Xavier Camisa

R&D et incitations fiscales au Canada: une politique efficace?

Travail de recherche

(M.Sc. Sciences économiques)

présenté à

Marcel Dagenais et Claude Montmarquette

Université de Montréal
Été 1999

PREFACE

Je remercie Marcel Dagenais, mon directeur de recherche, et le CRDE (Centre de recherche et développement économique) qui me donnèrent la chance de travailler sur ce projet financé par Industrie Canada. Je remercie également le CIRANO (Centre inter-universitaire de recherche en analyse des organisations) qui me donna un lieu de travail stimulant et des ressources incroyables.

De plus, je remercie Pierre Mohnen (UQAM) pour son encadrement.

Enfin, je remercie Claude Montmarquette, mon deuxième lecteur, pour son évaluation du travail.

TABLE DES MATIÈRES

INTRODUCTION

Cette recherche étudie la dynamique de la demande pour cinq facteurs de production des industries canadiennes pour la période 1964-1991. Cette dynamique nous intéresse car on veut évaluer si les allocations fiscales du gouvernement fédéral stimulent efficacement les dépenses de R&D.

La motivation est double. De un, le gouvernement donne généreusement des allocations fiscales aux entreprises canadiennes. Elles profitent chaque année davantage du système en place, de sorte que la facture augmente parrallèlement. Ensuite, les dépenses canadiennes de R&D sont faibles versus les dépenses de R&D des autres pays industrialisés, malgré le support important du gouvernement canadien. On veut donc comprendre ce paradoxe.

Utiliser cinq facteurs de production permet de déterminer des facteurs substituables et des facteurs complémentaires. On pourrait donc également évaluer si une stimulation de la R&D par une stimulation de la demande pour un facteur complémentaire est efficace.

Ce travail de recherche prend la forme suivante:

- Dans la section 1, on expose le modèle théorique.
- Dans la section 1A, on explique la modélisation du coût occasionné par un ajustement du volume des facteurs quasi-fixes.
- Dans la section 1B, on explique le concept des anticipations rationnelles, hypothèse importante du modèle.
- Dans la section 2, on expose le modèle économétrique.
- Dans la section 3, on propose un indicateur pour évaluer si les allocations fiscales pour les dépenses de R&D sont efficaces.
- Dans la section 4, on présente les résultats de cette recherche.

Section 1:
Le modèle théorique

On distingue cinq facteurs de production (voir Dagenais & Mohnen [1997]):

- Le volume de travail {L}
- Le volume des inputs intermédiaires {M}
- Le volume de bâtiment {B}
- Le volume de machinerie et équipement {E}
- Le volume de savoir {R}

On distingue les facteurs variables {L, M} des facteurs quasi-fixes {B, E ,R}. On note que les dépenses de R&D gonflent le volume R. On suppose que ce volume génère des externalités positives S. Le volume S est prédéterminé, car il dépend directement des volumes S passés.

On représente la demande des cinq facteurs de production par un modèle dynamique, avec anticipations rationnelles et un ajustement du volume des facteurs quasi-fixes qui provoque un coût.

Ce modèle est dynamique puisque des séries temporelles représentent la demande des facteurs de production. Cette demande est simplement la solution au problème du producteur dans un contexte dynamique: elle vient de la minimisation sur un horizon infini de la valeur actuelle du coût présent et des coûts futurs anticipés.

On note ainsi le problème du producteur:

$$\underset{\{x_t,\, I_{kt}\}}{\mathrm{Min}} \qquad E(t) \sum_{\tau=t}^{\infty} \alpha_{t\tau} \left(\sum_{x} p_{x\tau}\, x_\tau + \sum_{k} p_{k\tau}\, I_{k\tau} \right)$$

sous contrainte que $\qquad Q_\tau = f(L_\tau, M_\tau, B_{\tau-1}, E_{\tau-1}, R_{\tau-1}, I_{B\tau}, I_{E\tau}, I_{R\tau}, S_{\tau-1})$

