

MODÈLES ÉCONOMÉTRIQUES DE  
L'INVESTISSEMENT : UNE ÉTUDE  
COMPARATIVE SUR DONNÉES ANNUELLES

---

Par

*Pierre-Alain MUET*

N° 7904

*Rapport de la Convention INSEE-CEPREMAP n° 7841041001077506*

Notre article propose tout d'abord une présentation synthétique des principaux modèles économétriques d'investissement, fondée sur la prise en compte des contraintes perçues ou anticipées par les entreprises sur les divers marchés concernés par la décision d'investissement. On est conduit ainsi à distinguer la demande "notionnelle" qui ne dépend que du coût des facteurs, des demandes "effectives" qui dépendent soit de la croissance et du coût relatif capital-travail (contrainte sur le marché des biens), soit des conditions financières (contrainte sur le marché financier). En ne retenant que les demandes effectives et en tenant compte du fait que les contraintes de financement n'affectent pas l'ensemble des entreprises, on peut proposer un modèle macroéconomique prenant en compte simultanément l'effet d'accélération, le coût relatif capital-travail et l'influence des profits. Ce modèle général permet de retrouver comme cas particulier les principaux modèles économétriques de l'investissement en faisant varier l'importance de la contrainte financière représentée par le nombre d'entreprises contraintes (en terme de fraction du capital total  $v$ ), et l'importance de la substitution capital-travail (élasticité de substitution  $\sigma$ ).

La seconde partie de l'article présente une estimation des différents modèles sur série chronologique annuelle 1950-1974 et une analyse de l'influence respective de la croissance, du taux d'intérêt (coût du capital) et des profits sur l'investissement productif des entreprises non financières.

## I - LES FONDEMENTS THEORIQUES

L'analyse des théories qui sous-tendent les formalisations économétriques de la demande d'investissement distingue habituellement les modèles d'accélération fondés sur l'ajustement du capital à la demande anticipée ; les modèles "néoclassiques" où la demande d'investissement dérive de la maximisation du profit sous contrainte de la fonction de production, dans l'hypothèse d'un marché financier parfait ; enfin les modèles de profit ou plus généralement, les modèles financiers qui font jouer un rôle déterminant aux conditions de financement.

Cette distinction qui s'appuie principalement sur les variables explicatives mise en jeu par les trois types de modèles s'applique bien à notre propos qui vise à dégager l'influence des différentes variables explicatives ; elle n'est pas en revanche la plus satisfaisante d'un point de vue théorique.

C'est ainsi que le modèle de profit peut représenter soit l'influence de la rentabilité anticipée sur la décision d'investissement dans l'hypothèse d'une parfaite mobilité des capitaux entre les branches, soit l'influence de l'autofinancement disponible dans l'hypothèse inverse (contrainte sur le marché des fonds prêtables). Dans le même ordre d'idée, les modèles qualifiés de "néoclassiques" dans la littérature recouvrent le plus souvent des modèles d'investissement profondément différents<sup>(1)</sup> : les uns que nous qualifions de "vrais modèles néoclassiques" correspondent aux hypothèses habituelles de l'équilibre général néoclassique (marchés concurrentiels, loi de SAY), les autres, c'est-à-dire en fait la plus grande partie des modèles empiriques, s'apparentent en réalité à ce que nous appellerons le modèle de "déséquilibre" ou "demande effective d'investissement". Dans ce dernier modèle, l'investissement dépend de l'évolution anticipée de la demande (accélérateur) et, selon la plus ou moins grande élasticité de substitution de la fonction de production, du coût relatif capital-travail.

./.

---

(1) Pour plus de détails on pourra consulter P.A. MUET (1979).

Lorsque le comportement des entreprises est réduit à la maximisation du profit pur, les différents modèles d'investissement (accélérateur, "néoclassique", profits) peuvent être décrits successivement selon les hypothèses retenues pour le fonctionnement des différents marchés (équilibre néoclassique ou équilibre avec rationnement).

# 1 - Une typologie des modèles d'investissement : demande notionnelle et demandes effectives

Les décisions d'investissement des firmes mettent en jeu quatre marchés : le marché des produits dont l'évolution fixe les besoins en capital et en travail des entreprises, le marché des biens d'équipements, le marché financier (ou marché des fonds prêtables) et, indirectement, le marché du travail. Afin de simplifier l'exposé, nous assimilerons demande d'investissement et demande de capital en ayant recours à un modèle purement statique <sup>(2)</sup>. La demande d'investissement  $I^-$  au cours de la période se déduira simplement de la demande de capital  $K^-$  par la relation

$$I^- = K^- - (1-\delta) K_{-1}$$

$K_{-1}$  est le stock de capital en fin de période précédente et  $\delta$  le taux de remplacement des équipements. Les demandes de capital  $K^-$  et de travail  $N^-$ , ainsi que l'offre de biens  $Q^+$  sont liées par la fonction de production :

$$(1) \quad Q^+ = f(K^-, N^-)$$

A la demande de capital correspond une demande de biens  $I^-$  sur le marché des biens d'équipements et une demande de fonds prêtables sur le marché financier, que nous assimilons en première approximation au besoin de financement des entreprises :

$$B^- = q I^- - \text{Aut}$$

Aut désigne l'autofinancement des entreprises,  $q$  le prix des biens d'investissement.

./.

---

(2) On trouvera une formalisation de ces mêmes idées, dans un contexte dynamique dans P. ZAGAME (1977). Le capital désiré et les délais d'ajustements sont déterminés, en présence de coûts d'ajustements  $q(I)$ , par le même processus d'optimisation (profit actualisé) :  $\int_0^\infty e^{-rt} (pQ - WN - q(I)I) dt$ . Les relations qui déterminent le capital désiré sont identiques à celles que l'on obtient avec notre modèle statique, moyennant la définition appropriée du coût d'usage du capital.

Nous supposons que la firme maximise son profit

$$\pi = p Q - w N - c K$$

où  $c$  est le coût d'usage du capital. Intuitivement, si  $r$  est le taux d'actualisation (ou taux d'intérêt), ce coût d'usage représente ce qu'aurait pu obtenir la firme en plaçant le capital argent ( $q K$ ) au taux d'intérêt  $r$ . Si  $\delta$  est le taux de dépréciation du capital, ce coût d'opportunité est égal à  $(r + \delta) (q K)$ , d'où l'on réduit  $c = (r + \delta) q$ .

Une justification plus rigoureuse de cette relation a été donnée par de nombreux auteurs (dont JORGENSON [1963]) (2'). Retenons simplement que le coût d'usage  $c$  permet de résumer en une seule variable les deux variables de prix du marché financier ( $r$ ) et du marché des biens d'équipements ( $q$ ).

Nous limiterons notre étude à trois régimes particulièrement significatifs :

- l'équilibre néoclassique (marchés concurrentiels),
- le cas d'une contrainte sur la demande de produits (hypothèse keynésienne  $Q^* = \bar{Q}$ ),
- le cas d'une contrainte sur l'offre de fonds prêtables ( $B^+ = \bar{B}$ ).

En retenant les définitions de CLOWER (1965), la demande d'investissement sera dite "notionnelle" dans le premier cas, et "effective" dans les deux autres hypothèses.

#### 1.1 - Demande notionnelle : le "vrai modèle néoclassique"

Lorsqu'il n'existe aucune contrainte sur les différents marchés et que le fonctionnement de ceux-ci est concurrentiel, la demande d'investissement des firmes ne dépend que des prix et des coûts anticipés ( $p$ ,  $w$ ,  $q$  et  $r$ ).

./.

(2') Elle dérive de l'optimisation précédemment évoquée (note 2)

Si la fonction de production est à rendements d'échelle décroissants, l'optimisation détermine une offre de bien  $Q^+$ , et une demande de facteurs ( $N^-$  et  $K^-$ ) qui ne dépendent que des coûts relatifs :

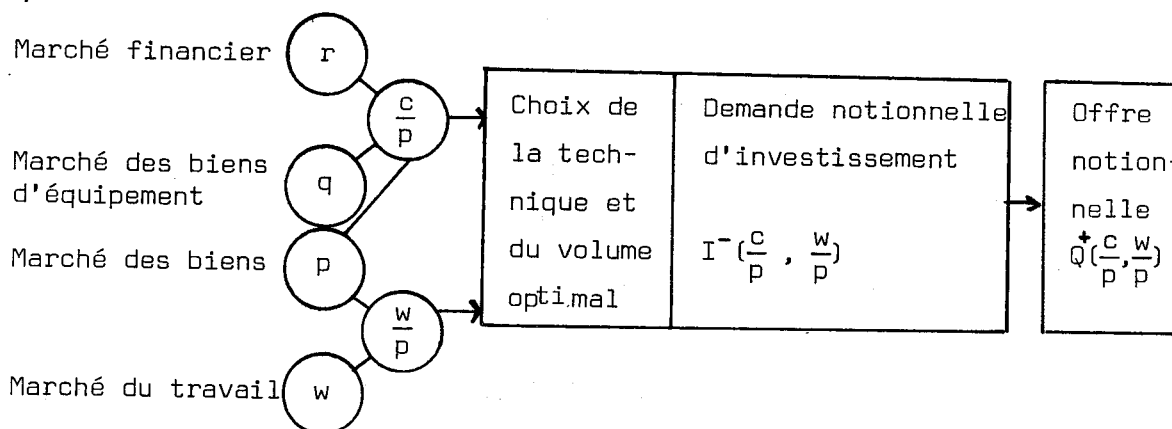
$$Q^+ = Q^+ \left( \frac{c}{p}, \frac{w}{p} \right)$$

$$N^- = N^- \left( \frac{c}{p}, \frac{w}{p} \right)$$

$$K^- = K^- \left( \frac{c}{p}, \frac{w}{p} \right)$$

Le modèle d'investissement ainsi défini correspond à ce que nous appellerons le "vrai modèle néoclassique". La détermination de l'investissement répond alors au schéma suivant :

#### Prix et coûts



Conformément au schéma d'équilibre général néoclassique, la demande de capital (ou d'investissement) ne dépend que des prix des différents marchés. Dans l'hypothèse d'une fonction de production COBB-DOUGLAS :

$$Q = A (K)^\alpha (N)^\beta e^{\gamma t}, \quad \alpha + \beta < 1$$

la demande notionnelle de capital est égale par exemple à :

$$K^- = C \left( \frac{w}{p} \right)^{-\frac{\beta}{1-(\alpha+\beta)}} \left( \frac{c}{p} \right)^{\frac{\beta-1}{1-(\alpha+\beta)}} e^{\frac{\gamma}{1-(\alpha+\beta)} t}$$

où C est une constante qui dépend des différents paramètres de la fonction de production.

## 1.2 - Contrainte sur le marché des biens

Lorsque le marché des biens est en "déséquilibre" de type keynésien, c'est-à-dire lorsque l'offre notionnelle de biens est supérieure à la demande effective de bien  $\bar{Q}$  (3), la demande d'investissement et de travail obtenues par maximisation du profit dépendent de la contrainte anticipée  $\bar{Q}$  et, si la fonction de production est à facteurs substituables, du coût relatif capital-travail :

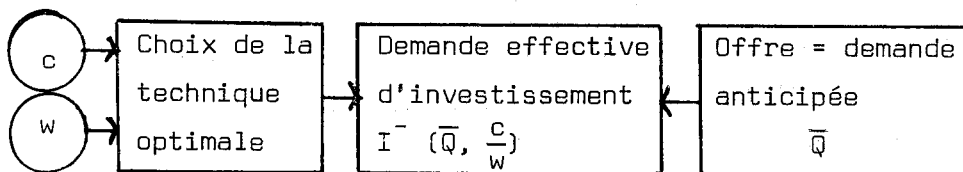
$$Q^+ = \bar{Q}$$

$$N^- = N^-(\bar{Q}, \frac{c}{w})$$

$$K^- = K^-(\bar{Q}, \frac{c}{w})$$

Le modèle d'investissement, que nous appellerons modèle de "déséquilibre" ou demande effective, répond donc au schéma :

### Coûts



Dans l'hypothèse d'une fonction COBB-DOUGLAS, on obtient par exemple :

$$K^- = C(\bar{Q})^{\frac{1}{\alpha+\beta}} \left(\frac{w}{c}\right)^{\frac{\beta}{\alpha+\beta}} e^{-\gamma t}$$

Dans l'hypothèse plus générale d'une fonction de production à élasticité de substitution constante (CES) :

$$Q = [a K^{-\rho} + b N^{-\rho}]^{-\frac{1}{\rho}}, \quad \sigma = \frac{1}{1+\rho}$$

./.

(3) Ce cas sera toujours vérifié si les rendements d'échelle sont constants ou, a fortiori, s'ils sont croissants. Nous supposons d'autre part les prix fixés. La maximisation du profit correspond donc à la minimisation du coût de production pour des prix et un niveau de production donné.

La demande effective de capital a une forme un peu plus compliquée :

$$K^- = \frac{1}{a} (\bar{Q})^{\frac{1}{\sigma-1}} [a^{\sigma-1} + b^{\sigma} (\frac{c}{w})^{\sigma-1}]^{\frac{1}{\sigma-1}}$$

On remarquera tout d'abord que dans la mesure où le niveau de la demande de capital est fixé par la contrainte de débouchés  $\bar{Q}$ , aucune hypothèse sur les rendements d'échelle n'est nécessaire pour obtenir un profit maximum, à la différence de la demande notionnelle qui suppose des rendements d'échelle décroissants.

On notera en outre que l'élasticité du capital par rapport à la production (demande) est égale à l'inverse des rendements d'échelle ( $\frac{1}{\alpha+\beta}$  ou  $\frac{1}{\sigma}$ ). Elle est donc en général assez proche de l'unité et plutôt inférieure à celle-ci si, comme le montrent les estimations des fonctions de production, les rendements d'échelle sont croissants.

Enfin la sensibilité de la demande de capital au coût relatif capital-travail dépend de l'élasticité de substitution  $\sigma$  de la fonction de production. Lorsque celle-ci est nulle, les coûts relatifs n'ont plus d'influence sur la demande de capital (le modèle d'investissement est l'accélérateur). Cette sensibilité est une fonction croissante de l'élasticité de substitution mais la forme fonctionnelle n'est simple que dans le cas où cette élasticité de substitution est égale à l'unité (fonction COBB-DOUGLAS).

### 1.3 - Contrainte sur l'offre de crédit

Le dernier cas que nous examinerons correspond à l'encadrement du crédit. L'offre  $B^+$  de crédit est alors une contrainte  $\bar{B}$  et les possibilités d'endettement et les ressources d'autofinancement (Aut) déterminent l'investissement financièrement réalisable, pour reprendre la terminologie du modèle FIFI. L'offre de biens  $Q^+$  et la demande de travail  $N^-$  s'expriment alors en fonction de l'investissement financièrement réalisable et du taux de salaire réel <sup>(4)</sup> (on les obtient par maximisation du profit sous

./.

