

CAHIER DE Recherche

FEVRIER 93

N° 43

CROSS-SECTION VERSUS TIME-SERIES INCOME ELASTICITIES :
AN ESTIMATION ON A PSEUDO-PANEL OF CANADIAN SURVEYS
(1982-1990)

F. GARDES (Université de Paris I - CREDOC)
M. GOAÏED (Université de Tunis)
S. LANGLOIS (Université Laval, Québec, IQRC)

SUIVRE LE COMPORTEMENT AUTOMOBILE DES MENAGES
AU COURS DE LEUR CYCLE DE VIE

J.L. MADRE (INRETS-CREDOC)
C. GALLEZ (INRETS)

LE PARC AUTOMOBILE DES MENAGES SE DIVERSIFIE

J.L. MADRE (INRETS-CREDOC)

Crédoc - Cahier de recherche. N°
43. Février 1993.

CREDOC•Bibliothèque



CRÉDOC

ENTREPRISE DE RECHERCHE



**CROSS-SECTION VERSUS TIME-SERIES INCOME ELASTICITIES :
AN ESTIMATION ON A PSEUDO-PANEL OF CANADIAN SURVEYS
(1982-1990)**

F. GARDES (Université de Paris I - CREDOC)
M. GOAÏED (Université de Tunis)
S. LANGLOIS (Université Laval, Québec, IQRC)

**SUIVRE LE COMPORTEMENT AUTOMOBILE DES MENAGES AU
COURS DE LEUR CYCLE DE VIE**

J.L. MADRE (INRETS-CREDOC)
C. GALLEZ (INRETS)

LE PARC AUTOMOBILE DES MENAGES SE DIVERSIFIE

J.L. MADRE (INRETS-CREDOC)

Février 1993

SOMMAIRE

	<u>Page</u>
CROSS-SECTION VERSUS TIME-SERIES INCOME ELASTICITIES : AN ESTIMATION ON A PSEUDO-PANEL OF CANADIAN SURVEYS	1
SUIVRE LE COMPORTEMENT AUTOMOBILE DES MENAGES AU COURS DE LEUR CYCLE DE VIE	34
LE PARC AUTOMOBILE DES MENAGES SE DIVERSIFIE	54

Workshop on Polish Panel
Warsaw University
20-21 november 1992

**CROSS-SECTION VERSUS TIME-SERIES INCOME ELASTICITIES :
AN ESTIMATION ON A PSEUDO-PANEL OF CANADIAN SURVEYS
(1982-1990)¹**

François GARDES, University PARIS I , Panthéon - Sorbonne (Lamia)- CREDOC

Mohamed GOAÏED, University of Tunis

Simon LANGLOIS, University Laval, Quebec and IQRC

November 1992

¹ This analysis has been made on the microdata of Statistics Canada "*Economic households-Income, 1982, 1986, 1990*" which contains statistics from the surveys on households' expenditures. All the computations made with these data are under the responsibility of Institut Québécois de Recherche sur la Culture, their use and interpretation being under the sole responsibility of the authors.

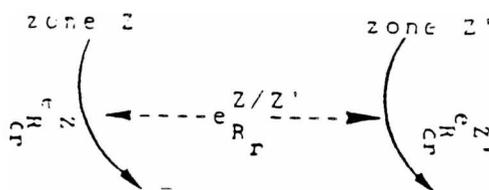
Thanks are due to Johanne Bujold for her participation to the computation of aggregate data and to Patrice Gaubert for his assistance through another research on these data. We acknowledge a grant from Canadian government for the beginning of the research in 1991 and financial help from CREDOC and IQRC and remarks by François Bourguignon and Duncan Grey

INTRODUCTION

1 - Economic and social statistics may be cross-sections or time series, the first type of data being commonly used to estimate models the causality of which is fact temporal, because of the availability of such cross-sections and their span (size and variability of data).

For consumption analysis, the observed differences between cross-sections and time-series elasticities have been attributed to specific dynamic factors (such as relative prices, demographic evolutions or technological changes), to aggregation biases or to the size of transitory income for the lowest and highest income classes in households' expenditures surveys (see Friedman, 1957).

The remarkable stability of transverse income elasticities observed in consumption analysis (Gardes, 1984) as well as for other economic statistics (for instance in international trade analysis, see Phan, 1967) allows us to consider them as showing the distance between the dynamic consumption laws of stable sub-populations ; in contrast, the variability of temporal elasticities refers to the blending of transitory and permanent effects of income variations (Gardes, 1984, 1985), as well as to the blending of transverse effects of income redistribution between households and temporal income effects of each of the income classes.



We make then the hypothesis that transverse and temporal income effects differ completely, for the former indicates the behavioural change due to a change of the socio-economic status of the household, and the later the mixing of the global effects of these changes and of the approximatively parallel evolutions of incomes for individuals pertaining to the different socio-economic groups. Noting Z and Z' two relative income classes and Y_c , Y_r the current and relative households incomes, the two types of incomes elasticities can be written e_{yc}^z , $e_{yc}^{z'}$ and $e_{yr}^{z/z'}$ (supposed to be symmetrical), with no a-priori identity between these three parameters¹ (the change of the current income elasticity being probably related to the relative

¹ The equality between these elasticities is more probable for aggregates group of commodities, all income elasticities tending to unity.

It can be noted that the keynesian consumption function $C = aY + b$ implies the identity of transversal and temporal laws, for the agents who borrow in low income classes must be able to refund their debt when arriving, later in their life cycle, in the upper classes.

income elasticity). The cross-section elasticities e_{yr} can be estimated from surveys ; they vary through the income distribution but seem to be very stable from one survey to another. The temporal elasticities e_{yc} must be estimated from panel data which are very rare and generally short, longer panels giving rise to well known problems.

2 - Estimations of these temporal elasticities have been obtained (Gardes, 1984, 1985) from a very rough pseudo-panel (1959-1980) built on aggregate british data published annually in from the Family Expenditure Surveys. These data are very aggregate (in some ten to twenty income classes, with a second possible level of desegregation by the age of the household's head or its social category),but, moreover, they are aggregated by the total family income and not according to the per capita income, so that these exists an aggregation systematic bias.

The variation of income elasticities as the relative income increases has been often recognized on transverse data, such variation being considered to exist also for temporal elasticities (see for instance, for such an assimilation, Wold-Jureen, 1953, p. 258). The dynamic laws that we have adjusted on british time series of six populations (the relative income of wich is limited by the two extreme deciles and the terciles of the income distribution¹) show a wide and systematic variation of income and price elasticities, both for the long term and the short-term effects of income or price changes.

For the 13 groups of commodities, more than a half of the different types of income or price elasticities differs of more that 20 % (and a third of more than 40 %) between two adjacent broad zones, the differences being greater between the two first zones. A statistical analysis taking into account the precision of the estimations shows that ten income-elasticities over 26 are sig nificatively different (for $\alpha = 5\%$) for two adjacent broad zones, and nine over thirteen beyond the two extreme deciles². The conjonctural effects of income variations seem to be less variable that the tendencial incomes, and the own price-elasticities seem to vary less than income elasticities.

Three conclusions can be drawn :

- the evolution of long-term income elasticities is continuous for the whole span of relative income distribution for all groups of goods except one ;

In fact, the difference between transversal and temporal law is due to the influence of variables taken into account in one estimation and not in the other : the important point is that the variables which imply a : difference between behaviours of different sub-populations are not supposed to vary through time : their effect cannot be indicated by the influence of a dynamic variable.

Symmetrically, some dynamic variables has no transversal corresponding variable.

¹ These six zones are grouped by two in order to make the broad zones containing each the third of the whole population.

² Similar changes of households' behaviour are discussed in Gardes-Combris (1992).

- these evolutions differ from those indicated by national time series or transverse data : for example, food in home is characterized by a strong decrease of its transverse income-elasticity, while temporal elasticities are slightly increasing ;

- these evolutions change the hierarchy of goods based on the value of their tendencial income elasticity, as can be seen in Appendix II.

The differences between the levels of cross-section and time-series income elasticities and between their variations as relative income increases will be analysed in this paper with pseudo-panel of 360 cells obtained by aggregating individual data from remote canadian surveys. (1982, 86 and 90) : these data are more parsinomous for the time scale (so that the estimation of price effects is more difficult) and must be estimated by special econometric methods as Deaton (1985) showed the specific problems associated with pseudo-panel data.

I - THE DATA

I - 11. Estimation on pseudo-panel data : a survey

In many countries there are no panel data. However a series of independent cross-section are available over time. Consumer expenditures true panel data may be scarce, while repeated cross sections can be established more easily. Beside, the included households are much more variable than for other types of panel. Recently, many authors point out the fact that genuine panel data are not essential in the estimation of parameters of interest in the context of linear models. A. Deaton (1985) suggested a way to estimate cluster fixed effects regression model from a series of cross sections. Since it's not possible to track individual households over time, he proposes to track a group of "similar individuals" or cohorts through such data, and treat averages within the cohorts as observations in synthetic panel data. These aggregate data on cohort averages can be used to formulate the covariance model with cohort fixed effects in the econometric analysis of behaviour pattern. Moreover, the observed cohort aggregates are considered as error-ridden measurements of the true cohort population values, and errors-in-variables techniques are used by the authors which yield consistent estimators. Verbeek M. and Th. E. Nijman (1992) show that when cohort size are fairly large (100 to 200 individuals) it's tempting to ignore the measurement error problem and use standard within estimator on the synthetic panel as if it were a genuine panel¹ (1). Generally, grouping individuals in

¹ This has been done in several practical situations, see for example Brownin. M.A. Deaton and M. Irish (1985) or Blundell R.M. Browning, and C. Meghir (1989).

homogeneous groups is motivated by empirical considerations. Examples of grouping characteristics would include geographic location, age (date of birth), industry, etc. Such cohorts are considered as group of individuals sharing some common characteristics.

An alternative way to approach the problem is to take into account of the grouping procedure in the stochastic structure of the residual¹.

In practice, we assume there that the regression errors are often correlated within groups and propose GLS estimators of systems of regression equations with grouped synthetic panel data by treating implicitly the intra group error correlation using an original structure of the disturbance covariance matrix.

I - 12. Pseudo-panel on canadian surveys

The microdata of the canadian households expenditures surveys contain 10 938 households in 1982, 10 356 in 1986, and only 4 562 in 1990 (data corresponding to great cities). We have aggregated the expenses in 23 functional groups and four groups defined by their durability : Durable goods, semi-durables, non-durable, and services which we use for this study².

The households have been aggregated in 360 cells defined by four discriminate variables :

1. Per capita relative income, with a classical equivalent scale (1 : first adult ; 0.8 = other adults ; 0.8, 0.5, 0.4 : children according to their age) : 20 relative income classes have been obtained, each totalizing 5 % of the whole population :
2. Age of the head of household : three classes until 35 years old, between 36 and 55, beyond ;
3. Human Capital in two classes : primary and secondary level, post-secondary level ;
4. Size of the household : one adult, two adults, three persons or more.

In 1986, only two cells have no household, and 8 % of the 360 cells have less than 5 households, the mean size being 29 households. The two or three empty cells in each survey have been filled for all variables by the means between the two income adjacent cells (other

¹ Some recent papers in economics which do consider random effect models for grouped data include A. Packes (1983), B.R. Moulton (1986), and w.t. Dickens (1990).

² The same estimations will be made later on six surveys (1969, 1974, 1978, 1982, 1986, 1990) for the functional groups ; the aggregation by durability was not possible before 1982.

discriminate variables constant) and a weight of one household, so that it does not change anything in the estimations but allows us to obtain the same structure of the data for the three surveys ; thus, by comparing, in cross-section data, not two income adjacent cells but two cells which have the same value for the three last characteristics and are in adjacent income classes, we are able to take into account all the common effects due to these three characteristics. For the same reason, the estimations of income and price effects between two surveys will be made directly on the differences between two corresponding cells. The fact that, in this pseudo-panel, these two cells do not contain the same individuals will be taken into account by Deaton method (Deaton, 1985) or a multiplicative error component model (Goaïed, 1991).

II - ESTIMATION OF CROSS-SECTION ELASTICITIES

II - 1. Estimation procedure

Several problems are encountered in the estimation of Engel curves on individual or aggregate transverse data : the estimation of *functional forms* gives rise to specification problems, or problems related to the choice of the main regress (income or total expense) and the verification of theoretical constraints ; the calculation of Engel curves by concentration curves (such as Lorenz curves, see Sreenivasa lyengab, 1960, Blaylock-Smallwood, 1982) brings, as does the first method, special forms of curves, which do not reveal the true curvatures of the relation between income and partial expenses although it takes into account the whole information to determine the elasticities on each point (see Gardes, 1985, pp. 751-808 for details).

The computation of elasticities between two adjacent points allows us to follow continuously the curvature of the Engel curves, but errors of measurement as well as exogeneous variations of consumption lead to an erratic pattern of these elasticities, even on aggregate data (for instance twenty income classes containing 500 households each), as is shown in Gardes-Levy (1992) where elasticities are calculated for the Canadian consumption survey of 1986, on 20 relative income classes or 360 cells determined as indicated before. Thus, prior to the computation of are elasticities, we smooth the data by a modified Whittaker-Henderson filter (often referred as Hodrick-Prescott) which is presented in Gardes-Levy (1992). This filter is the ideal candidate to smooth the consumption : other non parametric smoothing methods are not as powerful as concerns the smoothing of the first derivative which is our main goal. To adapt it to our purpose, one must change the objective to minimize by taking into account the weights corresponding to the size of the cells of the survey, and by modifying its second term where the variation in the first differences of the filtered serie (measuring the first derivative on

time) are replaced by the variation of the marginal propensities of consumption on income or total expense. The detail of this minimization and the resulting matrix to inverse are presented in Appendix I.

A second type of elasticities has been computed through the estimation of quadratic and cubic Gorman generic forms (Deaton, 1986, p. 1 799-1 801) :

$$w_k = a_k + b_k \text{Log } Y + d_k \sum_{m=1}^M c_m (\text{Log } Y)^m \text{ for good } k. \quad (1)$$

under the restitution : $\sum a_i = 1$; $\bar{\sum} b_i = \bar{\sum} d_i = 0$ (which are automatically verified by OLS). The cubic form has been estimated on the whole distribution and it indicates the global evolution of elasticities. The quadratic forms are estimated on sub population containing one fifth of the whole survey, and this affords the continuous variation of elasticities over 15 points.

Heteroscedasticity may exist because of the grouping of data : from (1), we obtain by grouping

the households of cell I and weighting by income shares : $\gamma_i = \frac{y_i}{\sum y_i}$

$$\sum_{i \in I} \gamma_i w_i = b \sum_i (\gamma_i \text{Log } y_i) + D_2 \sum_i (\gamma_i (\text{Log } y_i)^2) + \dots + e \sum_i (\gamma_i \text{Log } S_i) + \sum_i \gamma_i \varepsilon_i \quad (3)$$

one obtains the geometric means $\sum_i \text{Log } Y_i^{\gamma_i}$ and $\sum_i \text{Log } S_i^{\gamma_i}$ as regressors, with $\sum \gamma_i = 1$.

These means are replaced here by the logarithms of arithmetic means of income and size S for each cell. The estimation of the means of powers of $\text{Log } Y_i$ by $(\text{Log } \bar{Y})^m$ are less easily justified¹.

The variance of the error term is : $V(\sum \gamma_i \varepsilon_i) = \sigma^2 \sum_{i \in I} \gamma_i^2$ under the homoscedasticity assumption on individuals. The coefficient of σ^2 varies between 1 (if $\gamma_i = 0$ for $i \neq i_0 = 1$) and $\frac{1}{N_I}$ (for $\gamma_i = \gamma_j, \forall i, j \in I$).

This last case is the more probable because of the grouping of cells by income per capita, so that we correct for the heteroscedasticity by premultiplying equation (3) by $\sqrt{N_i}$.

¹ Estimation by linear engel curves, which are well aggregated, lead to similar estimations.

These estimations are computed for the differences between comparable cells in two adjacent income classes I and $(I + 1)$:

$$\Delta W = b \Delta L \bar{Y} + \sum_m D_m \Delta (L \bar{Y})^m + e \Delta L S + \eta \text{ with } \Delta X = \sqrt{N_{I+1}} X_{I+1} - \sqrt{N_I} X_I$$

$$\eta = \sum_{i \in I+1} \gamma_i \sqrt{N_{I+1}} \varepsilon_i - \sum_{i \in I} \gamma_i \sqrt{N_I} \varepsilon_i.$$

A correction of partial heteroscedasticity by Dickens' method (1990) was not proved to be efficient here.

II - 2. Results

Appendix III presents the detailed estimations by the two methods for the 1986 Survey. Arc and adjustment total expense elasticities have the same magnitude and similar evolutions as relative income increases.

Table 1
TOTAL EXPENSES ELASTICITIES

	MEAN			EVOLUTION	
	(a)	(b)	(c)	General	Detailed
Durables	2.03	2.28	1.46		
Semi-durables	1.18	1.18	1.28		
Non durables	0.47	0.46	0.48		
Services	1.01	1.02	1.17		

- (a) El 3 = Cubic Gorman form on the whole population.
 (b) Eld 2 = Quadratic Gorman form on one fifth of the population.
 (c) Eldf = are elasticity on filtered data.

III - ESTIMATION OF TIME - SERIES ELASTICITIES

III - 1. Estimation procedure¹

III -.11. The model

Consider the set of n linear equations with grouped data :

$$Y_{ict}^h = X_{ict}^h \beta_i + \epsilon_{ict}^h \quad (1) \quad i : 1, \dots, n ; c = 1, \dots, C ; t = 1, \dots, T ; h : 1, \dots, N_c$$

where Y_{ict}^h is the dependant variable of equation i for individual h belonging to cluster c , observed at period t . X_{ict}^h is a k_i by one vector of unknown parameters ; ϵ_{ict}^h is a random disturbance ; and N_c is equal to the total number of individuals in cluster c ².

Now let us consider an aggregated form over h of the micro system :

$$\bar{Y}_{ict} = \bar{X}_{ict} \beta_i + \bar{\epsilon}_{ict} \quad (2) \quad i = 1, \dots, N ; c = 1, \dots, C ; t = 1, \dots, T$$

where \bar{Y}_{ict} , \bar{X}_{ict} and $\bar{\epsilon}_{ict}$ constitute group means. If the groups are very different in size, this induce that each observation be weighted by the square root of the cohort size. Thereafter, we would suspect for the existence of a supplementary heteroscedasticity. In fact, when individuals are grouped with characteristics such as geographic location or industry, we would expect that these "homogeneous individuals" share common unobserved characteristics. So we would wish to model variation between groups assuming that the estimation of parameters of interests depends on inter group variation. Indeed, if people within a group share common unobserved factors this can be done by formulating an original structure of the variance of grouped residuals. Therefore, we assume further that :

$$E[\bar{\epsilon}_{ict} \bar{\epsilon}_{jps}] = \sigma_{ict, jps} = \sigma_{ij} \times w_{cp} \times \delta_{ts} \quad (3)$$

where δ_{ts} is kronecker delta.

σ_{ij} indicates correlation between residuals of two cohorts.