$\qquad\qquad\qquad\qquad k_\tau = (1 - \delta_{k\tau})\, k_{\tau-1} + I_{k\tau}$

où $\quad x = L, M$

$\quad\quad k = B, E, R$

$\quad\quad p =$ prix des facteurs de production

$\quad\quad I =$ ajustements des volumes $\{B, E, R\}$

$\quad\quad \delta =$ taux de dépréciation des volumes $\{B, E, R\}$

$$\alpha_{t\tau} = \prod_{i=t}^{\tau-1} (1/(1 + r_i)) \qquad \text{lorsque } \tau > t$$

$\quad\quad r =$ taux d'intérêt

Le producteur est contraint techniquement par la fonction de production. Il est également contraint par la dynamique des investissements $\{I_B, I_E, I_R\}$.

On peut séparer en deux le problème du producteur:

- En premier, on détermine, pour chaque période, le couple $\{L, M\}$ qui minimise le coût variable, étant donné un output Q, des prix $\{p_L, p_M\}$, des volumes passés $\{B, E, R, S\}$, des investissements présents et futurs $\{I_B, I_E, I_R\}$. On peut alors construire une fonction de coût variable, qui représente, quand on lui impose certaines restrictions, la technologie.

On note ainsi la fonction de coût variable:

$$CV_t = CV(p_{L\tau}, p_{M\tau}, Q_t, B_{\tau-1}, E_{\tau-1}, R_{\tau-1}, I_{B\tau}, I_{E\tau}, I_{R\tau}, S_{\tau-1}) = \sum_x p_{xt}\, x_t$$

où $\quad x = L, M$

- Ensuite, on détermine le sentier optimal des volumes {B, E, R} en incluant, dans le problème initial du producteur, la fonction de coût variable. On minimise alors par rapport aux facteurs {B, E, R} seulement, puisque la fonction de coût variable, par construction, est optimale pour un choix {L, M}, déterminé par un choix optimal {B, E, R}. Le sentier optimal des volumes {B, E, R} doit satisfaire les conditions d'Euler, les conditions de premier ordre dans une optimisation dynamique.

On note ainsi les conditions d'Euler:

$$E(t)\ \{(1+r_\tau)\ [p_{k\tau} + \partial CV_\tau / \partial I_{k\tau}] - (1-\delta_{k\tau+1})p_{k\tau+1} - (1-\delta_{k\tau+1})\ \partial CV_{\tau+1}/\partial I_{k\tau+1} + \partial CV_{\tau+1}/\partial k_\tau\} = 0$$

où $\quad k = B, E, R$

On précise maintenant une forme fonctionnelle pour la fonction de coût variable. On prend la forme SGM (Symmetric Generalized McFadden):

$$CV_t = Q_t^{\rho}\,[0.5 \sum_x \sum_y \alpha_{xy}\, p_{xt}\, p_{yt} / \wp_t + \sum_x \alpha_x\, p_{xt}] + \sum_x \sum_k \beta_{xk}\, p_{xt}\, k_{t-1}$$

$$+ \sum_x \beta_{xS}\, p_{xt}\, S_{t-1} + 0.5\, \wp_t\, Q_t^{-\rho}\, [\sum_k \sum_l \beta_{kl}\, k_{t-1}\, l_{t-1} + \sum_k \beta_{kS}\, k_{t-1}\, S_{t-1}$$

$$+ \sum_l \sum_k \gamma_{kl}\, I_{kt}\, I_{lt}\,]$$

où $\quad x, y \;=\; L, M$

$\quad\quad k, l \;=\; B, E, R$

$$\wp_t = \sum_x (p_{x0}\, x_0 / \sum_x p_{x0}\, x_0)\, p_{xt}$$

On choisit la forme SGM pour deux raisons principales:

- En premier, elle ne pose aucune limite au niveau du coût variable, et aucune restriction aux gradients de premier et second ordres de la fonction de coût variable.

- Ensuite, elle permet les restrictions suivantes:

  - On pose la matrice $[\alpha_{xy}] = -AA'$, où $A = [A_{ij}]$ est une matrice triangulaire inférieure de rang 2 qui impose globalement la concavité de la fonction de coût variable versus les prix $\{p_L, p_M\}$. Le couple $\{i, j\}$ indique la position du paramètre A_{ij} dans la matrice A. On note que $A_{ij} = 0$ pour $i > j$.