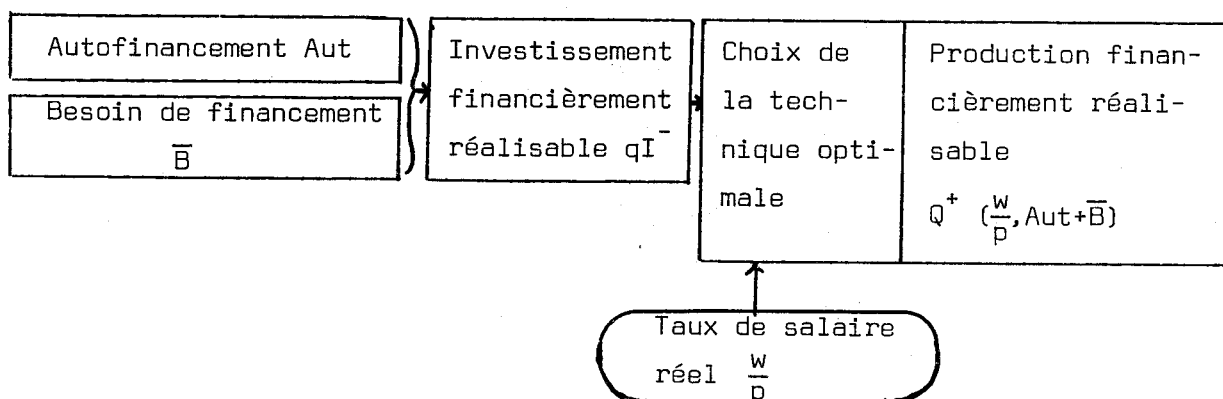
(4) Dans notre modèle simplifié qui néglige d'une part la périodisation temporelle, d'autre part la différence entre la fonction de production applicable aux équipements installés et celle qui représente les possibilités de choix "ex-ante" de l'investissement, les ressources d'autofinancement devraient être des variables endogènes de l'optimisation et ne pas constituer nécessairement une contrainte. Cette contrainte sera toutefois effective si l'on tient compte de ces 2 facteurs.

contrainte de la fonction de production et du capital financièrement réalisable) :

$$Q^+ = Q^+ \left( \text{Aut} + \bar{B}, \frac{w}{p} \right)$$

$$N^- = N^- \left( \text{Aut} + \bar{B}, \frac{w}{p} \right)$$

$$qI^- = \text{Aut} + \bar{B}$$



Le lecteur remarquera que cette hypothèse correspond très exactement au schéma d'économie concurrencée (COURBIS [1973]). Dans le "secteur exposé", la contrainte d'autofinancement est effective, car le prix est fixé par la concurrence étrangère, alors qu'elle ne l'est pas dans le "secteur abrité" puisque ce dernier peut ajuster son autofinancement par le biais des prix.

Considérons toujours à titre d'exemple la fonction de production COOB-DOUGLAS, on obtient l'investissement, le capital et la production financièrement réalisables par les relations :

$$I^- = \frac{1}{q} (\text{Aut} + \bar{B})$$

$$K^- = I^- + K_{-1} (1-\delta)$$

$$Q^+ = C(K)^{\frac{\alpha}{1-\beta}} \left( \frac{w}{p} \right)^{-\frac{\beta}{1-\beta}}$$

C étant comme précédemment, une constante qui dépend des paramètres de la fonction de production.

Le modèle statique que nous avons retenu dans ce paragraphe nous a permis de présenter de façon simple les principaux déterminants de l'investissement productif. Pour nous rapprocher toutefois des modèles économétriques, il nous faut tenir compte d'une part de la dynamique intertemporelle, d'autre part examiner certains aspects de la décision d'investir qui n'entrent pas dans cette typologie simplifiée. Aussi reviendrons-nous maintenant à une distinction plus traditionnelle des modèles d'investissement.

## 2 - Les modèles d'investissement

Le premier modèle que nous avons examiné (demande notionnelle ou "vrai modèle néoclassique") ne fait dépendre la décision d'investissement que des coûts réels anticipés (coût réel du travail  $\frac{w}{p}$ , coût réel du capital  $\frac{c}{p}$ ). Les hypothèses très restrictives qui permettent de définir une telle fonction (rendements d'échelle décroissants<sup>(5)</sup> absence de contrainte sur les débouchés de la firme) ont pour conséquence qu'il ne présente guère qu'un intérêt "pédagogique".

Si l'on écarte donc ce modèle, l'analyse précédente nous conduit à deux déterminations antagonistes de l'investissement :

- à partir des coûts relatifs et de la croissance en l'absence de contraintes financières,
- à partir des conditions de financement dans l'hypothèse inverse.

En réalité, les choses sont moins tranchées lorsqu'on les examine dans un cadre macroéconomique. Les contraintes qui pèsent à un instant donné sur les entreprises ne sont pas uniformes et il est tout à fait possible que les deux influences s'observent simultanément au niveau global.

./.

---

(5) On peut toutefois assouplir ces conditions en prenant en compte l'incertitude (Cf. MALINVAUD (1973) page 227) et en remarquant que les rendements peuvent être décroissants au niveau de la firme et croissants au niveau global.

La fonction macroéconomique d'investissement devrait donc dépendre simultanément de ces différentes variables explicatives. En faisant quelques hypothèses simples sur les fonctions individuelles, on peut proposer un modèle agrégé qui prenne en compte ces diverses variables.

Nous allons examiner successivement ces trois types de modèles :

- accélération flexible et modèle de demande effective,
- modèles de profits,
- modèle général (accélérateur, profits).

## 2.1 - Accélérateur flexible et modèle de demande effective

Nous avons assimilé précédemment demande d'investissement et demande de capital en montrant comment cette dernière se formait à partir des informations perçues par la firme, c'est-à-dire dans le cas présent de la demande et du coût relatif anticipés. Pour passer de la demande de capital (ou capital désiré) à l'investissement réalisé, il nous faut spécifier la formation des anticipations et les délais de réalisation de l'investissement<sup>(6)</sup>. Les décisions d'investissement concernent en effet un horizon qui est d'autant plus éloigné que le capital est fixe (pour les anticipations sur la demande) ou que la fonction de production applicable aux équipements installés admet peu de substitutions (pour les anticipations sur le coût relatif qui influencent le choix des techniques de production). Le concept de grandeur permanente permet précisément de représenter ce type d'anticipations à long terme, à condition toutefois de l'adapter au contexte d'une économie dont la référence est la croissance. Ceci peut être réalisé en substituant notamment la notion de croissance permanente de la grandeur  $x_t$  à celle de grandeur permanente. La décision de la firme s'appuiera alors sur la croissance permanente anticipée pour la période future  $(t, \dots, t+\theta, \dots)$ :

$$x_t^* = \dots = x_{t+\theta}^* = \dots = \sum_{i=0}^{\infty} (1-\lambda) \lambda^i x_{t-i}^0$$

./.

---

(6) Pour plus de détails on pourra consulter P.A.MUET, P.ZAGAME (1976).

Cette spécification se trouve en outre bien adaptée à la spécification de la fonction de demande effective en raison de la forme log-linéaire des relations qui définissent le capital désiré. Dans l'hypothèse d'une fonction COBB-DOUGLAS, le taux de croissance du capital désiré  $\overset{0}{K}^*$  devient en effet une fonction linéaire des taux de croissance anticipés de la demande ( $\overset{0}{Q}^*$ ) et des coûts relatifs ( $\frac{\overset{0}{W}}{\overset{0}{C}}$ )<sup>\*</sup>:

$$\overset{0}{K}^* = \left( \frac{\overset{0}{I}}{\overset{0}{K}} - \delta \right) = \frac{1}{\alpha + \beta} \overset{0}{Q}^* + \frac{\beta}{\alpha + \beta} \left( \frac{\overset{0}{W}}{\overset{0}{C}} \right)^* - (\gamma + \delta)$$

Comme  $\overset{0}{Q}^*$  et  $\left( \frac{\overset{0}{W}}{\overset{0}{C}} \right)^*$  sont des fonctions à retards échelonnés des taux de croissance observés et que l'investissement réalisé est lui-même une fonction à retards échelonnés de l'investissement désiré, on en déduit la fonction d'investissement globale en combinant les différents retards :

$$(1) \quad \frac{\overset{0}{I}}{\overset{0}{K}} = \Phi_1(L) \overset{0}{Q} + \Phi_2(L) \left( \frac{\overset{0}{W}}{\overset{0}{C}} \right) + d$$

$\Phi_1(L)$  et  $\Phi_2(L)$  sont les fonctions à retards échelonnés que l'on peut représenter de façon générale (cf. Annexe 3) par des polynômes de l'opérateur de décalage  $L$  défini par  $Lx_t = x_{t-1}$ . Si la distribution de retards des anticipations est une distribution géométrique (demande permanente) et que la fonction d'ajustement au capital désiré est également une distribution géométrique (en raison par exemple de coûts d'ajustements croissants avec la vitesse d'ajustement du capital), les fonctions  $\Phi_1(L)$  et  $\Phi_2(L)$  doivent être des distributions du second ordre. En pratique nous verrons toutefois que des distributions de retards du premier ordre suffisent à représenter les retards échelonnés des différents modèles.

Lorsque la fonction de production est de type COBB-DOUGLAS le coefficient à long terme du taux de croissance de la demande est égal à l'inverse des rendements d'échelle ( $\frac{1}{\alpha + \beta}$ ) et celui du taux de croissance du coût relatif est égal à ( $\frac{\beta}{\alpha + \beta}$ ). Dans le cas où l'élasticité de substitution est inférieure à un, ce dernier coefficient devrait être plus faible (7). Enfin si la fonction de production est à coefficients fixes, le modèle se réduit à l'accélérateur flexible

$$\frac{\overset{0}{I}}{\overset{0}{K}} = \Phi(L) \overset{0}{Q} + d$$

./.

(7) En toute rigueur on n'obtient pas un modèle comparable au modèle (2) car la fonction définissant le capital désiré n'est pas log-linéaire pour le coût relatif.

Le modèle de demande effective que nous venons d'étudier est en fait assez proche formellement des modèles que l'on appelle à tort dans la littérature : modèles néoclassiques d'investissement (sur ce point on pourra consulter P.A. MUET [1979]).

## 2.2 - Modèles de profit

Nous avons vu que l'encadrement du crédit constituait une première justification de l'influence de l'autofinancement sur l'investissement des entreprises, mais d'autres considérations conduisent également les entreprises à privilégier le financement interne par rapport à l'endettement. C'est ainsi que la prise en compte d'un risque financier croissant avec l'endettement (KALECKI [1937]), ou la contrainte de solvabilité des entreprises (COURBIS [1968]) assurent l'existence d'une structure financière optimale, qui peut imposer une contrainte au montant de l'investissement effectivement réalisé.

Prenant à titre d'exemple le comportement de solvabilité, c'est-à-dire la nécessité pour une entreprise de payer l'intérêt de ses dettes et de les rembourser lorsqu'elles arrivent à échéance, on peut montrer (cf. E. MALINVAUD [1973] page 243 et suivantes) que la prise en compte de la contrainte de solvabilité ainsi définie impose, lorsque les profits sont aléatoires, un ratio maximum d'endettement (dettes à moyen et long terme sur actif net) qui est une fonction croissante des perspectives de profit, de la liquidité des actifs et du terme de l'endettement. En croissance régulière, et sous des hypothèses un peu plus restrictives, on peut justifier par le même comportement de solvabilité, un taux d'autofinancement minimum (COURBIS [1968] [1973]) qui est d'autant plus bas que la croissance de l'investissement en valeur est rapide et que la durée moyenne de l'endettement est grande.

Ces considérations permettent de justifier l'influence de l'autofinancement sur les dépenses d'investissement des entreprises, influence qu'on peut représenter par le lien entre le taux d'accumulation ( $\frac{I}{K}$ ) et le rapport de l'autofinancement au capital-valeur ( $\frac{Aut}{qK}$  ou taux de profit retenu). La sensibilité de l'investissement à l'autofinancement devrait être particulièrement élevée en période d'encadrement du crédit, si toutefois, l'investissement "désiré" excède les disponibilités financières de l'entreprise.

L'"imperfection" du marché des capitaux est ainsi à la base des justifications du comportement d'autofinancement, mais l'influence des profits sur l'investissement peut avoir tout autre justification, s'appuyant au contraire sur la mobilité des capitaux. Les placements financiers se fondent en effet sur la rentabilité anticipée des différents secteurs, et ces placements tendent à terme à égaliser les taux de profit des branches. Cette égalisation est sans cesse contrariée par l'évolution économique globale (salaires notamment) et par les modifications des techniques de production des secteurs, ce qui explique le déséquilibre permanent des taux de profits des branches. La force de rappel que constitue l'influence de la rentabilité des branches sur l'accumulation du capital s'avère donc un mécanisme important de la dynamique intersectorielle.

L'influence du profit réalisé sur l'investissement des entreprises trouve ainsi une double justification : elle traduit soit l'influence de la rentabilité anticipée sur la décision d'investissement, soit celle des ressources propres des entreprises (autofinancement) sur l'investissement réalisé.

Distinguer les deux effets nécessiterait l'introduction de deux indicateurs de profit, ou plus exactement d'un indicateur de rentabilité et d'un indicateur décrivant le partage entre ressources propres et endettement. Or, même si les difficultés statistiques -et notamment l'absence de comptes de patrimoine sectoriels- pouvaient être levées, la part prépondérante de l'autofinancement dans l'ensemble des profits laisse à penser qu'il serait en tout état de cause délicat d'isoler les deux phénomènes. Ces quelques remarques montrent combien la solution retenue dans notre étude (autofinancement brut sur capital brut au prix de renouvellement) est grossière. Elle a cependant l'avantage pour l'estimation économétrique de résumer ces deux aspects en une seule variable explicative. Le modèle de profit a alors la forme générale :

$$(2) \quad \frac{I}{K} = \Phi(L) \pi + d$$

où K désigne le capital en début de période,  $\pi = \frac{Aut}{q K}$  le taux de profit précédemment défini et  $\Phi(L)$  la fonction à retards échelonnés.

./.

### 2.3 - Un modèle général

L'analyse développée précédemment nous a conduit à deux déterminations antagonistes de l'investissement représentées d'une part par le modèle de demande effective qui sous la forme générale :

$$(1) \quad \frac{I}{K} = \phi_1(L) \frac{Q^0}{Q} + \phi_2(L) \left(\frac{C^0}{W}\right) + d,$$

englobe l'accélérateur flexible ( $\phi_2=0$ ), d'autre part par le modèle de profit :

$$(2) \quad \frac{I}{K} = \phi(L) \pi + d$$

dont nous venons d'évoquer les justifications théoriques.

