

## Annexes

### Annexe 1. Objectifs de l'égalité des transports

Objective	Strategy	Description
Treats Everybody Equally	Institutional reforms	Reducing current practices by transportation planning and funding agencies that favour automobile-oriented improvements over other modes and demand management solutions.
	Least cost planning	Reducing current transportation planning and funding practices that favour automobile-oriented improvements over other modes and demand management solutions.
	Location efficient mortgages	Financial institutions recognise vehicle savings from reduced automobile ownership. It allows households the option of saving money and obtaining more flexible residential mortgages if they choose a more accessible, less automobile dependent home location.
	Prioritising transportation	Giving higher value trips and lower cost mode priority over lower value, higher cost trips. This tend to increase horizontal equity by allowing travellers who used space-efficient modes and therefore impose less congestion on others to bear less congestion delay.
User-Pays	Comprehensive market reforms	Correcting a number of existing market distortions that underprice automobile use
	Distance-based fees	Making vehicle charges more accurately reflect the roadway, crash and pollution cost imposed by driving
	Fuel tax increases	Making fuel cost better incorporate roadway and environmental cost that result from motor vehicle use.
	Parking management	Reducing parking requirements that force consumers to pay for parking regardless of whether they used it.
	Pay-as-you-drive insurance	Making vehicle insurance costs more accurately reflect insurance claim cost of each vehicle.
	Parking pricing	Charging motorists directly for the parking facilities they use.
	Road pricing	Charging motorists directly for the road facilities they use.
	Smart Growth	Charging more accurately for location-related costs, such as the additional utility costs associated with lower density, urban fringe development.
Benefits Lower Income	Alternative work schedules	Giving employees more flexibility in their work hours, which tends to benefits to lower-income employees
	Carsharing	Providing an affordable option for occasional use of an automobile

Objective	Strategy	Description
	Commuter financial incentives	Parking cash out and transit benefits, which provide financial benefits to employees who use alternative commute modes.
	Guaranteed ride home	Giving employees who use alternative modes special services to address occasional transportation problems.
	HOV priority	Giving transit and rideshare vehicles priority in traffic to increase their travel speed and reliability
	Address security concerns	Security concerns of people who use alternative transportation modes, which benefits lower-income people who use these modes
	Location efficient mortgages	Allowing households the option of saving money and obtaining a more flexible residential mortgage if they choose a more accessible, less automobile dependent home location.
	Pay-as-you-drive insurance	Making vehicle insurance more affordable, which tends to particularly benefit lower-income motorists.
	Pedestrian and cycling improvement	Improving transportation options available to low-income people.
	Ridesharing	Improving transportation options available to low-income people.
	School trip management	Improving transportation options available to low-income people
	Shuttle services	Improving transportation options available to low-income people
	Smart growth	Improving housing and transportation options available to low-income people
	TDM Marketing	Providing information and support that improves transportation options for low-income people
	Transit improvement	Improving transportation options available to low-income people
	Transit oriented development	Improving transportation and housing options available to low-income people
Benefits Disadvantaged	Transport Bike/transit integration	Improving accessibility for people who are transportation disadvantaged
	Carfree planning	Improving accessibility for people who are transportation disadvantaged and depend on walking, cycling and transit
	Commuter financial incentives	Parking cash and transit benefits which provide financial benefits to employees who use alternative commute modes
	Comprehensive market reforms	Reducing existing financial subsidies from people who rely on alternative modes to motorist
	Guaranteed ride home	Giving employees who use alternative modes special services to address occasional transportation problems
	HOV priority	Giving transit and rideshare vehicles priority in traffic to increase their travel speed and reliability
	Parking management	Improving parking options and reduce total parking costs
	Address security concerns	Addressing security concerns of people who use alternative transportation modes
	Location efficient development	Increasing land use accessibility which tends to benefit non drivers and other who rely on walking, cycling and public transit
	New urbanisation	A variety of design features that can improving transportation and housing options
	Pedestrian and cycling improvements	Improving transportation options and tend to benefit people who are transportation disadvantaged
	Ridesharing	Improving transportation options and tends to benefit people that are transportation disadvantaged

Objective	Strategy	Description
	School trip management	Improving transportation options and tends to benefit household who are transportation disadvantaged
	Rural community TDM	Improving transportation options in lower density, rural, communities
	Shuttle services	Improving transportation options and tend to benefit people who are transportation disadvantaged
	Smart growth	Improving land use accessibility and the housing and transportation options available to people who are transportation disadvantaged
	Street reclaiming	Creating pedestrian friendly community
	Taxi service improvement	Improving transportation options and tend to benefit people who are transportation disadvantaged
	TDM marketing	Providing information and support that improve transportation options for people who are transportation disadvantaged
	Telework	Improving transportation options and tend to benefit people who are transportation disadvantaged
	Tourist transport management	Improving transportation options and tend to benefit people who are transportation disadvantaged
	Transit improvement	Improving transportation options and tend to benefit people who are transportation disadvantaged
	Traffic calming	Creating pedestrian and bicycle friendly communities
	Transit oriented development	Improving land use accessibility and the housing and transportation options available to people who are transportation disadvantaged
	Vehicle use restriction	Creating street environments that are more accessible by walking, cycling, and transit
	Universal design	Reducing the mobility barriers facing many people who are transportation disadvantaged
Basic Access and Mobility	Access management	Creating more accessible land use and control vehicle traffic
	Freight transport management	Prioritising traffic to favour freight transport
	Guaranteed Ride Home	Giving employees who use alternative modes special services to address occasional transportation problems
	HOV priority	Giving transit and rideshare vehicle priority in traffic to increase their travel speed and reliability
	Ridesharing	Improving transportation options and tends to help insure basic access
	Transportation resilience planning	Efforts to prioritise travel in order to insure basic access
	Parking management	Prioritising the use of parking facilities to favour certain types of trips and users
	Pedestrian and cycling improvements	Improving nonmotorized transport, which tends to be critical for basic access
	Transit improvement	Tends to be critical for basic access
	Universal design	Tends to be critical for basic access
Vehicle use restriction	Prioritising vehicle traffic to favour higher value trips	

Source : TDM-VTPI [2002]

## Annexe 2a – Les valeurs discrètes retenues pour chaque tranche de revenu pour l'EGT 1983

Revenu du ménage		Revenu du ménage		Revenu du ménage	
<i>moins de 9000 F</i>		<i>de 9000 F à 18000 F</i>		<i>de 18000 F à 37000 F</i>	
1	1000	1	9000	1	19591
2	1500	2	10522	2	21182
3	2000	3	12044	3	22773
4	2500	4	13565	4	24363
5	3000	5	14139	5	25954
6	3500	6	14778	6	27545
7	4000	7	15417	7	28509
8	4500	8	16056	8	29519
9	5000	9	16695	9	30528
10	5500	10	17334	10	31537
11	6000	11	17909	11	32546
12	6500			12	33556
13	7000			13	34565
14	7500			14	35574
15	8000			15	36583
16	8500			16	36816
Revenu du ménage		Revenu du ménage		Revenu du ménage	
<i>de 37000 F à 55000 F.</i>		<i>de 55000 F à 73000 F</i>		<i>de 73000 F à 91000 F</i>	
1	37000	1	55000	1	73000
2	39250	2	56491	2	74500
3	41500	3	57982	3	76000
4	43750	4	59473	4	77500
5	46000	5	60964	5	79000
6	47727	6	62455	6	80500
7	49455	7	63946	7	82000
8	51182	8	65773	8	83642
9	52909	9	67547	9	85285
10	54636	10	69320	10	86927
11	54841	11	71094	11	88570
		12	72867	12	90212
				13	90811
Revenu du ménage		Revenu du ménage		Revenu du ménage	
<i>de 91000 F à 109000 F</i>		<i>de 109000 F à 146000 F</i>		<i>de 146000 F à 183000 F</i>	
1	91000	1	109000	1	146000
2	92784	2	111638	2	149061
3	94567	3	114277	3	152123
4	96351	4	116915	4	155184
5	98135	5	119554	5	158245
6	99919	6	122192	6	161307
7	101817	7	124831	7	164368
8	103633	8	127469	8	168626
9	105450	9	133997	9	172753
10	107266	10	136311	10	176879
11	108901	11	149167	11	181006
				12	182743
Revenu du ménage		Revenu du ménage		Revenu du ménage	
<i>de 183000 F à 220000 F</i>		<i>de 220000 F à 257000 F</i>		<i>de 257000 F à 294000 F</i>	
1	183000	1	220000	1	257000
2	186080	2	221431	2	260064
3	189159	3	222863	3	263129
4	192239	4	224294	4	266193
5	195318	5	225726	5	269258
6	198398	6	227157	6	272322

7	201478	7	228589	7	275387
8	211302	8	230020	8	278140
9	219298	9	231452	9	280781
		10	232883	10	283421
		11	234314	11	286062
		12	235746	12	288702
		13	237177	13	291342
		14	238609	14	293983
		15	241627	<b>15</b>	293753
		16	244754		
		17	247880		
		18	251007		
		19	254134		
		<b>20</b>	256173		
<b>Revenu du ménage</b>					
<i>294000 F et plus</i>					
1	297700				
2	301400				
3	305100				
4	308800				
5	312500				
6	316200				
7	319900				
8	323600				
9	327300				
<b>10</b>	331000				

**Annexe 2b – Les valeurs discrètes retenues pour chaque tranche de revenu pour l’EGT 1991**

<b>Revenu du ménage</b>		<b>Revenu du ménage</b>		<b>Revenu du ménage</b>	
<i>moins de 30000 F</i>		<i>de 30000 F à 60000 F</i>		<i>de 60000 F à 90000 F</i>	
1	3000	1	30000	1	60000
2	6000	2	33750	2	63000
3	9000	3	37500	3	66000
4	12000	4	41250	4	69000
5	15000	5	45000	5	72000
6	18000	6	47191	6	75000
7	21000	7	49383	7	77886
8	24000	8	51574	8	80772
9	27000	9	53765	9	83658
		10	55957	10	86544
		11	58148	11	89429
<b>Revenu du ménage</b>		<b>Revenu du ménage</b>		<b>Revenu du ménage</b>	
<i>de 90000 F à 120000 F</i>		<i>de 120000 F à 150000 F</i>		<i>de 150000 F à 180000 F</i>	
1	90000	1	120000	1	150000
2	93027	2	123750	2	152500
3	96054	3	127500	3	155000
4	99080	4	131250	4	157500
5	102107	5	135000	5	160000
6	105134	6	139852	6	162500
7	108627	7	144704	7	165000
8	112255	8	149555	8	167956
9	115882			9	170913
10	119510			10	173869
				11	176825
				12	179782
<b>Revenu du ménage</b>		<b>Revenu du ménage</b>		<b>Revenu du ménage</b>	
<i>de 180000 F à 240000 F</i>		<i>de 240000 F à 360000 F</i>		<i>de 360000 F à 600000 F</i>	
1	180000	1	240000	1	360000
2	183750	2	247513	2	373333
3	187500	3	255026	3	386667

4	191250	4	262540	4	400000
5	195000	5	270053	5	413333
6	198750	6	277566	6	426667
7	202500	7	285079	7	440000
8	206250	8	292592	8	453333
9	210000	9	300106	9	466667
10	219562	10	329790	10	480000
11	229123			11	560061
12	238685				
<b>Revenu du ménage</b>					
<i>600000 F et plus</i>					
1	620000				
2	640000				
3	660000				
4	680000				
5	700000				
6	720000				
7	740000				
8	760000				
9	780000				
10	800000				
11	820000				
12	840000				

## Annexe 2c – Les valeurs discrètes retenues pour chaque tranche de revenu pour l'EGT 1997

<b>Revenu du ménage</b>		<b>Revenu du ménage</b>		<b>Revenu du ménage</b>	
<i>moins de 30000 F</i>		<i>de 30000 F à 60000 F</i>		<i>de 60000 F à 90000 F</i>	
1	3000	1	30000	1	60000
2	6000	2	33791	2	62508
3	9000	3	37583	3	65016
4	12000	4	41374	4	67524
5	15000	5	45166	5	70033
6	18000	6	47381	6	72541
7	21000	7	49762	7	75049
8	24000	8	52143	8	77301
9	27000	9	54524	9	79602
		10	56905	10	81902
		11	59286	11	84203
				12	86504
				13	88805
<b>Revenu du ménage</b>		<b>Revenu du ménage</b>		<b>Revenu du ménage</b>	
<i>de 90000 F à 120000 F</i>		<i>de 120000 F à 150000 F</i>		<i>de 150000 F à 180000 F</i>	
1	90000	1	120000	1	150000
2	93012	2	122490	2	152990
3	96024	3	124981	3	155980
4	99037	4	127471	4	158969
5	102049	5	129962	5	161959
6	105061	6	132452	6	164949
7	108109	7	134942	7	168134
8	111219	8	138331	8	171267
9	114328	9	141662	9	174401
10	117437	10	144993	10	177534
		11	148324		
<b>Revenu du ménage</b>		<b>Revenu du ménage</b>		<b>Revenu du ménage</b>	
<i>de 180000 F à 240000 F</i>		<i>de 240000 F à 360000 F</i>		<i>de 360000 F à 600000 F</i>	
1	180000	1	240000	1	360000
2	184297	2	247470	2	374966

3	188595	3	254939	3	389933
4	192892	4	262409	4	404899
5	197190	5	269878	5	419865
6	201487	6	277348	6	434832
7	205784	7	284818	7	449798
8	210082	8	292287	8	464765
9	219937	9	299757	9	479731
10	229874	10	332538	10	591843
<b>Revenu du ménage</b>					
<b>600000 F et plus</b>					
1	620000				
2	640000				
3	660000				
4	680000				
5	700000				
6	720000				
7	740000				
8	760000				
9	780000				
10	800000				
11	820000				
12	840000				

### Annexe 3. Exemple de l'application et de la validation de la méthode d'interpolation<sup>18</sup>

Source : MADRE et PURWANTO [2003]

Ensuite, nous estimons dans chaque quartile la motorisation des ménages avec son intervalle de confiance, et nous pouvons tester si les estimations interpolées à partir de différents découpages en tranches appartiennent à ces intervalles. L'exercice est réalisé:

- pour les 9 tranches de l'enquête Transport,
- pour les 12 tranches de Parc-Auto SOFRES,
- pour ces 12 tranches et en ne gardant que les ménages dont le chef a la nationalité française (les "ménages étrangers" n'étant intégrés dans ce panel qu'à partir de 2002);

En effet, un objectif secondaire de cette recherche était de tester la cohérence de la base de données sur les comportements automobiles des ménages constituée par l'enquête INSEE de Conjoncture (avant sa disparition en 1994) puis par le panel Parc-Auto SOFRES.

Travaillons sur l'échantillon des ménages qui ont déclaré leur revenu "en clair" à l'Enquête Nationale INSEE-INRETS Transports et Communications de 1993-1994. Situons sur cette distribution les frontières des tranches pré-codées dans le questionnaire (**figure 3-a.**). Plus nombreuses sont les tranches et plus proches sont leurs limites de Q1, de la médiane et de Q3, plus précise est

<sup>18</sup> Abréviations utilisées dans les figures de cette section :

*nbvprev*: motorisation de chaque quartile exactement calculé (le revenu de chaque ménage est connu "en clair", et les seuils de revenu limitant les quartiles sont donnés dans les formats Q4F France entière, Q4IDF pour les Franciliens et Q4IDFR pour les Franciliens dont le chef a la nationalité française)

*minnbvyp* et *maxnbvyp*: bornes de l'intervalle de confiance à 95%,

*nbvypent*: quartiles interpolés à partir de la grille en 9 tranches de l'enquête (format TREV ci-dessous):

*nbvypso*: quartiles interpolés à partir de la grille en 12 tranches du panel Parc-Auto en 1995 (format SOFRES dans le programme),

*nbvypsofr*: quartiles interpolés à partir de la grille en 12 tranches du panel Parc-Auto en 1995 (format SOFRES dans le programme), en ne gardant que les ménages dont le chef a la nationalité française comme dans le panel (la colonne *\_freq\_* n'est pas exacte pour cette ventilation)

l'interpolation. Nous verrons qu'elle fonctionne mieux pour les plus pauvres (Q1 est proche de la borne 75kF) que pour les plus aisés (Q3 est situé vers le milieu de la tranche 126-204 kF).

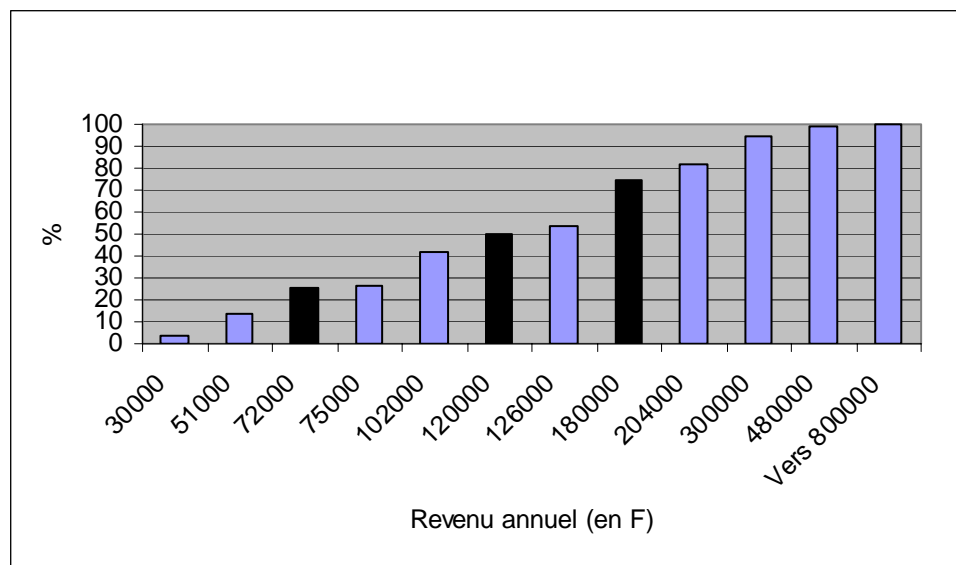


Figure 3-a. **Fréquence cumulée des revenus déclarés « en clair »**

Source: Enquête INSEE-INRETS Transports et Communications 1993-94. Champ: ménages ayant déclaré "en clair" un revenu strictement positif, sans non-réponse ni dépassement de capacité ( $0 < \text{REVENU} < 1\ 000\ 000$ ).

Considérons maintenant la distribution d'une variable d'intérêt (par exemple le nombre de voitures par ménage) selon les tranches de revenu (**figures 3-b**). Nous interpolons cette distribution afin de situer la frontière entre chaque quartile des revenus et nous calculons la motorisation moyenne dans chaque quartile en faisant l'hypothèse un peu forte que l'équipement des ménages ne varie pas en fonction du revenu à l'intérieur des tranches traversées par une frontière entre quartiles (Q1, médiane ou Q3).

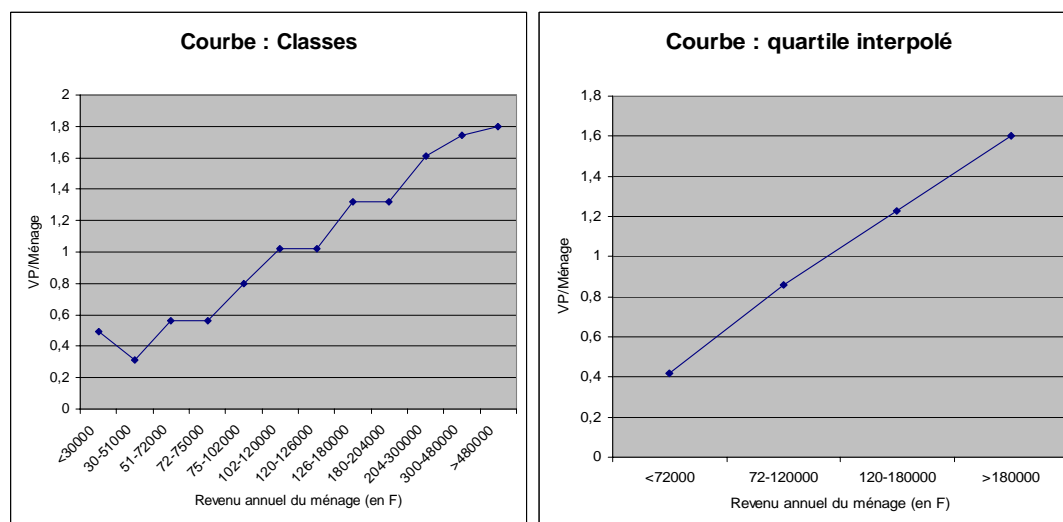


Figure 3-b. **Nombre moyen de voitures par ménage selon le revenu**

Source: Enquête INSEE-INRETS Transports et Communications 1993-94. Champ: ménages ayant déclaré « en clair » un revenu strictement positif, sans omission ni dépassement de capacité ( $0 < \text{REVENU} < 1\ 000\ 000$ ).

France entière (**figure 3-c**) et à partir des 9 tranches de l'enquête Transport, ce n'est que pour les deux quartiles supérieurs que les résultats ne sont pas validés (en raison de la position centrale de Q3 dans la tranche 126-204 kF signalée plus haut). Par ailleurs, on ne s'étonnera pas que l'exclusion des "ménages étrangers" ne pose problème que dans le quartile le plus pauvre.



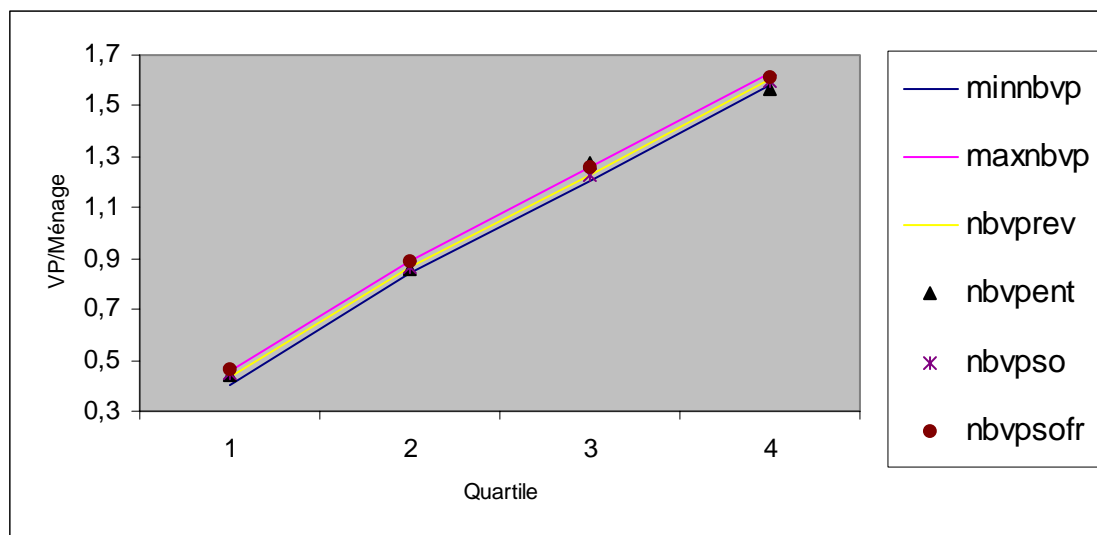


Figure 3-c. **Motorisation par quartile des revenus/ménage France entière : différents calculs**

Source: Enquête INSEE-INRETS Transports et Communications 1993-94

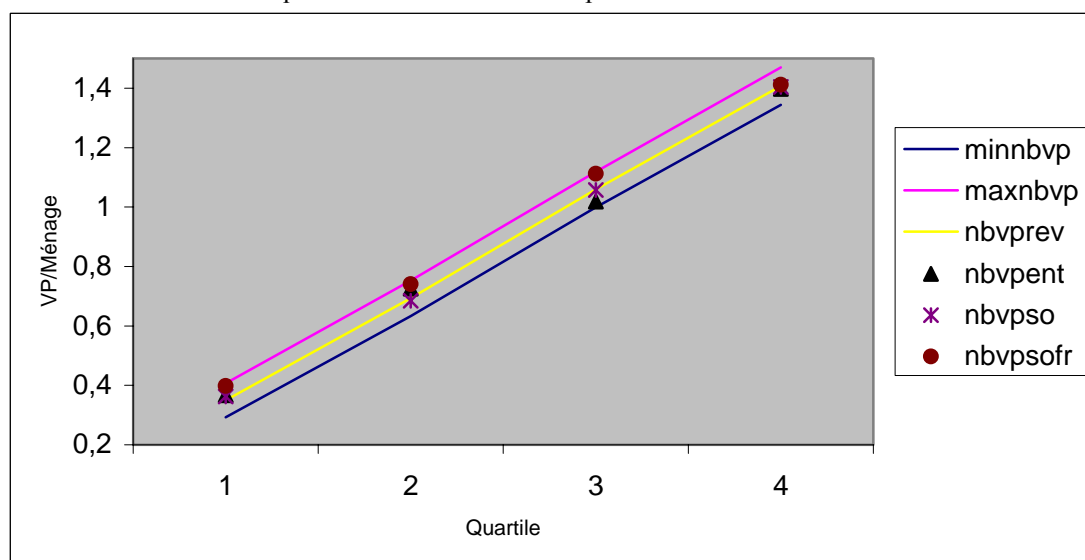


Figure 3-d. **Motorisation par quartile des revenus/ménage en IDF : différents calculs**

Source: Enquête INSEE-INRETS Transports et Communications 1993-94

En outre, la validation sur l'Ile-de-France (**figure 3-d**) est apparemment plus satisfaisante que pour la France entière; mais c'est parce qu'elle est moins sévère en raison d'intervalles de confiance plus larges dus à des échantillons plus petits.

Le même test est effectué pour la taille du ménage et pour la proportion des personnes vivant seules (**figure 3-e et 3-f**). Les résultats calculés à partir des 12 tranches de Parc-Auto SOFRES sont toujours validés, bien que les frontières de ces tranches soient souvent des valeurs arrondies (100 kF par exemple). Ceci montre bien que le nombre de classes doit être nettement supérieur au nombre des quantiles que l'on se propose de construire.

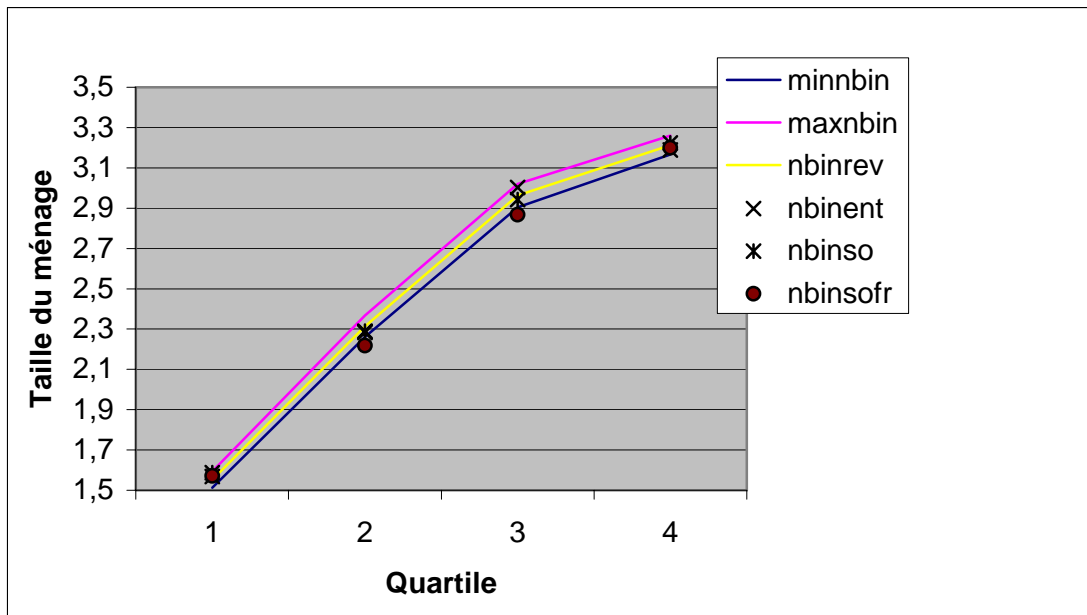


Figure 3-e Taille du ménage par quartile des revenus/ménage: différents calculs

Source: Enquête INSEE-INRETS Transports et Communications 1993-94

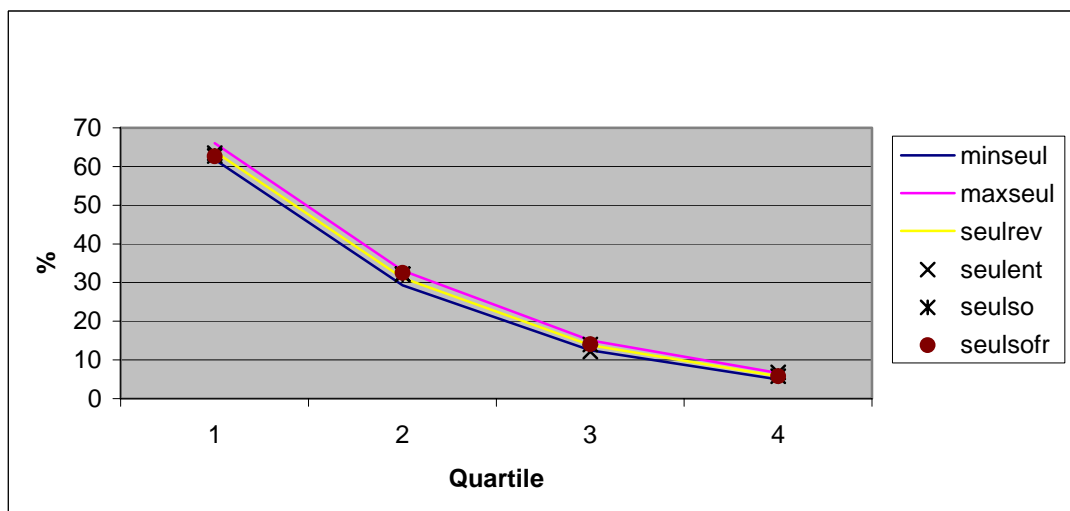


Figure 3-f Pourcentage de personnes seules par quartile des revenus/ménage: différents calculs

Source: Enquête INSEE-INRETS Transports et Communications 1993-94

On a ensuite cherché à interpoler les quartiles de la distribution des revenus par unité de consommation en affectant à chaque ménage le revenu médian de sa tranche divisé par le nombre de ses u.c. (figures 3-g et 3-h).

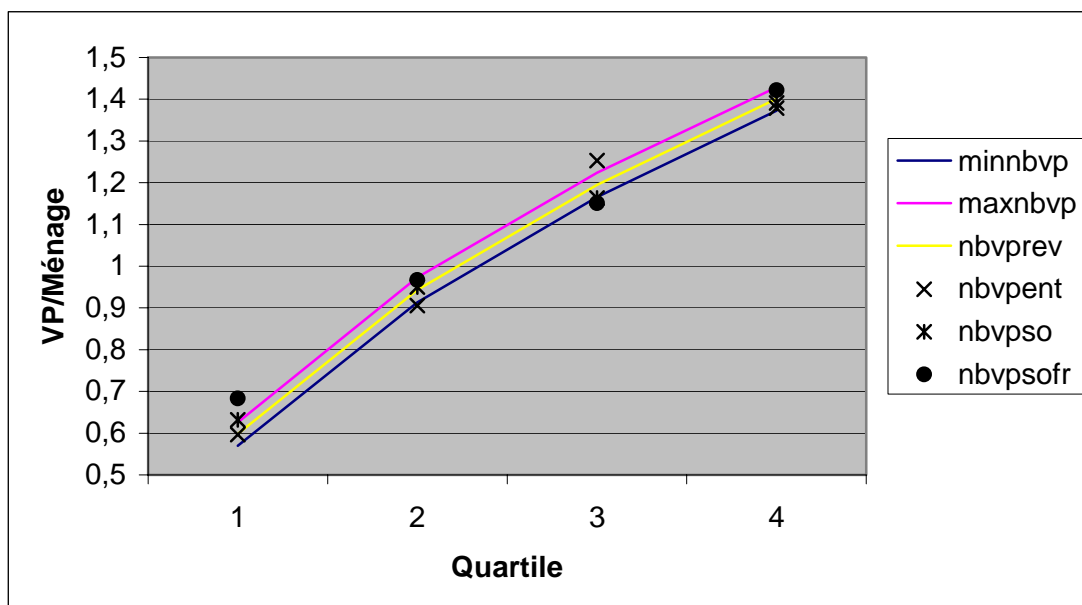


Figure 3-g **Motorisation par quartile des revenus/u.c. France entière: différents calculs**

Source: Enquête INSEE-INRETS Transports et Communications 1993-94

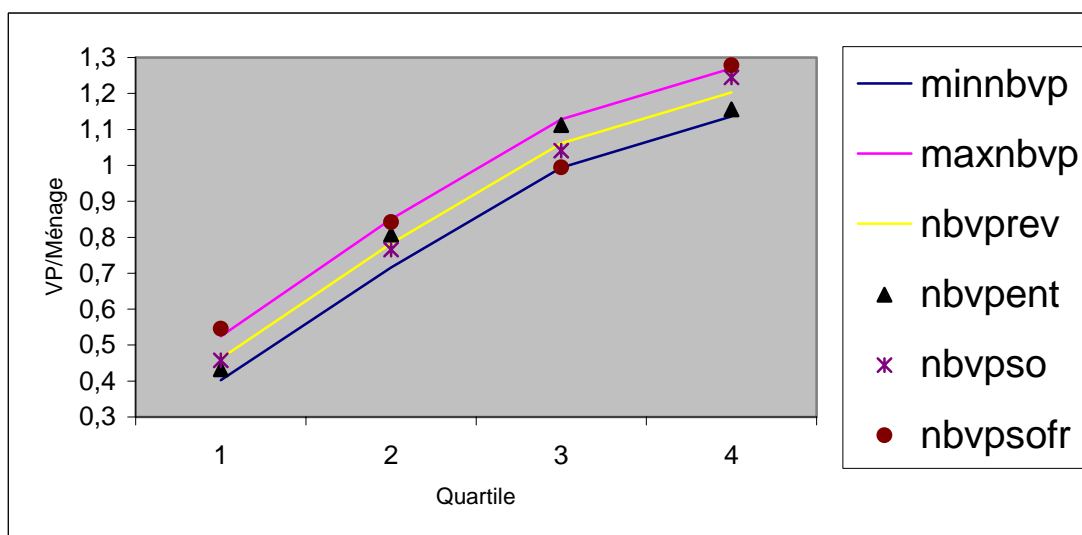
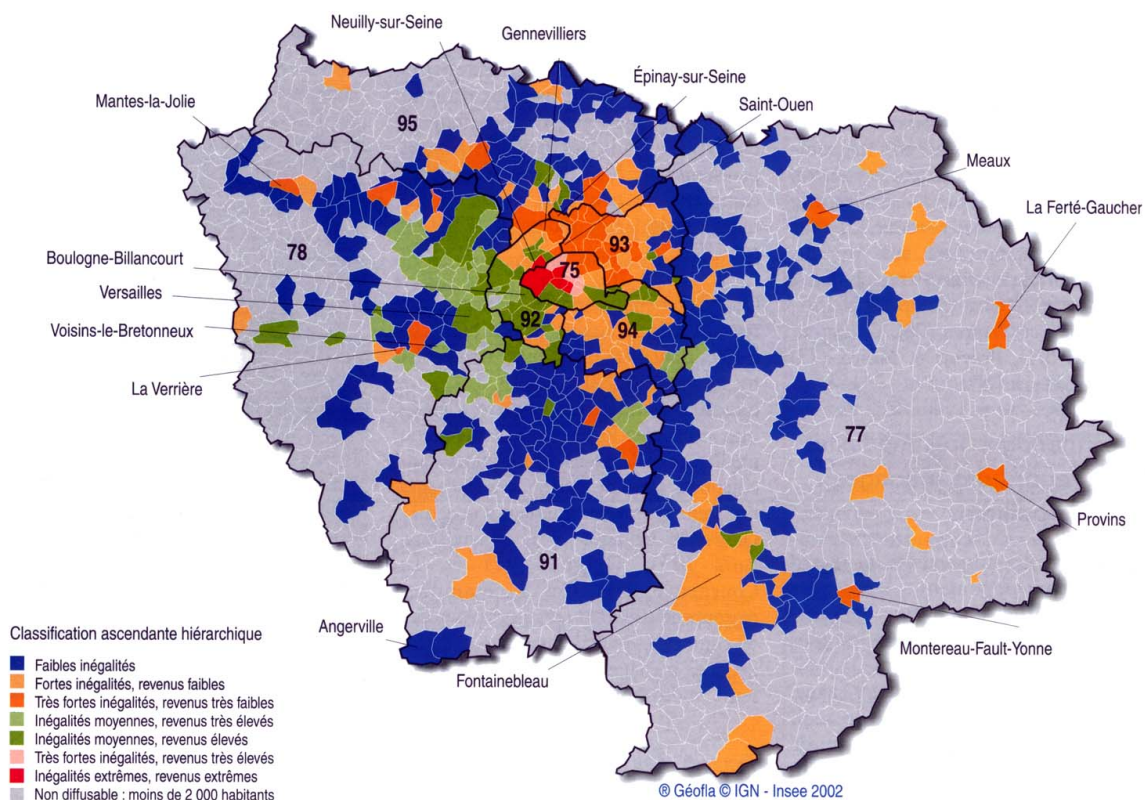


Figure 3-h **Motorisation par quartile des revenus/u.c. en Île-de-France: différents calculs**

Source: Enquête INSEE-INRETS Transports et Communications 1993-94

On aurait pu penser que plus on "éclate" l'échantillon (une centaine de catégories de revenu/u.c. à partir de 9 tranches de revenu du ménage), meilleure est l'interpolation; ce n'est pas le cas en raison de la corrélation entre taille du ménage et niveau de revenu: pour chacun des trois tests, 2 résultats sur 4 ne sont pas validés.

