

**CHOMAGE, CONTRAINTES DE LIQUIDITE
ET CONSOMMATION DES MENAGES EN
FRANCE DE 1967 A 1982**

Henri SNEESSENS
B. MAILLARD
Louis EECKHOUDT

Working Paper n° 8801



Département des Sciences Economiques
Institut de Recherches Economiques — Collège L.-H. Dupriez
3, Place Montesquieu — B-1348 LOUVAIN-LA-NEUVE (Belgique)

D/1988/3082/01

CHOMAGE, CONTRAINTES DE LIQUIDITE ET CONSOMMATION
DES MENAGES EN FRANCE DE 1967 A 1982

H. R. SNEESSENS*

B. MAILLARD

L. EECKHOUDT

Novembre 1987

*L. Eeckhoudt: FUCAM et Faculté Libre de Sciences Economiques de Lille; B. Maillard: Faculté Libre de Sciences Economiques de Lille; H. Sneessens: Université Catholique de Louvain et Faculté Libre de Sciences Economiques de Lille. Nous remercions vivement le Commissariat Général du Plan pour son soutien financier.

RESUME

On s'est efforcé dans ce travail de mesurer les effets du chômage sur la consommation des ménages, et plus particulièrement les effets liés aux contraintes de liquidités et à l'accumulation d'encaisses de précaution. Un modèle empirique est proposé et estimé sur données trimestrielles agrégées, pour la période 1967:4-1982:1. Il ressort clairement de l'analyse empirique que, non seulement l'évolution du taux de chômage, mais également le contexte dans lequel cette évolution a lieu (évolution des taux d'activité, du taux moyen de remplacement des revenus du travail par des allocations de chômage, de la durée moyenne des périodes de chômage...), affecte significativement les taux de consommation et d'épargne des ménages.

1 INTRODUCTION

L'apparition du chômage a sur la consommation des ménages des effets multiples, difficiles à appréhender. Elle affecte aussi bien la consommation des personnes qui conservent leur emploi que celle des chômeurs. Dans chaque cas, il faut distinguer un effet revenu permanent et un effet de liquidités. Notre objectif dans cet article est d'estimer un modèle empirique agrégé expliquant la consommation totale des ménages en France de 1967 à 1982, et incluant de façon aussi détaillée que possible les effets du chômage, principalement ceux liés aux contraintes de liquidités.

L'effet du chômage sur la consommation des chômeurs a été documenté pour la France par FOURNIER-CLAUDE-REYNAUD (1984). Cette étude, basée sur les enquêtes réalisées par l'INSEE sur les budgets familiaux, montre notamment que la perte d'un emploi représente en moyenne pour les familles étudiées (essentiellement des ménages ouvriers où le chômage résulte de la perte d'un emploi stable) une perte immédiate de revenu d'environ 25%; celle-ci n'induit dans un premier temps qu'une diminution de 15% des dépenses. Cette réduction de la consommation peut refléter à la fois un effet de revenu permanent et un effet de liquidités. L'ampleur de l'effet revenu permanent peut varier en fonction des circonstances. Lorsqu'elle a été parfaitement et depuis longtemps anticipée, la perte des revenus du travail ne modifie plus, lorsqu'elle survient, le revenu permanent de l'individu et laisse donc la consommation inchangée. L'impact sur le revenu permanent et la consommation ^{est} maximum lorsque la perte de revenu vient par surprise et apparaît définitive. Tous les cas intermédiaires sont possibles. D'une façon générale, l'effet revenu permanent sera d'autant plus faible que la probabilité de perdre son emploi et la probabilité d'en retrouver un sont élevées. Ainsi DYNARSKI-SHEFFRIN (1987) montrent-ils que la perte des revenus du travail a moins d'impact sur la consommation des ouvriers que sur celle des employés, parce que les périodes de chômage sont plus courtes et plus fréquentes chez les ouvriers. DYNARSKI-SHEFFRIN observent cependant que la diminution des dépenses suite à la perte

des revenus du travail semble trop importante pour être expliquée uniquement en termes de revenu permanent; ils suggèrent l'existence de contraintes de liquidités. Celles-ci apparaissent lorsque le chômeur se voit empêché de dépenser aujourd'hui des revenus qu'il gagnera (ou estime pouvoir gagner) demain: elles forcent le chômeur à aligner sa consommation sur son revenu courant plutôt que sur son revenu permanent. Bien que difficile à tester empiriquement, l'existence de contraintes de liquidités semble être une réalité (cf. HAYASHI (1985)).

L'existence du chômage, plus exactement le risque de chômage, peut également affecter la consommation des personnes qui ont jusqu'à présent conservé leur emploi. DE SALVO-EECKHOUDT (1982) ont montré dans un modèle à deux périodes qu'un risque accru de chômage réduisait la consommation des personnes en emploi, à cause bien sûr de la réduction du revenu permanent, mais aussi à cause de la constitution d'encaisses de précaution destinées à éviter un niveau de consommation future trop faible. On retrouve cet effet encaisses de précaution dans un modèle à nombre infini de périodes lorsqu'existent des contraintes de liquidités (COENE (1981, 1982)).