  - On pose la matrice $[\beta_{kl}] = BB'$, où $B = [B_{ij}]$ est une matrice triangulaire inférieure de rang 3 qui impose la convexité de la fonction de coût variable versus les volumes $\{B, E, R\}$.

  - On pose la matrice $[\gamma_{kl}] = CC'$, où $C = [C_{ij}]$ est une matrice triangulaire inférieure de rang 3 qui impose la convexité de la fonction du coût d'ajustement versus les investissements $\{I_B, I_E, I_R\}$.

Par le lemme de Shephard sur la fonction de coût variable, on obtient les équations de demande des facteurs variables:

$$x_t = Q_t^{\rho} [\alpha_x + \sum_x \alpha_{xy}\, p_{xt} / \wp_t - 0.5 s_{x0} \sum_x \sum_y \alpha_{xy}\, p_{xt}\, p_{yt} / \wp_t^{2}]$$

$$+ (\sum_k \beta_{xk}\, k_{t-1} + \beta_{xS}\, S_{t-1})$$

$$+ 0.5 Q_t^{-\rho} s_{x0} (\sum_k \sum_l \beta_{kl}\, k_{t-1}\, l_{t-1} + \sum_k \beta_{kS}\, k_{t-1}\, S_{t-1} + \sum_k \sum_l \gamma_{kl}\, I_{kt}\, I_{lt}] + \varepsilon_{xt}$$

où $x, y = L, M$

$k, l = B, E, R$

$$s_{x0} = p_{x0}\, x0 \,/ \sum_x p_{x0}\, x0$$

$$I_{kt} = k_t - (1-\delta_{kt})k_{t-1}$$

Lorsqu'on remplace la forme SGM dans la forme générale des conditions d'Euler, on obtient la forme particulière des conditions d'Euler:

$$E(\tau)\ \{\ (1 + r_\tau)[p_{k\tau} + Q_\tau^{-\rho}\, \wp_\tau\, (\gamma_{kB}\, \delta_B\, B_\tau + \gamma_{kE}\, \delta_E\, E_\tau + \gamma_{kR}\, \delta_R\, R_\tau)] - (1 - \delta_k)\, p_{k\tau}$$

$$- (1 - \delta_k)\, p_{k\tau}\, [Q_\tau^{-\rho}\, \wp_\tau\, (\gamma_{kB}\, \delta_B\, B_\tau + \gamma_{kE}\, \delta_E\, E_\tau + \gamma_{kR}\, \delta_R\, R_\tau)]$$

$$+ [\beta_{Lk}\, p_{L\tau} + \beta_{Mk}\, p_{M\tau} + Q_\tau^{-\rho}\, \wp_\tau\, (\beta_{kB}\, B_\tau + \beta_{kE}\, E_\tau + \beta_{kR}\, R_\tau + \beta_{kS}\, S_\tau\ ]\ \} = 0$$

où $k = B, E, R$

Après manipulation, on obtient des condition d'Euler les équations de demande des facteurs $\{B, E, R\}$:

$$k_t = -\{ 1 / (\wp_{t+1} Q_{t+1}^{-\rho} [\beta_{kk} + (1 - \delta_{kt+1}) \gamma_{kk}] + (1 + r_t) \gamma_{kk} \wp_t Q_t^{-\rho} \}$$

$$\{ (1 + r_t)[p_{kt} - \gamma_{kk} \wp_t Q_t^{-\rho} (1 - \delta_{kt}) k_{t-1} + \sum_{l \neq k} \gamma_{kl} \wp_t Q_t^{-\rho} I_{lt}]$$

$$- (1 - \delta_{kt+1})[p_{kt+1} + \wp_{t+1} Q_{t+1}^{-\rho} (\gamma_{kk} k_{t+1} + \sum_{l \neq k} \gamma_{kl} I_{lt+1})]$$

