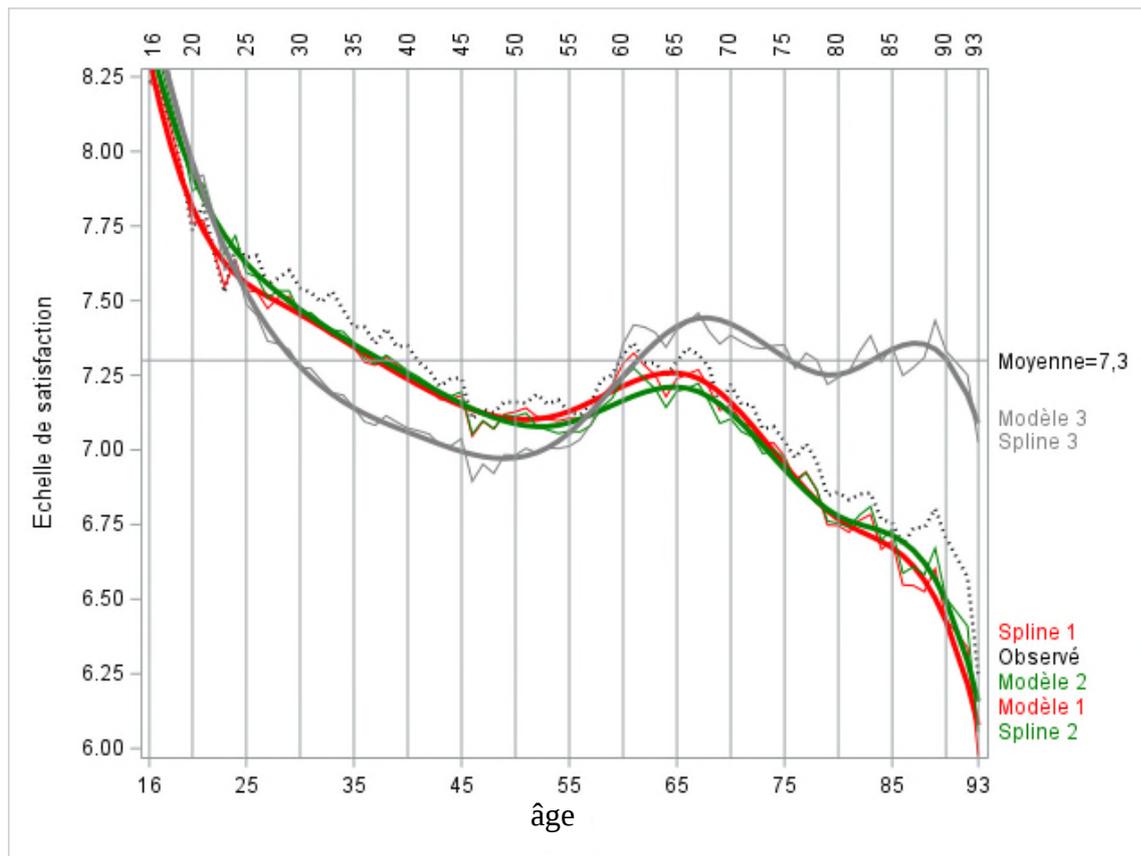
Les effets de l'âge sur la satisfaction ont été étudiés avec un certain détail dans des publications antérieures, mais sur des données anciennes issues de l'Eurobaromètre 2000 à 2008 (Afsa et Marcus, 2008) ou bien dans une perspective longitudinale différente à partir de SRCV 2010 et 2011 (Godefroy et Lollivier, 2014). Ces études rendent compte d'une variation importante et non linéaire de la satisfaction dans la vie avec l'âge, avec une diminution rapide durant la fin de l'adolescence et le début de l'âge adulte, puis un rebond de faible ampleur après 50 ans et jusqu'à 74 ans dans les données 2010 de SRCV (Godefroy et Lollivier, 2014). Pour aller un peu plus loin et raffiner les résultats présentés tableau 6 où l'âge est pris en compte par tranches de 10 ans, nous avons voulu d'une part décomposer l'analyse en proposant des degrés d'ajustements croissant, et d'autre part tenter de détailler la variation par millésime d'âge⁸.

Pour ce faire, nous avons considéré l'âge comme une variable catégorielle prenant 77 valeurs entre 16 et 93 (cette dernière valeur regroupant tous les âges supérieurs ou égaux à 93 ans). Le graphique 4 suivant montre la distribution par âge exact des satisfactions moyennes observées. La courbe en pointillés noirs représente l'« Observé ». En rouge et en trait fin, figure le résultat d'un simple ajustement sur le sexe (« Modèle 1 ») ainsi que le lissage par spline (en trait rouge épais, « Spline 1 »⁹). En vert sont représentées les courbes obtenues avec l'ajout du contrôle du niveau de vie en cinquièmes (« Modèle 2 » et « Spline 2 »). Il n'y a pratiquement aucun écart entre les courbes des modèles 1 et 2, montrant que le niveau de vie influence peu la relation entre l'âge et la satisfaction générale dans la vie. Finalement en gris, la modélisation intégrant toutes les variables du tableau 6 (sauf l'âge, introduit en âge exact) : « Modèle 3 » et « Spline 3 ». La courbe est ici très différente, soulignant que les variables relatives à la famille, au logement et surtout à la santé modèrent l'influence de l'âge. Toutefois elle présente les mêmes inflexions.

8 Les effectifs par âge sont conséquents : le minimum est 334, le cinquième percentile vaut 452 et la médiane 2235.

9 5 nœuds, splines polynômes d'ordre 3 estimée sur les moyennes par âge à sexe contrôlé.

Graphique 4 : niveau de satisfaction générale dans la vie suivant l'âge



Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

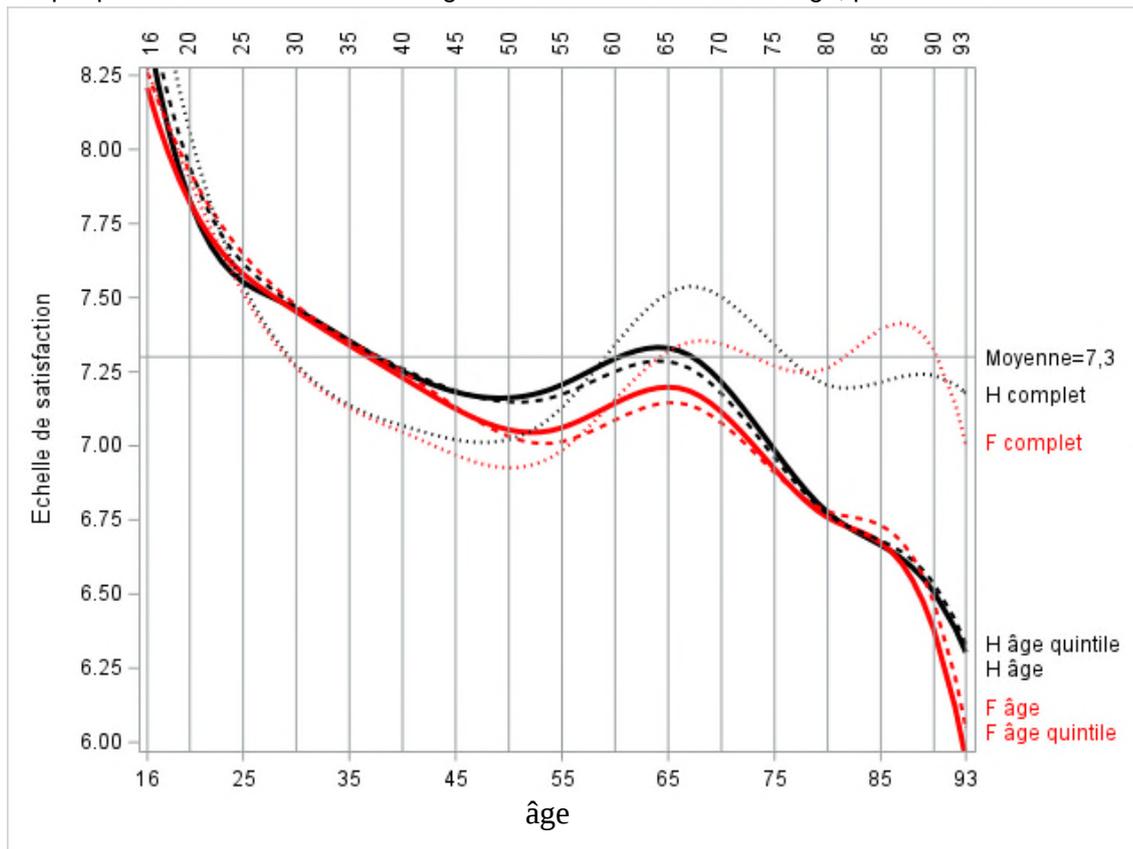
Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

Il y a donc bien une remontée de la satisfaction dans la vie entre 50 et 65 ans, avant une diminution à un rythme rapide (temporairement diminué entre 80 et 85 ans), et ce, quelles que soient les variables d'ajustement. Notons que les résultats présentés dans le tableau 6 pour les autres variables sont inchangés si l'on substitue un paramétrage polynomial de l'âge à la variable catégorielle en tranches de 10 ans. Dans le modèle complet, le raffinement de la paramétrisation de l'âge est sans conséquence.

La même analyse peut être faite en distinguant les sexes¹⁰. Si la satisfaction dans la vie est en moyenne la même pour les deux sexes tous âges confondus, un examen attentif révèle des différences à certaines périodes de la vie (graphique 5). Ainsi, les niveaux moyens des hommes et des femmes sont quasiment identiques de 16 à 45 ans mais à partir de cet âge et jusqu'à 80 ans, les hommes expriment une satisfaction plus élevée que les femmes (courbes « H âge » et « F âge » en lignes épaisses). Comme précédemment, le contrôle du niveau de vie sous forme de cinquièmes (courbes « H âge quintile » et « F âge quintile » en tirets épais) ne modifie que très peu les estimations moyennes et les écarts entre sexe ; en revanche, la prise en compte des autres variables de contrôle conduit à inverser l'écart entre hommes et femmes entre 80 et 90 ans (courbes « H complet » et « F complet », en pointillés fins). La prise en compte de l'état de santé, en particulier, modifie donc bien les choses et ce de manière quelque peu différente pour les hommes et les femmes.

¹⁰ Pour les femmes, l'effectif minimum est 215, le cinquième percentile vaut 281 et la médiane 1317 ; pour les hommes, les chiffres sont respectivement 110, 158, 912.

Graphique 5 : niveau de satisfaction générale dans la vie suivant l'âge, par sexe.



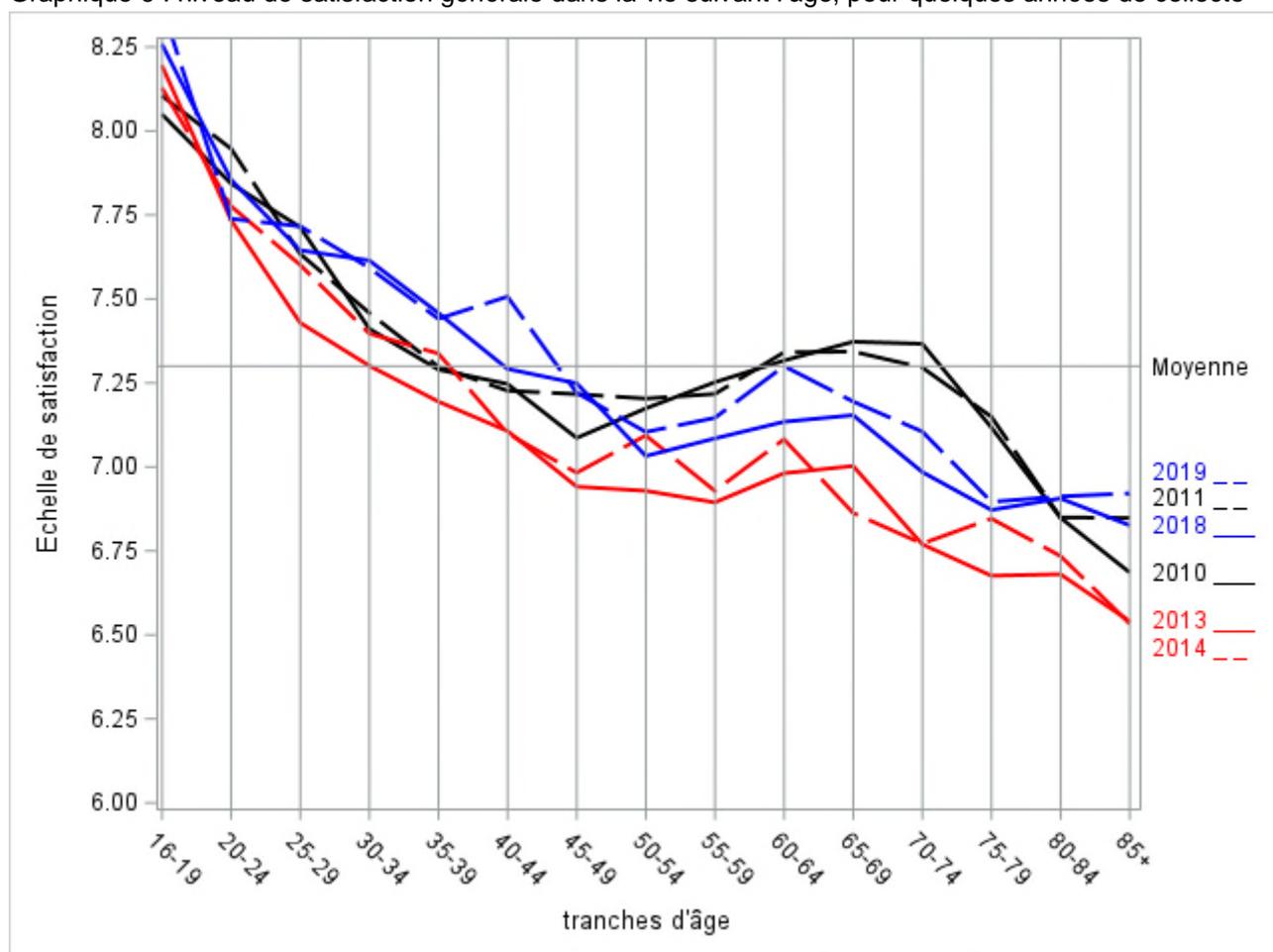
Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

Enfin, on peut se poser la question de la constance de l'effet âge au cours des années (graphique 6). Notre analyse dans ce document porte en effet sur un échantillon rassemblant 10 collectes successives. Or la relation n'est pas la même, en particulier entre le début de la période (2010-2011), la rupture (2013-2014) et la fin de la période (2018-2019). Les courbes des années 2013 et 2014 (en rouge sur le graphique) sont plus droites que les autres, en particulier à partir de la tranche d'âge 45-49 ans. Les courbes de début de période, 2010 et 2011, présentent une hausse temporaire nettement plus marquée entre 45-49 ans et 85 ans et plus ; les courbes de fin de période, 2018 et 2019 (en bleu) présentent une évolution du même type mais moins marquée. Cette inflexion n'apparaît pas du tout dans les courbes des années 2010-2011. Les écarts ponctuels des moyennes modélisées pour les années 2013 et 2010 sont significatifs pour 9 tranches d'âge sur 15 (25-29 ans puis chacune des tranches entre 40-44 ans et 75-79 ans). Si l'on compare les courbes 2013 et 2019, on trouve ainsi 13 différences significatives sur les 15 tranches d'âge étudiées et le résultat est tout à fait similaire pour la comparaison 2013-2018 (12 tranches significativement différentes).

Ainsi, l'année 2013 (et dans une moindre mesure l'année 2014) est une année particulière pour l'enquête : le niveau de satisfaction et le taux de collecte y sont particulièrement faibles mais surtout la forme de la relation entre l'âge et la satisfaction y est plus linéaire qu'en 2010-2011 ou même qu'en fin de période (2018-2019).

Graphique 6 : niveau de satisfaction générale dans la vie suivant l'âge, pour quelques années de collecte



Note : l'ajustement porte sur le sexe et le cinquième de revenu, la variable d'âge étant introduite en catégorielle avec les tranches indiquées sur l'axe horizontal du graphique (pour des raisons d'effectifs, il n'est pas raisonnable de détailler davantage). L'analyse est faite en comparant chaque année à 2010.

Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

I.2 : Cartographie de la satisfaction générale dans la vie

Où est-on le plus satisfait de sa vie ? L'analyse qui précède a montré que le niveau de satisfaction variait avec le type de commune ou de taille d'aire d'attraction des villes. Il est possible cartographier les résultats obtenus. Toutefois ce zonage en 12 catégories a l'inconvénient de considérer identiques des zones non contiguës séparées par de grandes distances. **Par exemple, toutes les villes-centres des aires urbaines d'une tranche de taille donnée sont ainsi confondues et seront représentées par une couleur unique valant pour la moyenne mesurée en leur sein.** La zone d'attraction de Lille aura la même couleur que celle de Marseille, même si les niveaux de satisfactions des habitants des deux communes peuvent être très différents. Aucune hétérogénéité géographique n'est prise en compte au sein d'une catégorie d'aire d'attraction des villes.

Pour compléter cette analyse, nous avons donc utilisé le modèle présenté tableau 6 pour estimer les niveaux de satisfaction dans des zonages différents : les nouvelles régions (au nombre de 13), les départements (95), les arrondissements départementaux (315¹¹), qui offrent tous un découpage bien connu du territoire sous forme d'une partition connexe de type pavage, où la localisation géographique est l'élément clef. Néanmoins, ces découpages ont aussi des limites, en ce qu'ils fournissent des estimations moyennes sur des types de communes et d'aires d'attractions des villes parfois hétérogènes, ce dont ils ne rendent pas compte. Par exemple, le département du Loiret (45) comprend une commune centre rattaché à une aire de grande taille (Orléans), mais aussi des zones moins denses et des communes hors des aires d'attraction des villes. Pour tenter de conjindre les avantages des deux approches, nous avons donc également fabriqué un zonage mixte, combinant la tranche de taille d'aire d'attraction des villes et la (nouvelle) région. Ce zonage en 61 catégories masque les disparités éventuelles entre types de communes, mais son usage dans la modélisation autorise des aires d'attractions des villes de même tranche de taille à présenter des niveaux de satisfactions distincts : l'aire d'attraction de Marseille peut ainsi se distinguer de celle de Lille.

Précision sur les variables de contrôle et la pondération

Dans les analyses au niveau régional, départemental et arrondissement départemental, le zonage en aire d'attraction des villes (AAV) est remplacé par l'ajout de deux variables, l'une contrôlant la taille d'unité urbaine en 3 catégories, l'autre le type de commune suivant la typologie AAV, en ne conservant que quatre types de communes (commune-centre, autre commune en pôle, couronne et hors attraction des villes). Dans les analyses suivant les AAV, les 12 catégories résultant du croisement taille des aires et type de communes étudiées au tableau 6 sont prises en compte. Dans les analyses croisant AAV et région, le type de commune n'est pas pris en compte et seules les tranches de taille sont considérées. Pour chaque type d'analyse, la distribution des nombres d'observations et d'individus différents par zone est brièvement décrite.

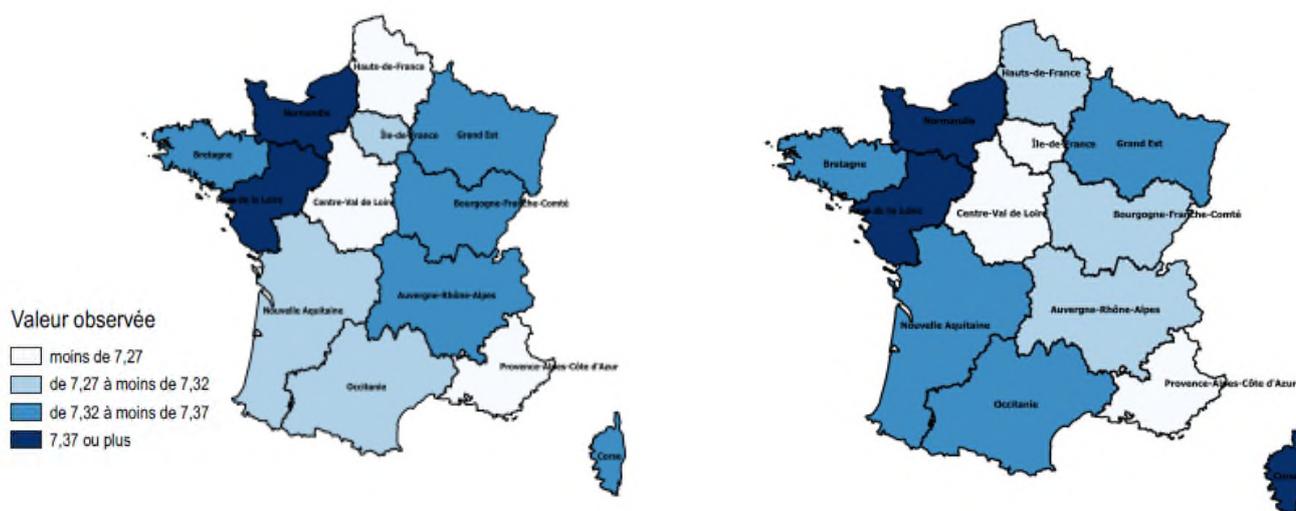
Dans cette partie du document, nous utilisons plusieurs systèmes de pondération. Pour les analyses par grande région (cartes 1 et 2), celles utilisant les zonages en aire d'attraction des villes (cartes 13 à 18) nous utilisons la pondération standard décrite dans l'introduction. Pour les analyses par département et par arrondissement municipal, nous utilisons les pondérations départementales ou « arrondissementales » décrites dans l'introduction, qui assurent un calage des échantillons sur l'âge, le revenu et le type de commune.

11 Les arrondissements municipaux de Paris, Lyon et Marseille ne sont pas concernés.

1.2.1 Cartographie au niveau régional

À l'échelle des nouvelles régions, les niveaux de satisfaction moyens les plus élevés sont observés dans l'ouest et dans l'est du pays (carte 1, à gauche) : les Hauts-de-France, l'Île-de-France, le Centre-Val de Loire et Provence-Alpes-Côtes d'Azur apparaissent en retrait. Les niveaux de satisfaction modélisés, c'est-à-dire à caractéristiques de population, de communes et de logement comparables entre les régions, sont présentés face aux niveaux observés. Le contrôle des caractéristiques démographiques change peu cette image (carte 1, à droite). Si l'on teste la différence entre le niveau modélisé dans la région toutes choses égales par ailleurs et la moyenne nationale (Carte 2) alors les régions Île-de-France, PACA et Centre-Val de Loire présentent un niveau inférieur à la moyenne nationale tandis que Normandie, Pays de la Loire et Grand Est présentent un niveau supérieur. Les écarts sont cependant de faible ampleur.

Carte 1 : niveaux de satisfaction générale dans la vie par grande région : valeurs observées (gauche) ; valeurs modélisées¹² (droite)



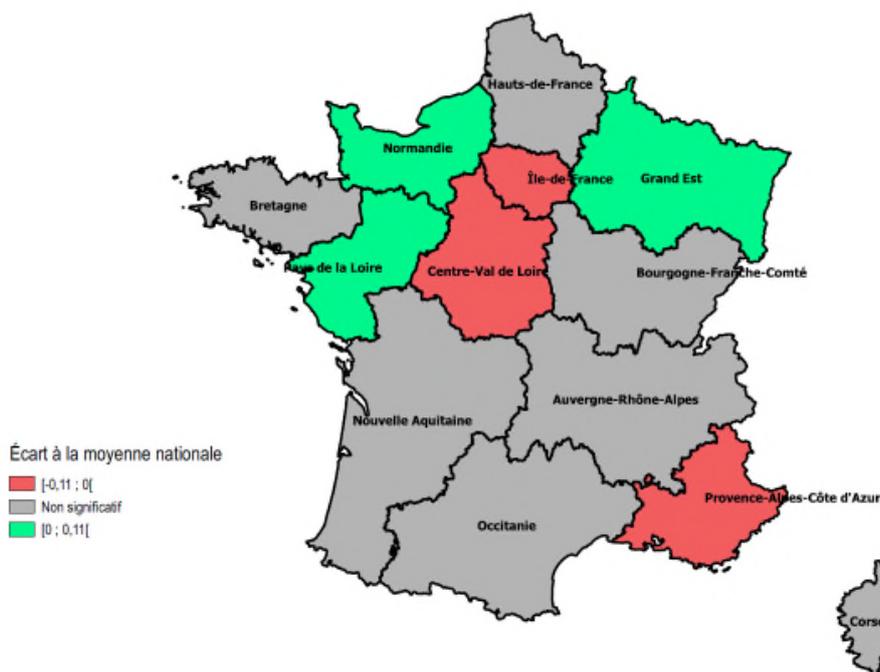
Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

Note : les valeurs modélisées ont été calculées en calant les structures sociodémographiques des populations régionales sur celle de la population française moyenne calculée sur les 10 années. Ainsi, toutes les régions ont la même structure de population.

12 Les variables de contrôle sont celles du tableau 6 à l'exception du zonage et taille d'aire d'attraction des villes. En revanche, on a ajouté la taille d'unité urbaine, qui a été agrégée comme suit : communes hors unités urbaines et unités urbaines de moins de 20 000 habitants ; unités urbaines de 20 000 à 199 999 habitants ; unités urbaines de taille supérieure et la catégorie de commune (centre, autre pôle, couronne, hors attraction des villes). L'estimation est produite en fixant les valeurs des variables à celles observées en moyenne dans l'échantillon.

Carte 2 : Significativité des écarts régionaux à la moyenne nationale (données modélisées)



Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

Note : Les structures sociodémographiques des régions sont fixées arbitrairement à la moyenne nationale calculée sur les 10 années. Un t-test compare l'estimation de chaque région à la moyenne nationale.