Dans les modèles agrégés, l'effet du chômage sur la consommation est le plus souvent pris en compte par la simple addition de variables à profil conjoncturel marqué, par exemple le taux de chômage ou le (logarithme du) rapport des demandes d'emploi non-satisfaites (DENS) aux offres d'emplois non-satisfaites (OENS) ou toute autre variable indiquant la position dans le cycle¹. Par régression de la consommation moyenne par habitant (CT) sur le niveau de consommation de la période antérieure, les niveaux de revenu disponible (RD) courant et passés, les encaisses liquides initiales (IL_1) et les taux de chômage (UR) présent et passé, on obtient sur données trimestrielles françaises:

¹ Pour des raisons de fiabilité statistique, le rapport DENS/OENS est souvent préféré au taux de chômage officiel. Nous avons pour notre part reconstruit des séries de chômage homogènes à partir des recensements. Cfr appendice.

$$\begin{aligned}
 (1.1) \quad CT &= 189,29 + 0,33 RD + 0,05 \Delta RD + 0,27 \Delta^2 RD \\
 &\quad (48,00) \quad (0,08) \quad (0,21) \quad (0,14) \\
 &\quad + 0,45 CT_{-1} \quad + 0,03 M_{-1} \\
 &\quad (0,10) \quad (0,013) \\
 &\quad + 812,59 UR \quad - 5201,8 \Delta UR \\
 &\quad (324,2) \quad (1985,3)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,9968; \text{SER\%} = 0,78 \%; \text{LLIK} = -255,23; \text{DW} = 2,23$$

Période d'estimation: 1967:4 - 1982:1

RD est une moyenne arithmétique sur deux trimestres. Le symbole Δ représente l'opérateur de différence première, de sorte que ΔX correspond à la variation de la variable X. A long terme et à revenu disponible inchangé, une hausse du taux de chômage accroît la consommation. Il faut y voir sans doute un effet de distribution, qui contribuerait à expliquer la baisse tendancielle du taux d'épargne des ménages observée depuis 1975. A court terme, une hausse du taux de chômage a cependant un effet négatif sur la consommation. L'interprétation de cet effet négatif transitoire n'est pas évidente. On peut l'interpréter comme un effet revenu permanent; dans cette optique, l'effet négatif associé à la variation du taux de chômage indique simplement que la consommation s'ajuste plus rapidement au revenu disponible lorsque la variation de celui-ci résulte d'une variation du chômage. On peut aussi l'interpréter comme une conséquence de contraintes de liquidité, l'accroissement du chômage suscitant la constitution d'encaisses de précaution chez les personnes toujours en emploi, mais menacées de chômage. Cette dernière interprétation est la plus fréquemment retenue (voir par exemple CRETIN-L'HARDY (1986), KESSLER-STRAUSS-KAHN (1980), STERDYNIAK (1987), VESPERINI (1981, p. 300)).

On ne peut cependant s'arrêter à une analyse aussi sommaire. Si référence est faite à la constitution d'encaisses de précaution par les personnes en emploi, on aimerait voir spécifier avec toute la précision possible les diverses variables qui déterminent le niveau optimal de ces encaisses, ainsi que la façon dont ces dernières sont utilisées lorsque survient effectivement le chômage. C'est

précisément l'objet de ce travail. On se basera pour décrire ce type de situation sur l'analyse théorique de COENE(1981,1982), brièvement résumée en section 2 et de laquelle on déduira les propriétés minimales que doit posséder la fonction de consommation empirique. Celle-ci, développée en section 3, distinguera explicitement actifs et inactifs, chômage masculin et chômage féminin; les encaisses de précaution optimales des actifs en emploi y seront fonction de la probabilité de perdre son emploi (approximée par la proportion de chômeurs), de la durée des périodes de chômage (approximée par l'ancienneté moyenne de chômage) et du coefficient moyen de remplacement des revenus du travail par des allocations de chômage. Les principales leçons tirées de ce travail sont résumées en section 4.

2. ANALYSE THEORIQUE

Nous considérons le comportement d'un consommateur à durée de vie infinie. Il choisit son plan de consommation de façon à maximiser l'espérance de l'utilité qu'il en tire, compte tenu bien sûr de sa contrainte budgétaire. Plus formellement, on postule le programme d'optimisation suivant:

$$(2.1) \quad \text{Max}_{C_t} \left\{ \sum_{t=\tau}^{\infty} (1+\rho)^{t-\tau-1} U(C_t) \right\}$$

$$\text{s. r. q. (i) } M_t = (1+r)M_{t-1} + Y_t - C_t;$$

$$\text{(ii) } Y_t = y^e = \text{revenu si en emploi;}$$

$$= y^u = \text{revenu si en chômage } (y^u \ll y^e);$$

$$\text{(iii) } C_t \geq 0.$$

où ρ = taux de préférence pour le temps;

M = épargne cumulée (un seul actif, non-risqué, de rendement r);

$U(.)$ = fonction d'utilité avec propriétés traditionnelles.

La situation professionnelle de l'individu est déterminée par un processus de Markov. Si l'individu est en chômage au temps τ , la

probabilité qu'il retrouve un emploi au temps $t+1$ est égale à λ . S'il a un emploi, la probabilité qu'il le perde est μ . Ces probabilités sont indépendantes du temps. La durée moyenne des périodes de chômage est égale à $DUR = 1/\lambda$, celle des périodes d'emploi à $1/\mu$.

Le programme d'optimisation (2.1) est un problème de contrôle optimal stochastique. Nous examinerons d'abord sa solution sous l'hypothèse de marchés de capitaux parfaits, pour la contraster ensuite avec la solution en présence de contrainte de liquidités.

Solution en l'absence de contraintes de liquidités

En l'absence de contraintes de liquidité, seule importe la contrainte budgétaire globale qu'on peut réécrire sous la forme :

$$(2.2) \quad M_{t-1} = \sum_{\tau=t}^{\infty} (1+r)^{t-\tau-1} (Y_{\tau} - C_{\tau}) = 0.$$