On peut en effet considérer au niveau de la firme individuelle que l'investissement effectivement décidé dépend de l'un ou l'autre de ces modèles selon l'importance des contraintes perçues en matière de débouchés et de financement :

$$\frac{I}{K} = \text{Min} \left\{ \frac{I_1}{K} \left[ \frac{Q^0}{Q} \right]^*, \left( \frac{C^0}{W} \right)^*, \frac{I_2}{K} [\pi^*] \right\}$$

En faisant quelques hypothèses simples sur la nature des contraintes perçues par les firmes on peut proposer un modèle macroéconomique qui prenne en compte simultanément ces deux aspects. Auparavant, il nous faut dire quelques mots sur l'agrégation de nos deux modèles.

Nous caractériserons les firmes par l'indice (i) et nous nous intéresserons uniquement à la décision d'investissement  $\frac{I^*}{K}$  et à sa relation avec les grandeurs anticipées ( $Q^*$ ,  $\frac{C^0}{W}^*$  et  $\pi^*$ ) pour éviter les complications inessentiels.

#### a - Agrégation du modèle de demande effective

Supposons tout d'abord que la fonction de production soit identique pour toutes les firmes. La demande d'investissement de la firme i est donc :

$$(1) \quad \frac{I_i^*}{K_i} = \frac{1}{\alpha + \beta} \frac{Q^0}{Q_i} - \frac{\beta}{\alpha + \beta} \left( \frac{C^0}{W} \right)^* + \delta - \gamma$$

$Q_i^*$  est la croissance anticipée par la firme  $i$

$(\frac{c}{w})^*$  le taux de croissance anticipé du coût relatif capital travail (identique pour toutes les firmes)

$K_i$  est le capital en début de période de la firme ( $i$ ).

Nous caractériserons la distribution des firmes par leur taille en terme de capital c'est-à-dire par la part du capital de la firme dans le capital global :

$$v_i = \frac{K_i}{K} \quad \text{avec} \quad \sum_i v_i = 1$$

La fonction macroéconomique d'investissement s'exprime alors simplement à partir des fonctions microéconomiques :

$$\frac{I^*}{K} = \sum_i v_i \cdot \frac{I_i^*}{K_i} = \frac{1}{\alpha+\beta} \left( \sum_i v_i Q_i^* \right) - \frac{\beta}{\alpha+\beta} \left( \frac{c}{w} \right)^* + \delta - \gamma$$

Comme nous supposons les fonctions de production, et le coût relatif capital-travail identiques pour toutes les firmes, le coefficient de capital est donc le même dans toutes les entreprises. Par conséquent, la distribution des firmes en terme de fraction du capital total est identique à leur distribution en terme de production :

$$v_i = \frac{K_i}{K} = \frac{Q_i}{Q}$$

On en déduit que le taux de croissance global est égal à la somme des taux de croissance pondérés par les coefficients  $v_i$  :

$$Q^* = \sum_i v_i Q_i^*$$

La fonction globale d'investissement a donc la même forme que les fonctions individuelles :

$$\frac{I^*}{K} = \frac{1}{\alpha+\beta} Q^* - \frac{\beta}{\alpha+\beta} \left( \frac{c}{w} \right)^* + \delta - \gamma$$

./.

b - Cas de fonctions de production différentes selon les firmes

Lorsque les fonctions de production diffèrent d'une firme à l'autre, l'agrégation des fonctions d'investissement est encore possible si l'on suppose que la croissance anticipée  $Q_i^*$  est la même pour toutes les firmes, autrement dit si l'on admet que les firmes fondent leur décision d'investissement sur l'évolution globale du marché de leur produit, et non sur leur propre situation. Cette hypothèse est certes restrictive, mais elle est peut être assez proche de la pratique effective des entreprises. Dans cette hypothèse, la fonction globale d'investissement a la même forme que les fonctions individuelles, mais les paramètres macroéconomiques sont obtenus par pondération des paramètres des fonctions individuelles, ce que traduit le caractère bien connu de "fonction de comportement et de structure" des relations macroéconomiques.

A titre d'exemple, le coefficient du taux de croissance anticipé  $Q_i^*$  est égal, dans la fonction macroéconomique à  $\sum_i \frac{v_i}{\alpha_i + \beta_i}$ , c'est-à-dire qu'il dépend d'une part des rendements d'échelle des fonctions individuelles ( $\alpha_i + \beta_i$ ), d'autre part de la distribution des firmes ( $v_i$ ).

c - Agrégation du modèle de profit

Considérons la fonction individuelle :

$$\frac{I_i^*}{K_i} = a_i \pi_i^* + b_i$$

Comme pour le modèle précédent l'agrégation est possible avec des coefficients  $a_i$  différents si le taux de rentabilité anticipé  $\pi_i^*$  est le même pour toutes les firmes. Cette hypothèse pourrait se concevoir pour un taux de rentabilité, elle est plus discutable pour le rapport de l'autofinancement au capital. Nous supposons donc a contrario que le coefficient  $a_i$  est le même pour toutes les firmes<sup>(8)</sup> de façon à pouvoir obtenir un modèle agrégé avec des taux de profits différents ( $\pi_i^* = \frac{Aut_i^*}{q \cdot K_i}$ ) :

$$\text{Fonction individuelle} \quad \frac{I_i^*}{K_i} = a \frac{Aut_i^*}{q \cdot K_i} + b_i$$

./.

(8) Cette hypothèse est assez restrictive car ce coefficient devrait dépendre de la structure du passif de la firme.

$$\text{Fonction globale } \frac{I^*}{K} = a \frac{\text{Aut}^*}{q K} + b \quad \text{avec } b = \sum_i v_i b_i$$

d - Le modèle général

Nous allons utiliser les résultats précédents pour définir un modèle général pour l'investissement macroéconomique.

Nous supposons que l'investissement de la firme est défini par la fonction :

$$\frac{I_i^*}{K_i} = \text{Min} \left\{ \frac{I_i^1}{K_i}, \frac{I_i^2}{K_i} \right\}$$

où

$$\frac{I_i^1}{K_i} = \frac{1}{\alpha_i + \beta_i} Q^* - \frac{\beta_i}{\alpha_i + \beta_i} \left( \frac{C}{W} \right)^* + \delta_i - \gamma_i$$

et

$$\frac{I_i^2}{K_i} = a \pi_i^* + b_i \quad \text{avec } \pi_i^* = \frac{\text{Aut}_i^*}{q \cdot K_i}$$

Nous pouvons réaliser alors une partition des firmes selon que l'investissement est déterminé par le premier modèle ou par le second, c'est-à-dire que la contrainte financière est ou non effective :

$$\begin{array}{lll} i \in I & \text{si } I_i^* = I_i^1 < I_i^2 & \text{pas de contrainte financière} \\ i \in II & \text{si } I_i^* = I_i^2 < I_i^1 & \text{contrainte financière} \end{array}$$

Nous désignerons par  $v$  le nombre d'entreprises (en terme de fraction du capital total) qui sont contraintes financièrement :

$$1 - v = \sum_{i \in I} v_i \quad v = \sum_{i \in II} v_i$$

./.

La fonction globale d'investissement a alors la forme suivante :

$$\frac{I}{K} = (1-v) \left[ \frac{1}{\alpha_I + \beta_I} Q^* - \frac{\beta_I}{\alpha_I + \beta_I} \left( \frac{C}{W} \right)^* \right] + v a \pi^* + d,$$

avec

$$\frac{1}{\alpha_I + \beta_I} = \sum_{i \in I} v_i \frac{1}{\alpha_i + \beta_i}$$

$$\frac{\beta_I}{\alpha_I + \beta_I} = \sum_{i \in I} v_i \frac{\beta_i}{\alpha_i + \beta_i}$$

Si nous supposons que la répartition des entreprises est suffisamment stable dans le temps, nous pouvons retenir un modèle à coefficients fixes, c'est-à-dire, en réintroduisant les retards échelonnés :

$$(3) \quad \frac{I}{K} = \Phi_1(L) Q^* + \Phi_2(L) \left( \frac{C}{W} \right)^* + \Phi_3(L) \pi + d$$

avec les coefficients à long terme

$$\Phi_1 = \frac{1-v}{\alpha + \beta} \quad \Phi_2 = - \frac{\beta(1-v)}{\alpha + \beta} \quad \Phi_3 = v a$$

Une hypothèse, moins restrictive consiste à admettre que les caractéristiques de la fonction de production "macroéconomique" des entreprises du secteur I est stable lorsque la répartition varie, en retenant un modèle dans lequel  $v$  est fonction d'un indicateur de contrainte financière (par exemple l'encadrement du crédit), les autres coefficients étant fixes.

### 3 - Conclusion : des modèles simples au modèle général

La formulation générale précédemment définie permet de retrouver comme cas particulier les différents modèles que nous avons examinés. Le Tableau (I) résume cette présentation des modèles en fonction de la forme de la fonction de production - c'est-à-dire de l'élasticité de substitution  $\sigma$  - et de l'importance de la contrainte financière  $v$ . Si nous nous intéressons aux demandes effectives, nous pouvons dans le cas général d'une fonction à élasticité de substitution constante  $\sigma$  et d'une contrainte financière ( $v$ ) non nulle, définir le modèle le plus général (E) dépendant de l'ensemble des facteurs (croissance, coût relatif, profits). Lorsque toutes les entreprises sont contraintes financièrement  $v=1$ , on obtient le modèle de profit (B). Si a contrario la contrainte financière est nulle, le modèle d'investissement est le modèle de demande effective (C). Enfin si l'élasticité de substitution est nulle, le modèle général se réduit à l'accélérateur-profit (D) et le modèle de demande effective à l'accélérateur flexible (A).

Le dernier modèle (demande notionnelle F) ne présente guère qu'un intérêt théorique.

TABEAU I - UNE PRESENTATION RESUMEE DES MODELES D'INVESTISSEMENT

I- Demandes effectives

Fonction de production	Coefficients fixes $\sigma = 0$	Facteurs substituables $\sigma > 0$ $0 < \sigma < 1$ <span style="margin-left: 100px;"><math>\sigma = 1</math></span> <span style="margin-left: 100px;"><math>\sigma &gt; 1</math></span>		
Contrainte financière				
$v = 0$	<u>Accélérateur flexible</u> (A) $\frac{I}{K} = \phi_1 (L) \frac{Q}{Q} + d$	$ \phi_2  < \frac{\beta}{\alpha + \beta}$	$ \phi_2  = \frac{\beta}{\alpha + \beta}$	$ \phi_2  > \frac{\beta}{\alpha + \beta}$
		<u>Modèle de demande effective</u> $\frac{I}{K} = \phi_1 (L) \frac{Q}{Q} + \phi_2 (L) (\frac{C}{W}) + d$ (C)		
$0 < v < 1$	<u>Accélérateur profit</u> (D) $\frac{I}{K} = \phi_1 (L) \frac{Q}{Q} + \phi_3 (L) \pi + d$	<u>Modèle général</u> (E) $\frac{I}{K} = \phi_1 (L) \frac{Q}{Q} + \phi_2 (L) (\frac{C}{W}) + \phi_3 (L) \pi + d$		
$v = 1$	<u>Modèle de profit</u> (B) $\frac{I}{K} = \phi_3 (L) \pi + d$			

II- Demande notionnelle

Demande notionnelle ou "vrai modèle néoclassique" (F)

$$\frac{I}{K} = \phi_4 (L) \left(\frac{C}{P}\right) + \phi_5 (L) \left(\frac{W}{P}\right) + d$$

./.

## II - UNE ESTIMATION ECONOMETRIQUE SUR DES DONNEES ANNUELLES

Nous allons étudier successivement les différents modèles précédemment définis en utilisant à titre principal les séries chronologiques annuelles des comptes nationaux de la base 1962. Nos estimations distinguent l'investissement en bâtiment, en équipement, et l'investissement total. Les séries utilisées (présentées dans l'annexe I) sont les suivantes :

- I FBCF productive des entreprises non financières  
séries 1949-1974 aux prix de l'année 1959 en base 1962, Bâtiment, Equipements (ou matériels) et total.
  - K Capital productif des entreprises non financières  
Séries J.MAIRESSSE (1972) actualisées par H. DELESTRE 1949-1974 aux prix de 1959, en base 1962, Bâtiment, Equipement, Total.
  - P Prix de la production intérieure brute (Base 1962, Banque de données du modèle DMS).
  - Q Production intérieure brute aux prix de 1963 (Base 1962, Banque de données de DMS).
  - c Coût d'usage du capital 1954-1975. Série établie par E.MALINVAUD (1971), actualisée à partir de 1969
- $C = q \cdot FISC (r-\dot{p})$
- q Prix de la FBCF des entreprises non financières (Bâtiment, Equipement, Total). Comptes Nationaux Base 1962.
  - FISC Indice de Fiscalité. Série E.MALINVAUD (1971) actualisée à partir de 1969.
  - $(r-\dot{p})$  Effet de l'actualisation (Taux d'intérêt réel). Série E.MALINVAUD (1971), actualisée par le service de la conjoncture de l'INSEE (YOHN [1976]).
  - w Indice des salaires nominaux. Rapport des salaires bruts (y compris cotisations et prestations) des Comptes Nationaux, divisé par l'emploi salarié.
- $\pi = \frac{Aut}{q \cdot K}$  Taux de profit : rapport de l'autofinancement brut au capital total aux prix de renouvellement.

1 - L'effet d'accélération : une influence déterminante et de longs délais de réaction

Les nombreuses études économétriques de l'investissement réalisées tant en France qu'aux Etats-Unis ont toujours bien mis en évidence l'importance de l'ajustement du capital à la demande -ou effet d'accélération-, en même temps que la valeur élevée de ces délais d'ajustements. Les estimations réalisées sur données annuelles à partir de spécifications liant le taux d'accumulation ( $\frac{I}{K}$ ) au taux de croissance de la production (par exemple V. THOLLON, POMMEROL, E. MALINVAUD [1971] et P.A. MUET, P. ZAGAME [1976]) ont montré que la distribution des retards passait généralement par un maximum pour le taux de croissance décalé d'un an et qu'elle pouvait être représentée de façon satisfaisante par une distribution du premier ordre :

$$(1) \quad \Phi(L) = \frac{a_0 + a_1 L}{1 - \lambda L}$$

Cette fonction n'est pas toutefois la seule fonction que l'on puisse envisager a priori pour représenter les retards échelonnés de l'accélérateur flexible. Si l'on admet que la décision d'investissement s'appuie sur la croissance permanente (représentée par une distribution géométrique) et que l'ajustement au capital désiré peut être également représenté par une distribution géométrique (coûts d'ajustements), la distribution globale des retards est une distribution du second ordre :

$$(2) \quad \Phi(L) = \frac{a}{1 - bL - cL^2}$$

Ces deux distributions s'estiment sous forme autorégressive si l'on admet notamment que les erreurs de ces formes autorégressives sont indépendantes :

$$(1) \quad \frac{I}{K} = \lambda \left( \frac{I}{K} \right)_{-1} + a_0 Q + a_1 Q_{-1} + d$$

$$(2) \quad \frac{I}{K} = b \left( \frac{I}{K} \right)_{-1} + c \left( \frac{I}{K} \right)_{-2} + a Q + d$$

La première distribution est convergente et à coefficients positifs si  $\lambda$  est compris entre zéro et un. Pour la seconde, il est nécessaire que les racines  $\lambda_1$  et  $\lambda_2$  de l'équation caractéristique soient réelles, positives et inférieures à un :

$$\lambda^2 - b\lambda - c = 0$$

La distribution des retards échelonnés s'exprime alors en fonction des deux racines  $\lambda_1$  et  $\lambda_2$  qui sont les paramètres des distributions géométriques composant la distribution du second ordre :

$$\Phi(L) = \frac{a}{(1-bL-cL^2)} = \frac{a}{(1-\lambda_1 L)(1-\lambda_2 L)} = \sum_{n=0}^{\infty} a \frac{(\lambda_1^{n+1} - \lambda_2^{n+1})}{(\lambda_1 - \lambda_2)} L^n$$

Les valeurs acceptables de  $\hat{b}$  et  $\hat{c}$  doivent correspondre à un point situé à l'intérieur de la zone hachurée sur le graphique (1).