1.2.2 Cartographie au niveau départemental

Rappel

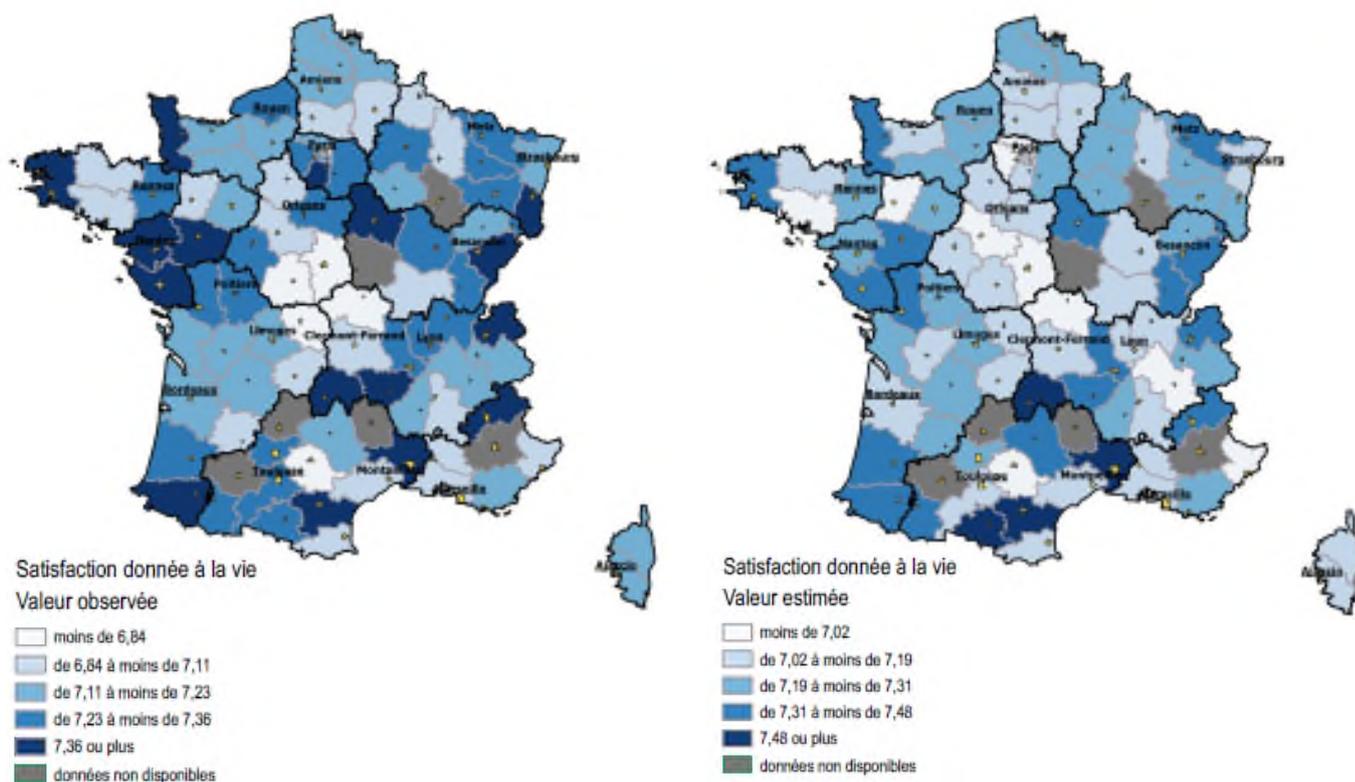
Comme rappelé dans l'introduction de ce document, proposer une cartographie à l'échelle infra-régionale reste risqué au vu de la nature du plan de sondage de SRCV et de la taille de ses échantillons de répondants annuels : en effet, seules 47 358 personnes différentes ont répondu aux questions sur la satisfaction au cours des années 2010-2019 (bien que ces personnes aient pu déménager et changer de départements : ainsi on compte 48 925 répondants différents par département). Au niveau départemental, le nombre de répondants différents varie ainsi entre 2 (en Lozère) et 2 323 (dans le Nord) ; 5 départements ont moins de 100 répondants différents, 19 moins de 200, la médiane étant à 439. Bien sûr, SRCV étant un panel, le nombre d'observations annuelles cumulées par département est supérieur : l'effectif le plus faible est de 3 observations, le maximum est de 8 091 tandis que la médiane est à 1 468. Néanmoins, le critère pertinent pour définir la finesse du découpage est le nombre d'individus différents répondants par zone.

Un calage supplémentaire a été réalisé pour utiliser les données SRCV au niveau départemental et les comparer entre elles à ce niveau infranational (cf Introduction Précisions méthodologiques, **1.4.3. Calage supplémentaire pour les analyses cartographiques**). Les données ont été calées par sexe, tranches d'âges, quartiles de revenu et taille de l'aire d'attraction des villes pour être représentatives au niveau de chaque département étudié. Un nouveau poids a ainsi été calculé utilisé uniquement dans cette analyse cartographique. Dans ce qui suit, nous avons choisi de retenir dans l'analyse les départements où ont répondu au moins 120 individus répondants au cours des dix années d'étude. Ce seuil est arbitraire. Ainsi, six départements ont été exclus de l'analyse : les Alpes de Haute-Provence, le Gers, le Lot, la Lozère, la Haute-Marne et la Nièvre, tandis que les deux départements de Corse ont été fusionnés.

Au niveau départemental, la carte est plus contrastée (Carte 3). La satisfaction générale dans la vie observée culmine dans le Gard et le Cantal (7,6) et est minimale dans le Tarn, la Creuse et l'Allier (6,7). La Seine-Saint-Denis, le Cher et l'Indre atteignent un niveau tout juste supérieur avec 6,8. Paris intra-muros est dans

le milieu du tableau (7,2). Que l'on considère les valeurs brutes ou modélisées, le constat est globalement le même. On note une tendance à des niveaux plus élevés dans l'ouest du pays et en partie sur la façade maritime : quelques départements littoraux comme le Finistère, les Pyrénées Atlantiques, les Landes, la Vendée et la Loire-Atlantique, de même que la Manche et la Seine Maritime, s'affichent parmi les départements où la satisfaction moyenne est la plus élevée.

Carte 3 : Niveaux de satisfaction dans la vie par département (valeurs observées à gauche, modélisées à droite)



Note : pour les valeurs modélisées, les structures sociodémographiques des régions sont fixées arbitrairement à la moyenne nationale calculée sur les 10 années.

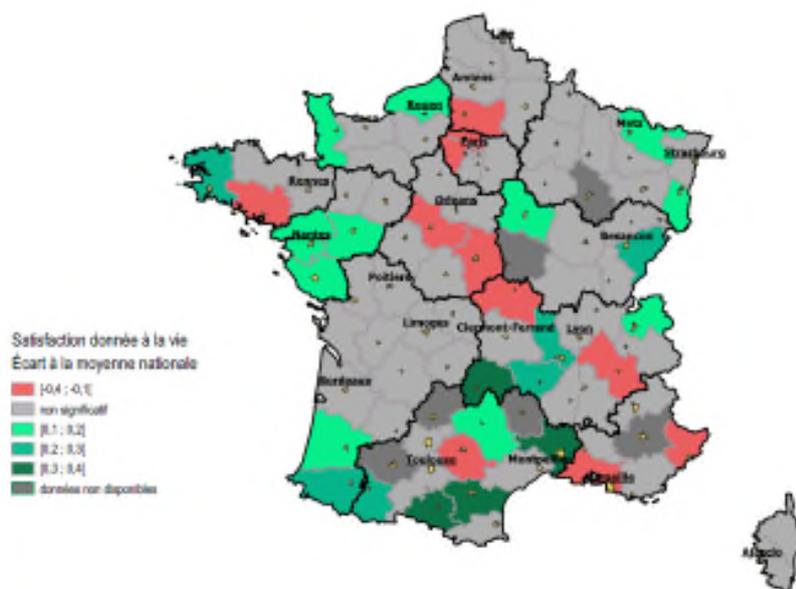
Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

La carte 4 présente les départements pour lesquels les niveaux de satisfaction modélisés sont significativement différents de la moyenne nationale (au seuil 0,05) : 21 ont une moyenne supérieure, 13 une moyenne inférieure¹³. En négatif, on repère quelques départements du centre de la France et de la région parisienne alors que les départements qui se distinguent positivement sont plutôt situés à l'ouest ou dans le sud. C'est le Tarn qui présente le niveau modélisé le plus faible de France (6,8), soit un écart de 0,4 point avec la moyenne nationale qui s'établit à 7,2. À l'inverse, c'est dans le Gard, le Cantal, l'Aude et l'Ariège (7,6) que le niveau est le plus élevé (soit 0,4 point au-dessus de la moyenne).

13 4 sont en Île-de-France, peu visibles à cette échelle : Paris, Seine-saint-Denis, Hauts-de-Seine et Val-d'Oise.

Carte 4 : Significativité des écarts départementaux à la moyenne nationale (données modélisées)



Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

Note : Les structures sociodémographiques des départements sont fixées arbitrairement à la moyenne nationale calculée sur les 10 années. Un t-test compare l'estimation de chaque département à la moyenne nationale.

À la suite de l'observation de la carte des niveaux modélisés, il apparaît que nombre de départements littoraux semblent présenter un niveau plus élevé que les autres. En effet, si on oppose l'ensemble des départements littoraux (quelle que soit leur situation géographique) au reste du pays, ils présentent un niveau de satisfaction générale dans la vie supérieure (+0,05***). Le détail montre que c'est sur la façade atlantique¹⁴ -Finistère inclus- (+0,09***)- et la côte nord (des Côtes-d'Armor, Ille-et-Vilaine) jusqu'au Nord inclus- (+0,05**) que l'effet est sensible, alors qu'il ne l'est pas sur la côte méditerranéenne.

L'effet littoral est également visible pour d'autres domaines de satisfaction. Concernant le logement et son environnement, c'est dans les départements de la côte méditerranéenne que la satisfaction est la plus élevée (+0,12*** par rapport à la moyenne du reste du pays) devant les deux autres littoraux à égalité (+0,05**). Pour les loisirs, c'est sur la façade atlantique que la satisfaction culmine (+0,11***) alors qu'elle est en net retrait (-0,11***) sur les rives de la Méditerranée de même que sur la côte nord (-0,04, p<0,1) ; pour les relations sociales, la satisfaction culmine encore sur la façade atlantique (+0,07***), alors que pour le travail, seuls les actifs occupés de la côte nord affichent un niveau de satisfaction supérieur à celui observé dans les départements de l'intérieur des terres (+0,07*).

14 Le littoral a été découpé en trois parties : la façade « atlantique » qui s'étend du Finistère vers le sud, la façade « nord » qui comprend le littoral de la Manche et la Bretagne nord et la façade méditerranéenne.

1.2.3 Cartographie au niveau arrondissement départemental

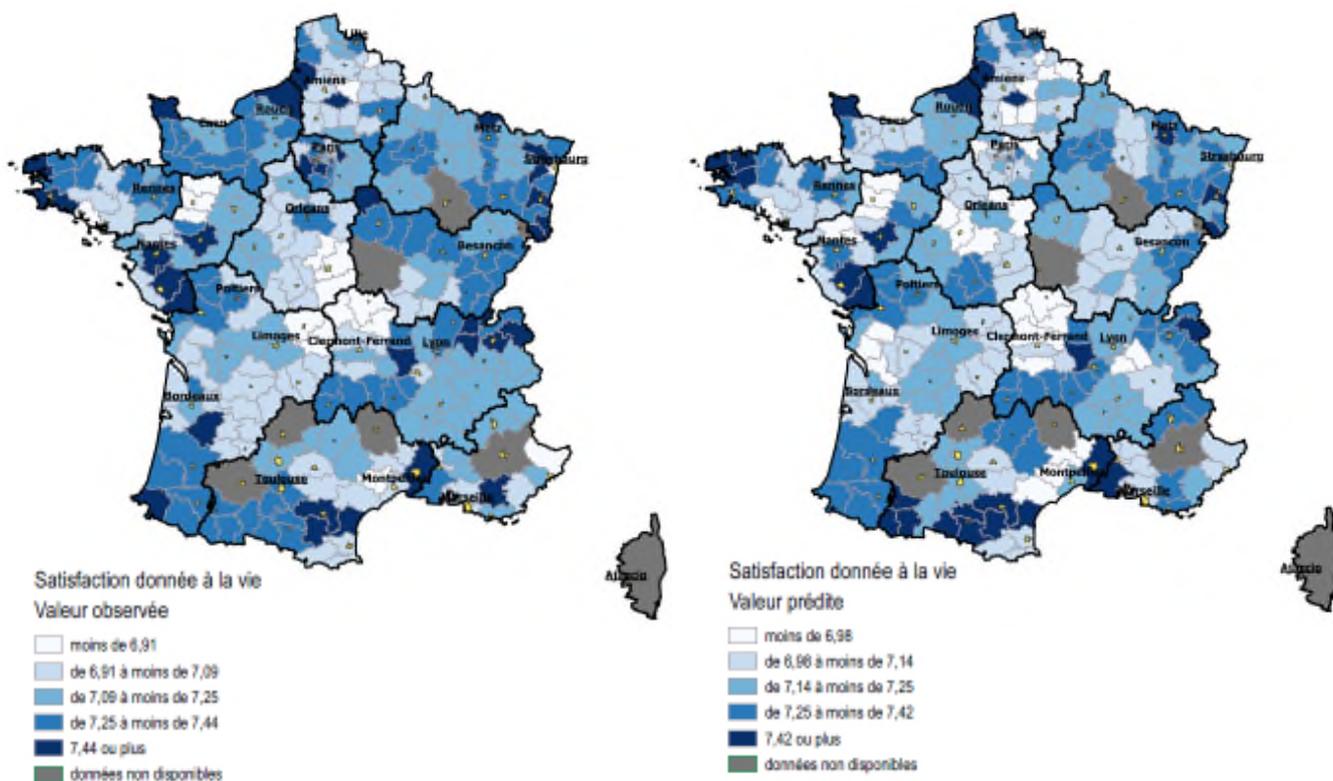
Pour avoir une image encore plus fine du pays, les moyennes des notes de satisfaction individuelles ont été calculées à l'échelle des arrondissements départementaux. Sur les 315 arrondissements, le nombre de répondants différents varie entre 2 (en Lozère) et 1226 (maximum observé à Paris intra-muros considéré comme un arrondissement en soi) ; 79 ont un effectif inférieur à 50, 151 ont un effectif inférieur à 100 et 164 un effectif inférieur à 120 ; la médiane est à 111 (la moyenne à 157).

Les arrondissements d'effectifs de répondants différents inférieurs à 120 ont été regroupés au sein de leur département, l'agrégation s'arrêtant dès que l'effectif du regroupement atteignait cette valeur. Après cette procédure, les arrondissements ou regroupements d'arrondissements d'effectifs inférieurs à 120 ont été exclus. Les départements qui n'avaient pas été retenus pour l'analyse précédente à cause d'effectifs insuffisants sont évidemment également absents de cette analyse. La Corse a été retirée également de l'analyse. 181 arrondissements ou regroupements sont ainsi conservés.

Rappel :

Comme rappelé dans l'introduction de ce document, proposer une cartographie à l'échelle infra-régionale reste risqué au vu de la nature du plan de sondage de SRCV et de la taille de ses échantillons de répondants. Au sein de chacun a alors été opéré un calage des observations sur les données d'âge, de sexe et de revenu (cf Introduction Précisions méthodologiques, **I.4.3. Calage supplémentaire pour les analyses cartographiques**). Les explorations et analyses opérées à ce niveau restent fournies à titre exploratoire et leurs résultats à prendre avec la plus grande précaution.

Carte 5 : satisfaction générale dans la vie par arrondissement départemental : valeurs observées (gauche) et modélisées (droite).



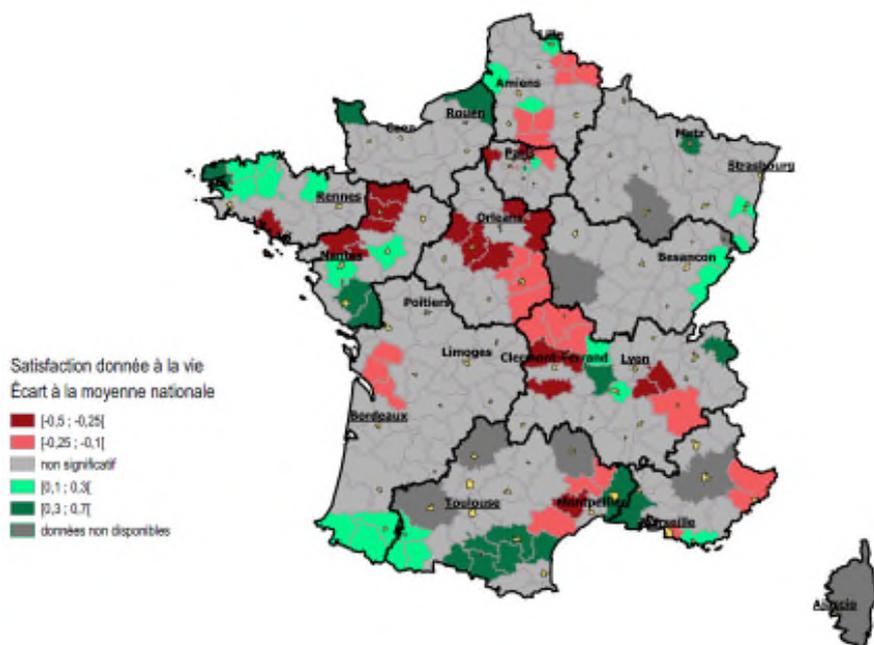
Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

On retrouve les effets de la situation de résidence sur un littoral quel qu'il soit (+0,05 point, $p < 0,001$), en particulier sur le littoral atlantique (+0,05, $p < 0,05$) et celui du nord (+0,08 $p < 0,001$). Sur les 181 arrondissements

regroupés, 88 présentent une moyenne significativement différente de la moyenne nationale : 47 y sont inférieurs, 41 supérieurs. Il n'y a pas de logique géographique évidente si ce n'est que les écarts positifs ont tendance à se situer proches des littoraux ou des frontières, au contraire des écarts négatifs (carte 6).

Carte 6 : Significativité des écarts des arrondissements à la moyenne nationale (données modélisées)



Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

Note : Les structures sociodémographiques des arrondissements sont fixées arbitrairement à la moyenne nationale calculée sur les 10 années. Un t-test compare l'estimation de chaque arrondissement à la moyenne nationale.

Encadré 2 : L'exemple du Morbihan, ou de la prudence dans l'interprétation des résultats à l'échelle départementale et infra-départementale

Les niveaux moyens observés et modélisés dans le Morbihan sont étonnamment bas et significativement inférieurs à la moyenne nationale, alors même que ce département est bordé par le Finistère et la Loire-Atlantique qui présentent chacun un niveau significativement supérieur à la moyenne, comme nombre de départements littoraux proches. Comment expliquer ce paradoxe ? S'agit-il d'un artefact dû à l'échantillonnage, ou bien d'une authentique manifestation d'une moindre insatisfaction ?

Pour explorer la première piste, nous avons vérifié le nombre de répondants et la répartition des notes chaque année. Sur l'ensemble des 10 années, 600 personnes différentes ont répondu aux questions de satisfaction dans le département. Le nombre total d'observations annuelles est inférieur à 200 en 2010 et 2011 ($n=165$ et $n=179$), mais dépasse les 200 les huit années suivantes (entre 201 et 235), ce qui ne distingue pas notablement ce département de la moyenne. Les niveaux de satisfaction observés dans le département sont inférieurs à la moyenne nationale et à ceux observés sur les autres départements de la région historique Bretagne (Finistère $-29-$, Côtes-d'Armor $-22-$, Ille-et-Vilaine $-35-$). La médiane y est pourtant au niveau de celle des autres départements bretons tout comme le premier quartile : il y a en fait un déficit de notes très élevées (9 ou plus) par rapport à la moyenne nationale (15 % contre 21%) et un peu plus de notes basses (32 % de notes inférieures ou égales à 6 contre 28 % en moyenne). La baisse du niveau moyen est particulièrement prononcée dans le Morbihan entre 2012 et 2013 ($-0,74$ point contre $-0,47$ dans les autres départements de la région et $-0,40$ au plan national), ce qui contribue en partie au résultat. Toute-

fois, on note très peu d'écarts entre la composition sociodémographique du Morbihan et celle du reste de la France (un peu plus de 65 ans ou plus : 24 % vs 21%, un peu moins de cadres : 8 % vs 12%, un peu moins de personnes dont le ménage est aisé : 15 % vs 17%). Ces écarts jouent effectivement *a priori* dans le sens d'une diminution nette de la satisfaction générale dans la vie, mais ils sont modestes : comme vu dans l'introduction, l'échantillon de répondants du Morbihan est représentatif du point de vue des variables de revenu et d'âge, à l'instar de tous ou presque les départements étudiés. De plus, le calage supplémentaire corrige en partie ces distorsions du point de vue de l'âge, du revenu et du type de commune de résidence selon une typologie simplifiée des aires d'attraction des villes. Cela n'exclut pas un biais de sélection non-ignorable (les insatisfaits ayant par exemple pu davantage répondre que les autres dans ce département pour une raison qui nous est inconnue et qui n'est pas liée aux caractéristiques sociodémographiques prises en compte), mais il reste tout aussi probable que des particularités économiques, environnementales, ou politiques affectent spécifiquement la satisfaction des résidents du département.

L'analyse à l'échelle des arrondissements permet de préciser un peu les choses. L'arrondissement de Lorient est le plus petit du département : il compte 134 répondants différents sur les 10 années étudiées, contre 158 et 317 à Pontivy et Vannes (soit $n=448$, $n=561$ et $n=1086$ observations annuelles, respectivement). Le Morbihan se révèle assez hétérogène : seul l'arrondissement de Lorient présente un niveau modélisé significativement inférieur à la moyenne nationale (6,76 vs 7,18 -sans le calage de niveau arrondissement). L'écart est également négatif dans les arrondissements de Vannes (au sud) et dans celui de Pontivy (au nord) mais de bien moindre ampleur et n'est pas significativement différent de la moyenne nationale (7,06 et 7,07, respectivement contre 7,18 en moyenne). Si tout le département présente un relatif déficit de satisfaction, le niveau estimé dans l'arrondissement de Lorient apparaît singulièrement bas et significativement en retrait, malgré un effectif plutôt réduit, ce qui interpelle.

On peut vérifier que les écarts de composition (avant calage au niveau arrondissement) entre l'échantillon des répondants de l'arrondissement de Lorient et le reste du département sont faibles et *a priori* peu cohérents avec un faible niveau de satisfaction d'après les résultats de la première partie de cette étude. On y trouve en effet un peu plus de 16-29 ans et moins de 65 ans et plus que dans l'ensemble du département (28 % vs 23%, 22 % vs 24%), moins de personnes détentrices d'un diplôme inférieur au Bac (40 % vs 51%) et plus d'un diplôme supérieur à Bac+2 (15 % vs 12%). Il y a également plus de personnes issues de ménages aisés (20 % vs 15%) et moins de ménages les plus modestes (19 % vs 22%), moins d'employés et d'ouvriers (43 % vs 48%) autant d'actifs (49%) mais moins de chômeurs (7 % vs 8%) que dans l'ensemble de la population.

Peut-on trouver dans l'histoire économique récente du département et en particulier dans celle de l'arrondissement de Lorient, des raisons objectives de la moindre insatisfaction qui y est mesurée et modélisée dans l'enquête ? Entre 2013 et 2018, d'après le recensement, la population a crû dans l'arrondissement de Lorient quasiment au même rythme que dans l'ensemble du Morbihan (+0,4 % par an). Néanmoins, les habitants ont pu noter que l'abandon de la base navale sous-marine à la fin des années 90 (malgré sa reconversion ultérieure), la réduction du nombre de militaires en résidence, la restructuration du centre-ville et de sa gare ferroviaire ont conduit à réduire le nombre de commerces ainsi qu'à modifier substantiellement l'habitat. Par ailleurs, nombre d'emplois industriels se sont déportés vers l'intérieur des terres sur les voies routières. Ces éléments objectifs pourraient contribuer à expliquer une partie de la faiblesse de la note de satisfaction dans l'arrondissement de Lorient, mais leur impact sur le reste du département est moins évident.

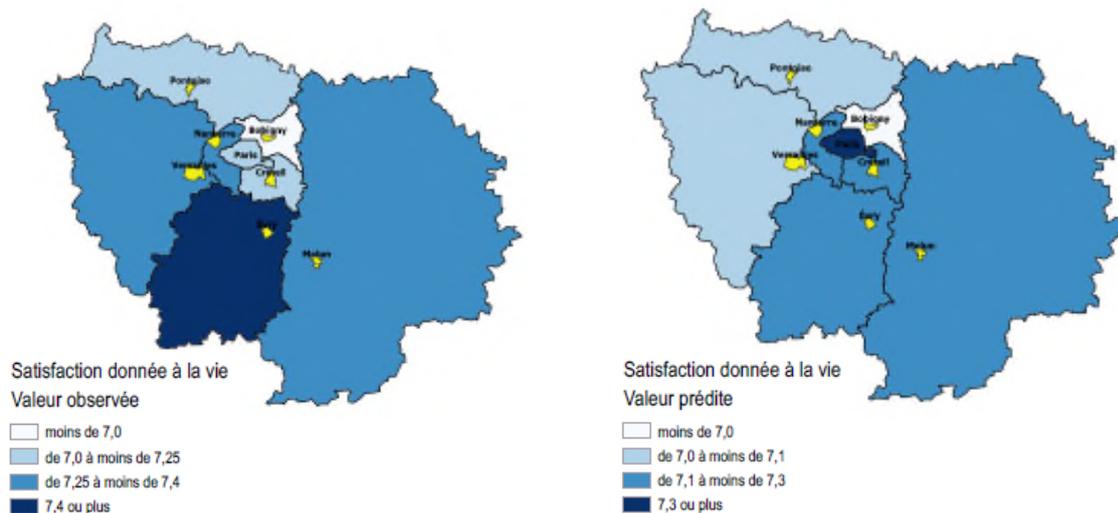
Le cas du Morbihan et de l'arrondissement de Lorient nous semble ainsi emblématique de la prudence dont il faut faire preuve pour l'interprétation des résultats lorsque l'échelle géographique est fine et la taille de l'échantillon de répondants réduite : une connaissance des territoires plus fine que celle que nous avons pu acquérir durant ce travail est nécessaire pour juger de leur plausibilité et de leur signification.