Figure 4 - Niveaux et inégalités des revenus



Champ : communes de plus de 2 000 habitants  
 Source : Insee - DGI, revenus fiscaux localisés 1999

#### Annexe 4. Niveau et inégalité des revenus

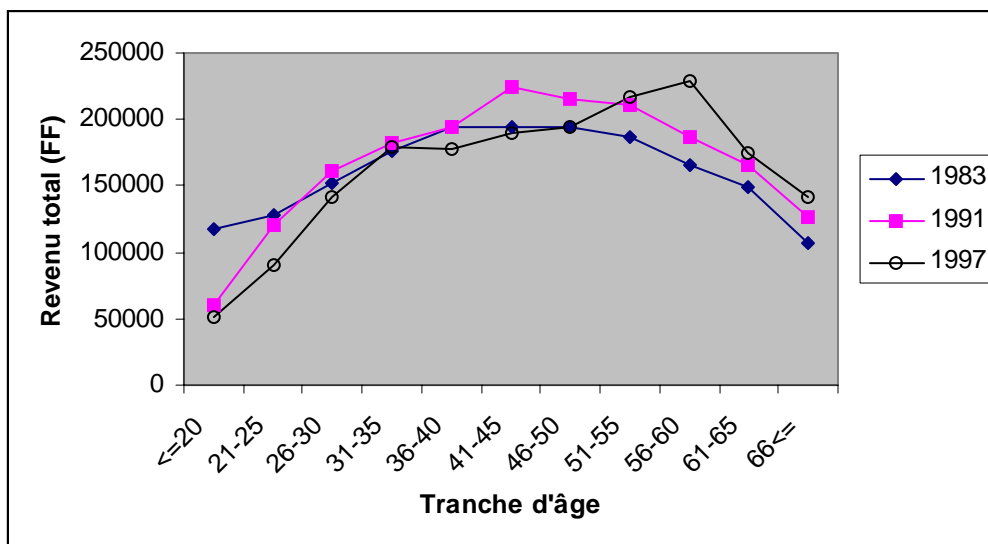
Source : INSEE – DGI, revenus fiscaux localisés 1999

#### Annexe 5. Evolution de la structure du revenu fiscal des ménages entre 1970 et 1996

Masse en milliards de F courants, structure en %

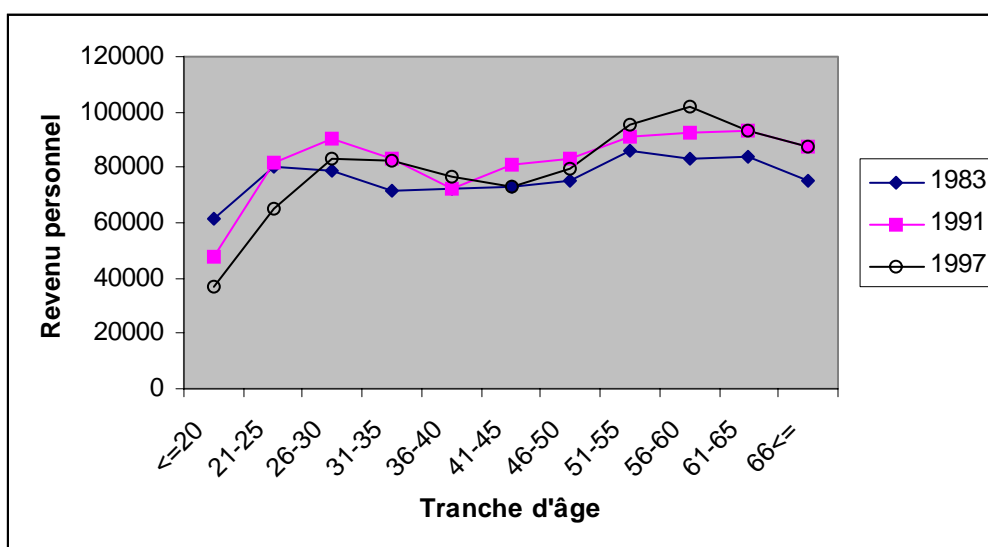
	1970		1975		1979		1984		1990		1996	
	Masse	Structure	Masse	Structure	Masse	Structure	Masse	Structure	Masse	Structure	Masse	Structure
Salaires et indemnités chômage	239.5	67.2	500.6	68.4	826.8	66.3	1480.1	64.2	2076.1	64.0	2476.9	64.4
Revenus d'indépendants	50.1	14.0	87.8	12.0	147.8	11.9	234.6	10.2	326.2	10.1	273.6	7.1
Revenus fonciers, revenus de capitaux mobiliers, plus values	18.6	5.3	35.9	4.9	56.6	4.5	137.7	6.0	187.7	5.5	171.8	4.5
Retraités	48.4	13.6	107.5	14.7	215.7	17.3	454.6	19.7	651.8	20.1	922.3	24.0
- Ensemble	356.6	100.0	731.8	100.0	1246.9	100.0	2307.0	100.0	3241.8	100.0	3844.6	100.0

Source : Enquêtes revenus fiscaux 1970, 1975, 1979, 1984, 1990, 1996, DGI-INSEE



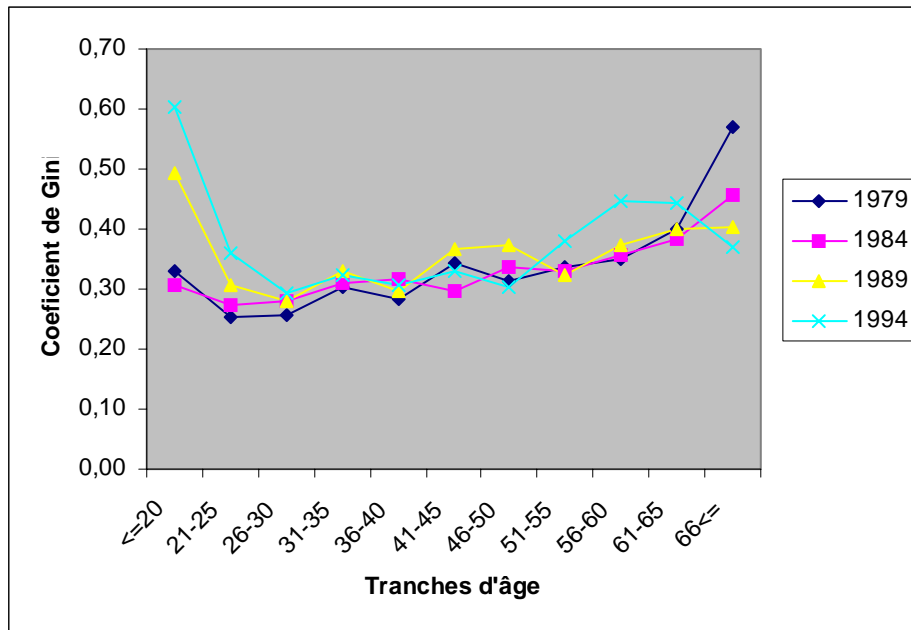
Annexe 6. Revenu total des ménages selon l'âge de la personne de référence (franc français 1997)

Source : Calcul sur l'EGT



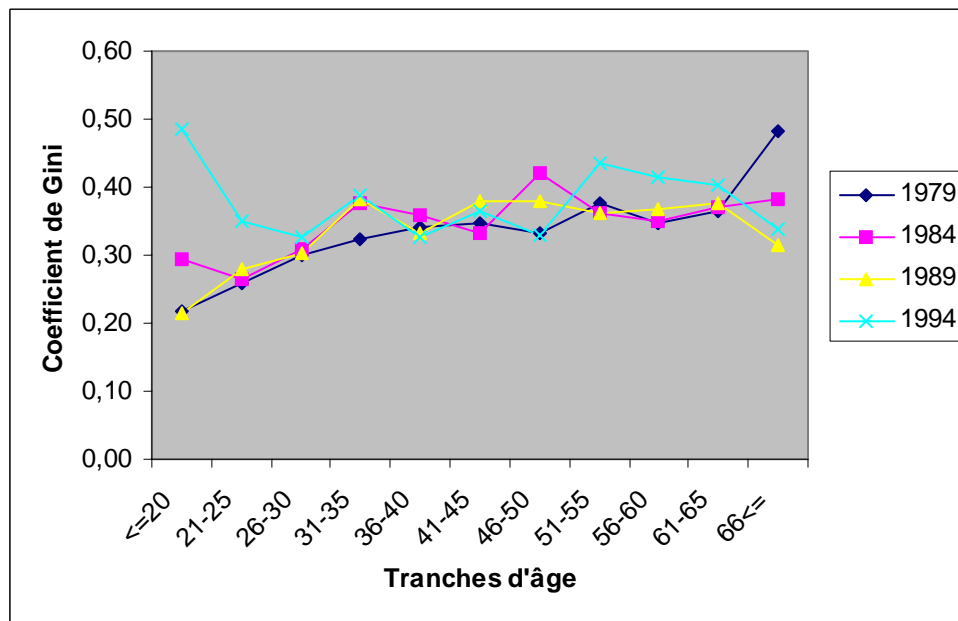
Annexe 7. Revenu par personne des ménages selon l'âge de la personne de référence (France française 1997)

Source : Calcul sur l'EGT



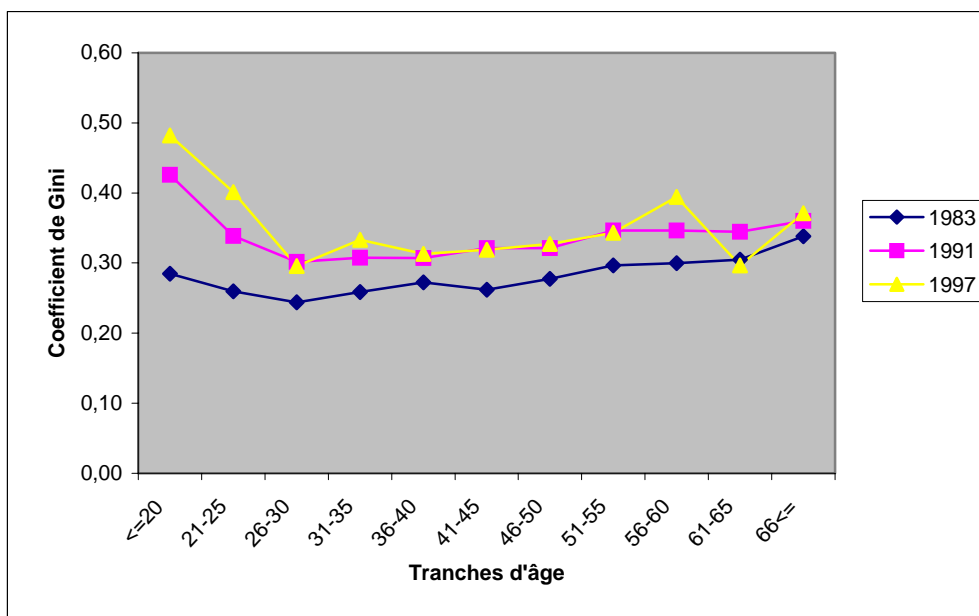
Annexe 8. Coefficient de Gini de la distribution du revenu total des ménages selon la tranche d'âge de la personne de référence

Source : Calcul sur l'enquête BDF



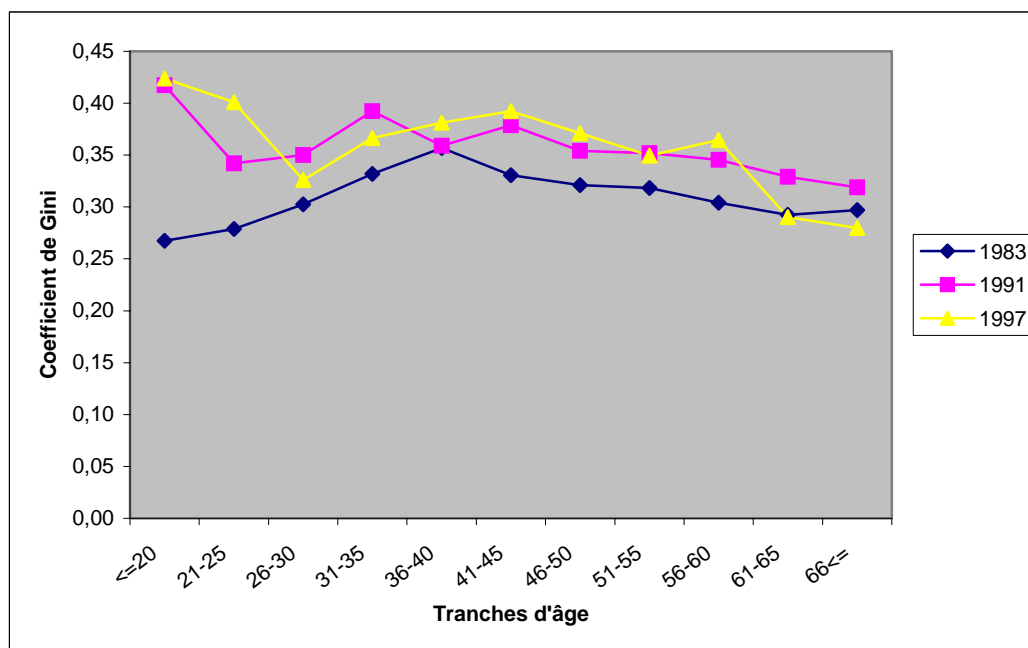
Annexe 9. Coefficient de Gini de la distribution du revenu par personne des ménages selon la tranche d'âge de la personne de référence

Source : Calcul sur enquête BDF



Annexe 10. Coefficient de Gini de la distribution du revenu total des ménages selon la tranche d'âge de la personne de référence

Source : Calcul sur l'EGT



Annexe 11. Coefficient de Gini de la distribution du revenu par personne les ménages selon la tranche d'âge de la personne de référence

Source : Calcul sur l'EGT

**Annexe 12. Revenu total du ménage selon le catégorie socioprofessionnelle**

	1984	1989	1994
actifs : agriculteurs exploitants	133773	112810	119418
actifs : artisans, commerçants, prof. libérales	192327	281585	346231
actifs : cadres, prof. libérales	339693	334114	362208
actifs : profession intermédiaires	234620	228158	210977
actifs : employés	162129	159950	143439
actifs : ouvriers	172377	181698	169637
inactifs : retraités	155668	170791	177866
inactifs autres que retraités	121123	81152	87456

Source : Calcul sur l'enquête BDF

**Annexe 13. Revenu moyen par personne selon la catégorie socioprofessionnelle du chef de ménage**

Profession	1984	1989	1994
actifs : agriculteurs exploitants	42066	56405	59709
actifs : artisans, commerçants, prof. Libérales	86261	89707	138869
actifs : cadres, prof. Libérales	145085	158782	159064
actifs : profession intermédiaires	99955	106139	95511
actifs : employés	77961	77354	73083
actifs : ouvriers	64522	65633	60588
inactifs : retraités	92116	101721	113540
inactifs autres que retraités	70456	59604	58651

Source : Calcul sur l'enquête BDF

**Annexe 14. Coefficient de Gini de la distribution du revenu total du ménage à l'intérieur de chaque catégorie socioprofessionnelle**

	1984	1989	1994
actifs : agriculteurs exploitants	0,39	0,01	-
actifs : artisans, commerçants, prof. libérales	0,36	0,41	0,46
actifs : cadres, prof. libérales	0,30	0,35	0,33
actifs : profession intermédiaires	0,28	0,27	0,23
actifs : employés	0,27	0,29	0,29
actifs : ouvriers	0,23	0,25	0,25
inactifs : retraités	0,41	0,38	0,35
inactifs autres que retraités	0,52	0,41	0,56

Source : Calcul sur l'enquête BDF

**Annexe 15. Coefficient de Gini de la distribution du revenu moyen par personne à l'intérieur de chaque catégorie socioprofessionnelle du chef de ménage**

	1984	1989	1994
actifs : agriculteurs exploitants	0,39	0,01	-
actifs : artisans, commerçants, prof. libérales	0,46	0,39	0,55
actifs : cadres, prof. libérales	0,35	0,35	0,37
actifs : profession intermédiaires	0,29	0,27	0,25
actifs : employés	0,30	0,28	0,30
actifs : ouvriers	0,27	0,28	0,28
inactifs : retraités	0,35	0,33	0,32
inactifs autres que retraités	0,47	0,39	0,55

Source : Calcul sur l'enquête BDF



**Annexe 16. Pourcentage des catégories socioprofessionnelles de la personne de référence en Île-de-France**

Profession	1984	1989	1994
actifs : agriculteurs exploitants	0,27	0,15	0,05
actifs : artisans, commerçants, prof. Libérales	3,62	4,64	4,43
actifs : cadres, prof. libérales	15,23	17,04	20,41
actifs : profession intermédiaires	18,28	18,39	16,73
actifs : employés	16,24	13,98	15,51
actifs : ouvriers	19,57	18,3	13,98
inactifs : retraités	21,74	22,26	24,13
inactifs autres que retraités	5,04	5,24	4,75

Source : Calcul sur l'enquête BDF

**Annexe 17. Pourcentage des catégories socioprofessionnelles de la personne de référence à Paris**

Profession	1984	1989	1994
actifs : agriculteurs exploitants	0	0	0
actifs : artisans, commerçants, prof, libérales	2,58	4,42	6,1
actifs : cadres, prof, libérales	21,83	25,65	27,57
actifs : profession intermédiaires	16,33	13,44	10,87
actifs : employés	16,75	17,68	15,01
actifs : ouvriers	14,01	10,24	6,21
inactifs : retraités	19,94	19,5	25,32
inactifs autres que retraités	8,55	9,08	8,92

Source : Calcul sur l'enquête BDF

**Annexe 18. Pourcentage des catégories socioprofessionnelles de la personne de référence en petite couronne**

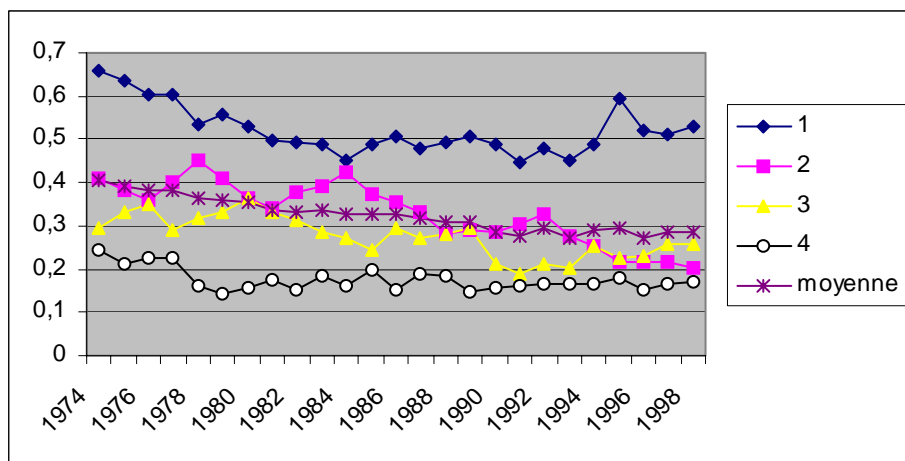
Profession	1984	1989	1994
actifs : agriculteurs exploitants	0	0	0
actifs : artisans, commerçants, prof, libérales	3,88	4,99	4,3
actifs : cadres, prof, libérales	13,05	16,27	18,93
actifs : profession intermédiaires	16,76	19,85	17,17
actifs : employés	16,69	12,67	16,46
actifs : ouvriers	20,53	20,91	14,41
inactifs : retraités	24,23	20,49	24,88
inactifs autres que retraités	4,86	4,82	3,85

Source : Calcul sur l'enquête BDF

**Annexe 19. Pourcentage des catégories socioprofessionnelles de la personne de référence en grande couronne**

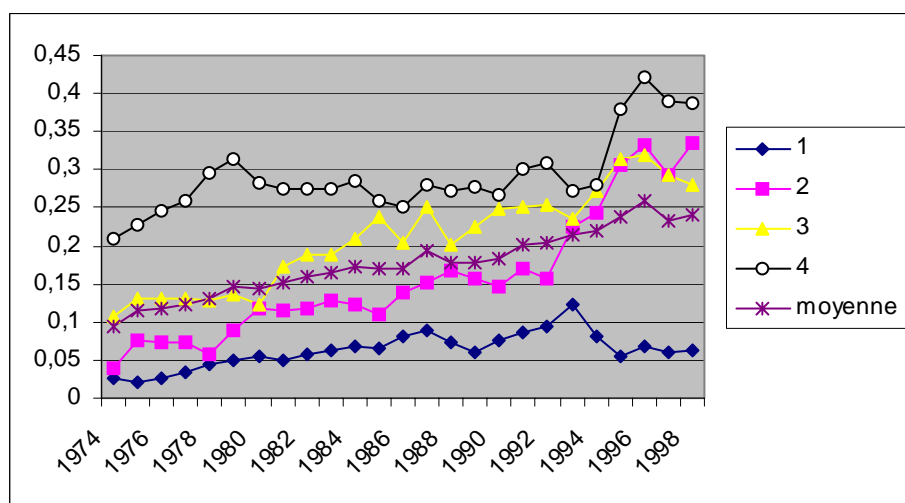
Profession	1984	1989	1994
actifs : agriculteurs exploitants	0,7	0,4	0,12
actifs : artisans, commerçants, prof, libérales	4,03	4,46	3,6
actifs : cadres, prof, libérales	13,17	11,44	17,67
actifs : profession intermédiaires	20,89	20,56	19,69
actifs : employés	15,52	12,59	14,92
actifs : ouvriers	22,11	21,61	18,05
inactifs : retraités	20,55	26,12	22,76
inactifs autres que retraités	3,03	2,81	3,19

Source : Calcul sur l'enquête BDF



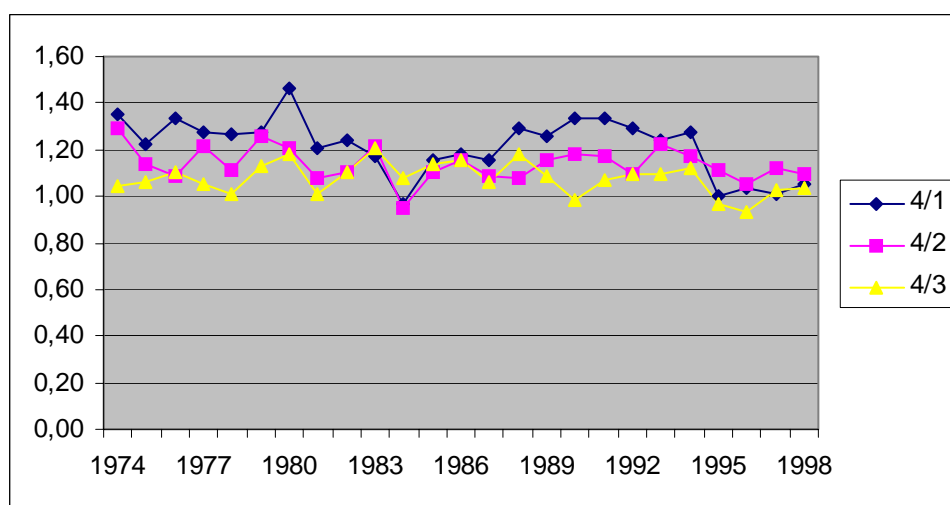
Annexe 20. **Pourcentage des ménages sans voiture, ventilation selon les quartiles des revenus/u.c.**

Source : L'enquête INSEE de Conjoncture 1972-1994 - Panel Parc-Auto INRETS-ADEME-SOFRES 1994-1998



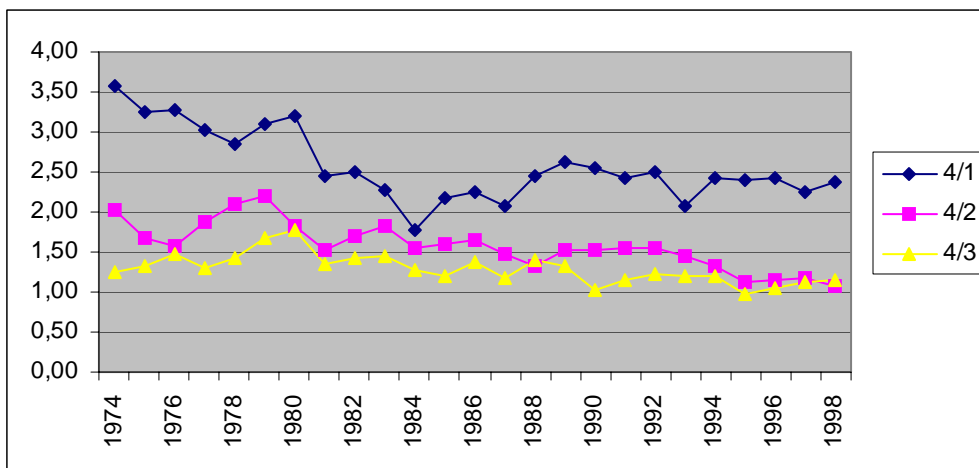
Annexe 21. **Pourcentage des ménages ayant 2 voitures ou plus, ventilation selon les quartiles des revenus/u.c.**

Source : L'enquête INSEE de Conjoncture 1972-1994 - Panel Parc-Auto INRETS-ADEME-SOFRES 1994-1998



Annexe 22. **Ratio entre le kilométrage moyen annuel par voiture du 4e quartile et celui des autres quartiles, ventilation selon les quartiles des revenus/u.c.**

Source : L'enquête INSEE de Conjoncture 1972-1994 - Panel Parc-Auto INRETS-ADEME-SOFRES 1994-1998



Annexe 23. Ratio entre le kilométrage annuel par ménage du 4e quartile et celui des autres quartiles, ventilation selon les quartiles des revenus/u.c.

Source : L'enquête INSEE de Conjoncture 1972-1994 - Panel Parc-Auto INRETS-ADEME-SOFRES 1994-1998

Annexe 24. Matrice de corrélation entre indicateurs de mobilité

	nbauto	nbtc	nbmap	duaauto	duct	dumap	dauto	dtc	dmap
nbauto	1.00	-0.34	-0.35	0.68	-0.31	-0.31	0.61	-0.24	-0.27
Nbtc	-0.34	1.00	-0.18	-0.28	0.85	-0.15	-0.26	0.63	-0.13
nbmap	-0.35	-0.18	1.00	-0.29	-0.20	0.75	-0.29	-0.17	0.64
duaauto	0.68	-0.28	-0.29	1.00	-0.25	-0.25	0.75	-0.19	-0.22
Duct	-0.31	0.85	-0.20	-0.25	1.00	-0.17	-0.24	0.81	-0.14
dumap	-0.31	-0.15	0.75	-0.25	-0.17	1.00	-0.25	-0.15	0.71
Dauto	0.61	-0.26	-0.29	0.75	-0.24	-0.25	1.00	-0.18	-0.21
Dtc	-0.24	0.63	-0.17	-0.19	0.81	-0.15	-0.18	1.00	-0.13
dmap	-0.27	-0.13	0.64	-0.22	-0.14	0.71	-0.21	-0.13	1.00

Source : calcul sur les EGT 1976, 1983, 1991 et 1997

Annexe 25. Tests statistiques F et student-t sur les effets des 8 groupes sur les variables initiales

*The MEANS Procedure*

CLUSTER	N Obs	Variable	Mean	Lower 95% CL for Mean	Upper 95% CL for Mean	N	Std Dev
1	8586	nbauto	4.64	4.60	4.69	8586	2.13
		nbtc	0.00	0.00	0.00	8586	0.06
		nbmap	0.14	0.13	0.15	8586	0.56
		dauto	30.28	29.96	30.61	8586	15.11
		dtc	0.01	0.01	0.01	8586	0.21
		dmap	0.05	0.05	0.06	8586	0.26
		duaauto	1.68	1.67	1.70	8586	0.61
		duct	0.00	0.00	0.00	8586	0.03
		dumap	0.02	0.02	0.02	8586	0.11
		2	10040	nbauto	0.32	0.30	0.33
nbtc	0.34			0.33	0.35	10040	0.77
nbmap	4.12			4.09	4.15	10040	1.56
dauto	1.09			1.01	1.17	10040	4.22
dtc	1.28			1.21	1.36	10040	3.89
dmap	2.36			2.34	2.39	10040	1.21
duaauto	0.09			0.08	0.09	10040	0.29
duct	0.18			0.17	0.18	10040	0.44
dumap	0.95			0.94	0.96	10040	0.41
3	5612			nbauto	0.33	0.31	0.36
		nbtc	2.82	2.79	2.85	5612	1.16
		nbmap	1.08	1.05	1.12	5612	1.34
		dauto	1.42	1.28	1.56	5612	5.15
		dtc	39.65	39.07	40.23	5612	21.65
		dmap	0.53	0.51	0.56	5612	0.79

CLUSTER	N Obs	Variable	Mean	Lower 95% CL for Mean	Upper 95% CL for Mean	N	Std Dev
		duaauto	0.09	0.08	0.10	5612	0.27
		dutc	2.73	2.71	2.76	5612	0.94
		dumap	0.21	0.20	0.22	5612	0.31
4	1236	nbauto	0.15	0.12	0.19	1236	0.60
		nbtc	0.16	0.13	0.19	1236	0.53
		nbmap	6.36	6.20	6.51	1236	2.83
		dauto	0.44	0.33	0.56	1236	2.11
		dtc	0.56	0.44	0.69	1236	2.23
		dmap	5.82	5.62	6.02	1236	3.65
		duaauto	0.04	0.03	0.05	1236	0.19
		dutc	0.08	0.06	0.09	1236	0.27
		dumap	2.04	1.98	2.09	1236	0.96
5	2203	nbauto	6.72	6.59	6.86	2203	3.06
		nbtc	0.00	-0.00	0.00	2203	0.04
		nbmap	0.11	0.09	0.13	2203	0.46
		dauto	69.84	68.54	71.13	2203	29.77
		dtc	0.00	-0.00	0.01	2203	0.09
		dmap	0.03	0.03	0.04	2203	0.19
		duaauto	3.79	3.69	3.89	2203	2.27
		dutc	0.00	-0.00	0.00	2203	0.01
		dumap	0.02	0.01	0.02	2203	0.08
6	10805	nbauto	0.08	0.07	0.08	10805	0.30
		nbtc	0.05	0.04	0.05	10805	0.23
		nbmap	2.32	2.31	2.34	10805	0.83
		dauto	0.10	0.09	0.12	10805	0.66
		dtc	0.10	0.09	0.11	10805	0.63
		dmap	0.80	0.79	0.81	10805	0.57
		duaauto	0.01	0.01	0.01	10805	0.07
		dutc	0.02	0.02	0.02	10805	0.10
		dumap	0.37	0.37	0.38	10805	0.18
7	13661	nbauto	0.40	0.39	0.42	13661	1.06
		nbtc	2.11	2.10	2.12	13661	0.64
		nbmap	0.54	0.53	0.56	13661	0.95
		dauto	2.03	1.91	2.14	13661	6.97
		dtc	12.93	12.77	13.08	13661	9.43
		dmap	0.19	0.19	0.20	13661	0.41
		duaauto	0.14	0.13	0.15	13661	0.42
		dutc	1.39	1.38	1.40	13661	0.60
		dumap	0.08	0.08	0.08	13661	0.16
8	14624	nbauto	2.73	2.71	2.75	14624	1.17
		nbtc	0.01	0.00	0.01	14624	0.07
		nbmap	0.60	0.58	0.62	14624	1.03
		dauto	9.66	9.53	9.80	14624	8.08
		dtc	0.01	0.01	0.01	14624	0.17
		dmap	0.22	0.21	0.23	14624	0.47
		duaauto	0.70	0.69	0.70	14624	0.40
		dutc	0.00	0.00	0.00	14624	0.02
		dumap	0.09	0.09	0.09	14624	0.17

*The GLM Procedure*

Class Level Information		
Class	Levels	Values
CLUSTER	8	1 2 3 4 5 6 7 8

Number of observations	66767
------------------------	-------

Dependent Variable: nbauto

Weight: pon2

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
<b>Model</b>	7	221885.7916	31697.9702	19603.9	<.0001
<b>Error</b>	66759	107943.9663	1.6169		
<b>Corrected Total</b>	66766	329829.7580			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	nbauto Mean
0.672728	82.70574	1.271582	1.537477

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
<b>CLUSTER</b>	7	221885.7916	31697.9702	19603.9	<.0001

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
<b>CLUSTER</b>	7	221885.7916	31697.9702	19603.9	<.0001

Dependent Variable: nbtc

Weight: pon2

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
<b>Model</b>	7	70522.92031	10074.70290	33421.3	<.0001
<b>Error</b>	66759	20124.23472	0.30145		
<b>Corrected Total</b>	66766	90647.15503			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	nbtc Mean
0.777994	73.28671	0.549041	0.749169

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
<b>CLUSTER</b>	7	70522.92031	10074.70290	33421.3	<.0001

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
<b>CLUSTER</b>	7	70522.92031	10074.70290	33421.3	<.0001

Dependent Variable: nbmap

Weight: pon2

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
<b>Model</b>	7	153427.9594	21918.2799	17635.1	<.0001
<b>Error</b>	66759	82973.0882	1.2429		

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Corrected Total	66766	236401.0475			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	nbmap Mean
0.649016	74.85191	1.114843	1.489398

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
CLUSTER	7	153427.9594	21918.2799	17635.1	<.0001

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
CLUSTER	7	153427.9594	21918.2799	17635.1	<.0001

*Dependent Variable: dauto*

*Weight: pon2*

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	7	13876075.01	1982296.43	22548.8	<.0001
Error	66759	5868869.66	87.91		
Corrected Total	66766	19744944.67			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	dauto Mean
0.702766	107.8385	9.376102	8.694575

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
CLUSTER	7	13876075.01	1982296.43	22548.8	<.0001

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
CLUSTER	7	13876075.01	1982296.43	22548.8	<.0001

*Dependent Variable: dtc*

*Weight: pon2*

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	7	8221346.58	1174478.08	19564.6	<.0001
Error	66759	4007601.44	60.03		
Corrected Total	66766	12228948.01			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	dtc Mean
0.672286	124.7592	7.747960	6.210329

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
CLUSTER	7	8221346.577	1174478.082	19564.6	<.0001

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
CLUSTER	7	8221346.577	1174478.082	19564.6	<.0001

*Dependent Variable: dmap*

*Weight: pon2*

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	7	74120.8453	10588.6922	15996.0	<.0001
Error	66759	44191.6121	0.6620		
Corrected Total	66766	118312.4574			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	dmap Mean
0.626484	108.8687	0.813608	0.747329

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
CLUSTER	7	74120.84527	10588.69218	15996.0	<.0001

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
CLUSTER	7	74120.84527	10588.69218	15996.0	<.0001

*Dependent Variable: duauto*

*Weight: pon2*

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	7	41461.06866	5923.00981	19190.8	<.0001
Error	66759	20604.41421	0.30864		
Corrected Total	66766	62065.48287			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	duauto Mean
0.668021	105.6038	0.555553	0.526073

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
CLUSTER	7	41461.06866	5923.00981	19190.8	<.0001

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
CLUSTER	7	41461.06866	5923.00981	19190.8	<.0001

Dependent Variable: *dute*

Weight: *pon2*

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	7	47767.11373	6823.87339	37649.1	<.0001
Error	66759	12100.03246	0.18125		
Corrected Total	66766	59867.14619			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	<i>dute</i> Mean
0.797885	76.81637	0.425734	0.554223

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
CLUSTER	7	47767.11373	6823.87339	37649.1	<.0001

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
CLUSTER	7	47767.11373	6823.87339	37649.1	<.0001

Dependent Variable: *dumap*

Weight: *pon2*

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	7	10487.68831	1498.24119	21854.7	<.0001
Error	66759	4576.63232	0.06855		
Corrected Total	66766	15064.32063			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	<i>dumap</i> Mean
0.696194	86.25373	0.261829	0.303557

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
CLUSTER	7	10487.68831	1498.24119	21854.7	<.0001

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
CLUSTER	7	10487.68831	1498.24119	21854.7	<.0001

*Tukey's Studentized Range (HSD) Test for nbauto*

NOTE: This test controls the Type I experimentwise error rate.