We assume that the individuals within each cohort should be as "homogeneous" as possible, while those from different cohorts should be as "heterogeneous" as possible. Hence, for the present, we also assumes that disturbances are uncorrelated across cohorts. Therefore, we have :

$$w_{cp} = 0 \text{ for } c \neq p \quad (4)$$

it follows that : $E[\bar{\epsilon}_{ict}^2] = \sigma_{ii} \times w_{cc}$

¹ A more complete account of these econometric procedures can be found in Goaid (1991).

² Ideally, since we are dealing from the same underlying groups through time, we would expect to get the same size samples from each survey. However this does not happen for many reasons. For more details, see Browning and al (1985).

where w_{cc} reflects the intra-class correlation resulting from the effect of common unobserved characteristics within groups.

We will develop below a consistent GLS procedure for estimation of systems of regression equations for grouped synthetic panel data.

III - 12. Consistent estimation procedure

Suppose that we want to estimate the system (2)

$$\bar{y}_{ict} = x_{ict} \beta_i + \bar{\epsilon}_{ict} \quad (b) \quad i = 1, \dots, n ; c = 1, \dots, C \text{ and } t = 1, \dots, T$$

where $\bar{\epsilon}_{ict}$ is a mean zero residual with variance equal to $\sigma_{ij} w_{cc}$. It's useful to view the formulation of the model (6) for each group c in blocks of T observations.

$$\bar{Y}_{ict} = \bar{X}_{ict} \beta_i + \bar{\epsilon}_{ict} \quad (7) \quad i = 1, \dots, n ; c = 1, \dots, C$$

So that
$$\bar{Y}_i = \bar{X}_i \beta_i + \bar{\epsilon}_i \quad (8) \quad i = 1, \dots, n$$

where \bar{Y}_i and $\bar{\epsilon}_i$ are CT by 1 vectors, \bar{X}_i is a CT by k_i matrix

From (3) and (4), it follows that :

$$E[\bar{\epsilon}_i \bar{\epsilon}_j] = \sigma_{ij} V_c \quad (9)$$

where $V_c = \Omega_c \otimes I_T$ and $\Omega_c = [w_{cc}]$
 $c \times c$

Ω_c is a diagonal matrix. In a more compact manner, we can stack the data in the pooled regression model (8). Then the generalized regression model applies to the stacked regression :

$$\bar{Y} = \bar{X} \beta + \bar{\epsilon} \quad (10)$$

where $\bar{Y} = [\bar{Y}_i]$; $\bar{X} = \text{diag}(X_i)$; $\beta = [\beta_i]$

$$\begin{array}{ccc} ncT \times 1 & ncT \times K & K \times 1 \end{array}$$

with $K = \sum_{i=1}^n k_i$

The covariance matrix of the disturbance has a particularly convenient form :

$$E[\bar{\epsilon} \bar{\epsilon}'] = V = \Sigma_n \otimes B \quad (11)$$

where $B = \Omega_c \otimes I_T$, with $\Sigma_n = [\sigma_{ij}]$

We note that in a SUR model (10) with disturbance covariance matrix V , the fact that each equation has an identical set of explanatory variables (for e.g. in demand system analysis) is a sufficient condition for GLS performed on the whole system to be equivalent to GLS performed in each equation separately¹.

$$\begin{aligned} \text{IF } \bar{X}_1 = \bar{X}_2 = \bar{X}_3 \dots = \bar{X}_n = \bar{X}_* \text{ (say), then } \bar{X} &= I_n \otimes \bar{X}_* \\ \text{so } \hat{\beta}_{\text{GLS}} &= [I_n \otimes (\bar{X}_* B^{-1} \bar{X}_*)^{-1} \bar{X}_* B^{-1}] \bar{Y} \quad (12) \\ &= \hat{B}_{\text{iGLS}} = (\bar{X}_* B^{-1} \bar{X}_*)^{-1} \bar{X}_* B^{-1} \bar{Y}_i \end{aligned}$$

Since Σ_n and Ω_c are unknown matrix, the system (10) is estimated using GLS procedure. FGLS estimator of β may be computed using the standard estimator

$$\hat{\beta}_{\text{FGLS}} = [\bar{X} \hat{V}^{-1} \bar{X}]^{-1} \bar{X} \hat{V}^{-1} \bar{Y} \quad (13)$$

where \bar{X} , \bar{Y} are stacked data matrix. \hat{V} is a consistent estimator of V . In practical terms, this is a formidable computation. However, things are simpler than they appear. We develop a three stage Zellner estimator method. The estimator $\hat{\beta}_{\text{FGLS}}$ is constructed by first obtaining a consistent estimate of using OLS estimation on each equation (8). Denoting the vector of residuals in equation i as $\hat{\epsilon}_i$, a consistent estimate of Ω_c is obtained by constructing :

$$\Omega_c = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{\Omega}_{ic} \quad (14)$$

$$\text{where } \hat{\Omega}_{ic} = [\hat{\omega}_{icc}]$$

$$\text{whith } \hat{\omega}_{icc} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\epsilon}_{ict}^2 \quad (15)$$

since Ω_c is a diagonal matrix, it's easy to compute $\Omega_c^{-1/2}$ and premultiply the model in (8) by $\Omega_c^{-1/2} \otimes I_T$ to obtain :

$$\bar{Y}_i^* = \bar{X}_i^* \beta_i + \bar{\epsilon}_i^* \quad (16)$$

¹ Moreover, in the context of demand analysis system the GLS estimates verify adding up automatically. See appendix 2.

where asterisks denote that each original vector or matrix is premultiplied by the matrix $\Omega_c^{-1/2} \otimes I_T$. It's easy to verify that :

$$E \left[\begin{matrix} \vec{\varepsilon}_i^* \\ \vec{\varepsilon}_j^* \end{matrix} \right] = \sigma_{ij} I_{cT} \quad (17)$$

So the classical two stage (or iterative) Zellner procedure applies to the transformed model (16).

Finally, it's useful in this context to develop briefly the disturbance covariance matrix appropriate for the case where the model requires differencing prior to estimation. The extension of the estimation procedure to models in first differences form is straightforward.

Consider the model in the form¹

$$\Delta \bar{Y}_{ict} = \Delta \bar{X}_{ict} \beta_i + \Delta \bar{\varepsilon}_{ict} \quad i = 1, \dots, n; c = 1, \dots, c; t = 1 \dots T \quad (18)$$

where $\Delta \bar{Y}_{ict} = \bar{Y}_{ict} - \bar{Y}_{ict-1}$; $\Delta \bar{X}_{ict} = \bar{X}_{ict} - \bar{X}_{ict-1}$; $\bar{\varepsilon}_{ict} = \bar{\varepsilon}_{ict} - \bar{\varepsilon}_{ict-1}$

since we have $E[\bar{\varepsilon}_{ict}] = 0$ for all i, c and t (19)

and $E[\bar{\varepsilon}_{ict} \bar{\varepsilon}_{jps}] = \sigma_{ij} \times \delta_{cp} \omega_{cc} \times \delta_{ts}$

where δ_{cp} and δ_{ts} are kronecker delta.

It's easy to verify that :

$$E[\Delta \bar{\varepsilon}_{ict}] = 0 \quad (20)$$

$$E[\Delta \bar{\varepsilon}_{ict} \Delta \bar{\varepsilon}_{jps}] = 2\sigma_{ij} \times \delta_{cp} \omega_{cc} \times \delta_{ts}$$

$$\text{So we have } E[\Delta \bar{\varepsilon}_{ict}^2] = 2 \sigma_{ii} \omega_{cc} \quad (21)$$

Hence, the disturbance covariance matrix for the full nc $(T-1)$ observation is

$$E[\Delta \bar{\varepsilon} \Delta \bar{\varepsilon}'] = 2 V = 2 (\Sigma_n \otimes \Omega_c \otimes I_{T-1}) \quad (22)$$

The double role of covariance matrix comes from the MA (1) errors $\Delta \varepsilon_{ict}$ in (18).

¹ Note that this estimation on differences between two consecutive surveys differs from the within estimator (or estimator of the covariance) on panel data for our model (18) allows for varying individual effects from one couple of consecutive surveys to another, and the within estimator corresponds to a constant fixed effect α_{ici}

$$Y_{ict} = X_{ict} \beta_i + \alpha_{ic} + \varepsilon_{ict}$$

III - 2. Results

The 1982, 1986 and 1990 surveys have been grouped by 60 cells according to 20 income classes and 3 cohort variables (separated by ages 35 and 55 in 1986) ; the estimations are made on the 120 differences between similar cells of two adjacent surveys. Table 2 presents the results for the whole population (details in Appendix III).

Table 2
ESTIMATION ON THREE SURVEYS OF TIME SERIES ELASTICITIES

	ΔDep_{ct}	ΔU_{ct}	ΔP_{it}	(3) Total expense elasticity	Own price elasticity
Durables	0.10569 (11.80)	- 99.57 (- 5.23)	- 100.202 (- 2.82)	0.89	- 0.10
Semi-durables	0.0862 (20.24)	28.592 (3.17)	- 54.34 (- 3.33)	0.84	- 0.06
Non-durables	0.0570 (7.38)	- 216.859 (- 12.96)	938.69 (32.73)	0.21	0.36
Services	0.7527 (63.26)	290.38 (11.30)	- 794.24 (- 18.05)	1.48	- 0.16

Notes :

1) Estimation equation by equation : $V_i = 2 \sigma_{ii} (\Omega_c \otimes I_{T-1})$

$$\Delta Dep_{ict} = b_i \Delta Dep_{ct} + d_i \Delta u_{ct} + c_{ii} \Delta p_{it} + \Delta \epsilon_{it} ; t = 2, 3 ; c = 1, \dots 60$$

2) The income effect is well estimated. The price effect is weak, a normal result for only two price changes, but negative in three cases over four. This estimation will be bettered by using three other surveys for goods aggregated by function.

IV - COMPARAISON BETWEEN CROSS-SECTION AND TIME-SERIES ELASTICITIES

Table 3 shows that :

- (i) The levels of total expenses elasticities are very different : even the classification of income elasticity relatively to one changes from one type of elasticity to another, especially for durables and semi-durables which are much more elastic in cross-section.

- (ii) The general evolutions of the two elasticities seem to be inverse ; it must be noted that these variations are not continuous, so that this phenomenon must be examined for a more detailed classification of goods.
- (iii) The levels and global variations of elasticities can be summarized by the following relationships, except for semi-durables (the evolution of which is not clear for both types of elasticity) :

$e_{y_r} < e_{y_c} \Leftrightarrow \Delta e_{y_r} > \Delta e_{y_c}$	$\Leftarrow e_{y_c} \Downarrow$ $e_{y_r} \Uparrow$
$> \qquad <$	$\Leftarrow e_{y_c} \Uparrow$ $e_{y_r} \Downarrow$

Table 3

COMPARISON OF CROSS-SECTION AND TIME-SERIES TOTAL EXPENSES ELASTICITIES

	CROSS-SECTION		TIME SERIES					
			By income classes		Aggregate data			
	Mean	Evolution by quintile	Mean	Evolution by quintile	(1)		(2)	
					long term	short term	long term	short term
Durables	2.0	- 16 %	0.9	+ 17 %	1.04	5.57	0.79	6.81
Semi-durables	1.2	- 6 %	0.8	(- 2 %)(3)	0.39	0.95	0.34	0.89
Non-durables	0.5	- 8 %	0.2	+ 18 %	0.46	0.90	0.14	1.01
Services	1.0	+ 4 %	1.5	- 7 %	0.80	1.04	0.60	1.10

Notes :

1) Partial Adjustment of permanent income (Gardes, 1990), annual data, 1948-1969 (adjustment parameter $\beta = 0.603$).

2) Idem, 1970-1989 ($\beta = 0.665$).

3) The evolution is not clear : - 17 % for the first part of the population, + 13 % after the median.

These correspondences have been also tested on the income elasticities computed on british data (Gardes, 1984, tables p. 546, 557, 563) for 13 functional groups of commodities ; for six cases, the implications are strongly verified, for five other cases weakly verified (one of the two in equalities being verified but not very significantly) and just one case (services, for which the time series income elasticities are weaker - around 0.9 - than those generally obtained) does not confirm the correspondence.

Two explanations can be proposed :

- (i) As households progress in the income distribution during their life cycle, a great relative income elasticity (indicating a strong social differentiation of households expenditures) : $e_{Yr} > 1 > e_{Yc}$, such as for durables, make the time - series elasticities rise, as they are a mix between cross-section and time-series income variations (Gardes, 1985) : the income variations are used in an income class j as well to maintain the budget shares of the good, and to allow the rise of this share for households coming from the preceding income classes.
- (ii) It can be shown by our estimations on four groups of goods, as well as by other estimations (Gardes, 1984 : 9 cases versus 3) that the hierarchy between relative and current income elasticities corresponds to the same hierarchy between short-term and long-term time-series elasticities. One may remark that this is verified also for income elasticities of total expenses : $e_{Yc} < 1 \sim e_{Yr}$ and $e_{sT} < 1 \sim e_{LT}$. So, under hypotheses :¹

$$(H 1) e_Y = \alpha e_{LT} + (1 - \alpha) e_{ST} \text{ with } Y = Y_{LT} + Y_{ST} \text{ and } \alpha = \frac{\partial Y_{LT}}{\partial Y} \text{ (Gardes, 1985).}$$

$$(H 2) e_{Yc} = e_{LT}$$

$$(H 3) e_{Yr} = e_{ST}$$

$$\text{one obtains : } \frac{\partial e_{Yc}}{\partial Y_r} = - \frac{\partial e_{Yr}}{\partial Y_c}$$

which supports partly the correspondence between elasticities and their variations. More precise implications can be obtained from hypotheses on the households' income expectation processes (adaptive or regressive, Gardes-Madre, 1991) connected with Duesenberry's ratchet effects and Deaton's non anticipated price effect.

¹ The windfall incomes being used to jump to the new expenditures structure for a household which progress in the income distribution.

CONCLUSION

These pseudo-panel data, although characterized by a limited span (three points) and strong macroeconomic evolutions during this period (1982-1990), allows us to obtain interesting results :

- (i) the estimation procedure used for cross-section (comparing similar cells by filters or adjustments) and time-series (with a multiplicative error component specification to take into account heteroscedasticity) results in correct estimates for the two types of income elasticities ;
- (ii) the time-series elasticities are very different from the cross-section ones, as concerns their levels and their variations ;
- (iii) some systematic patterns seem to bind these elasticities.

This analysis will be resumed with three more surveys (1969, 1974, 1978) and a detailed functional classification in 23 groups of commodities.

References

- . **Blundell R., Browning M., Meghir C.** (1989) A micro econometric model of intertemporal substitution and consumer demand. Discussion paper in economics 89-11, University college London.
- . **Browning M., Deaton A. Irish M.** (1985). A profitable approach to labour supply and commodity demands over the life cycle. *Econometrica* 53 : 503-543.
- . **Deaton A.** (1985). Panel data from time series of cross-sections. *Journal of Econometrics* 30 : 109-126.
- . **Deaton A., J., Muellbauer** (1980). An almost Ideal demand System, *American economic Review* 65.
- . **Dickens W.T.** (1990). Error components in grouped data : Is it ever worth weighting ? *The Review of economics and statistics* : 328-333.

- . **Friedman, M.**, (1957). A theory of the consumption function, Princeton University Press.
- . **Gardes, F.** (1984). Variation des ensembles de choix, évolution des différents types de revenu et comportements de consommation, Thesis for the Doctorat d'Etat, University Paris IX.
- . **Gardes, F.** (1985). Transversal and temporal effects of income variations on consumptions : a theory and its test an british data, LSE seminar, 5 February.
- . **Gardes, F., Combris, P.** (1992). The incr ing marginal utility of income : empirical findings on French individual data, Cahier de Recherche du CREDOC, 28, février, 9ème Journées de Microéconomie Appliquée, Strasbourg, juin et Congress of the European Economic Association, Dublin, August.
- . **Gardes, F., Madre, J.L.** (1991). Les anticipations des ménages dans les enquêtes de Conjoncture, Economie et Prévision, n° 3.
- . **Gardes, F., Lévy, D.** (1992). Estimation of income elasticities by a Hodrick-Prescott smoothing of Engel curves, Cahier de Recherche du CREDOC, n° 28, février ; Document CEPREMAP, février.
- . **Moulton B.R.** (1986). Random group effects and the precision of regression estimates, Journal of Econometrics, 32 : 385-397.
- . **Packes A.** (1983). On group effects and errors in aggregation, Review of Economics and Statistics 65 : 168-173.
- . **Phan, D.L.** (1967). Effets de structure et mécanisme de prix dans la demande d'exportation, thèse d'Etat, Université de Paris.

Appendix 1

**SMOOTHING WHITTAKER-HENDERSON PROGRAMS ON A NON UNIFORM
VARIABLE (from Gardes-Lévy, 1992)**

FILTERING ON ADJACENT HOUSEHOLDS ACCORDING TO THEIR RELATIVE INCOME

The objective to minimize by choosing n filtered values \bar{y}_i is :

$$\underset{(\bar{y}_i)}{\text{Min } D} \text{ with } D = \left[\sum_{i=1}^n w_i (y_i - \bar{y}_i)^2 + \lambda \sum_{i=3}^n \frac{1}{3} (w_i + w_{i-1} + w_{i-2}) \left(\frac{\bar{y}_i - \bar{y}_{i-1}}{x_i - x_{i-1}} - \frac{\bar{y}_{i-1} - \bar{y}_{i-2}}{x_{i-1} - x_{i-2}} \right)^2 \right]$$

where y_i is the variable to smooth : $y_i = \bar{y}_i + \hat{y}_i$;

$w_i = \frac{N_i}{N}$, N_i being the size of cell i and $N = \sum_i N_i$ the size of the whole survey ;

λ is a weighting parameter between the two terms of the objective function.

When $\lambda = 0$, the filter gives $\bar{y}_i = y_i$ with a maximal change of the MPC ; when $\lambda = \infty$, one obtains a linear adjustment of y on x .