L'hétérogénéité des situations à l'intérieur d'un même département est très fréquente. Dans les Bouches du Rhône, le niveau de satisfaction modélisé dans l'arrondissement d'Arles est supérieur de 0,3 point à la moyenne nationale alors que dans les trois autres arrondissements du département, il est inférieur de 0,1 ou 0,2 point à celui-ci. Dans le département du Maine-et-Loire, l'arrondissement d'Angers est le seul qui présente un niveau de satisfaction significativement différent de la moyenne nationale (et supérieur).

1.2.4 Focus sur l'Île-de-France

En Île-de-France, la situation par département est très contrastée : la satisfaction générale dans la vie observée varie entre 6,8 en Seine-Saint-Denis et 7,4 en Essonne.

Carte 7 : Niveaux de satisfaction générale dans la vie dans les départements d'Île-de-France : valeurs observées (gauche) et modélisées (droite)



Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

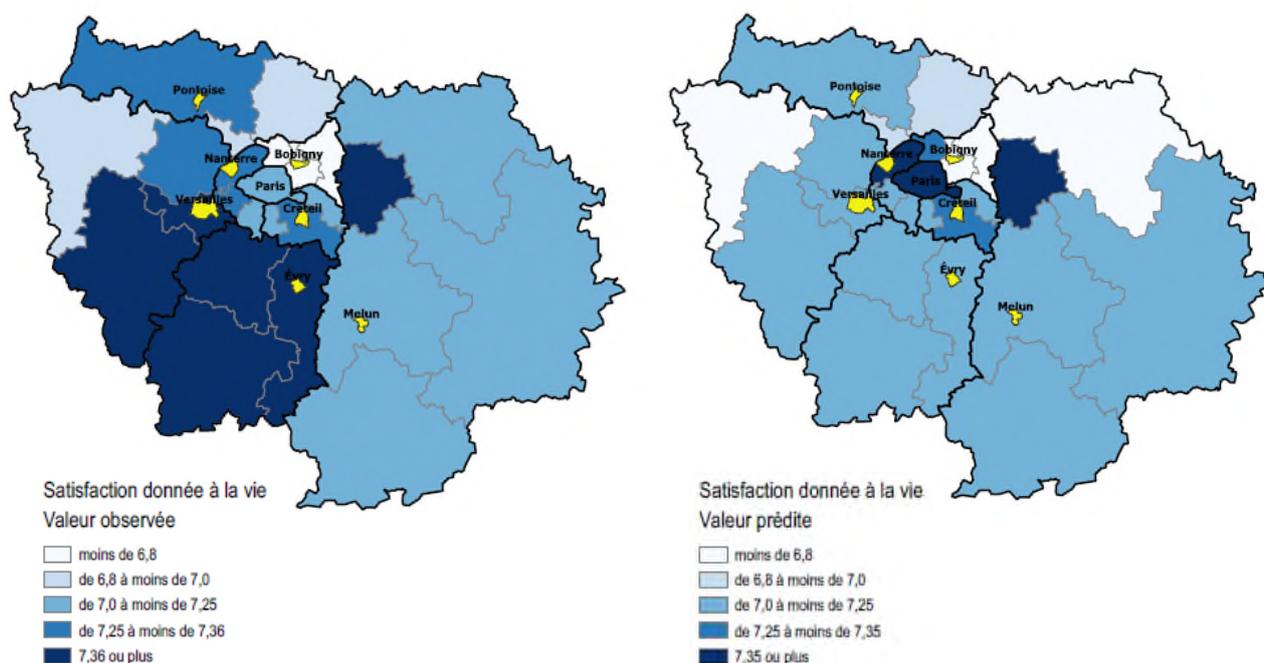
Note : Pour les données modélisées, les structures sociodémographiques des départements sont fixées arbitrairement à la moyenne francilienne calculée sur les 10 années.

Pour les valeurs estimées par modélisation, la carte est quelque peu modifiée et les écarts se resserrent : si la satisfaction est toujours minimale en Seine-Saint-Denis (6,9), elle est désormais maximale à Paris (7,3). Finalement deux blocs se distinguent : d'un côté, dans une situation moins favorable, la Seine-Saint-Denis, les Yvelines et le Val-d'Oise et de l'autre côté Paris et les autres départements. Dans cette modélisation à structure sociodémographique contrôlée, seuls les trois départements en situation très défavorable se distinguent de Paris : la Seine-Saint-Denis qui présente le niveau le plus faible (6,9 vs 7,3, soit -0,40 point) les Yvelines (-0,29 point) et le Val-d'Oise (-0,26).

Une analyse à l'échelle des arrondissements départementaux fournit un peu plus de détail¹⁵. Pour les valeurs observées, on observe un gradient est-ouest de satisfaction croissante, avec une hétérogénéité importante au sein des départements. La Seine-Saint-Denis est très en retrait. Pour les valeurs modélisées à structures contrôlées, le niveau estimé de satisfaction générale dans la vie varie entre 6,8 et 7,4, Paris intramuros (7,4) se situant en 2^{ème} position. La Seine-Saint-Denis n'apparaît plus comme le département présentant les plus faibles niveaux par arrondissement : elle est rejointe par un arrondissement de l'Essonne et un autre des Yvelines. Le gradient est-ouest n'est plus clairement visible à l'échelle de la région, mais reste perceptible au sein de l'ensemble central composé de Paris et de sa petite couronne, en raison notamment de la valeur très basse de la Seine-saint-Denis et de la valeur très élevée de la partie nord des Hauts-de-Seine.

¹⁵ Initialement, le nombre d'individus répondants différents varie entre 64 (deuxième arrondissement des Yvelines) et 1226 (à Paris) pour une moyenne de 297 et une médiane de 240 ; 4 ont un effectif inférieur à 120 et ont donc été agrégés (1 en Seine et Marne, 1 dans les Yvelines, 1 en Essonne, 1 dans le Val de Marne). Au lieu des 25 arrondissements initiaux, l'analyse se fait donc sur 21 arrondissements ou regroupements, d'effectifs de répondants différents compris entre 156 et 1226 (médiane=304, moyenne=354).

Carte 8 : Niveaux de satisfaction générale dans la vie dans les arrondissements départementaux d'Île-de-France : valeurs observées (gauche) et modélisées (droite)



Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

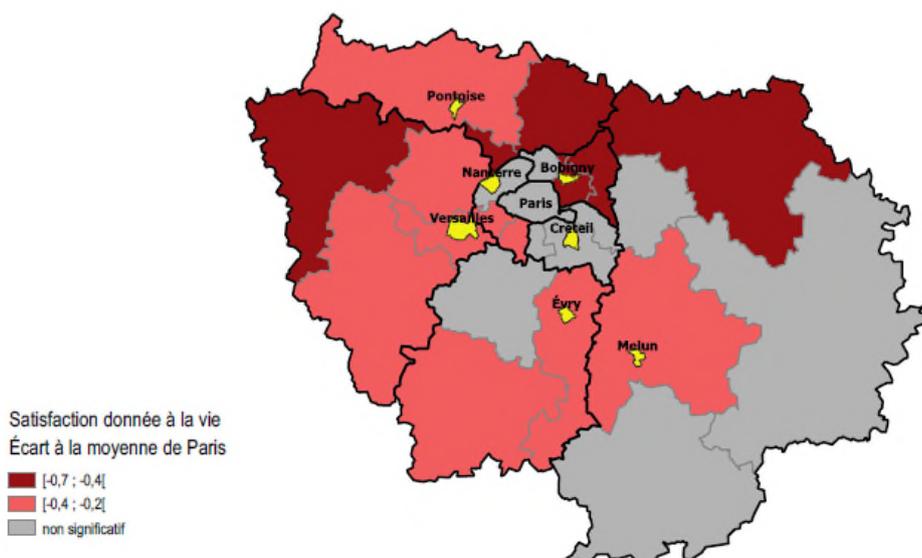
Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

Note : Pour les données modélisées, les structures sociodémographiques des départements sont fixées arbitrairement à la moyenne francilienne calculée sur les 10 années.

15 arrondissements ou regroupements présentent des niveaux significativement plus bas que celui de Paris, aucun n'affiche une satisfaction supérieure¹⁶. On en trouve au moins un dans tous les départements sauf le Val-de-Marne. Celui où la satisfaction générale est la plus basse se trouve en Essonne (-0,62 par rapport à Paris), puis dans les Yvelines (- 0,61 par rapport à Paris), et deux en Seine-Saint-Denis (-0,60 et -0,59). Dans les Yvelines et dans le Val-d'Oise, la satisfaction dans la vie déclarée est inférieure à celle déclarée à Paris pour l'ensemble des arrondissements. En prenant Paris comme référence, cette cartographie estompe fortement le gradient est-ouest observé dans partie centrale de la région, mais confirme la position singulière de la Seine-Saint-Denis et de la partie nord des Hauts-de-Seine.

16 Par construction, la composition sociodémographique des arrondissements est fixée à la moyenne de l'Île-de-France dans cette analyse, alors qu'elle l'est à la moyenne nationale pour la carte 6. En revanche, le point de comparaison est la moyenne nationale carte 6, alors qu'il s'agit de la note moyenne parisienne, plus élevée, carte 9. Cela explique que l'arrondissement de Torcy en Seine-et-Marne apparaissait vert carte 6 mais gris ici.

Carte 9 : Significativité des écarts par arrondissements à l'estimation parisienne (données modélisées)



Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

Note : Les structures sociodémographiques des arrondissements sont fixées arbitrairement à la moyenne de l'Île de France calculée sur les 10 années. Un t-test compare l'estimation de chaque arrondissement à la moyenne francilienne.

Note : les effectifs de répondants par arrondissement varient entre 156 (1^{er} arrondissement des Yvelines) et 1226 (Paris intra-muros) avec une médiane à 304.

1.2.5 Cartographie selon la taille des aires d'attraction des villes et type de commune

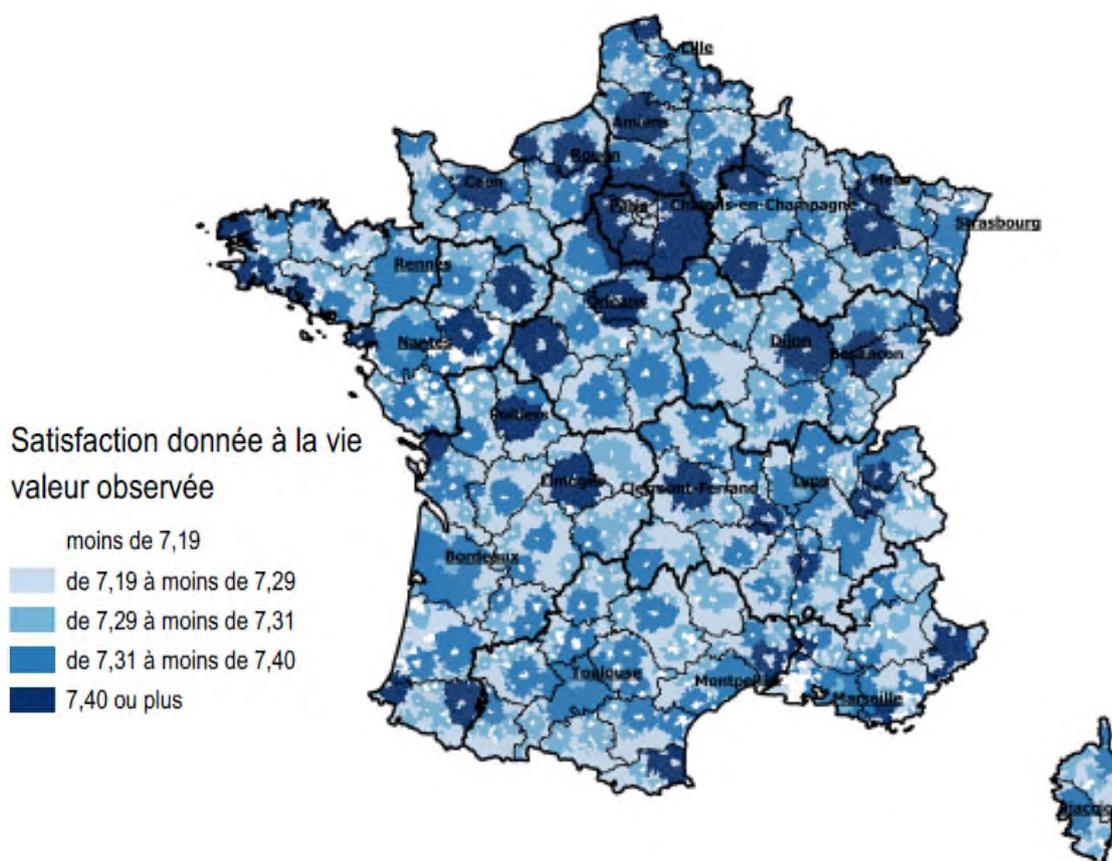
Enfin, pour mieux assimiler la hiérarchie des niveaux de satisfaction dans la vie en fonction du type de commune de résidence, il est important d'illustrer les résultats mis en évidence dans le tableau 6. Les communes sont ainsi classées selon leur type (commune appartenant à un pôle ou à la couronne de l'aire) et la taille de l'aire d'attraction des villes à laquelle elles appartiennent. Ainsi, des villes aussi éloignées géographiquement que Brest et Pau par exemple sont classées dans la même zone (communes pôles d'aires comprenant entre 200 et 700 000 habitants). Le niveau de satisfaction qui leur est attribué étant identique à la moyenne des communes de cette catégorie, leur représentation sur la carte est également identique. L'aire d'attraction de Paris est décomposée en trois morceaux comme dans la première partie : la ville de Paris, les autres communes-pôles hors Paris (dont les trois départements de la proche banlieue 92, 93 et 94) et le reste de l'aire. Ainsi, le zonage distingue 12 modalités qui composent une partition du territoire.

Précisons qu'il a été choisi de modéliser les données en prenant comme référence les caractéristiques de la population en moyenne au niveau national. De plus, les écarts de satisfaction et leur significativité prennent comme référence le niveau moyen national. Ces deux points sont susceptibles de produire des estimations et des comparaisons légèrement différentes de celles obtenues dans le tableau 6. Toutefois, le schéma d'ensemble n'en sera pas affecté.

Les cartes 10 à 12 montrent les niveaux de satisfaction générale dans la vie selon les AAV observés, modélisés (à structure sociodémographique fixée) et les écarts significatifs des niveaux modélisés à la moyenne nationale. En l'absence de modélisation (carte 10), l'association positive globale entre taille des aires et satisfaction moyenne est mise en évidence, ainsi que le fait que les villes-centres présentent un niveau plus faible que leurs couronnes. L'aire de Paris ne fait pas exception si l'on confond Paris intra-muros et sa proche banlieue, qui apparaissent moins bien loties que les communes situées plus en périphérie. Ainsi, la satisfaction observée est maximale dans les communes situées en couronne des aires de taille intermédiaire

(200 à 700 000 habitants) et en grande périphérie parisienne. Elle est au plus bas dans les communes-pôles des aires de petite et très petite taille (moins de 200 000 habitants).

Carte 10 : Niveau de satisfaction générale dans la vie observé par taille d'aire d'attraction des villes et type de commune



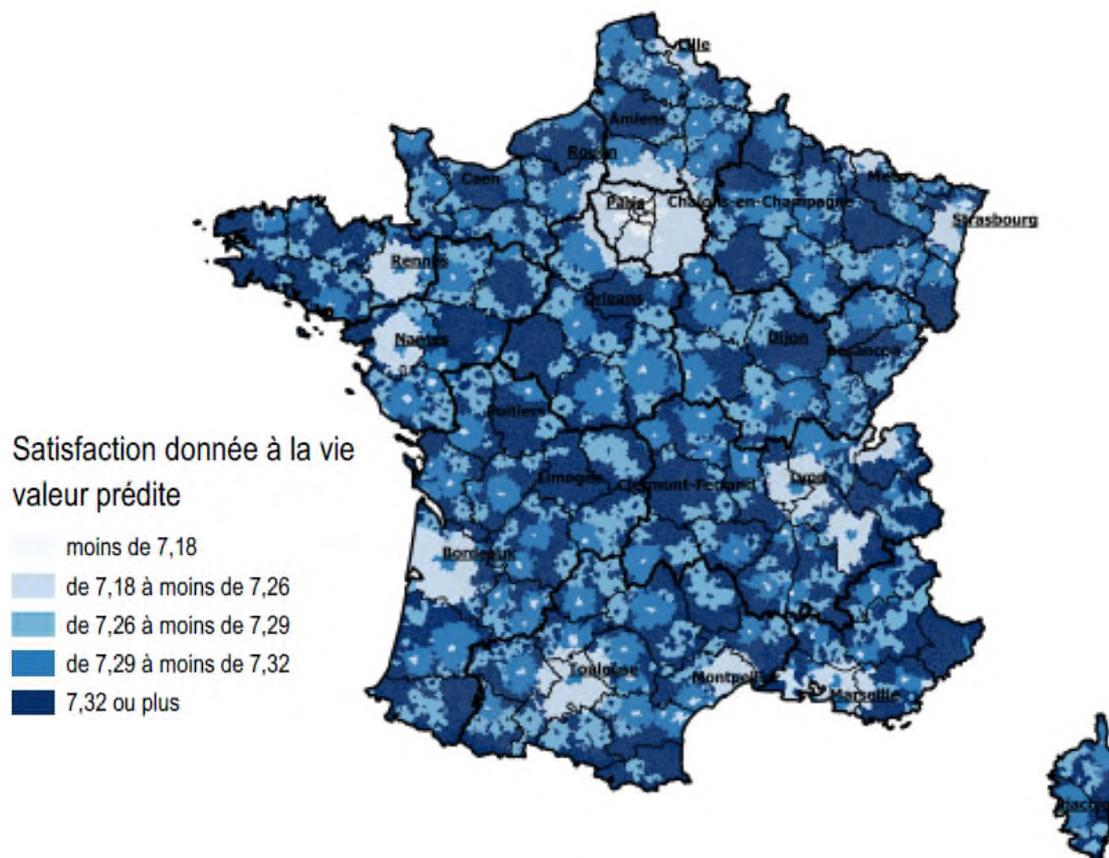
Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

Note : le zonage distingue 12 aires d'attraction des villes qui composent une partition du territoire.

Lorsque la satisfaction est modélisée à structure sociodémographique fixée, les écarts sont plus resserrés et les grandes aires apparaissent moins bien loties que les communes isolées (carte 11) et l'aire de Paris n'y fait pas exception. Les lieux les plus favorables apparaissent ainsi être les pôles des aires de moins de 50 000 habitants, les aires de 200 à 700 000 habitants (couronne et pôle) et les communes hors attraction des villes. On retrouve le même résultat que dans le tableau 6 : l'aire de Paris, et particulièrement la ville elle-même, apparaissent sous un jour peu favorable.

Carte 11 : Niveau de satisfaction générale dans la vie modélisé par taille d'aire d'attraction des villes et type de commune



Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

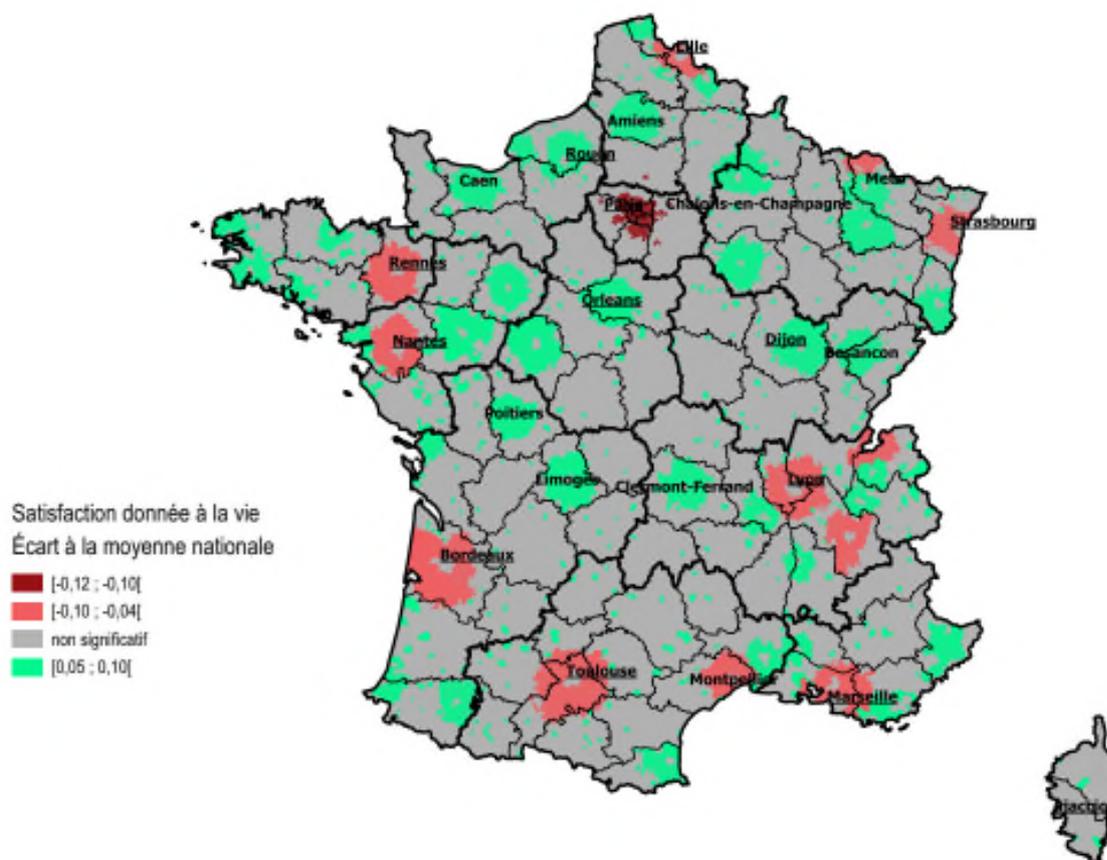
Note : Les structures sociodémographiques des zones sont fixées arbitrairement à la moyenne nationale calculée sur les 10 années.

Note : le zonage distingue 12 aires d'attraction des villes qui composent une partition du territoire.

La carte 12 permet d'objectiver ces écarts : peu d'aires se différencient de la moyenne nationale une fois la structure sociodémographique fixée. La partie centrale de l'aire parisienne (en rouge foncé), ainsi que les couronnes des aires des grandes villes (en rouge plus clair) présentent des niveaux inférieurs à la moyenne, alors que les couronnes des aires de moindre importance (comme Amiens, Dijon, Orléans etc.) et les très petits pôles (Aubusson, Embrun, Dié...) se distinguent par un niveau supérieur (en vert). Il n'y a ainsi pas de préférence systématique pour la ville-centre ou la couronne, la taille de l'aire modulant largement les écarts. La région parisienne continue de se distinguer négativement par rapport à la province. On note que Lorient apparaît en vert comme les autres aires d'attraction des villes de la même catégorie, ce qui illustre le nivellement par la moyenne imposé par ce zonage¹⁷.

17 Cela ne préjuge pas du tout de la justesse de l'effet observé pour l'arrondissement de Lorient à la carte 6. L'agrégation des aires dans une seule catégorie a en effet le mérite de rendre plus robustes les analyses, au prix d'une négligence de la variance spatiale intra-catégorie.

Carte 12 : Significativité des écarts à la moyenne nationale par taille d'aire d'attraction des villes et type de commune (données modélisées)



Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

Note : Les structures sociodémographiques des zones sont fixées arbitrairement à la moyenne nationale calculée sur les 10 années.

Note : le zonage distingue 12 aires d'attraction des villes qui composent une partition du territoire.

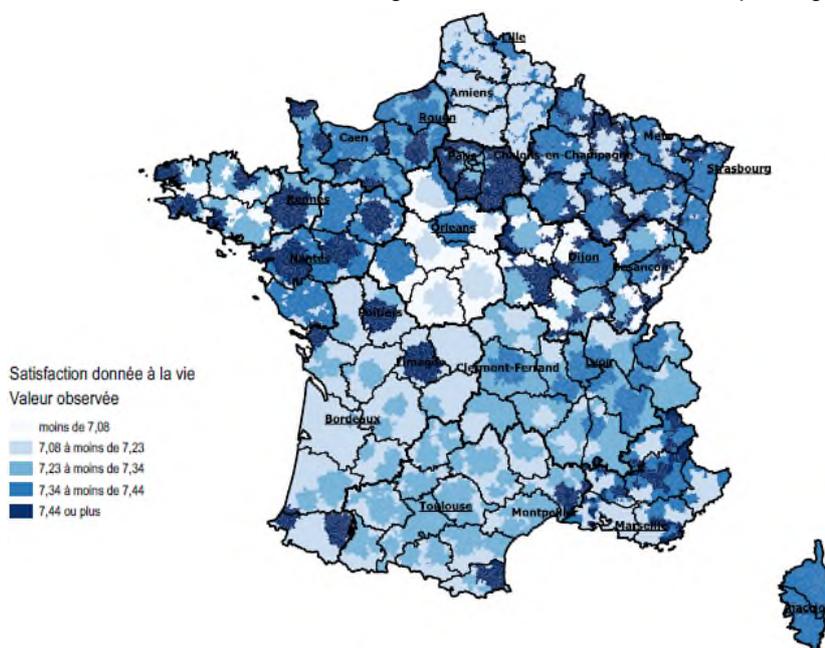
I.2.6 Cartographie selon la taille des aires d'attraction des villes et la région

Il est possible de préciser quelque peu la représentation en bâtissant un zonage hybride croisant la taille des aires d'attraction des villes (6 modalités y compris hors attraction des villes) et les grandes régions, ce qui compose une partition en 61 zones. Pôles et couronne des aires ne sont plus distingués dans ce zonage mais une dimension géographique y est introduite¹⁸.