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	66759
Error Mean Square	1.61692



Critical Value of Studentized Range	4.28650
-------------------------------------	---------

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.				
CLUSTER Comparison	Difference Between Means	Simultaneous 95% Confidence Limits		
5 - 1	2.08034	1.98487	2.17581	***
5 - 8	3.99665	3.90507	4.08824	***
5 - 7	6.32047	6.22909	6.41186	***
5 - 3	6.38832	6.28768	6.48895	***
5 - 2	6.40781	6.31410	6.50153	***
5 - 4	6.56999	6.43342	6.70657	***
5 - 6	6.64752	6.55425	6.74079	***
1 - 5	-2.08034	-2.17581	-1.98487	***
1 - 8	1.91632	1.86298	1.96966	***
1 - 7	4.24014	4.18714	4.29313	***
1 - 3	4.30798	4.24028	4.37569	***
1 - 2	4.32748	4.27057	4.38438	***
1 - 4	4.48966	4.37517	4.60415	***
1 - 6	4.56718	4.51101	4.62336	***
8 - 5	-3.99665	-4.08824	-3.90507	***
8 - 1	-1.91632	-1.96966	-1.86298	***
8 - 7	2.32382	2.27818	2.36946	***
8 - 3	2.39166	2.32955	2.45378	***
8 - 2	2.41116	2.36103	2.46129	***
8 - 4	2.57334	2.46206	2.68462	***
8 - 6	2.65086	2.60157	2.70016	***
7 - 5	-6.32047	-6.41186	-6.22909	***
7 - 1	-4.24014	-4.29313	-4.18714	***
7 - 8	-2.32382	-2.36946	-2.27818	***
7 - 3	0.06785	0.00603	0.12967	***
7 - 2	0.08734	0.03758	0.13710	***
7 - 4	0.24952	0.13841	0.36063	***

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.				
CLUSTER Comparison	Difference Between Means	Simultaneous 95% Confidence Limits		
7 - 6	0.32705	0.27813	0.37596	***
3 - 5	-6.38832	-6.48895	-6.28768	***
3 - 1	-4.30798	-4.37569	-4.24028	***
3 - 8	-2.39166	-2.45378	-2.32955	***
3 - 7	-0.06785	-0.12967	-0.00603	***
3 - 2	0.01950	-0.04571	0.08470	
3 - 4	0.18168	0.06284	0.30051	***
3 - 6	0.25920	0.19463	0.32377	***
2 - 5	-6.40781	-6.50153	-6.31410	***
2 - 1	-4.32748	-4.38438	-4.27057	***
2 - 8	-2.41116	-2.46129	-2.36103	***
2 - 7	-0.08734	-0.13710	-0.03758	***
2 - 3	-0.01950	-0.08470	0.04571	
2 - 4	0.16218	0.04915	0.27521	***
2 - 6	0.23971	0.18657	0.29284	***
4 - 5	-6.56999	-6.70657	-6.43342	***
4 - 1	-4.48966	-4.60415	-4.37517	***
4 - 8	-2.57334	-2.68462	-2.46206	***
4 - 7	-0.24952	-0.36063	-0.13841	***
4 - 3	-0.18168	-0.30051	-0.06284	***
4 - 2	-0.16218	-0.27521	-0.04915	***
4 - 6	0.07753	-0.03514	0.19019	
6 - 5	-6.64752	-6.74079	-6.55425	***
6 - 1	-4.56718	-4.62336	-4.51101	***
6 - 8	-2.65086	-2.70016	-2.60157	***
6 - 7	-0.32705	-0.37596	-0.27813	***
6 - 3	-0.25920	-0.32377	-0.19463	***
6 - 2	-0.23971	-0.29284	-0.18657	***
6 - 4	-0.07753	-0.19019	0.03514	

*Tukey's Studentized Range (HSD) Test for nbtc*

NOTE: This test controls the Type I experimentwise error rate.

<b>Alpha</b>	0.05
<b>Error Degrees of Freedom</b>	66759
<b>Error Mean Square</b>	0.301446
<b>Critical Value of Studentized Range</b>	4.28650

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.				
CLUSTER Comparison	Difference Between Means	Simultaneous 95% Confidence Limits		
3 - 7	0.715500	0.688808	0.742193	***
3 - 2	2.481377	2.453222	2.509531	***
3 - 4	2.660068	2.608758	2.711378	***
3 - 6	2.773518	2.745639	2.801396	***
3 - 8	2.815646	2.788825	2.842467	***
3 - 1	2.817863	2.788629	2.847097	***
3 - 5	2.819659	2.776207	2.863112	***
7 - 3	-0.715500	-0.742193	-0.688808	***
7 - 2	1.765876	1.744391	1.787362	***
7 - 4	1.944568	1.896592	1.992543	***
7 - 6	2.058017	2.036895	2.079139	***
7 - 8	2.100146	2.080440	2.119851	***
7 - 1	2.102362	2.079481	2.125244	***
7 - 5	2.104159	2.064700	2.143618	***
2 - 3	-2.481377	-2.509531	-2.453222	***
2 - 7	-1.765876	-1.787362	-1.744391	***
2 - 4	0.178692	0.129887	0.227496	***
2 - 6	0.292141	0.269199	0.315083	***
2 - 8	0.334269	0.312625	0.355914	***
2 - 1	0.336486	0.311915	0.361058	***
2 - 5	0.338283	0.297820	0.378746	***
4 - 3	-2.660068	-2.711378	-2.608758	***

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.				
CLUSTER Comparison	Difference Between Means	Simultaneous 95% Confidence Limits		
4 - 7	-1.944568	-1.992543	-1.896592	***
4 - 2	-0.178692	-0.227496	-0.129887	***
4 - 6	0.113450	0.064804	0.162095	***
4 - 8	0.155578	0.107531	0.203625	***
4 - 1	0.157795	0.108360	0.207230	***
4 - 5	0.159591	0.100623	0.218560	***
6 - 3	-2.773518	-2.801396	-2.745639	***
6 - 7	-2.058017	-2.079139	-2.036895	***
6 - 2	-0.292141	-0.315083	-0.269199	***
6 - 4	-0.113450	-0.162095	-0.064804	***
6 - 8	0.042128	0.020844	0.063412	***
6 - 1	0.044345	0.020091	0.068600	***
6 - 5	0.046142	0.005871	0.086413	***
8 - 3	-2.815646	-2.842467	-2.788825	***
8 - 7	-2.100146	-2.119851	-2.080440	***
8 - 2	-0.334269	-0.355914	-0.312625	***
8 - 4	-0.155578	-0.203625	-0.107531	***
8 - 6	-0.042128	-0.063412	-0.020844	***
8 - 1	0.002217	-0.020814	0.025248	
8 - 5	0.004013	-0.035533	0.043560	
1 - 3	-2.817863	-2.847097	-2.788629	***
1 - 7	-2.102362	-2.125244	-2.079481	***
1 - 2	-0.336486	-0.361058	-0.311915	***
1 - 4	-0.157795	-0.207230	-0.108360	***
1 - 6	-0.044345	-0.068600	-0.020091	***
1 - 8	-0.002217	-0.025248	0.020814	
1 - 5	0.001797	-0.039424	0.043018	
5 - 3	-2.819659	-2.863112	-2.776207	***
5 - 7	-2.104159	-2.143618	-2.064700	***

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.				
CLUSTER Comparison	Difference Between Means	Simultaneous 95% Confidence Limits		
5 - 2	-0.338283	-0.378746	-0.297820	***
5 - 4	-0.159591	-0.218560	-0.100623	***
5 - 6	-0.046142	-0.086413	-0.005871	***
5 - 8	-0.004013	-0.043560	0.035533	
5 - 1	-0.001797	-0.043018	0.039424	

*Tukey's Studentized Range (HSD) Test for nbmap*

NOTE: This test controls the Type I experimentwise error rate.

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	66759
Error Mean Square	1.242875
Critical Value of Studentized Range	4.28650

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.				
CLUSTER Comparison	Difference Between Means	Simultaneous 95% Confidence Limits		
4 - 2	2.23380	2.13470	2.33290	***
4 - 6	4.03288	3.93411	4.13166	***
4 - 3	5.27337	5.16919	5.37756	***
4 - 8	5.75502	5.65746	5.85258	***
4 - 7	5.81398	5.71657	5.91140	***
4 - 1	6.21546	6.11508	6.31584	***
4 - 5	6.24462	6.12488	6.36436	***
2 - 4	-2.23380	-2.33290	-2.13470	***
2 - 6	1.79908	1.75250	1.84567	***
2 - 3	3.03957	2.98240	3.09674	***
2 - 8	3.52122	3.47727	3.56517	***
2 - 7	3.58018	3.53655	3.62381	***
2 - 1	3.98166	3.93177	4.03155	***
2 - 5	4.01082	3.92866	4.09298	***

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.				
CLUSTER Comparison	Difference Between Means	Simultaneous 95% Confidence Limits		
6 - 4	-4.03288	-4.13166	-3.93411	***
6 - 2	-1.79908	-1.84567	-1.75250	***
6 - 3	1.24049	1.18388	1.29710	***
6 - 8	1.72214	1.67892	1.76535	***
6 - 7	1.78110	1.73821	1.82399	***
6 - 1	2.18258	2.13333	2.23183	***
6 - 5	2.21174	2.12997	2.29351	***
3 - 4	-5.27337	-5.37756	-5.16919	***
3 - 2	-3.03957	-3.09674	-2.98240	***
3 - 6	-1.24049	-1.29710	-1.18388	***
3 - 8	0.48165	0.42719	0.53611	***
3 - 7	0.54061	0.48641	0.59481	***
3 - 1	0.94209	0.88273	1.00145	***
3 - 5	0.97125	0.88302	1.05948	***
8 - 4	-5.75502	-5.85258	-5.65746	***
8 - 2	-3.52122	-3.56517	-3.47727	***
8 - 6	-1.72214	-1.76535	-1.67892	***
8 - 3	-0.48165	-0.53611	-0.42719	***
8 - 7	0.05896	0.01895	0.09897	***
8 - 1	0.46044	0.41368	0.50721	***
8 - 5	0.48960	0.40930	0.56990	***
7 - 4	-5.81398	-5.91140	-5.71657	***
7 - 2	-3.58018	-3.62381	-3.53655	***
7 - 6	-1.78110	-1.82399	-1.73821	***
7 - 3	-0.54061	-0.59481	-0.48641	***
7 - 8	-0.05896	-0.09897	-0.01895	***
7 - 1	0.40148	0.35502	0.44794	***
7 - 5	0.43064	0.35052	0.51076	***
1 - 4	-6.21546	-6.31584	-6.11508	***

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.				
CLUSTER Comparison	Difference Between Means	Simultaneous 95% Confidence Limits		
1 - 2	-3.98166	-4.03155	-3.93177	***
1 - 6	-2.18258	-2.23183	-2.13333	***
1 - 3	-0.94209	-1.00145	-0.88273	***
1 - 8	-0.46044	-0.50721	-0.41368	***
1 - 7	-0.40148	-0.44794	-0.35502	***
1 - 5	0.02916	-0.05454	0.11286	
5 - 4	-6.24462	-6.36436	-6.12488	***
5 - 2	-4.01082	-4.09298	-3.92866	***
5 - 6	-2.21174	-2.29351	-2.12997	***
5 - 3	-0.97125	-1.05948	-0.88302	***
5 - 8	-0.48960	-0.56990	-0.40930	***
5 - 7	-0.43064	-0.51076	-0.35052	***
5 - 1	-0.02916	-0.11286	0.05454	

*Tukey's Studentized Range (HSD) Test for dauto*

NOTE: This test controls the Type I experimentwise error rate.

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	66759
Error Mean Square	87.91129
Critical Value of Studentized Range	4.28650

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.				
CLUSTER Comparison	Difference Between Means	Simultaneous 95% Confidence Limits		
5 - 1	39.5534	38.8495	40.2574	***
5 - 8	60.1732	59.4979	60.8486	***
5 - 7	67.8112	67.1374	68.4851	***
5 - 3	68.4148	67.6727	69.1568	***
5 - 2	68.7484	68.0574	69.4394	***
5 - 4	69.3957	68.3886	70.4027	***

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.				
CLUSTER Comparison	Difference Between Means	Simultaneous 95% Confidence Limits		
5 - 6	69.7338	69.0461	70.4215	***
1 - 5	-39.5534	-40.2574	-38.8495	***
1 - 8	20.6198	20.2265	21.0131	***
1 - 7	28.2578	27.8671	28.6486	***
1 - 3	28.8613	28.3621	29.3606	***
1 - 2	29.1950	28.7754	29.6146	***
1 - 4	29.8422	28.9980	30.6864	***
1 - 6	30.1804	29.7662	30.5946	***
8 - 5	-60.1732	-60.8486	-59.4979	***
8 - 1	-20.6198	-21.0131	-20.2265	***
8 - 7	7.6380	7.3015	7.9745	***
8 - 3	8.2415	7.7835	8.6995	***
8 - 2	8.5752	8.2055	8.9448	***
8 - 4	9.2224	8.4019	10.0429	***
8 - 6	9.5606	9.1971	9.9240	***
7 - 5	-67.8112	-68.4851	-67.1374	***
7 - 1	-28.2578	-28.6486	-27.8671	***
7 - 8	-7.6380	-7.9745	-7.3015	***
7 - 3	0.6035	0.1477	1.0594	***
7 - 2	0.9372	0.5703	1.3041	***
7 - 4	1.5844	0.7651	2.4037	***
7 - 6	1.9226	1.5619	2.2833	***
3 - 5	-68.4148	-69.1568	-67.6727	***
3 - 1	-28.8613	-29.3606	-28.3621	***
3 - 8	-8.2415	-8.6995	-7.7835	***
3 - 7	-0.6035	-1.0594	-0.1477	***
3 - 2	0.3336	-0.1472	0.8145	
3 - 4	0.9809	0.1046	1.8571	***
3 - 6	1.3191	0.8430	1.7951	***



Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.				
CLUSTER Comparison	Difference Between Means	Simultaneous 95% Confidence Limits		
2 - 5	-68.7484	-69.4394	-68.0574	***
2 - 1	-29.1950	-29.6146	-28.7754	***
2 - 8	-8.5752	-8.9448	-8.2055	***
2 - 7	-0.9372	-1.3041	-0.5703	***
2 - 3	-0.3336	-0.8145	0.1472	
2 - 4	0.6472	-0.1862	1.4807	
2 - 6	0.9854	0.5936	1.3772	***
4 - 5	-69.3957	-70.4027	-68.3886	***
4 - 1	-29.8422	-30.6864	-28.9980	***
4 - 8	-9.2224	-10.0429	-8.4019	***
4 - 7	-1.5844	-2.4037	-0.7651	***
4 - 3	-0.9809	-1.8571	-0.1046	***
4 - 2	-0.6472	-1.4807	0.1862	
4 - 6	0.3382	-0.4926	1.1689	
6 - 5	-69.7338	-70.4215	-69.0461	***
6 - 1	-30.1804	-30.5946	-29.7662	***
6 - 8	-9.5606	-9.9240	-9.1971	***
6 - 7	-1.9226	-2.2833	-1.5619	***
6 - 3	-1.3191	-1.7951	-0.8430	***
6 - 2	-0.9854	-1.3772	-0.5936	***
6 - 4	-0.3382	-1.1689	0.4926	

*Tukey's Studentized Range (HSD) Test for dtc*

NOTE: This test controls the Type I experimentwise error rate.

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	66759
Error Mean Square	60.03088
Critical Value of Studentized Range	4.28650

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.	
---	--

CLUSTER Comparison	Difference Between Means	Simultaneous 95% Confidence Limits		
3 - 7	26.72269	26.34601	27.09937	***
3 - 2	38.36558	37.96827	38.76290	***
3 - 4	39.08632	38.36224	39.81040	***
3 - 6	39.54801	39.15460	39.94142	***
3 - 8	39.63902	39.26053	40.01751	***
3 - 1	39.64025	39.22771	40.05280	***
3 - 5	39.64730	39.03411	40.26049	***
7 - 3	-26.72269	-27.09937	-26.34601	***
7 - 2	11.64289	11.33969	11.94609	***
7 - 4	12.36363	11.68660	13.04065	***
7 - 6	12.82531	12.52725	13.12338	***
7 - 8	12.91633	12.63825	13.19440	***
7 - 1	12.91756	12.59466	13.24046	***
7 - 5	12.92461	12.36777	13.48145	***
2 - 3	-38.36558	-38.76290	-37.96827	***
2 - 7	-11.64289	-11.94609	-11.33969	***
2 - 4	0.72074	0.03202	1.40946	***
2 - 6	1.18243	0.85867	1.50618	***
2 - 8	1.27344	0.96799	1.57889	***
2 - 1	1.27467	0.92792	1.62142	***
2 - 5	1.28172	0.71072	1.85272	***
4 - 3	-39.08632	-39.81040	-38.36224	***
4 - 7	-12.36363	-13.04065	-11.68660	***
4 - 2	-0.72074	-1.40946	-0.03202	***
4 - 6	0.46169	-0.22479	1.14816	
4 - 8	0.55270	-0.12534	1.23073	
4 - 1	0.55393	-0.14369	1.25154	
4 - 5	0.56098	-0.27117	1.39313	
6 - 3	-39.54801	-39.94142	-39.15460	***
6 - 7	-12.82531	-13.12338	-12.52725	***

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.				
CLUSTER Comparison	Difference Between Means	Simultaneous 95% Confidence Limits		
6 - 2	-1.18243	-1.50618	-0.85867	***
6 - 4	-0.46169	-1.14816	0.22479	
6 - 8	0.09101	-0.20934	0.39137	
6 - 1	0.09224	-0.25003	0.43451	
6 - 5	0.09929	-0.46900	0.66759	
8 - 3	-39.63902	-40.01751	-39.26053	***
8 - 7	-12.91633	-13.19440	-12.63825	***
8 - 2	-1.27344	-1.57889	-0.96799	***
8 - 4	-0.55270	-1.23073	0.12534	
8 - 6	-0.09101	-0.39137	0.20934	
8 - 1	0.00123	-0.32378	0.32624	
8 - 5	0.00828	-0.54979	0.56635	
1 - 3	-39.64025	-40.05280	-39.22771	***
1 - 7	-12.91756	-13.24046	-12.59466	***
1 - 2	-1.27467	-1.62142	-0.92792	***
1 - 4	-0.55393	-1.25154	0.14369	
1 - 6	-0.09224	-0.43451	0.25003	
1 - 8	-0.00123	-0.32624	0.32378	
1 - 5	0.00705	-0.57465	0.58875	
5 - 3	-39.64730	-40.26049	-39.03411	***
5 - 7	-12.92461	-13.48145	-12.36777	***
5 - 2	-1.28172	-1.85272	-0.71072	***
5 - 4	-0.56098	-1.39313	0.27117	
5 - 6	-0.09929	-0.66759	0.46900	
5 - 8	-0.00828	-0.56635	0.54979	
5 - 1	-0.00705	-0.58875	0.57465	

*Tukey's Studentized Range (HSD) Test for dmap*

NOTE: This test controls the Type I experimentwise error rate.

Alpha	0.05
-------	------

<b>Error Degrees of Freedom</b>	66759
<b>Error Mean Square</b>	0.661957
<b>Critical Value of Studentized Range</b>	4.28650

<b>Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.</b>				
<b>CLUSTER Comparison</b>	<b>Difference Between Means</b>	<b>Simultaneous 95% Confidence Limits</b>		
4 - 2	3.459689	3.387367	3.532011	***
4 - 6	5.018442	4.946355	5.090528	***
4 - 3	5.287525	5.211490	5.363560	***
4 - 8	5.601707	5.530507	5.672907	***
4 - 7	5.628505	5.557411	5.699599	***
4 - 1	5.769972	5.696716	5.843228	***
4 - 5	5.787321	5.699937	5.874704	***
2 - 4	-3.459689	-3.532011	-3.387367	***
2 - 6	1.558753	1.524756	1.592750	***
2 - 3	1.827836	1.786114	1.869557	***
2 - 8	2.142018	2.109943	2.174092	***
2 - 7	2.168816	2.136977	2.200654	***
2 - 1	2.310283	2.273871	2.346694	***
2 - 5	2.327632	2.267671	2.387592	***
6 - 4	-5.018442	-5.090528	-4.946355	***
6 - 2	-1.558753	-1.592750	-1.524756	***
6 - 3	0.269083	0.227771	0.310395	***
6 - 8	0.583265	0.551725	0.614805	***
6 - 7	0.610063	0.578763	0.641363	***
6 - 1	0.751530	0.715588	0.787472	***
6 - 5	0.768879	0.709203	0.828555	***
3 - 4	-5.287525	-5.363560	-5.211490	***
3 - 2	-1.827836	-1.869557	-1.786114	***
3 - 6	-0.269083	-0.310395	-0.227771	***
3 - 8	0.314182	0.274437	0.353927	***

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.				
CLUSTER Comparison	Difference Between Means	Simultaneous 95% Confidence Limits		
3 - 7	0.340980	0.301425	0.380535	***
3 - 1	0.482447	0.439126	0.525768	***
3 - 5	0.499796	0.435405	0.564187	***
8 - 4	-5.601707	-5.672907	-5.530507	***
8 - 2	-2.142018	-2.174092	-2.109943	***
8 - 6	-0.583265	-0.614805	-0.551725	***
8 - 3	-0.314182	-0.353927	-0.274437	***
8 - 7	0.026798	-0.002402	0.055999	
8 - 1	0.168265	0.134136	0.202394	***
8 - 5	0.185614	0.127012	0.244217	***
7 - 4	-5.628505	-5.699599	-5.557411	***
7 - 2	-2.168816	-2.200654	-2.136977	***
7 - 6	-0.610063	-0.641363	-0.578763	***
7 - 3	-0.340980	-0.380535	-0.301425	***
7 - 8	-0.026798	-0.055999	0.002402	
7 - 1	0.141467	0.107560	0.175374	***
7 - 5	0.158816	0.100342	0.217290	***
1 - 4	-5.769972	-5.843228	-5.696716	***
1 - 2	-2.310283	-2.346694	-2.273871	***
1 - 6	-0.751530	-0.787472	-0.715588	***
1 - 3	-0.482447	-0.525768	-0.439126	***
1 - 8	-0.168265	-0.202394	-0.134136	***
1 - 7	-0.141467	-0.175374	-0.107560	***
1 - 5	0.017349	-0.043735	0.078433	
5 - 4	-5.787321	-5.874704	-5.699937	***
5 - 2	-2.327632	-2.387592	-2.267671	***
5 - 6	-0.768879	-0.828555	-0.709203	***
5 - 3	-0.499796	-0.564187	-0.435405	***
5 - 8	-0.185614	-0.244217	-0.127012	***

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.				
CLUSTER Comparison	Difference Between Means	Simultaneous 95% Confidence Limits		
5 - 7	-0.158816	-0.217290	-0.100342	***
5 - 1	-0.017349	-0.078433	0.043735	

*Tukey's Studentized Range (HSD) Test for duauto*

NOTE: This test controls the Type I experimentwise error rate.

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	66759
Error Mean Square	0.308639
Critical Value of Studentized Range	4.28650

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.				
CLUSTER Comparison	Difference Between Means	Simultaneous 95% Confidence Limits		
5 - 1	2.108015	2.066306	2.149725	***
5 - 8	3.096173	3.056157	3.136188	***
5 - 7	3.651740	3.611813	3.691668	***
5 - 3	3.700277	3.656309	3.744245	***
5 - 2	3.704886	3.663943	3.745829	***
5 - 4	3.750043	3.690375	3.809711	***
5 - 6	3.777909	3.737160	3.818657	***
1 - 5	-2.108015	-2.149725	-2.066306	***
1 - 8	0.988157	0.964853	1.011461	***
1 - 7	1.543725	1.520572	1.566878	***
1 - 3	1.592261	1.562681	1.621842	***
1 - 2	1.596870	1.572008	1.621733	***
1 - 4	1.642027	1.592006	1.692048	***
1 - 6	1.669893	1.645351	1.694435	***
8 - 5	-3.096173	-3.136188	-3.056157	***
8 - 1	-0.988157	-1.011461	-0.964853	***
8 - 7	0.555568	0.535629	0.575507	***

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.				
CLUSTER Comparison	Difference Between Means	Simultaneous 95% Confidence Limits		
8 - 3	0.604104	0.576965	0.631243	***
8 - 2	0.608713	0.586812	0.630615	***
8 - 4	0.653870	0.605253	0.702487	***
8 - 6	0.681736	0.660200	0.703272	***
7 - 5	-3.651740	-3.691668	-3.611813	***
7 - 1	-1.543725	-1.566878	-1.520572	***
7 - 8	-0.555568	-0.575507	-0.535629	***
7 - 3	0.048537	0.021528	0.075546	***
7 - 2	0.053146	0.031405	0.074886	***
7 - 4	0.098302	0.049757	0.146847	***
7 - 6	0.126168	0.104796	0.147541	***
3 - 5	-3.700277	-3.744245	-3.656309	***
3 - 1	-1.592261	-1.621842	-1.562681	***
3 - 8	-0.604104	-0.631243	-0.576965	***
3 - 7	-0.048537	-0.075546	-0.021528	***
3 - 2	0.004609	-0.023880	0.033098	
3 - 4	0.049766	-0.002153	0.101684	
3 - 6	0.077632	0.049423	0.105841	***
2 - 5	-3.704886	-3.745829	-3.663943	***
2 - 1	-1.596870	-1.621733	-1.572008	***
2 - 8	-0.608713	-0.630615	-0.586812	***
2 - 7	-0.053146	-0.074886	-0.031405	***
2 - 3	-0.004609	-0.033098	0.023880	
2 - 4	0.045157	-0.004227	0.094540	
2 - 6	0.073023	0.049809	0.096237	***
4 - 5	-3.750043	-3.809711	-3.690375	***
4 - 1	-1.642027	-1.692048	-1.592006	***
4 - 8	-0.653870	-0.702487	-0.605253	***
4 - 7	-0.098302	-0.146847	-0.049757	***

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.				
CLUSTER Comparison	Difference Between Means	Simultaneous 95% Confidence Limits		
4 - 3	-0.049766	-0.101684	0.002153	
4 - 2	-0.045157	-0.094540	0.004227	
4 - 6	0.027866	-0.021356	0.077089	
6 - 5	-3.777909	-3.818657	-3.737160	***
6 - 1	-1.669893	-1.694435	-1.645351	***
6 - 8	-0.681736	-0.703272	-0.660200	***
6 - 7	-0.126168	-0.147541	-0.104796	***
6 - 3	-0.077632	-0.105841	-0.049423	***
6 - 2	-0.073023	-0.096237	-0.049809	***
6 - 4	-0.027866	-0.077089	0.021356	

*Tukey's Studentized Range (HSD) Test for dunc*

NOTE: This test controls the Type I experimentwise error rate.

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	66759
Error Mean Square	0.181249
Critical Value of Studentized Range	4.28650

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.				
CLUSTER Comparison	Difference Between Means	Simultaneous 95% Confidence Limits		
3 - 7	1.340585	1.319887	1.361283	***
3 - 2	2.557708	2.535876	2.579539	***
3 - 4	2.656519	2.616732	2.696306	***
3 - 6	2.715771	2.694154	2.737388	***
3 - 8	2.732497	2.711699	2.753294	***
3 - 1	2.732757	2.710089	2.755425	***
3 - 5	2.733838	2.700145	2.767532	***
7 - 3	-1.340585	-1.361283	-1.319887	***
7 - 2	1.217123	1.200463	1.233783	***



Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.				
CLUSTER Comparison	Difference Between Means	Simultaneous 95% Confidence Limits		
7 - 4	1.315934	1.278733	1.353135	***
7 - 6	1.375186	1.358808	1.391564	***
7 - 8	1.391912	1.376632	1.407191	***
7 - 1	1.392172	1.374429	1.409914	***
7 - 5	1.393253	1.362656	1.423850	***
2 - 3	-2.557708	-2.579539	-2.535876	***
2 - 7	-1.217123	-1.233783	-1.200463	***
2 - 4	0.098811	0.060968	0.136655	***
2 - 6	0.158063	0.140274	0.175853	***
2 - 8	0.174789	0.158005	0.191572	***
2 - 1	0.175049	0.155996	0.194102	***
2 - 5	0.176130	0.144755	0.207506	***
4 - 3	-2.656519	-2.696306	-2.616732	***
4 - 7	-1.315934	-1.353135	-1.278733	***
4 - 2	-0.098811	-0.136655	-0.060968	***
4 - 6	0.059252	0.021532	0.096972	***
4 - 8	0.075977	0.038721	0.113234	***
4 - 1	0.076238	0.037905	0.114570	***
4 - 5	0.077319	0.031594	0.123044	***
6 - 3	-2.715771	-2.737388	-2.694154	***
6 - 7	-1.375186	-1.391564	-1.358808	***
6 - 2	-0.158063	-0.175853	-0.140274	***
6 - 4	-0.059252	-0.096972	-0.021532	***
6 - 8	0.016725	0.000222	0.033229	***
6 - 1	0.016986	-0.001821	0.035793	
6 - 5	0.018067	-0.013160	0.049294	
8 - 3	-2.732497	-2.753294	-2.711699	***
8 - 7	-1.391912	-1.407191	-1.376632	***
8 - 2	-0.174789	-0.191572	-0.158005	***

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.				
CLUSTER Comparison	Difference Between Means	Simultaneous 95% Confidence Limits		
8 - 4	-0.075977	-0.113234	-0.038721	***
8 - 6	-0.016725	-0.033229	-0.000222	***
8 - 1	0.000260	-0.017598	0.018119	
8 - 5	0.001341	-0.029323	0.032006	
1 - 3	-2.732757	-2.755425	-2.710089	***
1 - 7	-1.392172	-1.409914	-1.374429	***
1 - 2	-0.175049	-0.194102	-0.155996	***
1 - 4	-0.076238	-0.114570	-0.037905	***
1 - 6	-0.016986	-0.035793	0.001821	
1 - 8	-0.000260	-0.018119	0.017598	
1 - 5	0.001081	-0.030882	0.033044	
5 - 3	-2.733838	-2.767532	-2.700145	***
5 - 7	-1.393253	-1.423850	-1.362656	***
5 - 2	-0.176130	-0.207506	-0.144755	***
5 - 4	-0.077319	-0.123044	-0.031594	***
5 - 6	-0.018067	-0.049294	0.013160	
5 - 8	-0.001341	-0.032006	0.029323	
5 - 1	-0.001081	-0.033044	0.030882	

*Tukey's Studentized Range (HSD) Test for dumap*

NOTE: This test controls the Type I experimentwise error rate.

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	66759
Error Mean Square	0.068555
Critical Value of Studentized Range	4.28650

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.				
CLUSTER Comparison	Difference Between Means	Simultaneous 95% Confidence Limits		
4 - 2	1.085228	1.061954	1.108502	***

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.				
CLUSTER Comparison	Difference Between Means	Simultaneous 95% Confidence Limits		
4 - 6	1.662026	1.638828	1.685225	***
4 - 3	1.823624	1.799155	1.848093	***
4 - 8	1.944370	1.921457	1.967283	***
4 - 7	1.954943	1.932064	1.977822	***
4 - 1	2.012937	1.989362	2.036511	***
4 - 5	2.019650	1.991529	2.047771	***
2 - 4	-1.085228	-1.108502	-1.061954	***
2 - 6	0.576798	0.565857	0.587739	***
2 - 3	0.738396	0.724969	0.751823	***
2 - 8	0.859142	0.848820	0.869464	***
2 - 7	0.869715	0.859469	0.879961	***
2 - 1	0.927708	0.915991	0.939426	***
2 - 5	0.934422	0.915126	0.953718	***
6 - 4	-1.662026	-1.685225	-1.638828	***
6 - 2	-0.576798	-0.587739	-0.565857	***
6 - 3	0.161598	0.148303	0.174893	***
6 - 8	0.282344	0.272194	0.292494	***
6 - 7	0.292917	0.282844	0.302990	***
6 - 1	0.350910	0.339344	0.362477	***
6 - 5	0.357624	0.338419	0.376828	***
3 - 4	-1.823624	-1.848093	-1.799155	***
3 - 2	-0.738396	-0.751823	-0.724969	***
3 - 6	-0.161598	-0.174893	-0.148303	***
3 - 8	0.120746	0.107955	0.133536	***
3 - 7	0.131319	0.118590	0.144048	***
3 - 1	0.189312	0.175371	0.203254	***
3 - 5	0.196026	0.175304	0.216748	***
8 - 4	-1.944370	-1.967283	-1.921457	***
8 - 2	-0.859142	-0.869464	-0.848820	***

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.				
CLUSTER Comparison	Difference Between Means	Simultaneous 95% Confidence Limits		
8 - 6	-0.282344	-0.292494	-0.272194	***
8 - 3	-0.120746	-0.133536	-0.107955	***
8 - 7	0.010573	0.001176	0.019970	***
8 - 1	0.068567	0.057584	0.079550	***
8 - 5	0.075280	0.056421	0.094139	***
7 - 4	-1.954943	-1.977822	-1.932064	***
7 - 2	-0.869715	-0.879961	-0.859469	***
7 - 6	-0.292917	-0.302990	-0.282844	***
7 - 3	-0.131319	-0.144048	-0.118590	***
7 - 8	-0.010573	-0.019970	-0.001176	***
7 - 1	0.057993	0.047082	0.068905	***
7 - 5	0.064707	0.045889	0.083524	***
1 - 4	-2.012937	-2.036511	-1.989362	***
1 - 2	-0.927708	-0.939426	-0.915991	***
1 - 6	-0.350910	-0.362477	-0.339344	***
1 - 3	-0.189312	-0.203254	-0.175371	***
1 - 8	-0.068567	-0.079550	-0.057584	***
1 - 7	-0.057993	-0.068905	-0.047082	***
1 - 5	0.006713	-0.012944	0.026371	
5 - 4	-2.019650	-2.047771	-1.991529	***
5 - 2	-0.934422	-0.953718	-0.915126	***
5 - 6	-0.357624	-0.376828	-0.338419	***
5 - 3	-0.196026	-0.216748	-0.175304	***
5 - 8	-0.075280	-0.094139	-0.056421	***
5 - 7	-0.064707	-0.083524	-0.045889	***
5 - 1	-0.006713	-0.026371	0.012944	

Source : calcul sur les EGT 1976, 1983, 1991 et 1997

### Annexe 26. Moyennes des variables initiales selon le groupe

Variable	Mean	base 95%	haute 95%	N
----------	------	----------	-----------	---

Variable d'analyse : dtc

nbauto	1,54	1,52	1,56	66074
nbtc	0,75	0,74	0,75	66074
nbmap	1,49	1,47	1,5	66074
dauto	8,71	8,58	8,84	66074
dtc	6,21	6,1	6,31	66074
dmap	0,75	0,74	0,76	66074
duauto	0,53	0,52	0,53	66074
dtc	0,55	0,55	0,56	66074
dumap	0,3	0,3	0,31	66074

Variable d'analyse : nbauto

Cluster	N	Mean	base 95%	haute 95%
1	8503	4,64	4,6	4,69
2	9945	0,32	0,3	0,33
3	5546	0,34	0,31	0,36
4	1218	0,15	0,12	0,19
5	2189	6,73	6,6	6,86
6	10696	0,08	0,07	0,08
7	13465	0,4	0,39	0,42
8	14512	2,73	2,71	2,75

Variable d'analyse : nbtc

Cluster	N	Mean	base 95%	haute 95%
1	8503	0	0	0
2	9945	0,34	0,32	0,35
3	5546	2,81	2,78	2,84
4	1218	0,16	0,13	0,19
5	2189	0	0	0
6	10696	0,05	0,04	0,05
7	13465	2,11	2,09	2,12
8	14512	0,01	0	0,01

Variable d'analyse : nbmap

Cluster	N	Mean	base 95%	haute 95%
1	8503	0,14	0,13	0,15
2	9945	4,12	4,09	4,15
3	5546	1,08	1,04	1,12
4	1218	6,35	6,2	6,5
5	2189	0,11	0,09	0,13
6	10696	2,33	2,31	2,34
7	13465	0,54	0,52	0,56
8	14512	0,6	0,58	0,62