Par les principes de la programmation dynamique, on sait que le plan de consommation optimal doit être tel qu'il satisfasse en chaque moment du temps t :

$$(2.3) \quad \max_{C_t} E_t \left\{ \sum_{\tau=t}^{\infty} (1+p)^{t-\tau-1} U(C_{\tau}) \right\} + v_t \left\{ M_{t-1} + \sum_{\tau=t}^{\infty} (1+r)^{t-\tau-1} (Y_{\tau} - C_{\tau}) \right\}$$

où v_t est le lagrangien associé à la contrainte budgétaire. La condition d'optimalité du 1^{er} ordre conduit directement à l'équation d'Euler :

$$(2.4) \quad U'(C_t) = \frac{1+r}{1+p} E_t \{ U'(C_{t+1}) \} \quad \forall t.$$

Le plan de consommation optimal doit être tel qu'il égalise à travers le temps les utilités marginales attendues de la consommation, corrigées pour les effets du taux d'intérêt et du taux de préférence pour le temps. Dans le cas particulier où taux d'intérêt et taux de préférence pour le temps sont égaux ($r=p$), l'utilité marginale attendue de la consommation est la même en chaque période. Si de plus l'utilité marginale est (en première approximation) linéaire dans la consommation, on retrouve le résultat de Hall (1978), à savoir que la

meilleure prévision en t du niveau de consommation en $t+1$ est le niveau de consommation en t lui-même, soit

$$(2.5) \quad E(C_{t+1}) = C_t$$

L'apparition du chômage modifie la consommation dans la mesure seulement où le revenu permanent s'en trouve affecté. C'est le contexte utilisé par DYNARSKI-SHEFFRIN (1987).

Solution avec contrainte de liquidité

Les contraintes de liquidité ($M_t \geq 0, \forall t$) signifient pour l'individu l'impossibilité de financer des dépenses courantes par des revenus futurs, via l'emprunt sur le marché des capitaux. Le consommateur peut ainsi se trouver forcé d'accepter, lorsque la contrainte est effective, un niveau de consommation inférieur au niveau souhaité. L'équation d'Euler (2.4) est à remplacer par l'inégalité :

$$(2.6) \quad U'(C_t) \geq \frac{1+r}{1+p} E_t(U'(C_{t+1})) \quad \forall t,$$

avec inégalité stricte lorsque la contrainte est effective et la consommation limitée à un niveau inférieur au revenu permanent. Le niveau de consommation attendu n'est plus, dans ces conditions, constant à travers le temps, même si les paramètres fondamentaux restent inchangés et si $r = p$.

Les travaux de COENE (1981, 1982), qui prolongent ceux de FOLEY et HELLWIG (1975), permettent de caractériser de façon beaucoup plus précise le comportement du consommateur confronté à des contraintes de liquidité et à des risques de chômage. COENE démontre que, si le programme d'optimisation (2.1) avec contraintes de liquidité a une solution et si le taux d'intérêt r est inférieur au taux de préférence pour le temps p (ce qui élimine le désir de transférer des ressources du présent vers le futur et accentue les contraintes de liquidité), la solution du programme d'optimisation avec contraintes de liquidité est telle que :

- 1 - Pour des valeurs données des paramètres fondamentaux (λ , μ , y^e , y^u , r), la consommation est entièrement déterminée par la situation professionnelle du moment et par les réserves financières disponibles:

$$(2.7) \quad C_t = C(y_t, M_t), \quad \forall t.$$

Le revenu courant y_t (soit y^e , soit y^u) nous informe sur la situation professionnelle actuelle de l'individu et, partant, sur ses perspectives d'avenir (puisque la probabilité d'avoir un emploi demain dépend de la situation aujourd'hui). Le niveau des réserves financières résume quant à lui toute l'information utile sur l'histoire passée de l'individu.

- 2 - Toutes choses égales par ailleurs, et notamment pour des réserves financières données, la consommation de l'individu en emploi est supérieure à la consommation de l'individu en chômage:

$$(2.8) \quad C(y^e, M) > C(y^u, M).$$

Ce résultat implique que la perte ou l'obtention d'un emploi provoque une brusque modification du niveau de consommation, à la baisse ou à la hausse.

- 3.- Lorsque l'individu est et reste en emploi, il accumule des encaisses de précaution dans lesquelles il pourra puiser lorsqu'il sera en chômage. Ce comportement permet d'atténuer l'effet des contraintes de liquidité. Le comportement d'épargne et de consommation de l'individu est tel que le montant de ses réserves financières évolue asymptotiquement vers leur niveau désiré M^* . Lorsque les réserves financières sont à leur niveau stationnaire M^* , l'individu en emploi consomme l'intégralité de son revenu y^e . Plus formellement, on écrira:

$$(2.9) \quad C(y^e, M) \begin{matrix} > \\ < \end{matrix} y^e \Leftrightarrow M \begin{matrix} > \\ < \end{matrix} M^*$$

- 4 - Le niveau stationnaire des réserves financières de précaution M^* est une fonction positive de la probabilité μ de perdre son emploi, de la durée moyenne des périodes de chômage $1/\lambda$, du revenu de

$$\begin{aligned}
 (3.1) \quad C &= y^e + c_2 (M_{-1} - M^*) && \text{si en emploi} \\
 &= y^u + c_2 M_{-1} && \text{si en chômage}
 \end{aligned}$$

avec c_2 positif. Cette spécification introduit, comme le suggère le modèle de Coene, une distinction claire entre les comportements de l'individu en emploi et de l'individu en chômage. Les dépenses de consommation sont égales au revenu courant (y^e pour l'individu en emploi, y^u pour le chômeur) plus une fonction c_2 de l'écart (éventuellement négatif pour le non-chômeur) entre les réserves financières disponibles (les liquidités) en début de période et leur niveau stationnaire de référence, respectivement $M^* \geq 0$ pour l'individu en emploi et zéro pour le chômeur. Le niveau optimal M^* des réserves financières de précaution du non-chômeur est représenté par une fonction linéaire du revenu du travail d'un travailleur en emploi, avec un coefficient de revenu lui-même fonction du coefficient de remplacement ($CR = y^u/y^e$), de la probabilité de perdre son emploi ($PR = \mu$), de la durée moyenne des périodes de chômage ($DUR = 1/\lambda$) et du taux d'intérêt r :

$$(3.2) \quad M^* = m_0 + (m_1 - m_2 CR + m_3 PR + m_4 DUR + m_5 r) \cdot y^e$$

avec $m_1 \geq 0$, $\forall i$.