Les cartes 13, 14 et 15 présentent les niveaux observés puis modélisés (à structure sociodémographique fixée) et enfin les écarts significatifs des niveaux modélisés à la moyenne nationale. La carte des niveaux observés montre que les grandes métropoles présentent généralement des niveaux élevés de satisfaction dans la vie, avec toutefois des variations importantes selon les régions. Cette représentation permet aussi de souligner l'hétérogénéité au sein des régions. Par exemple, dans la région Centre-Val de Loire, Orléans présente un niveau bien supérieur à pratiquement tout le reste de la région, hormis l'agglomération de Tours. La région Grand-Est apparaît très morcelée tandis qu'en Bretagne, le contraste entre le centre et le littoral est clairement visible. Les régions Auvergne-Rhône-Alpes, Occitanie et Nouvelle Aquitaine apparaissent plus homogènes. On observe ainsi que les franges des régions bordant l'Île-de-France apparaissent souvent d'une couleur différente ; c'est particulièrement visible en région Centre-Val de Loire. Cela est dû au fait que les communes concernées appartiennent en fait à l'aire d'attraction de Paris : l'intérêt de cette cartographie réside donc aussi dans le fait qu'elle restitue une part de l'hétérogénéité de cette dernière, qui est masquée dans la cartographie suivant les aires.

La carte des valeurs modélisées présente un tableau très similaire, avec toutefois des écarts plus réduits entre les zones notamment dans le Grand-Est. Il faut garder à l'esprit que les niveaux sont souvent très proches les uns des autres et que par conséquent le choix des bornes définissant les couleurs des cartes a un impact important sur le rendu de ces dernières.

Carte 13 : Niveau de satisfaction générale dans la vie observé par région et taille d'aire d'attraction des villes



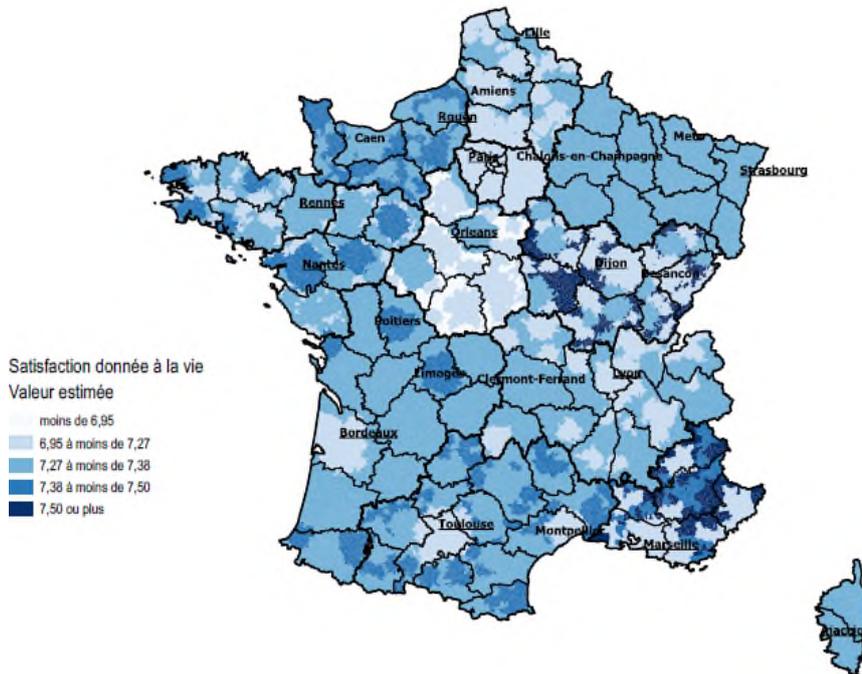
Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

Note : le zonage distingue 61 zones qui composent une partition du territoire.

18 Le nombre de répondants des quatre plus petites zones vaut 59 et 170 (en Corse), 174 (dans les Hauts de France) puis de 208 en Bourgogne-Franche-Comté ; pour les autres, il est compris entre 348 (en Corse) et 10733 (en Île-de-France) ; la médiane est à 2338.

Carte 14 : Niveau de satisfaction générale dans la vie modélisé par région et taille d'aire d'attraction des villes



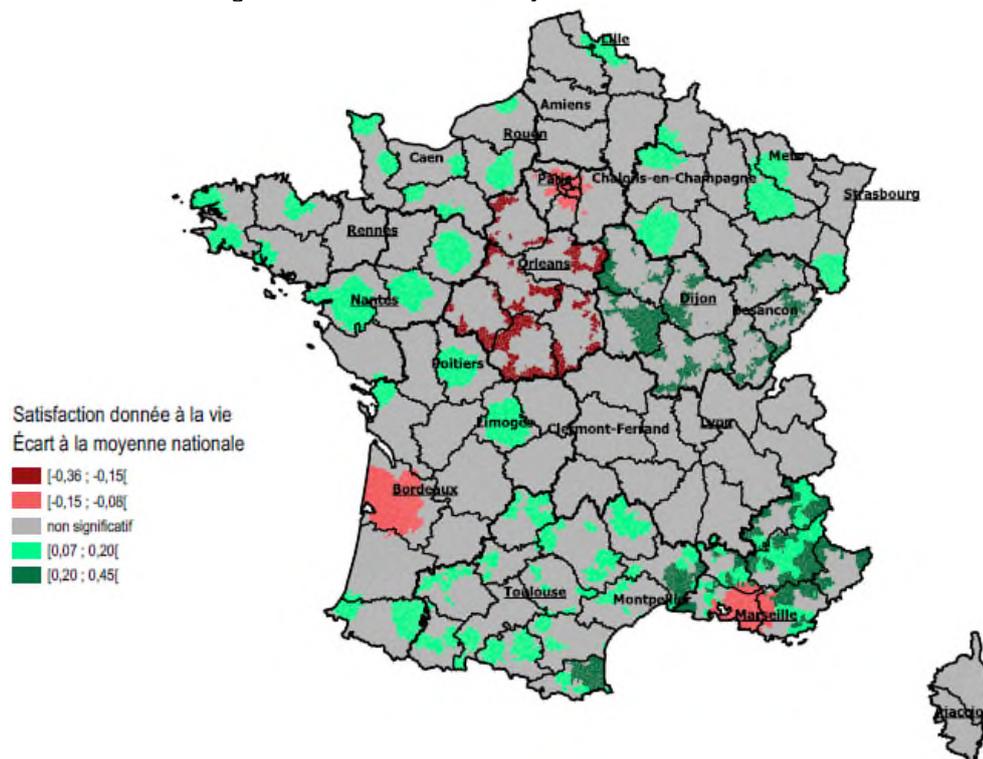
Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

Note : Les structures sociodémographiques des zones sont fixées arbitrairement à la moyenne nationale calculée sur les 10 années.

Note : le zonage distingue 61 zones qui composent une partition du territoire.

Carte 15 : Significativité des écarts de niveaux de satisfaction dans la vie modélisés par taille d'aire d'attraction des villes et région relativement à la moyenne nationale



Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

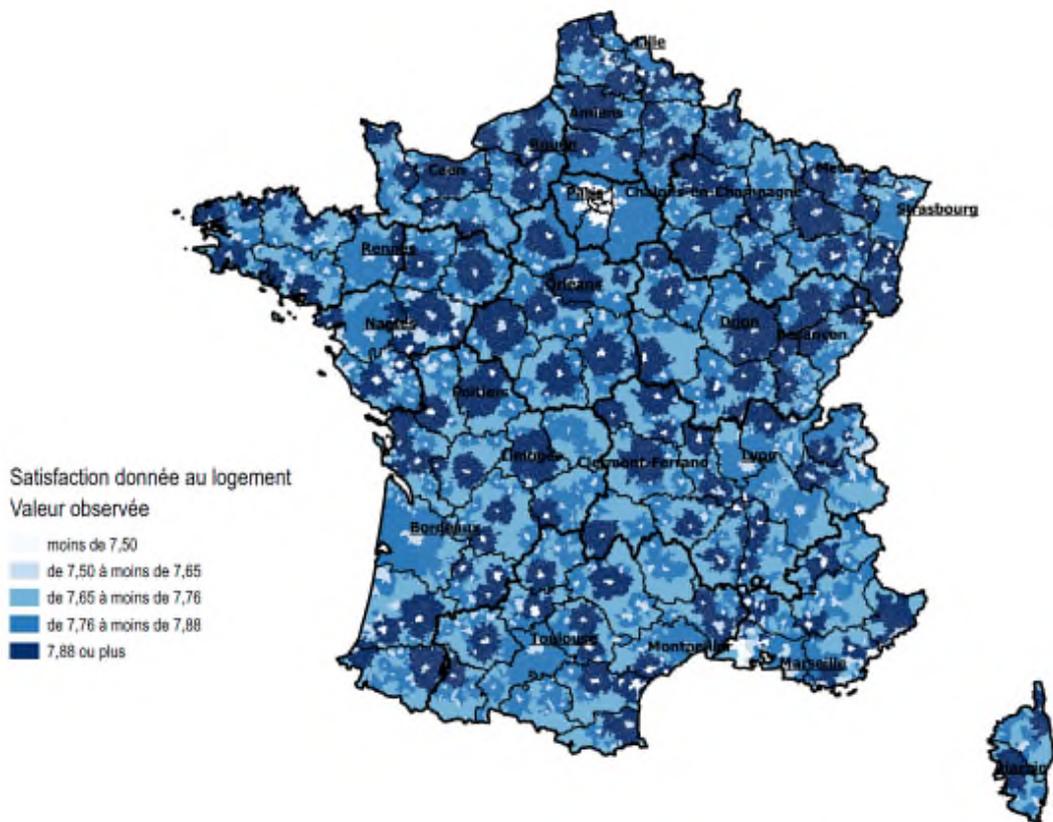
Note : Les structures sociodémographiques des zones sont fixées arbitrairement à la moyenne nationale calculée sur les 10 années. Un t-test compare l'estimation de chaque zone à la moyenne nationale.

Note : le zonage distingue 61 zones qui composent une partition du territoire.

La carte 15 illustre pleinement l'intérêt de la relative autonomie conférée par ce zonage aux tailles d'aires urbaines. En effet, elle met en évidence la diversité des situations de grandes villes et agglomérations dans les différentes régions : Paris et sa petite couronne, Marseille et Bordeaux apparaissent nettement en retrait du national, au contraire de grandes aires comme celles de Nantes, Lille, Limoges, Metz, Nancy, Brest, Quimper, et même Poitiers, Angers et Tours, Chalon-sur-Saône, Bayonne, Pau, Mulhouse etc. La région PACA se distingue ainsi par un niveau moyen supérieur ou très supérieur à la moyenne dans de très nombreuses agglomérations éloignées du littoral (sauf Hyères). La région Centre-Val de Loire ne présente que des aires ayant un niveau inférieur à la moyenne, aucune des grandes agglomérations (Orléans, Montargis, Blois) ne se distinguant de la moyenne.

Enfin, nous avons produit les cartes dérivées du tableau 6 pour la satisfaction relative au logement (sans tenir compte du type de logement, mais en tenant compte de sa surface). Ce sont les cartes 16 à 18. Pour les niveaux observés (carte 16), on observe bien un gradient de satisfaction croissante à mesure que l'on s'éloigne des communes pôles des aires.

Carte 16 : Satisfaction relative au logement observée par taille d'aire d'attraction des villes et type de commune

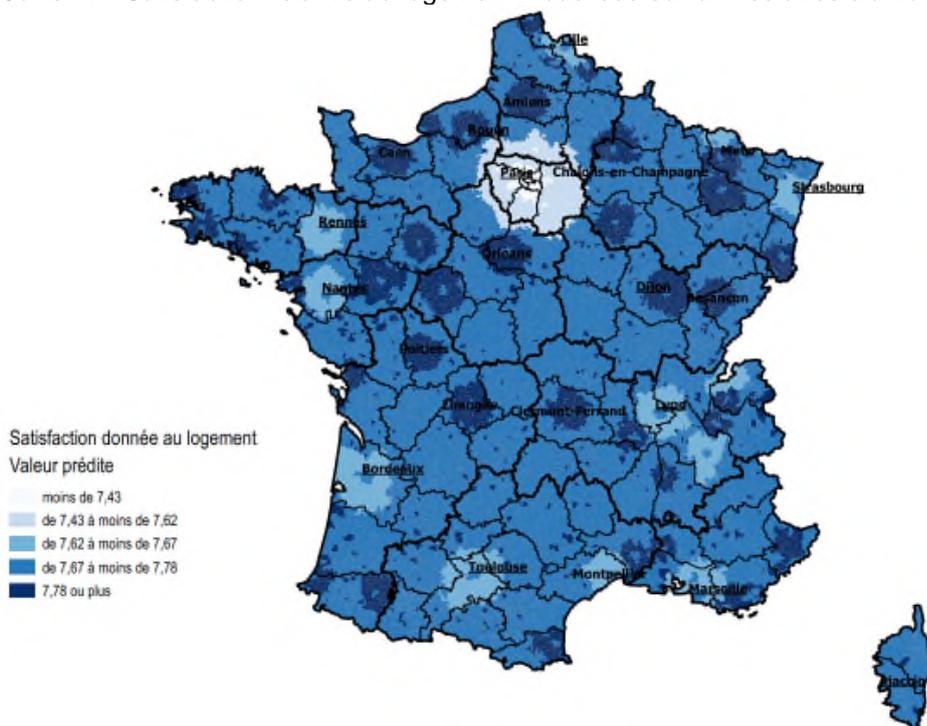


Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

Note : le zonage est celui des 12 aires d'attraction des villes, qui composent une partition du territoire.

Carte 17 : Satisfaction relative au logement modélisée suivant les aires d'attraction des villes

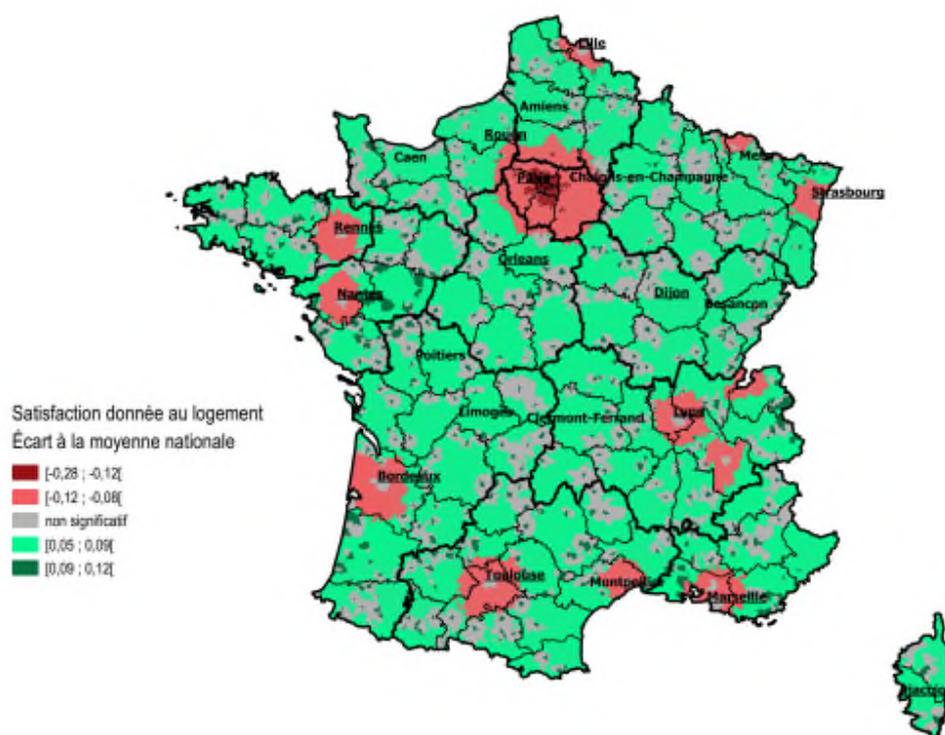


Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

Note : le zonage est celui des 12 aires d'attraction des villes, qui composent une partition du territoire. La modélisation inclut la surface du logement mais pas le type de logement.

Carte 18 : Ecart à la moyenne nationale de la satisfaction relative au logement modélisée par aire d'attraction des villes



Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

Note : le zonage est celui des 12 aires d'attraction des villes, qui composent une partition du territoire. La modélisation inclut la surface du logement mais pas le type de logement. Les structures sociodémographiques des zones sont fixées arbitrairement à la moyenne nationale calculée sur les 10 années. Un t-test compare l'estimation de chaque zone à la moyenne nationale.

I.3 Synthèse de la première partie

Parmi les caractéristiques individuelles, l'âge, le revenu et l'état de santé impactent fortement la satisfaction dans la vie en général. De plus, à caractéristiques équivalentes, vivre seul ou seul avec enfants diminue significativement le niveau de satisfaction. Les facteurs financiers influent également à travers le fait d'exercer un emploi, la surface du logement habité... Ne pas être Français à la naissance diminue également le niveau de satisfaction. Les habitants sont sensibles à la richesse de leur commune, les plus satisfaits habitant les communes les plus riches ; ils sont également sensibles à la taille de l'agglomération et au type de commune dans laquelle ils résident. Ainsi, vivre dans les communes-centres des grandes ou très grandes agglomérations, hors région parisienne, augmente la satisfaction, comparativement au fait de résider à Paris intra-muros. En revanche, en région parisienne, vivre à Paris ou en banlieue proche ou éloignée ne modifie pas le niveau de satisfaction. Enfin, dans les communes hors attraction des villes, le niveau de satisfaction moyen sur la période est significativement supérieur au niveau parisien .

Un constat similaire est fait dans le domaine du logement et de son environnement. La satisfaction est majorée dans les pôles des aires d'attraction des villes de province alors qu'en couronne de ces pôles la satisfaction est au même niveau qu'à Paris. Résider dans les autres communes en pôle de l'aire de Paris (départements limitrophes de Paris que sont les Hauts-de-Seine, la Seine-Saint-Denis et le Val de Marne) diminue significativement la satisfaction liée au logement, en grande partie à cause du département de la Seine-Saint-Denis. Le type de logement a toutefois un gros impact sur la satisfaction : résider en maison de ville mi-toyenne et surtout en pavillon indépendant augmente nettement la satisfaction relative au logement. Ainsi, l'attrait de Paris intra-muros relativement au logement est-il largement dû à l'environnement parisien, dont l'offre sportive et culturelle est plus riche. Si l'on ne contrôle plus le type de logement mais seulement sa surface, le surcroît apparent de satisfaction offert par la capitale s'estompe largement, soulignant la nette satisfaction apportée par le fait d'habiter en maison plutôt qu'en appartement.

Dans le domaine du travail également, la satisfaction est plus basse à Paris et dans toute l'agglomération parisienne que partout ailleurs en province. Elle est maximale dans les aires de petite et moyenne taille. Enfin, concernant les loisirs et les relations sociales, l'effet du territoire de vie est quasiment inexistant.

En Île-de-France, la Seine-Saint-Denis se distingue par des niveaux de satisfaction particulièrement bas que ce soit pour la satisfaction générale dans la vie, le logement, les loisirs et les relations sociales. Une fois prises en compte les caractéristiques individuelles, et notamment celles liées à la qualité du logement, c'est à Paris que la satisfaction générale dans la vie est la plus élevée en région parisienne. Assez curieusement, vis-à-vis du travail, la satisfaction des habitants de banlieue, qu'elle soit proche ou éloignée, est supérieure à celle des Parisiens.

Si l'on s'attache à la localisation géographique, c'est sur le littoral que la satisfaction dans la vie apparaît la plus élevée, en particulier sur la façade atlantique (du Finistère aux Pyrénées-Atlantiques, le Morbihan apparaissant en retrait) et la façade normande (Bretagne nord et Manche). Les grandes aires d'attraction des villes présentent des niveaux moyens de satisfaction dans la vie assez contrastés si l'on distingue les régions : certaines grandes aires sont en dessous de la moyenne nationale (par exemple Marseille), alors que d'autres, de tailles équivalentes, mais situées dans d'autres régions, sont au-dessus (par exemple Lille). Les régions présentent de plus une assez grande hétérogénéité en leur sein. En Île-de-France, les contrastes entre départements sont importants : la Seine-Saint-Denis obtient la note la plus faible, Paris la plus élevée. L'analyse montre une certaine hétérogénéité au sein des départements : chaque département possède au moins un arrondissement où la note modélisée est inférieure à celle de Paris, sauf le Val-de-Marne.

Globalement, l'interprétation des résultats de l'analyse à l'échelle départementale et encore plus à l'échelle des arrondissements doit être prudente : certains résultats sont contre-intuitifs et nécessiteraient des investigations plus poussées afin d'assurer leur robustesse.

Deuxième partie.

Être pauvre, étranger ou chômeur : l'influence du contexte

Les résultats précédents montrent une forte association entre le niveau de vie du ménage et la satisfaction dans la vie. Il en est de même pour le fait d'être au chômage ou le fait d'être né étranger (même la nationalité française a été acquise par la suite). L'interrogation à laquelle nous allons tenter de répondre dans cette partie est la suivante : ces liens sont-ils homogènes partout en France ou faut-il nuancer ces affirmations en fonction du type de territoire ?

II.1. Satisfaction dans la vie en général : l'impact du revenu du ménage est globalement le même partout sur le territoire

Une augmentation de 10 % du niveau de vie du ménage¹⁹ apporte un surcroît de satisfaction générale dans la vie à peu près identique dans toutes les aires d'attraction des villes. Formellement, l'interaction entre le zonage et le logarithme du niveau de vie est significative ($p=0,001$), et quelques écarts relativement à Paris intra-muros se révèlent également significatifs : l'augmentation de 10 % du revenu apporte ainsi davantage de satisfaction dans les communes en couronne des très petites aires, celles de moins de 50 000 habitants (+0,01 point) et dans les communes en couronne des aires de 200 à 700 000 habitants moyennes (+0,01 point) ; inversement, elle apporte moins de satisfaction dans les communes de la couronne de l'aire de Paris qu'aux résidents parisiens (-0,015 point). Ces écarts sont supérieurs à un écart-type de la distribution (environ 0,008 point²⁰) mais restent toutefois très faibles et sans doute pratiquement négligeables étant donné que la moyenne de satisfaction se situe à 7,3 (sur une échelle à 11 positions de 0 à 10)²¹. Sans distinguer entre couronne et pôle pour ne s'intéresser qu'à la taille de l'aire, l'interaction entre le logarithme du revenu et le zonage, bien que significative ($p=0,043$) ne révèle plus aucune différence avec l'aire de Paris prise comme référence.

Une autre façon d'objectiver une influence éventuelle du type de territoire est de créer deux groupes de ménages : d'un côté, les 20 % des ménages déclarant les revenus les plus élevés au niveau national (dernier cinquième²²), de l'autre les 80 % restants²³. Faire partie des ménages aisés en ce sens apporte une satisfaction équivalente à Paris intra-muros et sur tout le territoire (le sens de l'écart est toujours négatif, mais aucun n'est significatif) à l'exception des communes de la couronne de l'aire de Paris (Tableau 7). Dans cette zone, les ménages aisés expriment une satisfaction diminuée de 0,22 point relativement au même type de ménages résidant à Paris intra-muros, ce qui corrobore le résultat précédent.

Si l'on se concentre sur la région Île-de-France plutôt que sur l'aire d'attraction de Paris, l'effet est contrasté par département : figurer parmi les ménages aisés apporte une satisfaction moindre qu'à Paris intra-muros dans les autres départements d'Île-de-France à l'exception de ceux résidant en Seine-Saint-Denis (ceux-ci en retirent un petit surcroît de satisfaction par rapport aux ménages aisés parisiens). Aucune des différences avec la ville de Paris n'est significative, mais la singularité de la Seine-Saint-Denis interpelle. Et en effet, les

19 Le revenu disponible du ménage est ici introduit en continu à l'aide d'un logarithme en base 1,1 : l'augmentation d'un point de logarithme correspond à une augmentation de 10 % du niveau de vie. L'interaction entre le zonage et cette variable est significative : $p=0,001$.

20 L'écart-type brut sur l'ensemble de la période est 0,004, mais est sous-estimé car les mêmes individus répondent plusieurs fois. La correction proposée intègre une modification fondée sur le nombre d'individus différents.

21 A cause de la taille de l'échantillon, de très petites différences deviennent significatives et il faut ainsi accorder une importance particulière à la taille d'effet et à son caractère signifiant (cela a-t-il un sens et une quelconque importance) plutôt que significatif (qui mesure les chances que l'écart soit dû au hasard).

22 Cinquièmes calculés au niveau national à partir du revenu disponible des ménages

23 Le modèle est détaillé en annexe (modèle 3b).

habitants aisés de Seine-Saint-Denis²⁴ retirent 0,24 point de satisfaction supplémentaire comparativement aux mêmes ménages résidant dans le reste de la région. L'explication de ce phénomène est sans doute multifactorielle et son élaboration nécessiterait une investigation ad hoc ; toutefois, on peut remarquer que ce département est le plus pauvre de France : le foncier et l'immobilier y sont en moyenne meilleur marché, le bâti y est moins dense qu'à Paris ; l'offre culturelle et sportive est importante et la proximité de la capitale assure, comme à d'autres départements limitrophes, l'accès à des services très développés, ce qui profite sans doute davantage aux ménages disposant de revenus confortables qu'ailleurs.