Nous avons comparé les estimations sur séries chronologiques de ces deux distributions de retards, en nous limitant à l'investissement en équipements qui donne les ajustements les plus satisfaisants. Le tableau (2) présente ainsi les estimations de ces deux modèles par les moindres carrés, sur la période 1953-1974.

La valeur des T de Student des coefficients estimés est indiquée entre parenthèses ainsi que l'écart-type des coefficients à long terme et des délais moyens. Ces derniers, calculés par linéarisation des relations ne fournissent qu'une indication approximative sur l'intervalle de confiance de ces deux paramètres (9). Pour la distribution du 2ème ordre où l'estimation des moindres carrés ordinaires présente une autocorrélation négative des erreurs, nous avons indiqué deux estimations théoriquement sans biais asymptotiques : l'estimation par les variables instrumentales  $\hat{Q}_{-1}^0$  et  $\hat{Q}_{-2}^0$  et l'estimation par la méthode de COCHRANE-ORCUTT. Leur comparaison avec l'estimation des moindres carrés

./.

(9) Pour construire un intervalle de confiance, une méthode plus rigoureuse a été proposée par FIELLER (cf. par exemple P.A MUET [1978b] p.37).

peut donner une idée du biais asymptotique:  $\hat{b}$  serait ainsi sous-estimé de 0,10 et la valeur absolue de  $(\hat{c})$  le serait un peu moins (0,07 à 0,10). Pour les deux coefficients, la différence est de l'ordre de l'écart-type et n'est donc pas significative. Ainsi, en dépit d'une corrélation évidente des erreurs du modèle autorégressif ( $\hat{\rho}$  est significativement différent de zéro), le biais reste inférieur à la précision de l'estimation. On remarquera enfin que la précision des variables instrumentales est plus faible que celle des moindres carrés et que la méthode de COCHRANE-ORCUTT donne l'estimation la plus précise pour les coefficients  $\hat{b}$  et  $\hat{c}$ .

Les coefficients à long terme et les délais moyens des deux distributions ne sont pas significativement différents, mais la précision des estimations est meilleure avec une distribution du premier ordre.

On notera enfin que le coefficient à long terme n'est dans aucune de ces deux estimations, significativement différent de un.

Lorsqu'on contraint le coefficient à long terme à être égal à un, les distributions de retards ne dépendent plus de deux coefficients que l'on peut estimer par les méthodes applicables aux modèles non linéaires :

- $\hat{\alpha} = 0,672$ (0,086)	$\hat{\lambda} = 0,612$ (0,053)	$\phi(L) = \frac{(1-\lambda) [\alpha+(1-\alpha)L]}{(1-\lambda L)}$	1er ordre
- $\hat{b} = 0,901$ (0,099)	$\hat{c} = -0,167$ (0,090)	$\phi(L) = \frac{1 - b - c}{1 - bL - cL^2}$	2ème ordre

La précision dans l'estimation des coefficients s'améliore, mais assez peu cependant pour la distribution du second ordre et surtout, la diminution du coefficient  $c$  en valeur absolue rend sa valeur estimée non significativement différente de zéro. Pour juger de la précision de ces deux estimations, et pour comparer la forme des retards échelonnés des deux distributions, on a tracé les intervalles de confiance des couples  $(\hat{\alpha}, \hat{\lambda})$  et  $(\hat{b}, \hat{c})$  et représenté d'une part la forme des retards échelonnés des distributions estimées (courbes en trait plein), d'autre part la forme de différentes distributions de retards correspondant à des points B, C, D ... situés aux limites de l'intervalle de confiance à 95 % (courbes en pointillé sur le graphique). La comparaison des deux distributions estimées (courbes A en trait plein) montre tout d'abord que l'échelonnement des retards est pratiquement le ./.

TABLEAU (2) - ACCELERATEUR FLEXIBLE (INVESTISSEMENT EN MATERIELS DES ENF) :  
COMPARAISON DES DISTRIBUTIONS DU 1er ET DU SECOND ORDRE

	Coefficients et T de Student			Coefficient à long terme (écart-type)	Délai moyen (écart type )	R <sup>2</sup> D	Méthode d'estimation
	$\hat{a}_0$	$\hat{a}_1$	$\hat{\lambda}$				
Distribution du premier ordre	0,260 (6,7)	0,127 (2,7)	0,610 (8,9)	0,99 (0,15)	1,9 ans (0,4)	0,94 2,2	MCO (1953-1974)
Distributions du second ordre	0,246 (5,7)	0,896 (8,9)	-0,202 (2,0)	0,80 (0,20)	1,6 ans (0,7)	0,93 2,7	MCO (1953-1974)
	0,233 (5,1)	0,994 (7,1)	-0,269 (1,5)	0,84	1,6 ans	0,93 2,8	VI (1953-1974)
	0,259 (4,6)	0,997 (10,1)	-0,298 (3,4)	0,86	1,3 ans	0,92 2,2	CORC (1954-1974)
	$\hat{a}$	$\hat{b}$	$\hat{c}$				

même, que la distribution soit du premier ou du deuxième ordre, ce que traduit également la valeur respective des délais moyens (1,9 ans pour la distribution du 1er ordre, 2,1 ans pour la distribution du second ordre). La précision est en revanche bien meilleure pour la distribution du 1er ordre. Si l'on trace en effet pour celle-ci les distributions de retards correspondant à deux points extrêmes de l'intervalle de confiance (B et C), on obtient des courbes assez proches de la distribution estimée, l'incertitude étant maximale pour un délai d'un an. En particulier, l'intervalle de confiance ne coupe pas la droite  $\alpha=1$ , ce qui montre que la distribution est significativement différente d'une distribution géométrique (10).

La même analyse appliquée à la distribution du second ordre montre au contraire que l'échelonnement des retards est estimé avec une moins bonne précision. L'intervalle de confiance n'est pas entièrement inclus dans la zone des valeurs acceptables (hachurée sur le graphique) c'est-à-dire qu'il comprend des distributions de retards à coefficients positifs puis négatifs (cas du point D qui correspond à des racines  $\lambda_1$  et  $\lambda_2$  complexes, ou des points situés à droite du point B). On remarque en outre que la distribution estimée n'est pas significativement différente de la distribution géométrique (point B) et de la distribution de Pascal du second ordre (point C). Les trois distributions (B, C, D) situées sur la limite de l'intervalle de confiance mettent bien en évidence l'incertitude qui affecte l'estimation des retards échelonnés par une distribution du second ordre (11).

Ces deux spécifications des retards échelonnés de l'accélérateur flexible mettent en évidence des délais moyens de l'ordre de deux ans pour l'effet d'accélération. Ces délais sont plus faibles que ceux qui sont généralement estimés pour l'investissement total (3 à 4 ans) ; les délais d'ajustement du capital bâtiment sont en effet très nettement supérieurs à ceux de l'investissement en équipement qui est seul pris en compte ici.

./.

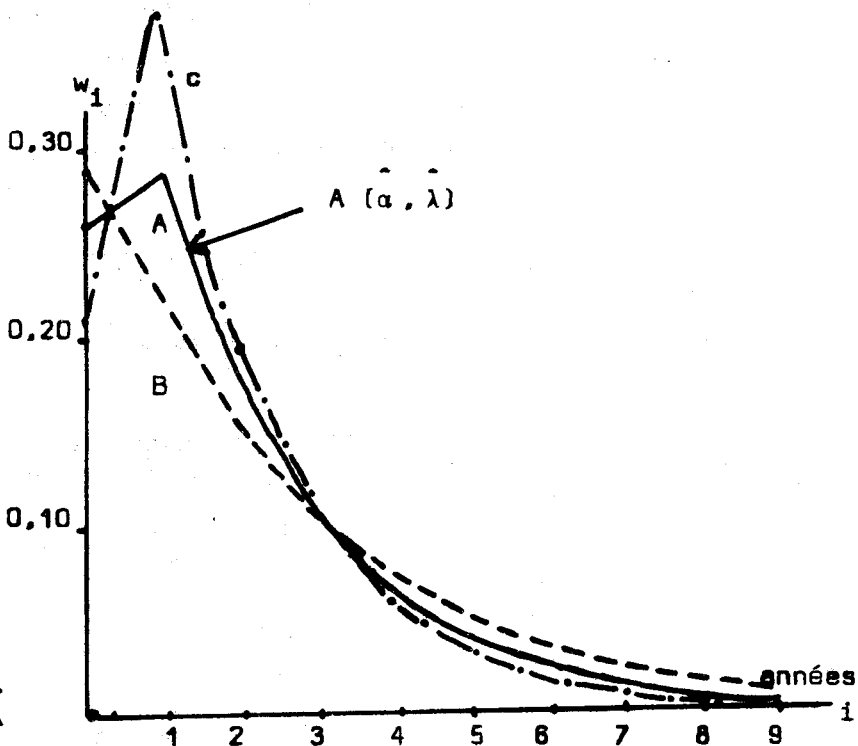
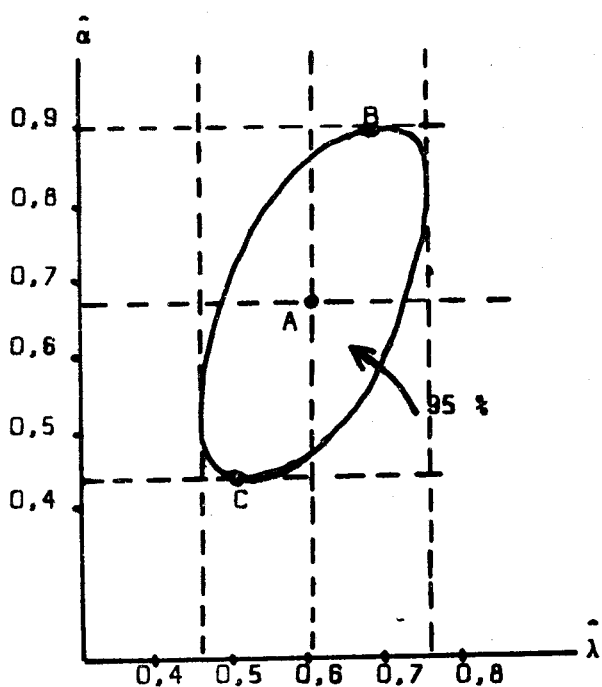
---

(10) Le test correspondant à un intervalle de confiance à 95 % est plus sévère que le test de STUDENT habituel habituel au Seuil de 5 %.

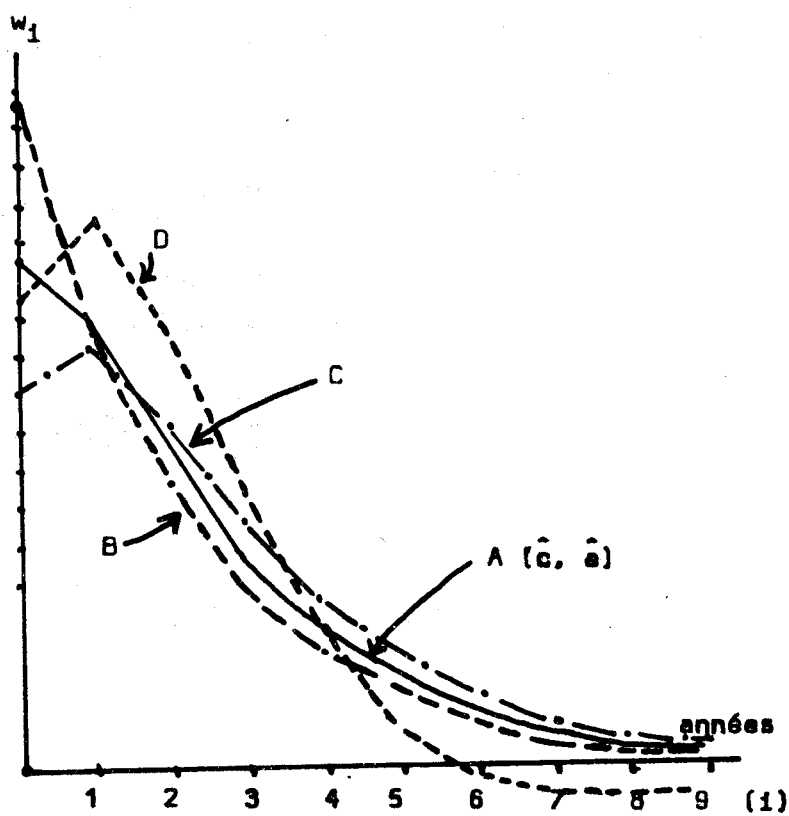
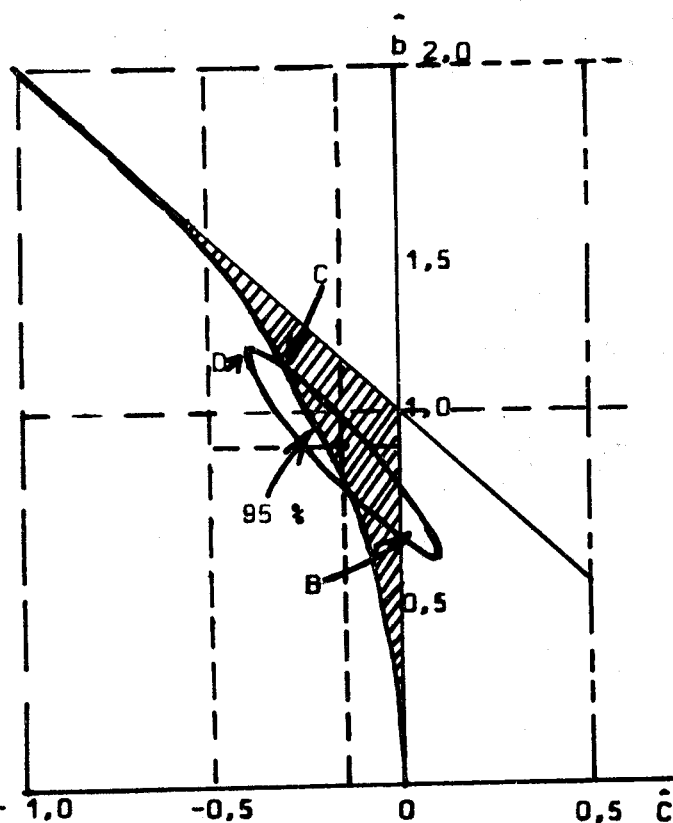
(11) Cette analyse est inspirée de Z. GRILICHES (1967). Le lecteur pourra notamment consulter les graphiques identiques, correspondant à la fonction d'investissement GRILICHES-WALLACE, pages 30 à 32 de l'article de GRILICHES.