Notation : $A_i = \frac{1}{3} (w_i + w_{i-1} + w_{i-2})$

$$B_i = \frac{1}{x_i - x_{i-1}}$$

The second term becomes : $\lambda \sum_{i=3}^n A_i [\bar{y}_i B_i - \bar{y}_{i-1} (B_i + B_{i-1}) + \bar{y}_{i-2} B_{i-1}]^2$

The objective function being quadratic in \bar{y}_i , the first order conditions afford the solution of the minimisation program ; one has to consider separately the two first and the two last conditions which concern only one or two of the three expressions constrained in the general condition (c) :

$$a) \frac{\partial D}{\partial \bar{y}_1} = 0 \Rightarrow -\frac{w_1}{\lambda} (y_1 - \bar{y}_1) + A_3 (\bar{y}_3 B_3 - y_2 (B_3 + B_2) + \bar{y}_1 B_2) B_2 = 0$$

$$\Rightarrow \frac{w_1}{\lambda} y_1 = \bar{y}_1 \left(A_3 B_2^2 + \frac{w_1}{\lambda} \right) - \bar{y}_2 A_3 B_2 (B_3 + B_2) + \bar{y}_3 A_3 B_2 B_3 \quad (1)$$

$$\begin{aligned}
\text{b) } \frac{\partial D}{\partial \bar{y}_2} = 0 &\Rightarrow -\frac{w_2}{\lambda} (y_2 - \bar{y}_2) - A_3 (B_3 + B_2) [\bar{y}_3 B_3 - y_2 (B_3 + B_2) + \bar{y}_1 B_2] \\
&+ A_4 B_3 [\bar{y}_4 B_4 - \bar{y}_3 (B_4 + B_3) + \bar{y}_2 B_3] = 0 \\
\Rightarrow \frac{w_2}{\lambda} y_2 &= -\bar{y}_1 A_3 (B_3 + B_2) B_2 + \bar{y}_2 \left[A_3 (B_3 + B_2)^2 + A_4 B_3^2 + \frac{w_2}{\lambda} \right] \\
&- \bar{y}_3 [A_3 (B_3 + B_2) B_3 + A_4 B_3 (B_4 + B_3)] + \bar{y}_4 A_4 B_3 B_4
\end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned}
\text{c) } \frac{\partial D}{\partial \bar{y}_i} = 0 &\Rightarrow -\frac{w_i}{\lambda} (y_i - \bar{y}_i) + A_i [\bar{y}_i B_i - \bar{y}_{i-1} (B_i + B_{i-1}) + \bar{y}_{i-2} B_{i-1}] B_i \\
&- A_{i-1} [\bar{y}_{i-1} B_{i-1} - \bar{y}_i (B_{i-1} + B_i) + \bar{y}_{i-1} B_i] (B_{i-1} + B_i) \\
&+ A_{i+2} [\bar{y}_{i-2} B_{i+2} - \bar{y}_{i+1} (B_{i+2} + B_{i+1}) + \bar{y}_i B_{i+1}] B_{i+1} \\
\Rightarrow \frac{w_i}{\lambda} y_i &= \bar{y}_{i-2} A_i B_{i-1} B_i - \bar{y}_{i-1} [A_i (B_i + B_{i-1}) B_i + A_{i+1} B_i (B_{i+1} + B_i)] \\
&+ \bar{y}_i \left[A_i B_i^2 + A_{i-1} (B_{i+1} + B_i)^2 + A_{i+2} B_{i+1}^2 + \frac{w_i}{\lambda} \right]
\end{aligned} \quad (3)$$

$$+ y_{i+2} A_{i+2} B_{i+2} B_{i+1} - \bar{y}_{i+1} [A_{i+2} (B_{i+2} + B_{i+1}) B_{i+2} + A_{i+1} B_{i+1} (B_{i+1} + B_i)]$$

$$\begin{aligned}
\text{d) } \frac{\partial D}{\partial \bar{y}_{n-1}} = 0 &\Rightarrow -\frac{w_{n-1}}{\lambda} (y_{n-1} - \bar{y}_{n-1}) + A_{n-1} [\bar{y}_{n-1} B_{n-1} - \bar{y}_{n-2} (B_{n-1} + B_{n-2}) + \bar{y}_{n-3} B_{n-2}] B_{n-1} \\
&- A_n [\bar{y}_n B_n - y_{n-1} (B_n + B_{n-1}) + \bar{y}_{n-2} B_{n-1}] (B_n + B_{n-1}) \\
\Rightarrow \frac{w_{n-1}}{\lambda} y_{n-1} &= \bar{y}_{n-3} A_{n-1} B_{n-2} B_{n-1}
\end{aligned} \quad (4)$$

$$- \bar{y}_{n-2} [A_{n-1} (B_{n-1} + B_{n-2}) B_{n-1} + A_n B_{n-1} (B_n + B_{n-1})]$$

$$+ \bar{y}_{n-1} \left[A_{n-1} B_{n-1}^2 + A_n (B_n + B_{n-1})^2 + \frac{w_{n-1}}{\lambda} \right]$$

$$- \bar{y}_n A_n B_n (B_n + B_{n-1})$$

$$\begin{aligned}
e) \frac{\partial D}{\partial y_n} = 0 &\Rightarrow -\frac{w_n}{\lambda} (y_n - \bar{y}_n) + A_n (\bar{y}_n B_n - \bar{y}_{n-1} (B_n + B_{n-1}) + \bar{y}_{n-2} B_{n-1}) B_n = 0 \\
&\Rightarrow \frac{w_n}{\lambda} y_n = \bar{y}_{n-2} A_n B_{n-1} B_n - \bar{y}_{n-1} A_n (B_n + B_{n-1}) B_n \\
&\quad + \bar{y}_n \left[A_n B_n^2 + \frac{w_n}{\lambda} \right]
\end{aligned} \tag{5}$$

Equation (1) to (5) can be written $y = M \bar{y}$, with M a symmetric ($n \times n$) matrix made of five diagonal and sub-diagonals which can be efficiently inverted taking into account its particular structure.

One obtains the filtered series : $\bar{y} = M^{-1}y$

Definition of $M = (a_{ij})$:

$$\begin{aligned}
a(1,1) &= \left(A_3 B_2^2 / \frac{w_1}{\lambda} \right) + 1 \\
a(1,2) &= -A_3 B_2 (B_3 + B_2) \cdot \frac{\lambda}{w_1} \\
a(1,3) &= A_3 B_2 B_3 \cdot \frac{\lambda}{w_1} \\
a(1,j) &= 0 \text{ for } j \geq 4 \text{ by equation (1), and so on for the other equations which define} \\
&a(2,j), a(i,j), a(n-1,j), a(n,j).
\end{aligned}$$

This smoothing method can be applied as well for data consisting of similar households (defined by various discriminant variable such as sex, human capital...) pertaining to two adjacent income classes : for instance for the Canadian data, it consists to apply it independently for each type of household.

FILTERING ACROSS SIMILAR HOUSEHOLDS OF TWO ADJACENT INCOME CLASSES

$$\min_{y_i} D = \sum_{i=1}^n w_i (y_i - \bar{y}_i)^2 + \lambda \sum_{i=37}^n A_i \left(\frac{\bar{y}_i - \bar{y}_{i-18}}{x_i - x_{i-18}} - \frac{\bar{y}_{i-18} - \bar{y}_{i-36}}{x_{i-18} - x_{i-36}} \right)^2$$

with

$$A_i = \frac{1}{3} (w_i + w_{i-18} + w_{i-36})$$

$$B_i = \frac{1}{x_i - x_{i-18}}$$

the second term becomes :

$$\lambda \sum_{i=37}^{11} A_i (\bar{y}_i B_i - \bar{y}_{i-18} (B_i + B_{i-18}) + \bar{y}_{i-36} B_{i-18})^2$$

$$a) \frac{\partial D}{\partial y_k} = 0 \Rightarrow \frac{w_k}{\lambda} y_k = \bar{y}_k \left[\frac{w_k}{\lambda} + A_{36+k} B_{18+k}^2 \right]$$

$$\text{for } k = 1 \text{ to } 18 \quad - \bar{y}_{18+k} A_{36+k} B_{18+k} (B_{36+k} + B_{18+k}) \\ + y_{36+k} A_{36+k} B_{18+k} B_{36+k}$$

$$b) \frac{\partial D}{\partial \bar{y}_k} = 0 \Rightarrow \frac{w_k}{\lambda} y_k = \bar{y}_k \left[\frac{w_k}{\lambda} + A_{36+k} B_{18+k}^2 - A_{18+k} (B_{18+k} + B_k)^2 \right]$$

$$\text{for } k = 19 \text{ to } 36 \quad + \bar{y}_{36+k} A_{36+k} B_{36+k} B_{18+k} \\ - \bar{y}_{18+k} [A_{36+k} B_{18+k} (B_{36+k} + B_{18+k}) + A_{18+k} B_{18+k} (B_{18+k} + B_k)] \\ - \bar{y}_{k-18} A_{18+k} (B_{18+k} + B_k) B_k$$

$$c) \frac{\partial D}{\partial \bar{y}_k} = 0 \Rightarrow \frac{w_k}{\lambda} y_k = \bar{y}_k \left[\frac{w_k}{\lambda} + A_k B_k^2 - A_{k+18} (B_{k+18} + B_k)^2 + A_{k-36} B_{k+18}^2 \right]$$

$$+ \bar{y}_{k+36} A_{k+36} B_{k+18} B_{k+36} \\ + \bar{y}_{k+18} [A_{k+36} B_{k+18} (B_{k+36} + B_{k+18}) - A_{k+18} - A_{k+18} (B_{k+18} + B_k) B_{k+18}] \\ - \bar{y}_{k-18} [A_{k+18} B_k (B_{k+18} + B_k) - A_k B_k (B_k + B_{k-18})] \\ + y_{k-36} A_k B_{k-18} B_k$$

$$d) \frac{\partial D}{\partial \bar{y}_k} = 0 \Rightarrow \frac{w_k}{\lambda} y_k = \bar{y}_k \left[\frac{w_k}{\lambda} + A_k B_k^2 - A_{k+18} (B_{k+18} + B_k)^2 \right]$$

$$\text{for } k = 325 \text{ to } 342 \quad - \bar{y}_{k+18} A_{k+18} B_{k+18} (B_{k+18} + B_k) \\ + -\bar{y}_{k-18} [A_k (B_k + B_{k-18}) B_k - A_{k-18} B_k (B_{-18} + B_k)] \\ + B_{k-36} A_k B_{k-18} B_k$$

$$e) \quad \frac{\partial D}{\partial \bar{y}_k} = 0 \Rightarrow \frac{w_k}{\lambda} y_k = \bar{y}_k \left[\frac{w_k}{\lambda} + A_k B_k^2 \right]$$

$$\text{for } k = 343 \text{ to } 360 \quad - \bar{y}_{k-18} A_k (B_k + B_{k-18}) B_k$$

$$+ \bar{y}_{k-36} A_k B_{k-18} B_k$$

The resulting matrix M such that $\left(\frac{w_k}{\lambda} y_k \right) = M \bar{y}$ contains five diagonal bands (k, k) , $(k, k+18)$, $(k, k+36)$ corresponding to case (a); $(k+18, k)$ for cases (b), (c), (d), and (e); $(k+36, k)$ for (c), (d), (e).

Appendix 2

**THE ADDING-UP PROPERTY IN DEMAND SYSTEM ANALYSIS :
AN ECONOMETRIC APPROACH**

Consider the linear demand system in the form :

$$\bar{Y}_{ict} = a_i + b_i \bar{Y}_{ct} + \sum_j c_{ij} P_{jt} + \sum_m d_{im} \bar{Z}_{mct} + \bar{\epsilon}_{ict} \quad (1) \quad i = 1, \dots, n; c = 1, \dots, C; t = 1, \dots, T$$

where \bar{Y}_{ict} is the expenditure of good i , by representative household in cluster c in period t , \bar{Y}_{ct} is the representative total outlay, \bar{Z}_{mct} are m socio-economic or demographic characteristics ; $\bar{\epsilon}_{ict}$ represents an error term ; P_{jt} is a price index for good j in period t , a_i , b_i , c_{ij} and d_{im} are parameters.

Since $\sum_i \bar{Y}_{ict} = \bar{Y}_{ct}$ for all c and t , we have the adding-up restrictions on the above model :

$$\sum_i a_i = 0, \sum_i b_i = 1, \sum_i c_{ij} = 0 \text{ and } \sum_i d_{im} = 0 \quad (2).$$

Hence, the adding-up restrictions (2) may be formulated in matrix notation as :

$$[S'_n \otimes I_k] \beta = L$$

where S'_n is the unit vector of order n , β the $nk \times 1$ vector and L is a vector of the form¹ :

$$L = \begin{bmatrix} 1 \\ O_{k-1} \end{bmatrix}$$

From (12) it follows that :

$$\begin{aligned} (S'_n \otimes I_k) \hat{\beta} &= (S'_n \otimes I_k) (I_n \otimes (\bar{X} \cdot B^{-1} \bar{X})^{-1} \bar{X} \cdot B^{-1}) \bar{Y} \\ &= [S'_n \otimes (\bar{X} \cdot B^{-1} \bar{X})^{-1} \bar{X} \cdot B^{-1}] \bar{Y} \\ &= \sum_{i=1}^n (\bar{X} \cdot B^{-1} \bar{X})^{-1} \bar{X} \cdot B^{-1} \bar{Y}_i \\ &= (\bar{X} \cdot B^{-1} \bar{X})^{-1} \bar{X} \cdot B^{-1} \sum_{i=1}^n \bar{Y}_i \end{aligned}$$

$$\sum_i \bar{Y}_i \text{ may be replaced by the expression : } \sum_i \bar{Y}_i = \bar{X} \cdot L$$

¹ β_i is arranged to have β_i in the first row ; at the same time $\bar{X} \cdot$ is arranged to have \bar{Y}_{ct} in the first column.

it follows that : $\sum_i \hat{\beta}_i = (\bar{X}' B^{-1} \bar{X})^{-1} \bar{X}' B^{-1} \bar{X} L = L$

So GLS estimates satisfy adding up automatically. Similarly, the argument can be extended to models in budget share forms, such as AIDS of A. Deaton and J. Muellbauer (1980).

Appendix 3

EMPIRICAL RESULTS

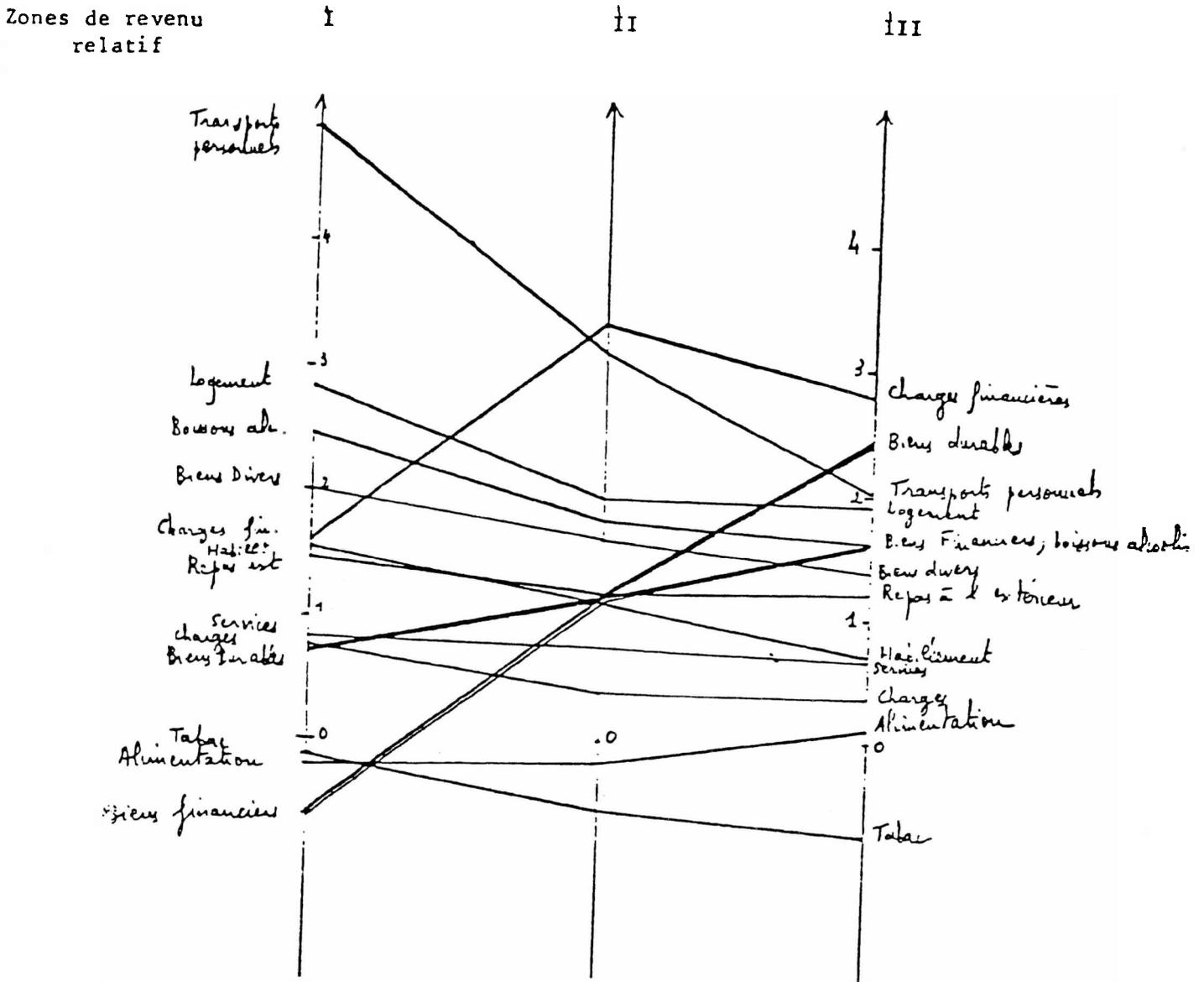
1. British aggregate data (Introduction):

Table 1 : Income elasticities of 13 groups of commodities
(U.K., 1959-1980)

Income elasticities Commodities	Transversal elasticity e_T	Temporal permanent- income elasticity. e_P	$e_T < e_P$	$\frac{e_T - e_P}{\sigma e_T + \sigma e_P}$
Food in home	0.22/0.41	0.20/0.35	NO	12.77
Meals bought away from home	1.59/1.98	1.05	NO	5.13
Alcoholic drink	1.37/1.55	1.60	YES	2.70
Tobacco	0.34/0.95	-0.60/-0.30	NO	5.84
Housing	0.17/0.26	1.00/2.00	YES	-12.36
Fuel, light, power	-0.17/-0.13	0.40/0.80	YES	-1.79
Clothing	1.10/1.53	1.00	NO	3.98
Durable household goods	1.33/1.56	1.80	YES	-1.91
Purchase of vehicles	2.41/3.79	2.30	NO	0.71
Others goods	1.18/1.33	1.65	YES	-1.00
Services	1.11/1.49	0.80/1.40	?	1.63
Financial arrangements for dwelling	2.03/3.17	3.10	?	0.73
Other financial goods	2.05/2.26	1.40	NO	2.17

Note : These elasticities have been determined by different methods the extreme estimations of which are presented in the three first columns of the table. The fourth column is concerned with two particular estimations of these elasticities.

GRAPHIQUE 2 : Hiérarchie des élasticité-revenu tendancielle des trois zones de revenu relatif.