La spécification (3.1)-(3.2) satisfait les exigences (2.7)-(2.11) du modèle de Coene. Notons cependant que rien ne permet de supposer a priori que le coefficient c_2 , qui détermine la vitesse à laquelle les réserves financières évoluent vers leur niveau stationnaire, soit réellement une constante. Ainsi peut-on s'attendre à ce qu'une personne ayant perdu son emploi consomme d'autant moins vite ses réserves financières que la durée moyenne attendue de la période de chômage est importante. Notre hypothèse d'un coefficient c_2 constant et identique pour les chômeurs et les non-chômeurs n'est qu'une des simplifications imposées par l'agrégation et l'absence de statistiques séparées sur les liquidités des chômeurs et des non chômeurs.

Le modèle de Coene limite l'effort d'épargne à la seule épargne de précaution motivée par les contraintes de liquidité et le risque de chômage. D'autres facteurs (cycle de vie par exemple) existent dans la réalité qui incitent les consommateurs à dépenser plus ou moins que leur revenu. On préférera pour cette raison généraliser (3.1) en permettant des termes constants non-nuls et des propensions marginales à consommer hors du revenu différentes de l'unité:

$$\begin{aligned} (3.3) \quad C &= (c_0)^e + c_1 y^e + c_2 (M_1 - M^*) && \text{si en emploi,} \\ &= (c_0)^u + c_1 y^u + c_2 M_1 && \text{si en chômage.} \end{aligned}$$

Afin d'éviter des problèmes d'agrégation trop importants, on suppose la même propension marginale à consommer hors du revenu c_1 et hors des encaisses de précaution c_2 pour le chômeur et le non-chômeur. Seuls les termes constants diffèrent.

Ajoutons que le modèle de COENE ne tient compte ni de la demande de monnaie pour motif de transaction ni du choix de l'épargnant entre placements monétaires et non-monétaires. Une façon très simple d'intégrer ces éléments est de redéfinir le niveau désiré des encaisses liquides comme la somme de deux composantes, l'une liée essentiellement au motif de transaction et représentée par une fonction du revenu et du taux d'intérêt, l'autre liée au motif de précaution (au sens de Coene) et représentée par M^* pour le non-chômeur, par zéro pour le chômeur. On réécrira donc (3.3) sous la forme:

$$\begin{aligned} C &= (c_0)^e + c_1 y^e + c_2 (M_1 - M_{\text{trans}}(y^e, r) - M^*) && \text{si en emploi,} \\ &= (c_0)^u + c_1 y^u + c_2 (M_1 - M_{\text{trans}}(y^u, r)) && \text{si en chômage.} \end{aligned}$$

où $M_{\text{trans}}(y, r)$ est la fonction de demande de monnaie de transaction. Pour simplifier on ne reprendra pas explicitement l'effet taux d'intérêt, qui apparaît déjà dans M^* . De plus, si $M_{\text{trans}}(.)$ est linéaire dans le revenu, on aboutit finalement à une formulation identique à (3.3), moyennant réinterprétation des paramètres c_0 et c_1 . Soulignons que la valeur du coefficient c_1 s'en trouve réduite et

ne peut plus être interprétée comme une propension marginale à consommer.

Agrégation des comportements individuels

Agréger des relations de comportement individuel revient toujours, peu ou prou, à faire des hypothèses héroïques sur l'identité des préférences, des caractéristiques et des comportements des divers individus concernés. Puisque notre objectif est une analyse du lien entre consommation et chômage, il convient bien sûr de reconnaître au moins la distinction entre chômeurs et non-chômeurs. Sans doute convient-il aussi de reconnaître que la hausse du taux de chômage au cours des vingt dernières années a coïncidé avec de fortes modifications des taux d'activité des différents groupes sociaux. On ne peut raisonnablement postuler qu'une augmentation du chômage a la même signification en termes de relation consommation-revenu, lorsqu'elle résulte d'une augmentation du taux d'activité féminin plutôt que d'une perte d'emploi dans le secteur manufacturier.

Ces considérations conduisent à distinguer six groupes d'individus, soit, pour chaque sexe, les actifs en emploi, les actifs en chômage et les inactifs. Les relations de comportement sont, groupe par groupe, les suivantes:

$$(3.4) \quad C^{eh} = (c_0)^{eh} + c_1 \cdot y^{eh} + c_2 \cdot \{(M^{eh})_{-1} - M^{th}\};$$

$$(3.5) \quad C^{ef} = (c_0)^{ef} + c_1 \cdot y^{ef} + c_2 \cdot \{(M^{ef})_{-1} - M^{tf}\};$$

$$(3.6) \quad C^{uh} = (c_0)^{uh} + c_1 \cdot y^{uh} + c_2 \cdot (M^{uh})_{-1};$$

$$(3.7) \quad C^{uf} = (c_0)^{uf} + c_1 \cdot y^{uf} + c_2 \cdot (M^{uf})_{-1};$$

$$(3.8) \quad C^{ih} = (c_0)^{ih} + c_1 \cdot y^{ih} + c_2 \cdot (M^{ih})_{-1};$$

$$(3.9) \quad C^{if} = (c_0)^{if} + c_1 \cdot y^{if} + c_2 \cdot (M^{if})_{-1};$$

Les indices h et f désignent les hommes et les femmes respectivement; les indices e, u et i désignent les actifs en emploi, les actifs en chômage et les inactifs respectivement. Pour des raisons évidentes,

les différences de comportement sont limitées aux termes constants et aux niveaux désirés d'encaisses par rapport auxquels sont mesurés les effets de liquidité. Pour les chômeurs et les inactifs (ces derniers n'ont aucune raison de constituer des encaisses de précaution contre des risques de chômage), le niveau de référence est nul. Pour les actifs en emploi, hommes et femmes, on s'inspirera directement de (3.2), tout en permettant des termes constants $(m_0)^h$ et $(m_0)^f$ différents.