GRAPHIQUE (2) - COMPARAISON DE DEUX SPECIFICATIONS DES RETARDS  
 ECHELONNES DE L'ACCELERATEUR FLEXIBLE : INTERVALLE  
 DE CONFIANCE A 95 % ET FORME DES RETARDS

a - Distribution du 1er ordre



b - Distribution du second ordre



## 2 - Substitution capital-travail et influence du taux d'intérêt : un effet controversé

Les modèles qualifiés de "néoclassique" dans la littérature prennent en compte l'influence du taux d'intérêt sur l'investissement par le biais du coût d'usage du capital. Nous avons précédemment défini deux modèles d'investissement inspirés de cette approche :

- la demande "notionnelle" ou "vrai modèle néoclassique" :

$$(F) \quad \frac{I}{K} = \phi_1 (L) \left( \frac{C}{P} \right)^0 + \phi_2 (L) \left( \frac{W}{P} \right)^0 + d$$

- la demande effective d'investissement :

$$(C) \quad \frac{I}{K} = \phi_1 (L) \left( \frac{C}{Q} \right)^0 + \phi_2 (L) \left( \frac{W}{P} \right)^0 + d$$

Nous avons déjà mentionné le caractère peu réaliste du premier modèle et son estimation économétrique conforte assez largement cette opinion. L'estimation du modèle de demande effective montre au contraire que le taux d'intérêt réel joue un rôle non négligeable sur l'investissement, bien que celui-ci soit moins important que l'effet d'accélération. Comme pour l'accélérateur flexible, nous limiterons notre présentation à l'investissement en équipements qui conduit, comme on pouvait s'y attendre, aux ajustements les plus significatifs.

### 2.1 - Demande "notionnelle" ou "vrai modèle néoclassique"

Nous retenons, pour représenter les délais d'ajustement aux variations des coûts des facteurs de production, des distributions du premier ordre :

$$\frac{I}{K} = \frac{a_0 + a_1 L}{1 - \lambda_1 L} \left( \frac{C}{P} \right)^0 + \frac{b_0 + b_1 L}{1 - \lambda_2 L} \left( \frac{W}{P} \right)^0 + d$$

Si l'on faisait l'hypothèse plus contraignante d'une égalité des paramètres  $\lambda_1$  et  $\lambda_2$  de chacune des distributions, on pourrait estimer le modèle sous forme autorégressive par les moindres carrés ordinaires. Dans le cas

général, il faut estimer un modèle dans lequel les coefficients sont contraints :

$$\begin{aligned} \frac{I}{K} = & (\lambda_1 + \lambda_2) \left( \frac{I}{K} \right)_{-1} + \lambda_1 \lambda_2 \left( \frac{I}{K} \right)_{-2} + a_0 \left( \frac{W}{P} \right) + (a_1 - \lambda_2 a_0) \left( \frac{W}{P} \right)_{-1} \\ & - \lambda_2 a_1 \left( \frac{W}{P} \right)_{-2} + b_0 \left( \frac{C}{P} \right) + (b_1 - \lambda_1 b_0) \left( \frac{C}{P} \right)_{-1} - \lambda_1 b_1 \left( \frac{C}{P} \right)_{-2} + d' \end{aligned}$$

On détermine le minimum de la variance résiduelle par itérations (méthode de GAUSS). Le tableau (3) présente l'estimation de ce modèle sur série chronologique 1957-1974.

TABLEAU (3) - DEMANDE "NOTIONNELLE" OU "VRAI MODELE"  
NEOCLASSIQUE : ESTIMATION SOUS FORME AUTOREGRESSIVE SUR LA PERIODE 1957-1974

Coefficients estimés et T de Student	Coût du travail $\left(\frac{W}{P}\right)$		Coût du capital $\left(\frac{C}{P}\right)$		Caractéristiques de l'ajustement
	$a_0$	+0,057 (0,9)	$b_0$	-0,022 (2,5)	
	$a_1$	-0,031 (0,4)	$b_1$	-0,043 (4,1)	
	$\lambda_1$	0,21 (0,7)	$\lambda_2$	0,77 (3,6)	
Coefficient à long terme et T de Student	$\frac{a_0 + a_1}{1 - \lambda_1}$	0,032 (0,3)	$\frac{b_0 + b_1}{1 - \lambda_1}$	-0,29 (0,3)	$R^2 = 0,805$ $\Sigma e^2 = 0,717 \cdot 10^{-4}$  $DW = 1,9$
Délais moyens(*) (années) et T de Student	$DM_1$	-0,9 (0,1)	$DM_2$	4,1 (0,9)	$S = 0,244 \cdot 10^{-2}$  $N = 18$ MCNL (GAUSS) : 5 itérations

$$(*)DM_1 = \frac{a_1 + \lambda_1 a_0}{(a_0 + a_1)(1 - \lambda_1)}$$

$$DM_2 = \frac{b_1 + \lambda_2 b_0}{(b_0 + b_1)(1 - \lambda_2)}$$

Les coefficients du coût d'usage du capital sont significativement différents de zéro mais ceux du travail ne sont pas significatifs (leur somme devrait être en outre négative).

Le coefficient à long terme du coût réel du capital est de l'ordre de 0,3 et le délai moyen d'ajustement voisin de 4 ans mais comme le montre la valeur du T de Student de ces deux coefficients estimés aucun des deux n'est significativement différent de zéro. Quant aux coefficients à long terme et aux délais moyens du coût du travail, ils sont sans signification. Si l'on excepte donc l'influence du coût d'usage du capital, que nous retrouverons avec le modèle de demande effective, il apparaît que le modèle de demande notionnelle ne fournit pas une description plausible du comportement d'investissement des entreprises.

## 2.2 - Demande effective

Comme pour le modèle précédent, nous retenons deux distributions du premier ordre différentes pour l'effet d'accélération ( $\overset{0}{Q}$ ) et le coût relatif capital-travail:

$$(C) \quad \frac{I}{K} = \frac{a_0 + a_1 L}{1 - \lambda_1 L} \overset{0}{Q} + \frac{b_0 + b_1 L}{1 - \lambda_2 L} \left( \frac{C}{W} \right) + d,$$

et nous estimons le modèle par minimisation de la variance résiduelle sur la forme autorégressive.

=====

TABLEAU (4)- DEMANDE EFFECTIVE : ESTIMATION SOUS

FORME AUTOREGRESSIVE SUR LA PERIODE 1957-1974

=====

Coefficients estimés et T de Student	Effet d'accélération $\overset{0}{Q}$		Coût relatif $\overset{0}{\left( \frac{C}{W} \right)}$		Caractéristiques de l'ajustement
	$a_0$	0,143 (2,9)	$b_0$	-0,008 (1,5)	
	$a_1$	0,164 (3,5)	$b_1$	-0,019 (2,5)	
	$\lambda_1$	0,50 (6,3)	$\lambda_2$	-0,22 (1,0)	
Coefficients à long terme (T Student)	$\frac{a_0 + a_1}{1 - \lambda_1}$	0,62 (4,6)	$\frac{b_0 + b_1}{1 - \lambda_2}$	-0,022 (2,0)	$R^2 = 0,884$ $DW = 2,2$ $S = 0,197 \cdot 10^{-2}$ $N = 18$ MCNL (GAUSS): 11 itérations
Délais moyens* en années (T Student)	$DM_1$	1,5 (4,6)	$DM_2$	-0,5 (3,5)	

\*  $DM_1 = \frac{a_1 + \lambda_1 a_0}{(1 - \lambda_1)(a_0 + a_1)}$

$DM_2 = \frac{b_1 + \lambda_2 b_0}{(1 - \lambda_2)(b_0 + b_1)}$

Les deux variables explicatives ont des coefficients significativement différent de zéro. La valeur du coefficient à long terme de l'effet d'accélération est inférieure à un, ce qui traduit des rendements d'échelle croissants (un intervalle de confiance approximatif au seuil habituel est  $0,62 \pm 0,30$ ).

Le coefficient du coût d'usage du capital est bien négatif et significativement différent de zéro, mais il est nettement inférieur à sa valeur théorique. Il est en effet égal à  $(-0,022)$  alors que dans l'hypothèse d'une fonction de production COBB-DOUGLAS, il devrait être égal à  $(\frac{-\beta}{\alpha+\beta})$ , c'est-à-dire voisin de 0,5 ou 0,6 en valeur absolue. Enfin, et contrairement à ce que l'on pourrait attendre, les délais d'ajustements du coût d'usage du capital sont très courts alors que dans l'hypothèse réaliste d'une fonction de production putty-clay ces délais devraient être bien supérieurs aux délais d'ajustement de la demande <sup>(12)</sup>. Les résultats que nous obtenons coïncident tout à fait avec les études d'EISNER et NADIRI [1968][1970]. Si nous nous référons aux controverses qui ont opposé précisément sur ces résultats EISNER et NADIRI d'une part à JORGENSON, STEPHENSON [1969] et BISCHOFF [1969] d'autre part, il semble que les hypothèses retenues a priori pour les erreurs, et par conséquent les méthodes d'estimation, jouent un grand rôle dans les résultats contradictoires trouvés par les uns et les autres. Nous estimons en effet le modèle de demande effective sous forme autorégressive ce qui est valide si les erreurs de la forme autorégressive sont indépendantes, autrement dit si les erreurs du modèle à retards échelonnés présentent déjà une autocorrélation positive. Comme la statistique habituelle de DURBIN et WATSON ne permet pas de tester l'hypothèse d'une éventuelle autocorrélation des erreurs de la forme autorégressive, nous ne sommes donc pas assurés, malgré la valeur satisfaisante de cette statistique (1,9), que notre hypothèse a priori soit correcte. Pour étudier la sensibilité de nos résultats à cette hypothèse, nous allons estimer directement le modèle à retards échelonnés. La principale contrainte pour l'estimation de ce modèle tient à la brièveté des séries et notamment à la brièveté de la série du coût

./.

-----  
(12) Notre spécification ne permet pas toutefois d'appréhender correctement le cas du modèle putty-clay dont la validité semble par ailleurs bien mise en évidence par les estimations de G. de MENIL et F. YOHAN (1977).

d'usage. Nous retiendrons donc comme approximation des distributions de retards précédentes une distribution géométrique tronquée pour  $Q$  et une distribution sans contrainte à priori pour le coût d'usage, en estimant le modèle suivant :

$$(C2) \quad \frac{I}{K} = [a_0 Q + \sum_{i=1}^3 (a_0 + a_1 \lambda) \lambda^{i-1} Q_{-i}] + \sum_{i=0}^2 b_i \left(\frac{Q}{W}\right)_{-i} + d$$

L'estimation de ce modèle conduit à peu de choses près aux mêmes résultats que l'estimation du modèle autorégressif. Les coefficients  $\hat{a}_0$ ,  $\hat{a}_1$ ,  $\hat{\lambda}$ ,  $\hat{b}_0$  et  $\hat{b}_1$  ont pratiquement les mêmes valeurs que précédemment et le coefficient  $\hat{b}_2$  est positif et non significativement différent de zéro. C'est exactement que nous obtenons en développant la fonction du premier ordre précédemment estimée pour le coût d'usage.

La précision des coefficients estimés pour le coût d'usage est très médiocre :

$$\begin{array}{lll} \hat{b}_0 = -0,009 & \hat{b}_1 = -0,016 & \hat{b}_2 = +0,007 \\ (T) \quad (1,3) & (1,8) & (0,9) \end{array}$$

mais elle s'améliore si l'on élimine le coefficient  $b_2$  qui n'a de signification ni empiriquement ni théoriquement (il devrait être négatif).

Enfin la valeur de la statistique de DURBIN et WATSON (DW=1,3) montre que le modèle à retards échelonnés présente une autocorrélation positive (13) ( $\hat{\rho} = 1 - \frac{DW}{2} = 0,4$ ) qui justifie précisément l'estimation sous forme autorégressive de ce modèle. En conclusion, nous retiendrons donc une distribution discrète pour le coût d'usage ( $b_0 + b_1 L$ ) et une distribution du premier ordre ( $\frac{a_0 + a_1 L}{1 - \lambda L}$ ) pour l'effet d'accélération. Nous allons utiliser les simulations de ce dernier modèle pour étudier l'influence des différentes variables explicatives sur l'évolution de l'investissement.

./.

(13) Celle-ci résulte notamment de la spécification incomplète des retards d'accélération utilisée pour l'estimation directe.

### 2.3 - Influence de la croissance anticipée et du taux d'intérêt : une simulation du modèle de demande effective

Le modèle retenu est le suivant :

$$\frac{I}{K} = \frac{a_0 + a_1 L}{1 - \lambda L} Q^0 + (b_0 + b_1 L) \left(\frac{C}{W}\right)^0 + d$$

Le tableau (5) présente deux estimations de ce modèle sur la période 1957-1973 :

- une estimation sous forme autorégressive
- une estimation sous forme développée, les retards d'accélération étant limités à trois ans, c'est-à-dire

$$\left[ a_0 Q^0 + \sum_{i=1}^3 (a_0 + a_1 \lambda) \lambda^{i-1} Q_{-i}^0 \right]$$

Les coefficients estimés par les deux méthodes ne sont pas significativement différents, la précision des estimations est toutefois meilleure sous forme autorégressive.

Le coefficient à long terme du coût d'usage du capital, égal à -0,03, est donc très nettement différent de la valeur à laquelle conduirait l'hypothèse d'une fonction de production COBB-DOUGLAS. Cependant, l'influence du coût d'usage sur les fluctuations de l'investissement est loin d'être négligeable comme le montre le graphique (2).