Retenons ainsi qu'appartenir au groupe des ménages aisés procure le même surcroît de satisfaction générale à Paris ou ailleurs en France. Il n'y a pas de différence selon le type de territoire de résidence hormis un effet négatif dans l'aire d'attraction de la ville de Paris.

Symétriquement, figurer parmi les ménages modestes (du premier cinquième de niveau de vie) n'a pas le même effet sur la satisfaction générale à Paris et dans le reste de la France. Celle-ci apparaît en effet minorée significativement et de façon conséquente dans tous les territoires par rapport à un ménage résidant à Paris et appartenant au groupe des ménages modestes (sauf la couronne de l'aire parisienne qui est au niveau de Paris intra-muros). Cette diminution atteint 0,21 point pour les ménages habitant les aires de 200 à 700 000 habitants (elle est comprise entre -0,14 et -0,21 si on compare les aires à Paris intra-muros suivant leur taille, sans distinguer les types de communes en leur sein). Ainsi, de façon assez contre-intuitive, la pauvreté à Paris semble, toutes choses égales par ailleurs, avoir une influence moins négative sur la satisfaction qu'ailleurs en France. En région Île-de-France, cet effet est sensible en Seine-Saint-Denis (-0,25 point de satisfaction) et dans le Val d'Oise (-0,27) relativement à Paris intra muros (l'écart par rapport au reste de la région est de -0,20 pour ces deux départements).

Tableau 7 : Modulation de la satisfaction générale relative au fait de résider ailleurs qu'à Paris intra-muros selon les situations

	Appartenir aux 20 % des ménages les plus modestes	Appartenir aux 20 % des ménages les plus aisés	Être au chômage (1)	Être né étranger à l'étranger
Communes hors attraction des villes	-0,15£	-0,07ns	0,46***	0,65***
Aires de moins de 50 000 h	-0,19**	-0,08ns	0,44***	0,44***
Aires de 50 à 200 000 h	-0,19**	-0,10ns	0,40***	0,04ns
Aires de 200 à 700 000 h	-0,21**	-0,06ns	0,43***	0,33***
Aires de 700 000 h ou plus, hors aire de Paris	-0,14£	-0,11£	0,28**	0,13ns
Communes en pôle de l'aire de Paris, hors Paris	-0,16*	-0,06ns	0,34**	0,10ns
Couronne de l'aire de Paris	0,02ns	-0,22**	0,04ns	0,43**
Ville de Paris	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.

(1) Population restreinte aux moins de 65 ans

£, *, **, *** : valeur-p du test de nullité de l'estimation respectivement <0,1, <0,05, <0,01, <0,001, ns non significatif (>=0,1)

Contrôles des caractéristiques individuelles et de celles du logement (voir tableau 6). Pour les deux dernières colonnes, le taux de chômage de la commune et celui du taux d'immigrés dans la commune ont été ajoutés sous formes de cinquièmes.

Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

24 Il s'agit des résidents de Seine-Saint-Denis que leur niveau de vie place parmi les 20 % les plus élevés sur l'ensemble du territoire.

II.2. L'impact négatif du chômage ou du fait d'être né étranger est nettement amplifié à Paris

6,9 % de l'échantillon a déclaré être au chômage au moment de l'enquête, en moyenne sur les années 2010 à 2019. Ce taux moyen connaît des variations suivant le type de territoire : il est minimal en couronne de l'agglomération parisienne (4,9%) et maximal dans les communes-pôle des petites aires de moins de 50 000 habitants (8,8%). Se trouver au chômage a un effet très fortement négatif sur la satisfaction dans la vie en général : cette situation génère une perte de 0,61 point de satisfaction, toutes choses égales par ailleurs. Mais, comme pour le revenu, cette moyenne peut cacher des disparités selon les territoires. En fait, comparativement au fait de se trouver au chômage en habitant Paris, la satisfaction est majorée de 0,3 ou 0,4 point pour les chômeurs résidant partout ailleurs (Tableau 7). Seuls les chômeurs habitant la couronne parisienne ne se distinguent pas des chômeurs parisiens. Ainsi, à caractéristiques équivalentes, c'est à Paris que le chômage pèse le plus négativement sur la satisfaction. Le coût de la vie, très élevé dans la capitale, pourrait fortement contribuer à cet effet.

Le fait d'être né de nationalité étrangère, ou naturalisé français par la suite, est une autre caractéristique impactant négativement la satisfaction. 8,5 % de la population est dans ce cas d'après l'enquête sur notre période d'études et cette part varie de 3,8 % en couronne des plus petites aires à près de 20 % dans les communes en pôle de l'agglomération parisienne hors Paris. La satisfaction décroît de 0,27 point en moyenne pour les personnes concernées par rapport à un individu français à la naissance, toutes choses égales par ailleurs. Là encore, cet effet négatif n'est pas homogène sur le territoire (Tableau 7). Notre analyse montre que c'est à Paris, comme pour le fait d'être chômeur, qu'être né étranger est associé à une réduction maximale du niveau de satisfaction moyen dans la vie. Ainsi, dans cette même situation, la satisfaction est accrue de 0,65 point dans les communes hors attraction des villes et de 0,44 point dans les très petites aires. L'écart avec Paris n'est pas significatif dans certains territoires tels que les aires moyennes (50 à 200 000 h), celles de très grande taille et les communes pôles de région parisienne. En région Île-de-France, la situation n'est pas homogène²⁵ : relativement au fait d'être né étranger et de résider à Paris, la satisfaction est augmentée de 0,40 point en Seine-et-Marne, de 0,55 point dans les Yvelines et les Hauts-de-Seine, mais diminuée de 0,29 point dans le Val-de-Marne et de 0,21 point en Seine-Saint-Denis (cette dernière différence n'étant pas significative au seuil de 5 % : $p=0,104$). Val-de-Marne et Seine-Saint-Denis se distinguent ainsi par un niveau très inférieur à celui du reste de la région (-0,50 point) ; en revanche, Paris ne se distingue pas du reste de la région. L'interprétation de ces résultats est difficile et nécessiterait sans doute des investigations plus poussées.

II.3 Niveau de richesse relatif dans la commune de résidence

Nous avons également cherché à savoir si la position relative du ménage dans sa commune de résidence a une importance : est-il possible que la richesse relative du ménage au sein de sa commune joue différemment sur la satisfaction générale dans la vie²⁶ ? Cette hypothèse est issue de deux idées simples : d'une part en effet, les personnes se comparent plus facilement à leurs voisins et plus largement aux personnes qu'elles croisent dans leur environnement proche qu'à des modèles ou des références abstraites comme les personnes de niveau de vie médian. D'autre part, il est possible que le cadre de vie et les services des communes riches profitent davantage aux ménages modestes que le cadre de vie et les services des communes pauvres. Définissons un ménage « riche dans sa commune » comme un ménage dont le niveau de vie le place parmi les 25 % les plus aisés de sa commune ; inversement, définissons un ménage « pauvre dans sa commune » comme un ménage dont le niveau de vie le place parmi les 25 % les plus modestes de sa com-

25 L'analyse contrôle le cinquième du taux de richesse de la commune et le cinquième du taux d'immigrés au sein de sa population.

26 Les revenus du ménage (HY020) des différentes années sont rendus comparables en les exprimant en euros constants (prise en compte de l'inflation) : l'année 2016 a été choisie comme année de référence, tous les revenus sont exprimés en euros 2016.

mune. On dénombre ainsi dans la population des répondants aux questions sur le bien-être, 33,6 % d'individus « riches dans leur commune » et 15,9 % d'individus « pauvres dans leur commune ».

On montre qu'à niveau de vie donné²⁷, le fait d'être un citoyen « pauvre dans sa commune » (suivant la définition précédente) a toujours un effet négatif, quel que soit le niveau de richesse de la commune : être « pauvre dans sa commune » ôte en moyenne 0,10 point de satisfaction. Mais cet effet n'est pas uniforme : il diminue plus fortement le bien-être des résidents des communes pauvres (premier, deuxième et troisième cinquième de revenu médian de la commune) en comparaison des résidents des communes plus riches (cinquième 4 ou 5). L'écart atteint 0,06 point et est significatif ($p=0,0127$). Ainsi, être « pauvre dans sa commune » (suivant notre définition) affecte davantage la satisfaction générale dans la vie lorsque la commune de résidence compte parmi les moins favorisées : les citoyens les plus « pauvres de leur commune » tirent davantage de la richesse de leur commune de résidence, bien que cet effet soit modeste en comparaison de celui du revenu²⁸. En revanche et de façon cohérente avec l'analyse précédente ayant conclu à l'uniformité de l'effet de la possession d'un niveau de vie aisé sur tout le territoire, le fait d'être parmi les citoyens riches de sa commune a le même effet sur le niveau de la satisfaction dans la vie quel que soit le niveau de richesse de la commune de résidence : pour les habitants aisés d'une commune, que celle-ci fasse partie du groupe des communes favorisées ou non n'a pas d'impact sur la satisfaction qu'ils expriment en moyenne.

II.4. Taux de chômage et part de population immigrée : un effet surtout sensible pour les concernés

Le taux de chômage communal affecte peu la satisfaction générale dans la vie : celle-ci n'est diminuée que de 0,06** point lorsque le taux de chômage de la commune augmente et passe du premier cinquième (comme référence) au dernier²⁹. En revanche, il affecte davantage la satisfaction des chômeurs eux-mêmes : le fait d'être chômeur dans une commune à faible taux de chômage (premier cinquième) augmente la satisfaction de 0,16 point par rapport aux chômeurs de caractéristiques comparables mais résidant dans les communes où le taux de chômage est le plus élevé (dernier cinquième). L'écart d'effet estimé entre les communes des cinquièmes intermédiaires et le dernier n'est pas significatif. Seul le fait de résider dans une commune où le chômage est au plus bas relativement au reste du territoire métropolitain majore significativement la satisfaction des chômeurs comparativement aux autres chômeurs du territoire (tableau 8).

Un effet similaire mais d'amplitude plus forte est observé pour le taux d'immigrés dans la population communale. Celui-ci a un rôle global négligeable sur la satisfaction générale dans la vie (la diminution observée de 0,03 point entre les communes du premier et du dernier cinquième n'est pas significative)³⁰. En revanche, son élévation affecte négativement la satisfaction des personnes étrangères à la naissance³¹ et l'effet est nettement plus prononcé. Ainsi, pour les personnes étrangères de naissance, la satisfaction

27 Le modèle est détaillé en annexe (modèle 3f). Le contrôle du revenu est assuré par le logarithme du niveau de vie du ménage.

28 Pour mémoire, les ménages que leur niveau de vie placent dans le dernier cinquième de la distribution nationale ont une satisfaction générale dans la vie augmentée de 0,36 point relativement à ceux du premier cinquième.

29 Ces analyses comprennent un ajustement sur le cinquième de taux d'immigrés dans la population communale ; toutefois, les estimations ne sont pas substantiellement modifiées lorsque ce dernier contrôle est omis. L'interaction cinquième de taux de chômage / chômage est significative (p -valeur pour le test de type 3 < 0,001). L'analyse est menée sur la population âgée de moins de 70 ans.

30 Ces analyses comprennent un ajustement sur le cinquième de taux de chômage communal ; toutefois, les estimations ne sont pas substantiellement modifiées lorsque ce dernier contrôle est omis. L'interaction cinquième de taux d'immigrés / nationalité étrangère à la naissance est significative (p -valeur pour le test de type 3 < 0,001). L'analyse est menée sur l'ensemble de la population.

31 Les notions d'« immigré » et de « personne étrangère à la naissance » diffèrent stricto sensu (la considération du pays de naissance des parents est nécessaire à la notion d'immigré, ce qui n'a pas été fait dans cette étude). Toutefois, en pratique, les populations repérées par les deux notions sont, quantitativement, assez proches. Par exemple, en 2019 dans SRCV, parmi les étrangers au moment de l'enquête, 2% sont nés en France donc non immigrés au sens Insee ; inversement, parmi les naturalisés au moment de l'enquête, 12% sont nés en France donc non immigrés. Au total, parmi les nés étrangers (naturalisés ou non), 92% sont immigrés ; parmi les immigrés, 100% sont nés étrangers. La définition d'immigré figure ici : <https://www.insee.fr/fr/metadonnees/definition/c1328>.

augmente lorsque le taux d'immigrés dans la population communale diminue. Habiter dans les communes à faible taux d'immigrés augmente la satisfaction générale de 0,20 point quand on est soi-même étranger de naissance par rapport à ceux qui habitent dans les communes où le taux d'immigrés est plus élevé (tableau 8).

Ce résultat pourrait refléter des conditions de vie, d'emploi ou de logement moins favorables dans les communes à fort taux de chômage ou à fort taux d'immigrés et qui ne seraient pas captées par les variables du modèle. Des investigations plus poussées seraient nécessaires pour mieux en cerner le sens et les limites.

Tableau 8 : Effet du contexte communal sur la satisfaction générale pour les populations concernées

	Place de la commune dans la distribution des taux				
	1 ^{er} cinquième (taux les plus faibles)	2 ^{ème}	3 ^{ème}	4 ^{ème}	5 ^{ème} cinquième (taux les plus élevés)
Être au chômage ⁽¹⁾	0,16*	0,01 ^{ns}	0,03 ^{ns}	0,04 ^{ns}	Ref.
Etre né à l'étranger	0,24**	0,33***	0,18**	0,08 ^{ns}	Ref.

(1) Population restreinte aux moins de 65 ans.

£, *, **, *** : valeur-p du test de nullité de l'estimation respectivement <0,1, <0,05, <0,01, <0,001, ns non significatif (>=0,1)

Lecture : comparativement aux communes à fort taux de chômage, résider dans les 20 % des communes où celui-ci est le plus faible majore la satisfaction dans la vie en général de +0,16 point pour les personnes au chômage.

Contrôle des caractéristiques individuelles et du logement (voir tableau 6) avec en plus le cinquième du taux de chômage communal ou celui du taux d'immigrés interagissant avec la caractéristique concernée.

Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

II.5. Logement, loisirs : l'influence différenciée du revenu suivant le territoire

L'effet différencié du revenu sur la satisfaction liée au logement et à son environnement s'observe dans l'agglomération parisienne et dans les communes isolées ou des très petites aires. Toutes choses égales par ailleurs, mais sans contrôler le type de logement, une augmentation de 10 % du niveau de vie apporte la même satisfaction relativement au logement à Paris que dans les autres aires d'attraction des villes³². Dans les communes de la banlieue parisienne, il y a un gain, faible mais significatif, de satisfaction par rapport à la ville de Paris (+0,02 point, p<0,001). Dans les communes situées en dehors des aires ou dans les aires de moins de 50 000 habitants, il est du même ordre (+0,01 point). L'effet est plus visible en opposant les 40 % de ménages les plus aisés aux autres (tableau 9). Pour ces ménages, la satisfaction liée au logement est augmentée hors de Paris, mais dans trois types de communes seulement : dans les communes hors attraction des villes (+0,16 oint) et surtout dans le reste de l'agglomération parisienne (+0,21 pour les autres communes en pôle et +0,25 pour la couronne). Autrement dit, dans ces territoires uniquement, disposer d'un niveau de vie parmi les 40 % les plus élevés procure un bien-être lié au logement accru et ce gain est plus élevé que celui ressenti par les parisiens disposant du même niveau de vie. Or, puisque les prix de l'immobilier sont beaucoup plus hauts à Paris, un revenu supplémentaire en province devrait procurer un surcroît de satisfaction en général nettement plus élevé qu'à Paris. Ce n'est pas le cas : ce résultat montre que la satisfaction liée au logement ne dépend pas que d'un aspect financier, la proximité et la multiplicité des services, des commerces, des loisirs et des emplois qu'on trouve à Paris a un rôle important également, et peut-être en va-t-il aussi d'un prestige supposé attaché à la ville de Paris.

32 Une analyse menée en contrôlant le type de logement fournit les mêmes résultats.

Concernant la satisfaction vis-à-vis des loisirs, même si les écarts sont faibles, une augmentation de 10 % des revenus est plus favorable à Paris que sur l'ensemble des autres territoires. En reprenant la même catégorisation des ménages, appartenir aux 40 % de ménages ayant le plus haut revenu procure un net supplément de satisfaction à Paris par rapport à toutes les autres catégories de communes (de +0,26 à +0,42 point selon le type de commune), y compris pour les autres communes en pôle de l'agglomération parisienne ou les pôles des plus grandes aires. À Paris où l'offre de loisirs est à proximité et très diversifiée, la limitation des loisirs provient sans conteste du coût financier de ces loisirs. Ce constat est sans doute moins marqué dans les autres territoires où l'offre est plus limitée et l'aspect financier de l'accès à ces loisirs est peut-être un frein moins important qu'à Paris.

Tableau 9 : Modulation de la satisfaction apporté par le fait de résider ailleurs qu'à Paris quand le ménage appartient aux 40 % des ménages les plus riches

	Satisfaction liée au logement	Satisfaction liée aux loisirs
Communes hors attraction des villes	0,16*	-0,35***
Aires de moins de 50 000 h	0,09ns	-0,38***
Aires de 50 à 200 000 h	0,03ns	-0,40***
Aires de 200 à 700 000 h	0,07ns	-0,34***
Aires de 700 000 h ou plus, hors aire de Paris	0,08ns	-0,32***
Communes en pôle de l'aire de Paris, hors Paris	0,21***	-0,26**
Couronne de l'aire de Paris	0,25***	-0,42***
Ville de Paris	Ref.	Ref.

Lecture : comparativement à Paris, figurer dans les 40 % des ménages les plus élevés majore la satisfaction relative au logement de +0,25 point dans les communes de la couronne de l'aire de Paris, à caractéristiques comparables.

Contrôles des caractéristiques individuelles, du revenu du ménage et du cinquième de revenu de la commune. Concernant la satisfaction relative au logement, le type de logement n'est pas inclus dans les variables de contrôle.

*£, *, **, *** : valeur-p du test de nullité de l'estimation respectivement <0,1, <0,05, <0,01, <0,001, ns non significatif (>=0,1)*

Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

Satisfaction par rapport au travail et aux relations sociales

Dans ces deux domaines, la satisfaction semble indépendante des interactions revenus-type de territoire. Un supplément de revenu dans un type de commune plutôt que dans une autre n'apporte pas de supplément différencié de satisfaction.

II.6 Synthèse de la deuxième partie

Concernant la vie en général, en moyenne sur nos années d'observation, une hausse de 10 % du revenu apporte partout à peu près le même surcroît de satisfaction générale dans la vie. Néanmoins, en Île-de-France, les ménages aisés (appartenant au dernier cinquième de la distribution des niveaux de vie) ont une satisfaction diminuée de 0,22 point relativement à leurs homologues de la ville de Paris. Cet effet n'est pas homogène : en Seine-Saint-Denis, département le plus pauvre de France, les ménages en retirent au contraire un petit surcroît de satisfaction. En revanche, faire partie des ménages modestes (du premier cinquième de niveau de vie) réduit moins la satisfaction des habitants de la ville de Paris que de ceux des autres parties du territoire. C'est particulièrement le cas pour les habitants des aires de 200 à 700 000 habitants (-0,21 points) et, en Île-de-France, de ceux de Seine-Saint-Denis et du Val-d'Oise (-0,3 point environ). On note enfin que l'impact négatif de se trouver au chômage ou d'être né étranger est nettement amplifié à Paris. Concernant le logement, appartenir à un ménage aisé augmente partout le niveau de satisfaction par rapport aux résidents parisiens, et de façon particulièrement frappante pour ceux de la banlieue parisienne. Inversement, concernant les loisirs, appartenir à un ménage aisé est nettement plus avantageux à Paris qu'ailleurs où le surcroît de satisfaction atteint 0,3 à 0,4 point par rapport au reste du pays. Relativement au travail et aux relations sociales, un gain identique de satisfaction est procuré par une hausse du revenu du ménage quel que soit le territoire. L'effet de la richesse de la commune sur la satisfaction générale dans la vie est globalement le même quel que soit le revenu des ménages. Toutefois, le positionnement relatif du ménage au sein de sa commune de résidence a une certaine importance : les citoyens « pauvres » d'une commune (c'est-à-dire faisant partie des 25 % des ménages les plus pauvres au niveau communal) retirent davantage de satisfaction lorsqu'ils résident dans une commune riche qu'une commune pauvre, alors qu'aucun effet analogue n'est observé pour les citoyens « riches ». La richesse de la commune semble ainsi améliorer le quotidien des ménages les moins favorisés, bien que cet effet soit mineur relativement à l'effet du niveau de vie du ménage. De même, le déficit de satisfaction associé au chômage est d'autant plus important que la part des chômeurs dans la population communale est élevée ; et il en va de même pour la relation entre le fait de ne pas être français à la naissance et la part d'immigrés dans la population communale.

Troisième partie : évolution de la satisfaction dans les territoires

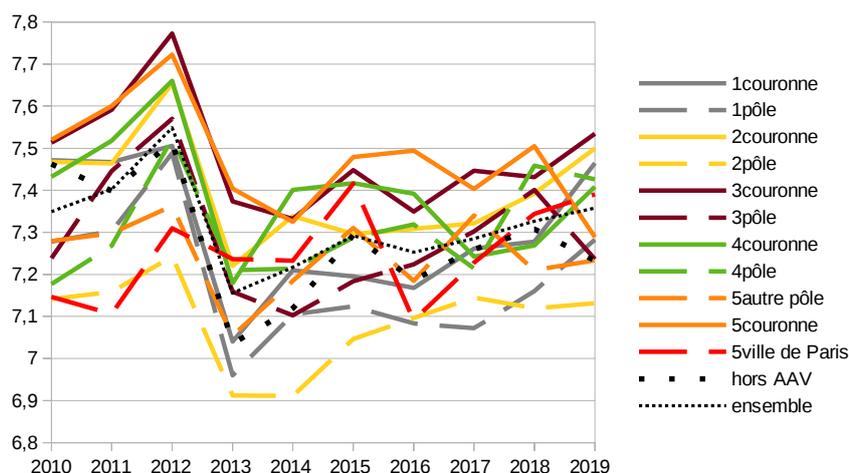
La troisième partie de l'étude s'attache à décrire les évolutions du niveau de satisfaction générale dans la vie entre 2010 et 2019 au sein des différents types de territoire. Il s'agira notamment de savoir si certains ont connu des évolutions plus favorables que d'autres. Les territoires peuvent en effet connaître des dynamiques économiques ou démographiques différentes, ce qui pourrait influencer sur le ressenti des populations. Certains types de communes, notamment les communes rattachées à des agglomérations de grande taille, se sont fortement développés ces dernières années alors que la plupart des villes moyennes ont vu leur population décliner et les commerces de centre-ville soit disparaître complètement, soit s'installer en périphérie (Cauzabiel et Guymarc 2019). Comme indiqué dans l'introduction, nous ne chercherons pas à expliquer les évolutions de la satisfaction par celles des lieux de vie des répondants : notre but est essentiellement descriptif. Il s'agira pour nous de décrire les évolutions des niveaux de satisfaction exprimés par les habitants des territoires décrits suivant certains zonages, en neutralisant essentiellement les caractéristiques de leurs habitants.

Pour plus de lisibilité des graphiques, la légende ne reprend pas le libellé entier de chaque territoire. La correspondance entre les abréviations et les appellations développées figure en annexe.

III.1. Description des évolutions et de la modélisation

Deux périodes peuvent aisément être distinguées dans les évolutions des niveaux observés de satisfaction : 2010-2012 puis 2013-2019, la transition entre les deux apparaissant comme une nette rupture séparant deux périodes de croissances similaires pour toutes les catégories de communes (graphique 7). Comme nous l'avons rappelé dans l'introduction (cf. graphiques 2 et 3), la rupture observée entre 2012 et 2013 est concomitante de deux phénomènes : d'une part le changement de cadre d'emploi des enquêteurs en 2013, qui a transitoirement mais très fortement affecté la conduite des enquêtes en face-à-face de l'Insee, et d'autre part le rebond de la crise économique débutée en 2008, dont les effets furent la montée du taux de chômage, du taux de pauvreté monétaire et des inégalités.

Graphique 7 : Évolution du niveau de satisfaction générale observé selon les aires d'attraction des villes entre 2010 et 2019



Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus
Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

La dispersion des notes est globalement stable et a même tendance à se réduire au cours du temps (l'écart-type mesuré en 2019 est inférieur à celui de 2010 pour 11 types d'aires d'attraction des villes sur 12). En particulier, le premier quartile, c'est-à-dire la note distinguant les 25 % de personnes fournissant la note de satisfaction la plus basse, est remarquablement stable au cours du temps : il est compris entre 6 et 7 suivant l'aire d'attraction des villes. Le quartile mesuré en 2019 est supérieur ou égal à celui de 2010 dans 10 cas sur 12 : il n'est inférieur (6 vs 7) que pour les communes hors des aires d'attraction des villes et les villes de la couronne de l'aire d'attraction de Paris. On peut vérifier que les dispersions des notes de satisfaction en 2013 sont également plus faibles que celles mesurées en 2010 pour 11 des 12 types d'aires (seule celle de Paris intra-muros augmente) ; elles ne se distinguent globalement pas de leurs moyennes sur la période.

Deux approches peuvent donc être proposées *a priori* pour tenir compte de cette évolution temporelle heurtée. Il est possible de ne rien modifier, donc de modéliser directement les données collectées : ce sera l'objet des deuxième et troisième sections de cette partie (portant sur les aires d'attraction des villes et les tailles d'unités urbaines, respectivement). Cette approche permet de modéliser les évolutions absolues des notes moyennes de satisfaction et de comparer les territoires à celui qui est pris comme référence, le plus souvent la ville de Paris. Les représentations graphiques exposent alors le niveau, observé ou modélisé. Alternativement, il est possible de centrer les données : dans ce cas, c'est l'écart de satisfaction individuelle à la moyenne nationale qui est modélisé, l'évolution de cette dernière étant neutralisée. Dans cette approche, on compare les niveaux des territoires à la moyenne nationale, et les écarts des pentes des évolutions des territoires à la pente de l'évolution de la moyenne nationale, qui vaut 0 par construction. Par souci de brièveté, les analyses sur données centrées ne seront pas représentées, car leurs résultats sont très proches et les conclusions inchangées.