Variable d'analyse : dauto

Cluster	N	Mean	base 95%	haute 95%
1	8503	30,34	30,01	30,66
2	9945	1,09	1,01	1,17
3	5546	1,43	1,29	1,57
4	1218	0,45	0,33	0,56
5	2189	69,79	68,49	71,09
6	10696	0,1	0,09	0,12
7	13465	2,03	1,91	2,14
8	14512	9,64	9,5	9,77

Source : calcul sur les EGT 1976, 1983, 1991 et 1997

### Annexe 27. Moyennes des variables supplémentaires selon le groupe

Variable	Mean	Base 95%	Haute 95%	N
nbtot	3,77	3,76	3,79	66074
dtot	15,66	15,51	15,81	66074
dtot	1,38	1,37	1,39	66074
nbmot	2,29	2,27	2,3	66074
dmot	14,92	14,76	15,07	66074
dumot	1,08	1,07	1,09	66074
vtot	10,02	9,94	10,09	65863
vmot	13,53	13,44	13,62	47964
vauto	15,78	15,66	15,91	30936
vtc	10,32	10,23	10,41	21227

Variable d'analyse : nbtot

Cluster	N	Mean	base 95%	haute 95%
1	8503	4,79	4,74	4,84
2	9945	4,77	4,74	4,81
3	5546	4,22	4,17	4,28
4	1218	6,67	6,51	6,83
5	2189	6,84	6,71	6,98
6	10696	2,45	2,43	2,47
7	13465	3,05	3,02	3,07

Cluster	N	Mean	base 95%	haute 95%
1	8503	0,01	0	0,01
2	9945	1,28	1,2	1,35
3	5546	39,81	39,23	40,4
4	1218	0,57	0,45	0,69
5	2189	0	0	0,01
6	10696	0,1	0,09	0,12
7	13465	12,95	12,79	13,1
8	14512	0,01	0,01	0,01

Variable d'analyse : dmap

Cluster	N	Mean	base 95%	haute 95%
1	8503	0,05	0,05	0,06
2	9945	2,36	2,34	2,38
3	5546	0,53	0,51	0,55
4	1218	5,83	5,63	6,03
5	2189	0,03	0,03	0,04
6	10696	0,8	0,79	0,81
7	13465	0,19	0,19	0,2
8	14512	0,22	0,21	0,23

Variable d'analyse : duauto

Cluster	N	Mean	base 95%	haute 95%
1	8503	1,68	1,67	1,69
2	9945	0,09	0,08	0,09
3	5546	0,09	0,08	0,1
4	1218	0,04	0,03	0,05
5	2189	3,79	3,69	3,89
6	10696	0,01	0,01	0,01
7	13465	0,14	0,13	0,15
8	14512	0,69	0,69	0,7

Variable d'analyse : dtc

Cluster	N	Mean	base 95%	haute 95%
1	8503	0	0	0
2	9945	0,18	0,17	0,18
3	5546	2,73	2,71	2,76
4	1218	0,08	0,06	0,09
5	2189	0	0	0
6	10696	0,02	0,02	0,02
7	13465	1,39	1,38	1,4
8	14512	0	0	0

Variable d'analyse : dumap

Cluster	N	Mean	base 95%	haute 95%
1	8503	0,02	0,02	0,02
2	9945	0,95	0,94	0,96
3	5546	0,21	0,2	0,22
4	1218	2,03	1,98	2,08
5	2189	0,02	0,01	0,02
6	10696	0,37	0,37	0,38
7	13465	0,08	0,08	0,08
8	14512	0,09	0,09	0,09

Variable d'analyse : dumot

Cluster	N	Mean	base 95%	haute 95%
1	8503	1,68	1,67	1,7
2	9945	0,26	0,25	0,27
3	5546	2,83	2,8	2,85
4	1218	0,12	0,1	0,14
5	2189	3,79	3,69	3,89
6	10696	0,03	0,03	0,03
7	13465	1,53	1,52	1,55

8	14512	3,33	3,31	3,36
---	-------	------	------	------

Variable d'analyse		dtot			
Cluster	N	Mean	base 95%	haute 95%	
1	8503	30,4	30,07	30,73	
2	9945	4,73	4,61	4,85	
3	5546	41,77	41,17	42,37	
4	1218	6,85	6,58	7,11	
5	2189	69,83	68,53	71,13	
6	10696	1,01	0,99	1,04	
7	13465	15,17	14,97	15,37	
8	14512	9,87	9,74	10,01	

8	14512	0,7	0,69	0,7
---	-------	-----	------	-----

Variable d'analyse		vtot			
Cluster	N	Mean	base 95%	haute 95%	
1	8503	19,21	18,98	19,44	
2	9945	3,62	3,56	3,68	
3	5546	14,44	14,23	14,65	
4	1218	4,46	4	4,92	
5	2189	22,65	21,96	23,33	
6	10696	2,51	2,47	2,55	
7	13465	9,13	9,04	9,22	
8	14512	12,97	12,82	13,12	

Variable d'analyse		dutot			
Cluster	N	Mean	base 95%	haute 95%	
1	8503	1,7	1,69	1,72	
2	9945	1,21	1,2	1,23	
3	5546	3,04	3,01	3,06	
4	1218	2,15	2,09	2,21	
5	2189	3,81	3,71	3,91	
6	10696	0,4	0,4	0,41	
7	13465	1,61	1,6	1,63	
8	14512	0,79	0,78	0,79	

Variable d'analyse		vmot			
Cluster	N	Mean	base 95%	haute 95%	
1	8503	19,36	19,13	19,59	
2	9945	9,1	8,86	9,35	
3	5546	15,17	14,96	15,39	
4	1218	10,11	8,05	12,17	
5	2189	22,78	22,04	23,53	
6	10696	6	5,72	6,27	
7	13465	9,43	9,34	9,52	
8	14512	13,89	13,74	14,05	

Variable d'analyse		nbmot			
Cluster	N	Mean	base 95%	haute 95%	
1	8503	4,65	4,6	4,69	
2	9945	0,65	0,63	0,68	
3	5546	3,14	3,11	3,18	
4	1218	0,32	0,27	0,36	
5	2189	6,73	6,6	6,87	
6	10696	0,12	0,12	0,13	
7	13465	2,51	2,49	2,53	
8	14512	2,73	2,71	2,75	

Variable d'analyse		vauto			
Cluster	N	Mean	base 95%	haute 95%	
1	8503	19,37	19,14	19,59	
2	9945	11,96	11,53	12,39	
3	5546	14,8	14,08	15,52	
4	1218	13,7	9,55	17,84	
5	2189	22,78	22,04	23,53	
6	10696	7,18	6,78	7,58	
7	13465	14,04	13,7	14,39	
8	14512	13,9	13,74	14,05	

Variable d'analyse		dmot			
Cluster	N	Mean	base 95%	haute 95%	
1	8503	30,35	30,02	30,67	
2	9945	2,37	2,26	2,48	
3	5546	41,24	40,64	41,84	
4	1218	1,02	0,85	1,19	
5	2189	69,79	68,49	71,09	
6	10696	0,21	0,18	0,23	
7	13465	14,97	14,78	15,17	
8	14512	9,65	9,52	9,78	

Variable d'analyse		vtc			
Cluster	N	Mean	base 95%	haute 95%	
1	8503	6,51	5,57	7,44	
2	9945	7,05	6,86	7,24	
3	5546	15,18	14,96	15,4	
4	1218	7,28	6,38	8,17	
5	2189	8,06	4,08	12,03	
6	10696	5,65	5,29	6,02	
7	13465	9,18	9,08	9,27	
8	14512	7,15	6,41	7,89	

Source : calcul sur les EGT 1976, 1983, 1991 et 1997

## Annexe 28. Regroupement des individus à partir des facteurs socioéconomiques et démographiques

Nous avons classé les individus selon leurs caractéristiques de déplacement en utilisant l'analyse factorielle. Pour cela, nous avons considéré tous les individus s'étant déplacés pendant le jour observé et nous avons cherché les axes représentant le mieux leurs caractéristiques de mobilité et puis nous avons classé ces individus à partir de ces axes.

Nous pouvons nous demander s'il est possible de déterminer à quel groupe appartient un individu à partir de ses caractéristiques socioéconomiques et démographiques. Autrement dit, nous pouvons essayer de voir si les facteurs socioéconomiques et démographiques déterminent la classification des individus.

Afin de répondre à ces questions, nous pouvons construire des modèles d'estimation en utilisant le modèle linéaire généralisé, spécifiquement la régression logistique généralisée. Avec ce modèle, nous pouvons calculer la probabilité d'appartenance d'un individu à chaque groupe. Ce problème de la modélisation est similaire à celui de la modélisation pour les réponses nominales qui utilise le modèle logit binaire séparé pour chaque couple des catégories de réponses. Le modèle que nous adoptons est celui décrit par à AGRESTI [2003].

Considérons  $\pi(x) = P(Y = j|x)$  sur  $x$  fixé pour les variables explicatives, avec  $\sum_j \pi_j(x) = 1$ . Pour les observations sur  $x$ , il y a  $J$  catégories de  $Y$  en tant que multinomial avec les probabilités  $\{\pi_1(x), \dots, \pi_j(x)\}$ . Les modèles logit couplent chaque catégorie de réponses avec la catégorie de référence souvent déterminée comme catégorie « la plus commune ». Le modèle

$$\log \frac{\pi_j(x)}{\pi_J(x)} = \alpha_j + \beta'_j x \quad \dots(28.a) \quad j=1, \dots, J-1$$

décrit simultanément les effets de  $x$  sur ces logits  $J-1$ . Les effets varient selon les réponses couplées avec la catégorie de référence. Ces  $J-1$  équations déterminent les paramètres pour les logits avec les autres couples des catégories de réponses car

$$\log \frac{\pi_a(x)}{\pi_b(x)} = \log \frac{\pi_a(x)}{\pi_J(x)} - \log \frac{\pi_b(x)}{\pi_J(x)}$$

Avec les estimateurs catégoriels, la statistique  $X^2$  de Pearson et celle de khi-deux pour le ratio de ressemblance,  $G^2$ , fournissent la vérification du modèle contre l'hypothèse nulle.

Enfin, l'équation qui représente les modèles logits multinomiaux directement en terme de probabilités de réponse  $\{\pi_j(x)\}$  est

$$\pi_j(x) = \frac{\exp(\alpha_j + \beta'_j x)}{1 + \sum_{h=1}^{J-1} \exp(\alpha_h + \beta'_h x)} \quad \dots(28.b)$$

avec  $\alpha_j=0$   $\beta_j=0$ . Le dénominateur de cette équation est toujours le même pour tous  $j$ . La somme des numérateurs pour différents  $j$ , équivaut à ce dénominateur ainsi que  $\sum_j \pi_j(x) = 1$ .  $J=2$  donne le modèle de la régression logistique binaire.

Dans notre étude, nous utilisons le groupe des piétons, Momap, en tant que catégorie de référence simplement parce qu'il occupe souvent une position médiane. Le modèle logit met ainsi en couple, chaque groupe de réponses avec le groupe Momap. Nous prenons ensuite plusieurs variables explicatives dans la régression linéaire qui exprime ce logit : l'âge, le carré de l'âge, le sexe, la localisation résidentielle (urban), la catégorie socioprofessionnelle de l'individu (lifec), et le revenu par personne. Ainsi que

$$\log \frac{\pi_j(x)}{\pi_{Momap}(x)} = \alpha_j + \beta_{\hat{age}_j} \hat{age} + \beta_{\hat{age}2_j} \hat{age}2 + \beta_{sexe_j} sexe + \beta_{urban_j} urban + \beta_{lifec_j} lifec + \beta_{revenu_j} revenu$$

L'application sur les EGT 1983, 1991 et 1997 nous donne des coefficients  $\beta$  estimés dans les **tableaux 30-1 à 30-3**. La PROC LOGISTIC du logiciel SAS utilisé pour ce propos, donne premièrement les statistiques de la compatibilité du modèle (« model fit statistics »). Pour les trois enquêtes, ces statistiques (le critère d'information d'Akaike (AIC), le critère de Schwarz (SC) et la log ressemblance (-2 Log L)) donnent des valeurs plus petites au modèle ayant les constances et les covariances que celles au modèle ayant les constances seules. Ceci signifie que ce modèle est accepté. Deuxièmement, cette procédure teste l'hypothèse nulle en utilisant le ratio de ressemblance et le score d'efficacité. L'hypothèse nulle est refusée pour les trois enquêtes. Enfin, la procédure montre également le tableau de l'analyse du type III des effets basés sur le test de Wald. Pour toutes les enquêtes, les six variables explicatives sont statistiquement significatives ( $p < 0,0001$ ). Ceci indique que le regroupement des individus est bien lié aux variables explicatives.

#### A. Estimation des coefficients $\beta$

Les **tableaux 28-a à 28-c** représentent les estimations de ressemblance maximale pour les coefficients  $\beta$  des trois années d'enquête. Pour les trois enquêtes, pour les variables : « sexe », « urban » et « lifec », les catégories de « femmes », de « grande couronne » et de « non-actif/au foyer », sont respectivement utilisées en tant que

catégorie de référence. Sauf pour l'EGT 1991, la catégorie de « hommes » est utilisée comme la catégorie de référence de la variable « sexe ».

**Tableau 28-a. Estimation des coefficients  $\beta$  du modèle logit de regroupement pour l'EGT 1983**

Paramètres		CLUSTER	DF	Coeff. estimé	SE	Khi-2 de Wald	Pr > Khi-2
Intercepte		Faauto	1	-1,2274	0,000082	224277278	<,0001
Intercepte		Famap	1	0,4739	0,000081	34519482,6	<,0001
Intercepte		Fatc	1	-1,8694	0,000081	529658741	<,0001
Intercepte		Foauto	1	-5,4114	0,000211	658480651	<,0001
Intercepte		Fomap	1	-1,7283	0,000161	115054054	<,0001
Intercepte		Fotc	1	-3,9198	0,000126	961889258	<,0001
Intercepte		Moauto	1	-3,4651	0,000114	926421231	<,0001
Age		Faauto	1	0,0374	3,98E-06	88148931	<,0001
Age		Famap	1	-0,0336	3,66E-06	84423092,5	<,0001
Age		Fatc	1	0,0826	4,02E-06	421742134	<,0001
Age		Foauto	1	0,1075	0,000012	85451495,6	<,0001
Age		Fomap	1	0,0218	7,76E-06	7880541,09	<,0001
Age		Fotc	1	0,1263	6,82E-06	343353650	<,0001
Age		Moauto	1	0,1009	6,01E-06	281773304	<,0001
age2		Faauto	1	-0,00044	4,32E-08	105458162	<,0001
age2		Famap	1	0,000434	3,61E-08	144819047	<,0001
age2		Fatc	1	-0,00091	4,52E-08	408082021	<,0001
age2		Foauto	1	-0,00132	1,40E-07	89153948,8	<,0001
age2		Fomap	1	-0,00028	8,16E-08	12038565,3	<,0001
age2		Fotc	1	-0,00151	8,25E-08	334436735	<,0001
age2		Moauto	1	-0,00121	7,03E-08	294879677	<,0001
Sexe	Hommes	Faauto	1	0,2327	0,000013	301879251	<,0001
Sexe	Hommes	Famap	1	-0,0405	0,000014	8692051,33	<,0001
Sexe	Hommes	Fatc	1	0,0322	0,000013	6270500,97	<,0001
Sexe	Hommes	Foauto	1	0,8206	0,000031	713765222	<,0001
Sexe	Hommes	Fomap	1	-0,00233	0,000028	6938,6347	<,0001
Sexe	Hommes	Fotc	1	0,1808	0,000017	110378959	<,0001
Sexe	Hommes	Moauto	1	0,4451	0,000016	748161229	<,0001
Urban	Paris	Faauto	1	-1,0081	0,000023	1950879794	<,0001
Urban	Paris	Famap	1	-0,1408	0,00002	51130158,9	<,0001
Urban	Paris	Fatc	1	0,1302	0,000018	50795684,1	<,0001
Urban	Paris	Foauto	1	-1,001	0,000049	419707792	<,0001
Urban	Paris	Fomap	1	0,0388	0,000038	1044341,82	<,0001
Urban	Paris	Fotc	1	-0,6243	0,000028	488737645	<,0001
Urban	Paris	Moauto	1	-1,2026	0,00003	1588551173	<,0001
Urban	PC	Faauto	1	0,2051	0,000018	128286471	<,0001
Urban	PC	Famap	1	0,0272	0,000018	2362605,85	<,0001
Urban	PC	Fatc	1	0,1706	0,000017	102350875	<,0001
Urban	PC	Foauto	1	-0,1078	0,000039	7693628,73	<,0001
Urban	PC	Fomap	1	0,0552	0,000035	2529611,61	<,0001
Urban	PC	Fotc	1	-0,0502	0,000024	4368636,44	<,0001
Urban	PC	Moauto	1	0,1823	0,000023	64810305,2	<,0001
Lifec	Actifs	Faauto	1	0,674	0,000027	606522223	<,0001
Lifec	Actifs	Famap	1	-0,0631	0,000029	4688088,72	<,0001
Lifec	Actifs	Fatc	1	0,7994	0,000028	829456762	<,0001
Lifec	Actifs	Foauto	1	1,248	0,000069	328678651	<,0001
Lifec	Actifs	Fomap	1	-0,4108	0,000054	57906512,4	<,0001
Lifec	Actifs	Fotc	1	0,905	0,000041	497000531	<,0001
Lifec	Actifs	Moauto	1	1,1155	0,000036	957600286	<,0001
Lifec	Retraités	Faauto	1	-0,3497	0,000048	53652131,6	<,0001
Lifec	Retraités	Famap	1	0,000645	0,000046	199,2597	<,0001
Lifec	Retraités	Fatc	1	-0,51	0,00005	106021670	<,0001
Lifec	Retraités	Foauto	1	-0,5902	0,000126	21888981,9	<,0001
Lifec	Retraités	Fomap	1	0,1867	0,000087	4588005,75	<,0001
Lifec	Retraités	Fotc	1	-0,3633	0,000076	23080646,7	<,0001
Lifec	Retraités	Moauto	1	-0,341	0,000064	28655726,8	<,0001
Lifec	Chômeurs	Faauto	1	0,073	0,000058	1578826,26	<,0001
Lifec	Chômeurs	Famap	1	-0,0882	0,000061	2075722,79	<,0001
Lifec	Chômeurs	Fatc	1	-0,039	0,000059	433218,285	<,0001
Lifec	Chômeurs	Foauto	1	-0,0285	0,000152	34940,6994	<,0001
Lifec	Chômeurs	Fomap	1	0,5102	0,000084	37050306,5	<,0001
Lifec	Chômeurs	Fotc	1	0,6153	0,000073	71508322,4	<,0001



Paramètres		CLUSTER	DF	Coeff. estimé	SE	Khi-2 de Wald	Pr > Khi-2
Lifec	Chômeurs	Moauto	1	-0,0416	0,000079	277423,866	<,0001
Lifec	Élèves/Étudiants	Faauto	1	-0,4958	0,000046	114199330	<,0001
Lifec	Élèves/Étudiants	Famap	1	-0,0956	0,000047	4150423,74	<,0001
Lifec	Élèves/Étudiants	Fatc	1	0,4836	0,000044	119010717	<,0001
Lifec	Élèves/Étudiants	Foauto	1	-1,3967	0,000137	104058915	<,0001
Lifec	Élèves/Étudiants	Fomap	1	-0,5415	0,000089	36600675,1	<,0001
Lifec	Élèves/Étudiants	Fotc	1	0,2303	0,000064	12767491,6	<,0001
Lifec	Élèves/Étudiants	Moauto	1	-0,9476	0,000065	209880364	<,0001
Revenu/personne		Faauto	1	8,30E-06	3,59E-10	535253056	<,0001
Revenu/personne		Famap	1	-1,18E-06	4,00E-10	8750566,32	<,0001
Revenu/personne		Fatc	1	5,05E-06	3,49E-10	208802138	<,0001
Revenu/personne		Foauto	1	0,000013	5,05E-10	617689202	<,0001
Revenu/personne		Fomap	1	-5,11E-06	8,50E-10	36065301,5	<,0001
Revenu/personne		Fotc	1	8,33E-06	4,35E-10	366046425	<,0001
Revenu/personne		Moauto	1	9,88E-06	3,96E-10	621052206	<,0001

Source : calcul sur l'EGT 1983

Tableau 28-b. Estimation des coefficients  $\beta$  du modèle logit de regroupement pour l'EGT 1991

Paramètres		CLUSTER	DF	Coeff. estimé	SE	Khi-2 de Wald	Pr > Khi-2
Intercepte		Faauto	1	-0,5145	0,00806	4073,8638	<,0001
Intercepte		Famap	1	1,4693	0,00818	32277,4376	<,0001
Intercepte		Fatc	1	-1,8016	0,00793	51654,6746	<,0001
Intercepte		Foauto	1	-4,9997	0,0185	72755,1641	<,0001
Intercepte		Fomap	1	-2,6551	0,0199	17799,4189	<,0001
Intercepte		Fotc	1	-4,0885	0,0119	117477,778	<,0001
Intercepte		Moauto	1	-3,5808	0,0111	104059,911	<,0001
AGE		Faauto	1	0,0148	0,000384	1478,3834	<,0001
AGE		Famap	1	-0,0697	0,000375	34579,7291	<,0001
AGE		Fatc	1	0,098	0,000385	64722,6841	<,0001
AGE		Foauto	1	0,1322	0,00101	16977,2438	<,0001
AGE		Fomap	1	0,0613	0,000939	4258,8971	<,0001
AGE		Fotc	1	0,1694	0,000622	74190,5341	<,0001
AGE		Moauto	1	0,135	0,000576	54954,1335	<,0001
age2		Faauto	1	-0,00021	4,17E-06	2520,9534	<,0001
age2		Famap	1	0,000725	3,86E-06	35367,5335	<,0001
age2		Fatc	1	-0,00112	4,40E-06	64933,8967	<,0001
age2		Foauto	1	-0,00168	0,000012	18748,7841	<,0001
age2		Fomap	1	-0,00082	9,94E-06	6802,8125	<,0001
age2		Fotc	1	-0,00205	7,51E-06	74789,1912	<,0001
age2		Moauto	1	-0,00167	6,74E-06	61086,7101	<,0001
SEXE	FEMME	Faauto	1	-0,2081	0,00127	26903,8297	<,0001
SEXE	FEMME	Famap	1	-0,00682	0,00135	25,5132	<,0001
SEXE	FEMME	Fatc	1	-0,0346	0,00123	799,8094	<,0001
SEXE	FEMME	Foauto	1	-0,7967	0,00243	107785,759	<,0001
SEXE	FEMME	Fomap	1	-0,0854	0,00308	769,9547	<,0001
SEXE	FEMME	Fotc	1	-0,1482	0,00158	8851,2963	<,0001
SEXE	FEMME	Moauto	1	-0,3713	0,00147	63488,3648	<,0001
Urban	Paris	Faauto	1	-1,0492	0,00218	231784,776	<,0001
Urban	Paris	Famap	1	-0,1114	0,00196	3237,8979	<,0001
Urban	Paris	Fatc	1	0,02	0,00177	127,0602	<,0001
Urban	Paris	Foauto	1	-1,2045	0,0044	74833,834	<,0001
Urban	Paris	Fomap	1	0,1292	0,00411	989,3874	<,0001
Urban	Paris	Fotc	1	-0,4302	0,00248	30063,8753	<,0001
Urban	Paris	Moauto	1	-1,1896	0,00268	196871,988	<,0001
Urban	PC	Faauto	1	0,1726	0,00173	9928,4389	<,0001
Urban	PC	Famap	1	0,0201	0,00175	132,0356	<,0001
Urban	PC	Fatc	1	0,0734	0,00161	2076,744	<,0001
Urban	PC	Foauto	1	-0,0617	0,00331	346,8917	<,0001
Urban	PC	Fomap	1	-0,0251	0,00388	41,8178	<,0001
Urban	PC	Fotc	1	-0,2859	0,00224	16289,3288	<,0001
Urban	PC	Moauto	1	0,1006	0,00207	2371,9164	<,0001
Lifec	Actifs	Faauto	1	0,7851	0,00261	90679,9778	<,0001
Lifec	Actifs	Famap	1	-0,1327	0,00288	2120,1511	<,0001
Lifec	Actifs	Fatc	1	0,7069	0,00265	71111,8584	<,0001
Lifec	Actifs	Foauto	1	1,2669	0,00529	57274,879	<,0001

Paramètres		CLUSTER	DF	Coeff. estimé	SE	Khi-2 de Wald	Pr > Khi-2
Lifec	Actifs	Fomap	1	-0,5409	0,00611	7839,722	<,0001
Lifec	Actifs	Fotc	1	0,8335	0,00356	54754,6406	<,0001
Lifec	Actifs	Moauto	1	1,0668	0,00318	112724,746	<,0001
Lifec	Retraités	Faauto	1	0,0752	0,00451	278,3972	<,0001
Lifec	Retraités	Famap	1	0,3065	0,00471	4240,2072	<,0001
Lifec	Retraités	Fatc	1	-0,1805	0,00476	1435,3238	<,0001
Lifec	Retraités	Foauto	1	-0,1452	0,00961	228,3868	<,0001
Lifec	Retraités	Fomap	1	0,8582	0,00915	8797,3826	<,0001
Lifec	Retraités	Fotc	1	0,0371	0,00659	31,791	<,0001
Lifec	Retraités	Moauto	1	0,0447	0,00561	63,4264	<,0001
Lifec	Chômeurs	Faauto	1	-0,2448	0,00485	2547,5509	<,0001
Lifec	Chômeurs	Famap	1	0,0402	0,00474	71,9207	<,0001
Lifec	Chômeurs	Fatc	1	-0,3856	0,00485	6318,8855	<,0001
Lifec	Chômeurs	Foauto	1	-0,4084	0,0106	1480,0678	<,0001
Lifec	Chômeurs	Fomap	1	-0,1066	0,00912	136,5087	<,0001
Lifec	Chômeurs	Fotc	1	-0,0846	0,00624	183,5748	<,0001
Lifec	Chômeurs	Moauto	1	-0,3993	0,00616	4199,1514	<,0001
Lifec	Élèves/Étudiants	Faauto	1	-0,6809	0,00454	22512,4124	<,0001
Lifec	Élèves/Étudiants	Famap	1	-0,6267	0,00475	17401,6349	<,0001
Lifec	Élèves/Étudiants	Fatc	1	0,7896	0,00427	34210,1992	<,0001
Lifec	Élèves/Étudiants	Foauto	1	-1,2461	0,0102	14854,6807	<,0001
Lifec	Élèves/Étudiants	Fomap	1	-0,6049	0,0105	3326,5296	<,0001
Lifec	Élèves/Étudiants	Fotc	1	0,445	0,00575	5997,6475	<,0001
Lifec	Élèves/Étudiants	Moauto	1	-0,8253	0,00582	20125,0114	<,0001
Revenu/personne		Faauto	1	6,52E-06	2,69E-08	58617,8863	<,0001
Revenu/personne		Famap	1	-1,19E-06	3,18E-08	1392,9798	<,0001
Revenu/personne		Fatc	1	3,75E-06	2,68E-08	19498,9061	<,0001
Revenu/personne		Foauto	1	8,33E-06	3,68E-08	51126,4837	<,0001
Revenu/personne		Fomap	1	-2,28E-06	7,26E-08	987,168	<,0001
Revenu/personne		Fotc	1	4,79E-06	3,29E-08	21146,5264	<,0001
Revenu/personne		Moauto	1	8,79E-06	2,86E-08	94625,994	<,0001

Source : calcul sur l'EGT 1991

Tableau 28-c Estimation des coefficients  $\beta$  du modèle logit de regroupement pour l'EGT 1997

Paramètres		CLUSTER	DF	Coeff. estimé		Khi-2 de Wald	Pr > Khi-2
Intercepte		Faauto	1	-0,0479	0,000079	369633,502	<,0001
Intercepte		Famap	1	1,6282	0,000082	393330605	<,0001
Intercepte		Fatc	1	-1,6933	0,000084	406325530	<,0001
Intercepte		Foauto	1	-6,4267	0,000229	786960463	<,0001
Intercepte		Fomap	1	-2,4482	0,000194	158950910	<,0001
Intercepte		Fotc	1	-4,2581	0,000128	1108177475	<,0001
Intercepte		Moauto	1	-2,7612	0,000104	705551225	<,0001
Age		Faauto	1	-0,0135	3,71E-06	13263368,1	<,0001
Age		Famap	1	-0,0827	3,72E-06	493657187	<,0001
Age		Fatc	1	0,0947	4,14E-06	523507022	<,0001
Age		Foauto	1	0,1919	0,000012	247882325	<,0001
Age		Fomap	1	0,0706	9,54E-06	54806462,1	<,0001
Age		Fotc	1	0,1846	6,72E-06	753994148	<,0001
Age		Moauto	1	0,1007	5,26E-06	367104844	<,0001
age2		Faauto	1	0,000151	3,99E-08	14419146	<,0001
age2		Famap	1	0,000913	3,84E-08	566405753	<,0001
age2		Fatc	1	-0,00115	4,74E-08	585320625	<,0001
age2		Foauto	1	-0,00232	1,45E-07	257578386	<,0001
age2		Fomap	1	-0,00106	1,06E-07	99566884	<,0001
age2		Fotc	1	-0,0023	8,12E-08	804457896	<,0001
age2		Moauto	1	-0,00125	6,00E-08	435665487	<,0001
Sexe	Hommes	Faauto	1	0,1654	0,000012	192006602	<,0001
Sexe	Hommes	Famap	1	-0,0114	0,000013	772027,199	<,0001
Sexe	Hommes	Fatc	1	-0,0117	0,000012	913259,738	<,0001
Sexe	Hommes	Foauto	1	0,585	0,000023	633714012	<,0001
Sexe	Hommes	Fomap	1	-0,0761	0,000029	7036818,55	<,0001
Sexe	Hommes	Fotc	1	0,1121	0,000015	53258986,2	<,0001
Sexe	Hommes	Moauto	1	0,239	0,000014	308550936	<,0001
Urban	Paris	Faauto	1	-1,1741	0,000022	2907488093	<,0001
Urban	Paris	Famap	1	-0,02	0,000019	1083365,18	<,0001

Paramètres		CLUSTER	DF	Coeff. estimé		Khi-2 de Wald	Pr > Khi-2
Urban	Paris	Fatc	1	0,1477	0,000018	68186165,6	<,0001
Urban	Paris	Foauto	1	-1,909	0,000068	796293597	<,0001
Urban	Paris	Fomap	1	0,0452	0,00004	1300158,91	<,0001
Urban	Paris	Fotc	1	-0,4466	0,000025	326602908	<,0001
Urban	Paris	Moauto	1	-1,2791	0,000026	2349009522	<,0001
Urban	PC	Faauto	1	0,2923	0,000017	292609853	<,0001
Urban	PC	Famap	1	0,00679	0,000018	150303,516	<,0001
Urban	PC	Fatc	1	0,2818	0,000016	294446157	<,0001
Urban	PC	Foauto	1	0,4775	0,000042	128703299	<,0001
Urban	PC	Fomap	1	-0,1102	0,000038	8544317,35	<,0001
Urban	PC	Fotc	1	-0,1487	0,000022	44705522,1	<,0001
Urban	PC	Moauto	1	0,2757	0,00002	189192782	<,0001
Lifec	Actifs	Faauto	1	0,7327	0,000025	861015491	<,0001
Lifec	Actifs	Famap	1	-0,0141	0,000028	244591,766	<,0001
Lifec	Actifs	Fatc	1	0,6199	0,000026	555934988	<,0001
Lifec	Actifs	Foauto	1	0,8511	0,000054	252886808	<,0001
Lifec	Actifs	Fomap	1	-0,6004	0,000056	113178687	<,0001
Lifec	Actifs	Fotc	1	0,7952	0,000036	485502029	<,0001
Lifec	Actifs	Moauto	1	0,8953	0,000029	942005219	<,0001
Lifec	Retraités	Faauto	1	-0,0924	0,000043	4550312,56	<,0001
Lifec	Retraités	Famap	1	0,1844	0,000046	16163715,5	<,0001
Lifec	Retraités	Fatc	1	-0,0472	0,000049	938111,173	<,0001
Lifec	Retraités	Foauto	1	-0,1169	0,0001	1361046,11	<,0001
Lifec	Retraités	Fomap	1	0,947	0,000092	105799374	<,0001
Lifec	Retraités	Fotc	1	0,26	0,00007	13911690,4	<,0001
Lifec	Retraités	Moauto	1	0,1635	0,000052	9864494,28	<,0001
Lifec	Chômeurs	Faauto	1	-0,0216	0,000042	267811,029	<,0001
Lifec	Chômeurs	Famap	1	0,00808	0,000045	32715,6124	<,0001
Lifec	Chômeurs	Fatc	1	-0,1452	0,000042	11734978,6	<,0001
Lifec	Chômeurs	Foauto	1	0,2724	0,000077	12471812,8	<,0001
Lifec	Chômeurs	Fomap	1	0,1199	0,000072	2805534,9	<,0001
Lifec	Chômeurs	Fotc	1	-0,00185	0,000056	1110,9794	<,0001
Lifec	Chômeurs	Moauto	1	-0,1274	0,000049	6807628,24	<,0001
Lifec	Élèves/Étudiants	Faauto	1	-0,5852	0,000043	181794663	<,0001
Lifec	Élèves/Étudiants	Famap	1	-0,4323	0,000047	86223924,6	<,0001
Lifec	Élèves/Étudiants	Fatc	1	0,4492	0,000043	110477654	<,0001
Lifec	Élèves/Étudiants	Foauto	1	-1,2545	0,000115	118757048	<,0001
Lifec	Élèves/Étudiants	Fomap	1	-0,8421	0,000095	78140517,5	<,0001
Lifec	Élèves/Étudiants	Fotc	1	0,3345	0,000057	33993032,4	<,0001
Lifec	Élèves/Étudiants	Moauto	1	-0,808	0,000053	232631928	<,0001
Revenu/personne		Faauto	1	5,93E-06	2,60E-10	520014459	<,0001
Revenu/personne		Famap	1	-3,12E-06	3,21E-10	94715986,5	<,0001
Revenu/personne		Fatc	1	2,30E-06	2,68E-10	73969427,7	<,0001
Revenu/personne		Foauto	1	8,61E-06	3,96E-10	473300883	<,0001
Revenu/personne		Fomap	1	-2,51E-06	6,92E-10	13179817,5	<,0001
Revenu/personne		Fotc	1	3,58E-06	3,29E-10	118657693	<,0001
Revenu/personne		Moauto	1	7,77E-06	2,77E-10	784007028	<,0001

Source : calcul sur l'EGT 1997

## B. Effets de la zone de résidence, de la catégorie socioprofessionnelle et du sexe

A partir des **tableaux 28-a à 28-c**, nous calculons la probabilité d'appartenance des individus aux groupes de mobilité en utilisant l'**équation (28.b)**, en fonction des variations dans les variables explicatives. Nous analysons les effets de la zone de résidence, de la catégorie socioprofessionnelle et du sexe en fixant l'âge et le revenu/personne sur leurs valeurs moyennes dans chaque EGT. Les résultats de ce calcul sont représentés dans le **tableau 28-d**.