$$+ \sum_{i=L,M} \beta_{ik} p_{it+1} + \wp_{t+1} Q_{t+1}^{-\rho} (\sum_{l \neq k} \beta_{kl} l_t + \beta_{kS} S_t)\} + \varepsilon_{kt}$$

où $k, l = B, E, R$

$I_{lt} = l_t - (1 - \delta_{lt}) I_{t-1}$

On note, dans les équations de demande des facteurs variables et quasi-fixes, le remplacement des valeurs futures anticipées par des valeurs futures observées. Le résidu ε mesure alors la différence entre les valeurs anticipées et les valeurs observées. Il est donc la somme des erreurs de prévisions des valeurs futures des variables du modèle. Ce résidu n'est pas corrélé avec l'information disponible au moment de la prévision, car on suppose des anticipations rationnelles.

Section 1A:

Ajustement des volumes {B, E, R}: Modélisation du coût

On rappelle que les facteurs {L, M} sont variables alors que les facteurs {B, E, R} sont quasi-fixes. Un ajustement des volumes {B, E, R} provoque un coût pour les entreprises. Ce coût vient de la mise en place des nouvelles techniques de production.

Ces nouvelles techniques dérangent momentanément la production. Elles coûtent alors une opportunité: une production supérieure. Toutefois, cette baisse de production est temporaire. Car ces nouvelles techniques augmentent en général la productivité des entreprises, après le choc initial perturbateur. De plus, ces nouvelles techniques exigent parfois une révision de la formation des travailleurs. Les entreprises assument alors le coût de la formation des travailleurs.

Traditionnellement, au niveau macroéconomique, on modélise le coût provoqué par un ajustement du volume des facteurs de production par une structure convexe, quadratique et symétrique. Par contre, au niveau microéconomique, une structure convexe semble peu probable.

- Hamermesh & Pfann [1996] notent que les recherches sont rares au niveau microéconomique, en particulier les recherches utilisant une structure non convexe. Néanmoins, au niveau microéconomique, les recherches utilisant une structure non convexe rejettent en bloc une structure convexe, quadratique et symétrique.

- Peck [1974] compare une structure "Lumpy" (voir section 1B) et une structure convexe, quadratique et symétrique. La structure "Lumpy" est plus adéquate au niveau microéconomique, mais la structure convexe est plus adéquate au niveau macroéconomique.

Les fonctions du coût d'ajustement: Quatre structures différentes

Hamermesh & Pfann [1996] proposent quatre structures différentes pour modéliser le coût provoqué par un ajustement du volume des facteurs de production:

1. Structure convexe, quadratique et symétrique (*Symmetric Convex (Quadratic) Costs*)
2. Structure convexe, asymétrique (*Asymmetric Convex Costs*)
3. Structure linéaire, asymétrique (*Piecewise Linear Costs*)
4. Structure constante, asymétrique (*Lumpy Costs*)

Chaque structure implique une dynamique différente pour la demande des facteurs. Par hypothèse, on explique un lent ajustement du volume des facteurs par le coût élevé que provoque un changement dans la demande des facteurs. On note que $C(\Delta X)$ est le coût occasionné par un ajustement ΔX.

1. Structure convexe, quadratique et symétrique

$$C(\Delta X) = 0.5b[\Delta X]^2 \qquad \text{où} \qquad b>0$$

Cette fonction impose un coût quadratique positif, qui augmente proportionnellement plus rapidement que le volume des ajustements. Elle impose un coût marginal linéaire croissant. On note que ce coût marginal est nul pour un ajustement nul. Cette fonction favorise un ajustement continuel du volume du facteur, puisque le coût marginal est moindre pour un ajustement moindre. Cette fonction est continue, différentiable, au minimum $\Delta X = 0$. Le moindre changement de conjoncture provoque alors un changement dans la demande du facteur.

Cette fonction impose également un coût symétrique. Une augmentation du volume du facteur ou une diminution de volume identique occasionne alors un coût marginal identique.