Par définition, la consommation agrégée est égale à la somme des consommations de chaque groupe et semblablement pour le revenu agrégé. On obtient en additionnant les équations (3.4)-(3.9), compte tenu de (3.2), et en divisant à gauche et à droite par la population totale:

$$\begin{aligned}
 (3.10) \quad CT = & c_{00} + (c_{01})^h \cdot TA^h + (c_{01})^f \cdot TA^f \\
 & + (c_{02})^h \cdot UR^h \cdot TA^h + (c_{02})^f \cdot UR^f \cdot TA^f \\
 & + c_1 \cdot RD + c_1 \cdot \delta_1 \cdot \Delta RD + c_1 \cdot \delta_2 \cdot \Delta^2 RD \\
 & + c_2 \cdot M_1 \\
 & - c_2 \cdot (1-UR) \cdot TA \cdot RE \cdot (m_1 - m_2 \cdot CR + m_3 \cdot PR + m_4 \cdot DUR + m_5 \cdot r)
 \end{aligned}$$

La consommation totale moyenne par habitant CT est fonction de trois types de variables:

- les variables de taux d'activité (TA) et de taux de chômage (UR), liées aux termes constants des relations individuelles²; elles déterminent l'importance numérique relative de chacun des groupes de consommateurs considérés; les coefficients qui y sont associés sont une mixture des divers termes constants et donc difficiles à interpréter;
- le revenu disponible total par habitant (RD), avec éventuellement des effets retardés; rappelons que le coefficient c_1 associé à cette variable ne peut être interprété comme une propension marginale à consommer;

² Ces termes constants ne sont pas identifiés.

- l'ensemble des variables liées à l'effet de liquidité; cet ensemble comprend les encaisses liquides réelles par habitant (M) ainsi que les variables déterminant le niveau optimal des encaisses (M^*) pour les personnes en emploi, tel que décrit en (3.2); puisque ces variables concernent les seules personnes en emploi, elles apparaissent prémultipliées par $(1-UR) \cdot TA \cdot RE$, où RE est le revenu du travail moyen par personne en emploi.

Résultats empiriques

L'équation (3.10) a été estimée à partir de données trimestrielles couvrant la période 1967:4-1982:1. Les définitions et sources statistiques sont brièvement décrites en appendice. La période d'estimation s'arrête au premier trimestre 1982, à la fois par manque de statistiques homogènes sur les taux de chômage³ et afin d'éviter les difficultés soulevées par l'apparition de nouveaux produits financiers et l'impact de ceux-ci sur la détention d'encaisses liquides. Faute de mieux, on approximerait la durée moyenne des périodes de chômage (DUR) par l'ancienneté moyenne de chômage (en % d'année) et la probabilité de perdre son emploi (PR) par la proportion de personnes en chômage, définie par la relation $UR=PR \cdot DUR$. Cette relation n'est applicable en toute rigueur qu'à des situations stationnaires dans lesquelles les variations des flux d'entrée et de sortie dans la population des chômeurs ont produits tous leurs effets. La série obtenue est reproduite en figure 3.1. On remarquera les variations conjoncturelles plus marquées de PR , relativement à DUR . La série du coefficient moyen de remplacement des revenus du travail par des allocations de chômage (CR), fort irrégulière, a été lissée par régression (cfr appendice). Le coefficient ainsi obtenu est égal à 8,78 % début 1965, augmente brutalement en 69-70 et atteint un maximum de 27,97 % fin 1979; il décline ensuite lentement jusque 24,57 % fin 1984.

³ Afin d'obtenir des séries homogènes, on a reconstruit les séries de taux de chômage à partir des recensements, le dernier datant de 1982.

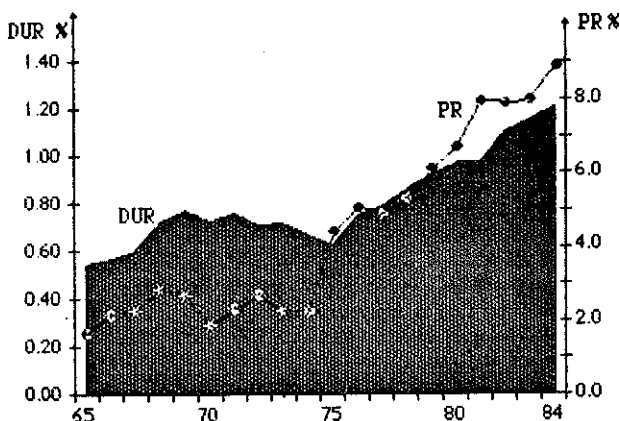


FIGURE 3.1 : Ancienneté moyenne du chômage DUR et proportion de chômeurs PR.

Les principaux résultats d'estimation sont rassemblés dans le tableau 3.1. La regression N°1 correspond au modèle de base (3.10). En dépit du nombre relativement élevé de paramètres à estimer, les écarts-types (donnés entre parenthèses) des estimateurs restent faibles, de sorte que presque tous les coefficients estimés sont significativement différents de zéro. Tous ont un signe compatible avec le modèle théorique de départ. Cette remarque concerne principalement les coefficients m_2 , m_3 , m_4 et m_5 de la demande d'encaisses de précaution M^+ . Les trois premiers coefficients sont positifs, indiquant qu'une baisse de coefficient de remplacement CR, une hausse de la proportion PR de personnes en chômage et un allongement de la durée du chômage DUR entraînent tous trois un accroissement des encaisses de précaution désirées. L'effet taux d'intérêt nominal est négatif ($m_5 < 0$); une hausse du taux d'intérêt nominal signifie une hausse du coût d'opportunité de la détention d'actifs liquides et réduit la valeur désirée des encaisses liquides. La variable endogène retardée, ajoutée à titre purement exploratoire, apparaît avec un coefficient quasi nul et totalement non-significatif. L'erreur standard de la régression représente à peine plus d'un demi-pourcent de la valeur moyenne de la variable expliquée (contre 0,78% pour l'équation 1.1).