Postes dont la diffusion entre zones :

I et II

II et III

- s'accroît fortement : Biens durables
du logement
Charges financières
Biens financiers

- Biens durables
Biens financiers

- diminue : Transports personnels

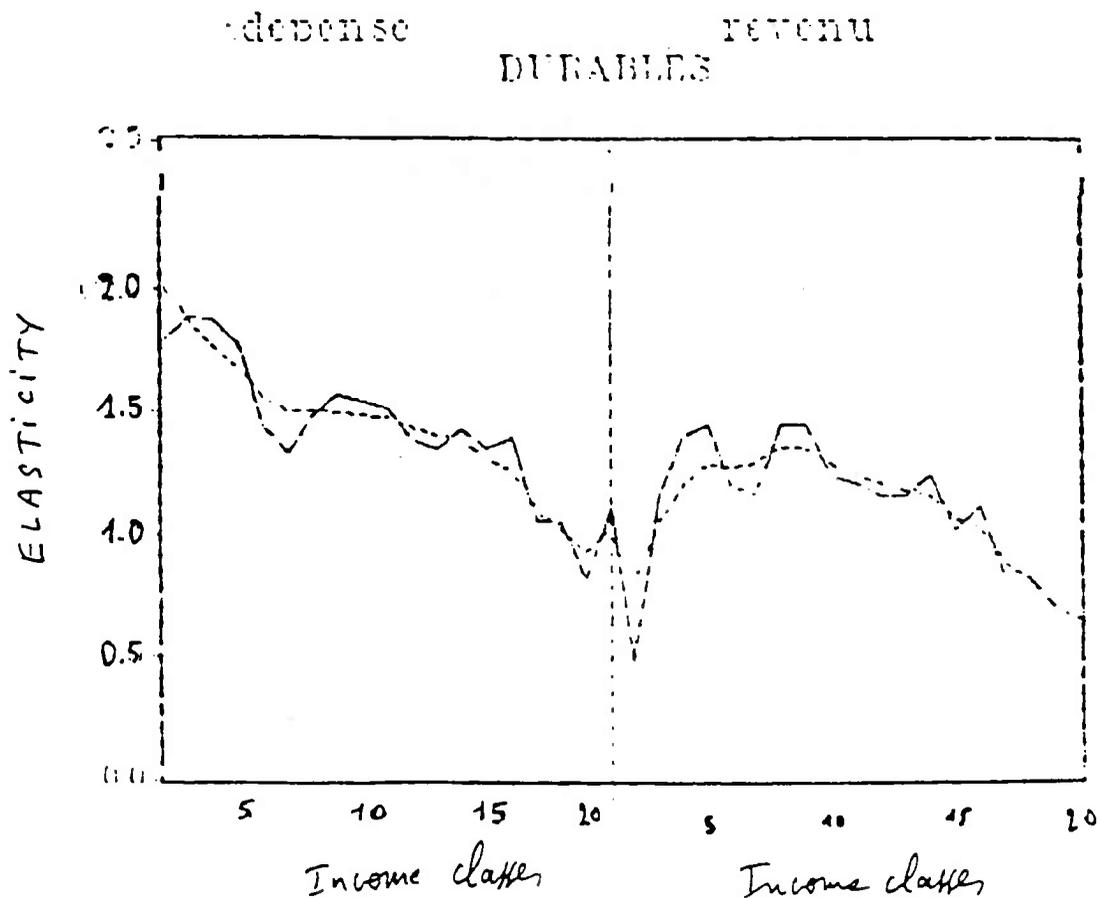
- Transports personnels

2. Cross-section elasticities (1986 Canadian survey): part II

ELASTICITIES ON 20 INCOME CLASSES

A. Arc elasticities on Filtered data :

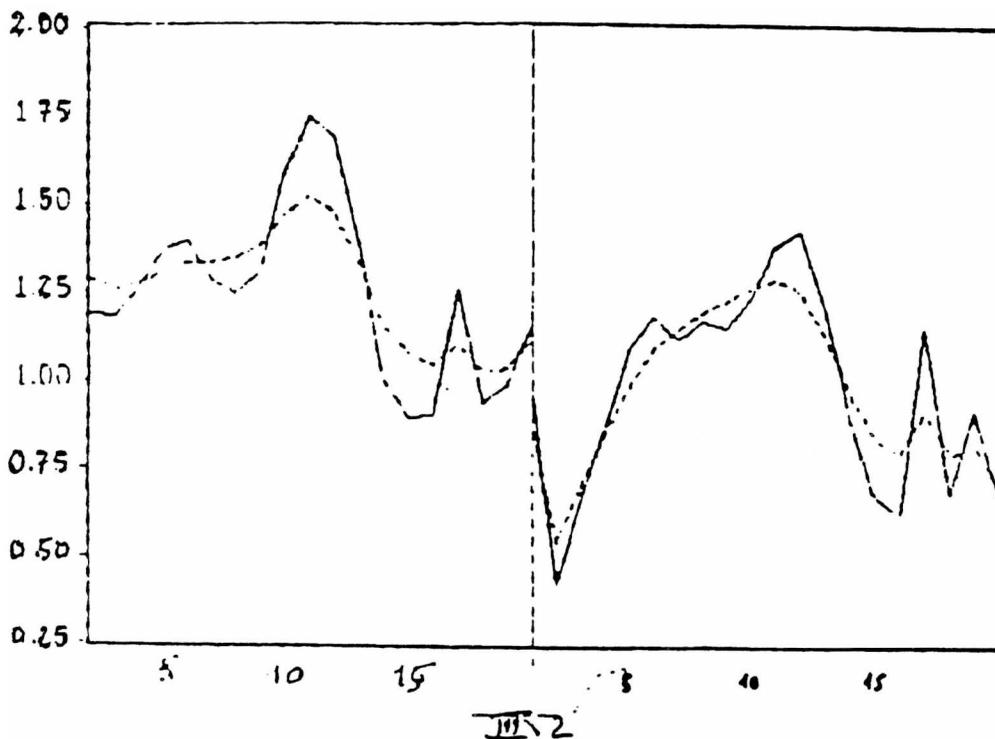
The elasticities are shown for two values of λ : $\lambda = 10^7$ and $\lambda = 5 \times 10^7$, and are computed on total expense and income.



$Y = \text{depense}$

$Y = \text{revenu}$

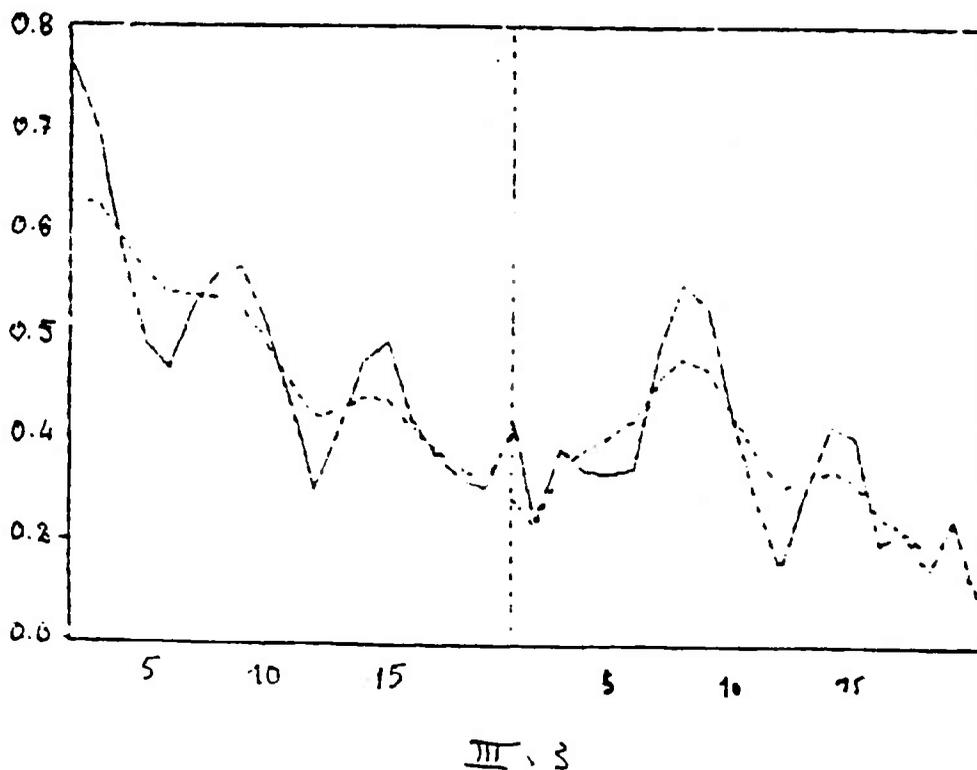
SEMI-DURABLES



$Y = \text{depense}$

$Y = \text{revenu}$

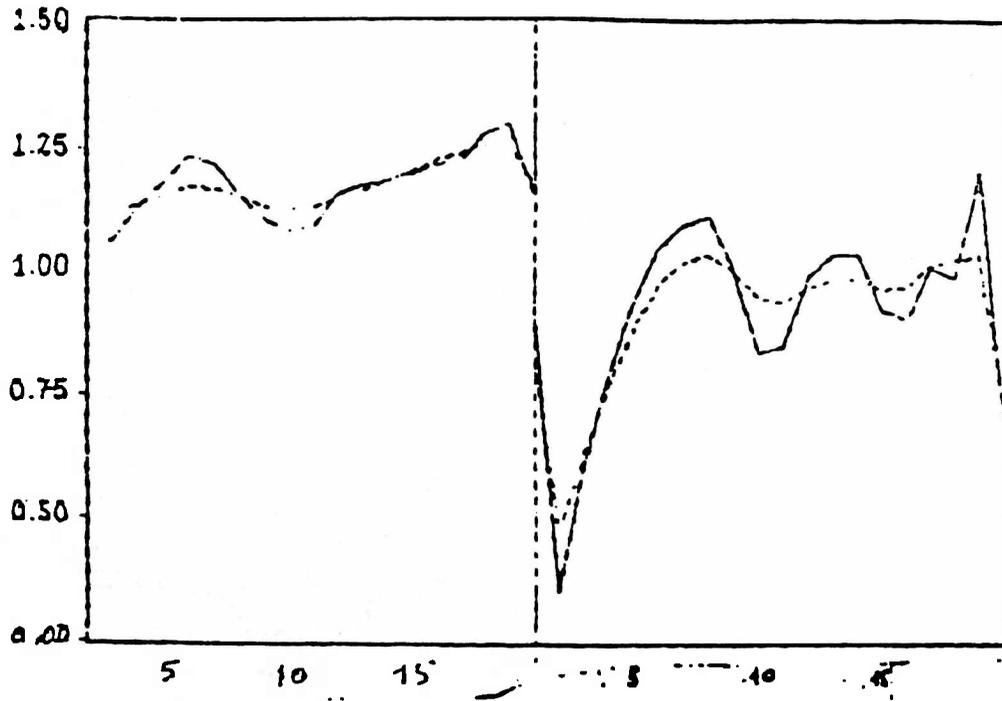
NON-DURABLES



Y = depense

Y = revenu

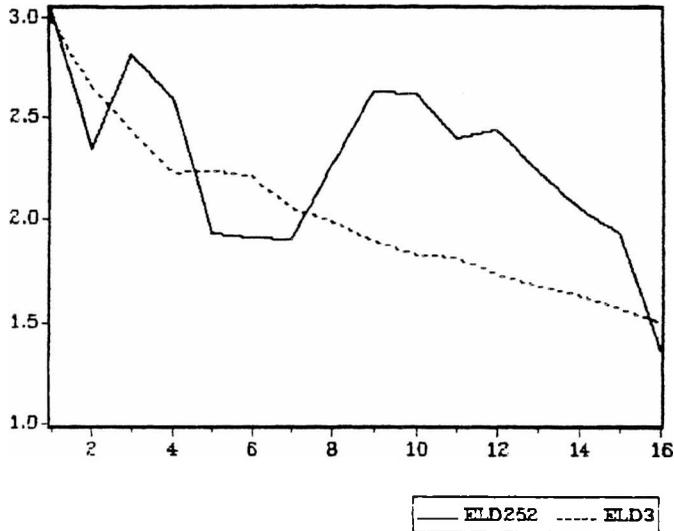
SERVICES



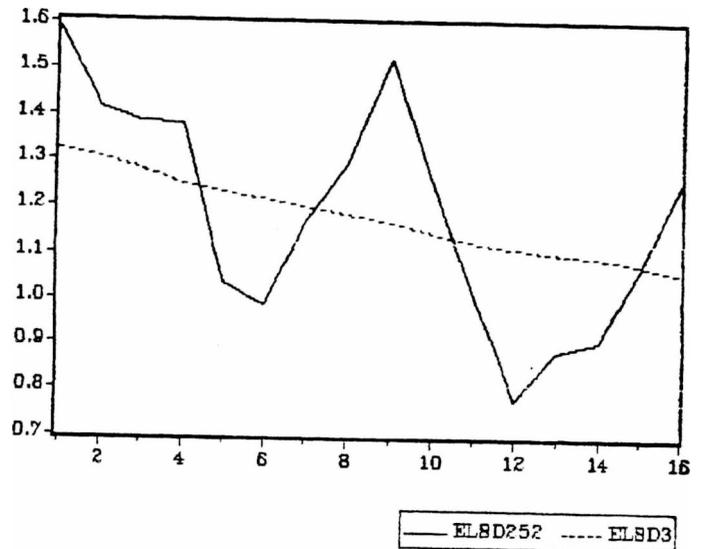
III. 4

B. Adjustment elasticities on 360 calls of 1986 survey.

DURABLES

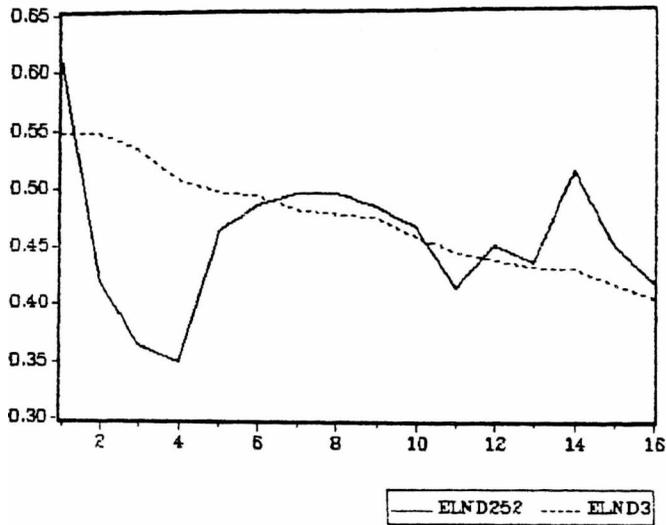


SEMI - DURABLES

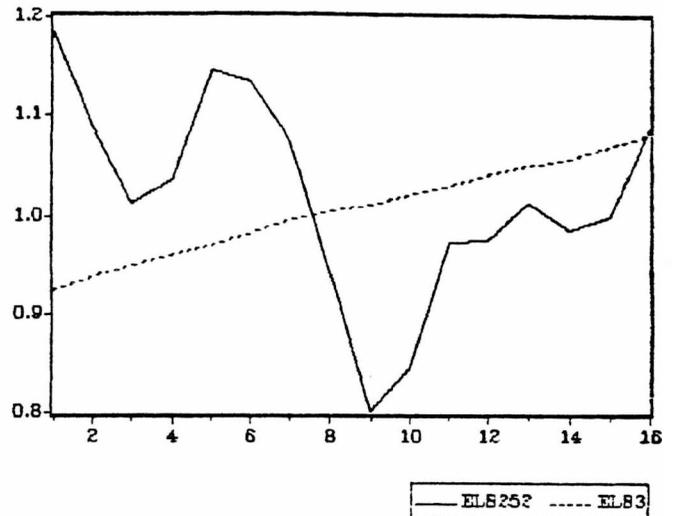


obs	CELL	ELD3	ELD252	ELSD252	ELSD3
1	1.500000	2.995979	3.037295	1.585810	1.585810
2	2.600000	2.647696	2.346314	1.415067	1.415067
3	3.700000	2.429869	2.821154	1.383040	1.383040
4	4.800000	2.223848	2.592439	1.379230	1.379230
5	5.900000	2.237566	1.929854	1.033604	1.033604
6	6.100000	2.206957	1.915587	0.984672	0.984672
7	7.110000	2.053246	1.900356	1.163492	1.163492
8	8.120000	1.992447	2.265987	1.293896	1.293896
9	9.130000	1.895740	2.622408	1.521312	1.521312
10	10.14000	1.826461	2.608622	1.259054	1.259054
11	11.15000	1.817047	2.387063	1.013244	1.013244
12	12.16000	1.734126	2.426852	0.775244	0.775244
13	13.17000	1.681204	2.235931	0.878637	0.878637
14	14.18000	1.634931	2.055672	0.903042	0.903042
15	15.19000	1.568489	1.929301	1.062859	1.062859
16	16.20000	1.502432	1.363597	1.251660	1.251660

NON - DURABLES



SERVICES



obs	CELL	ELND3	ELND252	ELS252	ELS252
1	1.500000	0.548391	0.608224	1.184434	1.184434
2	2.600000	0.547487	0.419424	1.089120	1.089120
3	3.700000	0.533441	0.364723	1.013275	1.013275
4	4.800000	0.507677	0.349232	1.035928	1.035928
5	5.900000	0.497361	0.463736	1.145927	1.145927
6	6.100000	0.492628	0.466130	1.132798	1.132798
7	7.110000	0.462913	0.496734	1.072400	1.072400
8	8.120000	0.478308	0.496399	0.943099	0.943099
9	9.130000	0.475455	0.485125	0.802479	0.802479
10	10.14000	0.458631	0.466865	0.845022	0.845022
11	11.15000	0.445895	0.413709	0.974312	0.974312
12	12.16000	0.438643	0.452655	0.976449	0.976449
13	13.17000	0.432666	0.435751	1.012349	1.012349
14	14.18000	0.430814	0.515275	0.985074	0.985074
15	15.19000	0.417644	0.451436	0.998441	0.998441
16	16.20000	0.405901	0.419492	1.086391	1.086391

3. Time-series elasticities on pseudo-panel data (part III) :

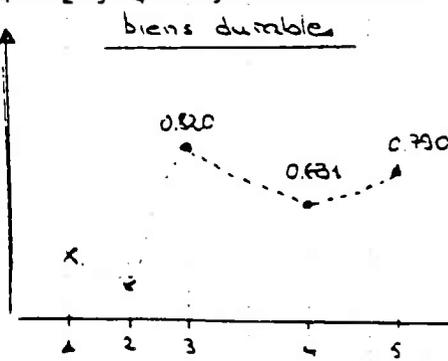
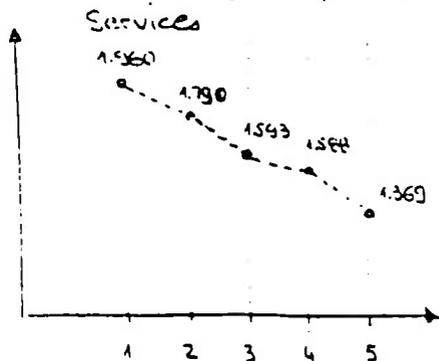
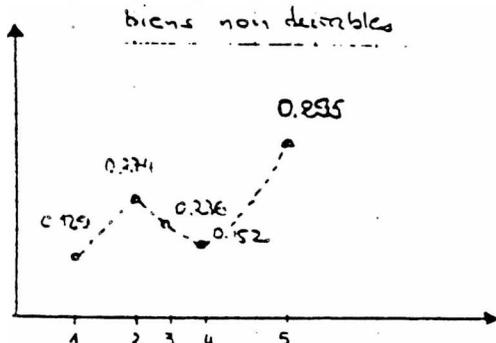
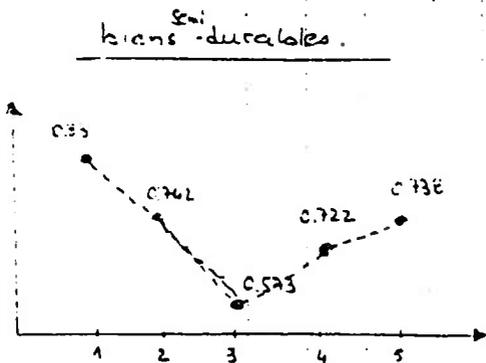
Elasticités revenu par groupe de produits, méthode V multiplicative