Tableau 28-d. Probabilité du regroupement estimée selon la zone de résidence, la catégorie socioprofessionnelle et le sexe

	EGT=1983						EGT=1991						EGT=1997					
	Masculin			Féminin			Masculin			Féminin			Masculin			Féminin		
	Actif						Actif						Actif					
	Paris	PC	GC	Paris	PC	GC	Paris	PC	GC	Paris	PC	GC	Paris	PC	GC	Paris	PC	GC
Faauto	0,14	0,28	0,26	0,12	0,26	0,24	0,15	0,31	0,28	0,13	0,29	0,26	0,15	0,34	0,31	0,13	0,33	0,30
Famap	0,12	0,09	0,09	0,14	0,11	0,12	0,14	0,10	0,11	0,15	0,12	0,12	0,16	0,08	0,10	0,17	0,10	0,12

Fatc	0,39	0,25	0,23	0,42	0,28	0,27	0,38	0,25	0,25	0,40	0,28	0,28	0,34	0,20	0,19	0,36	0,23	0,21
Foauto	0,03	0,04	0,05	0,01	0,02	0,02	0,01	0,03	0,03	0,01	0,02	0,02	0,01	0,04	0,03	0,00	0,02	0,02
Fomap	0,02	0,01	0,01	0,02	0,01	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01
Fotc	0,07	0,07	0,08	0,06	0,07	0,08	0,08	0,06	0,08	0,08	0,06	0,08	0,08	0,05	0,08	0,07	0,05	0,08
Moauto	0,07	0,17	0,16	0,05	0,13	0,12	0,06	0,13	0,13	0,04	0,11	0,10	0,07	0,18	0,17	0,06	0,16	0,15
Momap	0,17	0,10	0,11	0,18	0,12	0,13	0,16	0,10	0,11	0,18	0,12	0,13	0,17	0,09	0,11	0,18	0,10	0,12
	Retraité						Retraité						Retraité					
Faauto	0,10	0,23	0,20	0,08	0,20	0,17	0,10	0,24	0,21	0,08	0,22	0,19	0,09	0,25	0,21	0,08	0,23	0,19
Famap	0,24	0,21	0,22	0,26	0,23	0,25	0,30	0,25	0,26	0,31	0,27	0,28	0,26	0,17	0,19	0,26	0,19	0,21
Fatc	0,20	0,15	0,14	0,20	0,16	0,15	0,21	0,16	0,16	0,22	0,18	0,17	0,23	0,17	0,15	0,24	0,19	0,16
Foauto	0,01	0,01	0,02	0,00	0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	0,02	0,02	0,00	0,01	0,01
Fomap	0,07	0,05	0,05	0,07	0,05	0,06	0,08	0,05	0,05	0,08	0,05	0,05	0,08	0,05	0,06	0,09	0,05	0,07
Fotc	0,04	0,04	0,05	0,03	0,04	0,05	0,05	0,04	0,06	0,05	0,04	0,06	0,06	0,05	0,07	0,05	0,05	0,07
Moauto	0,03	0,09	0,08	0,02	0,06	0,06	0,03	0,08	0,07	0,02	0,06	0,05	0,05	0,14	0,13	0,04	0,12	0,11
Momap	0,32	0,22	0,24	0,33	0,25	0,27	0,23	0,16	0,17	0,24	0,18	0,19	0,23	0,15	0,17	0,23	0,16	0,18
	Chômeur						Chômeur						Chômeur					
Faauto	0,13	0,28	0,25	0,11	0,25	0,22	0,08	0,22	0,19	0,07	0,19	0,17	0,11	0,28	0,25	0,09	0,26	0,23
Famap	0,20	0,15	0,16	0,22	0,18	0,19	0,27	0,24	0,24	0,29	0,25	0,26	0,24	0,15	0,18	0,25	0,17	0,20
Fatc	0,18	0,12	0,11	0,18	0,13	0,12	0,26	0,20	0,20	0,26	0,21	0,21	0,26	0,19	0,16	0,27	0,20	0,18
Foauto	0,01	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	0,01	0,04	0,03	0,00	0,02	0,02
Fomap	0,08	0,05	0,06	0,09	0,06	0,06	0,04	0,02	0,03	0,04	0,02	0,03	0,04	0,02	0,03	0,05	0,03	0,03
Fotc	0,08	0,10	0,11	0,07	0,09	0,10	0,05	0,05	0,06	0,05	0,04	0,06	0,05	0,04	0,06	0,05	0,04	0,06
Moauto	0,04	0,10	0,09	0,02	0,07	0,06	0,02	0,06	0,06	0,02	0,05	0,04	0,04	0,12	0,10	0,03	0,10	0,09
Momap	0,28	0,18	0,20	0,30	0,21	0,22	0,27	0,20	0,21	0,28	0,22	0,23	0,25	0,16	0,19	0,26	0,17	0,20
	Elève/Étudiant						Elève/Étudiant						Elève/Étudiant					
Faauto	0,06	0,17	0,15	0,05	0,14	0,13	0,04	0,12	0,11	0,04	0,11	0,09	0,06	0,19	0,16	0,05	0,17	0,15
Famap	0,17	0,16	0,17	0,19	0,18	0,19	0,11	0,11	0,11	0,12	0,11	0,11	0,15	0,11	0,13	0,16	0,12	0,14
Fatc	0,43	0,35	0,32	0,43	0,36	0,33	0,53	0,47	0,45	0,54	0,49	0,47	0,43	0,35	0,31	0,44	0,38	0,33
Foauto	0,00	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00	0,01	0,00
Fomap	0,03	0,02	0,02	0,03	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01
Fotc	0,05	0,07	0,08	0,04	0,06	0,07	0,07	0,07	0,09	0,06	0,06	0,09	0,07	0,07	0,10	0,07	0,07	0,09
Moauto	0,01	0,04	0,04	0,01	0,03	0,03	0,01	0,03	0,03	0,01	0,03	0,02	0,02	0,07	0,06	0,02	0,06	0,05
Momap	0,25	0,19	0,21	0,25	0,21	0,23	0,21	0,18	0,18	0,22	0,19	0,20	0,25	0,18	0,21	0,26	0,19	0,23
	Non-actif/au foyer						Non-actif/au foyer						Non-actif/au foyer					
Faauto	0,11	0,26	0,23	0,09	0,23	0,20	0,10	0,24	0,22	0,09	0,22	0,19	0,11	0,29	0,25	0,09	0,26	0,23
Famap	0,20	0,16	0,18	0,22	0,19	0,20	0,24	0,20	0,21	0,25	0,22	0,23	0,24	0,15	0,17	0,24	0,16	0,19
Fatc	0,28	0,20	0,19	0,29	0,22	0,20	0,28	0,22	0,21	0,29	0,23	0,22	0,27	0,19	0,17	0,28	0,21	0,19
Foauto	0,01	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,00	0,01	0,01	0,00	0,03	0,02	0,00	0,02	0,01
Fomap	0,05	0,03	0,03	0,05	0,04	0,04	0,04	0,02	0,03	0,04	0,02	0,03	0,04	0,02	0,03	0,04	0,02	0,03
Fotc	0,04	0,05	0,06	0,04	0,05	0,06	0,05	0,04	0,06	0,05	0,04	0,06	0,05	0,04	0,06	0,05	0,04	0,06
Moauto	0,04	0,10	0,09	0,02	0,07	0,06	0,03	0,08	0,08	0,02	0,06	0,06	0,04	0,13	0,12	0,04	0,11	0,10
Momap	0,26	0,18	0,20	0,28	0,20	0,22	0,25	0,18	0,19	0,26	0,20	0,21	0,25	0,16	0,18	0,26	0,17	0,20

Source : calcul sur les EGT 1983, 1991 et 1997

Nous notons ainsi que les Parisiens, de presque toutes les catégories socioprofessionnelles, semblent d'avoir de la plus grande probabilité d'être dans le groupe Fatc, alors que les habitants de petite et de grande couronne ont la plus grande tendance d'être dans le groupe Faauto. Ces deux groupes peuvent être considérés en tant que « groupes majorités » pour toutes les catégories sociales, déterminés principalement par la zone de résidence. Ces préférences nous serviront de tendance de base (« benchmark ») sur laquelle nous allons effectuer notre analyse de l'inégalité dans la section suivante.

### C. Effet du revenu par personne

A partir des mêmes **tableaux 28-a à 28-c**, et de la même **équation (28.2)**, nous calculons la probabilité d'appartenance des individus aux groupes de mobilité, notamment en fonction du revenu. Nous prenons pour ce calcul, la moyenne de l'âge de tous les individus pour chaque année d'enquête. En suite, nous calculons la probabilité d'appartenance d'un individu aux groupes de mobilité selon le sexe, et la zone de résidence (Paris, Petite couronne, Grande couronne), et 5 catégories socioprofessionnelles (actifs, retraités, chômeurs, élèves/étudiants et non-actifs/au foyer) et le revenu/personne. Pour simplifier, en ce qui concerne le revenu/personne, nous ne calculons la probabilité que sur le revenu minimal, le revenu Q1, le revenu médian, le revenu Q3 et le revenu maximal. Les **tableaux 28-e à 28-g** montrent les résultats de ce calcul.

Tableau 28-e. **Probabilité d'appartenir à 1 groupe selon la zone de résidence, la catégorie socioprofessionnelle et le sexe en fonction du revenu/personne, l'EGT 1983**

Sexe = Masculin		
Zone de résidence = Paris	Zone de résidence = Petite couronne	Zone de résidence = Grande Couronne
Actif		











Famap	0,210	0,182	0,166	0,146	0,002	0,174	0,146	0,130	0,111	0,001	0,197	0,167	0,150	0,129	0,001
Fatc	0,395	0,417	0,429	0,445	0,232	0,365	0,373	0,376	0,377	0,075	0,313	0,324	0,328	0,332	0,075
Foauto	0,000	0,000	0,001	0,001	0,023	0,003	0,004	0,005	0,006	0,071	0,002	0,003	0,003	0,004	0,058
Fomap	0,022	0,019	0,018	0,016	0,000	0,015	0,013	0,012	0,010	0,000	0,019	0,017	0,015	0,013	0,000
Fotc	0,054	0,060	0,063	0,068	0,082	0,059	0,063	0,065	0,068	0,031	0,078	0,084	0,088	0,092	0,048
Moauto	0,010	0,013	0,015	0,018	0,324	0,037	0,047	0,053	0,063	0,436	0,032	0,041	0,047	0,056	0,436
Momap	0,274	0,266	0,260	0,251	0,029	0,221	0,208	0,199	0,186	0,008	0,252	0,239	0,230	0,217	0,011
Non-actif / au foyer															
Faauto	0,063	0,077	0,087	0,101	0,345	0,201	0,233	0,253	0,279	0,342	0,170	0,200	0,219	0,245	0,343
Famap	0,315	0,278	0,256	0,227	0,002	0,240	0,199	0,177	0,148	0,001	0,269	0,228	0,204	0,173	0,001
Fatc	0,245	0,264	0,275	0,287	0,093	0,208	0,211	0,211	0,209	0,024	0,177	0,183	0,185	0,185	0,025
Foauto	0,001	0,002	0,002	0,003	0,050	0,010	0,013	0,015	0,018	0,125	0,007	0,009	0,011	0,013	0,105
Fomap	0,050	0,045	0,042	0,038	0,001	0,032	0,027	0,024	0,021	0,000	0,040	0,034	0,031	0,027	0,000
Fotc	0,038	0,042	0,045	0,049	0,037	0,038	0,040	0,041	0,042	0,011	0,049	0,053	0,055	0,058	0,018
Moauto	0,021	0,028	0,033	0,041	0,455	0,075	0,093	0,105	0,122	0,493	0,064	0,081	0,092	0,109	0,503
Momap	0,267	0,264	0,260	0,254	0,018	0,197	0,184	0,175	0,161	0,004	0,223	0,212	0,203	0,190	0,006

Source : calcul sur l'EGT 1997

#### D. Inégalité dans la probabilité d'appartenir à un groupe « majoritaire »

A partir des tableaux précédents, nous construisons une mesure simple des inégalités. Il s'agit du ratio de la probabilité d'être dans un groupe majoritaire entre les individus ayant différents niveaux de revenu. Le groupe majoritaire ou le groupe de préférence est le groupe de mobilité majoritaire pour une catégorie socioprofessionnelle habitant dans une zone de résidence donnée. Par exemple, il s'agit du groupe Fatc pour les actifs de Paris, et du groupe de Faauto pour les actifs de petite et de grande couronne. Dans ces analyses nous avons contrôlé l'influence de revenu par personne seul le revenu moyen /personne pour chaque année d'enquête.

Nous allons donc dans cette section comparer la probabilité d'être dans les groupes de préférence des individus ayant le revenu moyen/personne et celle des individus ayant le revenu/personne du premier quartile (Rmoy/Rq1) de chaque année d'enquête. Cette comparaison se formalise dans le ratio dont la valeur est positive ; plus élevé est le ratio plus grand est l'inégalité.

Tableau 28-h. **Ratio de la probabilité d'être dans le groupe Fatc des Parisiens ayant le revenu moyen par rapport à ceux ayant le revenu du premier quartile (Rmoy/Rq1)**

	1983	1991	1997
Masculin			
Actif	1,02	1,03	1,01
Retraité	1,10	1,09	1,07
Chômeur	1,08	1,08	1,06
Etudiant/élève	1,02	1,05	1,01
Non-actif/au foyer	1,07	1,07	1,05
Féminin			
Actif	1,04	1,03	1,02
Retraité	1,11	1,10	1,07
Chômeur	1,09	1,09	1,06
Etudiant/élève	1,07	1,05	1,05
Non-actif/au foyer	1,08	1,08	1,06

Source : calcul sur les EGT 1983, 1991 et 1997

Tableau 28-i. **Ratio de la probabilité d'être dans le groupe Faauto des habitants de la petite couronne ayant le revenu moyen par rapport à ceux ayant le revenu du premier quartile (Rmoy/Rq1)**

	1983	1991	1997
Masculin			
Actif	1,07	1,08	1,07
Retraité	1,15	1,15	1,13
Chômeur	1,12	1,15	1,12
Etudiant/élève	1,14	1,13	1,14
Non-actif/au foyer	1,12	1,14	1,12
Féminin			
Actif	1,09	1,09	1,09
Retraité	1,17	1,17	1,14

Chômeur	1,14	1,17	1,13
Etudiant/élève	1,15	1,14	1,15
Non-actif/au foyer	1,14	1,15	1,13

Source : calcul sur les EGT 1983, 1991 et 1997

Tableau 28-j. **Ratio de la probabilité d'être dans le groupe Faauto des habitants de la grande couronne ayant le revenu moyen par rapport à ceux ayant le revenu du premier quartile (Rmoy/Rq1)**

	1983	1991	1997
Masculin			
Actif	1,07	1,08	1,09
Retraité	1,16	1,16	1,15
Chômeur	1,13	1,16	1,14
Etudiant/élève	1,14	1,14	1,15
Non-actif/au foyer	1,13	1,14	1,13
Féminin			
Actif	1,09	1,10	1,10
Retraité	1,18	1,17	1,16
Chômeur	1,15	1,17	1,15
Etudiant/élève	1,15	1,14	1,16
Non-actif/au foyer	1,15	1,16	1,15

Source : calcul sur les EGT 1983, 1991 et 1997

Les inégalités que nous venons de décrire s'observent à l'intérieur de populations homogènes en terme de catégorie socioprofessionnelle et de sexe. Nous pouvons aller plus loin en confrontant les catégories socioprofessionnelles et les sexes. Les **tableaux 28-k à 28-m** montrent les résultats du calcul qui compare la probabilité d'être dans les groupes de préférence, des actifs situés à la moyenne des revenus et celles des autres catégories sociales ayant le revenu/personne du premier quartile. Les actifs sont choisis parce qu'ils représentent une catégorie socioprofessionnelle dont la probabilité d'être dans le groupe de préférence est la plus élevée.

Tableau 28-k. **Ratio de la probabilité d'être dans le groupe Fatc des actifs Parisiens ayant le revenu moyen par rapport à celui des autres catégories socioprofessionnelles ayant le revenu du premier quartile (Rmoy/Rq1)**

	1983	1991	1997
Masculin			
Actif	1,02	1,03	1,01
Retraité	2,13	1,94	1,57
Chômeur	2,37	1,61	1,39
Etudiant/élève	0,98	0,75	0,84
Non-actif/au foyer	1,50	1,44	1,34
Féminin			
Actif	1,04	1,03	1,02
Retraité	2,27	2,01	1,62
Chômeur	2,48	1,68	1,43
Etudiant/élève	1,05	0,78	0,87
Non-actif/au foyer	1,57	1,50	1,38

Source : calcul sur les EGT 1983, 1991 et 1997

Tableau 28-l. **Ratio de la probabilité d'être dans le groupe Faauto des actifs habitant en petite couronne ayant le revenu moyen par rapport à celui des autres catégories socioprofessionnelles ayant le revenu du premier quartile (Rmoy/Rq1)**

	1983	1991	1997
Masculin			
Actif	1,07	1,08	1,07
Retraité	1,42	1,48	1,57
Chômeur	1,12	1,65	1,34
Etudiant/élève	1,90	2,86	2,06
Non-actif/au foyer	1,23	1,44	1,34
Féminin			
Actif	1,09	1,09	1,09

Retraité	1,56	1,57	1,65
Chômeur	1,20	1,77	1,40
Etudiant/élève	2,12	3,12	2,22
Non-actif/au foyer	1,32	1,53	1,39

Source : calcul sur les EGT 1983, 1991 et 1997

**Tableau 28-m. Ratio de la probabilité d'être dans le groupe Faauto des actifs habitant en grande couronne ayant le revenu moyen par rapport à celui des autres catégories socioprofessionnelles ayant le revenu du premier quartile (Rmoy/Rq1)**

	1983	1991	1997
Masculin			
Actif	1,07	1,08	1,09
Retraité	1,48	1,51	1,70
Chômeur	1,16	1,69	1,42
Etudiant/élève	1,96	2,95	2,19
Non-actif/au foyer	1,26	1,47	1,41
Féminin			
Actif	1,09	1,10	1,10
Retraité	1,63	1,61	1,79
Chômeur	1,25	1,82	1,49
Etudiant/élève	2,19	3,20	2,35
Non-actif/au foyer	1,36	1,56	1,48

Source : calcul sur les EGT 1983, 1991 et 1997

Enfin, les tableaux 28-n à 28-p montrent les résultats du calcul qui compare le ratio de la probabilité d'être dans le groupe de référence des hommes actifs ayant le revenu moyen/personne par rapport à celui des femmes ayant le revenu/personne en premier quartile. Dans la plupart de cas, notamment pour les habitants de petite et de grande couronne, les inégalités calculé en opposant les sexes, sont encore plus élevées que celles calculées avant.

**Tableau 28-n. Ratio de la probabilité d'être dans le groupe Fatc des hommes actifs qui habitent Paris ayant le revenu moyen par rapport aux femmes ayant le revenu du premier quartile (Rmoy/Rq1)**

	1983	1991	1997
Actif	0,98	0,99	0,97
Retraité	2,14	1,91	1,54
Chômeur	2,34	1,60	1,35
Etudiant/élève	0,99	0,74	0,82
Non-actif/au foyer	1,48	1,43	1,30

Source : calcul sur les EGT 1983, 1991 et 1997

**Tableau 28-o. Ratio de la probabilité d'être dans le groupe Faauto des hommes actifs qui habitent en petite couronne et ont le revenu moyen par rapport aux femmes ayant le revenu du premier quartile (Rmoy/Rq1)**

	1983	1991	1997
Actif	1,16	1,17	1,14
Retraité	1,66	1,68	1,74
Chômeur	1,28	1,89	1,47
Etudiant/élève	2,26	3,32	2,33
Non-actif/au foyer	1,40	1,63	1,47

Source : calcul sur les EGT 1983, 1991 et 1997

**Tableau 28-p. Ratio de la probabilité d'être dans le groupe Faauto des hommes actifs qui habitent en grande couronne et ont le revenu moyen par rapport aux femmes ayant le revenu du premier quartile (Rmoy/Rq1)**

	1983	1991	1997
Actif	1,17	1,17	1,17
Retraité	1,74	1,72	1,90
Chômeur	1,33	1,94	1,58
Etudiant/élève	2,33	3,42	2,49
Non-actif/au foyer	1,45	1,66	1,57

Source : calcul sur les EGT 1983, 1991 et 1997

Finalement, dans cette analyse d'inégalité, il est très intéressant d'observer le groupe Fomap. Ce groupe est constitué des individus dont le mode principal est la marche à pied qu'ils pratiquent très intensivement. Sur la moyenne de l'ensemble des trois enquêtes, ces individus effectuent 6,4 déplacements à pied par jour (contre 2,9 en moyenne), 5,8 Km de déplacement à pied par jour (contre 1,7 Km en moyenne) et 122 minutes de déplacement à pied par jour (contre 35 minutes en moyenne). Ils dépensent ainsi 3,4 fois plus de distance et de temps à la marche à pied que les individus en moyenne. Cependant, ils ne parcourent qu'un tiers de la distance

totale par jour en moyenne (5,8 Km contre 15,5 Km). En durée de déplacement, ils dépendent ainsi 1,5 plus de temps que la durée totale par jour en moyenne (83 minutes par jour).

Nous pouvons donc considérer ce groupe comme le plus marginalisé. Les individus de ce groupe dépendent plus de temps que la moyenne de la population en déplacement, en utilisant le mode physiquement le plus pénible (et cependant agréable et sain pour la promenade) et ils ne parcourent que des distances très limitées.

**Tableau 28-q. Ratio de la probabilité d'être dans le groupe Fomap des individus ayant le revenu moyen par rapport à celui ayant le revenu minimal (Rmoy/Rmin) et des individus ayant le revenu moyen par rapport à celui ayant le revenu du premier quartile (Rmoy/Rq1)**

	Rmoy/Rq1 1983	Rmoy/Rq1 1991	Rmoy/Rq1 1997
Paris			
Actif	1,29	1,21	1,17
Retraité	1,2	1,13	1,11
Chômeur	1,22	1,14	1,12
Etudiant	1,24	1,18	1,14
Non-actif	1,23	1,15	1,12
PC			
Actif	1,35	1,26	1,25
Retraité	1,26	1,18	1,19
Chômeur	1,29	1,18	1,2
Etudiant	1,27	1,2	1,18
Non-actif	1,29	1,2	1,2
GC			
Actif	1,35	1,26	1,24
Retraité	1,25	1,18	1,17
Chômeur	1,28	1,18	1,18
Etudiant	1,27	1,2	1,17
Non-actif	1,28	1,2	1,18

Source : calcul sur les EGT 1983, 1991 et 1997

## Annexe 29. Inégalité face à la motorisation et aux dépenses de transport

Une part importante des différences et des inégalités face à la mobilité que nous avons vues dans les **chapitres 5** et **6** sont en fait le résultat des choix modaux des individus. Ces choix modaux sont également déterminés par la situation géographique et par les facteurs socioéconomiques et démographiques caractérisant les ménages et les individus. Abordons la question des différences et des inégalités face à ce choix en observant comment les ménages se différencient par le niveau de motorisation et dans le même temps, comment les inégalités se produisent et comment les facteurs socioéconomiques et démographiques ont pu affecter ces inégalités. Nous discuterons aussi les inégalités face aux dépenses de transport qui découlent des différences dans le choix modal des ménages.

### A. Inégalités face à la motorisation

La motorisation qui se définit simplement comme la disposition de la voiture particulière dans le ménage est affectée par plusieurs facteurs. Tout d'abord, elle est affectée par le besoin du ménage ou de l'individu. Ce besoin est lié à la nature des activités quotidiennes des individus et aux caractéristiques des déplacements qu'ils doivent effectuer quotidiennement. Certains facteurs importants s'imposent comme le revenu, la structure des ménages, la capacité à conduire (la disposition d'un permis de conduire, l'âge, etc.), et la situation géographique. Ces facteurs interagissent et expliquent le niveau de motorisation des ménages ou des individus.

Observons la motorisation en Île-de-France pendant les trois années de l'enquête. La motorisation est un phénomène en croissance. Les ménages franciliens ont en moyenne 0,36 voitures particulières par personne en 1983, 0,42 en 1991, et puis 0,43 en 1997 (**tableau 29-a**). Cette augmentation au cours du temps est significative, notamment pour les ménages qui habitent en Grande Couronne. Cette augmentation existe dans tous les déciles

mais elle n'est pas uniforme : les augmentations les plus marquées sont plus nettes en Grande Couronne qu'à Paris ou qu'en Petite Couronne.

Le taux de motorisation augmente donc quand on s'éloigne du centre de la région : les ménages résidant en Grande Couronne ont le niveau de motorisation le plus fort, alors que celui des Parisiens est le plus faible. Ceci correspond bien à ce que nous avons observé auparavant : la mobilité en voiture particulière s'élève de plus en plus vers la Grande Couronne. De plus, le taux de motorisation semble augmenter avec le niveau de vie du ménage ou la condition socioéconomique du ménage qui sont représentés dans le **tableau 29-a** par les revenus par personne du ménage. L'opposition maximum est entre les ménages parisiens les plus modestes et les ménages les plus aisés de la Grande Couronne.

Cependant, si les ménages parisiens connaissent en moyenne un taux de motorisation plus faible que les ménages des banlieues par rapport au niveau de vie, la distribution des voitures particulières à Paris est plus inégalitaire qu'en banlieue. Ceci est confirmé par deux indicateurs : le ratio inter-déciles et l'indice de concentration des voitures particulières par rapport au revenu moyen par personne. Cette inégalité dans le taux de motorisation est stable au cours du temps. Cependant nous remarquons que le ratio inter-déciles des ménages parisiens montre une hausse de l'inégalité au cours de la période observée.

**Tableau 29-a Nombre moyen de voitures particulières par personne du ménage selon les déciles des revenus par personne du ménage**

Décile	IDF	Paris	PC	GC
1983				
Moyenne	0,36	0,28	0,37	0,42
D1	0,18	0,11	0,19	0,22
D2	0,23	0,16	0,22	0,29
D3	0,24	0,17	0,24	0,31
D4	0,29	0,17	0,29	0,32
D5	0,34	0,29	0,32	0,38
D6	0,40	0,15	0,39	0,43
D7	0,32	0,30	0,40	0,50
D8	0,43	0,33	0,40	0,39
D9	0,53	0,53	0,53	0,64
D10	0,69	0,56	0,74	0,78
1991				
Moyenne	0,42	0,31	0,41	0,49
D1	0,18	0,10	0,18	0,24
D2	0,26	0,16	0,25	0,31
D3	0,28	0,16	0,24	0,37
D4	0,33	0,20	0,32	0,41
D5	0,40	0,31	0,38	0,40
D6	0,43	0,21	0,41	0,53
D7	0,38	0,32	0,38	0,55
D8	0,52	0,46	0,51	0,54
D9	0,67	0,54	0,68	0,73
D10	0,70	0,65	0,77	0,84
1997				
Moyenne	0,43	0,29	0,42	0,52
D1	0,19	0,06	0,19	0,26
D2	0,28	0,18	0,26	0,34
D3	0,27	0,11	0,25	0,39
D4	0,35	0,22	0,32	0,43
D5	0,43	0,31	0,42	0,50
D6	0,46	0,20	0,41	0,52
D7	0,35	0,28	0,39	0,57
D8	0,54	0,56	0,48	0,51
D9	0,71	0,43	0,74	0,78
D10	0,68	0,57	0,72	0,89

**Indice de concentration des voitures particulières par rapport aux revenus par personne du ménage**

Année	IDF	Paris	PC	GC
1983	0,21	0,28	0,23	0,20
1991	0,22	0,30	0,24	0,20
1997	0,21	0,30	0,23	0,19

**Ratio du taux de motorisation du 10<sup>e</sup> décile par rapport à celui du 1<sup>er</sup> (D10/D1)**

Année	IDF	Paris	PC	GC
1983	3,75	4,92	3,97	3,58
1991	3,80	6,36	4,32	3,46
1997	3,57	10,36	3,76	3,43

Source : Calcul sur les EGT 1983, 1991, 1997

Utilisant une autre source de données (enquête INSEE budget de famille), nous avons des images similaires. La motorisation de l'ensemble des ménages franciliens augmente au cours du temps d'à peu près le même ordre de grandeur que celui calculé selon les EGT. A l'intérieur des déciles, ces augmentations sont plus nettes à partir du quatrième décile (**tableau 29-b**). Les niveaux des inégalités ont également à peu près le même ordre de grandeur que celui calculé selon les EGT.

Tableau 29-b **Nombre moyen de voitures particulières par personne selon les déciles des revenus par personne du ménage et mesure des inégalités**

	1979	1984	1989	1994
Moyenne	0,32	0,35	0,38	0,43
D1	0,14	0,18	0,21	0,18
D2	0,21	0,19	0,19	0,29
D3	0,21	0,21	0,2	0,28
D4	0,24	0,27	0,33	0,33
D5	0,28	0,3	0,31	0,4
D6	0,32	0,37	0,37	0,45
D7	0,37	0,41	0,47	0,53
D8	0,4	0,46	0,49	0,57
D9	0,46	0,5	0,52	0,59
D10	0,55	0,65	0,7	0,67

Mesures de l'inégalité				
D10/D1	3,93	3,61	3,33	3,72
Coef. Concentration	0,22	0,23	0,23	0,21

Source : Calcul sur les enquêtes BDF 1979, 1984, 1989, 1994

Les enquêtes INSEE budget de famille pour l'Île-de-France nous permettent aussi d'observer l'importance de l'automobile à partir d'un autre indicateur : la dépense. Il y a deux raisons pour lesquels nous pouvons utiliser la dépense totale. Premièrement, HICKS [1961] suppose que « nous devons définir le revenu d'un homme comme la valeur maximale qu'il peut consommer pendant une période de temps (une semaine...) sans toucher à son épargne et donc être en aussi riche à la fin qu'au début de la période »<sup>19</sup>. Autrement dit, le revenu est la limite supérieure (des biens, des richesses, ...) que nous pouvons consommer dans une période sans nuire à notre bien-être. Cette définition montre que la dépense peut très bien représenter le revenu hors épargne.

Deuxièmement, le total de dépenses du ménage représente souvent mieux que le revenu la condition socioéconomique du ménage : la dépense est un élément plus visible que les ménages enquêtés peuvent calculer plus facilement que le revenu qui comporte très souvent des postes non salariaux qui sont difficiles à cerner comme les allocations, les indemnités, etc. D'ailleurs, les ménages enquêtés ont assez souvent tendance à sous-estimer leurs revenus. C'est moins le cas pour les dépenses.

Le **tableau 29-c** présente le taux de motorisation en fonction de la dépense par personne du ménage. Le taux de motorisation augmente avec les déciles de la dépense. En ce qui concerne les mesures de l'inégalité, les ratios inter-déciles sont presque deux fois plus forts que ceux calculés selon le revenu. Malgré ces ratios plus forts, les indices de concentration calculés ont à peu près le même ordre de grandeur que ceux calculés à partir du revenu.

Tableau 29-c **Nombre moyen de voitures particulières par personne selon les déciles des dépenses par personne du ménage**

	1979	1984	1989	1994
Moyenne	0,32	0,35	0,38	0,43
D1	0,12	0,11	0,13	0,17
D2	0,19	0,2	0,22	0,26
D3	0,22	0,23	0,24	0,3
D4	0,22	0,27	0,28	0,36
D5	0,31	0,34	0,36	0,39
D6	0,33	0,34	0,43	0,51
D7	0,39	0,42	0,48	0,5
D8	0,38	0,44	0,47	0,51
D9	0,47	0,53	0,52	0,57
D10	0,54	0,67	0,69	0,75

Mesure de inégalité de motorisation				
D10/D1	4,50	6,09	5,31	4,41
Coef. Concentration	0,23	0,25	0,24	0,21

<sup>19</sup> ...it would be seem that we ought to define a man's income as the maximum value that he can consume during a week, and still be as well off at the end of the week as he was at the beginning. (HICKS[1961]:172)

Source : Calcul sur les enquêtes BDF 1979, 1984, 1989, 1994

Cette source de données nous permet d'observer le taux de motorisation non seulement « par personne », mais également « par unité de consommation (u.c.) ». En général, le revenu ou la dépense par unité de consommation représente le mieux le niveau de vie des ménages, car dans cette variable, la structure du ménage et sa taille sont prises en compte. L'OCDE et L'INSEE utilisent l'échelle d'Eurostat pour mesurer l'unité de consommation. Elle donne le poids de 1,0 au premier adulte du ménage, puis un poids de 0,5 aux autres adultes et adolescents de 14 ans ou plus, et un poids de 0,3 aux enfants de moins de 14 ans.

Nous constatons dans les **tableaux 29-d** et **29-e** que les taux de motorisation calculés selon cette échelle sont plus élevés que ceux calculés selon l'échelle « par personne » ce qui est logique car le dénominateur dans cette échelle est plus petit.

La croissance du taux de motorisation (nombre de voitures particulières par u.c.) en fonction du revenu par u.c. est plus nette qu'en fonction de la dépense par u.c. (**tableau 29-e**). La mesure des inégalités est à peu près du même ordre de grandeur que celle calculée « par ménage », mais nous notons que les indices de concentration calculés « par u.c. » sont légèrement plus faibles que ceux calculés « par personne ».

Tableau 29-d **Nombre moyen de voitures particulières par unité de consommation (u.c.) selon les déciles des revenus par u.c.**

	1979	1984	1989	1994
Moyenne	0,46	0,49	0,52	0,58
D1	0,16	0,24	0,26	0,25
D2	0,28	0,23	0,21	0,31
D3	0,33	0,34	0,35	0,42
D4	0,41	0,41	0,39	0,54
D5	0,43	0,46	0,53	0,59
D6	0,43	0,54	0,56	0,61
D7	0,52	0,57	0,62	0,73
D8	0,61	0,64	0,65	0,7
D9	0,64	0,67	0,73	0,8
D10	0,76	0,8	0,85	0,85
<b>Mesures de l'inégalité</b>				
D10/D1	4,75	3,33	3,27	3,40
Coef. Concentration	0,22	0,21	0,22	0,19

Source : Calcul sur les enquêtes BDF 1979, 1984, 1989, 1994

Tableau 29-e **Nombre moyen de voitures particulières par unité de consommation (u.c.) selon les déciles des dépenses par u.c. de ménage**

	1979	1984	1989	1994
Moyenne	0,46	0,49	0,52	0,58
D1	0,13	0,13	0,16	0,2
D2	0,24	0,27	0,26	0,33
D3	0,36	0,34	0,34	0,44
D4	0,37	0,4	0,49	0,58
D5	0,5	0,49	0,5	0,6
D6	0,49	0,55	0,51	0,61
D7	0,5	0,55	0,72	0,67
D8	0,61	0,66	0,59	0,71
D9	0,63	0,68	0,74	0,79
D10	0,74	0,83	0,83	0,89
<b>Mesures de l'inégalité</b>				
D10/D1	5,69	6,38	5,19	4,45
Coef. Concentration	0,22	0,23	0,23	0,19

Source : Calcul sur les enquêtes BDF 1979, 1984, 1989, 1994

Enfin, le **tableau 29-f** montre comment la répartition des voitures par u.c. est plus égalitaire en zones périphériques qu'au centre. Ce tableau montre également une hausse dans le ratio inter-décile à Paris qui confirme les résultats du **tableau 29-a**. La dépense est donc un indicateur valide pour représenter le niveau socioéconomique des ménages.

Tableau 29-f **Le nombre de voitures par u.c. selon les déciles de la dépense par u.c.**

	IDF	Paris	PC	GC
1979				
Moyenne	0,46	0,35	0,45	0,55
D1	0,13	0,1	0,11	0,2
D2	0,24	0,22	0,19	0,26

D3	0,36	0,29	0,35	0,44
D4	0,37	0,2	0,4	0,5
D5	0,5	0,39	0,51	0,61
D6	0,49	0,31	0,41	0,64
D7	0,5	0,39	0,51	0,63
D8	0,61	0,51	0,6	0,69
D9	0,63	0,48	0,66	0,65
D10	0,74	0,64	0,73	0,86
1984				
Moyenne	0,49	0,37	0,47	0,59
D1	0,13	0,11	0,1	0,16
D2	0,27	0,13	0,26	0,4
D3	0,34	0,26	0,3	0,41
D4	0,4	0,27	0,31	0,53
D5	0,49	0,34	0,45	0,59
D6	0,55	0,33	0,54	0,7
D7	0,55	0,46	0,53	0,66
D8	0,66	0,41	0,62	0,79
D9	0,68	0,59	0,72	0,75
D10	0,83	0,8	0,82	0,87
1989				
Moyenne	0,52	0,37	0,52	0,62
D1	0,16	0,09	0,12	0,25
D2	0,26	0,14	0,26	0,39
D3	0,34	0,19	0,3	0,49
D4	0,49	0,15	0,56	0,64
D5	0,5	0,32	0,47	0,65
D6	0,51	0,43	0,46	0,69
D7	0,72	0,47	0,68	0,75
D8	0,59	0,45	0,63	0,75
D9	0,74	0,58	0,78	0,76
D10	0,83	0,83	0,9	0,87
1994				
Moyenne	0,58	0,42	0,55	0,7
D1	0,2	0,08	0,19	0,32
D2	0,33	0,11	0,33	0,5
D3	0,44	0,28	0,31	0,59
D4	0,58	0,35	0,53	0,69
D5	0,6	0,28	0,61	0,71
D6	0,61	0,45	0,58	0,73
D7	0,67	0,53	0,66	0,72
D8	0,71	0,54	0,73	0,86
D9	0,79	0,65	0,72	0,94
D10	0,89	0,87	0,88	0,96

#### Indice de concentration des voitures par u.c. par rapport aux dépenses par u.c.

	IDF	Paris	PC	GC
1979	0,22	0,24	0,23	0,19
1984	0,23	0,30	0,26	0,19
1989	0,23	0,33	0,25	0,16
1994	0,19	0,31	0,21	0,15

#### Le ratio inter-déciles des voitures par u.c. selon la dépense par u.c.

	IDF	Paris	PC	GC
1979	5,69	6,40	6,64	4,30
1984	6,38	7,27	8,20	5,44
1989	5,19	9,22	7,50	3,48
1994	4,45	10,88	4,63	3,00

Source : Calcul sur les enquêtes BDF 1979, 1984, 1989, 1994

Nous portons attention particulièrement aux mesures de l'inégalité données par les six derniers tableaux qui montrent des résultats différents, notamment dans une perspective dynamique. Les différences proviennent du choix de la mesure d'inégalité (le ratio inter-décile ou l'indice de concentration) et du choix de l'indicateur de condition socioéconomique des ménages (soit le revenu soit la dépense).