La modélisation, c'est-à-dire l'estimation de la satisfaction moyenne annuelle dans les territoires en fixant les caractéristiques individuelles de la population du territoire à celles de la moyenne nationale, offrira une représentation correcte de la réalité à trois conditions : si la représentativité des échantillons de répondants des différents territoires est assurée et est constante au cours du temps (notamment durant la rupture 2012-2013) ou bien si elle est globalement assurée sur la période 2010-2019 ; si la façon de répondre à la question sur la satisfaction est invariante dans l'espace (en particulier suivant la taille d'unité urbaine, ce qui est faux dès lors qu'on considère la structure d'un ensemble de satisfactions : voir dans l'introduction la section **1.4.4 Comparaisons géographiques et temporelles et invariances de mesures**) ; si enfin l'invariance de mesure est vraie dans le temps pour les habitants des différentes zones géographiques étudiées. Nous considérerons ici que les hypothèses d'invariance sont non-vérifiées (ce qui est le plus vraisemblable). Cela implique seulement de ne pas interpréter les évolutions comme si les différentes composantes de la satisfaction dans la vie avaient la même importance au cours du temps ou entre les zones géographiques. La note de satisfaction n'est pas remise en cause, seulement on s'interdira de dire qu'elle signifie la même chose dans le temps ou l'espace.

Sur l'hypothèse de représentativité, l'enquête SRCV étant en panel, la représentativité de l'échantillon sélectionné pour l'enquête est globalement stable d'année en année, car seul un cinquième est renouvelé : le risque de changement brusque de représentativité est relativement faible, dès lors que la zone concernée est de taille suffisante, ce qui est le cas des zonages considérés³³. En revanche, il se peut que les effets conjugués de la crise économique et du changement de cadre d'emploi des enquêteurs visibles en 2013 aient affecté de façon différente les efforts de collecte dans les territoires étudiés. En l'absence de taux de collecte et de données détaillées sur les échantillons mis en collecte par territoire, il est impossible de répondre simplement à cette question. Toutefois, l'examen de l'ampleur relative de la rupture 2012-2013 en termes de niveau moyen de satisfaction générale dans la vie est instructive. La baisse moyenne est de 5,2 % et oscille, à l'exception de la ville de Paris, entre 4,1 % et 7,1 %. Pour cette dernière, la chute n'est en revanche que de 1,0 % : elle n'a que très peu été affectée (tableau 10). Le constat vaut, dans une moindre mesure, pour les communes des grandes aires et en particulier leurs pôles (dans les aires de moins de

33 Ce n'est plus vrai à l'échelle départementale, au moins pour le département de la Haute Marne (52), au sein duquel on ne dénombre aucun répondant en 2018 et 2019, alors que les effectifs diminuent progressivement de 68 à 12 entre 2010 et 2017.

700 000 habitants) et dans les communes d'Île-de-France hors Paris. Il est ainsi raisonnable de penser que l'année 2013 a affecté différemment la collecte en milieu très urbain et en particulier en Île-de-France, du point de vue de la mesure de la satisfaction³⁴.

Nous avons par ailleurs pu vérifier qu'au plan national (cf. partie I), la relation entre l'âge et la satisfaction générale dans la vie est différente en 2013 (et 2014) qu'en 2010, 2011 ou 2018 et 2019. Cela étaye le soupçon à l'encontre de l'année 2013 qui se montre relativement atypique sur plusieurs points.

Tableau 10 : Ampleur de la rupture 2012-2013 sur la note de satisfaction générale dans le vie par type d'aire d'attraction des villes (données observées)

	2012	2013	Ecart 2012-2013	Différence relative
Couronne des aires de moins de 50 000 h	7,51	7,04	0,46	6,2%
Pôle des aires de moins de 50 000 h	7,49	6,96	0,53	7,1%
Couronne des aires de 50 à moins de 200 000 h	7,65	7,22	0,43	5,7%
Pôle des aires de 50 à moins de 200 000 h	7,24	6,91	0,33	4,6%
Couronne des aires de 200 à moins de 700 000 h	7,77	7,37	0,4	5,1%
Pôle des aires de 200 à moins de 700 000 h	7,57	7,16	0,41	5,4%
Couronne des aires de 700 000 h ou plus	7,66	7,18	0,48	6,3%
Pôle des aires de 700 000 h ou plus	7,52	7,21	0,31	4,2%
Autres communes en pôle de l'aire de Paris	7,36	7,05	0,31	4,2%
Couronne de l'aire de Paris	7,72	7,4	0,32	4,1%
Ville de Paris	7,31	7,24	0,07	1,0%
Communes hors attraction des villes	7,51	7,04	0,48	6,4%
Ensemble	7,55	7,16	0,39	5,2%

Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

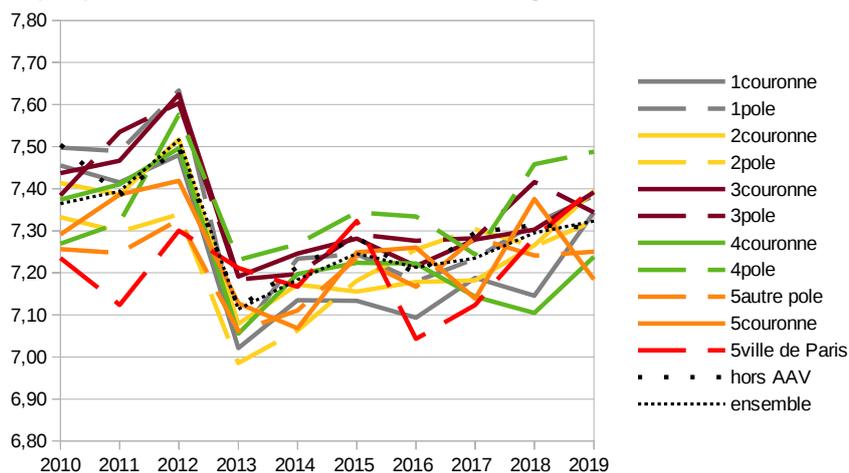
Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

34 Cela peut être dû à un problème de collecte spécifique –la région se distinguant généralement par des taux de collecte inférieurs à ceux des autres en raison de la plus grande difficulté d'accès aux logements collectifs qui y sont nombreux- ou bien par un impact particulièrement faible de la crise sur les emplois et les conditions de vie des habitants de la capitale.

III.2. Evolution de la satisfaction générale dans la vie suivant les aires d'attraction des villes

L'évolution heurtée des satisfactions n'est pas le fait d'un changement de composition des échantillons du point de vue des variables sociodémographiques, comme le prouve le graphique 8 issu d'une modélisation prenant en compte les variables étudiées jusqu'à présent dans ce travail³⁵. Celui-ci ressemble en effet beaucoup au graphique 7 représentant les valeurs moyennes observées, la principale différence étant la réduction des écarts entre les différents types de communes.

Graphique 8 : Modélisation de la satisfaction générale dans la vie suivant l'aire d'attraction des villes



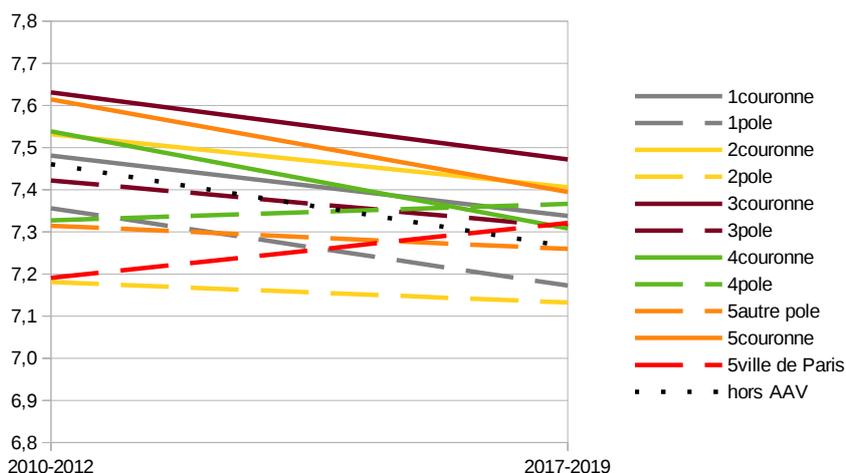
Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

L'évolution étant heurtée, et considérant que la période de rupture 2013 est affectée d'incertitude, on peut envisager de comparer les moyennes sur les trois premières années et les trois dernières. Cela permet de résumer les évolutions de façon simple, en s'abstrayant des fluctuations annuelles et de la dynamique complète du phénomène.

35 Cette modélisation comprend toutes les variables individuelles et contextuelles présentées tableau 6, plus une indicatrice pour chaque année et une interaction entre celles-ci et le zonage en aire d'attraction des villes, ce qui autorise des variations annuelles propres pour chaque niveau du zonage, sans forme imposée. Les moyennes représentées fixent les compositions des populations aux moyennes observées dans l'échantillon national sur l'ensemble des années 2010-2019.

Graphique 9 : Comparaison des niveaux de satisfaction générale dans la vie observés suivant l'aire d'attraction des villes, en 2010-2012 et 2017-2019.



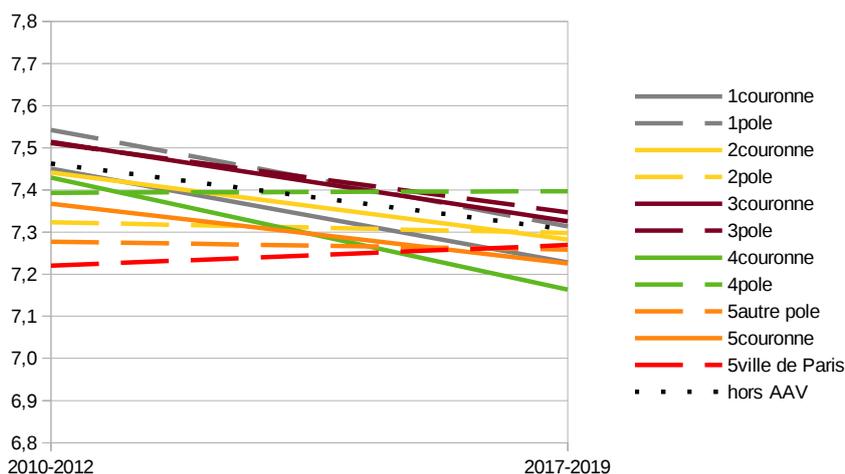
Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

Note : il s'agit d'une comparaison de moyennes calculées en deux points (2010-2012 et 2017-2019) et non de modélisations d'évolutions linéaires : le format de graphique est conservé pour faciliter l'identification des AAV et leur comparaison avec le graphique 8.

La plupart des territoires connaissent une diminution de leur satisfaction moyenne observée (graphique 9). La baisse est significative sauf pour les communes en pôle de 50 à 199 999 habitants (« 2pole » dans le graphique et les communes pôles de l'agglomération parisienne (hormis Paris). Si les communes en pôle des plus grandes aires et la ville de Paris présentent une légère augmentation contrastant avec la tendance générale, celle-ci n'est pas significative. Si l'on considère les valeurs prédites par le modèle, qui sont obtenues en neutralisant les éventuelles variations sociodémographiques des échantillons de répondants, la tendance générale est encore à la baisse (graphique 10). Mais la variation n'est pas toujours significative (elle ne l'est pas pour les communes de l'aire de Paris hors ville de Paris et les communes en pôle de 50 à 199 999 habitants). La ville de Paris et les communes pôles des grandes aires (4pole) présentent des évolutions faiblement orientées à la hausse, mais sans que celles-ci soient significatives : leur niveau de satisfaction dans la vie en général peut donc être considéré stable dans cette approche.

Graphique 10 : Comparaison des niveaux de satisfaction générale dans la vie modélisés suivant l'aire d'attraction des villes, en 2010-2012 et 2017-2019.



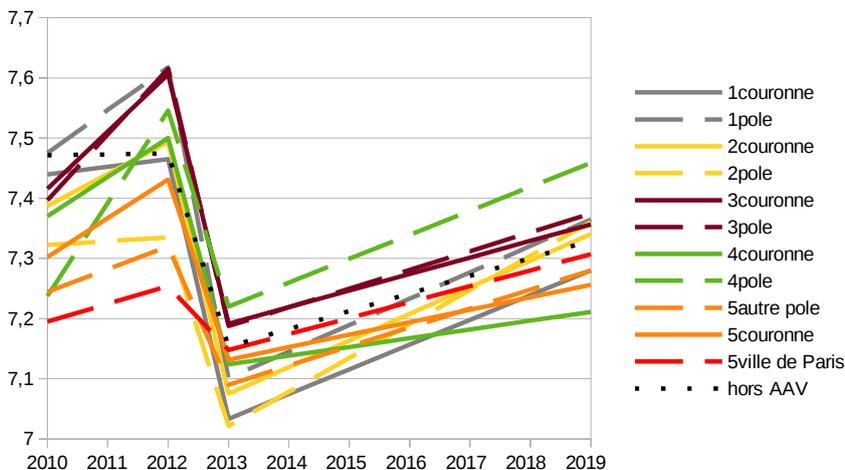
Notes : Voir note graphique 9. Les moyennes sont obtenues à l'aide du modèle servant de base au graphique 8.

Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

Sur l'ensemble de la période, il est possible de modéliser l'évolution en introduisant un codage linéaire par parties de l'action du temps³⁶. La modélisation, qui présente une bonne adéquation avec les données, est représentée graphique 11. Au-delà de ce résumé global, il reste toutefois indispensable d'étudier séparément les deux périodes pour déceler les différences de trajectoire des aires.

Graphique 11 : Modélisation de l'évolution du niveau de satisfaction générale dans la vie suivant les aires d'attraction des villes



Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

Première période : 2010-2012

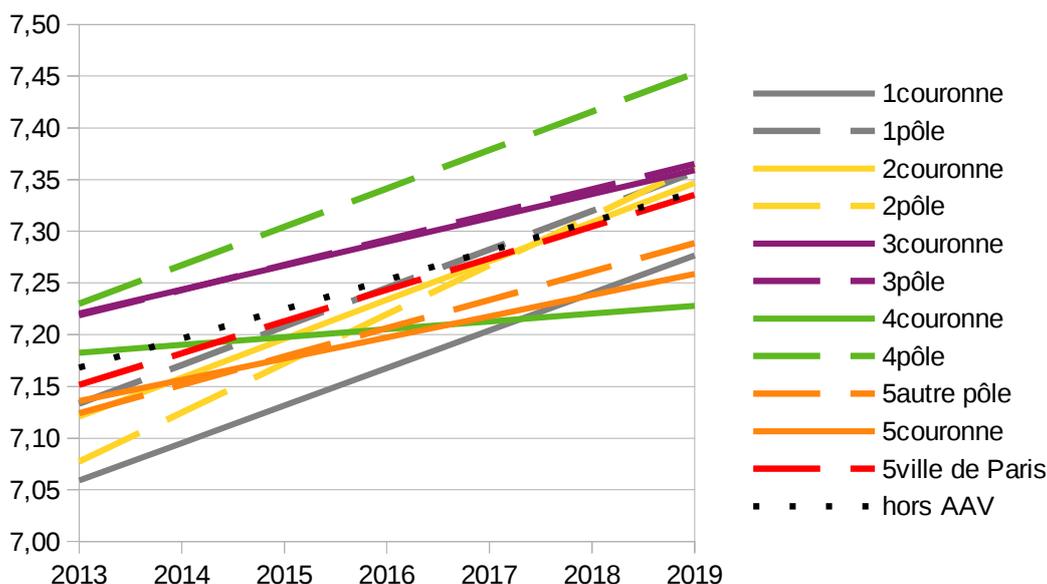
La satisfaction générale est plus faible à Paris intra-muros que dans le reste de la France (-0,18 point en moyenne sur la période) ; on observe que la note tend à augmenter avec l'éloignement de Paris : elle y est de 0,13 point plus élevée dans les communes de la couronne de l'aire de Paris. Hors de l'aire d'attraction de la capitale, c'est dans les aires de grande taille et hors des aires d'attraction des villes que la satisfaction est la plus élevée en moyenne (+0,14 point relativement au reste de la France).

36 Le codage est présenté en annexe : modèle 4b.

Période 2013-2019

La seconde période se caractérise également par des évolutions approximativement linéaires pour toutes les catégories de commune. Relativement à Paris intra-muros, aucune catégorie de commune ne présente de pente significativement différente (graphique 12). En revanche, les couronnes des grandes aires (700 000 h ou plus) présentent une stabilité apparente contrastant avec la tendance générale : la pente y est pratiquement nulle alors qu'elle est en moyenne de 0,03 point par an pour le reste de la France. À l'opposé, les communes pôles des petites aires (50 à 200 000 h) connaissent une croissance de leur satisfaction moyenne plus rapide que le reste du territoire (+0,05 point par an). Les communes des couronnes ne se distinguent donc pas nettement de celles des pôles et les communes hors des aires d'attraction des villes suivent en moyenne la même trajectoire que celles des autres territoires.

Graphique 12 : Modélisation de la satisfaction générale dans la vie suivant les aires d'attraction des villes entre 2013 et 2019.

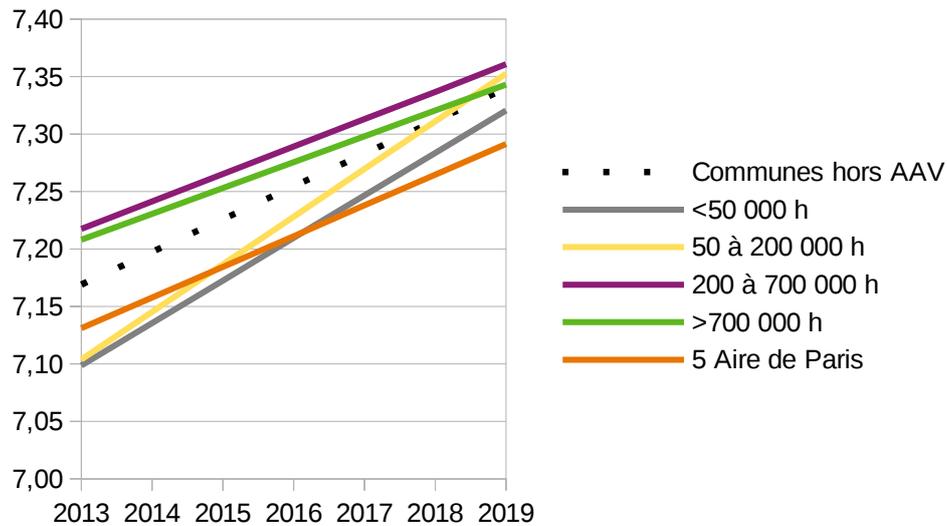


Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

On peut ainsi simplifier la représentation en se concentrant sur les tailles des aires d'attraction des villes sans y distinguer les types de communes (graphique 13). Toutes les aires suivent des trajectoires ascendantes de pentes similaires, sauf les communes des aires de taille intermédiaires (aav=2, de 50 à 200 000 h) qui connaissent une hausse tendancielle un peu plus rapide que celle de l'aire de Paris (+0,04 vs +0,03, $p=0,06$).

Graphique 13 : Modélisation de la satisfaction générale dans la vie suivant la taille d'aire d'attraction des villes entre 2013 et 2019

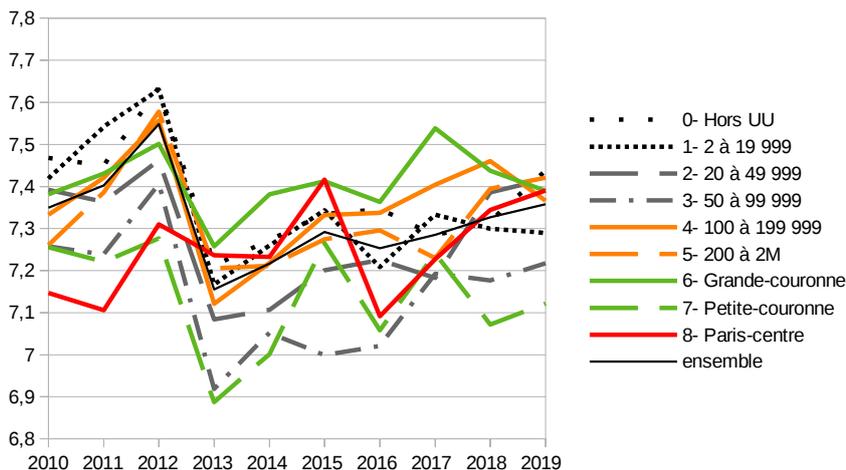


Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus
Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

III.3. Evolution de la satisfaction générale dans la vie suivant les tailles d'unité urbaines

Les valeurs moyennes de satisfaction dans les unités urbaines présentent des évolutions similaires à celles observées pour les aires d'attraction des villes : heurtées, avec une rupture importante en 2012-2013, mais moins visible pour la ville de Paris (« Paris-centre » dans le graphique) que pour le reste de la France (graphique 14).

Graphique 14 : Evolution de la satisfaction générale dans la vie observée suivant les tailles d'unités urbaines



Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus
Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

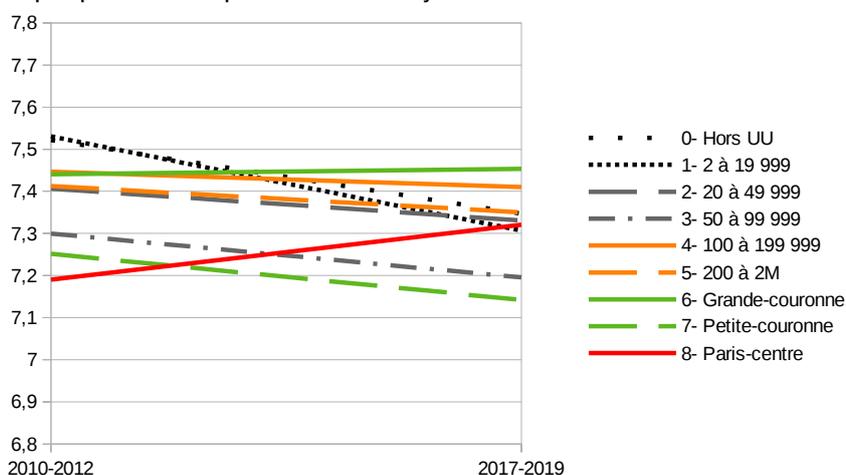
A l'instar de ce qui a été observé suivant les aires d'attraction des villes, la dispersion des notes de satisfaction dans la vie au cours du temps suivant les tailles d'unités urbaines est assez largement stable. La note

définissant le premier quartile est comprise entre 6 et 7 suivant la taille d'unité urbaine. On peut vérifier qu'en 2019, elle est supérieure à celle de 2010 dans 8 tailles d'unités urbaines sur 9 : seule celle du premier quartile des unités urbaines de 2 à 20 000 habitants diminue, passant de 7 à 6.

La modélisation, qui contrôle la structure sociodémographique, ne modifie pas le caractère chaotique des courbes, ni leur allure générale. Comme dans le cas des aires d'attraction des villes, elle a pour effet principal de réduire les écarts entre tailles d'unités urbaines (graphique non représenté).

Si l'on se concentre sur les trois premières et trois dernières années de la période 2010-2019 (graphique 15), on trouve que toutes les tailles d'unités urbaines ont connu des variations significatives de leurs niveaux de satisfaction moyens observés (sans contrôle des caractéristiques sociodémographiques). La tendance générale est à la baisse, sauf pour la ville de Paris et les départements de sa grande couronne : néanmoins, leur croissance en niveau n'est pas significative. Parmi les unités urbaines orientées à la baisse, seules les aires de 20 à 50 000 h et celles de 100 à 200 000 h ne sont pas significatives. Mais globalement, l'ensemble des plus petites unités, celles regroupant entre 2 000 à 50 000 habitants, connaît une baisse significative.

Graphique 15: Comparaison des moyennes de satisfactions observées en 2010-2012 et 2017-2019



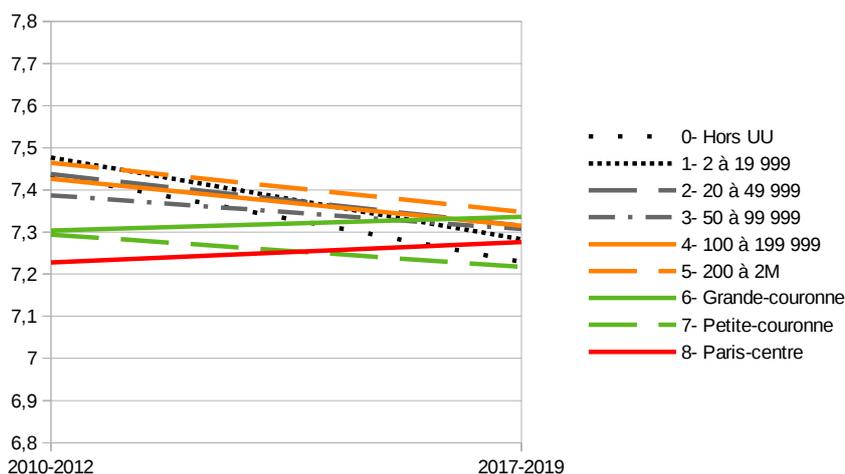
Note : voir graphique 9.

Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

En contrôlant les caractéristiques sociodémographiques, on obtient les niveaux moyens représentés graphique 16. La baisse n'est significative que pour les communes hors unités urbaines, celles des unités de moins de 20 000 habitants ainsi que pour celles de la petite couronne de la ville de Paris. Les apparentes hausses de Paris d'une part et des communes de sa grande couronne d'autre part, ne sont pas significatives.