	1 ^o quintile	2 ^o quintile	3 ^o quintile	4 ^o quintile	5 ^o quintile
durables	-	-	0.820	0.631	0.790
Semi-durables	0.83	0.742	0.573	0.722	0.738
non durables	0.129	0.274	0.236	0.152	0.295
Services	1.960	1.790	1.593	1.588	1.369

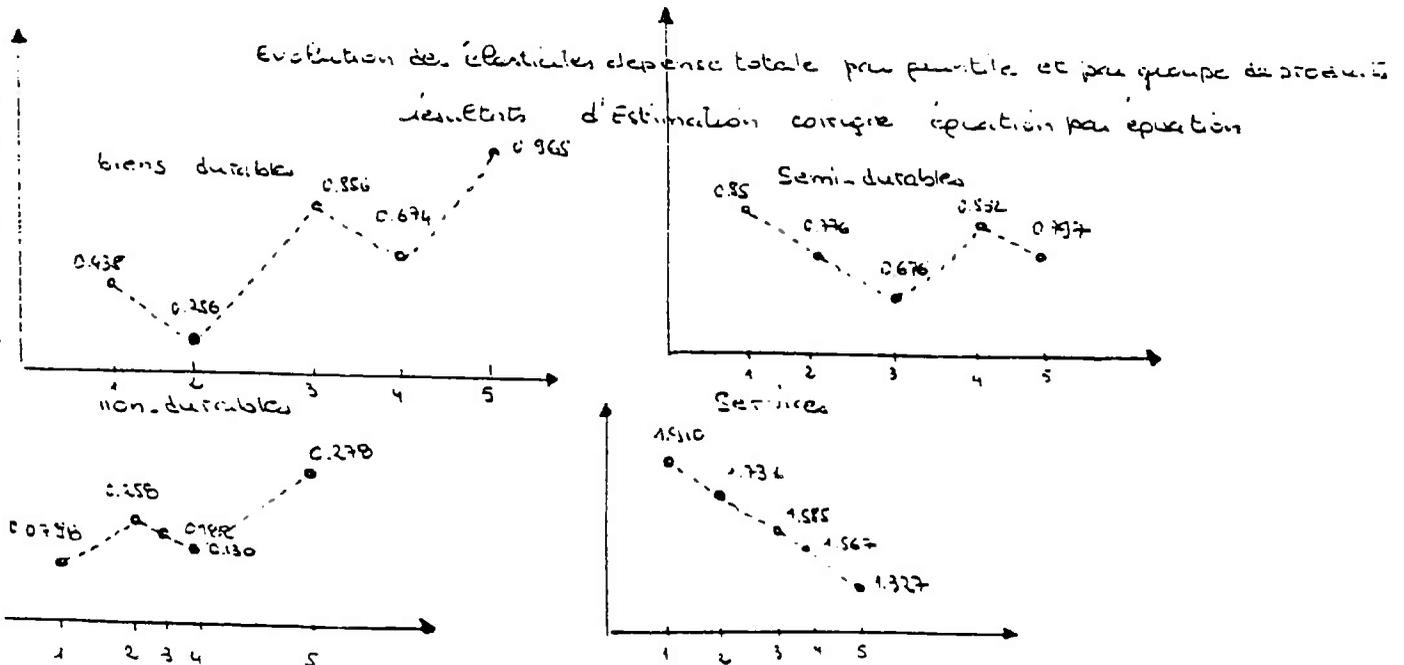
estimation équation / équation $V = 2 \sum \Omega \Sigma \Gamma$ avec $\Sigma = \text{diag}(\sigma_i)$

	1 ^o quintile	2 ^o quintile	3 ^o quintile	4 ^o quintile	5 ^o quintile
durables	0.438	0.256	0.586	0.674	0.965
Semi-durables	0.85	0.776	0.676	0.832	0.797
Non-durables	0.0798	0.258	0.188	0.130	0.278
Services	1.910	1.731	1.585	1.567	1.327

Représentation graphique : évolution des élasticité dépenses totales par quintile



Estimation 5° pointile	NC Pondéré		$V = 2 \sum \sigma_c \cdot I_T$		$V = 2 \sum \sigma_c \cdot I_T$	
	Paramètre	t. Student	Paramètre	t. Student	Paramètre	t. Student
durables	0.1234	3.53	0.103	6.133	0.1257	5.95
DDEP	574.506	1.355	-287.62	-0.852	-27.086	-0.07
DU	-38.548	-0.161	47.993	0.502	-111.947	-0.865
DP1						
Semi-durables						
DDEP	0.0918	8.37	0.0815	12.76	0.0879	11.687
DU	-108.613	0.825	-134.364	1.106	206.754	1.534
DP2	-13.023	-0.181	67.52	1.86	24.305	0.548
non durables						
DDEP	0.0547	5.499	0.062	6.29	0.0586	5.49
DU	-203.388	-1.66	-149.253	-0.82	-189.26	-0.967
DP3	902.349	14.28	844.751	15.097	867.33	14.25
Services						
DDEP	0.731	16.0627	0.7536	38.88	0.729	30.17
DU	-476.508	-0.855	302.383	0.766	9.653	0.0218
DP4	-858.127	-2.952	-952.352	-3.263	-787.779	-5.742



**SUIVRE LE COMPORTEMENT AUTOMOBILE DES MÉNAGES
AU COURS DE LEUR CYCLE DE VIE
Un exemple d'analyse longitudinale**

Jean Loup MADRE
Directeur de Recherche
INRETS- DEST et CREDOC

Caroline GALLEZ
Doctorante
INRETS - DEST

INTRODUCTION

Depuis une dizaine d'années, nous nous intéressons aux Enquêtes de Conjoncture auprès des Ménages de l'INSEE (voir encadré 1 page 2). Au CREDOC puis à l'INRETS, c'est le thème "les ménages et l'automobile" (voir T. Lambert et J.L. Madre [1989a] et [1989b] et J.L. Madre et T. Amatusse [1984] et [1986]) qui a tout d'abord suscité notre intérêt pour cette source statistique trop méconnue et insuffisamment exploitée. Puis, en passant par les intentions d'achat (F. Gardes et J.L. Madre [1988]), nous avons développé des recherches sur les processus d'anticipation, notamment à propos de l'inflation (F. Gardes et J.L. Madre [1991]).

En dehors de nos propres recherches, nous exploitons cette source pour la Commission des Comptes Transport de la Nation (séries de kilométrage, répartition des véhicules utilisés pour différents motifs,...) ou pour les recherches de collègues (travaux de la Direction de la Prévision sur les taux de survie des véhicules, recherche du Laboratoire d'Economie des Transports sur la mobilité des personnes âgées (P. Pochet [1992])). Malgré son ancienneté et les contraintes de continuité statistique, cette enquête n'est pas un outil figé. Les discussions entre l'INSEE et le ministère des Transports menées dans le cadre du CEDIT (Comité d'Evaluation et de Diffusion de l'Information sur les Transports) ont abouti à une rénovation substantielle de la partie "Automobile" du questionnaire à partir de 1989 (voir encadré 2 page 3). Par ailleurs, dans un cadre européen harmonisé, la partie proprement conjoncturelle est maintenant réalisée par enquête mensuelle et téléphonique. Il n'est donc pas inutile de se demander ce qu'a apporté l'analyse secondaire à cette source statistique au moment où l'INSEE réfléchit à une refonte de cette enquête.

Plutôt que de dresser un catalogue des nombreux résultats fournis par l'Enquête de Conjoncture, exploitée isolément ou confrontée à d'autres sources (D. Le Menec et J.L. Madre [1991]), nous allons nous intéresser dans cet article à son utilisation dans le cadre de l'étude du comportement d'équipement des ménages en automobile. La première section confronte les estimations obtenues à partir des modèles économétriques traditionnels de diffusion d'un bien durable aux évolutions observées du taux d'équipement. Ces techniques d'analyse transversale se révèlent insuffisantes pour le calcul des projections à long terme de la motorisation. Nous abordons dans la deuxième section les avantages de l'analyse longitudinale, ou suivi du comportement automobile de générations de ménages successives. Cette nouvelle approche se situe au coeur d'un débat qui intéresse depuis longtemps les chercheurs des sciences sociales : démêler dans les comportements les rôles respectifs des facteurs économiques (principalement le revenu) et des facteurs démographiques (âge et génération). Après en avoir discuté l'opportunité, nous présentons les résultats de la projection du taux d'équipement et du parc automobile des ménages à l'horizon 2010.

Encadré 1 : L'ENQUETE I.N.S.E.E. DE CONJONCTURE AUPRES DES MENAGES (ECAM)

Cette enquête, qui est réalisée trois fois par an (aux mois de janvier, mai et octobre) par l'INSEE constitue un outil incomparable d'analyse longitudinale :

- elle est permanente depuis la fin des années 1950, et nous disposons des fichiers depuis 1972 pour l'enquête d'octobre (seulement depuis 1974 pour l'enquête de mai) ;
- elle porte sur des échantillons importants (trois enquêtes par an de 6000 à 8000 ménages), ce qui permet d'obtenir des observations relativement précises sur des sous-populations assez étroites, quitte à regrouper plusieurs enquêtes successives ;
- d'une enquête à l'autre, seulement la moitié de l'échantillon est renouvelée ; pour les ménages ré-interrogés, nous avons rapproché les deux réponses recueillies à un an d'intervalle en octobre ; ceci est particulièrement précieux pour analyser la réalisation des intentions d'achat et la qualité des anticipations ou pour optimiser les calculs de séries statistiques (J. Desabie [1967]).

Il s'agit d'une enquête rapide : l'interview, qui doit être réalisée en présence du chef de ménage, dure environ une demi-heure. Outre la partie générale de description du ménage, d'un intérêt non négligeable pour des travaux démographiques, le questionnaire porte sur :

- les biens durables (réfrigérateur, téléviseur, lave-vaisselle, micro-ordinateur,...) et les intentions d'achat les concernant ; la description des automobiles est particulièrement développée,
- le logement, le téléphone et les télécommunications,
- la perception et les anticipations concernant la conjoncture (niveau de vie des Français, situation de l'emploi, inflation, situation financière du ménage), ainsi que les comportements d'épargne et d'endettement,
- un questionnaire individuel sur les vacances d'hiver (échantillon de mai) ou d'été (échantillon d'octobre).

Toutes les questions sont codées en classes ; la plupart des variables sont donc du type "qualitatif ordonné". Cette méthode de recueil de l'information, certainement réaliste par rapport à la précision que la personne interrogée est capable de fournir, complique le traitement des données, notamment pour le revenu ; nous avons examiné particulièrement ce problème de quantification des réponses qualitatives (F. Gardes et J.L. Madre, [1992]).

Enfin, la géographie est particulièrement importante pour aborder les problèmes de transport [Madre, 1988]. Nous avons donc repéré le plus précisément possible le lieu de résidence des ménages enquêtés ; ce codage, respectant les règles de secret statistique préconisées par la CNIL, est construit à partir des notions de région, d'agglomération et de bassin d'emploi (ZPIU).

Encadré 2 : LES INNOVATIONS DU QUESTIONNAIRE AUTOMOBILE

La partie "Automobile" du questionnaire de l'Enquête INSEE de Conjoncture est particulièrement développée ; elle a été rénovée à partir de mai 1989. Les réponses ont été enrichies pour :

- les motifs d'utilisation des véhicules :
aux trois motifs "faire des courses" (83% des véhicules en 1989-91), "se rendre à son lieu de travail" (58%) et "usage ou déplacements professionnels" (25%), on a ajouté "conduire régulièrement les enfants à l'école" (21%) ; en outre, on a distingué "vacances" (57%) de "promenade, départs en week-end" (79%).
- l'état d'acquisition et les modalités d'achat d'un véhicule :
 - une partie des véhicules déclarés comme "neufs" quand le questionnaire ne proposait que les modalités "d'occasion" et "neuf", apparaissent désormais dans la rubrique "presque neuf, auprès d'un collaborateur de constructeur automobile" (10% en 1988). Par ailleurs, les achats d'occasion sont désormais répartis en "achat d'occasion auprès d'un particulier" et "achat d'occasion auprès d'un professionnel ou d'un garage" (40% en 1988) ;
 - le nouveau libellé de la réponse "leasing..." a fait remonter sa part à un niveau plus proche des chiffres fournis par d'autres sources : 11% des voitures neuves achetées par les ménages. D'autre part, on distingue les véhicules "achetés à l'aide d'un crédit d'un organisme spécialisé dans le crédit automobile" (47% des crédits obtenus pour acheter une voiture en 1988) de ceux qui ont été "achetés à crédit à l'aide d'un prêt bancaire" ;
- le kilométrage annuel moyen :
La nouvelle modalité "n'a pas roulé depuis un an" permet d'estimer à 0,6% environ la part des véhicules qui n'ont pas roulé depuis un an bien qu'ils ne soient pas "définitivement hors d'usage".

Par ailleurs, on connaît maintenant les caractéristiques (âge, sexe, Profession-Catégorie Sociale ou PCS, lien avec le chef de ménage) du conducteur principal de chaque véhicule décrit.

La principale innovation est certainement d'avoir élargi le champ de l'enquête pour y inclure les petits Véhicules Utilitaires (VU) en plus des Voitures Particulières (VP). Pour diverses raisons, l'évaluation du parc VU des ménages a paru excessive dans un premier temps (2,1 millions en 1989) ; elle semble maintenant se stabiliser aux environs de 1,5 million. La prudence s'impose donc quand on modifie un questionnaire. Quoiqu'il en soit, la nouvelle définition du champ de l'enquête - ensemble des véhicules pouvant être conduits avec un permis B (moins de 3,5 t de PTAC) - délimite un ensemble plus vaste où l'on pourra montrer, quand les données auront été accumulées, les relations de complémentarité et de substituabilité entre les différents types de véhicules.

1. ANALYSE ECONOMETRIQUE TRADITIONNELLE DE LA MOTORISATION

Les enquêtes en coupe instantanée constituent un matériau statistique privilégié pour l'analyse des comportements de consommation ; comme le rappelle A. Deaton [1986], elles sont restées jusqu'au début des années 1950 la seule source d'information sur les budgets familiaux. Outre cette antériorité, ces enquêtes peuvent également faire prévaloir une grande richesse et une grande diversité des données recueillies, qui permettent de mieux connaître, d'expliquer et éventuellement de prévoir les comportements de demande des ménages.

1.1. Modéliser la diffusion d'un bien durable

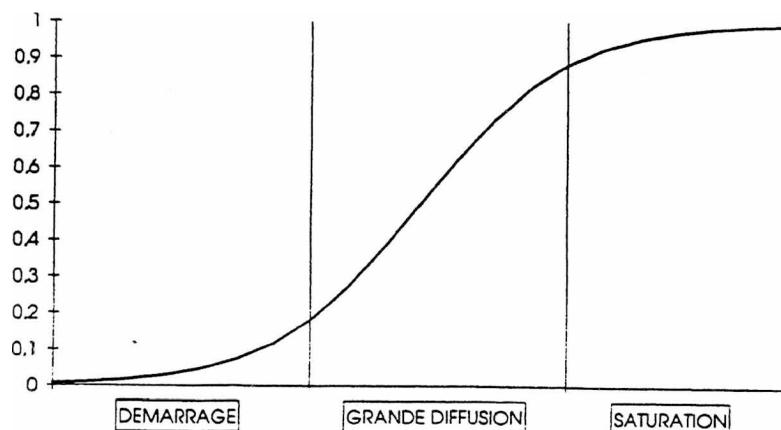
La diffusion d'un bien durable parmi les ménages se mesure par l'évolution du taux d'équipement, ou proportion des ménages possédant le bien étudié (A. Trognon [1978]). L'interprétation de cette évolution fait appel traditionnellement à un effet d'imitation : le nombre de ménages qui s'équipent à l'instant t dépend à la fois du pourcentage x de ménages déjà équipés et du pourcentage $(100-x)$ de ceux qui ne le sont pas encore ; en d'autres termes, la volonté de posséder un bien augmente à mesure de sa diffusion dans la population. L'allure de "courbe en S" de la loi logistique se prête particulièrement bien à la description de l'évolution au cours du temps de la part $\pi(t)$ des ménages équipés :

$$\pi(t) = \frac{k}{1 + \exp(-\alpha(t - \theta))} \quad (1)$$

On distingue graphiquement trois phases essentielles (voir figure 1 ci-après) :

- lorsqu'un nouveau produit apparaît sur le marché, sa diffusion débute relativement lentement : c'est la phase de "démarrage" ;
- puis, à mesure que le bien devient plus populaire, la croissance du taux d'équipement s'accélère ;
- enfin, lorsque les ménages sont presque tous équipés, on observe un début de saturation : le taux d'équipement n'augmente plus que très marginalement.

*Figure 1 : Courbe logistique et effet d'imitation
les trois phases de la diffusion d'un bien durable*



La diffusion d'un bien qui résulterait de l'imitation des ménages équipés par les ménages non équipés est cependant insuffisante pour expliquer la disparité des comportements individuels observés à une date t donnée. C. Thélot [1981] oppose à cette première conception "collective" une seconde interprétation, plus "individuelle", issue du développement des modèles à variables qualitatives en général, et de la théorie des choix discrets en particulier.

Dans la plupart des enquêtes de consommation en coupe instantanée, le niveau d'équipement d'un ménage i en un bien durable particulier, par exemple l'automobile, est mesuré sous forme d'une variable dichotomique Y_i :

$$(2) \quad \begin{aligned} Y_i &= 1 \text{ si le ménage possède au moins un véhicule} \\ Y_i &= 0 \text{ sinon} \end{aligned}$$

Se pose alors le problème du traitement de cette information qualitative. Le principe de modélisation consiste à considérer la variable Y_i comme l'expression visible d'une variable aléatoire Y_i^* continue, et inobservable. On suppose par exemple que l'équipement d'un ménage en automobile dépend de la satisfaction, ou utilité (non directement mesurable) qu'il espère retirer de l'acquisition d'un véhicule ; tant que cette satisfaction Y_i^* est inférieure à celle que lui procure la situation présente, ce ménage ne s'équipe pas ($Y_i=0$) ; dans le cas contraire, il achète le bien ($Y_i=1$).

Au niveau désagrégé, la variable aléatoire Y_i^* est supposée reliée à un ensemble de caractéristiques exogènes X_i du ménage, de nature économique (revenu) ou socio-démographiques (âge ou PCS du chef de ménage, lieu de résidence, ...) par l'équation suivante :

$$(3) \quad Y_i^* = X_i \cdot b + \varepsilon_i$$

où ε_i est le terme d'erreur

Ainsi, la valeur de l'utilité accordée à un véhicule est-elle d'autant plus forte que le revenu disponible du ménage est élevé, et que les besoins de déplacement, déterminés par la PCS du chef de ménage, le lieu de résidence, et divers autres facteurs, sont importants.