### B. Dynamique des inégalités face à l'automobile et décomposition selon les facteurs déterminants

Ces facteurs, y compris le revenu, ne déterminent pas seulement le niveau global de la motorisation des ménages et ses évolutions (**section A**), mais ils déterminent également l'inégalité dans la motorisation des ménages. Ils affectent aussi l'évolution de cette inégalité. Nous reprenons dans cette section, la méthode développée par Oaxaca, puis Wagstaff présentée dans le **chapitre 3**.

Cette méthode que nous avons utilisée dans le **chapitre 5** pour analyser la dynamique des inégalités dans la mobilité, comporte deux grandes étapes : l'estimation d'un modèle linéaire expliquant la motorisation et la



décomposition entre différents effets selon chacune des trois méthodes : totale, Oaxaca, et différentielle totale. Nous utilisons deux sources, les EGT années 1983, 1991, et 1997 et les enquêtes BDF années 1984, 1989, et 1994.

Comme au **chapitre 5**, nous analyserons la dynamique de l'inégalité face à la motorisation et la décomposition de cette inégalité selon ses déterminants en utilisant l'indice de concentration en fonction du revenu ou de la dépense totale du ménage.

### B.1. Modèle linéaire de la motorisation

Dans le **chapitre 5**, nous avons estimé par les moindres carrés ordinaires la relation entre les indicateurs de mobilité et leurs facteurs déterminants. Le nombre de voitures (comme d'ailleurs le nombre de déplacements) constitue une variable discrète contrairement à la distance parcourue ou à la vitesse moyenne. Il est donc mieux décrit par une loi multinomiale que par une loi normale. Or, le modèle de décomposition de l'inégalité développé par Oaxaca puis Wagstaff exige que la variable à analyser se distribue normalement, ce qui oblige à avoir recours à un modèle de régression linéaire ordinaire. C'est pour cette raison que nous allons utiliser la régression linéaire ordinaire pour décrire la relation entre la motorisation et les facteurs déterminants. L'adaptation du modèle de décomposition de l'inégalité à l'analyse des variables dont les distributions ne sont pas normales pourrait faire l'objet d'une prochaine recherche. Ce développement consisterait principalement à remplacer la régression linéaire ordinaire par le modèle linéaire généralisé.

Nous construisons le modèle linéaire ordinaire selon l'équation (3.40), en adoptant l'un des modèles développé par DE JONG [1989]. Ce modèle peut être utilisé comme un outil de prévision de demande dans les situations sans changement majeur de politique. Alors que les variables dépendantes sont le taux de motorisation et l'usage des voitures, les variables explicatives utilisées sont le revenu du ménage, la taille du ménage, l'âge, le sexe et l'occupation du chef de famille. Nous reprenons ce modèle en introduisant l'effet de la résidence du ménage. Pour les données EGT, les variables retenues sont :

- le revenu par personne du ménage (REVPER),
- l'âge de la personne de référence du ménage (AGE),
- le carré de l'âge de la personne de référence du ménage (AGE2),
- la localisation de la résidence du ménage (URBAN) soit Paris, soit la Petite Couronne, soit la Grande Couronne,
- et la catégorie socioprofessionnelle de la personne de référence du ménage (PRO) c'est-à-dire agriculteur, artisan, cadre, profession intermédiaire, employé, ouvrier, non actif.
- La variable dépendante est le nombre de voitures particulières par personne du ménage (VEHPER).

$$VEHPER_i = \alpha + \beta_1 AGE + \beta_2 AGE^2 + \beta_3 URBAN + \beta_4 PRO + \beta_5 REVPER$$

Pour les données de l'enquête BDF, nous construisons le même modèle dont la variable dépendante est le nombre de voitures particulières par unité de consommation du ménage (VEHUC) et les variables explicatives sont :

- la dépense par unité de consommation du ménage (DEPUC),
- l'âge de la personne de référence du ménage (AGE),
- le carré de l'âge de la personne de référence du ménage (AGE2),
- la localisation de la résidence du ménage (URBAN) soit Paris, soit la Petite Couronne, soit Grande Couronne,
- la catégorie socioprofessionnelle de la personne de référence du ménage (PRO) c'est-à-dire agriculteur, artisan, cadre, profession intermédiaire, employé, ouvrier, retraité et non actif (autre que retraité).

$$VEHUC = \alpha + \beta_1 AGE + \beta_2 AGE^2 + \beta_3 URBAN + \beta_4 PRO + \beta_5 DEPUC$$

Tableau 29-g Les déterminants du nombre de voitures par personne du ménage\*

Paramètre	1983			1991			1997		
	Estimation	t	Pr >  t	Estimation	t	Pr >  t	Estimation	t	Pr >  t
Intercept	1,56E-01	6,94	<,0001	8,02E-02	2,97	0,003	-4,91E-02	-1,04	0,3004
REVPER	2,82E-06	42,67	<,0001	2,28E-06	44,44	<,0001	2,48E-06	26,05	<,0001
AGE	5,07E-03	5,81	<,0001	1,07E-02	10,02	<,0001	1,41E-02	7,72	<,0001
AGE2	-7,51E-05	-8,45	<,0001	-1,25E-04	-11,81	<,0001	-1,47E-04	-8,35	<,0001
URBAN= gde,cour	6,49E-02	9,1	<,0001	9,26E-02	13	<,0001	9,96E-02	8,13	<,0001
URBAN = paris	-1,29E-01	-16,77	<,0001	-1,33E-01	-16,52	<,0001	-1,71E-01	-12,2	<,0001
URBAN = pte,cour*	Catégorie de référence								
PRO= agriculteur	2,52E-01	3,8	0,0001	1,01E-01	1,08	0,2799	3,42E-01	2,45	0,0143
PRO= artisan	9,42E-02	5,63	<,0001	5,44E-02	3,24	0,0012	1,33E-01	4,26	<,0001

PRO= cadre	6,56E-03	0,58	0,5624	-3,92E-02	-3,61	0,0003	-2,13E-02	-1,14	0,2555
PRO= employée	-7,35E-02	-6,79	<,0001	-8,43E-02	-7,75	<,0001	-8,29E-02	-4,37	<,0001
PRO= non actif	-8,43E-02	-7,79	<,0001	-8,04E-02	-7,28	<,0001	-3,50E-02	-1,9	0,0569
PRO= ouvrier	-6,80E-02	-6,7	<,0001	-6,66E-02	-6,16	<,0001	-2,39E-02	-1,18	0,2361
PRO= prof.int,*	Catégorie de référence								
N	9773			11151			4285		
R <sup>2</sup>	0,27			0,24			0,23		
F	319,14			362,2			116,86		

Source : Calcul sur l'EGT 1983, 1991, et 1997

\* base d'estimation des variables indicatrices

Tableau 29-h Les déterminants du nombre de voitures par unité de consommation (u.c.) du ménage

Paramètre	1984			1989			1994		
	Coef. Estimé	Valeur de t	Pr >  t	Coef. Estimé	Valeur de t	Pr >  t	Coef. Estimé	Valeur de t	Pr >  t
Intercepte	4,19E-01	11,34	<,0001	2,11E-01	2,49	0,0131	1,33E-01	1,5	0,1341
Depuc	1,96E-06	19,36	<,0001	1,50E-06	13,65	<,0001	1,36E-06	15,37	<,0001
Age	-2,95E-03	-3,85	0,0001	1,19E-02	3,4	0,0007	1,54E-02	4,27	<,0001
âge2	4,18E-06	2,83	0,0047	-1,54E-04	-4,39	<,0001	-1,92E-04	-5,27	<,0001
Urban= gde,cour*	1,15E-01	6,69	<,0001	1,22E-01	5,37	<,0001	1,42E-01	6,5	<,0001
Urban= paris	-1,24E-01	-6,34	<,0001	-1,69E-01	-6,78	<,0001	-1,57E-01	-6,1	<,0001
Urban= pte,cour	Catégorie de référence								
pro= agriculteur	2,68E-01	1,87	0,0618	2,47E-01	0,97	0,3307	1,60E-01	0,36	0,7188
pro= artisan	9,23E-02	2,15	0,0318	-5,33E-03	-0,11	0,9162	-4,54E-02	-0,88	0,3783
pro= cadre	1,13E-02	0,43	0,668	-3,34E-02	-0,98	0,3269	-4,74E-02	-1,46	0,1433
pro= employe	-1,65E-01	-6,43	<,0001	-1,70E-01	-4,91	<,0001	-1,23E-01	-3,64	0,0003
pro= nonactif	-2,57E-01	-6,61	<,0001	-2,20E-01	-4,41	<,0001	-2,09E-01	-4,04	<,0001
pro= ouvrier	-7,32E-02	-2,98	0,0029	-1,38E-01	-4,25	<,0001	-3,01E-02	-0,87	0,3869
pro= prof.int,*	Catégorie de référence								
pro= retraité	-1,25E-01	-4	<,0001	-6,95E-02	-1,61	0,1065	4,65E-02	1,06	0,2873
N	2123			1433			1699		
R <sup>2</sup>	0,309			0,287			0,243		
F	78,61			47,54			45,19		

Source : Calcul sur l'EGT 1983, 1991, et 1997

\* base d'estimation des variables indicatrices

L'effet de l'âge est en général positif alors que l'effet du carré de l'âge est négatif. Etant donné la supériorité, en général, des coefficients de régression de la variable âge par rapport à celle du carré de l'âge, l'effet net de l'âge est positif sur le taux de motorisation. Le calcul sur les EGT montre que le taux de motorisation atteint son maximum vers l'âge de 34, 43 et 48 ans pour les années 1983, 1991 et 1998 respectivement alors qu'à partir des enquêtes du BDF la moyenne maximale est atteinte vers environ 39 ans.

L'effet de la localisation de la résidence montre que la Grande Couronne est plutôt favorable à un fort taux de motorisation alors que Paris est plutôt défavorable. La Petite Couronne se trouve en position intermédiaire, quand on contrôle d'abord le revenu. L'effet de la catégorie socioprofessionnelle montre que les indépendants et puis les professions intermédiaires et les cadres sont les catégories les plus favorables à la motorisation alors que les inactifs sont la catégorie la plus défavorable

Enfin, l'effet du facteur socio-économique, représenté par le revenu par personne du ménage (**tableau 29-g**) et par la dépense par unité de consommation du ménage (**tableau 29-h**) est positif sur le taux de motorisation. Les ménages aisés sont en général plus motorisés que les ménages modestes. L'effet de la dépense par unité de consommation diminue au cours de la période observée, alors que celui du revenu par personne diminue entre 1983 et 1991 et puis augmente entre 1991 et 1997.

## B.2. Décomposition

Tout d'abord, les inégalités de taux de motorisation sont au désavantage des ménages modestes. Elle sont mises en évidence par les indices de concentration du nombre de voitures par personne du ménage (pour l'EGT) et par unité de consommation du ménage (pour les enquêtes du BDF), qui sont toujours positifs. Ces indices de concentration du taux de motorisation sont calculés sur la population ordonnée selon le revenu par personne du ménage (pour l'EGT) et selon leur dépense par unité de consommation (pour les enquêtes du BDF). Les indices de concentration du nombre de voitures par personne sont de 0,211, 0,216 et 0,205 pour les années de 1983, 1991 et 1997 respectivement alors que les indices de concentration du nombre de voitures par unité de consommation du ménage sont de 0,234, 0,225 et 0,192 pour les années 1984, 1989 et 1994 respectivement. Les indices de concentration calculés à partir de ces deux sources de données ont ainsi le même ordre de grandeur, mais ils ne sont pas comparables. Les indices de concentration du nombre de voitures par personne montrent

une tendance d'augmentation de l'inégalité entre 1983 et 1991, et une tendance de diminution entre 1991 et 1997, alors que les indices de concentration du nombre de voitures par unité de consommation enregistrent une tendance de diminution de cette inégalité pendant la période observée.

D'ailleurs, nous constatons que les indices de concentration<sup>20</sup> du revenu par personne du ménage augmentent de 0,316 à 0,357 entre 1983 et 1991 et puis restent stable jusqu'en 1997 (0,351). Les indices de concentration de la dépense par unité de consommation du ménage connaissent une augmentation de 0,301 à 0,330 entre 1984 et 1989 et puis diminuent jusqu'à 0,324 en 1994. Comme pour l'inégalité du taux de motorisation, les indices de concentration de ce niveau économique des ménages sont du même ordre de grandeur, bien qu'ils ne soient pas comparables.

En observant les indices de concentration de ces deux variables ; le facteur économique et le taux de motorisation, nous constatons donc que les fluctuations temporelles des inégalités économiques ne sont pas forcément cohérentes avec celles des inégalités dans le niveau de motorisation.

Ensuite, les **tableaux 29-i et 29-j** montrent les décompositions de l'inégalité du taux de motorisation par ménage. A partir des colonnes « contribution à l'indice de concentration C », il apparaît que, à une année donnée, la plus grande partie de cette inégalité est expliquée par le facteur économique au désavantage des ménages modestes : l'inégalité du revenu par personne du ménage contribue pour 90% , 78% et 85% à l'inégalité totale pour les années 1983, 1991 et 1997 respectivement alors que l'inégalité de la dépense par unité de consommation contribue pour 68%, 61%, 64% à l'inégalité totale pour les années 1984, 1989 et 1994 respectivement. Donc, la condition économique représentée par la dépense par unité de consommation est moins explicite que celle représentée par le revenu par personne du ménage.

Selon la zone de résidence, les inégalités de motorisation sont les plus faibles à Paris et les plus fortes en Petite Couronne. La Grande Couronne occupe une position intermédiaire. Contrôler la localisation spatiale des ménages pour une année donnée contribue à réduire l'indice de concentration du taux de motorisation.

En contrôlant les autres facteurs on montre que la catégorie socioprofessionnelle contribue en général à hausser l'inégalité totale du taux de motorisation. Dans les deux types d'enquête, cette contribution transversale baisse au cours du temps. En observant plus en détail, nous constatons qu'en général, les catégories ouvriers, non-actifs et employés contribuent le plus à augmenter l'inégalité dans le taux de motorisation une année donnée. Les coefficients de régression négatifs pour ces trois catégories indiquent que le fait d'être dans l'une de ces catégories diminue le nombre de voitures particulières possédées. L'indice de concentration partiel négatif de chacune signifie une concentration des trois catégories dans les ménages pauvres. L'interaction de ces deux facteurs, le coefficient de régression négatif et l'indice de concentration partiel négatif, explique une moindre concentration de voitures chez les ménages pauvres et par conséquent, une concentration de voitures chez les ménages riches, et contribue ainsi à l'inégalité.

En observant les colonnes « évolutions », nous constatons que pour les données de l'EGT, la contribution du facteur économique (le revenu par personne) à l'inégalité du taux de motorisation a diminué entre 1983 et 1991 de 0,022 points et a augmenté entre 1991 et 1997 de 0,006 points. Entre 1983 et 1991, l'inégalité dans le taux de motorisation a pourtant augmenté de 0,037 points alors que dans la période qui suit, elle diminue de 0,017 points. L'évolution de la contribution du facteur revenu par personne du ménage s'oppose ainsi aux évolutions de l'inégalité dans le taux de motorisation. Ceci n'est pas le cas dans les données des enquêtes BDF : l'évolution dans la contribution de la dépense par unité de consommation est cohérente avec les évolutions de l'inégalité du taux de motorisation. Entre 1984 et 1989, la contribution de la dépense à l'inégalité diminue de 0,020 points et puis de 0,016 points entre 1989 et 1994 tandis que l'indice de concentration du taux de motorisation diminue aussi de 0,009 points entre 1984 et 1989 et de 0,034 points entre 1989 et 1994.

Les évolutions de la répartition géographique semblent cohérentes avec les évolutions de l'inégalité du taux de motorisation. Pour les données EGT, les évolutions de la répartition géographique contribuent ainsi à diminuer l'inégalité entre 1983 et 1991 puis à l'augmenter entre 1991 et 1997. Pour les données BDF, ces évolutions contribuent à diminuer l'inégalité dans les deux périodes successives.

Finalement, pour les données BDF, les évolutions de la répartition de la catégorie socioprofessionnelle contribuent à diminuer l'inégalité du taux de motorisation alors que pour les données EGT, elles contribuent à augmenter l'inégalité.

<sup>20</sup> Ces indices de concentration, calculés sur une population ordonnée selon la même variable que la variable à analyser sont égaux à l'indice de Gini.

Enfin, nous constatons que vu l'ampleur des résidus, cette régression est loin de recouvrir tous les facteurs déterminants de la motorisation. Les fortes variations de la part de résidus au cours du temps surtout dans les EGT, expliquent une partie les résultats contradictoires du paragraphe précédent et limitent l'analyse des évolutions par le modèle linéaire.

Tableau 29-i Décomposition de l'inégalité du taux de motorisation (nombre de voitures par personne)

Parameter	Coefficients			Moyennes			Elasticités			Indices de concentration partiels			Contribution à l'indice de concentration C			Evolutions	
	1983	1991	1997	1983	1991	1997	1983	1991	1997	1983	1991	1997	1983	1991	1997	1983-1991	1991-1997
REVPER	2,82E-06	2,28E-06	2,48E-06	76732,10	84858,02	83594,64	6,02E-01	4,71E-01	4,94E-01	3,16E-01	3,57E-01	3,51E-01	1,90E-01	1,68E-01	1,74E-01	-2,24E-02	5,69E-03
AGE	5,07E-03	1,07E-02	1,41E-02	46,00	47,26	48,85	6,48E-01	1,24E+00	1,65E+00	8,03E-03	1,41E-02	2,89E-02	5,20E-03	1,74E-02	4,76E-02	1,22E-02	3,02E-02
AGE2	-7,51E-05	-1,25E-04	-1,47E-04	2439,87	2528,40	2683,74	-5,09E-01	-7,72E-01	-9,40E-01	1,28E-02	2,65E-02	5,33E-02	-6,51E-03	-2,04E-02	-5,01E-02	-1,39E-02	-2,97E-02
URBAN=GC	6,49E-02	9,26E-02	9,96E-02	0,35	0,37	0,39	6,31E-02	8,36E-02	9,24E-02	-9,58E-02	-7,41E-02	-6,27E-02	-6,05E-03	-6,19E-03	-5,80E-03	-1,43E-04	3,93E-04
URBAN=Paris	-1,29E-01	-1,33E-01	-1,71E-01	0,28	0,25	0,25	-1,00E-01	-8,08E-02	-1,02E-01	1,39E-01	1,26E-01	1,32E-01	-1,39E-02	-1,02E-02	-1,34E-02	3,70E-03	-3,21E-03
URBAN=PC	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,38	0,37	0,36	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	-1,40E-02	-7,13E-03	-2,40E-02	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00
PRO= agriculteur	2,52E-01	1,01E-01	3,42E-01	0,00	0,00	0,00	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	-2,84E-01	7,33E-03	-1,71E-01	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00
PRO= artisan	9,42E-02	5,44E-02	1,33E-01	0,04	0,04	0,03	1,05E-02	5,31E-03	9,50E-03	9,52E-02	3,72E-02	-1,81E-02	9,97E-04	1,97E-04	-1,72E-04	-8,00E-04	-3,70E-04
PRO= cadre	6,56E-03	-3,92E-02	-2,13E-02	0,13	0,15	0,16	2,37E-03	-1,43E-02	-8,10E-03	3,36E-01	3,64E-01	3,23E-01	7,96E-04	-5,22E-03	-2,61E-03	-6,01E-03	2,60E-03
PRO= employé	-7,35E-02	-8,43E-02	-8,29E-02	0,15	0,14	0,15	-3,06E-02	-2,88E-02	-2,96E-02	-7,60E-03	-1,09E-01	-1,28E-01	2,33E-04	3,14E-03	3,80E-03	2,91E-03	6,55E-04
PRO= nonactif	-8,43E-02	-8,04E-02	-3,50E-02	0,31	0,33	0,37	-7,26E-02	-6,47E-02	-3,08E-02	-7,37E-02	-6,80E-02	-5,28E-02	5,35E-03	4,40E-03	1,63E-03	-9,46E-04	-2,77E-03
PRO= ouvrier	-6,80E-02	-6,66E-02	-2,39E-02	0,20	0,15	0,12	-3,78E-02	-2,44E-02	-6,83E-03	-2,36E-01	-3,02E-01	-2,96E-01	8,90E-03	7,36E-03	2,02E-03	-1,54E-03	-5,34E-03
PRO= prof,int,	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,17	0,18	0,17	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	1,52E-01	1,55E-01	1,39E-01	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00
													Résidu	2,52E-02	5,79E-02	4,85E-02	3,27E-02
													Total	0,21053	0,21637	0,20514	5,84E-03
																	-1,12E-02

Source : Calcul sur les EGT 1983, 1991 et 1997

Tableau 29-j Décomposition de l'inégalité du taux de motorisation (nombre de voitures par unité de consommation)

Parametre	Coefficients			Moyennes			Elasticités			Indices de concentration partiels			Contribution à l'indice de concentration C			Evolutions	
	1984	1989	1994	1984	1989	1994	1984	1989	1994	1984	1989	1994	1984	1989	1994	1984-1989	1989-1994
DEPUC	1,96E-06	1,50E-06	1,36 <sup>E</sup> -06	131363,1	145047,73	161418,66	5,26E-01	4,18E-01	3,78E-01	3,01E-01	3,30E-01	3,24E-01	1,58E-01	1,38E-01	1,22E-01	-2,04E-02	-1,56E-02
AGE	-2,95E-03	1,19E-02	1,54 <sup>E</sup> -02	46,5	47,47	47,87	-2,80E-01	1,08E+00	1,27E+00	-3,04E-02	-2,02E-02	2,39E-03	8,49E-03	-2,19E-02	3,03E-03	-3,03E-02	2,49E-02
AGE2	4,18E-06	-1,54E-04	-1,92E-04	2601,91	2546,35	2568,07	2,22E-02	-7,55 <sup>E</sup> -01	-8,51E-01	-6,76E-02	-5,29E-02	-8,44E-03	-1,50E-03	3,99E-02	7,18E-03	4,14E-02	-3,27E-02
urban= gde,cour	1,15E-01	1,22E-01	1,42 <sup>E</sup> -01	0,39	0,36	0,4	9,13E-02	8,42E-02	9,76E-02	-1,27E-02	-8,37E-03	3,90E-05	-1,16E-03	-7,05E-04	3,81E-06	4,54E-04	7,09E-04
urban= paris	-1,24E-01	-1,69E-01	-1,57E-01	0,24	0,27	0,23	-6,09E-02	-8,78 <sup>E</sup> -02	-6,24E-02	1,73E-02	2,93E-02	5,19E-02	-1,05E-03	-2,58E-03	-3,24E-03	-1,53E-03	-6,61E-04
urban= pte,cour	0,00E+00	0,00E+00	0,00 <sup>E</sup> +00	0,36	0,37	0,37	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	2,18E-03	-1,31E-02	-3,23E-02	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00
pro= agriculteur	2,68E-01	2,47E-01	1,60 <sup>E</sup> -01	0	0	0	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	-2,13E-01	-1,48E-01	-7,42E-01	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00
pro= artisan	9,23E-02	-5,33E-03	-4,54E-02	0,04	0,05	0,04	7,53E-03	-5,12 <sup>E</sup> -04	-3,13E-03	1,33E-01	2,22E-01	6,11E-02	1,00E-03	-1,14E-04	-1,91E-04	-1,12E-03	-7,75E-05
pro= cadre	1,13E-02	-3,34E-02	-4,74E-02	0,15	0,17	0,2	3,47E-03	-1,09 <sup>E</sup> -02	-1,64E-02	4,86E-01	5,12E-01	4,43E-01	1,69E-03	-5,59E-03	-7,24E-03	-7,28E-03	-1,66E-03
pro= employé	-1,65E-01	-1,70E-01	-1,23E-01	0,16	0,14	0,16	-5,37E-02	-4,58 <sup>E</sup> -02	-3,40E-02	-1,02E-01	-1,67E-01	-2,47E-01	5,48E-03	7,64E-03	8,41E-03	2,16E-03	7,65E-04
pro= nonactif	-2,57E-01	-2,20E-01	-2,09E-01	0,05	0,05	0,05	-2,62E-02	-2,12 <sup>E</sup> -02	-1,80E-02	-3,59E-01	-3,47E-01	-3,76E-01	9,41E-03	7,36E-03	6,76E-03	-2,05E-03	-5,90E-04
pro= ouvrier	-7,32E-02	-1,38E-01	-3,01E-02	0,2	0,18	0,14	-2,99E-02	-4,77 <sup>E</sup> -02	-7,27E-03	-2,33E-01	-3,01E-01	-3,13E-01	6,95E-03	1,44E-02	2,27E-03	7,44E-03	-1,21E-02
pro= prof,int,	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,18	0,18	0,17	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	2,17E-01	1,64E-01	1,09E-01	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00
pro= retraité	-1,25E-01	-6,95E-02	4,65E-02	0,22	0,22	0,24	-5,62E-02	-2,94 <sup>E</sup> -02	1,92E-02	-1,73E-01	-1,38E-01	-4,57E-02	9,75E-03	4,07E-03	-8,79E-04	-5,69E-03	-4,94E-03
												Résidu	3,65E-02	4,48E-02	5,33E-02	8,28E-03	8,44E-03
												Total	2,34E-01	2,25E-01	1,92E-01	-8,62E-03	-3,36E-02

Source : Calcul sur les enquêtes BDF 1984, 1989, 1994

### B.3. Décomposition de type Oaxaca et différentielle totale

Nous analysons tout d'abord le résultat de cette décomposition à partir des EGT (**tableau 29-k**). Rappelons que les variations temporelles sont composées de deux éléments : les variations temporelles de l'effet des *élasticités* – la sensibilité des niveaux de motorisation par rapport à un facteur donné – et les variations temporelles de l'effet des *inégalités* – la disparité socioéconomique relative d'un facteur donné. Entre 1983 et 1991 nous constatons que les variations temporelles des facteurs déterminants qui tendent à diminuer l'inégalité dans le niveau de motorisation sont dues premièrement aux changements temporels de l'effet des élasticités de ces facteurs. Ceci est aussi le cas du facteur économique : le revenu par personne du ménage. La variation temporelle de l'effet d'élasticité du revenu par personne est de  $-0,044$  alors que celle de l'effet de l'inégalité relative du revenu par personne est de  $0,022$  ce qui donne une variation temporelle totale de  $-0,022$  points. Comme dans la section suivante, alors que l'indice de concentration du taux de motorisation augmente de  $0,006$  points pendant cette période, la variation temporelle totale du revenu par personne du ménage, déterminée fortement par l'effet de son élasticité, a tendance ainsi à diminuer cette inégalité.

Entre 1991 et 1997, nous constatons aussi que les variations temporelles de l'effet des inégalités sont légèrement supérieures en valeur absolue, à celles de l'effet des élasticités. Comme nous l'avons vu dans la section précédente, pendant cette période, les variations temporelles des facteurs déterminants ont eu tendance à augmenter l'inégalité dans le niveau de motorisation ainsi que la plupart des variations temporelles de l'effet des inégalités. Cependant, nous constatons que pour le revenu par personne du ménage, l'effet des élasticités ( $0,008$  points) est plus fort en valeur absolue que l'effet des inégalités ( $-0,002$  points) ce qui donne un effet total de  $0,006$  points. Cet effet contribue à la hausse de l'inégalité du taux de motorisation alors que l'indice de concentration du taux de motorisation diminue pendant cette période.

Nous constatons au cours des deux périodes que l'effet des élasticités transversales en fonction du revenu par personne du ménage joue le rôle principal et détermine son évolution. Cependant, l'évolution de cet effet contrebalance toujours l'évolution de l'inégalité du taux de motorisation. Quand l'évolution de cet effet est négative entre, 1983 et 1991, l'évolution de l'inégalité est positive, puis quand l'évolution de cet effet est positive entre 1991 et 1997, l'évolution de l'inégalité est négative.

Ensuite, grâce à la décomposition différentielle totale, nous pouvons détailler de manière plus précise les évolutions de l'effet des élasticités en observant les évolutions de l'effet des coefficients de régression  $\beta$  et celles de l'effet des moyennes des facteurs déterminants. Entre 1983 et 1991, ce sont les variations temporelles totales de l'effet des coefficients  $\beta$  (de  $0,095$  points) qui déterminent celles de l'effet des élasticités. Ces variations temporelles de l'effet des coefficients  $\beta$  tendent à diminuer l'inégalité dans le niveau de motorisation de 1983 à 1991. Cependant les variations temporelles de l'effet des autres éléments (les moyennes, les inégalités relatives des facteurs et les résidus) agissent en sens contraire. Il en résulte une augmentation de l'inégalité pendant cette période de  $0,006$  points. C'est le cas pour le revenu par personne du ménage : la variation de l'effet du coefficient  $\beta$  du revenu par personne du ménage entre 1983 et 1991 est de  $0,012$  points et elle tend à diminuer l'inégalité totale dans le niveau de motorisation. Cependant les variations temporelles des autres éléments de cette variable contrebalancent cet effet. Il en résulte une variation totale selon le revenu par personne du ménage de  $0,019$  points, et donc une augmentation de l'inégalité totale du niveau de motorisation. Ceci est en contradiction avec le résultat de la décomposition de type Oaxaca, car selon cette dernière, l'évolution selon le revenu par personne du ménage est de  $0,022$  points dans le sens d'une diminution de l'inégalité. Cette contradiction, comme dans l'analyse sur l'inégalité dans la mobilité au **chapitre 5**, vient de l'effet de l'approximation de la décomposition différentielle totale. Nous pouvons tirer cependant une conclusion partielle à partir des résultats qui ne sont pas contradictoires entre les deux méthodes de décomposition : la variation temporelle du coefficient  $\beta$  du revenu par personne du ménage entre 1983 et 1991 est l'élément le plus important dans la totalité des variations de contribution de ce facteur à l'inégalité dans le niveau de motorisation et cette évolution, ainsi que celle de l'élasticité tendent à diminuer cette inégalité. Malgré ces effets du revenu, l'inégalité dans le niveau de motorisation pendant cette période a pourtant augmenté.

Entre 1991 et 1997, les variations temporelles de l'effet des coefficients  $\beta$  l'emportent sur celles des autres éléments. Cependant durant cette période la contradiction causée par l'imprécision dans l'approximation est déjà présente : la décomposition différentielle totale montre que les variations temporelles de l'effet des coefficients  $\beta$  et celles des moyennes ont des valeurs négatives ( $-0,054$  et  $-0,003$  respectivement) ; ensemble ces variations, qui constituent l'effet des élasticités, vont dans le sens d'une diminution de l'inégalité dans le niveau de motorisation entre 1991 et 1997, alors que la décomposition de type Oaxaca montre que la variation temporelle de l'effet des élasticités a une valeur positive ( $0,007$ ) ! C'est pourquoi nous devons toujours utiliser cette méthode avec beaucoup de précautions.

D'ailleurs, on ne rencontre pas cette contradiction avec la variable du revenu par personne du ménage. Observant ce facteur seul, nous trouvons aussi que la variation temporelle de l'effet des coefficients  $\beta$  (0,006 points – positive) l'emporte sur les autres éléments. Il en résulte une variation temporelle totale de ce facteur de 0,003 points – augmentant faiblement l'inégalité de motorisation. Ceci est cohérent avec le résultat de la décomposition de type Oaxaca dont la variation temporelle de l'effet d'élasticité du revenu par personne a aussi une valeur positive (0,008) qui conduit à la contribution positive (0,005) de ce facteur en faveur de l'augmentation de l'inégalité dans le niveau de motorisation. L'inégalité totale dans le niveau de motorisation pendant cette période a cependant diminué.

Observons maintenant les résultats du calcul sur les enquêtes du BDF (**tableau 29-a**). Au cours de deux périodes d'observation (1984-1989 et 1989-1994) les variations temporelles de l'effet des élasticités sont en valeur absolue plus fortes que celles de l'effet des inégalités relatives des facteurs déterminants. Entre 1984 et 1989, les deux types de variations sont en conflit : -0,033 pour celles de l'effet des élasticités et 0,016 pour celles de l'effet des inégalités. Entre 1989 et 1994, ils sont cohérents : -0,034 pour celles de l'effet des élasticités et -0,0077 pour celles de l'effet des inégalités. C'est aussi le cas pour le facteur de dépense par unité de consommation (u.c.). D'ailleurs, les variations temporelles totales d'inégalité du taux de motorisation dans les deux périodes, comme nous l'avons mentionné précédemment (**section B.1.**), sont négatives, ce qui signifie une diminution durable de l'inégalité des niveaux de motorisation.

Ensuite la décomposition différentielle totale montre comment les variations temporelles de l'effet des coefficients  $\beta$  sont en général plus importantes en valeurs absolues que celles de l'effet des moyennes qui impliquent les déterminations des premières sur les variations temporelles de l'effet des élasticités. Entre 1984 et 1989, nous constatons que les variations temporelles de l'effet des coefficients  $\beta$  (-0,013) sont en contradiction avec celles de l'effet des moyennes (0,005). Les variations temporelles du premier contribuent ainsi à une diminution dans l'inégalité du niveau de motorisation et elles sont cohérentes avec la variation de cette inégalité qui diminue de 0,009 points pendant cette période. En considérant la dépense par u.c. nous constatons la même chose. Cependant, en contradiction avec le résultat de la décomposition de type Oaxaca, nous trouvons que la variation temporelle de l'effet de l'inégalité relative de la dépense par u.c. pendant cette période est positive et à la fois plus forte que celles de l'effet du coefficient  $\beta$  et que celle de la moyenne de la dépense par u.c. combinées (qui constitue l'effet d'élasticité). Ceci résulte d'une variation temporelle totale de la dépense par u.c. du ménage de valeur positive (0,011) qui va dans le sens d'une augmentation de l'inégalité de motorisation, alors que celle indiquée par la décomposition de type Oaxaca est négative (-0,020). Il y a ainsi une contradiction dans l'amplitude de la variation temporelle de l'effet d'élasticité de la dépense par u.c. due à l'approximation dans la décomposition différentielle totale. Celle de la décomposition de type Oaxaca (-0,034) est beaucoup plus forte en valeur absolue que celle de la décomposition différentielle totale (-0,008 de celle de l'effet du coefficient  $\beta$  plus 0,004 de celle de l'effet de la moyenne qui équivaut à -0,005).

Sur la période 1989-1994, les variations temporelles de l'effet des coefficients  $\beta$  sont toujours plus importantes que celles de l'effet des moyennes mais les deux variations se trouvent sous le même signe (-0,08 pour celles de l'effet des coefficients  $\beta$  et -0,003 pour celles de l'effet des moyennes). Les deux variations, et aussi celles de l'effet des inégalités relatives des facteurs déterminants (-0,01) contribuent ainsi à une réduction de l'inégalité du niveau de motorisation (-0,034). En fonction de la dépense par u.c., la variation de l'effet du coefficient  $\beta$  (-0,004) et celle de l'effet de la moyenne (0,005) évoluent dans des sens opposés. Il en résulte une variation de l'effet d'élasticité proche de zéro. La contribution totale de cette variable à la variation de l'inégalité dans le niveau de motorisation est de -0,003.