	REGR. N°1	REGR. N°2	REGR. N°3
c_{00}	-1.156, (3.033,)	7.856, (1.762,)	638.3 (218.4)
$(c_{01})^h$	10.714, (5.466,)	-15.839, (4.155,)	
$(c_{01})^f$	-16.622, (3.086,)		
$(c_{02})^h$	32.858, (11.668,)	30.831, (5.799,)	
$(c_{02})^f$	42.251, (7.958,)		
c_1	0.44 (0.18)	0.09 (0.16)	0.47 (0.18)
$c_1 \cdot \delta_1$	0.07 (0.17)	0.30 (0.18)	-0.02, (0.22)
$c_1 \cdot \delta_2$	0.29 (0.13)	0.13 (0.13)	0.33 (0.16)
c_2	0.12 (0.02)	0.11 (0.02)	0.02 (0.02)
$c_2 \cdot m_1$	-0.02 (0.30)	0.53 (0.21)	0.38 (0.20)
$c_2 \cdot m_2$	2.26 (0.35)	1.86 (0.31)	0.53 (0.28)
$c_2 \cdot m_3$	10.98 (3.09)	3.72 (0.89)	0.13 (0.52)
$c_2 \cdot m_4$	0.41 (0.21)	-0.05 (0.07)	-0.06 (0.06)
$c_2 \cdot m_5$	-1.10 (0.48)	-0.15 (0.41)	-0.25 (0.54)
CT_{-1}	0.004 (0.10)	0.02 (0.12)	0.31 (0.12)
SER%	0.52 %	0.59	0.77
LLIK	-228.7	-236.3	-252.9
D. W.	2.50	2.23	1.91

SER = erreur standard de régression

Tableau 3.1

On peut à partir de la régression 1, réestimée ~~sous~~ ^{sans} le terme constant et la variable endogène retardée, calculer aisément la valeur de la demande M^* d'encaisses de précaution. Sous l'hypothèse $m_0 = 0$, on obtient.

$$(3.11) \quad M^* = (0.62 - 19.14 CR + 86.31 PR + 2.96 DUP - 8.31 r) \times RE$$

Le tableau 3.2 ci-dessous montre l'évolution de 1965 à 1985 du rapport des encaisses de précaution désirées au revenu moyen du travail d'une personne en emploi.

	65:1	70:1	75:1	80:1	84:4
CR	0,088	0,180	0,250	0,280	0,250
PR	0,016	0,019	0,044	0,067	0,098
DUR	0,540	0,730	0,630	0,980	1,300
M ^t /RE	1,920	0,980	1,500	3,940	8,140

Tableau 3.2

On a négligé dans ce calcul l'effet du taux d'intérêt, lequel se rapporte plus à la demande de monnaie de transaction qu'à la constitution d'encaisses de précaution. Le niveau désiré des encaisses de précaution est comparé dans la figure 3.2 au niveau observé des encaisses totales. Cette comparaison doit être interprétée avec prudence, puisque sont ignorés le terme constant m_0 et la demande de monnaie de transaction, tous deux non-identifiés (l'effet demande de transaction est caché dans le terme constant et l'effet revenu disponible $c_1 \cdot RD$). On constate en début de période, une baisse des encaisses de précaution désirées, liée à la hausse du coefficient moyen de remplacement CR. Après 1974 et suite à l'évolution de la situation sur le marché de l'emploi, on voit les encaisses de précaution désirées M^t augmenter considérablement, impliquant un effort d'épargne accru de la part des personnes en emploi. Il en résulte pour les dépenses de consommation un effet de liquidité de plus en plus faible (cf. fig. 3.3), en dépit de l'accroissement (modéré) des liquidités disponibles. L'effet de liquidité en % de la consommation est défini par l'écart entre les encaisses totales disponibles et les encaisses de précaution désirées

par les personnes en emploi, pondérées par l'importance relative de ces dernières. En pourcents de la consommation totale, on a :

$$(3.12) \quad c_2 \cdot \{M_1 - (1-UR) \cdot TA \cdot M^*\} / CT.$$

Ajoutons une fois encore que l'effet demande de monnaie de transaction est non-identifié et donc exclu de ce calcul.

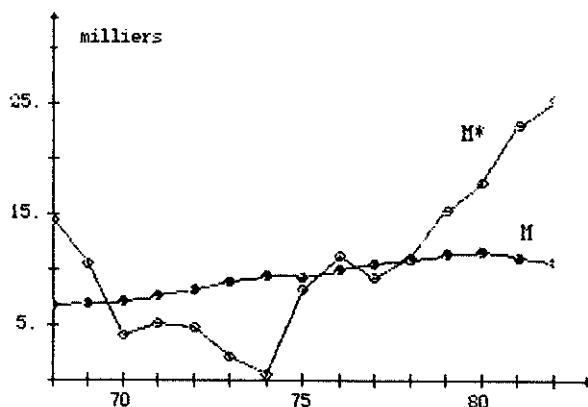


FIGURE 3.3 : Encaisses désirées (M*)
et observées (M).

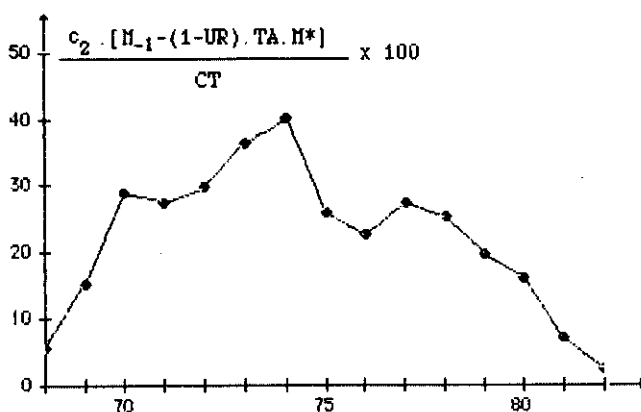


FIGURE 3.4 : Effet liquidité sur la consommation totale (en pourcents)