Graphique 16: Comparaison des moyennes de satisfactions modélisées en 2010-2012 et 2017-2019



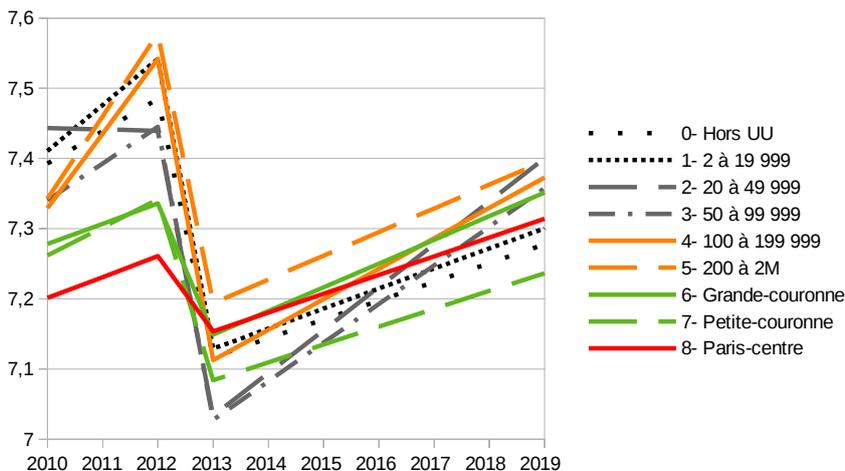
Note : voir graphique 10.

Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

Comme précédemment, il est possible de synthétiser les analyses sur les deux périodes en une fois en utilisant un codage du temps linéaire par parties. On retrouve que la rupture de 2013 a été nettement moins forte pour Paris et dans une moindre mesure pour les communes de l'aire de Paris (petite et grande couronne parisiennes) que pour le reste de la France (graphique 17).

Graphique 17 : Modélisation de la satisfaction générale dans la vie suivant les tailles d'unités urbaines pour la période 2010-2019



Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

L'examen de la dynamique impose d'analyser séparément les périodes précédant et suivant la rupture.

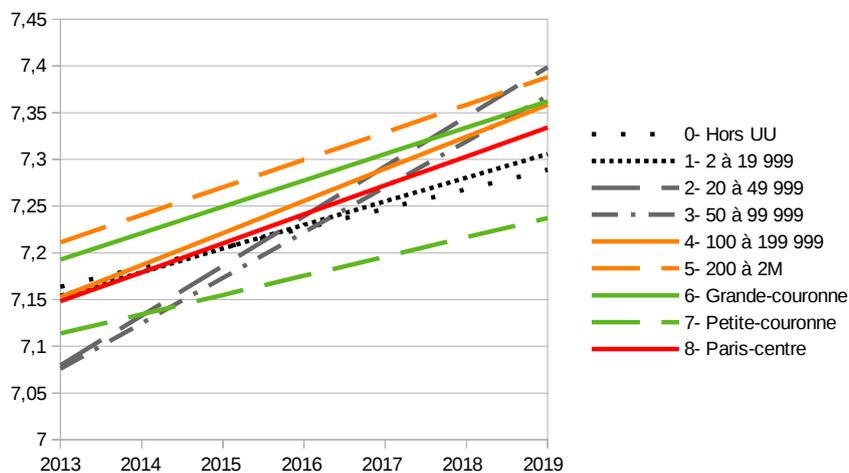
Première période : 2010-2012

En évolution, seules les communes des agglomérations de 200 000 à 2 millions d'habitants se distinguent de Paris intra-muros. En moyenne sur l'ensemble de la période, les petites unités urbaines et celles supérieures à 100 000 habitants, présentent un surcroît de satisfaction relativement à Paris intra-muros, qui reste assez nettement en retrait.

Seconde période : 2013-2019

Sur la seconde période (graphique 18), toutes les unités urbaines connaissent une hausse régulière de la satisfaction générale dans la vie : ce sont les petites, de 20 000 à 100 000 habitants, qui connaissent la hausse la plus rapide : leur croissance moyenne annuelle (+0,051 point par an) est le double de celle mesurée dans le reste de la France (+0,025).

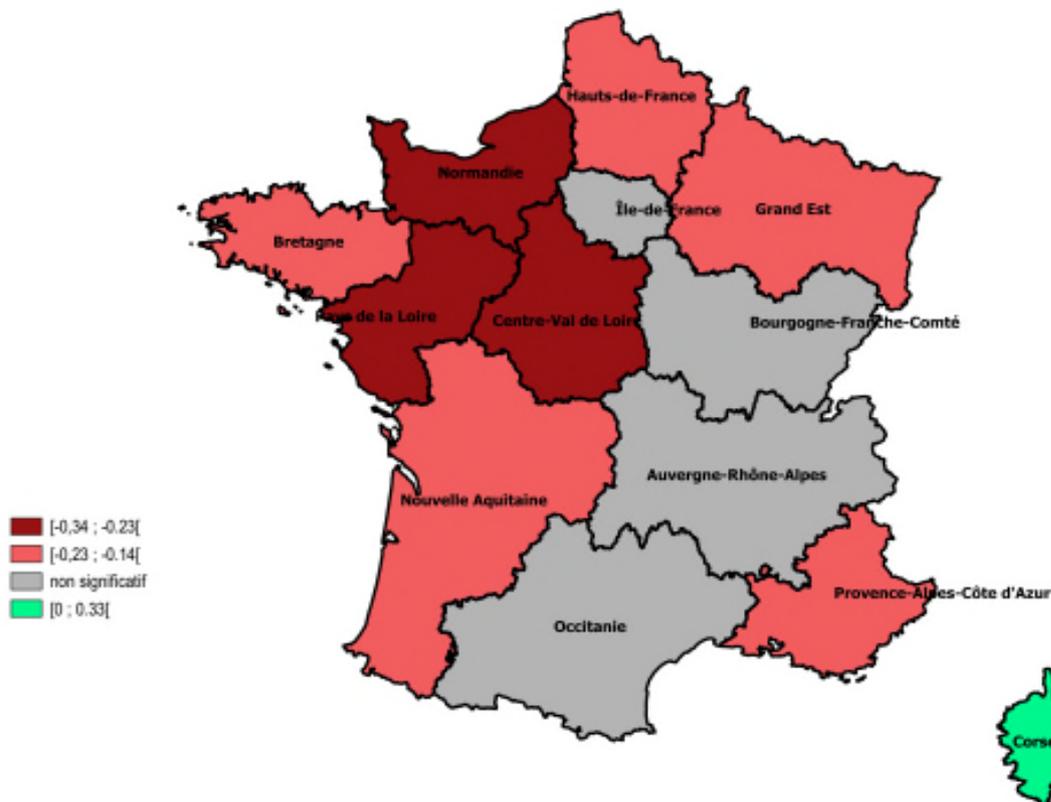
Graphique 18 : Modélisation de la satisfaction générale dans la vie suivant la taille d'unité urbaine durant les années 2013-2019



Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans et plus
Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

Encadré 3 : les évolutions par région

Carte19 : Evolution du niveau moyen de satisfaction générale dans la vie entre les années 2010-2012 et 2017-2019 par région



Note : l'évolution éventuelle des caractéristiques sociodémographiques de la population régionale entre les deux périodes a été neutralisée dans ce calcul, ce sont des données de satisfaction modélisées qui sont comparées.

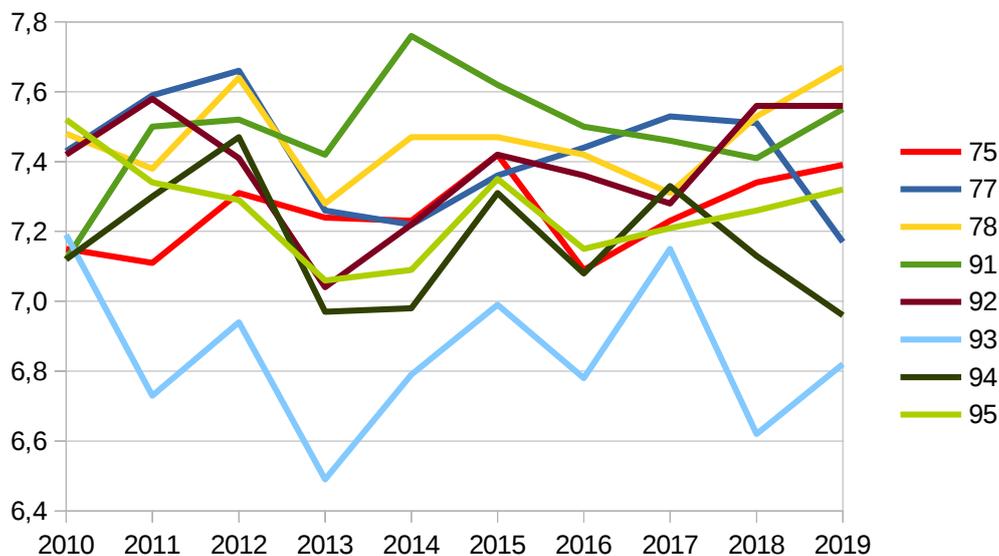
Champ : France métropolitaine, personnes de 16 ans ou plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

L'essentiel des régions a connu une évolution à la baisse de la satisfaction générale dans la vie entre les années 2010-2012 et 2017-2019 : quatre présentent un niveau stable et seule la Corse connaît une augmentation significative (+0,33 point). Parmi les 95 départements, 30 ont connu une évolution significative de leur niveau moyen de satisfaction dans la vie entre les années 2010-2012 et 2017-2019 ; 2 seulement connaissent une augmentation. Il est difficile de dégager une cohérence géographique, mais le Centre-Val de Loire, Poitou-Charentes et la Champagne-Ardennes sont particulièrement concernées.

Encadré 4 : l'île de France, un territoire contrasté

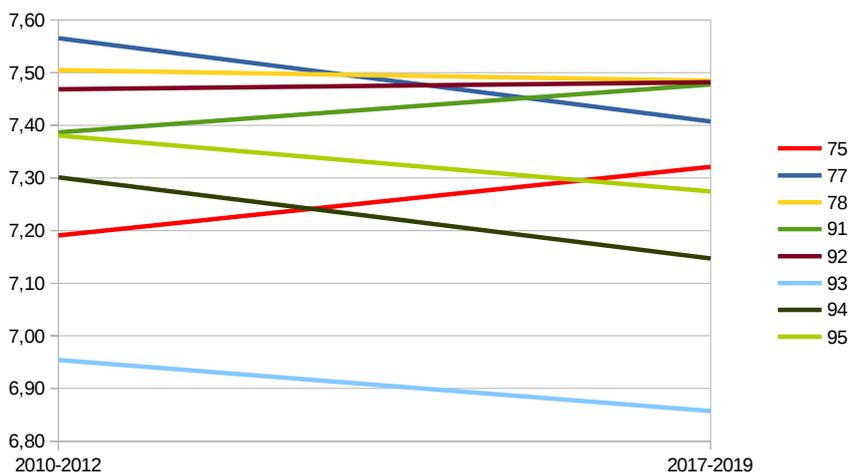
Graphique 19 : Evolution de la satisfaction générale dans la vie observée dans les départements d'Île-de-France durant les années 2010-2019



Champ : France métropolitaine, personnes de 16 ans ou plus
Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

On distingue nettement deux groupes : la Seine-Saint-Denis, qui présente un niveau bas sur toute la période. Globalement, la comparaison des moyennes observées entre 2010-2012 et 2017-2019 ne révèle qu'une seule variation significative pour la Seine-et-Marne (77) : le niveau passe de 7,6 à 7,4 ($p < 0,05$).

Graphique 20 : Comparaison des moyennes observées de satisfaction générale dans la vie entre les années 2010-2012 et 2017-2019



Champ : France métropolitaine, personnes de 16 ans ou plus
Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

Une modélisation intégrant le temps en variable linéaire montre que le temps n'a globalement pas d'effet différencié suivant le département de résidence (test d'interaction non significatif : $p = 0,262$) ; toutefois, alors que Paris connaît une trajectoire faiblement croissante (+0,014 point par an), celle du Val-d'Oise baisse significativement (-0,025 point par an). La Seine-Saint-Denis a une évolution orientée à la baisse, mais dont la

penne ne se distingue pas de celle de Paris. La satisfaction dans ce département reste à un niveau inférieur au reste de la région tout au long de la période.

III.4 Synthèse de la troisième partie

Au cours de la période 2010-2019, l'évolution de la satisfaction moyenne s'est faite en trois étapes distinctes : une première période de croissance relativement rapide, une chute massive intervenue entre 2012 et 2013, année de plus faible niveau, puis une seconde période de croissance plus lente qui a permis de partiellement rattraper la chute. Cette constatation vaut pour le zonage en taille d'aires d'attraction des villes et celui en taille d'aires urbaines.

L'évolution globale sur la période, si l'on compare les années 2010-2012 aux années 2017-2019, reste ainsi orientée à la baisse pour la plupart des aires et unités urbaines étudiées, en particulier les petites aires et communes, sauf la ville de Paris et dans une moindre mesure l'Île-de-France (en particulier les départements de la grande couronne parisienne) qui se situaient sous la moyenne au début de la période et apparaissent proches de celles-ci, voire légèrement au-dessus en 2019. Les écarts entre les territoires ont cependant décru dans l'intervalle. En revanche, durant chaque sous-période, la hausse est générale, quel que soit le zonage étudié. Il ne semble donc pas que certaines parties du territoire aient connu des évolutions négatives durables au cours des années 2010-2019. Néanmoins les communes des petites aires d'attraction de villes (ou celles hors unités urbaines ou dans des petites unités urbaines) connaissent une évolution un peu plus défavorable que la moyenne tout au long de la période.

En Île-de-France, la satisfaction moyenne dans la vie est plutôt constante au cours du temps pour tous les départements ; néanmoins, la Seine-Saint-Denis apparaît significativement en retrait de la moyenne chaque année.

Sources, champ et définitions

Sources

Les données sont issues des enquêtes annuelles Statistiques et Ressources sur les Conditions de Vie (SRCV) menées de 2010 à 2019. L'enquête SRCV permet de dresser un panorama détaillé des revenus, de la situation financière et des conditions de vie des ménages. Des données subjectives sur le bien-être sont également demandées. Il s'agit d'une enquête en panel : les ménages enquêtés sont suivis d'une année sur l'autre pendant 9 ans dont 5 obligatoires. Un identifiant commun au ménage pendant toutes les années permet de le repérer. Les enquêtes 2010 à 2019 ont été empilées pour disposer d'un nombre de répondants plus important, la représentativité nationale que permet une année d'enquête n'étant pas suffisante : notre analyse porte en effet sur la mise en évidence d'éventuelles différences de bien-être selon les territoires. Neuf années d'enquête sont donc cumulées.

Champ

L'étude prend en compte tous les individus des ménages répondants âgés de 16 ans ou plus résidant en France métropolitaine en ménages ordinaires. Un individu est interrogé plusieurs années de suite et est ainsi présent plusieurs fois dans nos données puisque plusieurs années de SRCV ont été empilées. Notre observation de base est ainsi un individu une année donnée. Certaines de ses caractéristiques sont invariantes au cours du temps (sexe, diplôme par exemple), d'autres peuvent changer (état de santé, revenus, occupation actuelle...).

La partie du questionnaire portant sur le Bien-Être doit obligatoirement avoir été renseignée par l'individu lui-même et non un autre membre de son ménage comme cela est autorisé pour d'autres parties du questionnaire individuel. Le champ est ainsi réduit par rapport aux études habituelles réalisées à partir de SRCV. Une pondération spécifique a été recalculée à partir de la pondération de base des individus pour prendre en compte la non-réponse possible au module « Bien-Être ». Ainsi, sur les 208 344 individus âgés de 16 ans ou plus disponibles dans les bases SRCV, seuls 153 207 ont répondu au module « Bien-Être ». Il s'agit d'une non-réponse « partielle », nous disposons pour ces individus des réponses au reste du questionnaire individuel pour lequel un « proxy » était possible. Il est donc nécessaire de faire en sorte que nos individus répondants soient représentatifs de l'ensemble de la population et pour ce faire il est nécessaire de corriger la pondération individuelle attribuée au moment de la phase de calage et redressement de l'enquête (voir Imputations, pondération et modélisations).

Définitions

1/ Les variables d'intérêt

Dans le bloc Bien-Être, il est demandé de qualifier par une note allant de 0 (« pas du tout satisfait ») à 10 (« entièrement satisfait ») cinq dimensions de la vie courante et d'attribuer plus généralement une note selon la satisfaction ressentie concernant la vie menée actuellement.

Les 5 dimensions sont :

- la vie en général
- le logement (y compris environnement et localisation)
- l'emploi principal pour ceux qui travaillent
- les loisirs
- les relations familiales et amicales (ces deux items ont été regroupés car ils ne sont pas disponibles séparément pour toutes les années d'enquête entre 2010 et 2018).

2/ Les variables explicatives

- Caractéristiques individuelles : caractéristiques socio-démographiques (sexe, âge en tranches, nationalité, diplôme, type de ménage), caractéristiques sur le marché du travail (actif occupé ou non, catégorie socio-professionnelle), état de santé (limitation dans les activités courantes à cause d'un problème de santé et de-

puis au moins six mois), caractéristiques du logement (statut de propriétaire/locataire, type de logement, surface), niveau de vie (en log ou en cinquième). Le niveau de vie est exprimé en euros constants pour tenir compte de l'inflation, l'année 2016 a été choisie comme référence.

- Caractéristiques de la commune de résidence :

La « richesse locale » a été prise en compte car c'est une des caractéristiques communales le mieux corrélée au bien-être des habitants de la commune. Les communes françaises ont été classées à partir de la mesure du revenu médian des habitants de la commune en 2016 du plus petit au plus grand. La population a ainsi été partagée en cinq groupes de taille identique (les cinquièmes), le 1^{er} cinquième regroupant les 20 % de la population habitant dans les communes avec le revenu médian le plus faible, le 5^{ème} cinquième regroupant les 20 % de la population résidant dans des communes avec le revenu médian le plus élevé. Il s'agit du revenu de l'année 2016.

Le type de territoire est appréhendé par deux zonages d'études : le zonage en aires d'attraction des villes (AAV) et le zonage en unités urbaines. Le premier permet d'apprécier l'influence des villes au-delà de leurs limites physiques définies par la continuité du bâti (ce que fait le zonage en unités urbaines). Il est fondé sur l'identification des pôles d'emploi et de leur aire d'influence à travers les déplacements domicile-travail. Les aires d'attraction des villes sont constituées de communes-pôles où se trouvent les emplois et de communes environnantes (couronne des pôles). Les AAV sont classées ensuite suivant la taille de leur population. Une dernière catégorie est constituée des communes hors attraction des villes. Le zonage en « Unités urbaines » classe les communes selon la taille de l'agglomération urbaine à laquelle elles sont associées. Lorsqu'elles sont éloignées de toute agglomération, les communes sont dites « hors unités urbaines ». La ville de Paris a été séparée du reste de l'agglomération parisienne car les conditions de vie y sont très différentes.

La variable de diplôme utilisée prend en compte la dépréciation de la valeur des diplômes à travers le temps et les générations en raison de la massification de l'accès au Bac depuis les années 1990. Le principe est de calculer, pour une génération de naissance donnée (définie par un groupe de 15 années de naissance), la distribution des niveaux de diplôme en 5 catégories (aucun, inférieur au bac, bac, bac+2 et bac+ 3 et +). On construit alors dans chaque génération une variable de rang (nommée ridit) fondée sur la proportion de personnes ayant au moins le niveau n : pour un niveau n_c , $ridit = Prop(n \geq n_c) + 0,5 * Prop(n = n_c)$. Le ridit varie donc entre 0 et 1 exclus : 0 est le niveau relatif de diplôme des plus diplômés imaginables ; 1 celui des moins diplômés imaginables. Comme le ridit est calculé par génération de naissance, une valeur de ridit donnée permet de comparer des personnes ayant la même position relative dans l'échelle des diplômes de leur génération d'appartenance : on compare les diplômes en fonction de leur rareté dans les générations et non de leur valeur absolue. Ainsi, si seuls 10 % des individus avaient un Bac dans les années 60 et si seuls 10 % des individus ont un Bac+3 en 2010, les ridits de ces deux diplômes, pour les personnes concernées, seront identiques. Pour constituer l'indicateur d'inégalité relative (IIR), on prend simplement le coefficient associé au ridit dans la régression linéaire, c'est-à-dire sa pente : cela compare les moins diplômés aux plus diplômés (en valeur relative) en tenant compte de la distribution des diplômes dans la population. Le ridit a été présenté dans Biometrics en 1958 (Bross, 1958) et est couramment utilisé en épidémiologie sociale (Mackenbach & Kunst, 1997 ; Hayes & Berry, 2002).

Pour retenir les variables de contexte de niveau communal, nous avons cherché celles qui étaient le plus corrélées à la satisfaction générale dans la vie, en essayant de limiter les redondances afin de ne pas altérer la qualité des estimations. Les variables candidates étaient exprimées en cinquièmes : densité de population, taux de chômage, revenu disponible des ménages, taux d'immigrés, taux de pauvreté, taux de création d'emploi. Les plus associées à la satisfaction (voir tableau 5) sont le taux de pauvreté, le revenu disponible et le taux de chômage. Nous avons étudié la structure des variables de contexte à l'aide d'une ACP. Deux dimensions majeures apparaissent, expliquant 68 % de la variance. La première associe toutes les variables au revenu disponible ; la seconde oppose la pauvreté à toutes les autres (sauf le taux de chômage). Trois variables intéressantes apparaissent alors naturellement : le revenu disponible et le taux de pauvreté ou le taux de chômage. Nous avons retenu le revenu disponible qui permet des analyses plus aisément interprétables et des positionnements relatifs des ménages dans la commune. Ce choix comporte une part d'arbitraire mais il permet de simplifier les analyses.

Matrice des corrélations des variables de contexte communal

	densité de population	taux de chômage	taux de création d'emploi	revenu disponible median	taux d'immigrés	taux de pauvreté
densité de population	1	0,33	0,25	0,32	0,36	0,04
taux de chômage		1	0,15	-0,30	0,48	0,58
taux de création d'emploi			1	0,17	0,35	0,13
revenu disponible median				1	-0,04	-0,65
taux d'immigrés					1	0,43
taux de pauvreté						1

Note : dans ce calcul, les variables de contexte sont exprimées en cinquième

Champ : communes présentes dans les tables SRCV 2010 à 2018, France métropolitaine

Sources : Insee, Recensement de la population 2016, Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, Fichier localisé social et fiscal.

Vecteurs propres

	Axe 1	Axe 2	Axe 3
densité de population	0,24	0,54	-0,50
taux de chômage	0,53	-0,01	-0,32
taux de création d'emploi	0,23	0,41	0,80
revenu disponible median	-0,30	0,62	-0,09
taux d'immigrés	0,48	0,26	0,07
taux de pauvreté	0,54	-0,31	0,08

Imputations, pondération et modélisations

Imputations

Avant la phase de repondération, nous avons procédé à une imputation des notes de satisfaction pour un certain nombre de non-répondants au module bien-être une année donnée. En cas de réponse manquante une année donnée et si des réponses pour d'autres années proches étaient disponibles, il a été décidé de les utiliser.

- s'il manque une réponse pour l'année N et que l'individu a répondu en N-1 et en N+1, alors la note moyenne de ces deux années est utilisée pour imputer la note de l'année N
- si l'année N-1 seule est disponible, alors la note de l'année N est imputée à partir de la note de l'année N-1 en y ajoutant un aléa compris entre -3 points et + 3 points selon la répartition observée sur les notes disponibles.

On estime de cette façon 9 218 notes de 8 063 répondants intermittents. On dispose au final de 162 420 réponses (individus*année) après cette phase, collectées auprès de plus de 47 000 individus.

Bilan de la phase d'imputation

Variables de satisfaction	Effectif au départ	Effectif après imputation	Note moyenne au départ	Note moyenne après imputation
Satisfaction générale	153 207	162 420	7,273	7,285
Logement	153 773	163 029	7,751	7,754
Loisirs	152 657	161 858	6,742	6,755
Relations amicales et familiales	152 936	162 149	8,064	8,065
Travail	75 748	81 403	7,282	7,281

Moyenne calculée sur l'ensemble des années, sans pondération.

Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans ou plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

La phase de repondération a pour objectif de rendre représentatifs ces 162 420 individus personnes-années (dite population finale dans les tableaux suivants) de l'ensemble des répondants présents au départ dans la base SRCV (population dite initiale, 208 344 individus) et donc représentatifs des personnes-années de la population générale. La non-réponse est modélisée en fonction des caractéristiques individuelles et des caractéristiques du ménage (disponibles puisque seules les réponses au bloc Bien-Être sont absentes).

Répondération

La pondération individuelle disponible Pb040 dans SRCV a été calculée pour que, année par année, l'échantillon de l'enquête soit représentatif de la base de sondage. Néanmoins, les répondants aux questions relatives à la satisfaction ne sont qu'une partie, les trois quarts environ, de l'ensemble des enquêtés. Pour assurer une bonne représentation de nos répondants, nous sommes contraints de recalculer la pondération individuelle.

La méthode utilisée est la suivante :

- modélisation année par année de la probabilité de répondre à la question sur la satisfaction relative à la vie en général en fonction des caractéristiques individuelles selon le modèle logistique suivant :
 - variable expliquée : déclaration d'un niveau de satisfaction relatif à la vie en général (oui/non)
 - variables explicatives :
 - sexe,

- âge en tranches,
- diplôme en tranches,
- actif occupé ou non (répondu par un proxy³⁷),
- type de ménage,
- nombre de personnes dans le ménage en tranches,
- état de santé (répondu par un proxy³⁸),,
- limitation fonctionnelle (répondu par un proxy³⁹),,
- résidence dans plusieurs logements oui/non,
- surface du logement en tranches,
- nombre d'années de présence dans l'échantillon de l'individu, idem au carré,
- décile de niveau de vie du ménage, décile au carré.