Tableau 29-k Décomposition de type Oaxaca et différentielle totale du taux de motorisation (nombre de voitures particulières par personne)

Parameter	Décomposition de type Oaxaca 83-91				Décomposition de type Oaxaca 91-97				Décomposition en termes de différentielle totale 83-91				Décomposition en termes de différentielle totale 91-97					
	( $\Delta C$ ) $\eta$	( $\Delta \eta$ )C	Total	%	( $\Delta C$ ) $\eta$	( $\Delta \eta$ )C	Total	%	Coef. $\beta$	Moy. des x	Coef. de conc.	Résidu	Total	Coef. $\beta$	Moy. des x	Coef. de conc.	Résidu	Total
REVPER	2,17E-02	-4,41E-02	-2,24E-02	-382,9	-2,56E-03	8,25E-03	5,69E-03	-50,6	-1,24E-02	6,74E-03	2,43E-02		1,87E-02	6,03E-03	-9,84E-04	-2,50E-03		2,55E-03
AGE	5,70E-03	6,53E-03	1,22E-02	209,4	2,14E-02	8,75E-03	3,02E-02	-268,8	-1,47E-01	-3,59E-03	3,91E-03		-1,47E-01	-7,93E-02	-8,43E-03	1,84E-02		-6,93E-02
AGE2	-8,75E-03	-5,16E-03	-1,39E-02	-238,1	-2,30E-02	-6,69E-03	-2,97E-02	264,4	6,71E-02	3,65E-03	-6,95E-03		6,38E-02	2,56E-02	9,01E-03	-2,08E-02		1,39E-02
URBAN=GC	1,60E-03	-1,74E-03	-1,43E-04	-2,5	9,98E-04	-6,05E-04	3,93E-04	-3,5	-8,26E-03	-1,10E-03	1,37E-03		-7,99E-03	-1,81E-03	-1,31E-03	9,48E-04		-2,18E-03
URBAN=Paris	1,17E-03	2,53E-03	3,70E-03	63,3	-5,19E-04	-2,69E-03	-3,21E-03	28,6	2,25E-04	-7,67E-04	1,29E-03		7,48E-04	2,11E-03	0,00E+00	-4,60E-04		1,65E-03
URBAN=PC	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,0	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,0	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00		0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00		0,00E+00
PRO= agriculteur	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,0	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,0	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00		0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00		0,00E+00
PRO= artisan	-4,58E-04	-3,42E-04	-8,00E-04	-13,7	-4,10E-04	3,99E-05	-3,70E-04	3,3	5,10E-04	0,00E+00	-6,08E-04		-9,76E-05	-1,38E-03	2,38E-04	-2,93E-04		-1,43E-03
PRO= cadre	-1,69E-04	-5,84E-03	-6,01E-03	-103,0	4,63E-04	2,14E-03	2,60E-03	-23,2	-2,07E-03	4,57E-05	6,70E-05		-1,96E-03	9,68E-04	-1,41E-04	5,91E-04		1,42E-03
PRO= employé	3,02E-03	-1,07E-04	2,91E-03	49,8	5,57E-04	9,75E-05	6,55E-04	-5,8	9,82E-04	-4,45E-04	3,11E-03		3,65E-03	-1,56E-04	6,69E-04	5,49E-04		1,06E-03
PRO= nonactif	-3,88E-04	-5,58E-04	-9,46E-04	-16,2	-7,26E-04	-2,05E-03	-2,77E-03	24,7	-9,55E-04	1,33E-03	-4,10E-04		-3,40E-05	-1,04E-02	2,23E-03	-9,83E-04		-9,15E-03
PRO= ouvrier	2,06E-03	-3,60E-03	-1,54E-03	-26,4	-9,88E-05	-5,24E-03	-5,34E-03	47,5	-3,35E-04	-4,21E-03	2,50E-03		-2,05E-03	-8,10E-03	-2,53E-03	-1,54E-04		-1,08E-02
PRO= prof,int.	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,0	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,0	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00		0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00		0,00E+00
Résidu			3,27E-02	560,2			-9,37E-03	83,4					7,76E-02					6,11E-02
Total	2,55E-02	-5,23E-02	5,84E-03	100,0	-3,86E-03	2,00E-03	-1,12E-02	100,0	-1,02E-01	1,64E-03	2,86E-02	7,76E-02	5,84E-03	-6,64E-02	-1,25E-03	-4,64E-03	6,11E-02	-1,12E-02
Pourcentage									-1747,0	28,1	490,3	1328,6	-0,1	591,5	11,1	41,3	-543,9	-0,1

Source : Calcul sur les EGT 1983, 1991 et 1997

Tableau 29-l Décomposition de type Oaxaca et différentielle totale du taux de motorisation (nombre de voitures particulières par unité de consommation)

Parametre	Décomposition de type Oaxaca 84-89				Décomposition de type Oaxaca 89-94				Décomposition en termes de différentielle totale 84-89				Décomposition en termes de différentielle totale 89-94					
	( $\Delta C$ ) $\eta$	( $\Delta \eta$ )C	Total	%	( $\Delta C$ ) $\eta$	( $\Delta \eta$ )C	Total	%	Coef. $\beta$	Moy. des x	Coef. de conc.	Résidu	Total	Coef. $\beta$	Moy. des x	Coef. de conc.	Résidu	Total
DEPUC	1,38E-02	-3,41E-02	-2,04E-02	236,1	-2,51E-03	-1,31E-02	-1,56E-02	46,5	-8,33E-03	3,67E-03	1,54E-02		1,07E-02	-4,11E-03	4,94E-03	-2,63E-03		-1,80E-03
AGE	4,08E-03	-3,44E-02	-3,03E-02	352,1	2,66E-02	-1,67E-03	2,49E-02	-74,2	-3,71E-01	1,54E-03	-2,84E-03		-3,72E-01	-7,90E-02	-2,24E-03	2,44E-02		-5,68E-02
AGE2	-5,37E-03	4,68E-02	4,14E-02	480,4	-3,57E-02	2,96E-03	-3,27E-02	97,5	2,53E-01	1,43E-04	3,25E-04		2,54E-01	5,19E-02	1,79E-03	-3,35E-02		2,01E-02
urban= gde,cour	3,79E-04	7,43E-05	4,54E-04	-5,3	7,65E-04	-5,60E-05	7,09E-04	-2,1	-1,37E-03	1,73E-03	3,95E-04		7,58E-04	-3,23E-03	-2,19E-03	7,08E-04		-4,70E-03
urban= paris	-8,99E-04	-6,28E-04	-1,53E-03	17,7	-1,70E-03	1,03E-03	-6,61E-04	2,0	4,76E-03	1,65E-03	-7,36E-04		5,67E-03	-1,21E-03	-2,55E-03	-1,98E-03		-5,74E-03
urban= pte,cour	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,0	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,0	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00		0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00		0,00E+00
pro= agriculteur	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,0	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,0	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00		0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00		0,00E+00
pro= artisan	3,12E-04	-1,43E-03	-1,12E-03	13,0	2,94E-04	-3,71E-04	-7,75E-05	0,2	8,01E-04	-1,89E-04	6,70E-04		1,28E-03	1,15E-05	-3,06E-07	8,26E-05		9,38E-05
pro= cadre	-9,83E-05	-7,18E-03	-7,28E-03	84,4	9,44E-04	-2,60E-03	-1,66E-03	4,9	-3,45E-03	1,17E-04	9,19E-05		-3,24E-03	-1,32E-03	-5,53E-04	7,56E-04		-1,12E-03
pro= employé	3,22E-03	-1,07E-03	2,16E-03	-25,0	3,20E-03	-2,44E-03	7,65E-04	-2,3	6,12E-04	-2,26E-03	3,48E-03		1,84E-03	-4,94E-03	2,56E-03	3,68E-03		1,30E-03
pro= nonactif	-2,84E-04	-1,77E-03	-2,05E-03	23,8	5,68E-04	-1,16E-03	-5,90E-04	1,8	-2,20E-03	0,00E+00	-3,14E-04		-2,51E-03	-6,46E-04	0,00E+00	6,15E-04		-3,13E-05
pro= ouvrier	2,67E-03	4,77E-03	7,44E-03	-86,3	3,16E-04	-1,24E-02	-1,21E-02	36,1	1,23E-02	-1,39E-03	2,06E-03		1,30E-02	-1,97E-02	-5,59E-03	5,49E-04		-2,47E-02
pro= prof,int.	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,0	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,0	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00		0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00		0,00E+00
pro= retraité	-1,51E-03	-4,18E-03	-5,69E-03	66,0	-4,71E-04	-4,47E-03	-4,94E-03	14,7	-1,02E-02	0,00E+00	-1,98E-03		-1,22E-02	-1,78E-02	9,72E-04	-2,72E-03		-1,96E-02
Résidu			8,28E-03	-96,0			8,44E-03	-25,2					9,48E-02					5,93E-02
Total	1,63E-02	-3,32E-02	-8,62E-03	100,0	-7,71E-03	-3,43E-02	-3,36E-02	100,0	-1,25E-01	5,01E-03	1,65E-02	9,48E-02	-8,62E-03	-8,00E-02	-2,85E-03	-1,00E-02	5,93E-02	-3,36E-02
Pourcentage									1450,0	-58,1	-191,7	-1100,3	100,0	238,4	8,5	29,9	-176,8	100,0

Source : Calcul sur les enquêtes BDF 1984, 1989, 1999

#### B.4. Eléments de conclusion

De cette analyse de la décomposition, nous constatons que le niveau de vie des ménages, représenté par deux indicateurs différents, joue un rôle majeur dans la formation de l'inégalité dans le niveau de motorisation et aussi dans l'évolution de cette inégalité.

Les résultats contradictoires produits par la méthode différentielle totale nous conduisent à privilégier les résultats de la méthode de type Oaxaca. Ces résultats prouvent que ce rôle est déterminé principalement par les variations temporelles de l'effet des élasticités du taux de motorisation face aux facteurs déterminants et non par les variations temporelles de l'effet des inégalités relatives des facteurs déterminants, comme on le croit souvent. Le rôle du niveau de vie du ménage en tant que facteur le plus important se manifeste aussi par l'effet des évolutions des élasticités.

Cependant les deux indicateurs du niveau de vie des ménages montrent des rôles différents dans leur contribution à l'évolution de l'inégalité du taux de motorisation. Dans les données EGT, l'évolution du revenu par personne du ménage, déterminée par son effet des élasticités, contrebalance toujours l'évolution d'inégalité du nombre de voitures particulières par personne. Ceci est signifié par les valeurs négatives du pourcentage dans la **figure 29-a**, alors que dans les données BDF, l'évolution de la dépense par unité de consommation du ménage, déterminée aussi par son effet des élasticités, est toujours cohérente avec l'évolution d'inégalité du nombre de voitures particulières par unité de consommation. Ceci est indiqué par les valeurs positives du pourcentage dans la **figure 29-b**. La démonstration aurait été plus probante si le même indicateur avait été utilisé sur les deux types d'enquêtes, par exemple le revenu moyen par personne dans BDF.

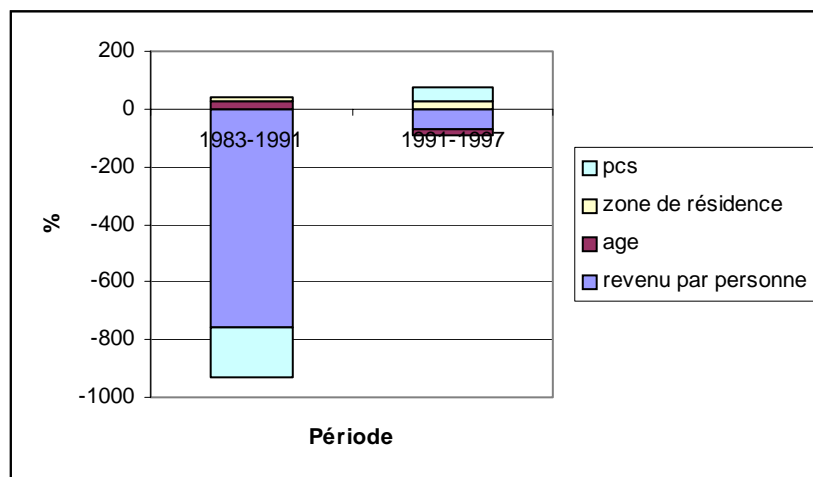


Figure 29-a Répartition des variations temporelles de l'effet des élasticités des facteurs déterminants sur l'évolution de l'inégalité du taux de motorisation selon les données EGT

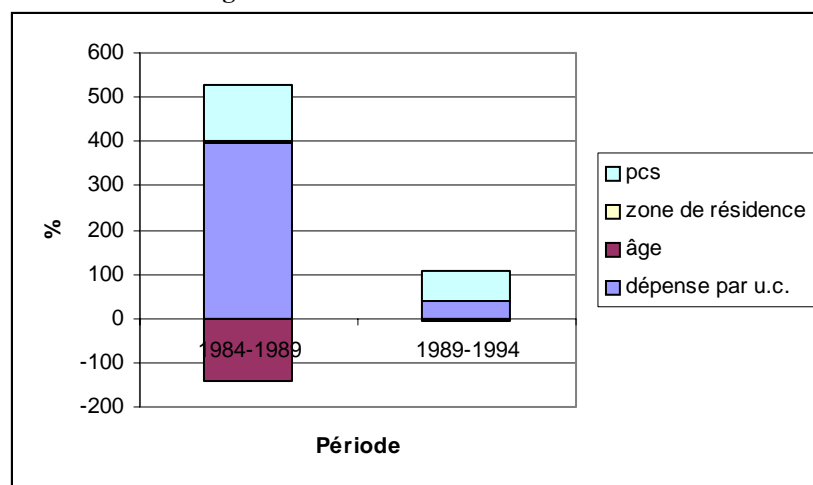


Figure 29-b Répartition des variations temporelles de l'effet des élasticités des facteurs déterminants sur l'évolution de l'inégalité du taux de motorisation selon les données BDF

Plusieurs causes de cette contradiction sont possibles. Premièrement, il est logique que les différents indicateurs « conduisent » ou « puissent conduire » à des résultats différents. Le revenu du ménage devrait être supérieur à la dépense du ménage, ainsi que la structure de ménage représentée par le nombre de personnes devrait être supérieure à la taille représentée par le nombre d'unités de consommation. Le revenu par personne va ainsi classer les ménages autrement que la dépense par unité de consommation. Deuxièmement, les périodes couvertes ne sont pas les mêmes : 1983-1991 puis 1991-1997 pour l'EGT et 1984-1989 puis 1989-1994 pour la BDF. Troisièmement, le revenu est imputé à partir d'une information en tranches dans l'EGT alors que la dépense est déclarée en clair dans BDF. Enfin, même si la population des enquêtes est la même (ménages en Île-de-France), des fluctuations d'échantillonnage peuvent toujours se produire.

Quels résultats privilégier ? Cela dépend de la notion du niveau de vie que nous considérons comme la plus appropriée. Si la dépense par unité de consommation est considérée comme l'indicateur le plus pertinent du niveau de vie (parce que l'unité de consommation distingue mieux les différentes positions dans le ménage et inclut l'économie d'échelle du ménage), le résultat qui constate qu'une diminution (augmentation) de l'effet des élasticités du taux de motorisation en fonction du niveau de vie du ménage va diminuer (augmenter) l'inégalité du taux de motorisation, peut être retenu. Autrement dit, avec ce résultat, toutes les politiques qui abaissent la sensibilité du taux de motorisation par rapport aux variations temporelles du niveau de vie du ménage vont conduire à la réduction de l'inégalité du taux de motorisation. Selon ces données BDF, les politiques appliquées en Île-de-France sur la motorisation entre 1984 et 1994 favorisent déjà l'égalisation du taux de motorisation.

Cependant, si malgré tout, nous privilégions l'usage du revenu par personne en tant qu'indicateur du niveau de vie du ménage, le résultat (du calcul des données EGT) est bien le contraire. Diminuer (augmenter) l'effet de l'élasticité du taux de motorisation face au niveau de vie va augmenter (diminuer) l'inégalité du taux de motorisation. Ceci est très difficile à interpréter. Toutefois, les résidus des résultats du calcul sur les enquêtes EGT sont plus forts que ceux des résultats du calcul sur les enquêtes BDF ce qui nous conduit à privilégier le résultat précédent (BDF) malgré la taille beaucoup plus faible des échantillons.

Enfin, cette section explicite l'intercorrélation entre le revenu et la motorisation qui apparaît comme une difficulté dans la **section 5.3**. L'inégalité dans la mobilité (**la section 5.3**) est très déterminée par le facteur économique et la motorisation. Dans la section actuelle, nous constatons comment la motorisation et l'inégalité dans la motorisation sont déterminées par le facteur économique. Cependant, cette explication ne nous permet pas d'observer la corrélation propre et directe de ces trois éléments en intégralité. Une méthode d'analyse qui permet de distinguer l'effet de motorisation et l'effet de facteur économique sur la mobilité reste à élaborer.

## Annexe 30. Dynamique des inégalités de dépenses de transport entre les usagers en Ile-de-France

### A. Introduction

Les études sur les inégalités entre les usagers des transports connaissent au moins deux dimensions, la dimension comportement de mobilité et la dimension budgétaire. La première, ce sont les caractéristiques de déplacement qui se différencient selon la diversité des conditions sociale, économique, démographique et géographique des Franciliens. Cette diversité engendre également la deuxième dimension, la dimension budgétaire.

La dimension budgétaire comprend les dépenses en transports collectifs et les transports individuels. Les transports individuels comportent les dépenses liées à l'automobile et aux deux roues. Etant données leur proportion très faible dans la dépense des ménages, ces dernières ne sont pas prises en considération.

La recherche sur les inégalités des dépenses de transport en Île-de-France de BERRI [2002] montre la progressivité des taxes sur les transports. Elle est due essentiellement aux achats d'automobiles. L'effet marginal relatif de ces taxes baisse en fin de période. La progressivité des taxes sur les carburants s'accroît pendant la période observée alors qu'elle décline sur les autres dépenses d'utilisation des transports individuels. Ces résultats reflètent la diffusion de plus en plus large de l'automobile et son caractère de plus en plus nécessaire. Ceci est confirmé par la recherche sur l'inégalité des dépenses pour l'automobile parmi les ménages motorisés dans la même région. PURWANTO [2002] trouve que les bonnes corrélations transversales entre le revenu et le taux de motorisation s'affaiblissent au cours du temps. Cette recherche montre également que la dépense automobile parmi les ménages motorisés pèse plus sur les ménages de bas revenu bien qu'ils n'aient souvent qu'une seule voiture. Ces résultats sur la dépense de transport dans l'ensemble de la région doivent être complétés aussi par des observations qui distinguent les ménages selon leurs zones de résidence (géographiques).

Le budget de transport varie géographiquement. La densité des réseaux et des services des transports collectifs et la dépendance des habitants envers l'automobile affectent fortement les dépenses de transport. Les conditions démographique et socioéconomique sont aussi à considérer.

Dans cette section, nous utilisons la dépense totale du ménage comme indicateur socioéconomique. Nous allons premièrement observer les variations de cet indicateur en rapport avec la localisation de la résidence des ménages et avec la structure des ménages. Ensuite, nous observerons la corrélation entre la dépense de transport et les autres variables déterminantes en niveau et en évolution. A partir de ces images des corrélations et des évolutions dynamiques nous analyserons les répartitions et les effets redistributifs de ces dépenses. Nous trouverons finalement dans quelle mesure ces dépenses sont inégalitaires parmi les usagers des transports en Île-de-France et les variations au cours du temps de ces inégalités. Les enquêtes BDF seront utilisées dans la suite de ce chapitre.

### B. Dépense des ménages franciliens

Sur le plan économique, en général, les ménages parisiens ont la moyenne de dépense par unité de consommation la plus élevée de la région, alors que les ménages de Grande Couronne ont la plus modeste. Dans chaque zone, nous observons des augmentations de ces dépenses au cours du temps et nous notons que celles des ménages parisiens sont les plus rapides (**tableau 30-a**). La dépense totale des ménages parisiens, la plus faible en 1979, augmente au cours du temps et dépasse celle des ménages de deux autres zones en 1994.

**Tableau 30-a Dépense totale par ménage (francs français 1998)**

	1979	1984	1989	1994
Dépense totale par ménage				
IDF	212143	215447	232212	255631
Paris	190887	203361	233027	267180
PC	208437	210723	229567	249361
GC	233013	227297	234303	254803
Dépense par u.c. de ménage				
IDF	125126	131363	145048	161419
Paris	130129	142145	162279	185453
PC	120259	129535	142310	155405
GC	125974	126381	135086	153179

Source : Calcul sur les enquêtes BDF 1979, 1984, 1989, 1994

Sur le plan démographique nous observons que la moyenne de la taille des ménages augmente du centre vers la périphérie. Les ménages de Grande Couronne ont ainsi la taille la plus forte alors que leurs homologues parisiens ont la plus faible (**tableau 30-b**). Dans chaque zone, cette taille diminue au cours du temps.

**Tableau 30-b Nombre d'unités de consommation par ménage**

	1979	1984	1989	1994
IDF	1,7	1,6	1,6	1,6
Paris	1,5	1,4	1,4	1,4
PC	1,7	1,6	1,6	1,6
GC	1,8	1,8	1,7	1,7

Source : Calcul sur les enquêtes BDF 1979, 1984, 1989, 1994

Nous constatons aussi que l'augmentation de la dépense par unité de consommation en Île-de-France n'est pas due seulement à la réduction de la taille des ménages, mais surtout à la hausse de leur dépense totale. Les ménages parisiens sont ceux qui profitent le mieux la croissance économique. En 1994, ils sont en tête du classement de la dépense par ménage et par unité de consommation.

### C. Répartition

Les ménages périurbains ont une richesse économique moindre que les Parisiens. Mais elle est répartie de manière plus égalitaire. C'est ce que montre l'indice de Gini de la dépense totale et de la dépense par u.c. (**tableaux 30-c et 30-d**).

**Tableau 30-c Indice de Gini de la dépense totale**

	IDF	Paris	PC	GC
1979	0,35	0,38	0,32	0,34
1984	0,27	0,32	0,25	0,27
1989	0,31	0,39	0,29	0,28
1994	0,31	0,38	0,30	0,27

Source : Calcul sur les enquêtes BDF 1979, 1984, 1989, 1994

**Tableau 30-d Indice de Gini de la dépense par u.c.**

	IDF	Paris	PC	GC
1979	0,32	0,35	0,29	0,32
1984	0,30	0,35	0,29	0,28
1989	0,33	0,39	0,33	0,27
1994	0,32	0,39	0,32	0,28

Source : Calcul sur les enquêtes BDF 1979, 1984, 1989, 1994

Nous comparons donc deux phénomènes : le socioéconomique où les ménages parisiens profitent d'une richesse plus élevée que leurs homologues qui habitent en petite et en Grande Couronne, mais qui ne bénéficient pas d'une répartition plus égalitaire, et la motorisation où les ménages périphériques sont mieux équipés que les ménages parisiens et bénéficient aussi d'une répartition plus égalitaire.

### D. Dynamique de la dépense automobile de ménage en relation avec le taux de motorisation

La dépense automobile est décomposée en neuf postes : l'achat des véhicules, le carburant, la réparation, le péage, le parking, la location de garage, l'assurance automobile, la carte grise, et la vignette. Le carburant (environ 36% de la dépense automobile) est le composant le plus important. Ensuite viennent, l'assurance automobile (environ 30%) puis l'achat du véhicule (18,3%), la réparation (5%), la vignette (4%), la location de garage (3%). Les autres éléments : le péage, le parking, et la carte grise, sont inférieurs ou égaux à 1%. Notons que la vignette a été supprimée en 2000.

Le coefficient budgétaire de la dépense automobile et de ses éléments varie au cours du temps et est déterminé par des facteurs externes. La chute des prix des carburants en 1985, par exemple, donne des diminutions dans la proportion de ce poste en 1989 et 1994. Le boom du marché automobile à la fin des années quatre-vingt a nettement augmenté la proportion de l'achat des véhicules.

Toujours sous l'optique de l'analyse sur les inégalités, nous discuterons donc tout d'abord la nature de la dépense automobile, notamment en sa relation avec le nombre de voitures particulières dans le ménage, la structure du ménage, et la localisation géographique puis les coefficients budgétaires de cette dépense et ses éléments, enfin l'effet redistributif de ces dépenses par rapport à la répartition de la dépense totale des ménages franciliens.

### D.1. Dépense automobile, taille et la structure des ménages et taux de motorisation

La dépense automobile est déterminée par plusieurs facteurs. D'abord la taille et la structure du ménage puis le nombre de voitures à la disposition du ménage. Les **tableaux 30-e** et **30-f** montrent, que cette dépense automobile dépend peu du nombre de personnes ou du nombre d'unités de consommation du ménage. A une taille de ménage donnée, la disposition de la deuxième ou de la troisième voiture augmente sensiblement la dépense automobile. Cependant, cette augmentation n'est pas proportionnelle, c'est-à-dire que la dépense pour la deuxième ou pour la troisième voiture est plus faible que celle pour la première. Si nous considérons que la dépense totale du ménage représente le niveau socioéconomique du ménage, nous pouvons conclure que, pour les ménages ayant la même taille, la dépense automobile est régressive car son augmentation avec le niveau de motorisation est au désavantage des ménages ayant moins de voitures.

Tableau 30-e **La dépense automobile selon le nombre de personnes et le nombre de voitures particulières du ménage (francs français 1998)**

Nbpers	V.P. = 1	V.P.=2	V.P.=3
1979			
1	20611		
2	35182	38261	
3	30412	48212	*57817
Nbpers>=4	30208	53857	*124258
1984			
1	28786		
2	24985	53652	*34590
3	30498	51288	*103430
Nbpers>=4	30794	49605	*91279
1989			
1	25207	*28671	
2	33134	44440	*68461
3	29915	54295	*62956
Nbpers>=4	37641	50268	*91981
1994			
1	21381	*31201	
2	24240	46581	*56679
3	25720	44307	*52215
Nbpers>=4	25405	49908	*57648

\*moins de 50 observations

Source : Calcul sur les enquêtes BDF 1979, 1984, 1989, 1994

Tableau 30-f **La dépense automobile selon le nombre d'unités de consommation et le nombre de voitures particulières du ménage (francs français 1998)**

Nbpers	V.P. = 1	V.P.=2	V.P.=3
1979			
uc=1	20611		
1<u.c.≤1.5	35182	38261	
1.5<u.c.≤1.8	30158	55245	*145445
1.8<u.c.≤2.5	30281	47292	*86830
2.5≤u.c.	30672	63106	*126910
1984			
uc=1	28786		
1<u.c.≤1.5	24985	53652	*34591
1.5<u.c.≤1.8	31697	47869	
1.8<u.c.≤2.5	29814	51711	*100855
2.5≤u.c.	32690	45946	*73255
1989			
uc=1	25207	*28671	
1<u.c.≤1.5	33134	44440	*68461
1.5<u.c.≤1.8	32477	42188	
1.8<u.c.≤2.5	36316	57415	*86821
2.5≤u.c.	*28402	*35792	*83620
1994			
uc=1	21381	*31201	
1<u.c.≤1.5	24240	46581	*56680
1.5<u.c.≤1.8	27896	43217	*37699
1.8<u.c.≤2.5	24688	48565	*60162
2.5≤u.c.	24519	*49249	*48755

\*moins de 50 observations

Source : Calcul sur les enquêtes BDF 1979, 1984, 1989, 1994

Tableau 30-g **La dépense totale du ménage selon le nombre de personnes et de voitures particulières du ménage (francs français 1998)**

Nbpers	V.P. = 1	V.P.=2	V.P.=3
1979			
1	169100		
2	227229	301973	
3	232627	343503	*395327
Nbpers>=4	254197	360318	*602626
1984			
1	181905		
2	227592	293760	*265697
3	246363	331475	*524971
Nbpers>=4	270725	372311	*446112
1989			
1	193090	*264090	
2	251137	314998	*420393
3	271541	374342	*522269
Nbpers>=4	286927	401204	*511708
1994			
1	192000	*486876	
2	262938	387429	*568136
3	275557	371960	*364000
Nbpers>=4	293295	410035	*473406

\*moins de 50 observations

Source : Calcul sur les enquêtes BDF 1979, 1984, 1989, 1994

Tableau 30-h **La dépense totale du ménage selon le nombre d'unités de consommation et le nombre de voitures particulières du ménage (francs français 1998)**

Nbpers	V.P. = 1	V.P.=2	V.P.=3
1979			
uc=1	169100		
1<u.c.≤1.5	227229	301973	
1.5<u.c.≤1.8	232085	368884	*626213
1.8<u.c.≤2.5	239225	338688	*524385
2.5≤u.c.	295777	390198	*520169
1984			
uc=1	181905		
1<u.c.≤1.5	227592	293760	*265697
1.5<u.c.≤1.8	247630	302147	
1.8<u.c.≤2.5	260229	370565	*430918
2.5≤u.c.	289442	347424	*582408
1989			
uc=1	193090	*264090	
1<u.c.≤1.5	251137	314998	*420393
1.5<u.c.≤1.8	261457	319902	
1.8<u.c.≤2.5	288493	411394	*546368
2.5≤u.c.	278528	*366077	*422817
1994			
uc=1	192000	*486876	
1<u.c.≤1.5	262938	387429	*568136
1.5<u.c.≤1.8	270698	323387	*404937
1.8<u.c.≤2.5	295454	408302	*382789
2.5≤u.c.	274272	*422451	*543327

\*moins de 50 observations

Source : Calcul sur les enquêtes BDF 1979, 1984, 1989, 1994

## D.2. Dépense automobile et la zone de résidence des ménages

Comme le taux de motorisation, la dépense automobile ainsi que sa part dans la dépense totale augmentent du centre vers la périphérie. Les ménages de Grande Couronne connaissent ainsi les dépenses automobiles et les coefficients budgétaires les plus forts en Île-de-France.

Tableau 30-i **Dépense automobile moyenne par ménage (motorisé ou non) (francs français 1998)**

	1979	1984	1989	1994
IDF	23728	23284	25106	22756
Paris	13584	14657	18144	14701
PC	24062	21936	24659	20880
GC	31578	29870	30713	29122

Source : Calcul sur les enquêtes BDF 1979, 1984, 1989, 1994

Tableau 30-j **Dépense automobile par ménages motorisés (francs français 1998)**

	1979	1984	1989	1994
IDF	35320	34034	36992	31328
Paris	25930	28756	38297	28087
PC	36254	33382	35519	28873
GC	39409	36522	37712	34395

Source : Calcul sur les enquêtes BDF 1979, 1984, 1989, 1994

Tableau 30-k **Coefficient budgétaire de la dépense automobile sur la dépense totale parmi les ménages motorisés**

	1979	1984	1989	1994
Dépense automobile totale				
IDF	0,13	0,13	0,13	0,11
Paris	0,11	0,11	0,11	0,08
PC	0,14	0,13	0,13	0,10
GC	0,14	0,14	0,14	0,12
Achat d'automobile				
IDF	0,05	0,05	0,06	0,04
Paris	0,04	0,03	0,05	0,03
PC	0,06	0,05	0,06	0,04
GC	0,05	0,05	0,06	0,05
Carburants				
IDF	0,04	0,04	0,03	0,03
Paris	0,03	0,03	0,02	0,02
PC	0,04	0,04	0,03	0,03
GC	0,05	0,04	0,04	0,03

Source : Calcul sur les enquêtes BDF 1979, 1984, 1989, 1994

Nous remarquons au **tableau 30-k** que, malgré une hausse de la dépense totale et de la dépense automobile des ménages motorisés au cours du temps, la part de la dépense automobile dans la dépense totale connaît une baisse, notamment entre 1989 et 1994. Ce tableau représente les deux postes de la dépense automobile dont les coefficients budgétaires par rapport à la dépense totale de ménage sont les plus élevés. Le poste « d'assurance de la voiture » ne représente que 2% de la dépense totale alors que celui de « réparation et maintenance » et celui des « autres éléments » (y compris « la location de garage », « le parking », « la carte grise » et « le péage ») ne représentent que 1% de la dépense totale. Les coefficients budgétaires de ces trois derniers postes sont plus ou moins stables pendant la période d'observation.

Parmi les éléments de la dépense automobile des ménages motorisés, nous notons que l'achat des voitures et le carburant augmentent quand on va vers les zones périurbaines. Ceci est logique car les ménages de Grande Couronne connaissent à la fois le taux de motorisation le plus élevé qui accroît le poste achat et ils parcourent plus de distance en automobile ce qui accroît le poste carburant. D'ailleurs, nous notons que le coefficient budgétaire du carburant diminue nettement au cours du temps dans les trois zones, notamment entre 1984 et 1989 (l'effet de la baisse des prix du carburant en 1985). Nous constatons aussi que le coefficient du poste d'achat des voitures en 1989 est légèrement plus élevé qu'aux autres périodes à cause d'une hausse de la vente des voitures neuves vers la fin des années quatre-vingt.

En observant les coefficients budgétaires des différents postes par rapport à la dépense automobile totale (**tableau 30-l**), nous trouvons que la proportion des éléments achat des voitures et carburant reste la plus forte chez les ménages de Grande Couronne. Nous constatons que la baisse au cours du temps du coefficient budgétaire du poste carburant ne se voit plus, il est probable que la fluctuation de celui des autres postes relativise cette tendance. D'autre part, la proportion des postes assurance et «autres» qui comprend la location de garage et le parking est nettement plus forte chez les ménages parisiens. L'ampleur du coefficient budgétaire du poste «autres» chez les ménages parisiens est logique : la rareté des places de parking et de garages dans Paris intra-muros explique des prix la location de garage et de parking plus élevés. Enfin, ce **tableau 30-l** montre aussi une hausse nette du poste assurance dans toute la région au cours du temps.



Tableau 30-1 Coefficient budgétaire des différents postes par rapport à la dépense automobile

Achat du véhicule				
IDF	0,19	0,17	0,2	0,17
Paris	0,15	0,13	0,17	0,14
PC	0,2	0,18	0,2	0,16
GC	0,19	0,18	0,22	0,19
Carburants				
IDF	0,19	0,17	0,2	0,17
Paris	0,15	0,13	0,17	0,14
PC	0,2	0,18	0,2	0,16
GC	0,19	0,18	0,22	0,19
Réparation et maintenance				
IDF	0,05	0,05	0,05	0,05
Paris	0,02	0,04	0,07	0,06
PC	0,05	0,05	0,05	0,05
GC	0,06	0,05	0,04	0,05
Assurance				
IDF	0,28	0,3	0,3	0,33
Paris	0,31	0,32	0,32	0,36
PC	0,28	0,3	0,3	0,35
GC	0,27	0,29	0,29	0,3
Autres postes				
IDF	0,11	0,09	0,11	0,09
Paris	0,18	0,17	0,16	0,17
PC	0,1	0,1	0,11	0,09
GC	0,08	0,07	0,08	0,06

Source : Calcul sur les enquêtes BDF 1979, 1984, 1989, 1994

### E. Effets redistributifs de la dépense automobile et de ses éléments parmi les ménages motorisés par rapport à leur dépense totale

Les effets redistributifs sont obtenus en appliquant la méthode de décomposition de l'indice de Gini formulée par LERMAN et alii (1984). Cette méthode peut être appliquée pour analyser les effets redistributifs des sources du revenu, d'une dépense, et aussi d'une taxe. Les **tableaux 30-m à 30-o** représentent les résultats du calcul de cette méthode en Île-de-France, à Paris, en Grande Couronne et en Petite Couronne respectivement.

Voyons maintenant l'effet redistributif pour la région Île-de-France dans son ensemble (**tableau 30-m**). En observant la colonne *Gk* de ce tableau, nous constatons de fortes inégalités relatives pour tous les éléments de dépense automobile, notamment l'achat et la réparation/entretien. Il y a une concentration de ces dépenses vers la classe de la population qui dépense le plus. Cependant la contribution, en pourcentage, de ces postes à l'inégalité dans la dépense totale du ménage (**colonne Ik**) montre un niveau supérieur du poste d'achat d'automobile par rapport aux autres postes. Il est très intéressant de noter que la contribution du poste de carburant est significativement plus élevée que celle du poste de réparation et entretien automobile. La part du poste carburant sur la dépense totale du ménage (*Sk-carburant*) étant deux ou trois fois plus élevée que celle du poste réparation et entretien (*Sk-réparation*) rend ainsi la contribution (*Ik*) du premier plus élevée que celle du deuxième.

En observant la colonne *Ik-Sk*, nous constatons une diminution durable de l'effet marginal de la dépense automobile de 0,046 points en 1979 jusqu'à -0,011 points en 1994. Une augmentation de par exemple, 1 franc de dépense automobile pour chaque ménage en 1979 va augmenter l'indice de Gini de la dépense totale de ménage de 0,046 points qui signifie une hausse dans la concentration de la dépense totale vers les ménages qui dépensent plus et ainsi une réduction dans l'inégalité. Autrement dit une progressivité de l'effet de ce poste. Par contre, une même augmentation de la dépense automobile pour chaque ménage en 1994, va entraîner une réduction de 0,011 points dans l'indice de Gini de la dépense totale de ménage qui signifie une hausse de l'inégalité et la régressivité de ce poste. Une telle diminution durable dans l'effet marginal de la dépense automobile entre 1979 et 1994 signifie ainsi que la taxe sur cette dépense devient de plus en plus régressive. La transition de l'effet positif – progressif à l'effet négatif – régressive a eu lieu entre 1984 et 1989 (de 0,027 points à -0,001 points).

Ensuite nous constatons que le poste d'achat montre l'effet marginal le plus élevé, parmi les éléments de la dépense automobile. Toujours en valeurs positives, l'effet marginal de ce poste diminue au cours de la période observée, ce qui signifie qu'il devient de plus en plus régressif. Enfin, les effets marginaux des postes de carburant, d'assurance, et autres sont négatifs pendant toute la période observée ce qui signifie leur régressivité. Cependant, au cours du temps, nous constatons que ces effets diminuent en valeurs absolues et donc leurs régressivités sont de moins en moins importantes malgré la diffusion de l'automobile.