L'effet de changements dans le partage de la population totale entre chômeurs et non-chômeurs, actifs et inactifs, est représenté par les coefficients associés aux variables taux de chômage et taux d'activité. Ces coefficients impliquent, *ceteris paribus*, un accroissement de la consommation suite à un accroissement du chômage et une diminution de la consommation suite à une baisse du taux d'activité masculin ou une hausse du taux d'activité féminin. En d'autres termes, un accroissement du taux de chômage consécutif à une hausse du taux d'activité féminin engendrera une désépargne moins forte qu'un accroissement du chômage consécutif à des destructions d'emploi, ce qui semble assez logique. L'effet global de ces variables sur la consommation suit, de 1968 à 1982, une évolution inverse à celle de l'effet de liquidité. La hausse du taux d'activité féminin, non répercutée dans le taux de chômage, est principale responsable de la baisse de l'effet global observée en début de période; les effets positifs liés à l'accroissement continu du taux de chômage (désépargne des chômeurs) l'emportent ensuite. Cette évolution est telle que l'effort d'épargne accru des personnes en emploi après 1974 se trouve plus que compensé par la désépargne des chômeurs.

La comparaison de la régression N°1 avec la régression, (1.1) montre clairement que non seulement l'évolution du taux de chômage, mais également les conditions dans lesquelles cette évolution a eu lieu affectent significativement les taux de consommation et d'épargne des ménages. La comparaison des régressions 1, 2 et 3 du tableau 3.1 montre plus particulièrement ce qu'il en coûte de ne pas prendre en compte l'évolution des taux d'activité. La régression N°2 néglige la distinction entre taux de chômage et d'activité masculins et féminins; la régression N°3 omet purement et simplement ces variables. Il en résulte une baisse importante du pouvoir explicatif de la régression; les variables liées à l'effet de liquidité (CR, DUR, PR) deviennent non-significatives dans le même temps que la variable endogène retardée prend une place prépondérante. Cette dernière observation est à rapprocher de la conclusion de STOKER(1986), selon laquelle "ignorer la présence d'effets [liés à la] distribution [des revenus] peut conduire à exagérer la réalité des effets dynamiques dans les données agrégées. Parce que les mouvements de cette distribution sont limités, les effets de distribution peuvent tendre à persister dans les données agrégées et donner lieu à des effets statistiquement significatifs des variables retardées sur les variables courantes."

Il convient enfin de mettre en garde le lecteur contre une utilisation du modèle de consommation ci-dessus pour simuler les effets dynamiques d'une variation du taux de chômage sur l'épargne et la consommation. Une telle analyse reste impossible et n'a aucun sens aussi longtemps que la variable M_1 (encaisses liquides observées) reste exogène, c'est-à-dire, aussi longtemps que le partage de la richesse totale entre actifs liquides et non-liquides reste inexpliqué. Le rôle du taux d'intérêt dans la fonction de consommation retenue (régression N°1) illustre bien la nature de la difficulté rencontrée. Le coefficient estimé m_5 étant négatif, le modèle utilisé semble suggérer que, toutes choses égales par ailleurs, une hausse du taux d'intérêt nominal stimule la consommation (cf. équation (3.10)). En fait, l'évolution du taux d'intérêt nominal ne peut être dissociée de celle des encaisses liquides. L'interprétation correcte est de remarquer qu'une diminution des

liquidités des ménages n'a aucun effet sur la consommation dans la mesure où elle reflète simplement un partage différent entre actifs liquides et non-liquides motivé par une hausse du taux d'intérêt nominal.

4. CONCLUSIONS

On s'est efforcé dans ce travail de mesurer les effets du chômage sur la consommation des ménages, et plus précisément de distinguer dans les effets du chômage sur la consommation la part qui revient à l'accumulation d'encaisses de précaution par les personnes en emploi, de celle qu'il faut attribuer à la désépargne des chômeurs. Un modèle empirique a été proposé et estimé sur données trimestrielles agrégées, pour la période 1967:4-1982:1. On s'est inspiré pour ce faire du travail théorique de COENE (1981,1982) dans lequel les encaisses de précaution optimales sont fonction de la probabilité de perdre son emploi, de la durée moyenne des périodes de chômage et du coefficient moyen de remplacement des revenus du travail par des allocations de chômage. Les résultats obtenus sont conformes aux prévisions théoriques. Il ressort clairement de l'analyse empirique que, non seulement l'évolution du taux de chômage lui-même, mais également les conditions dans lesquelles cette évolution a lieu (taux d'activité, coefficient de remplacement, durée moyenne des périodes de chômage,...), affectent significativement les taux de consommation et d'épargne des ménages. On obtient qu'une hausse du coefficient de remplacement produit à court terme une hausse de la consommation; un allongement de la durée moyenne des périodes de chômage a l'effet inverse. Les variations des taux d'activité ont également leur importance; ainsi, un accroissement du taux de chômage engendré par une hausse du taux d'activité féminin a - t.2 moins d'effet sur la consommation qu'un accroissement lié à des pertes d'emploi.

L'analyse empirique réalisée dans cet article a cependant ses limites. L'absence de statistiques sur les réserves financières des chômeurs et des non-chômeurs pris séparément rend difficile l'étude des effets des contraintes de liquidité sur la consommation et

hasardeuse la distinction entre comportements des chômeurs et des non-chômeurs. Ainsi, l'effet positif et significatif sur la consommation d'un relèvement du coefficient de remplacement représente-t-il peut-être autant des comportements de désépargne des chômeurs que des comportements de précaution des personnes en emploi. L'analyse empirique reste également partielle, dans la mesure où le partage de l'épargne entre actifs liquides et non-liquides n'est pas expliqué, ce qui empêche toute utilisation du modèle pour des simulations dynamiques des effets du chômage sur la consommation.