La probabilité qu'un ménage s'équipe dépend donc implicitement des caractéristiques X_i , par l'intermédiaire d'une fonction ϕ et d'un vecteur b de paramètres à estimer :

$$(4) \quad \begin{aligned} \text{Prob}[Y_i = 1] &= \phi(X_i \cdot b) \\ \text{Prob}[Y_i = 0] &= 1 - \phi(X_i \cdot b) \end{aligned}$$

Si l'on suppose que ϕ est une fonction logistique, et que le temps figure parmi les variables expliquant la décision d'équipement d'un ménage, alors il est possible de démontrer que la proportion de ménages équipés $\pi(t)$ suit également une loi logistique (voir C. Thélot [1981]).

Cette nouvelle interprétation présente l'avantage de reposer sur des hypothèses explicites et cohérentes de comportement individuel d'équipement, et fonde l'analyse économétrique traditionnelle de l'équipement des ménages en biens durables. Les modèles développés dans

ce cadre sont estimés à partir des données issues des enquêtes en coupe instantanée, qui recueillent - sous forme qualitative et/ou quantitative discrète - des caractéristiques économiques (revenu) et socio-démographiques des ménages.

L'Enquête de Conjoncture Auprès des Ménages de l'INSEE (ECAM) constitue à cet égard un matériau statistique de qualité, et nous nous intéresserons plus particulièrement dans la suite de cet article à son utilisation en matière d'analyse et de projection du taux d'équipement des ménages en automobile (nous rappelons dans l'encadré 3 ci-dessous les définitions du taux d'équipement et du taux de motorisation).

Encadré 3 : DE L'EQUIPEMENT A LA MOTORISATION

- Le *taux d'équipement des ménages* en automobile est égal au pourcentage de ménages possédant au moins un véhicule,
- Le *taux de motorisation* des ménages est égal au nombre moyen de véhicules par adulte.

Le premier indicateur se contente de distinguer les ménages non-équipés des autres. Le second prend en compte :

- le développement de la seconde voiture qui explique actuellement l'essentiel de la croissance du parc ;
- l'évolution de la structure des ménages, caractérisée par une baisse tendancielle du nombre moyen d'adultes par ménage.

1.2. Le modèle à seuil de revenu

La première étape de la spécification des modèles d'analyse de l'équipement en automobile consiste à identifier les déterminants principaux du comportement des ménages. D'après une analyse de la variance menée sur les données issues des ECAM sur les trois sous-périodes 1977-1981, 1982-1986, et 1987-1991, le revenu apparaît comme l'un des facteurs les plus discriminants en coupe instantanée (voir tableau 1 ci-dessous). On notera cependant que si l'effet propre du revenu - mesuré par la part de variabilité du taux individuel de motorisation qu'il explique - est prépondérant sur la période 1977-1991, tel n'est plus le cas en 1982-1986, où l'âge du chef de ménage le devance légèrement. Il faut également rappeler que la baisse tendancielle du pourcentage de variance expliquée par le revenu est en partie masquée par l'ajout de deux tranches supplémentaires en 1988, qui augmente mécaniquement l'effet estimé. L'importance de la catégorie de commune, marginale jusqu'en 1986, devient plus sensible sur la dernière sous-période.

Tableau 1
Importance relative des principaux déterminants de la motorisation des ménages
(en % de variabilité expliquée)

Variable explicative	1977-1981	1982-1986	1987-1991
Revenu disponible du ménage	19 %	15 %	15 %
Age du chef de ménage	18 %	17 %	15 %
Niveau d'études du répondant	13 %	12 %	12 %
Catégorie de commune de résidence	0,8 %	0,9 %	2,1 %

Source : INRETS d'après les ECAM de l'INSEE (1977-1991)

L'effet du revenu est certes repéré synchroniquement, à un moment précis ou sur une courte période de temps, mais il est en général "si net que l'étude de la diffusion diachronique du bien ne devrait pas le passer sous silence" [C. Thélot, 1981]. Cet argument, formalisé par les techniques économétriques traditionnelles d'analyse du taux d'équipement des ménages, est au centre des modèles à seuil de revenu.

Chaque ménage détermine un seuil "psychologique" de revenu (ou seuil de tolérance) R_s , au-delà duquel il décide d'acquérir un véhicule. En conservant les mêmes notations, la probabilité que le ménage s'équipe s'écrit donc :

$$(5) \quad P[Y_i = 1] = P[R \geq R_s]$$

où R est le revenu du ménage.

Le seuil R_s est déterminé par chaque ménage ; il est défini par une combinaison linéaire de caractéristiques socio-démographiques décrites par un vecteur X_i :

$$(6) \quad R_s = X_i \cdot b + \varepsilon_i$$

où ε_i est le terme d'erreur du modèle.

La fonction de répartition des seuils R_s est entièrement déterminée par celle de la variable aléatoire ε_i (notée F_ε), que l'on suppose en général logistique (modèle LOGIT) ou normale (modèle PROBIT). Associant à la variable revenu sa distribution dans la population, on exprime alors la proportion de ménages de revenu R possédant un véhicule sous la forme :

$$(7) \quad \pi(R) = \text{Prob}[R \geq R_s] = \text{Prob}[R \geq X_i \cdot b + \varepsilon_i] = F_\varepsilon(R - X_i \cdot b)$$

On notera que cette spécification est inadaptée aux données établies par tranche de revenu. Il existe néanmoins plusieurs solutions techniques à ce problème, et nous citons brièvement ci-après le principe des deux plus classiques :

- reconstituer une variable de revenu continue, à partir d'une information recueillie par

tranches, en appliquant la méthode des résidus simulés (voir S. Lollivier et D. Verger [1988]). Une solution plus simple (voir par exemple A. Trognon [1978]) consiste à utiliser le revenu moyen de chaque tranche intermédiaire, et, pour les catégories extrêmes à calculer une valeur moyenne en faisant des hypothèses sur la distribution des revenus ;

- découper la population en classes définies par le croisement des modalités des principales variables explicatives. Par exemple, on estimera le pourcentage de ménages motorisés parmi ceux qui se situent dans la tranche de revenus "de 100 000 à moins de 120 000 F" et dont le chef de ménage a entre 30 et 35 ans. Il s'agit de la technique dite des "populations fictives", qui permet d'introduire conjointement dans un modèle de consommation des facteurs explicatifs de nature économique et socio-démographique structurant les comportements de demande (pour plus de détails, on se reportera à M. Glaude et M. Moutardier [1978]).

1.3. Adaptation dynamique du cadre d'analyse : du modèle de J.S. Cramer au modèle de M. Glaude et M. Moutardier

Dans le modèle à seuil de revenu fixe, le cadre d'analyse est statique : le revenu apparaît comme un facteur de disparité des comportements d'équipement à une date t donnée. La distribution des seuils R_s dans la population est donc supposée constante au cours du temps. Une telle hypothèse est bien souvent insuffisante, car elle ne permet pas d'expliquer les variations dues par exemple au développement de l'offre routière ou à l'évolution des goûts. Il importe donc d'introduire dans le modèle une composante dynamique explicite.

1.3.1. La composante dynamique tendancielle du modèle de Cramer :

En comparant les estimations annuelles des paramètres du modèle à seuil de revenu fixe sur la décennie 1948-1957, J.S. Cramer [1959] observe que la valeur médiane R_0 du seuil psychologique d'équipement diminue au cours du temps, tandis que la variance de la distribution reste globalement stable. Cramer propose donc d'introduire dans la spécification initiale une dérive temporelle, afin de simuler la décroissance de R_s à mesure que l'automobile se diffuse, c'est-à-dire à mesure qu'elle devient accessible aux ménages de revenus modestes. Il propose donc de décrire le seuil comme une fonction exponentielle du temps, ce qui suppose une décroissance linéaire de la valeur moyenne de R_s au cours du temps :

$$(8) \quad R_s(t) = A \cdot \exp(-bt) \text{ avec } b > 0$$

Résumer par une tendance les facteurs explicatifs susceptibles de dynamiser le modèle est une technique classique, qui évite notamment les problèmes de colinéarité inhérents au parallélisme de leurs évolutions [A. Trognon, 1978]. Il importe néanmoins d'en souligner les limites :

- l'effet du revenu est estimé sous la forme d'un coefficient fixe par définition, à partir des données issues d'enquêtes en coupe instantanée, et calé sur une dérive temporelle, qui est assimilée quant à elle à une tendance de moyen terme ; son interprétation est donc particulièrement délicate et restreinte ;
- d'autre part, il n'existe a priori aucune raison de supposer que l'effet temporel soit linéaire, et cette spécification semble en particulier mal adaptée à la projection à long terme du taux

d'équipement des ménages en automobile.

Le modèle de Cramer, dans sa conception la plus simple, se révèle ainsi insuffisant pour expliquer les tendances qui apparaissent dans les années 1970. En partant d'une description très détaillée des comportements observés dans les ECAM, M. Glaude et M. Moutardier ont beaucoup amélioré le modèle en y introduisant de nouveaux déterminants.

1.3.2. Le modèle de M. Glaude et M. Moutardier : déterminer les effets-freins de l'équipement des ménages

" L'application du modèle de Cramer aux prévisions en matière d'équipement ne semble plus convenir pour expliquer totalement la saturation observée dans les années récentes". C'est en ces termes que M. Glaude et M. Moutardier [1978] justifiaient la nécessité de déterminer les facteurs qui sont à l'origine de la déformation des taux d'équipement en fonction du revenu, et qui se manifestent dans la plupart des cas, d'après l'analyse empirique du phénomène, sous la forme d'effets-freins.

Utilisant les données issues des ECAM (anciennement "Enquêtes Intentions d'Achat") sur la période 1960-1975, ils mettent en évidence l'influence de chaque nouvelle variable explicative grâce au tracé d'isoquantes, c'est-à-dire de courbes d'iso-équipement à revenu constant. La comparaison des isoquantes estimées à différentes dates et l'analyse de leur déformation en fonction de telle ou telle caractéristique socio-démographique aboutit aux constats suivants :

(i) *L'effet de l'âge sur l'équipement est positif, mais il a tendance à décroître au cours du temps :*

L'effet de l'âge se caractérise essentiellement par deux phénomènes :

- les jeunes se motorisent de plus en plus tôt ;
- l'effet mesuré d'un écart de revenu sur le taux d'équipement des ménages est de plus en plus faible ;

L'âge, qui est un facteur important de la démotorisation liée à la disparition des motifs professionnels de déplacement, structure donc fortement les comportements d'équipement en automobile. Son influence est complexe, et ne se limite pas à un pur effet du moment du cycle de vie (à revenu égal, les jeunes sont plus motorisés que les personnes âgées), mais se traduit également par un effet de cohorte (différence entre les niveaux d'équipement de générations de ménages successives). M. Glaude et M. Moutardier n'ont pu cependant exploiter ce dernier aspect, dont nous montrerons l'importance dans la deuxième section. En effet, le suivi de cohortes de ménages (groupes de ménages dont le chef est né à la même époque) nécessite de connaître l'âge du chef de ménage en clair, information qui n'est pas disponible dans les ECAM avant 1977.

Bien que l'effet de l'âge sur le taux d'équipement global (concernant l'ensemble de la population) soit positif, il décroît progressivement au cours du temps. Cette tendance s'explique par une augmentation générale du niveau de vie : "les ménages âgés ressentent moins le besoin de se déséquiper et les ménages plus jeunes ont un revenu suffisant pour leur

permettre de satisfaire ce besoin d'équipement qui semblait se manifester si fortement au début de ces quinze dernières années".

(ii) *L'urbanisation tend à favoriser le développement de la motorisation :*

L'urbanisation de la période d'après-guerre contribue à ralentir la progression de la voiture particulière dans les grandes villes, du fait des "difficultés d'utilisation d'un véhicule automobile". En revanche, dans les zones rurales et les petites agglomérations, on note une progression soutenue des taux d'équipement, ce qui correspond au fait que "la voiture est le seul moyen de déplacement qui puisse satisfaire la demande de communications en forte croissance dans ces zones".

L'effet de l'urbanisation sur le taux de motorisation global est complexe, puisqu'il dépend de l'évolution du déplacement de la population par catégorie de commune au cours du temps. D'après les données des ECAM, il est positif, à tendance légèrement croissante : ce n'est donc pas un effet-frein. Ce résultat s'explique certainement par le mouvement de péri-urbanisation, qui contribue fortement au dynamisme de la seconde voiture (voir à ce sujet l'analyse de la motorisation locale à Grenoble par J.L. Madre [1992]).

(iii) *L'augmentation du prix relatif des véhicules est susceptible de ralentir la diffusion de l'automobile :*

D'après la théorie micro-économique, le consommateur réalise un arbitrage selon les prix relatifs entre l'achat de différents biens durables sur longue période. L'hypothèse d'un effet dépressif sur la croissance des taux de motorisation d'une augmentation du prix des véhicules neufs apparaît donc vraisemblable ; l'analyse empirique met en évidence une variation de pente des profils d'équipement calculés à revenu réel constant entre 1960-1968 et 1968-1975, qui n'est cependant perceptible que "dans les couches de population aux revenus moyens".

Le problème essentiel est de déterminer quels sont les prix qui ont une influence réelle. S'agit-il du prix des voitures neuves ou celui des voitures d'occasion ? Peut-on parler d'un effet psychologique des chocs et contre-choc pétroliers ? Nous reviendrons partiellement sur ces questions dans la section suivante.

(iv) *Le seuil de saturation du taux d'équipement global est inférieur à 100%*

Il existe une population de "réfractaires" à l'automobile, ce qui fixe le seuil de saturation de l'équipement à un niveau inférieur à 100% ; ce seuil de saturation, dans la spécification retenue, est un paramètre exogène dont il faut déterminer la valeur a priori. Sur la base de l'Enquête Transport de 1981-82, G. Latapie et J.F. Lefol [1987] le situent aux environs de 88%, tandis que M. Glaude et M. Moutardier l'estiment égal à 96% environ.

L'approche de M. Glaude et M. Moutardier repose sur une analyse descriptive particulièrement riche et intéressante de l'équipement des ménages en automobile. Les projections qui en furent issues pour les années 1980 et 1985, confrontées aux pourcentages des ménages équipés observés d'après les Enquêtes de Conjoncture, semblent à première vue satisfaisantes, mais elles reposent sur des hypothèses d'évolution des prix qui sont elles très

surestimées. Les principales limites de la spécification sont ainsi mises en évidence :

- Le modèle ne décrit pas de façon satisfaisante la tendance à la saturation de l'équipement observée depuis les années 1970, et l'inadaptation d'une dérive temporelle linéaire pour projeter à long terme l'évolution de la part de ménages équipés par tranche de revenu est ainsi démontrée. En effet, cette tendance, qui pourrait être interprétée comme un "désir de voiture croissant", est estimée sur la période de pleine diffusion de l'automobile, de 1960 à 1975, mais n'est plus représentative de la situation qui prévaut au début des années 1980. Quant aux effets-freins représentatifs de la saturation estimés (âge, prix et seuil de saturation inférieur à 100%), ils ne suffisent pas à compenser la surestimation des taux d'équipement qui découle de cette spécification.

- L'introduction du prix des véhicules neufs est discutable : environ 80% des accroissements de niveau d'équipement (première motorisation du ménage ou accession à la seconde voiture) correspondent à des achats de véhicules d'occasion ; on rappellera cependant, à la décharge des auteurs, que l'INSEE ne publie un indice des prix des voitures d'occasion que depuis 1974.

- Enfin, la difficulté de prévoir l'évolution de long terme du revenu des ménages et du prix des véhicules conditionne très fortement la fiabilité des projections de motorisation. Ainsi, les deux scénarios retenus surestiment la croissance du prix des véhicules neufs de façon importante (voir tableau 2 ci-dessous) ; si l'on se réfère aux indices calculés par l'INSEE, on note une légère hausse entre 1975 et 1980 (+1,8%), suivie d'une faible baisse entre 1980 et 1985 (-1,5%). Le pourcentage de ménages équipés qui serait calculé à partir de ces évolutions observées des prix serait beaucoup plus surestimé qu'il n'apparaît ici.

Tableau 2

Pourcentage de ménages motorisés pour 1980 et 1985

Les chiffres du modèle de M. Glaude et M. Moutardier confrontés aux observations

Hypothèses d'évolution des prix	Modèle : taux calculés ⁽¹⁾		ECAM : taux observés ⁽²⁾	
	1980	1985	1980	1985
H ₁ : + 7,5 % pour 1975-1985	68,7 %	73,9 %	69,6 %	73,7 %
H ₂ : + 4 % pour 1975-1985	69,1 %	74,5 %		

Sources : (1) M. Glaude et M. Moutardier [1978]

(2) INRETS d'après INSEE, Enquêtes de Conjoncture Auprès des Ménages

2. UNE NOUVELLE APPROCHE : LE MODELE DEMOGRAPHIQUE

L'insuffisance des modèles économétriques traditionnels pour le calcul de projections à long terme du taux d'équipement des ménages en automobile confrontée à l'analyse empirique des données d'enquêtes a suscité le développement d'une nouvelle approche, mieux adaptée à la

description des tendances récentes de la croissance du parc automobile des ménages.

2.1. Analyse longitudinale du taux de motorisation : les tendances récentes

2.1.1. L'âge, un facteur déterminant de la motorisation des ménages

L'origine d'une approche nouvelle de la motorisation réside essentiellement dans une remise en cause du rôle prépondérant du revenu pour caractériser l'évolution actuelle du taux d'équipement des ménages. Si les qualités discriminantes de cette variable ne font aucun doute en coupe instantanée (voir tableau 1 page 6), il semble cependant qu'au stade actuel de la diffusion de l'automobile, le revenu ne puisse être considéré comme le seul moteur de la croissance du parc. Il importe donc de centrer la spécification sur une autre variable, expliquant de manière satisfaisante la disparité des comportements à une date t donnée, et apportant également une information sur leur évolution au cours du temps.

Cette exigence correspond à la nécessité de situer l'analyse du taux d'équipement des ménages dans un cadre temporel précis, en prenant explicitement en compte l'histoire de la diffusion de l'automobile de manière à "endogénéiser" le phénomène de saturation, sans le considérer comme fixé a priori. Plutôt qu'une simple analyse transversale, c'est donc une analyse longitudinale, ou suivi du comportement de générations de ménages successives au cours de leur cycle de vie, qui doit constituer le point de départ de la modélisation.

Ce type d'approche met en évidence le rôle complexe de la variable âge, qui, dans un contexte temporel daté, consiste dans la combinaison de trois notions étroitement liées :

- l'*effet de moment du cycle de vie*, qui mesure l'importance de l'âge de l'individu dans ses décisions d'équipement ;
- l'*effet de cohorte*, qui permet de distinguer les comportements selon l'appartenance à un groupe d'individus nés pendant la même période, donc ayant le même "vécu" ;
- l'*effet de période* enfin, qui indique l'influence du contexte économique global sur les phénomènes observés.

La figure 2, page suivante, reproduit les profils au cours du cycle de vie du comportement de deux cohortes fictives, et illustre la coexistence des trois dimensions de l'analyse longitudinale.