- classement des individus en 15 groupes de réponse homogènes, GRH, d'après leur probabilité de répondre calculée ci-dessus, année par année
- calcul du taux de présence moyen par GRH par année
- calcul du nouveau poids de l'individu CNRT : son ancien poids PB040 est corrigé du taux de présence moyen dans le GRH de l'individu cette année là
- le nouveau poids est normé, année par année, pour que la somme des poids des répondants à la satisfaction égale la taille de l'échantillon de l'ensemble des enquêtés l'année donnée

La mise en œuvre de cette méthode classique de repondération a donné lieu à plusieurs essais. Le critère de choix a été d'aboutir pour les répondants à la question portant sur la satisfaction dans la vie à une répartition pondérée la plus proche possible de la répartition calculée sur l'ensemble de l'échantillon (et pondérée par pb040).

La répartition la plus proche a été obtenue en pondérant la régression logistique par la pondération d'enquête (une autre possibilité était de ne pas pondérer) et en utilisant cette pondération pour calculer le nouveau poids CNRT (une autre possibilité aurait été de ne tenir compte que de la présence moyenne dans le GRH de l'individu).

Quatre pondérations ont ainsi été calculées, selon les possibilités décrites précédemment. Le tableau suivant montre pour l'année 2016 les différentes répartitions selon les principales variables socio-démographiques calculées selon chaque méthode.

37 Renseigné par le ménage donc connu toutes les années de participation du ménage

38 Idem

39 Idem

Structure de la population selon chaque méthode de repondération pour les principales variables sociodémographiques facteurs de confusion

(En %)

	2016	Ensemble de l'échantillon SRCV pondéré	Répondants Satisfaction			
			Régression logistic pondérée		Régression logistique non pondérée	
			GRH*ponds	GRH non pondéré	GRH*ponds	GRH non pondéré
sexe	H	47,9	48,5	47,8	48,6	47,9
	F	52,1	51,5	52,2	51,4	52,1
âge en tranches	16-29 ans	20,6	21,0	16,9	21,4	17,1
	30-39 ans	14,8	14,7	13,4	14,5	13,2
	40-54 ans	24,4	24,3	26,0	24,4	26,1
	55-64 ans	16,5	16,5	18,1	16,4	18,1
	65 ans et plus	23,7	23,5	25,5	23,3	25,4
niveau de diplôme	>BAC+2	16,7	16,8	15,6	17,1	15,8
	BAC+2	11,9	11,9	11,9	11,8	11,8
	BAC	19,0	18,8	18,0	19,0	18,2
	<BAC	38,7	38,7	40,6	38,4	40,4
	Sans diplôme	13,6	13,8	13,8	13,7	13,8
état de santé	très bon	21,9	21,9	20,4	21,8	20,2
	bon	44,5	44,6	45,2	44,5	45,2
	assez bon	25,5	25,3	25,8	25,6	26,1
	mauvais	7,1	7,1	7,4	7,1	7,4
	tres mauvais	1,0	1,0	1,1	1,0	1,1
type de ménage	Seul	20,0	20,0	16,7	19,9	16,7
	F. monoparentale	8,4	8,1	7,9	7,9	7,7
	C. sans enfant	29,6	29,5	32,8	29,5	32,7
	C. avec enfant	37,9	38,1	39,7	38,3	39,9
	Autre	4,1	4,3	2,9	4,3	2,9
Quintile de niveau de vie	1	18,3	18,6	17,8	18,8	18,0
	2	19,9	19,6	19,7	19,6	19,7
	3	20,4	20,5	20,8	20,5	20,7
	4	20,2	20,6	20,5	20,5	20,4
	5	21,1	20,7	21,3	20,6	21,1

Pour apprécier la conformité de l'échantillon pondéré des répondants à la satisfaction dans la vie à la population générale, nous avons calculé les distances standardisées pour chacune des variables du tableau, suivant la formule

$$d_i = \frac{100 * (p_1 - p_0)}{\sqrt{\frac{(p_1(1-p_1) + p_0(1-p_0))}{2}}}, \text{ pour chacune des indicatrices, où } p_0 \text{ est la proportion}$$

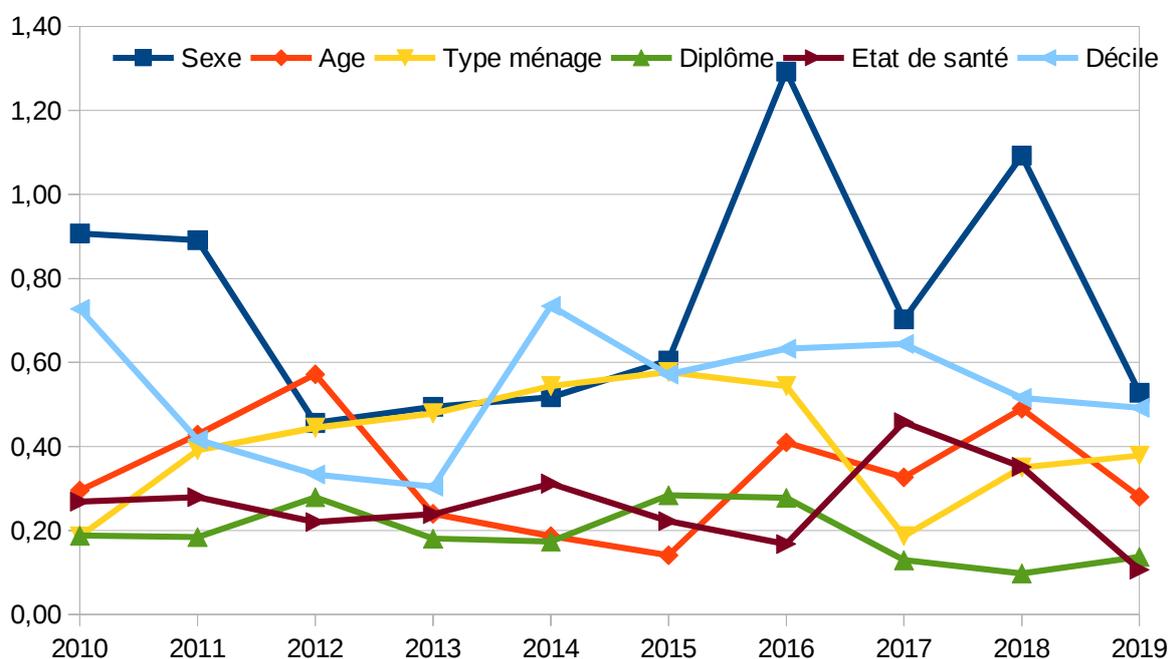
dans la base de référence et p_1 celle dans l'échantillon pondéré de répondants. Il est recommandé dans la littérature de considérer qu'une valeur d supérieure en valeur absolue à 20 est signe d'un défaut de d'équilibre pour la modalité (Austin et Stuart, 2015). Pour produire une synthèse par variable, la moyenne des valeurs absolues est calculée sur l'ensemble des modalités de chaque variable. La somme permet ainsi une synthèse valant pour l'ensemble des variables ; plus faible est la valeur, meilleure est la représentativité. Suivant ces critères, c'est la pondération obtenue en utilisant une régression logistique pondérée multipliée par le poids initial qui apparaît la meilleure, comme le montre le tableau synthétique suivant pour l'année 2016.

Distance à la répartition-cible en 2016 selon la méthode de repondération utilisée

	Logistique pondérée		Logistique non pondérée	
	GRH*ponds initial	GRH direct	GRH*ponds initial	GRH direct
Sexe	1,29	0,20	1,42	0,06
Age	0,41	5,12	0,80	5,14
Diplôme	0,28	2,05	0,45	1,78
État de santé	0,17	1,62	0,11	1,81
Type de ménage	0,54	5,46	0,80	5,71
Cinquième	0,77	0,76	0,91	0,53
TOTAL	3,46	15,20	4,48	15,02

Ce calcul a été reproduit sur plusieurs années d'enquête, c'est systématiquement la méthode utilisant une régression logistique pondérée et un poids multiplié par le poids initial qui est la meilleure. Le graphique suivant présente les distances standardisées obtenues année par année et variable par variable avec la méthode choisie. Elles restent toutes d'amplitude réduite.

Distances standardisées relativement à la référence SRCV pour quelques variables clefs



Il n'y a pas de calage à l'issue de l'étape de repondération.

Bilan de la repondération : dispersion des poids en 2016

Variable de poids	Effectif	Répondants satisfaction	Minimum	Maximum	CV
PB040	20 894		276	42 810	82,7
		OUI	276	42 810	82,2
		NON	355	34 332	84,9
CNRT	16 464		309	69 595	93,7

CNRT est la nouvelle variable de poids issue de la repondération

La repondération augmente la dispersion des poids car la non-réponse aux questions de satisfaction est très concentrée sur les individus jeunes âgés de 16 à 29 ans. Cette augmentation est toutefois modeste.

Répartition selon la tranche d'âges (moyenne 2010-2019)

	Population SRCV (en %)	Population initiale répon- dante à la satisfaction (en %)	Population finale après repondération (en %)
16-29 ans	20,6	14,0	20,9
30-44 ans	15,4	15,6	15,3
45-59 ans	24,4	25,1	24,4
60-74 ans	16,6	18,2	16,6
75 ans ou plus	23,0	27,1	22,9

Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans ou plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

L'impact de ces deux étapes d'imputation et de repondération est non-négligeable sur la note annuelle de satisfaction. Il est surtout visible sur la satisfaction générale dans la vie, plus que dans les autres domaines. En 2013, année de l'écart le plus fort, celui-ci atteint un dixième de point. Comparativement aux variations habituelles de la satisfaction, cette amplitude est élevée. En effet, les notes de satisfaction sont très concentrées sur les modalités 7 et 8, la variabilité étant assez faible.

La hausse s'explique par la nette hausse de la part des plus jeunes dans la population avec les nouveaux poids. Ainsi, en 2016, la part des 16-29 ans qui n'était que de 13,7 % parmi les répondants à la satisfaction retrouve son niveau de 21,0 % avec la nouvelle pondération, (20,9 % est le niveau observé dans l'échantillon complet). Inversement, la part des 65 ans ou plus passe de 28,0 % parmi les répondants à la satisfaction à 23,5 %, le niveau de la population s'établissant à 23,7 %. Or ce sont les plus jeunes qui déclarent des niveaux de satisfaction les plus élevés.

Niveaux de satisfaction moyen avant et après la phase d'imputation/repondération

	Notes initiales (Pb040)					Notes après repondération (CNRT)				
	Vie en général	Logement	Loisirs	Relations sociales	Travail	Vie en général	Logement	Loisirs	Relations sociales	Travail
	7,24	7,68	6,71	8,04	7,26	7,32	7,71	6,81	8,07	7,27
2010	7,28	7,72	6,53	8,13	7,36	7,35	7,75	6,65	8,15	7,37
2011	7,34	7,77	6,59	8,11	7,36	7,40	7,79	6,69	8,12	7,35
2012	7,49	7,83	6,67	8,15	7,44	7,55	7,85	6,77	8,18	7,45
2013	7,05	7,54	6,76	7,84	7,20	7,16	7,57	6,83	7,89	7,22
2014	7,13	7,63	6,63	8,05	7,21	7,22	7,65	6,73	8,06	7,21
2015	7,21	7,69	6,75	8,03	7,23	7,29	7,72	6,84	8,05	7,22
2016	7,17	7,66	6,72	8,06	7,19	7,25	7,70	6,82	8,09	7,21
2017	7,21	7,65	6,82	8,00	7,12	7,28	7,68	6,90	8,03	7,14
2018	7,25	7,61	6,77	7,94	7,26	7,33	7,64	6,88	7,98	7,26
2019	7,29	7,72	6,88	8,11	7,28	7,36	7,75	6,96	8,11	7,30

Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans ou plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

Notes moyennes de satisfaction sur la période 2010-2019 avant et après repondération

	Satisfaction générale	Logement	Loisirs	Relations sociales	Travail
Note initiale	7,24	7,68	6,71	8,04	7,27
Note finale	7,32	7,71	6,81	8,07	7,28

Champ : France métropolitaine, population âgée de 16 ans ou plus

Sources : Insee, enquêtes SRCV 2010 à 2019

Modélisations

La modélisation choisie est une analyse de variance-covariance sur mesures répétées : la variable de satisfaction expliquée est donc considérée continue et de distribution normale. Ce choix est discutable en raison du nombre limité de valeurs entières que peut prendre un indicateur de satisfaction (de 0 à 10) : une modélisation concurrente consisterait à recourir à un modèle logistique polytomique ordonné. Toutefois, nous avons écarté ce choix pour quatre raisons : le nombre très élevé d'observations (162 000 sur l'ensemble des 10 ans) ; la distribution approximativement normale des indicateurs de satisfaction⁴⁰; le temps de calcul ; l'interprétation plus aisée des résultats et notamment pour les interactions, plus simples dans un modèle additif que multiplicatif. Pour tenir compte du caractère répété de ces mesures et donc de leur non-indépendance, nous avons introduit une matrice de corrélation des résidus, que nous avons laissée libre (autant de paramètres que de liaisons entre les 9 interrogations possibles, soit 45 paramètres), afin de maximiser la qualité prédictive du modèle. Il aurait été possible de paramétrer une matrice plus parcimonieuse, mais le gain en termes de degrés de liberté ne compense pas l'amélioration de la qualité prédictive du modèle (en termes d'AIC). En plus des variables présentes dans le modèle 1, nous avons introduit le rang d'interrogation sous forme d'indicateurs, le fait d'être réinterrogé ayant un léger effet sur la satisfaction exprimée, indépendamment de l'âge du répondant.

Les interactions (entre le revenu et le temps, entre le territoire et le revenu, entre le territoire et le temps, entre le cinquième de revenu du ménage, le log du revenu du ménage et le temps) sont toujours introduites dans un sous-modèle saturé. Ainsi, dans le cas d'une interaction bivariée du type territoire*année, chacune des deux variables est en effet propre et l'on ajoute interaction bivariée qui est commentée.

L'analyse est faite en SAS.

La syntaxe du modèle de base pour les parties I et II est la suivante, où le temps est introduit en variable continue auquel cas on introduit aussi son carré afin de tenir compte d'un effet non linéaire (quadratique):

Partie I

Modèle 1 :

```
proc mixed data=etudes ;
class      ind /* identifiant *
      indnbvague /* rang d'interrogation */
      sexe (ref="2")
      age_tr8 (ref="1") /* âge en tranches de 10 ans, référence=16-29 ans */
      cs_tr7imp (ref="3") /* PCS, référence=cadres */
      inatiorc (ref="5") /* nationalité, référence=français à la naissance */
      occuprc (ref="3") /* statut d'emploi, référence=actif occupé*/
      typlog_tr4rc (ref="5") /* type de logement, référence=appartement */
      storc (ref="4") /* statut d'occupation : référence=locataire ou sous-locataire */
      surface_tr3rc (ref="4") /* surface du logement, référence=moins de 40 m² */
      typmen5rc (ref="6") /* type de ménage, référence=couple avec enfants */
      dim (ref="3") /* limitations fonctionnelles, référence=non, pas limité du tout */
      cinquiemerc (ref="6") /* cinquième de niveau de vie, référence=1, ménages modestes */
      AAV (ref="5- Paris-ville") /* Aire d'attraction des villes, référence=ville de Paris*/
      q_rev_dispo_com(ref='5') /* cinquième de revenu disponible médian de la commune */
;
model VDEP =  sexe age_tr8 cs_tr7imp inatiorc typmen5rc ridit occuprc typlog_tr4rc storc surface_tr3rc
      dim cinquiemerc AAV q_rev_dispo_com indnbvague
      a1 a2 a3 /* temps linéaire par parties */
      / solution ddfm=bw;
repeated indnbvague/ subject=ind TYPE=un ;
weight cnrtnorm ;
run ;
```

40 Ce point est secondaire devant l'exigence de normalité des variables explicatives, mais dans nos analyses, ces dernières sont toutes catégorielles.

Modèle 2 :

Pour les analyses cartographiques, on substitue une variable de territoire à AAV, variable suivant le cas.

Les modélisations fournissent des estimations qui sont représentées par territoire en fixant leurs caractéristiques aux marges de l'échantillon national (ou francilien) 2010-2019 (least square means). Les comparaisons à la moyenne nationale sont faites à l'aide de ttest bilatéraux au seuil 0,05.

Partie II

Dans la partie II, les modèles sont les suivants :

Modèle 3a : Interaction entre le revenu du ménage et le type de territoire (augmentation de 10 % du revenu):

model VDEP = sexe age_tr5c cs_tr7imp inatiorc typmen5rc ridit occuprc typlog_tr4rc storc surface_tr3rc
dim q_rev_dispo_com indnbvague annee annee*annee
*territoire logrevenu territoire*logrevenu*

Modèle 3b : Interaction entre le revenu du ménage et le type de territoire (comparaison des ménages appartenant aux 40 % les plus aisés et des autres):

model VDEP = sexe age_tr5c cs_tr7imp inatiorc typmen5rc ridit occuprc typlog_tr4rc storc surface_tr3rc
dim q_rev_dispo_com indnbvague annee annee*annee
*territoire indicateur_40% territoire*indicateur_40%*

Modèle 3c : Interaction entre le revenu du ménage et le revenu disponible de la commune (en logarithme) :

model VDEP = sexe age_tr8 cs_tr7imp inatiorc typmen5rc ridit occuprc typlog_tr4rc storc surface_tr3rc
dim indnbvague a1 a2 a3
*logrevenueunage logrevenuecommune logrevenueunage*logrevenuecommune*

Modèle 3d : Interaction entre le revenu du ménage (en cinquième) et le revenu disponible de la commune (en logarithme) :

model VDEP = sexe age_tr5c cs_tr7imp inatiorc typmen5rc ridit occuprc typlog_tr4rc storc surface_tr3rc
dim q_rev_dispo_com indnbvague annee annee*annee
*cinquièmerc logrevenuecommune cinquièmerc*logrevenuecommune*

Modèle 3e : Interaction entre le revenu du ménage et le revenu disponible de la commune (en cinquièmes) :

model VDEP = sexe age_tr8 cs_tr7imp inatiorc typmen5rc ridit occuprc typlog_tr4rc storc surface_tr3rc
dim
indnbvague a1 a2 a3
*cinquièmerc q_rev_dispo_com cinquièmerc*q_rev_dispo_com*

Modèle 3f : Interaction entre la richesse relative du ménage dans la commune (indicateur binaire repérant les ménages que leur niveau de vie situe dans les 25 % les plus modestes de la commune -respectivement dans les 25 % les plus aisés) et la richesse de la commune (en cinquième) :

model VDEP = sexe age_tr5c cs_tr7imp inatiorc typmen5rc ridit occuprc typlog_tr4rc storc surface_tr3rc
dim q_rev_dispo_com indnbvague annee annee*annee
*logrevenueunage
richesserelative q_rev_dispo_com richesserelative*q_rev_dispo_com*

Les cinquièmes de taux d'immigrés et de taux de chômage communaux sont mobilisés dans les modélisations uniquement lorsqu'ils sont explicitement cités ; dans la partie II.3, les deux taux sont contrôlés dans les analyses et une seule interaction est utilisée à chaque fois : cinquième de taux de chômage et situation de chômage du répondant d'un côté, cinquième de taux d'immigrés et nationalité étrangère à la naissance du répondant de l'autre.

Modèle 3g : Interaction entre le chômage individuel et le taux de chômage dans la commune (en cinquième) :

model VDEP = sexe age_tr8 cs_tr7imp inatiorc typmen5rc ridit typlog_tr4rc storc surface_tr3rc dim
indnbvague a1 a2 a3
*cinquièmerc
chomage cinquièmetauxchomage chomage*cinquièmetauxchomage*

Modèle 3h : Interaction entre la nationalité française de naissance et le taux d'immigrés dans la commune (en cinquième) :

model VDEP = sexe age_tr5c cs_tr7imp inatiorc typmen5rc ridit occuprc typlog_tr4rc storc surface_tr3rc
dim q_rev_dispo_com indnbvague annee annee*annee
cinquièmerc
nonfrançaisnaissance cinquièmeimmigrés nonfrançaisnaissance*cinquièmeimmigrés

Partie III

Lorsque le temps introduit en catégoriel (graphiques 5 et 13), il est introduit en indicatrices par année :

Modèle 4a :

model VDEP = sexe age_tr5c cs_tr7imp inatiorc typmen5rc ridit occuprc typlog_tr4rc storc surface_tr3rc
dim q_rev_dispo_com indnbvague
territoire annee annee*territoire.

Ce codage en indicatrices permet d'assurer une évolution non paramétrique et propre à chacun des territoires de la satisfaction pour chaque territoire indépendamment des autres.

Lorsque la modélisation est faite linéairement par parties :

Modèle 4b : On pose : t1=annee (temps linéaire) ; t2=1 si annee=2013, 0 sinon ; t3=(annee-2013) ;
model VDEP = sexe age_tr5rc cinquièmerc cs_tr7imp inatiorc typmen5rc ridit occuprc typlog_tr4rc storc
surface_tr3rc dim indnbvague
territoire a1 a2 a3 territoire*a1 territoire*a2 territoire*a3

Lorsque les moyennes 2010-2012 observées sont comparées à celles des années 2017-2019 (graphiques 6 et 14), on a simplement calculé la moyenne en tenant compte du poids de chaque année, de la satisfaction et de son écart-type. Un t-test a ensuite été effectué, en corrigeant l'écart-type pour tenir compte du fait qu'une grande partie des répondants sont identiques durant les trois années. Cette correction simple consiste à substituer le nombre d'observations indépendantes (i.e. le nombre d'individus différents) au nombre d'observations (i.e. le nombre de mesures de satisfaction).

Lorsque les moyennes 2010-2012 prédites sont comparées à celles des années 2017-2019 (graphiques 7 et 15), on a calculé la moyenne des valeurs prédites dans chaque territoire, à structure sociodémographique fixées aux marges de l'échantillon 2010-2019 et de leurs écarts-types. Un t-test a ensuite été effectué. Le modèle utilisé pour la modélisation utilise le temps en variable catégorielle.

Abréviations utilisées dans les graphiques

Type de commune de résidence

Couronne des aires de moins de 50 000 h	1couronne
Pôle des aires de moins de 50 000 h	1pôle
Couronne des aires de 50 à moins de 200 000 h	2couronne
Pôle des aires de 50 à moins de 200 000 h	2pôle
Couronne des aires de 200 à moins de 700 000 h	3couronne
Pôle des aires de 200 à moins de 700 000 h	3pôle
Couronne des aires de 700 000 h ou plus	4couronne
Pôle des aires de 700 000 h ou plus	4pôle
Autres communes en pôle de l'aire de Paris	5autre pôle
Couronne de l'aire de Paris	5couronne
Communes hors attraction des villes	hors AAV
Ville de Paris	5ville de Paris

Références

- Austin Peter C, Stuart Elizabeth A, Moving towards best practice when using inverse probability of treatment weighting (IPTW) using the propensity score to estimate causal treatment effects in observational studies, *Statistics in medicine*, 34(28):3661-79. doi: 10.1002/sim.6607
- Clerc Marie, Gaini Mathilde et Blanchet, Didier, Les préconisations du rapport Stiglitz-Sen-Fitoussi : quelques illustrations, *L'économie française –Comptes et dossiers*, 2010
- Gleizes François, Grobon Sébastien, Legleye Stéphane, 3 % des individus isolés de leur famille et de leur entourage : un cumul de difficultés socioéconomiques et de mal-être, *Insee première* 1770, 2019
- Amiel Marie-Hélène. Godefroy Pascal et Lollivier Stéfan., Qualité de vie et bien-être vont souvent de pair, *Insee Première* 1428, 2013
- Godefroy P.pascal, Satisfaction dans la vie : les personnes se donnent 7 sur 10 en moyenne, *France portrait social*, 2011
- Godefroy Pascal, Lollivier Stéfan, Satisfaction et qualité de vie, *Economie et statistiques*, 469-470, 2014
- L'emploi du temps en 2010, *Insee Résultats* n°130, 2011
- Legleye S, Pla A, Gleizes F, Une personne sur cinq est en situation de pauvreté monétaire ou de privation matérielle et sociale, *Insee Focus* 245, 2021
- Hayes LJ, Berry, G, Sampling variability of the Kunst-Mackenbach relative index of inequality, *Journal of Epidemiology and Community Health*, 56(10) : 762-765, 2002
- Péron Madeleine, Perona Mathieu, Bonheur rural, malheur urbain ? Note de l'OBE, 2018, 7 : 1-6
- Perona Mathieu, La France malheureuse, Note de l'OBE, 2019, 1 : 1-14
- Algan Yann, Malgouyres Clément, Senik Claudia, Territoires, bien-être et politiques publiques, *Notes du conseil d'analyse économique* 2020, 1(55):1-12
- Gleizes François, Grobon Sébastien : Le niveau de satisfaction dans la vie dépend peu du type de territoire de résidence, *Insee Focus*, 2019 : 139
- Davoine Eva, Fize Etienne, Malgouyres Clément, Les déterminants locaux du mécontentement : analyse statistique au niveau communal, *Focus du Comité d'analyse économique*, 2020, 39, janvier.
- Audoux Ludovic, Mallemanche Claude, Dans les DOM, une insatisfaction plus fréquente vis-à-vis des conditions matérielles amoindrit la satisfaction dans la vie 2020, *Insee Focus* 220
- Mackenbach, J. P., & Kunst, A. E. (1997). Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: an overview of available measures illustrated with two examples from Europe. *Soc Sci Med*, 44(6), 757-771.
- Cazaubiel, Arthur, Guymarc Gaël « La déprise du commerce de proximité dans les centres-villes des villes de taille intermédiaire », *IP* n°1782, novembre 2019.