La partie haute du graphique (2) représente d'une part l'ajustement des taux d'accumulation  $\left(\frac{I}{K}\right)$  observé et simulé  $\left(\frac{\hat{I}}{K}\right)$ , d'autre part l'influence respective de la croissance ( $Q$ ) et du coût relatif capital-travail  $\left(\frac{C}{W}\right)$ . L'estimation retenue pour cette simulation est l'estimation du modèle sous forme développée qui explicite directement l'impact de chacune des variables explicatives :

$$\frac{I}{K} = [0,162 Q^0 + 0,243 Q_{-1}^0 + 0,160 Q_{-2}^0 + 0,106 Q_{-3}^0 + 0,071 Q_{-4}^0] + [-0,011 \left(\frac{C}{W}\right)^0 - 0,018 \left(\frac{C}{W}\right)_{-1}^0] + d$$

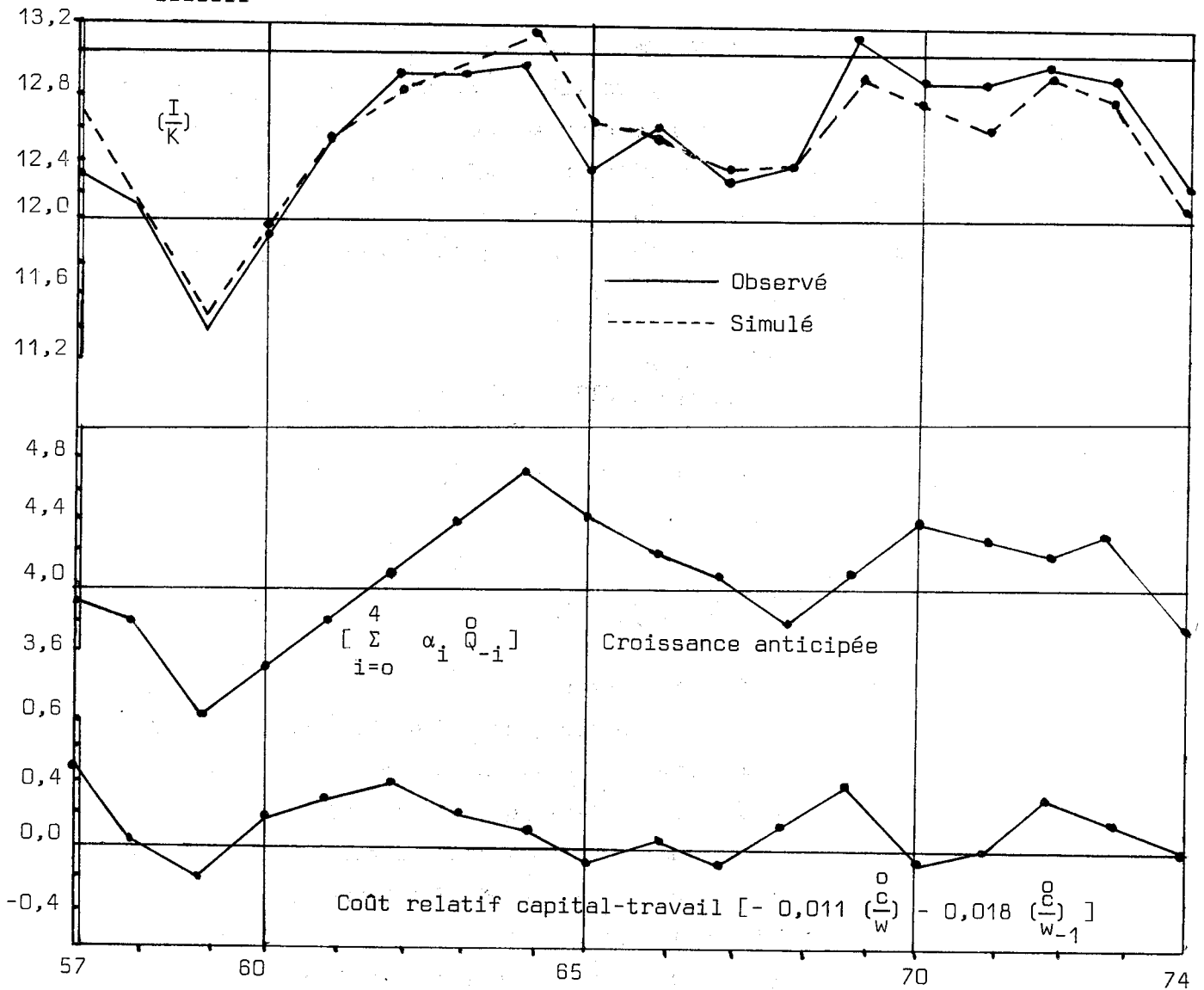
./.

TABLEAU (5) - MODELE DE DEMANDE EFFECTIVE : ESTIMATION SOUS  
FORME AUTOREGRESSIVE ET SOUS FORME DEVELOPPEE (période 1957-1974)

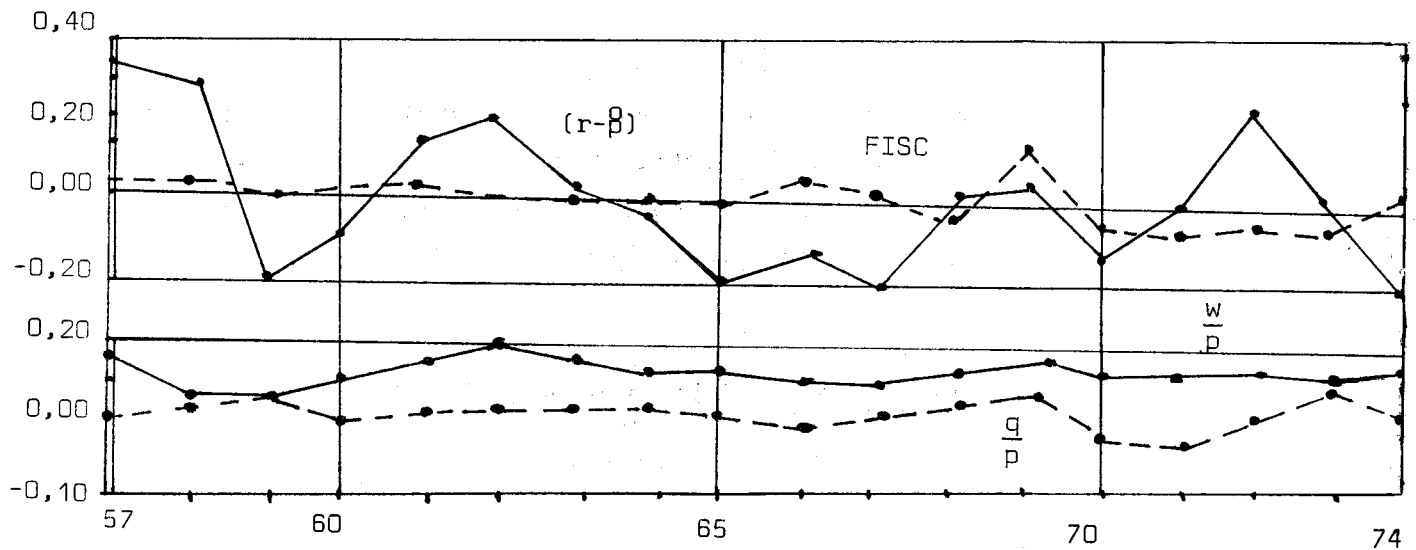
		Effet d'accélération $\frac{Q}{Q}$					Coût relatif $\left(\frac{C}{W}\right)$				Caractéristiques de l'ajustement
		$a_0$	$a_1$	$\lambda$	CLT	DM	$b_0$	$b_1$	CLT	DM	
Forme développée	Coeff.	0,162	0,122	0,662	0,84	2,3	-0,011	-0,018	-0,03	0,6	MCNL (GAUSS) $R^2=0,833$ DW=1,0 $S = 0,227 \cdot 10^{-2}$
	( $\sigma$ )	(0,057)	(0,059)	(0,122)	(0,91)	(1,0)	(0,007)	(0,009)	(0,01)	(0,1)	
	(T)	(2,8)	(2,1)	(5,4)	(3,8)	(2,2)	(1,6)	(2,0)	(2,0)	(4,5)	
Forme autorégressive	Coeff.	0,143	0,136	0,504	0,56	1,5	-0,010	-0,019	-0,03	0,7	MCNL (GAUSS) $R^2=0,882$ DW =2,5 $S = 0,194 \cdot 10^{-2}$
	( $\sigma$ )	(0,048)	(0,040)	(0,095)	(0,15)	(0,4)	(0,004)	(0,005)	(0,01)	(0,1)	
	(T)	(2,9)	(3,3)	(5,3)	(3,8)	(3,8)	(2,0)	(2,8)	(2,9)	(6,9)	

# GRAPHIQUE (2) - SIMULATION DU MODELE DE DEMANDE EFFECTIVE

a - Influence de la croissance et des variations du coût relatif capital-travail



b - Décomposition de l'effet "coût relatif capital-travail" (l'échelle du graphique est le double de celle du graphique précédent)



On voit que les variations de la croissance (effet d'accélération) expliquent près des deux tiers des variations du taux d'accumulation ( $\frac{I}{K}$ ). Le coût relatif capital-travail résume pour sa part l'influence de quatre variables explicatives : le taux d'intérêt réel ( $r - p^0$ ), les variations de la fiscalité (FISC), le prix relatif du capital ( $\frac{q}{p}$ ), et le prix relatif du travail (taux de salaire réel  $\frac{w}{p}$ ). On peut tirer parti de la forme multiplicative du coût relatif :

$$\frac{C}{W} = \frac{C}{p} / \frac{W}{p} = [(r - p^0) \cdot \text{FISC} \cdot (\frac{q}{p})] / (\frac{w}{p})$$

pour décomposer l'influence du taux de croissance annuel ( $\frac{C}{W}$ ) en quatre composantes :

$$(\frac{C}{W})^0 = (r - p^0)^0 + \text{FISC}^0 + (\frac{q}{p})^0 - (\frac{w}{p})^0$$

Cette décomposition de l'influence du coût relatif capital-travail (14) montre que la principale variable influençant l'évolution du coût relatif capital-travail est le taux d'intérêt réel. Cette décomposition reflète directement la méthode de calcul utilisée pour l'évaluation du coût d'usage (MALINVAUD [1971], laquelle surestime l'influence du taux d'intérêt réel et sous-estime au contraire l'influence des modifications de la fiscalité (A. BERNARD [1977])). Or il semble bien, en ce qui concerne ce dernier facteur, que son impact soit plus important que ce que décrit le modèle, car la reprise de l'investissement en 1966 et le niveau élevé de l'investissement en 1969 seraient en effet mieux décrits si l'influence des modifications fiscales était plus importante dans le calcul du coût d'usage du capital.

Nous noterons pour terminer que les variations du taux d'intérêt réel résultent plus des variations du taux anticipé de croissance des prix que des modifications du taux d'intérêt nominal. Celles-ci sont en effet relativement faibles au regard des précédentes. Cette stabilité du taux d'intérêt

./.

(14) Le graphique (2b) représente l'influence de chaque composante, par exemple pour la fiscalité ( $-0,011 \text{ FISC} - 0,018 \text{ FISC}_{-1}$ ).

nominal au regard des fluctuations des prix a pour conséquence que l'évolution du taux d'intérêt réel à long terme retrace largement, mais en sens contraire, celle de la croissance des prix anticipés.

Cette liaison n'infirme en rien l'influence possible du taux d'intérêt réel : elle montre néanmoins que dans le passé, les fluctuations du taux d'intérêt nominal ont été trop faibles pour qu'on puisse leur attribuer sans équivoque un effet certain sur les dépenses d'investissement.

3 - Le modèle accélérateur profit : une estimation délicate sur série chronologique, mais précise sur données individuelles

Avant d'examiner le modèle général défini dans la première partie de l'article, nous allons étudier la restriction constituée par le modèle accélérateur-profit qui a fait l'objet de nombreuses estimations, tant sur données individuelles que sur séries chronologiques . Ces diverses estimations font apparaître des différences importantes pour les distributions de retards des variables d'accélération et de profit : l'influence des profits n'est plus significative au-delà de deux ans, tandis que les retards échelonnés des variables d'accélérations sont comparables aux distributions estimées précédemment pour l'accélérateur flexible. Les estimations réalisées sur série chronologique annuelle (par exemple P.A. MUET [1978] Chap. IV) ou même trimestrielles (M. LE MAROIS [1979]) sont imprécises, et le partage entre les variables de profit et d'accélération s'avère délicat en raison notamment de la corrélation des deux chroniques. Sur données d'entreprises (R. EISNER [1978], G. OUDIZ [1978]) ou sur données sectorielles-chronologiques (P.A. MUET [1978]) Chap. V) l'estimation des coefficients est en revanche précise et permet de différencier clairement l'influence des profits de celle de la croissance. Les estimations montrent bien l'influence des variations "permanentes" de la demande et le caractère plus "transitoire" de l'impact des profits. En outre, l'influence du profit s'avère beaucoup plus forte en France qu'aux Etats-Unis en raison de l'imperfection du marché des capitaux. Cette situation s'est cependant considérablement modifiée au cours des vingt dernières années comme le montre notamment l'estimation du modèle accélérateur-profit sur série chronologique.

Le tableau (6) présente l'estimation de ce modèle pour l'investissement productif global des Entreprises Non Financières, sur les périodes 1952-1974 et 1957-1974, et pour l'investissement global des branches industrielles, sur l'ensemble de données constitué de 18 branches x 9 années (1961-1969). Le modèle estimé est le suivant :

$$\frac{I}{K} = \frac{a_0 + a_1 L}{1 - \lambda L} Q + (b_0 + b_1 L) \pi + d$$

L'estimation a été obtenue comme précédemment, par les moindres carrés (non linéaires), appliqués à la forme autorégressive du modèle.