2.1.2. Analyse des données d'enquête

Nous avons mené une analyse longitudinale du taux d'équipement des ménages en automobile à partir des données des ECAM sur la période 1977-1991 (voir Th. Lambert et J.L. Madre [1989] et J.L. Madre et C. Gallez [1992]). Les cohortes sont définies par la décennie de naissance du chef de ménage.

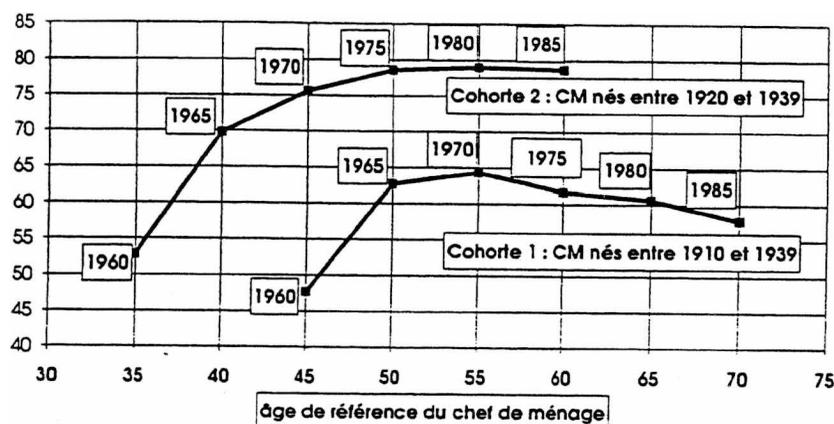
Sur les figures 3 et 4, page 14, nous avons reporté l'évolution au cours du cycle de vie du pourcentage de ménages équipés et du taux individuel de motorisation (nombre moyen de voitures par adulte) pour plusieurs générations successives, en raccordant les estimations issues des ECAM de 1962, 1972 et en continu sur la période 1977-1991, à celles tirées de l'Enquête Transport de 1967.

Les différentes phases de la diffusion de l'automobile apparaissent ainsi clairement :

- jusqu'au milieu des années 1960, toutes les générations ont accru leur équipement en automobile ; c'est la phase de *grande diffusion* ;
- puis, entre le milieu des années 1960 et le milieu des années 1980, les trajectoires des différentes générations sont pratiquement parallèles et ne semblent affectées ni par les fluctuations économiques, ni par les chocs pétroliers : la diffusion de l'automobile a atteint un *rythme de croisière* ;
- enfin, si l'on considère le comportement des deux plus jeunes générations, l'écart qui sépare leurs trajectoires est plus faible que celui qui sépare celle de leurs aînées : on entre dans une phase de *saturation*.

Observant le parallélisme des trajectoires d'équipement des différentes générations, il nous a paru légitime de les extrapoler, en construisant un modèle démographique décrivant le comportement des ménages.

Figure 2 : Guide de lecture de l'analyse longitudinale



2.2. Qu'est-ce qu'un modèle démographique ?

2.2.1. Fondements du modèle démographique

Un modèle démographique repose sur le suivi d'une population donnée, au cours de son cycle de vie, dans un espace fixé. Dans le cas de l'équipement automobile, la population est celle des individus motorisés en âge de conduire, et son évolution dépend d'une part des taux d'équipement et de "déséquipement" au cours du cycle de vie, et d'autre part de la variation de la structure par âge.

Dans sa conception la plus simple (voir en particulier O.Ekert-Jaffé [1989]), l'étude de l'impact des évolutions démographiques sur un phénomène d'ordre économique ou social comporte donc deux niveaux :

- à l'origine de la connaissance structurelle des comportements individuels, l'analyse en coupe instantanée permet de calculer des profils-types au cours du cycle de vie supposés constants au cours du temps ;

Figure 3
Evolution du pourcentage de ménages équipés au cours du cycle de vie
pour différentes générations

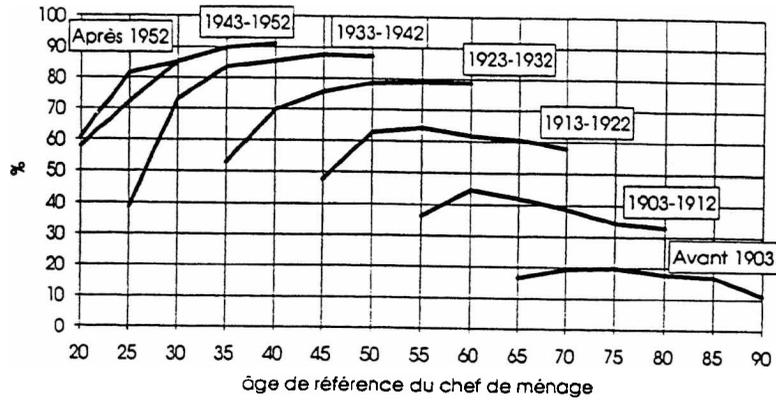


Figure 4
Evolution du nombre moyen de véhicules par adulte au cours du cycle de vie
pour différentes générations

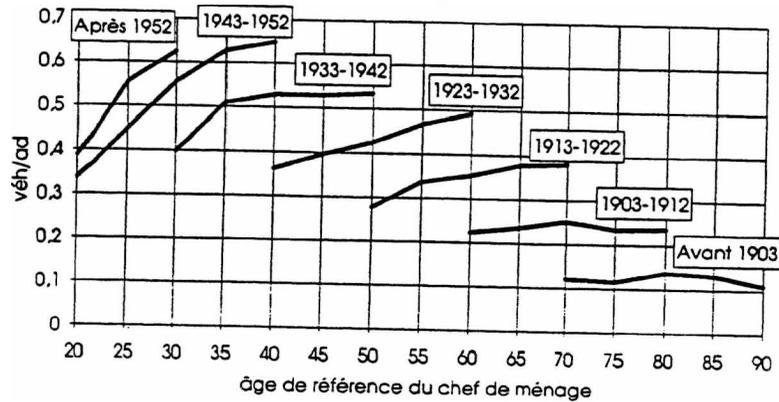
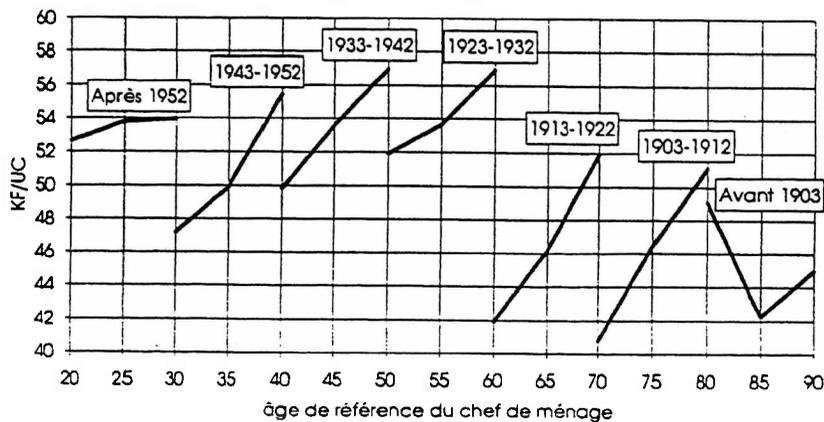


Figure 5
Evolution du revenu par unité de consommation au cours du cycle de vie
pour différentes générations



Source : INRETS d'après INSEE (ECAM 1962, 1972 et 1977-91 ; Enquête Transport 1967)

- à l'origine de la connaissance de la dynamique du phénomène, les hypothèses d'évolution démographique fournissent la base de projection (population de chaque cohorte à l'horizon visé).

Le calcul des projections consiste alors à appliquer au profil-type de comportement individuel au cours du cycle de vie les évolutions démographiques prévisibles.

Ce modèle, sous sa forme élémentaire, est cependant insuffisant. En effet, la plupart des profils de demande individuelle au cours du cycle de vie subissent une déformation temporelle, sous l'influence conjuguée de l'évolution du niveau de vie, des goûts du consommateur, de la modification de la structure d'offre, et de divers autres facteurs. L'analyse longitudinale du taux d'équipement des ménages en automobile met clairement en valeur ces modifications temporelles, qui consistent essentiellement dans des différences de niveaux d'équipement des générations successives. J.O. Jansson [1988] propose ainsi de définir la diffusion de la voiture particulière parmi les ménages par la combinaison de deux mouvements :

- l'évolution de la pyramide des âges, ou diffusion horizontale ;
- la modification des comportements de motorisation au cours du cycle de vie (déformation du profil-type), qui sont dûs à des effets de cohorte et/ou de période.

Il apparaît, d'après cette définition, que le modèle démographique constitue une approche concurrente des modèles économétriques de diffusion reposant sur la prédominance des effets revenu. Les effets de cohorte prennent en compte une partie des modifications de comportements dues notamment aux évolutions du niveau de vie et de la distribution des revenus, bien qu'il semble très difficile de distinguer clairement la nature de ces diverses influences. Cette spécification est plus appropriée que l'introduction d'une tendance temporelle linéaire, car elle prend en compte l'évolution des effets de cohorte au cours du temps : ainsi, les différences de taux d'équipement entre les générations récentes sont-elles beaucoup moins importantes que celles qui caractérisaient leurs aînées, du fait de la saturation.

La complémentarité des approches transversale et longitudinale, qui est à la base de l'interprétation des principaux indicateurs démographiques, a été exploitée dans certaines études sociologiques (analyse des cohortes) ou économiques (modélisation des comportements d'épargne), mais elle reste encore marginalement utilisée dans le domaine de la consommation. La raison essentielle évoquée pour expliquer ce manque est l'absence de données sur longue période, qui permette un suivi statistique satisfaisant de plusieurs générations de ménages. Nous avons montré toutefois que pour certains biens comme l'automobile, qui ont connu une diffusion rapide, l'utilisation de quelques enquêtes en coupe instantanée successives suffit à mettre en évidence l'importance des effets de cohorte et à les estimer de manière satisfaisante.

2.2.2. Différencier les effets de moment du cycle de vie, de cohorte et de période

L'analyse de l'évolution du taux de motorisation au cours du cycle de vie passe par la distinction des trois dimensions moment du cycle de vie (a), cohorte (c) et période (t) liées à la notion d'âge. Se pose alors le problème de dépendance entre ces trois notions, qui rend

impossible l'estimation simultanée de leurs influences respectives (voir J. Fine et S. Fotso [1989]). En effet, si les trois variables sont exprimées dans la même unité (l'année par exemple), il existe entre elles un lien mécanique : l'âge est égal à la différence entre l'année courante et l'année de naissance.

Le fait d'avoir choisi des cohortes d'amplitude décennale atténue quelque peu cette corrélation, mais le problème d'identifiabilité du modèle n'est pas entièrement résolu. D. Kessler et A. Masson [1985] suggèrent différentes méthodes pour résoudre ce problème, dont la plus simple repose sur l'appréhension de l'importance relative des trois effets à partir d'une analyse empirique approfondie, qui permet dans le meilleurs des cas d'éliminer purement et simplement le facteur qui paraît peu déterminant.

Nous avons évoqué précédemment l'importance des effets de moment du cycle de vie et de génération en matière d'équipement automobile des ménages (voir figures 3 et 4 page 14). Le parallélisme des courbes, qui indique la constance de chaque effet de cohorte au cours du temps (malgré les phases de crise et de reprise, les chocs et contrechoc pétroliers,...), souligne l'absence d'effet conjoncturel sensible sur l'évolution de la motorisation. Nous avons donc supposé que cet effet pouvait être considéré comme résiduel, une fois isolées les influences respectives de la génération et du moment du cycle de vie.

2.3. Peut-on introduire le revenu dans le modèle démographique ?

Au cours du cycle de vie, l'effet du revenu n'est pas uniforme, ainsi que le montre le rapprochement des figures 4 et 5 page 14 :

- chez les jeunes (jusque vers 40 ans), les ressources sont prioritairement affectées à l'équipement du ménage, notamment à l'automobile ; l'élasticité du nombre de voitures par adulte au revenu réel par unité de consommation est très forte ;
- à l'âge mûr, l'équipement plafonne : l'élasticité revenu de la motorisation devient inférieure à un ;
- enfin, ce n'est pas à l'automobile qu'a été affecté l'accroissement très sensible des ressources des personnes âgées au cours des années 70 et 80.

L'évolution prévisible des revenus sur l'équipement des ménages doit donc en toute rigueur être différenciée selon l'âge ; en effet, si la baisse de revenus due au chômage des jeunes a certainement des conséquences sensibles sur la croissance du parc automobile, tel n'est pas le cas, d'après les observations des enquêtes, des variations du montant des retraites. L'introduction explicite d'effets revenu dans le modèle démographique est donc très complexe, puisqu'elle impliquerait l'élaboration de scénarios concernant l'affectation des variations de ressources aux différents groupes d'âge ; ceci serait nettement plus compliqué que de dessiner l'évolution à long terme du revenu moyen des ménages, dont la prévision est déjà très fragile.

Même s'il cela n'apparaît pas explicitement dans la spécification du modèle démographique, une partie de l'influence du revenu est néanmoins implicitement prise en compte par les effets de cohorte, qui dépendent notamment des différences entre les profils de ressources des générations successives.

Si l'on revient au modèle de Cramer, on peut penser que c'est la composante temporelle qui met en évidence les décalages entre les taux de motorisation des cohortes successives ; tant qu'ils furent relativement réguliers, il était légitime de maintenir cette dérive constante. Maintenant que la distance séparant les jeunes générations décroît à l'approche de la saturation, le coefficient associé au temps devrait diminuer, sans que l'on puisse toutefois quantifier précisément cette baisse.

2.4. Application : motorisation et parc automobile des ménages en France à l'horizon 2010

2.4.1. Mode de calcul des projections

L'unité statistique la plus couramment utilisée en matière d'analyse de la consommation est le ménage, que l'on considère ainsi comme une unité de décision élémentaire. Cependant, le développement du multi-équipement indique probablement une plus grande appropriation individuelle de la voiture (voir P.E. Barjonet, L. Hivert, J.P. Orfeuil et P. Troulay [1987]). Nous avons pris en compte ce phénomène en utilisant un indicateur individuel du taux de motorisation, le nombre moyen de véhicules par adulte, distinguant ce qui est directement imputable à la modification de la structure du ménage.

Les projections d'équipement, de motorisation et de parc sont alors simplement déduites de la reconstitution, année par année, du profil-type associé à chaque génération et de l'application de ces comportements au nombre prévu de ménages pour les cohortes correspondantes à l'horizon de projection.

Ainsi, le parc automobile à la date t est estimé sous la forme suivante :

$$Parc(t) = \sum_{c=1}^{11} \left[\frac{Veh(c, t)}{Ad(c, t)} \right] \times \left[\frac{Ad(c, t)}{Men(c, t)} \right] \times [Men(c, t)]$$

où $Parc(t)$ est le nombre de véhicules projeté en t

$\frac{Veh(c, t)}{Ad(c, t)}$ est le nombre de véhicules par adulte en t pour la cohorte c

$\frac{Ad(c, t)}{Men(c, t)}$ est le nombre d'adultes par ménage en t pour la cohorte c

$Men(c, t)$ est le nombre de ménages prévu par l'INSEE en t pour la cohorte c

2.4.2. Résultats de projection à l'horizon 2010

En utilisant les données issues des ECAM sur la période 1977-1991, nous avons établi des projections d'équipement et de parc des ménages à l'horizon 2010 (voir tableau 3 ci-après). Le parc automobile estimé atteint presque 33 millions de véhicules, ce qui correspond à une augmentation de près de 40% par rapport à 1991. La croissance de la motorisation, qui porte à 0,7 le nombre moyen de voitures par adulte, est largement imputable au développement de

la seconde voiture (voir T. Lambert et J.L. Madre [1989b]) : près de 40% des ménages seraient multi-équipés en 2010, tandis que le taux des ménages non motorisés baisse régulièrement (de 23% en 1991 à 16,5% en 2010).

Tableau 3
Projection de la motorisation et du parc automobile des ménages à l'horizon 2010

	1991	2010
Nombre moyen de voitures par adulte	0,56	0,70
Parc automobile des ménages (millions de véh.)	21,3	33,5
Pourcentage de ménages non motorisés	23 %	16,5 %
Pourcentage de ménages multi-équipés	26 %	39 %

Source : INRETS, d'après INSEE, ECAM 1977-1991.

Le modèle démographique décrit bien les tendances actuelles de l'évolution du taux d'équipement des ménages en automobile, et situe le seuil de saturation vers le milieu du siècle prochain. A cet horizon cependant, des modifications structurelles liées à la diffusion d'innovations techniques (véhicule électrique par exemple), ou à la mise en place de mesures réglementaires (pour la protection de l'environnement notamment) viendront certainement bouleverser l'évolution globale du parc des ménages, et nous nous garderons d'inférer au-delà d'un horizon d'une vingtaine d'années.

Le principal atout de cette approche réside certainement dans l'estimation de données de cadrage qui reposent sur l'utilisation des méthodes et des résultats de la démographie, considérées à ce jour comme les plus fiables à long terme. Elle est donc particulièrement bien adaptée à la projection de comportements individuels caractérisés par une relative inertie, c'est-à-dire peu marqués par des fluctuations conjoncturelles.

CONCLUSION

L'exploitation des Enquêtes de Conjoncture s'est avérée depuis longtemps très fructueuse pour analyser et prévoir le comportement d'équipement des ménages en automobile. Les progrès de l'économétrie des variables qualitatives et des techniques de traitement d'enquêtes en coupe instantanée sous la forme de "pseudo-panels" (permettant donc un suivi statistique satisfaisant de ménages non appariés, mais appartenant à la même cohorte) nous permettent par ailleurs d'envisager un enrichissement technique substantiel de nos travaux de recherche.

Parmi les développements que nous prévoyons, nous citerons :

- une désagrégation des projections de parc selon le niveau de gamme, l'âge, le type de véhicule (première ou seconde voiture) et le type de carburant (diesel ou essence) ;
- la construction d'un modèle démographique de véhicule, qui suppose en particulier le calcul de taux de survie des voitures dans le parc ;

- la confrontation des résultats obtenus par les deux modèles pour conclure sur les besoins qui pourraient ressortir dans tel ou tel segment du marché ;
- le test de scénarios de politiques économiques, et plus particulièrement de mesures réglementaires en faveur de la protection de l'environnement.