Selon la zone de résidence des ménages (**tableaux 30-n à 30-p**), nous constatons que les parts de la dépense automobile et de ses éléments par rapport à la dépense totale du ménage sont les plus faibles à Paris et les plus fortes en Grande Couronne. Ceci est logique, depuis que le taux de motorisation et l'usage des voitures des ménages deviennent de plus en plus faibles en s'approchant au centre de la région. A une période donnée, les contributions de la dépense automobile et de ses éléments (les colonnes *Ik*) sont les moins importantes à Paris et sont les plus importants en Grande Couronne. Dans toutes les zones, ces contributions connaissent une diminution durable au cours du temps.

Finalement, avec une tendance vers la régressivité de la dépense automobile dans toutes les zones de résidence de la région au cours du temps, l'observation sur les effets marginaux de la dépense automobile et ses éléments révèlent des régressivités plus marquantes à Paris que dans les banlieues. A Paris (**tableau 30-n**), l'effet marginal de la dépense automobile est toujours négatif au cours du temps. Cet effet régressif diminue de -0,034 points en 1979 à -0,018 points en 1984, reste stable jusqu'à 1989 et puis rebondit à -0,023 points en 1994. En Petite Couronne, cet effet est tout d'abord positif en 1979 et en 1984 et il devient négatif en 1989 puis plus négatif en 1994. En Grande Couronne, il reste toujours positif tout au long de la période. Cependant il diminue entre 1979 (0,064 points) et 1989 (0,031 points) et puis il augmente légèrement en 1994 (0,034). Nous concluons donc que dans le cas d'une taxation qui augmente la dépense automobile, les ménages motorisés qui habitent à Paris, notamment ceux les plus modestes, sont les plus pénalisés.

Cette régressivité dans la dépense automobile que subissent le plus les ménages parisiens par rapport aux ménages des banlieues se voit aussi dans les éléments qui constituent cette dépense. En poste d'achat, par exemple, où en général l'effet marginal est progressif en Île-de-France, les ménages parisiens connaissent l'effet marginal le moins progressif. Avec un développement vers une régressivité au cours du temps, les ménages parisiens se trouvent en fait avec un effet marginal régressif (-0,003) du poste d'achat d'automobile à la fin de la période observée (1994). Ceci signifie qu'en 1994, une taxation ou une augmentation de 1 franc dans les prix d'achat de voiture pour chaque ménage augmente l'inégalité dans la dépense totale des ménages parisiens de 0,003 points. Au contraire, les ménages qui habitent en Grande Couronne connaissent l'effet marginal positif de l'achat d'automobile le plus élevé pendant toute la période d'observation, ce qui signifie une progressivité plus marquée dans cette zone.

Enfin, comme indique l'observation sur toute la région, le poste carburant montre toujours un effet marginal négatif dans toutes les zones de résidence. Il y a une régressivité des taxes sur ce poste de dépense dans toute la région. Cette régressivité diminue au cours du temps dans toute la région.

Tableau 30-m **Effet redistributif de la dépense automobile par ménage et ses éléments par rapport à la dépense totale en Île-de-France<sup>21</sup>**

	Rk	Gk	Sk	Ck=RkGkSk	Ik=Ck/G	Ik-Sk
1979						
total-auto	0,594	0,554	0,335	0,110	0,382	0,046
achat	0,480	0,831	0,142	0,057	0,196	0,054
carburant	0,421	0,531	0,097	0,022	0,075	-0,022
réparation	0,597	0,953	0,037	0,021	0,072	0,036
assurance	0,368	0,313	0,040	0,005	0,016	-0,024
autre	0,362	0,623	0,019	0,004	0,015	-0,004
Deptot	1,000	0,289	1,000	0,289	1,000	0,000
1984						
total-auto	0,574	0,542	0,187	0,058	0,214	0,027
achat	0,509	0,848	0,081	0,035	0,128	0,047
carburant	0,385	0,473	0,052	0,010	0,035	-0,017
réparation	0,534	0,948	0,018	0,009	0,033	0,015
assurance	0,299	0,332	0,027	0,003	0,010	-0,017
autre	0,333	0,610	0,010	0,002	0,007	-0,002
Deptot	1,000	0,272	1,000	0,272	1,000	0,000

- <sup>21</sup> Rk = Corrélation avec rangs de dépense totale  
 Gk = gini du poste de dépense  
 Sk = part/contribution à la dépense totale de ménage  
 Ck = contribution à l'inégalité totale  
 Ik = part de l'inégalité totale  
 Ik-Sk = Effet marginal relatif  
 (RkGk)/G = Elasticité de Gini

	Rk	Gk	Sk	Ck=RkGkSk	Ik=Ck/G	Ik-Sk
1989						
total-auto	0,533	0,566	0,157	0,047	0,152	-0,005
achat	0,488	0,826	0,081	0,033	0,105	0,024
carburant	0,369	0,483	0,034	0,006	0,019	-0,014
réparation	0,316	0,947	0,013	0,004	0,012	0,000
assurance	0,310	0,325	0,020	0,002	0,006	-0,013
autre	0,364	0,670	0,009	0,002	0,007	-0,002
Deptot	1,000	0,311	1,000	0,311	1,000	0,000
1994						
total-auto	0,493	0,561	0,111	0,031	0,100	-0,011
achat	0,439	0,861	0,050	0,019	0,062	0,012
carburant	0,337	0,504	0,027	0,005	0,015	-0,012
réparation	0,376	0,944	0,011	0,004	0,012	0,002
assurance	0,263	0,350	0,016	0,002	0,005	-0,011
autre	0,318	0,777	0,007	0,002	0,006	-0,001
Deptot	1,000	0,307	1,000	0,307	1,000	0,000

Source: calcul sur les enquêtes de BDF 1979, 1984, 1989, 1994

Tableau 30-n **Effet redistributif de la dépense automobile par ménage et ses éléments par rapport à la dépense totale à Paris**

	Rk	Gk	Sk	Ck=RkGkSk	Ik=Ck/G	Ik-Sk
1979						
total-auto	0,507	0,549	0,251	0,070	0,217	-0,034
achat	0,458	0,872	0,104	0,042	0,129	0,025
carburant	0,365	0,563	0,073	0,015	0,047	-0,027
réparation	0,294	0,960	0,010	0,003	0,009	-0,001
assurance	0,254	0,326	0,036	0,003	0,009	-0,027
autre	0,261	0,617	0,028	0,004	0,014	-0,014
Deptot	1,000	0,322	1,000	0,322	1,000	0,000
1984						
total-auto	0,518	0,543	0,147	0,041	0,129	-0,018
achat	0,465	0,891	0,054	0,022	0,069	0,016
carburant	0,406	0,536	0,041	0,009	0,028	-0,013
réparation	0,212	0,951	0,014	0,003	0,009	-0,005
assurance	0,370	0,365	0,023	0,003	0,010	-0,014
autre	0,380	0,617	0,016	0,004	0,011	-0,004
Deptot	1,000	0,321	1,000	0,321	1,000	0,000
1989						
total-auto	0,554	0,610	0,135	0,045	0,117	-0,017
achat	0,485	0,864	0,066	0,028	0,072	0,005
carburant	0,425	0,544	0,024	0,006	0,014	-0,010
réparation	0,428	0,932	0,016	0,006	0,017	0,001
assurance	0,292	0,323	0,016	0,001	0,004	-0,012
autre	0,355	0,653	0,012	0,003	0,007	-0,005
Deptot	1,000	0,387	1,000	0,387	1,000	0,000
1994						
total-auto	0,460	0,587	0,079	0,021	0,056	-0,023
achat	0,377	0,894	0,029	0,010	0,026	-0,003
carburant	0,486	0,626	0,019	0,006	0,015	-0,004
réparation	0,257	0,938	0,010	0,002	0,006	-0,004
assurance	0,321	0,368	0,012	0,001	0,004	-0,008
autre	0,285	0,676	0,010	0,002	0,005	-0,005
Deptot	1,000	0,383	1,000	0,383	1,000	0,000

Source: calcul sur les enquêtes de BDF 1979, 1984, 1989, 1994

Tableau 30-o **Effet redistributif de la dépense automobile par ménage et ses éléments par rapport à la dépense totale en Petite Couronne**

	Rk	Gk	Sk	Ck=RkGkSk	Ik=Ck/G	Ik-Sk
1979						
total-auto	0,584	0,550	0,353	0,113	0,436	0,084
achat	0,478	0,822	0,160	0,063	0,243	0,083
carburant	0,344	0,542	0,095	0,018	0,068	-0,027
réparation	0,563	0,951	0,037	0,020	0,076	0,039
assurance	0,393	0,313	0,042	0,005	0,020	-0,022
autre	0,441	0,601	0,018	0,005	0,019	0,000
Deptot	1,000	0,259	1,000	0,259	1,000	0,000
1984						
total-auto	0,547	0,530	0,185	0,054	0,213	0,028
achat	0,474	0,842	0,081	0,032	0,128	0,047
carburant	0,346	0,464	0,051	0,008	0,032	-0,019
réparation	0,589	0,945	0,017	0,009	0,037	0,020
assurance	0,238	0,327	0,027	0,002	0,008	-0,018
autre	0,234	0,570	0,010	0,001	0,005	-0,004

	Rk	Gk	Sk	Ck=RkGkSk	Ik=Ck/G	Ik-Sk
Deptot	1,000	0,252	1,000	0,252	1,000	0,000
1989						
total-auto	0,491	0,550	0,153	0,041	0,141	-0,012
achat	0,468	0,824	0,078	0,030	0,102	0,024
carburant	0,292	0,464	0,032	0,004	0,015	-0,017
réparation	0,139	0,949	0,012	0,002	0,005	-0,006
assurance	0,334	0,317	0,021	0,002	0,007	-0,013
autre	0,344	0,693	0,010	0,002	0,008	-0,002
Deptot	1,000	0,294	1,000	0,294	1,000	0,000
1994						
total-auto	0,419	0,546	0,104	0,024	0,080	-0,024
achat	0,345	0,866	0,045	0,014	0,046	0,000
carburant	0,304	0,500	0,024	0,004	0,012	-0,012
réparation	0,369	0,948	0,010	0,003	0,012	0,002
assurance	0,244	0,333	0,017	0,001	0,005	-0,012
autre	0,225	0,763	0,007	0,001	0,004	-0,003
Deptot	1,000	0,296	1,000	0,296	1,000	0,000

Source: calcul sur les enquêtes de BDF 1979, 1984, 1989, 1994

Tableau 30-p **Effet redistributif de la dépense automobile par ménage et ses éléments par rapport à la dépense totale en Grande Couronne**

	Rk	Gk	Sk	Ck=RkGkSk	Ik=Ck/G	Ik-Sk
1979						
total-auto	0,631	0,548	0,363	0,126	0,426	0,064
achat	0,475	0,817	0,147	0,057	0,194	0,047
carburant	0,485	0,496	0,111	0,027	0,090	-0,020
réparation	0,650	0,945	0,049	0,030	0,103	0,054
assurance	0,396	0,303	0,041	0,005	0,017	-0,024
autre	0,389	0,601	0,015	0,003	0,012	-0,003
Deptot	1,000	0,294	1,000	0,294	1,000	0,000
1984						
total-auto	0,627	0,546	0,205	0,070	0,265	0,059
achat	0,556	0,836	0,092	0,043	0,160	0,069
carburant	0,422	0,455	0,058	0,011	0,042	-0,016
réparation	0,593	0,948	0,020	0,011	0,042	0,022
assurance	0,324	0,322	0,028	0,003	0,011	-0,017
autre	0,366	0,584	0,008	0,002	0,006	-0,002
Deptot	1,000	0,266	1,000	0,266	1,000	0,000
1989						
total-auto	0,583	0,558	0,172	0,056	0,203	0,031
achat	0,530	0,809	0,091	0,039	0,142	0,051
carburant	0,458	0,469	0,041	0,009	0,032	-0,009
réparation	0,336	0,950	0,012	0,004	0,014	0,002
assurance	0,314	0,330	0,021	0,002	0,008	-0,013
autre	0,303	0,585	0,007	0,001	0,004	-0,002
Deptot	1,000	0,275	1,000	0,275	1,000	0,000
1994						
total-auto	0,609	0,560	0,132	0,045	0,165	0,034
achat	0,575	0,846	0,064	0,031	0,115	0,051
carburant	0,361	0,460	0,033	0,005	0,020	-0,013
réparation	0,413	0,943	0,011	0,004	0,016	0,005
assurance	0,303	0,356	0,018	0,002	0,007	-0,011
autre	0,389	0,817	0,006	0,002	0,006	0,001
Deptot	1,000	0,271	1,000	0,271	1,000	0,000

Source: calcul sur les enquêtes de BDF 1979, 1984, 1989, 1994

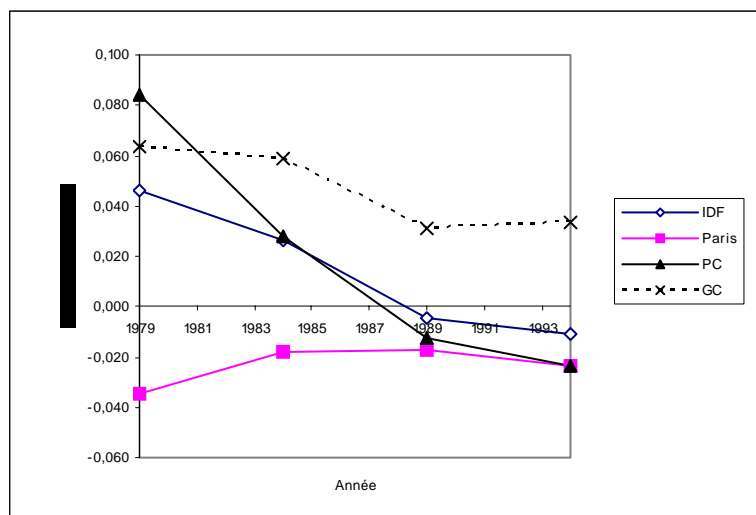


Figure 30-a Evolution de l'effet marginal de la dépense automobile sur la dépense totale des ménages  
Source: calcul sur les enquêtes de BDF 1979, 1984, 1989, 1994

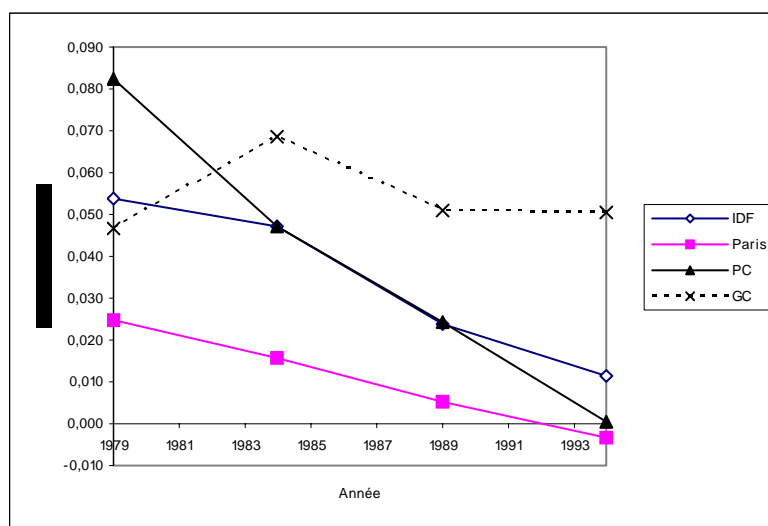


Figure 30-b Evolution de l'effet marginal de l'achat d'automobile sur la dépense totale des ménages  
Source: calcul sur les enquêtes de BDF 1979, 1984, 1989, 1994

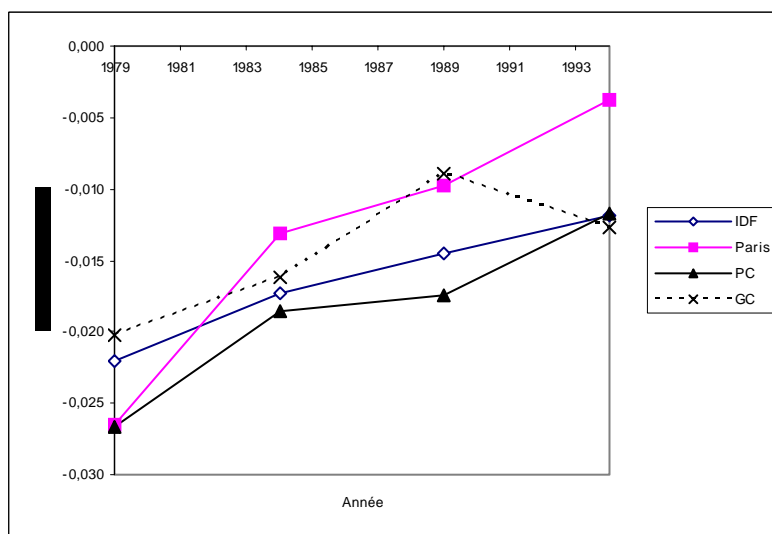


Figure 30-c Evolution de l'effet marginal du carburant d'automobile sur la dépense totale des ménages  
Source: calcul sur les enquêtes de BDF 1979, 1984, 1989, 1994

## F. Dépense en transports collectifs

La dépense en transports collectifs (TC) doit être considérée comme la somme des TC de longue et de courte distance. Cependant, cette définition nous cause une difficulté car les dépenses des TC longue distance sont essentiellement occasionnées lors des vacances (ces dépenses ne peuvent être isolées pour une part non négligeable correspondant aux forfaits voyage + séjours). De plus il y a un changement de méthodologie concernant le volet vacances dans les enquêtes BDF qui engendre une très forte hausse entre 1989 et 1994 de la dépense de TC longue distance.

Pour cette raison, nous allons donc considérer la dépense de transports collectifs locaux comme le seul élément de la dépense des transports collectifs. En ajoutant cette dépense à la dépense automobile, nous obtiendrons la dépense totale en transports. On remarquera d'ailleurs que les dépenses de carburants relevées par carnet du compte cernent essentiellement les achats effectués pour les déplacements locaux.

### F.1. Coefficient budgétaire des transports collectifs

Le **tableau 30-q** montre que la dépense en transports ne représente que 10% de la dépense totale des ménages franciliens. Ce pourcentage augmente quand on s'éloigne du centre de la région : les ménages de Grande Couronne consacrent environ 12% de leurs budgets totaux en transports. Cette augmentation est due notamment à la forte proportion de dépense automobile par rapport à la dépense totale du ménage. Le coefficient budgétaire des transports collectifs compte pour seulement 1% de la dépense totale du ménage car ils sont fortement subventionnés.

Tableau 30-q **Coefficient budgétaire des dépenses de transport par rapport à la dépense totale par ménage**

	1979	1984	1989	1994
IDF	0,1	0,1	0,1	0,09
Paris	0,07	0,07	0,07	0,06
PC	0,1	0,09	0,1	0,08
GC	0,12	0,12	0,12	0,11

Source: calcul sur les enquêtes de BDF 1979, 1984, 1989, 1994

Le coefficient budgétaire de la dépense en transport est donc très déterminé par la dépense automobile. Le **tableau 30-r** montre que les transports collectifs comptent pour environ 23% à 24% de la dépense en transports, avec une forte concentration à Paris (39% à 42%). Nous pouvons voir les valeurs absolues de ces dépenses au **tableau 30-r**.

Tableau 30-r **Transports collectifs sur la dépense totale en transports**

	1979	1984	1989	1994
IDF	0,24	0,23	0,24	0,23
Paris	0,39	0,4	0,42	0,41
PC	0,24	0,26	0,23	0,25
GC	0,15	0,12	0,15	0,13

Source: calcul sur les enquêtes de BDF 1979, 1984, 1989, 1994

Tableau 30-s **Moyenne des dépenses en transports (francs français 1998)**

zone	Mode	1979	1984	1989	1994
IDF	automobile	22341	32174	34974	29639
	TC	2108	1971	1972	2516
	transports (automobile + TC)	24449	34145	36946	32154
Paris	automobile	12789	27184	36208	26573
	TC	2546	2093	2189	2952
	transports (automobile + TC)	15335	29277	38396	29525
PC	automobile	22655	31558	33581	27316
	TC	2055	1758	1977	2626
	transports (automobile + TC)	24710	33315	35558	29942
GC	automobile	29731	34526	35655	32540
	TC	1808	2083	1877	2276
	transports (automobile + TC)	31539	36609	37531	34816

Source: calcul sur les enquêtes de BDF 1979, 1984, 1989, 1994

### F.2. Effets redistributifs de la dépense en transport par rapport à la dépense totale

Dans l'ensemble des ménages franciliens, la taxation ou l'augmentation sur la dépense des transports en général entre 1979 et 1994 évolue vers la régressivité (**tableau 30-t**). Entre les deux éléments qui composent cette dépense, c'est tout d'abord en transports collectifs que la taxation est toujours régressive dans toutes les années observées. Autrement dit, l'augmentation ou la taxation sur le coût des transports collectifs diminue l'indice de

Gini de la dépense totale et augmente ainsi l'inégalité. La taxation des dépenses automobiles ne devient régressive qu'à partir de 1989.

Tableau 30-t Effet redistributif de la dépense en transports (sans TC longues distances) par ménage et ses composants par rapport à la dépense totale en Île-de-France

	(Rk)	(Gk)	(Sk)	(Ck=RkGkSk)	(Ik=Ck/G)	(Ik-Sk)
1979						
Total Dépense	1,000	0,347	1,000	0,347	1,000	0,000
Total Transports	0,690	0,655	0,122	0,055	0,159	0,037
TC	0,247	0,811	0,011	0,002	0,006	-0,004
automobile	0,680	0,695	0,112	0,053	0,152	0,041
1984						
Total Dépense	1,000	0,272	1,000	0,272	1,000	0,000
Total Transports	0,589	0,518	0,139	0,042	0,156	0,017
TC	0,247	0,789	0,008	0,002	0,006	-0,002
Automobile	0,574	0,542	0,131	0,041	0,150	0,019
1989						
Total Dépense	1,000	0,311	1,000	0,311	1,000	0,000
Total Transports	0,544	0,543	0,138	0,041	0,131	-0,007
TC	0,219	0,799	0,007	0,001	0,004	-0,003
Automobile	0,533	0,566	0,131	0,039	0,127	-0,004
1994						
Total Dépense	1,000	0,307	1,000	0,307	1,000	0,000
Total Transports	0,505	0,534	0,114	0,031	0,100	-0,014
TC	0,226	0,800	0,009	0,002	0,005	-0,004
Automobile	0,493	0,561	0,105	0,029	0,094	-0,010

Source: calcul sur les enquêtes de BDF 1979, 1984, 1989, 1994

La part de la dépense de transport dans la dépense totale par ménage ( $Sk$ ) ainsi que sa contribution ( $Ck$ ) à l'inégalité totale sont plus fortes en Grande Couronne. Au cours du temps, cette contribution de la dépense de transport des ménages parisiens et des ménages de Petite Couronne à l'inégalité totale connaît des diminutions alors que celle des ménages de Grande Couronne reste stable. D'ailleurs, nous notons que l'indice de Gini ( $Gk$ ) de la dépense en transports collectifs tend à augmenter vers la périphérie de la région ce qui veut dire que la dépense en transports collectifs des ménages parisiens est moins concentrée que chez les habitants des autres zones. Dans les trois zones, cette contribution de la dépense de transport à l'inégalité totale est très déterminée par celle de la dépense automobile. La contribution de la dépense en transports collectifs à l'inégalité totale est négligeable dans toutes les zones.

L'indice de Gini de la dépense automobile et ainsi que celui de la dépense totale de transport et celui de la dépense totale diminuent quand on va du centre vers la périphérie. Autrement dit ces dépenses sont moins concentrées chez les ménages de banlieue que chez les Parisiens.

Tableau 30-u Effet redistributif de la dépense de transport par ménage et ses composants par rapport à la dépense totale selon les zones

	(Rk)	(Gk)	(Sk)	(Ck=RkGkSk)	(Ik=Ck/G)	(Ik-Sk)
Paris						
1979						
Total Dépense	1,000	0,384	1,000	0,384	1,000	0,000
Total Transports	0,656	0,692	0,085	0,039	0,101	0,016
TC	0,305	0,790	0,014	0,003	0,009	-0,005
automobile	0,634	0,756	0,071	0,034	0,089	0,018
1984						
Total Dépense	1,000	0,321	1,000	0,321	1,000	0,000
Total Transports	0,527	0,512	0,111	0,030	0,093	-0,018
TC	0,179	0,699	0,008	0,001	0,003	-0,005
Automobile	0,518	0,543	0,103	0,029	0,090	-0,013
1989						
Total Dépense	1,000	0,387	1,000	0,387	1,000	0,000
Total Transports	0,555	0,582	0,119	0,038	0,099	-0,020
TC	0,082	0,715	0,007	0,000	0,001	-0,006
Automobile	0,554	0,610	0,112	0,038	0,098	-0,014
1994						
Total Dépense	1,000	0,383	1,000	0,383	1,000	0,000
Total Transports	0,460	0,539	0,083	0,021	0,054	-0,029
TC	0,060	0,715	0,008	0,000	0,001	-0,007
Automobile	0,460	0,587	0,075	0,020	0,053	-0,022
Petite Couronne						
1979						

	(Rk)	(Gk)	(Sk)	(Ck=RkGkSk)	(Ik=Ck/G)	(Ik-Sk)
Total Dépense	1,000	0,316	1,000	0,316	1,000	0,000
Total Transports	0,679	0,657	0,126	0,056	0,177	0,051
TC	0,254	0,811	0,010	0,002	0,007	-0,004
automobile	0,672	0,695	0,115	0,054	0,170	0,055
1984						
Total Dépense	1,000	0,252	1,000	0,252	1,000	0,000
Total Transports	0,562	0,507	0,137	0,039	0,154	0,018
TC	0,220	0,768	0,007	0,001	0,005	-0,002
Automobile	0,547	0,530	0,129	0,038	0,149	0,020
1989						
Total Dépense	1,000	0,294	1,000	0,294	1,000	0,000
Total Transports	0,503	0,528	0,135	0,036	0,122	-0,013
TC	0,218	0,793	0,008	0,001	0,004	-0,003
Automobile	0,491	0,550	0,128	0,035	0,117	-0,010
1994						
Total Dépense	1,000	0,296	1,000	0,296	1,000	0,000
Total Transports	0,440	0,516	0,108	0,024	0,083	-0,025
TC	0,258	0,771	0,009	0,002	0,006	-0,003
Automobile	0,419	0,546	0,098	0,022	0,076	-0,022
<b>Grande Couronne</b>						
1979						
Total Dépense	1,000	0,338	1,000	0,338	1,000	0,000
Total Transports	0,693	0,606	0,144	0,060	0,179	0,035
TC	0,216	0,823	0,008	0,001	0,004	-0,004
automobile	0,683	0,634	0,136	0,059	0,174	0,038
1984						
Total Dépense	1,000	0,266	1,000	0,266	1,000	0,000
Total Transports	0,642	0,525	0,152	0,051	0,193	0,041
TC	0,290	0,824	0,009	0,002	0,008	-0,001
Automobile	0,627	0,546	0,144	0,049	0,185	0,041
1989						
Total Dépense	1,000	0,275	1,000	0,275	1,000	0,000
Total Transports	0,600	0,536	0,151	0,049	0,176	0,025
TC	0,277	0,833	0,008	0,002	0,006	-0,001
Automobile	0,583	0,558	0,143	0,047	0,170	0,026
1994						
Total Dépense	1,000	0,271	1,000	0,271	1,000	0,000
Total Transports	0,618	0,541	0,133	0,045	0,164	0,031
TC	0,271	0,848	0,009	0,002	0,007	-0,001
Automobile	0,609	0,560	0,125	0,042	0,156	0,032

Source: calcul sur les enquêtes de BDF 1979, 1984, 1989, 1994

Quant aux effets marginaux, nous notons que ceux de la dépense de transport des ménages parisiens et ceux des ménages de Petite Couronne connaissent des diminutions pendant la période observée. Les taxes sur cette dépense à Paris sont progressives en 1979 et régressives entre 1984 et 1994. Les taxes en Petite Couronne sont progressives en 1979 et 1984 et régressives à partir de 1989. Les taxes sur la dépense automobile dans les deux zones connaissent les mêmes effets. Cependant, en Grande Couronne, les taxes sur la dépense totale de transport ainsi que sur la dépense automobile conservent une progressivité à peu près constante pendant cette période.



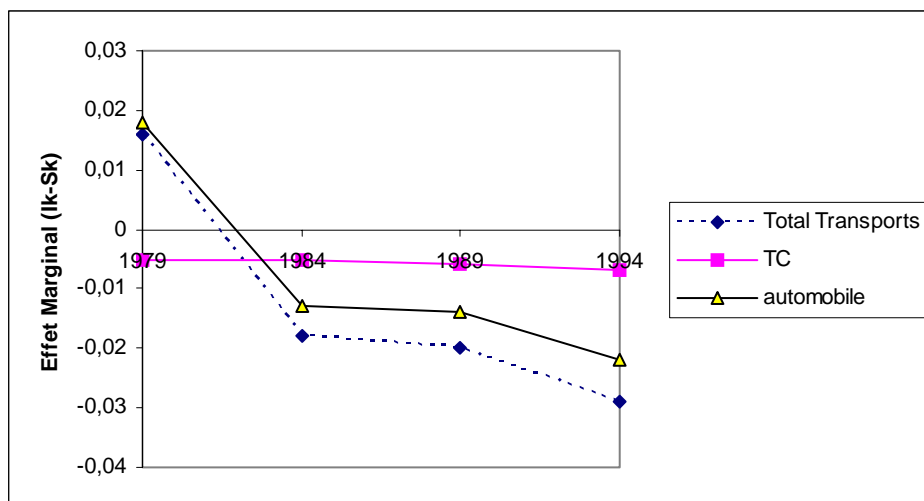


Figure 30-d Evolution de l'effet marginal des dépenses de transport sur la dépense totale des ménages à Paris

Source: calcul sur les enquêtes de BDF 1979, 1984, 1989, 1994

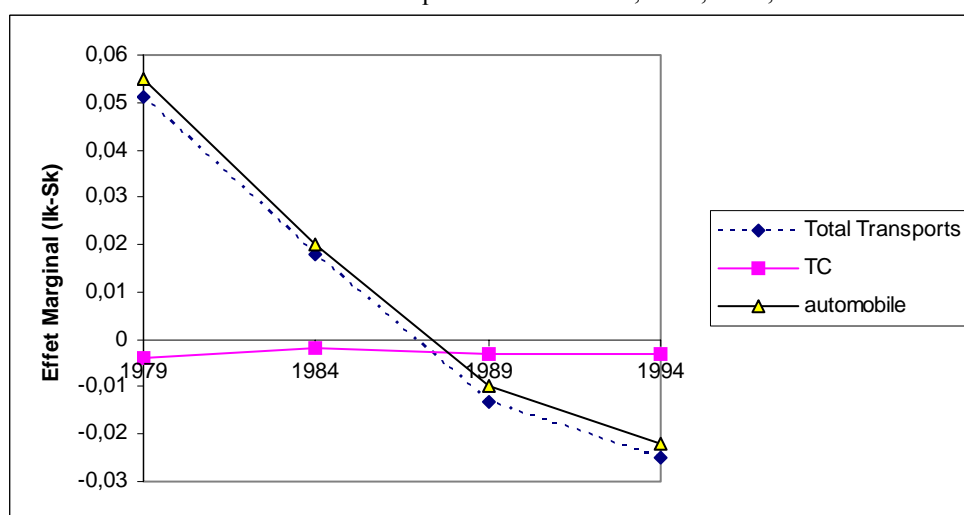


Figure 30-e Evolution de l'effet marginal des dépenses de transport sur la dépense totale des ménages en Petite Couronne

Source: calcul sur les enquêtes de BDF 1979, 1984, 1989, 1994

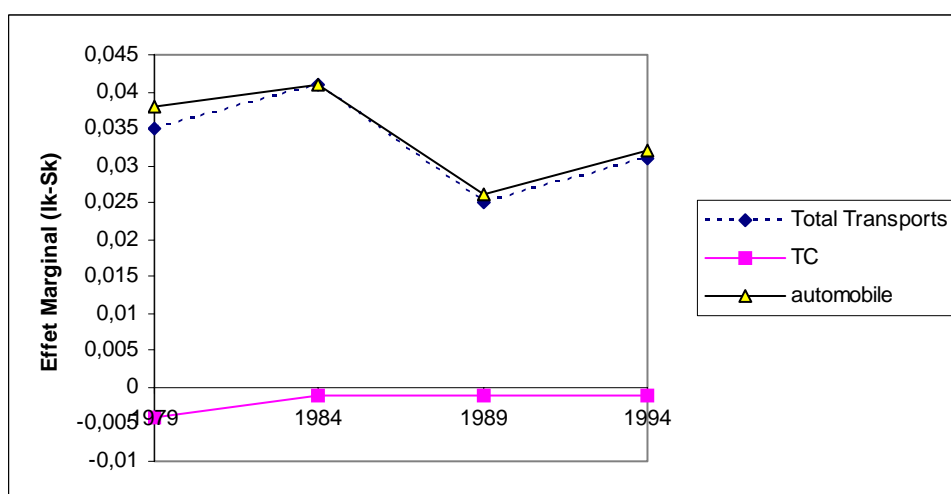


Figure 30-f Evolution de l'effet marginal des dépenses de transport sur la dépense totale des ménages en Grande Couronne

Source : calcul sur les enquêtes BDF 1979, 1984, 1989, 1994

### G. Éléments de conclusion

En conclusion de cette section, les inégalités dans les dépenses de transport en Île-de-France sont largement caractérisées par les différences géographiques. Ces inégalités se manifestent au moins dans les conditions économiques, démographiques, et le niveau d'équipement en transports. D'un côté, les ménages parisiens en moyenne de petite taille sont maintenant plus riches par unité de consommation que leurs homologues périurbains. Ils bénéficient également d'un service de transports publics beaucoup plus performant. D'un autre côté, si les ménages périurbains sont nettement « moins riches » que ceux de Paris, ils bénéficient d'une répartition des revenus et des consommations plus égalitaires.

En transports collectifs, les ménages parisiens dépensent plus que les ménages périurbains. La dépense en transports collectifs est aussi plus élevée chez les ménages parisiens. Les transports collectifs sont considérés comme un bien nécessaire dans toute la région. Cependant, les faibles taxes appliquées sur cette dépense ont pour les ménages parisiens un caractère régressif plus fort que pour les ménages périurbains. Leur large subventionnement a un caractère progressif pour l'ensemble de la région.

Les ménages périurbains, notamment ceux de la Grande Couronne, montrent une très grande dépendance vis-à-vis de l'automobile. Ceci est indiqué par un niveau de motorisation très élevé qui dépend peu du revenu. Les ménages périurbains sont ainsi obligés de se déplacer en utilisant le moyen le plus coûteux.

L'automobile engendre des dépenses de transport par ménage très élevées pour les périurbains. La dépense du ménage en automobile augmente nettement vers les zones périphériques de la région. Les achats de voitures et de carburant ont les coefficients budgétaires les plus forts chez les ménages périurbains, alors que parking et location de garage ont évidemment les coefficients budgétaires les plus élevés chez les ménages parisiens. Ce fait correspond à un poids financier plus lourd de l'achat des voitures et à leur utilisation plus intensive dans les zones périurbaines d'une part et d'autre part un coût très élevé du foncier à Paris.

Quant à la redistributivité des taxes sur la dépense automobile, les ménages parisiens et ceux de Petite Couronne connaissent en général des diminutions de contribution de cette dépense à l'inégalité totale. L'automobile dans ces deux zones devient de plus en plus un bien nécessaire au cours du temps. Les taxes sur cette dépense sont ainsi de plus en plus régressives. Par contre le caractère de « luxe » de l'achat d'automobile reste stable parmi les ménages de Grande Couronne ce qui engendre le caractère progressif des taxes. En plus, la contribution de cette dépense à l'inégalité totale est relativement constante parmi ces ménages.

Finalement nous constatons que les transports peuvent être toujours considérés comme « bien de luxe » en Grande Couronne. Ceci correspond au caractère progressif des taxes sur la dépense de transports, notamment sur la dépense automobile, entre autre celle d'achat. Cette tendance reste stable au cours du temps. D'un autre côté, à Paris et en Petite Couronne, au début de la période observée (notamment en 1979), les transports étaient un bien de luxe. Mais avec le temps, ils deviennent un bien nécessaire. Ceci est dû toujours à l'évolution vers la régressivité de l'achat de la voiture.