TABLEAU (6) - ESTIMATIONS DU MODELE ACCELERATEUR-PROFIT  
(LE T DE STUDENT EST INDIQUE ENTRE PARENTHESES)

	Effet d'accélération					Taux de profit				Caractéristiques de l'ajustement
	a <sub>0</sub>	a <sub>1</sub>	λ	CLT	DM	b <sub>0</sub>	b <sub>1</sub>	CLT	DM	
Données Sectorielles chronologiques (T)	0,04 (1,5)	0,06 (2,0)	0,75 (13,0)	0,42 (2,5)	3,5 (3,8)	0,40 (4,3)	0,31 (2,4)	0,72 (4,2)	0,4 (4,0)	MNCL (GAUSS) R <sup>2</sup> = N=18x9=168
Série chronologique 52-74 (T)	0,14 (3,0)	0,09 (1,7)	0,78 (8,3)	1,04 (2,2)	3,9 (2,1)	0,43 (2,1)	0,17 (1,1)	0,60 (2,1)	0,3 (1,5)	MCNL (GAUSS) R <sup>2</sup> = N = 23 DW = 2,1
Série chronologique 57-74 (T)	0,12 (2,7)	0,09 (1,7)	0,77 (10,7)	0,92 (2,5)	3,8 (2,9)	0,27 (1,5)	-0,03 (0,2)	0,23 (0,9)	0 -	MNCL (GAUSS) R <sup>2</sup> = N = 19 DW = 2,4

On notera que le coefficient à long terme des variables d'accélération est voisin de l'unité dans les estimations sur série chronologique, alors qu'il en est significativement différent dans l'estimation sur données sectorielles-chronologiques (0,42). Corrélativement, le coefficient à long terme du taux de profit est plus élevé dans l'estimation sur données

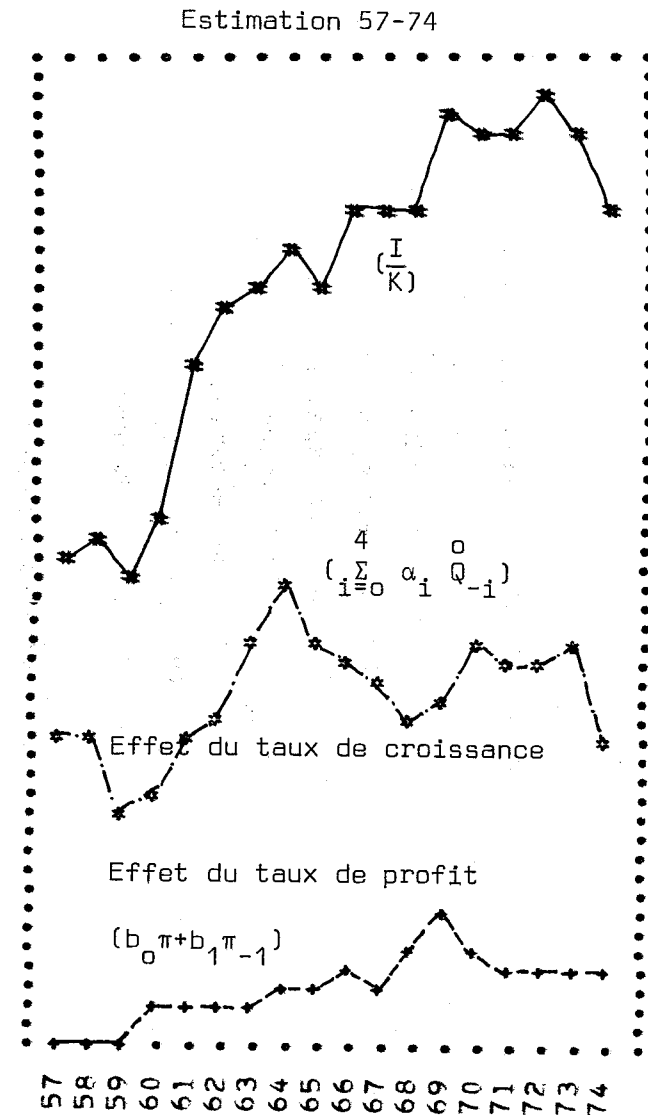
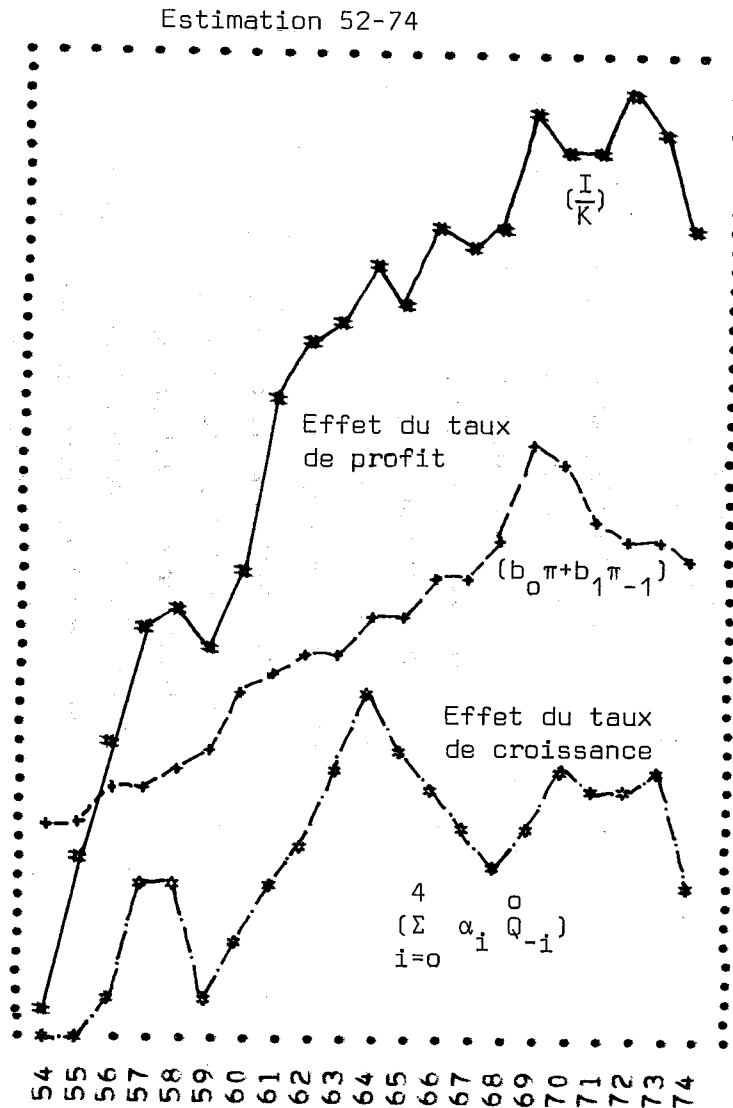
sectorielles-chronologiques que sur série chronologique. Ce résultat peut notamment refléter le fait que les contraintes de financement jouent surtout au niveau sectoriel alors que leur influence est beaucoup moins nette au niveau macroéconomique. Mais la faible valeur du coefficient à long terme des variables d'accélération provient également du fait que l'estimation sur données sectorielles x chronologiques concerne uniquement les branches industrielles pour lesquelles les rendements d'échelle sont généralement croissants, et qu'en outre, le caractère croissant des rendements d'échelle est mieux appréhendé sur ce type de données que sur série chronologique.

L'influence respective des variables d'accélération est de profit est représentée sur le graphique (3). Pour l'effet d'accélération, on a retenu un développement des retards échelonnés limité aux cinq premières années :

$$\frac{a_0 + a_1 L}{1 - \lambda L} Q_t \neq a_0 Q_t + \sum_{i=1}^4 (a_1 + \lambda a_0) \lambda^{i-1} Q_{t-i}$$

La partie gauche du graphique (3) représente l'influence respective de la demande et des profits dans l'estimation du modèle sur la période 1952-1974, la partie droite la même simulation pour le modèle estimé sur la période 1957-1974. Sur l'ensemble de la période 1952-1974, l'influence du profit est presque aussi importante que celle des variables d'accélération. Les mouvements longs du taux de profit expliquent bien notamment l'augmentation du taux d'accumulation, puis son plafonnement et sa diminution à partir de 1969. Dans l'estimation du modèle sur la période 1957-1974, l'influence du taux de profit est en revanche beaucoup plus faible et peu significative comme cela apparaît d'ailleurs dans la valeur des T de Student des coefficients estimés. Ce résultat traduit bien l'influence du financement interne de l'investissement dans les années cinquante, alors que l'accès restrictif au marché financier limitait les possibilités d'investissement des entreprises. Ces contraintes semblent avoir été moins fortes au cours des années 60-74 sous le double effet du développement du marché financier et de l'augmentation du profit des entreprises.

GRAPHIQUE (3) - SIMULATIONS DU MODELE ACCELERATEUR-PROFIT  
 (Investissement Total des Entreprises non financières)



Sans doute conviendrait-il de distinguer les périodes d'encadrement du crédit, des périodes "libérales", mais le nombre limité d'observations ne permet pas une telle analyse sur série chronologique. Sur données sectorielles-chronologiques, on peut vérifier cependant que l'investissement est plus sensible aux ressources d'autofinancement dans les périodes d'encadrement du crédit.

#### 4 - Le modèle global et l'impact de la croissance, du taux d'intérêt et des profits sur l'investissement

L'étude du modèle de demande effective et du modèle accélérateur-profit nous a permis de préciser l'influence et la forme des retards échelonnés des différentes variables. Nous pouvons donc tirer parti des résultats précédemment établis pour spécifier de façon précise le modèle général avant de procéder à son estimation sur la période 1957-1974. La brièveté des séries et la corrélation des variables explicatives imposent en effet une limitation du nombre de paramètres à estimer.

Nous retiendrons donc une distribution du premier ordre, fixée à priori pour les variables d'accélération :

$$\Phi(L) = \frac{\alpha + (1-\alpha)L}{1 - \lambda L} \quad (1-\lambda) = (1-\lambda) \{ \alpha + [\alpha + (1-\alpha)L] + \dots + \dots + [\alpha + (1-\alpha)L] L^n + \dots \}$$

avec  $\alpha = 0,5$   $\lambda = 0,5$  pour l'investissement en équipement (délai moyen 1,5), et  $\alpha = 0,5$   $\lambda = 0,75$  pour l'investissement total (délai moyen 3,5 ans).

Nous estimerons le modèle sous forme développée, en limitant les retards échelonnés des variables d'accélération aux six premières années, et en normalisant les distributions de retards ainsi obtenues. Nous définirons donc les variables d'accélération suivantes (ACCE pour l'investissement en équipement ACCT pour l'investissement total) :

$$\begin{aligned} \text{ACCE} = & 0,256 \overset{0}{Q} + 0,384 \overset{0}{Q}_{-1} + 0,192 \overset{0}{Q}_{-2} + 0,096 \overset{0}{Q}_{-3} + 0,048 \overset{0}{Q}_{-4} \\ & + 0,024 \overset{0}{Q}_{-5} \end{aligned}$$

./.

$$ACCT = 0,158 \overset{0}{Q} + 0,276 \overset{0}{Q}_{-1} + 0,207 \overset{0}{Q}_{-2} + 0,155 \overset{0}{Q}_{-3} + 0,116 \overset{0}{Q}_{-4} + 0,087 \overset{0}{Q}_{-5}$$

L'estimation du modèle global par les moindres carrés ordinaires donne respectivement :

- Investissement en équipements

$$\frac{I}{K} = 0,524 ACCE + 0,202 \pi - 0,009 \left(\frac{C}{W}\right) - 0,016 \left(\frac{C}{W}\right)_{-1} + 0,076$$

(T) (6,7)                      (3,7)                      (2,3)                      (3,8)                      (16,0)

La variable  $\pi_{-1}$  dont le coefficient n'était pas significativement différent de zéro a été éliminée (son coefficient était 0,05).

- Investissement total

$$\left(\frac{I}{K}\right) = 0,569 ACCT + 0,435 \pi + 0,384 \pi_{-1} - 0,008 \left(\frac{C}{W}\right) - 0,008 \left(\frac{C}{W}\right)_{-1} - 0,05$$

(3,7)                      (3,0)                      (2,5)                      (1,6)                      (1,5)                      (0,8)

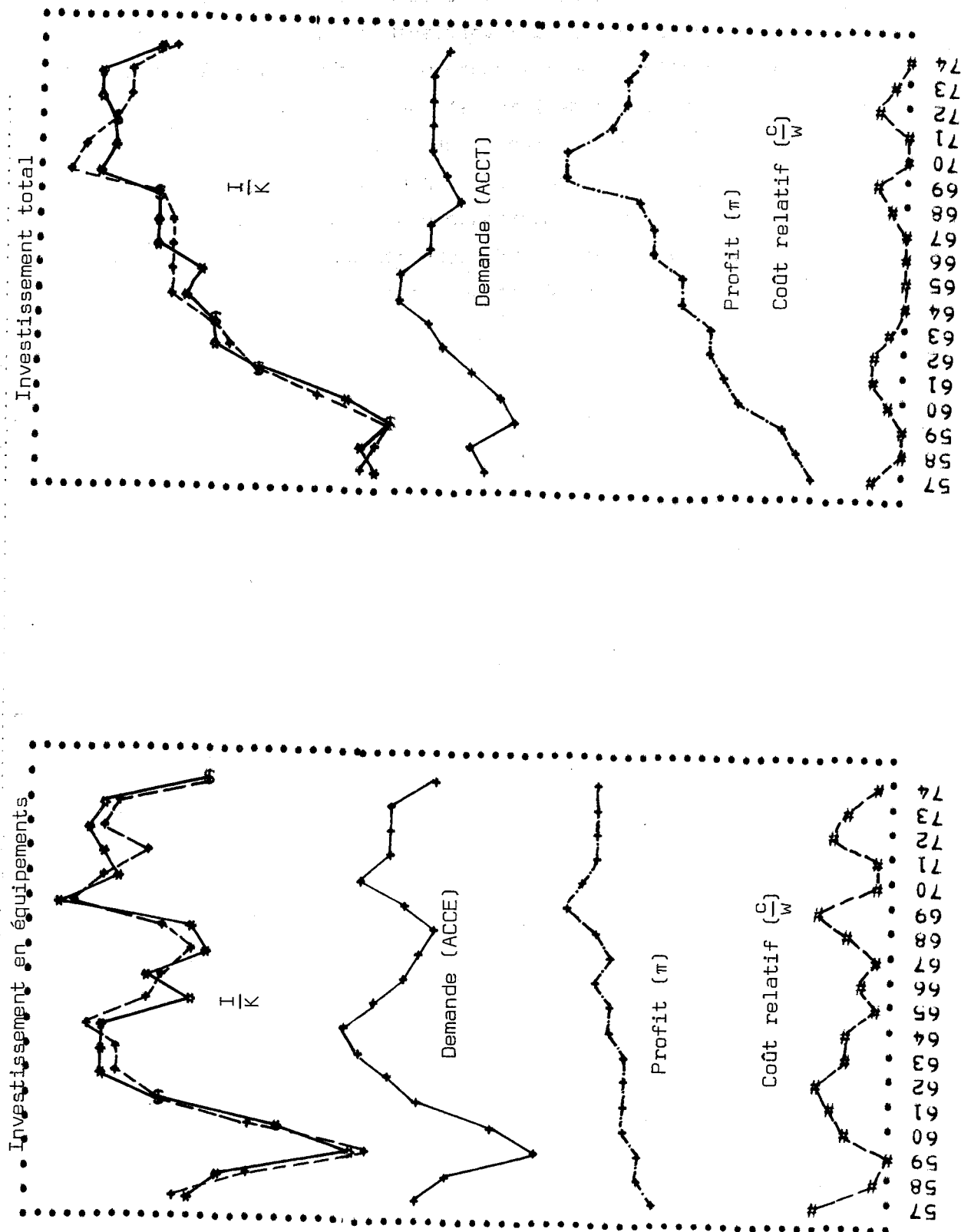
$R^2 = 0,960$                        $DW = 1,5$                        $N = 18$                       MCO                       $S = 0,204 \cdot 10^{-2}$

Ces deux estimations ainsi que leurs simulations présentées dans le graphique (4) permettent de retrouver l'ensemble des résultats précédemment établis. L'influence des profits est plus forte sur l'investissement global que sur l'investissement en équipements, tandis que ce dernier est plus sensible aux variables d'accélération et de coût relatif.

./.