REFERENCES

- COENE,P.,(1981), "Stochastic Rationing and Consumer Behavior : An Intertemporal Analysis.", unpublished Ph.D.dissertation, Stanford University.
- COENE,P.,(1982), "On the Effects of Unemployment and Unemployment Insurance on Consumption and Savings", CORE DP n° 8245, CORE, Université Catholique de Louvain, Louvain-La-Neuve.
- CRETIN,L.,L'HARDY,Ph.,(1986), "Le comportement du consommateur-épargnant : Du modèle économique au modèle économétrique.", Communication aux Troisièmes Journées de Microéconomie Appliquée, Nantes.
- DE SALVO,J.,EECKHOUDT,L.,(1982), "The Effect of Unemployment Risk on Consumption Behaviour", Zeitschrift für Nationalökonomie, 42, 411-18.
- DYNARSKI, M., SHEFFRIN, S.M., (1987), "Consumption and Unemployment", Quarterly Journal of Economics, CII, 411-428.
- EECKHOUDT,L.,SNEESSENS, H.R.,(1987), "Risque de chômage, contraintes de liquidité et consommation. Etude théorique et empirique", Rapport de recherche au Commissariat Général du Plan, octobre 1987.
- FOLEY,D.,HELLWIG,M.,(1975), "Asset Management with Trading Uncertainty", Review of Economic Studies, 42, 327-46.
- FOURNIER,G.,GLAUDE, M.,REYNAUD, E.,(1984), "Familles ouvrières et chômage: des budgets difficilement compressibles", Economie et Statistique, 170, 37-52.
- HALL,R.E.,(1978), "Stochastic Implications of the Life Cycle - Permanent Income Hypothesis : Theory and Evidence.", Journal of Political Economy, 86, 971-87.

- HAYASHI, F., (1985), "The Effects of Liquidity Constraints on Consumption: A Cross-^{sec}national Analysis", Quarterly Journal of Economics, C, 183-206.
- KESSLER, D., STRAUSS-KAHN, D., (1980), "L'arbitrage entre épargne et consommation dans les modèles macro-économétriques français.", Communication au colloque franco-polonais sur la modélisation macro-économétrique, Lodz, Pologne.
- MAILLARD, B., (1987), "L'arbitrage entre consommation et épargne dans un contexte de chômage et de rationnement du crédit - une approche macroéconomique", Mémoire de fin d'études, IESEG, Lille.
- STERDYNIAK, H., (1987), "Le choix des ménages entre consommation et épargne en France de 1966 à 1986", Observations et diagnostics économiques, Revue de l'OFCE, No 21, pp 191-210.
- STOKER, Th. M., (1986), "Simple Tests of Distributional Effects on Macroeconomic Equations", Journal of Political Economy 94, 763-96.
- VESPERINI, J. P., (1981), "Economie Politique", Economica, Paris.

APPENDICE: DEFINITIONS ET SOURCES STATISTIQUES

On ne donnera ici que les éléments d'information principaux. Pour plus de détails, voir ECKHOUDT-SNEESSENS(1987) ou MAILLARD(1987). Ce dernier document reproduit in extenso les séries statistiques utilisées lors de l'estimation.

I. Population, emploi, chômage

La population totale et la population active par sexe sont estimées à partir des recensements au 1^{er} janvier de 1962, 1968, 1975 et 1982. Les séries trimestrielles sont obtenues en supposant un taux de croissance constant entre deux recensements, compte tenu de l'évolution du nombre de préretraités et de militaires du contingent.

Les séries de population masculine et féminine en emploi ont été construites à partir des estimations annuelles publiées par l'INSEE pour l'emploi salarié, et à partir des recensements pour l'emploi non-salarié. Les séries sont trimestrialisées par interpolation log-linéaire.

Les séries de taux d'activité et de taux de chômage sont calculées à partir des séries de population totale, population active et population en emploi ainsi obtenues.

La durée moyenne des périodes de chômage est approximée par l'ancienneté moyenne de chômage, disponibles en mars de chaque année dans les enquêtes emploi. La trimestrialisation est effectuée par interpolation log-linéaire.

II. Revenu

RD est le revenu disponible brut des ménages, défalqué de la formation de capital des entrepreneurs individuels (FFCEI), divisé par l'indice des prix à la consommation et la population totale. Cette statistique intervient dans les estimations sous la forme d'une moyenne arithmétique sur deux trimestres.

Les allocations de chômage sont calculées à partir des statistiques publiées par l'Unedic et le Ministère du Travail. Elles excluent les indemnités et allocations de formation, les allocations décès et les allocations versées aux préretraités.

Le revenu du travail d'une personne en emploi (RE) est obtenu en rapportant à la population totale en emploi le total masse salariale, nette de cotisations de sécurité sociale, plus revenu des entrepreneurs individuels, net de la FFCEI, moins impôts courants, calculés en supposant un même taux de taxation pour les revenus du travail et du patrimoine.

Le coefficient de remplacement (CR) est obtenu en divisant l'allocation moyenne de chômage d'un chômeur par le revenu moyen du travail (net d'impôts) d'une personne en emploi. La série est lissée par l'intermédiaire de la régression :

$$\ln CR = a_0 + a_1 \text{ TREND} + a_2 \text{ TREND}^2 + \text{terme d'erreur.}$$

régression ajustée séparément sur les sous-périodes 1965:1-1968:2 et 1969:2-1984:4. Les valeurs de CR utilisées sont celles calculées à partir de ces régressions, sauf pour la période intermédiaire 1968:3-1969:1 pour laquelle on a gardé les valeurs initiales.

III. Divers

CT = consommation finale des ménages (durables et non-durables) à prix constants, divisée par la population totale;

M = liquidités détenues par les particuliers et entrepreneurs individuels (sources: de 1967 à 1969, modèle MINE in Statistiques et Etudes financière, n°29, 1977, p53-série recalée-; de 1970 à 1980, annexe au 36^e rapport annuel du CNC, 1983; de 1981 à 1982, Bulletin Mensuel de Statistique);

r =taux sur les dépôts des livrets A de Caisse d'épargne.