REFERENCES

- **P.E. Barjonet, L. Hivert, J.F. Lefol, J.P. Orfeuill, P. Troulay**, 1987, L'automobile : usages et usagers, Actes de la 5^e Conférence Internationale sur les Comportements de Déplacements, La Baume-lès-Aix.
- **J.S. Cramer**, 1959, Private Motoring and the Demand for Petrol, Journal of Royal Statistical Society, série A vol. 122, pp.334-347.
- **A. Deaton**, 1986, Demand analysis, Handbook of Econometrics, chap.30, vol. III, Ed. Z. Griliches et M.D. Intriligator.
- **J. Desabie**, 1967, Théorie et pratique des sondages, Dunod.
- **O. Ekert-Jaffé**, 1980, Consommation et cycle de vie : quelques résultats tirés des Enquêtes françaises sur les Budgets des Ménages, Population, n°3, pp. 649-666.
- **J. Fine et S. Fotso**, 1989, Contribution à l'étude du modèle âge-période-cohorte, Revue de Statistique Appliquée, vol.XXXVII, n°3, pp.39-56.
- **F. Gardes et J.L. Madre**, 1989, Achats d'automobile et anticipations des ménages, Rapport CRDEOC.
- **F. Gardes et J.L. Madre**, 1991, Les anticipations des ménages dans les Enquêtes de Conjoncture de l'INSEE : I. Revenu et intentions d'achat, et II. Comment se forment les anticipations d'inflation ?, Economie et Prévision, n°99, pp.1-29.
- **M. Glaude et M. Moutardier**, 1978, Projection de la Demande d'Automobiles pour 1980 et 1985, les Collections de l'INSEE série M, n° 64.
- **J. O. Jansson**, 1988, Car Ownership Entry and Exit Propensities of different Generations - a Key Factor for the development of the total Car Fleet, 2nd Oxford Conference on Travel and Transportation, T.S.U.
- **D. Kessler et A. Masson**, 1985, Petit guide pour décomposer un phénomène en termes d'effets d'âge, de cohorte et de moment, Cycles de vie et Générations, D. Kessler et A. Masson éd., Economica.
- **G. Latapie et J.F. Lefol**, 1987, Enquête Transports 1981-82 : La motorisation des ménages, CSCA.
- **D. Lemenec et J.L. Madre**, 1991, Comprendre la Cohérence des Statistiques sur l'Automobile, rapport CREDOC, n°100.
- **S. Lollivier et D. Verger**, 1988, D'une variable discrète à une variable continue, une application de la méthode des résidus simulés, Mélanges économiques, essais en l'honneur d'Edmond Malinvaud, Ed. EHESS, Economica.
- **J.L. Madre**, 1987, La voiture ou les transports en commun : comment se détermine le choix des usagers pour les déplacements locaux ?, R.T.S., n°15.
- **J.L. Madre**, 1989a, Projection du Trafic Automobile sur les Routes Nationales et les Autoroutes Françaises, Actes de la 5^e Conférence Mondiale sur la Recherche dans les Transports, Yokohama.
- **J.L. Madre**, 1989b, Analyse Locale de la Motorisation, les Cahiers Scientifiques du Transport, n°20.

- **J.L. Madre**, 1992, Les ménages et l'automobile dans la région urbaine de Grenoble, rapport intermédiaire pour la DRAST.
- **J.L. Madre et T. Amatousse**, 1984 et 1986, L'automobile en période de crise : motorisation et usage depuis dix ans et Le parc et ses utilisations, rapport CREDOC.
- **J.L. Madre et T. Lambert**, 1989a, Prévisions à long terme du trafic automobile, Collection des Rapports du CREDOC, n°60.
- **J.L. Madre et T. Lambert**, 1989b, Le vieillissement du parc automobile se ralentit depuis deux ans, Economie et Statistique, n°225, pp.39-46.
- **J.L. Madre et C. Gallez**, Le parc automobile des ménages dans les années 2000 : méthodes démographiques de projection à long terme, Communication à la 6^e Conférence Mondiale sur la Recherche dans les Transports.
- **P. Pochet**, 1992, Renouvellement des générations et usage des modes de transport chez les personnes âgées, Communication à la 6^e Conférence Mondiale de la Recherche dans les Transports, Lyon.
- **C. Thélot**, 1981, Note sur la loi logistique et l'imitation, Annales de l'INSEE, n°42, pp.111-125.
- **A. Trognon**, 1978, Modèles de diffusion d'une innovation : l'exemple de la télévision couleur, Annales de l'INSEE, n°29, pp.3-61.

LE PARC AUTOMOBILE DES MENAGES SE DIVERSIFIE

J.L. MADRE (INRETS - CREDOC)

Entre 1980 et 1990, le parc des Voitures Particulières et commerciales (dénommées ici en abrégé VP) s'est accru de 25%, alors que celui des Véhicules Utilitaires légers (notés VU) a progressé de près de 60% [Giraud, 1992]. Suite à la concertation entre l'INSEE et le secteur des transports, menée dans le cadre du Comité d'Evaluation et de Diffusion de l'Information sur les Transports (encadré 1), le champ de l'enquête de Conjoncture auprès des Ménages a été élargi depuis 1989 à ce dernier type de véhicules, dont environ 40% sont à la disposition permanente d'un ménage. Cet élargissement fournit un bon exemple des problèmes que l'on est susceptible de rencontrer quand on révisé le questionnaire d'une enquête permanente (encadré 2). Les VP et les VU, entre lesquels les ménages ont du mal à établir une frontière nette, semblent substituables pour bien des usages quand il s'agit du premier véhicule du ménage; le volume du parc VU peut être estimé à 0,5 millions. Ils apparaissent aussi comme complémentaires puisque les véhicules utilitaires se trouvent presque toujours chez des ménages qui sont également équipés en voiture particulière.

LES VEHICULES UTILITAIRES RENFORCENT LA TENDANCE AU MULTI-EQUIPEMENT

En moyenne sur la période 1989-91 (1), seulement 1% des ménages ne sont équipés que de véhicules utilitaires légers. Si on intègre les VU dans le champ de l'équipement automobile des ménages, ceci renforce leur multi-équipement: 23% des ménages ont alors deux véhicules et 5% en ont au moins trois. La part des ménages non motorisés reste un peu inférieure au quart : 24% (tableau 1).

Environ 30% des ménages dont le chef exerce une profession indépendante (exploitant agricole, artisan, commerçant,...) ont au moins un véhicule utilitaire. Cette proportion n'est que de 5% chez les salariés. Les professions techniques (artisans, contremaîtres, techniciens, chauffeurs) sont plus équipées que les catégories

(1) Comme les véhicules utilitaires dont disposent les ménages sont relativement peu nombreux (environ 1,5 millions), on a cumulé les observations de 1989 à 1991 pour enrichir les échantillons; en outre, pour ne traiter que des ménages différents, on a regroupé l'enquête de Mai avec le demi-échantillon des ménages interrogés pour la première fois en Octobre-Novembre.

Tableau 1 : UTILISATION DES VEHICULES

Rang du véhicule (1)	Voiture particulière			Pétit Véh. Utilitaire		Ensemble
	Mono	Multi		1er	2nd	
		1er	2nd			
KILOMETRAGE annuel/véhicule	12400	15200	11600	16700	14600	13400
MOTIFS :						
Part du Parc utilisé (en %) pour :						
- Faire des courses	93	83	77	76	38	83
- Promenade, départs en week-end	94	87	58	61	17	79
- Vacances	68	68	35	40	12	57
-Conduire régulièrement les enfants à l'école	16	24	25	11	8	21
dt: dans les ménages avec enfts (2)	40	45	45	24	13	42
-Se rendre à son lieu de travail	50	60	64	60	59	58
dt: dans des ménages avec actifs	68	68	68	69	61	68
-Usages ou déplacem. professionnels	17	27	22	58	74	25
dt: dans des ménages avec actifs	22	31	23	67	77	29
STRUCTURE DU PARC (en %)						
-Véh. mis à disposition par une société ou un employeur	0,5	1,3	2,4	8,0	13,5	1,9
-Diesel	14	20	13	39	43	18
-marques étrangères	29	29	29	20	17	28
AGE médian	4,9	4,4	5,9	4,4	5,0	4,9

Source : Enquêtes INSEE de Conjoncture auprès des ménages en Mai et Octobre 1989, 1990 et 1991.

(1) On a isolé les "Mono": ménages disposant d'un seul véhicule quand c'est une voiture particulière, mais non quand c'est un véhicule utilitaire (cas trop rare: 1% des ménages).

(2) Enfants de moins de 18 ans.

voisines; on a déjà remarqué la faible croissance de l'équipement de certaines CSP (notamment les artisans) quand on ne considère que les voitures particulières [Madre et Amatousse, 1986]. Les ménages qui ont au moins un VU sont plus répandus à la campagne et en banlieue qu'en centre-ville : leur proportion va de 10% dans les cantons entièrement ruraux à 3% au centre des agglomérations de plus de 100.000 habitants (Paris et grandes villes de province).

Quand on tient compte des VU, plus de 15% des ménages dont le chef exerce une profession indépendante disposent d'au moins trois véhicules. Il en est de même pour 17% des ménages comportant au moins 3 adultes et 10% de ceux qui comportent au moins 2 actifs; parmi les ménages de chacun de ces deux types, un sur dix est équipé en VU. Un nombre important de conducteurs potentiels pousse donc le ménage à développer son équipement automobile et à le diversifier. Dans 3% des ménages, le nombre de véhicules est même supérieur à celui des personnes en âge de conduire. On assiste donc à une diversification du parc automobile des ménages que l'on peut rapprocher de la situation des Etats-Unis où le nombre des véhicules est voisin de celui des titulaires du permis de conduire [INRETS, 1989].

UN PREMIER VEHICULE POLYVALENT

Le premier véhicule est désigné comme servant à l'ensemble du ménage. Que ce soit une voiture particulière ou un véhicule utilitaire, il est utilisé dans plus de 3 cas sur 4 pour faire des courses et dans 60% des cas pour les trajets domicile-travail (tableau 2). Quand c'est une voiture particulière, elle sert un peu plus souvent que quand c'est un VU pour "la promenade et les départs en week-end" (87% contre 61%), les vacances (68% contre 40%) ou "conduire régulièrement les enfants à l'école" (24% contre 11%). En revanche, elle sert deux fois moins souvent aux déplacements professionnels (27% contre 58%).

LES UTILITAIRES SPECIALISES DANS UN USAGE PROFESSIONNEL

Les VU classés en second véhicule correspondent davantage à l'image que l'on se fait de leur usage traditionnel : 74% d'entre eux servent pour "un usage ou des déplacements professionnels" et 13,5% sont mis à la disposition du ménage par une société ou un employeur. 59% sont utilisés pour les déplacements domicile-travail. Les autres motifs concernent moins de 40% de ces véhicules, et sont beaucoup moins cités que quand le second véhicule est une voiture particulière.

Tableau 2 : VEHICULES A LA DISPOSITION DES MENAGES SELON LA C.S.P. DE LEUR PERSONNE DE REFERENCE - Unités : %

	Nombre de Véhicules(1)				total	au moins un V.U.
	0	1	2	3 ou +		
Exploitant Agricole	4	38	41	17	100	28
Chef d'Entreprise	5	41	38	16	100	32
dt: Artisan	2	37	40	21	100	41
Cadre supérieur	5	41	45	9	100	5
Profession Interméd.	6	49	39	6	100	5
dt: Technic., Contrem.	2	46	45	7	100	7
Employé	22	57	18	3	100	3
Ouvrier	13	57	26	4	100	5
dt: O.Q.	10	57	29	4	100	6
Inactifs	47	44	8	1	100	2
Ensemble	24	48	23	5	100	6

Source : Enquêtes INSEE de Conjoncture auprès des Ménages en Mai et Octobre 1989, 1990 et 1991.

(1) Voitures particulières et véhicules utilitaires légers.

Compte tenu des motifs d'utilisation que nous venons de décrire, il n'est pas étonnant que les VU roulent un peu plus que les VP (15500 km par an contre 13200) et que la part des véhicules diesel soit plus forte (40% des VU contre 15% des VP). Ces contrastes sont d'ailleurs plus marqués entre seconds véhicules qu'entre premières voitures. Les différences d'âge vont dans le même sens : seconds VU plus récents que les secondes VP.

-----Encadré 1-----

ENQUETE DE CONJONCTURE AUPRES DES MENAGES : LES INNOVATIONS DU QUESTIONNAIRE AUTOMOBILE

Trois fois par an depuis plus de trente ans, les enquêteurs de l'INSEE interrogent un échantillon d'environ 7.000 ménages pour l'enquête de Conjoncture. Outre la partie proprement conjoncturelle qui est maintenant mensuelle, téléphonique et harmonisée au niveau européen, le questionnaire quadrimestriel porte principalement sur les biens durables; la partie qui concerne l'automobile est particulièrement développée (équipement du ménage, description de ses deux premiers véhicules, intentions d'achat,...). Elle a été renouvelée à partir de l'enquête de Mai 1989. Pour beaucoup de questions, les réponses proposées ont été enrichies :

- six motifs d'usage sont proposés au lieu de quatre auparavant (tableau 2),
- parmi les achats de véhicules d'occasion de 1988, 40% l'ont été "auprès d'un professionnel ou d'un garage" et 10% "presque neufs, auprès d'un collaborateur de constructeur automobile"; une partie de ces derniers étaient déclarés comme "neufs" quand le questionnaire ne proposait que les rubriques "d'occasion" et "neuf",
- 47% des crédits obtenus pour acheter une voiture en 1988 l'ont été auprès d'un organisme spécialisé dans le crédit automobile et le nouveau libellé de la réponse "leasing..." a fait remonter sa part à un niveau plus proche des chiffres fournis par d'autres sources: 11% des voitures neuves achetées par les ménages.
- 0,6% des véhicules, "n'ont pas roulé depuis un an" bien qu'ils ne soient pas "définitivement hors d'usage".

Par ailleurs, on connaît maintenant les caractéristiques du conducteur principal de chaque véhicule décrit.

-----Encadré 2-----

LE PARC DE VEHICULES UTILITAIRES DES MENAGES: UNE ESTIMATION DIFFICILE

La principale innovation est certainement d'avoir élargi le champ de l'enquête INSEE de Conjoncture pour y inclure les petits Véhicules Utilitaires (VU) en plus des Voitures Particulières (VP) qui y figuraient déjà auparavant. Peut-être en raison du libellé de la nouvelle question 1b -certains deux-roues ont-ils été inclus à tort dans les "autres véhicules" malgré les instructions? les termes "au total" ont-ils introduit des doubles-comptes avec les VP?...(extrait du questionnaire en annexe)- l'évaluation du parc VU des ménages a paru excessive dans un premier temps : 2,1 millions en 1989. La confrontation avec les enquêtes menées sur un échantillon de véhicules ne nous a pas permis de détecter cette sur-estimation puisqu'elles indiquent entre 1982 et 1987 une progression de 76% des petits VU possédés par les particuliers, contre seulement 12% pour ceux dont d'autres agents économiques (sociétés, entrepreneurs individuels,...) sont propriétaires [OEST, 1983 et 1988]. Le parc VU des ménages semble maintenant se stabiliser aux environs de 1,5 millions. Les chiffres figurant dans cet article sont peu affectés par la sur-estimation observée lors de l'élargissement du champ de l'enquête: en effet, ils ont été corrigés à partir des 1,3 millions de VU décrits comme premier ou second véhicule du ménage, sur lesquels porte l'essentiel de ce texte.

La distinction entre ces deux types de véhicules est d'ailleurs assez floue pour les personnes interrogées. La concordance n'est pas parfaite entre :

- les deux questions (1a et 1b) sur l'équipement du ménage qui dénombrent séparément les "voitures particulières" et les "autres véhicules (camping-cars, fourgonnettes, camionnettes)",
- et la description des deux premières voitures du ménage où l'on distingue "véhicule particulier" et "véhicule utilitaire" (question 2); 38% des modèles comportant l'intitulé "fourgonnette" (question 2a) ont d'ailleurs été classés dans la première rubrique, ce qui n'est pas forcément illogique quand il s'agit de versions vitrées prévues pour plus de deux passagers.

Quoiqu'il en soit, la nouvelle définition du champ de l'enquête -ensemble des véhicules pouvant être conduits avec un permis B (moins de 3,5 t de PTAC)- est vraisemblablement plus claire et définit un ensemble plus vaste où nous montrons ici les relations de complémentarité et de substituabilité entre les différents types de véhicules. C'est ce champ qui est retenu pour les enquêtes décennales INSEE-INRETS sur les comportements de transport des ménages.

BIBLIOGRAPHIE

M. GIRAUD (1992) "la Circulation en France par Catégorie de Véhicules et de Réseaux" Commission des Comptes Transport de la Nation.

J.F. LEFOL (1985) "Présentation de l'enquête Transport 1981-82" Archive et Documents n° 205.

G. LATAPIE et J.F. LEFOL (1987) "Enquête Transports 1981-82: la Motorisation des Ménages" et "le Parc Automobile des Ménages", C.S.C.A.

O. CHOQUET et H. VALDELIEVRE (1985) "Acquisition et Utilisation de l'Automobile: enquêtes de Conjoncture auprès des Ménages de Mai et Octobre 1982" Archives et Documents n° 123.

O. CHOQUET (1983) "l'Automobile: un Bien Banalisé" Economie et Statistique n° 154.

E. JOINT-LAMBERT (1981) "les Ménages roulent plus, les Voitures roulent moins" Economie et Statistique n° 136.

M. GLAUDE (1981) "l'Automobile et ses Utilisations" INSEE Données Sociales.

J.L. MADRE et D. PRANGERE (1984) "L'automobile en période de crise : Motorisation et usage depuis 10 ans" rapport Crédoc.

J.L. MADRE et T. AMATOUSSE (1986) "L'Automobile en période de Crise : Le parc et ses utilisations" rapport Crédoc.

Th. LAMBERT et J.L. MADRE (1989) "le Vieillissement du Parc Automobile se ralentit depuis deux ans" Economie et Statistique n° 225.

D. LE MENEZ et J.L. MADRE (1991) "pour une meilleure compréhension de la Cohérence des Statistiques sur l'Automobile" Collection des rapports du Crédoc n° 100.

INRETS (1989) "un Milliard de Déplacements par Semaine : la Mobilité des Français" la Documentation Française.

OEST (1983 et 1988) Enquêtes sur l'Utilisation des Véhicules Utilitaires légers en 1982 et 1987.

CAHIER DE ReCHERCHE

Récemment parus :

Lignes de vie - Méthodologie de recueil et de traitement des données biographiques : le cas des carrières et trajectoires professionnelles, par Denise Bauer, Bruno Maresca, N° 37, Mai 1992.

Recours et adaptation en situation défavorisée, par Anastassios Iliakopoulos, Christine Labbé, Michel Legros, Jérôme Mainka, N° 38, Décembre 1992.

Comprendre et évaluer la qualité, par LES ATELIERS, ENSCI - Département Prospective de la Consommation du CREDOC - MIND MOVERS, N° 39, Décembre 1992.

Revenu minimum, seuils de pauvreté et indicateurs de satisfaction dans les enquêtes "Conditions de vie et Aspirations des Français", par François Gardes, Jean-Luc Volatier, N° 40, Janvier 1993.

L'évolution des différences d'opinions entre groupes socio-démographiques : une tentative de synthèse, par Ariane Dufour, Jean-Luc Volatier, N° 41, Février 1993.

Disparités, inégalités, injustice face au système de santé, par Robert Rochefort - Les opinions des Français sur l'accès au système de soins, par Jean-Luc Volatier - Comportements culturels et besoins des consommateurs, par Robert Rochefort, N° 42, Février 1993.

Président : Bernard SCHAEFER Directeur : Robert ROCHEFORT
142, rue du Chevaleret, 75013 PARIS - Tél. : (1) 40.77.85.00

CREDOC

Centre de recherche pour l'Étude et l'Observation des Conditions de Vie