L'ordre d'importance des variables explicatives s'inverse entre l'investissement global et l'investissement en équipements à l'exception de l'effet d'accélération qui reste propondérant dans les deux simulations. Les fluctuations de l'investissement en équipement résultent principalement de l'effet d'accélération puis en second lieu du coût relatif capital-travail, tandis que profits et effet d'accélération ont sensiblement la même importance pour l'investissement total, le coût relatif n'ayant qu'une influence faible et en outre des coefficients non significativement différents de zéro.

GRAPHIQUE (4) - SIMULATIONS DU MODELE GLOBAL ET INFLUENCE DE LA CROISSANCE,  
DES PROFITS, ET DU COUT DU CAPITAL SUR L'INVESTISSEMENT DES ENTREPRISES



## CONCLUSION

Le modèle général proposé dans la première partie de notre étude nous a permis de prendre en compte simultanément l'influence de la croissance, des profits et du coût relatif capital-travail dans un modèle unique, tout en retrouvant comme cas particulier les principaux modèles économétriques de l'investissement. Une typologie des modèles a été proposée, fondée d'une part sur l'importance de la contrainte financière ( $v$ ), d'autre part sur la valeur de l'élasticité de substitution ( $\sigma$ ) de la fonction globale de production.

L'estimation et la comparaison des différents modèles ont montré que l'effet d'accélération restait un élément déterminant de la décision d'investissement des entreprises, les délais d'ajustements s'étendant sur de nombreuses années (en moyenne un an et demi pour l'investissement en équipement et trois ans et demi pour l'investissement global). Le coût relatif-capital travail à d'autre part une influence non négligeable sur l'investissement en équipement des entreprises, mais son élasticité reste très inférieure à la valeur qui correspondrait à une fonction COBB-DOUGLAS (0,03 au lieu de 0,5 à 0,6). En outre, les délais d'ajustements sont très courts (inférieurs à une année) contrairement à ce que suggère l'hypothèse réaliste d'une fonction "putty-clay", mais la spécification retenue et la base annuelle des données ne se prêtent guère à l'estimation d'un tel modèle.

La décomposition du coût relatif capital-travail montre en outre que le taux d'intérêt réel reste le principal facteur explicatif des variations de ce coût relatif. L'influence du taux d'intérêt réel sur l'investissement s'avère donc significative, mais en raison des faibles variations du taux d'intérêt nominal au regard des fluctuations des prix anticipés, il est difficile de conclure à une influence certaine du taux d'intérêt nominal.

./.

L'investissement total est assez fortement influencé par la masse des profits réalisés, mais cette influence a considérablement décru au cours des années soixante. Les estimations sur données sectorielles x chronologiques montrent cependant qu'elle reste importante en période d'encadrement du crédit. Enfin les délais d'ajustement de l'investissement aux variations des profits sont courts, l'influence de cette variable ne s'étendant pas au-delà des deux premières années (délai moyen de l'ordre de 6 mois).

L'estimation du modèle général a permis de préciser l'influence respective de ces diverses variables sur l'investissement total et sur l'investissement en équipement. La simulation de ce modèle permet d'établir un classement des variables explicatives par ordre d'importance : demande, coût relatif et profits pour l'investissement en équipement, demande et profit puis coût relatif pour l'investissement total.

Ce modèle général présente un grand intérêt pour l'étude des mesures de politique économique (budgétaires, fiscales, monétaires). Les réflexions théoriques sur la nature keynésienne au classique du sous-emploi (cf. par exemple E. MALINVAUD [1978]), ou l'étude de mesures de politiques économiques par simulation de modèles macroéconométriques (cf. par exemple H. GUILLAUME, P.A. MUET [1979] pour le modèle DMS) montrent le rôle particulier joué par l'influence respective de la demande et des profits dans la détermination de l'investissement productif. Pour prendre un exemple simple, un relèvement "ex-ante" des salaires exerce des effets contradictoires qui affectent les trois variables explicatives du modèle général :

- une relance de la consommation et de la demande, et par conséquent une reprise de l'investissement par l'effet d'accélération ;
- une augmentation de l'intensité capitaliste et donc de l'investissement par l'intermédiaire de la baisse du coût relatif capital-travail ;
- une diminution (toutes choses égales par ailleurs) des profits des entreprises qui tend à réduire l'investissement.

La relative fragilité des résultats obtenus sur séries chronologiques annuelles montre que des progrès importants restent à faire pour fournir une assise empirique solide aux réflexions macroéconomiques.

ANNEXE I - SOURCES STATISTIQUES DES ESTIMATIONS EN  
SERIES CHRONOLOGIQUES ANNUELLES (1949-1974)

Variables Années	Taux de $\frac{Q}{Q}$	Taux de profit $\pi$	Taux d'accumulation $\frac{I}{K}$		Coût réel du capital $\frac{C}{P}$		Coût salarial réel $\frac{W}{P}$
			Equipement	Total	Equipement	Total	
49	-	8,50	-	-	-	-	-
50	8,20	7,59	-	-	-	-	-
51	5,60	6,74	11,96	7,50	-	-	-
52	2,40	6,45	10,18	6,54	-	-	-
53	2,70	6,91	9,81	6,55	-	-	-
54	5,10	6,71	9,99	6,57	-	-	-
55	5,75	6,83	10,98	7,25	181	178,7	77,8
56	5,70	7,19	11,67	7,75	144	142,0	83,0
57	6,40	7,02	12,32	8,30	123	121,4	87,7
58	3,30	7,31	12,11	8,40	114	113,3	90,7
59	3,10	7,38	11,32	8,22	132	130,0	92,3
60	7,59	8,10	11,78	8,54	126	124,2	95,0
61	5,53	7,90	12,55	9,34	123	120,7	100,0
62	7,04	8,21	12,90	9,63	106	104,7	107,6
63	6,28	8,15	12,88	9,71	108	107,1	114,6
64	7,01	8,60	12,91	9,98	100	100,0	120,3
65	4,81	8,39	12,30	9,80	110	110,5	126,3
66	5,84	8,93	12,62	10,17	110	110,5	132,2
67	5,38	8,68	12,27	10,12	115	116,5	136,9
68	4,82	9,14	12,38	10,13	123	124,3	142,9
69	7,95	9,99	13,15	10,71	104	107,7	151,8
70	5,72	9,49	12,85	10,55	104	107,4	159,9
71	5,65	8,94	12,87	10,56	119	122,3	166,6
72	5,87	9,05	12,98	10,74	106	111,1	176,7
73	6,05	9,07	12,90	10,63	103	107,2	184,2
74	3,58	8,83	12,21	10,20	103	108,2	194,7
					117	122,3	204,1

$\frac{I}{K}$ ,  $\frac{Q}{Q}$  et  $\pi$  sont indiqués en %,  $\frac{C}{P}$  et  $\frac{W}{P}$  en indice base 100 en 1963 et 1960 respectivement.

## ANNEXE II - SIGNIFICATION DES NOTATIONS UTILISEES

### DANS LES ESTIMATIONS ECONOMETRIQUES

#### a) Méthodes d'estimations

MCO	Moindres carrés ordinaires
CORC	Méthode de COCHRANE-ORCUTT
VI	Estimation par la méthode des variables instrumentales
MCNL	Moindres carrés appliqués aux modèles non linéaires. Elle équivaut, sous les hypothèses stochastiques habituelles, à la méthode du maximum de vraisemblance. Le programme utilisé (TSP) procède par itérations.

#### b) Coefficients caractéristiques des estimations

DW	Statistique de DURBIN et WATSON
$\sum e^2$	Variancé résiduelle
N	Nombre d'observations
$S = \frac{\sum e^2}{N-M}$	Ecart-type de la régression (M est le nombre de variables explicatives)
T	T de Student

#### c) Retards échelonnés

On utilise la symbolique des opérateurs de décalage définis par  $L x_t = x_{t-1}$ . Les propriétés (associativité, distributivité) de cet opérateur permettent de remplacer le calcul des retards échelonnés par des opérations sur les polynômes  $\Phi(L)$ . Le modèle à retards échelonnés :

$$y_t = a_0 x_t + a_1 x_{t-1} + \dots + a_n x_{t-n} + \dots$$

peut ainsi s'écrire sous la forme  $y_t = \Phi(L) x_t$  avec :

$$\Phi(L) = a_0 + a_1 L + \dots + a_n L^n + \dots$$

On montre sans difficulté que le coefficient à long terme (CLT) est égal à  $\Phi(1)$  le délai de la distribution noté DM à  $\frac{\Phi'(1)}{\Phi(1)}$ . JORGENSON (1967) a montré en outre que toute distribution de retards pouvait être approximée par

une fraction rationnelle de l'opérateur  $L$ . Avec cette spécification, la distribution géométrique (ou distribution de Koyck) s'écrit par exemple :

$$\frac{1}{1 - \lambda L} = 1 + \lambda L + \lambda^2 L^2 + \dots + \lambda^n L^n + \dots$$

Le coefficient à long terme est  $\frac{1}{1 - \lambda}$ , le délai moyen à  $\frac{\lambda}{1 - \lambda}$

./.

- REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES\* -  
=====

- ANDO A.K., MODIGLIANI F., RASCHE R., TURNOVSKY S.J, (1974) - "On the role of expectations of price and technological change in a investment function", I.E.R., vol. 15, n°2.
- BERNARD A. (1977)- "Le coût d'usage du capital productif: une ou plusieurs mesures", Annales de l'INSEE n° 28.
- BISCHOFF C.W. (1969) - "Hypothesis testing and the demand for capital goods", Review of Economics and Statistics, vol. 51, n°3.
- BISCHOFF C.W. (1971) - "The effect of alternative lag distributions" in G. Fromm, Tax incentives and capital spending-Brookings Institution, North-Holland.
- BREFORT D.(1973) - "Le comportement d'investissement des entreprises : analyse économétrique", Thèse de Doctorat, Dauphine.
- COEN R.M. (1969) - Tax policy and Investment Behavior : a comment", A.E.R., vol. 59 , juin 1969.
- COURBIS R. (1968)- "Le comportement d'autofinancement des entreprises", Economie Appliquée - Tome 21 - n° 3-4.
- COURBIS R. (1973)- "Le comportement d'autofinancement des entreprises et le modèle FIFI", Annales de l'INSEE - n° 12-13.
- DUHACOURT P. (1970) - "La fonction d'investissement", Paris-Sirey.
- ECHARD J.F., HENIN P.Y. (1970) - "Une étude économétrique de la décision d'investir et des structures financières dans l'entreprise", Economie et sociétés, cahiers de l'ISEA - Juillet-Août 1970.
- EISNER R. (1967) - "A permanent income theory for investment : some empirical explorations", A.E.R. - vol. 57 - n° 3.
- EISNER R. (1977) - "Cross Section and time series estimates of investment fonctions", Annales de l'INSEE n° 30-31.
- EISNER R., NADIRI M.I. (1968) - "Investment behavior and neoclassical theory", Review of Economics and Statistics, vol. 50, n°3.
- EISNER R., NADIRI M.I. (1970) - "Néoclassical theory of investment beahavior : A comment", Review of Economics and Statistics, vol. 52, n°2.
- GUILLAUME H., MUET P.A. (1979)- "Simulations et multiplicateurs dynamiques du modèle DMS", Revue Economique Mars 1979.

-----  
\* Abréviations utilisées : I.E.R. - International Economic Review.  
A.E.R. - Américan Economic Review.

- GRILICHES Z. (1967) - "Distributed lags : A survey", Econometrica - vol. 35 - n° 1.
- GROSSMAN H. (1972) - "A choice theoretic model of an income investment accelerator", A.E.R. - Septembre 1972.
- HALL R.E., JORGENSON D.Q. (1967) et (1969) - "Tax policy and investment behavior", A.E.R. - vol. 57 - n° 3 et vol. 59.
- HELLIWELL J.F., GLORIEUX G. (1970) - "Forward-looking investment behaviour", Review of Economics Studies - vol.137 - n°4.
- HOUTHAKER H.S. (1955) - "The Pareto distribution and the Cobb-Douglas production function in activity analysis - Review of Economics Studies - 23 .
- JOHANSEN L. (1972) - "Production functions" - North-Holland - 1972.
- JORGENSON D.W. (1963) - "Capital theory and investment behavior", A.E.R., vol. 52.
- JORGENSON D.W., STEPHENSON J.A. (1969) - "Issues in the development of the neoclassical theory of investment behavior", Review of Economics and statistics, vol. 51, n°3.
- KALECKI (1937) - "The principle of increasing risk", Economica, vol. 4, n° 16.
- LE MAROIS M. (1979) - "Une étude économétrique trimestrielle sur l'investissement des Entreprises", à paraître dans Annales de l'INSEE.
- LORANGER J.G. (1976) - "Problems of identification and estimation of the demand for capital", Review of Economics and Statistics, vol. 63, n°2, Mai 1976.
- MAIRESSE J. (1972) - "Evaluation du capital fixe productif", Collection de l'INSEE, série C.
- MALINVAUD E. (1971) - "Peut-on mesurer le coût d'usage du capital", Economie et statistique, n° 22, avril 1971.
- MALINVAUD E. (1973) - "Théorie macroéconomique", ENSAE 1973, 4 tomes, ronéoté.
- MALINVAUD E. (1978) - "Nouveaux développements de la théorie macroéconomique du chômage", Revue Economique, Janvier 1978.
- MENIL G. de, YOHN F. (1978) - "La formation de capital fixe par les entreprises", Annales de l'INSEE, n° 26-27.
- MUET P.A. (1978-a) - "Croissance, Profits et Investissement : une étude économétrique-Thèse III cycle, Université Paris I-Ronéoté INSEE-CEPREMAP.

- MUET P.A. (1978-b) - "Les modèles à retards échelonnés : fondements théoriques, spécifications et méthodes d'estimation" , Ronéoté CEPREMAP, Novembre 1978.
- MUET P.A. (1979) - "Les modèles néoclassiques et l'impact du taux d'intérêt sur l'investissement", Revue Economique, Mars 1979.
- MUET P.A., ZAGAME P. (1976) - "Fonction d'investissement et retards échelonnés", Annales de l'INSEE, n° 21.
- NADIRI M.I., ROSEN S. (1969) - "Interrelated factor demand functions", A.E.R., vol. 59, n°4.
- NADIRI M.I., ROSEN S. (1974) - "A disequilibrium model of demand for factors of production", Papers and Proceedings of the American Economic Association, 1974.
- ODIZ G. (1977) - "Investment behavior of French industrial firms : a study on longitudinal data" - Annales de l'INSEE - 30-31.
- SATO K. (1975) - "Production Fonctions and Aggregation", North-Holland/American Elsevier, 1975.
- SCHRAMM R. (1972)- "Neoclassical Investment Models and French Private Manufacturing Investment", A.E.R., Septembre 1972.
- THOLLON-POMMEROL, MALINVAUD E. (1971) - "L'effet d'accélération dans les investissements industriels français", Annales de l'INSEE, n°7.
- ZAGAME P. (1977) - "L'investissement en déséquilibre" in De Boissieu C., Parguez A., Zagame P., Economica, 1977.