2. Structure convexe, asymétrique

$$C(\Delta X) = 0.5b[\Delta X]^2 - c\Delta X + \exp(c\Delta X) - 1$$

On note que cette fonction est symétrique lorsque $c = 0$. Lorsque $c > 0$, le coût marginal est plus grand pour une augmentation du volume du facteur que pour une diminution de volume identique . Lorsque $c < 0$, le coût marginal est plus grand pour une diminution du volume du facteur que pour une augmentation de volume identique.

3. Structure linéaire, asymétrique

$$C(\Delta X_t) = \begin{cases} b_1 \Delta X_t & b_1 > 0 \Leftrightarrow \quad \Delta X_t \geq 0 \\ b_2 \Delta X_t & b_2 < 0 \Leftrightarrow \quad \Delta X_t < 0 \end{cases}$$

Cette fonction impose un coût linéaire positif, qui augmente proportionnellement au volume des ajustements. On note que ce coût est nul pour un ajustement nul. Cette fonction impose un coût marginal constant, qui ne favorise pas un ajustement continuel du volume des facteurs. On attend plutôt que les bénéfices anticipés du changement dépassent le coût provoqué par un ajustement ΔX. On note que le coût marginal diffère pour un ajustement positif, versus un ajustement négatif, du volume du facteur de production.

4. Structure constante, asymétrique

$$C(\Delta X_t) = k_1 I_1 (\Delta X_t) + k_2 I_2 (\Delta X_t)$$

$$[I_1(\Delta X_t), I_2 (\Delta X_t)] = \begin{cases} [1,0] & \text{si} \quad \Delta X_t > 0 \\ [0,1] & \text{si} \quad \Delta X_t < 0 \end{cases}$$

où $k_1 > 0, k_2 > 0$

Cette fonction impose un coût constant. On note que ce coût dépend du signe des ajustements. Cette fonction impose un coût marginal nul, sauf pour un ajustement nul. Dans ce cas, le coût marginal est indéfini. On ajuste brusquement le volume du facteur quand les bénéfices espérés du changement dépassent le coût provoqué par un ajustement ΔX.

Ces quatre structures modélisent différemment la dynamique des investissements. On remarque cette dynamique dans le graphique 1 (Annexe 1) .

On note un ajustement continuel du volume des facteurs pour un coût convexe. Aussi, on ajuste selon une fonction presque sinusoïdale. On remarque que le sentier optimal des investissements possède une amplitude plus grande quand on suppose un coût nul. Ainsi, le coût provoqué par un ajustement du volume des facteurs diminue la variation dans la demande des facteurs.
On note également un ajustement brusque lorsque le coût est linéaire ou constant. On remarque alors de longues périodes de non ajustement.

Notre modélisation

On suppose que le coût provoqué par un ajustement du volume des facteurs de production possède un comportement convexe, quadratique et symétrique.

Cette hypothèse, peu probable au niveau microéconomique, ne serait pas irréaliste au niveau macroéconomique, selon Hamermesh & Pfann [1996]. Le regroupement des coûts individuels pourrait donner un coût global convexe, que les coûts individuels soient convexes ou non convexes. On rappelle que Peck [1974] juge une structure convexe plus adéquate macroéconomiquement que la structure "Lumpy", laquelle est pourtant plus adéquate microéconomiquement.

On modélise ce coût directement dans la fonction de coût variable SGM, en posant $[\gamma_{kl}] = CC'$, où $C = [C_{ij}]$ est une matrice triangulaire inférieure. On appelle cette opération la décomposition de Cholesky. On rappelle la fonction de coût variable SGM:

$$CV_t = Q_t^{\rho}\,[0.5 \sum_x \sum_y \alpha_{xy}\, p_{xt}\, p_{yt} / \wp_t + \sum_x \alpha_x\, p_{xt}\,] + \sum_x \sum_k \beta_{xk}\, p_{xt}\, k_{t-1}$$

$$+ \sum_x \beta_{xS}\, p_{xt}\, S_{t-1} + 0.5\, \wp_t\, Q_t^{-\rho}\,[\sum_k \sum_l \beta_{kl}\, k_{t-1}\, l_{t-1} + \sum_k \beta_{kS}\, k_{t-1} S_{t-1}$$

$$+ \sum_l \sum_k \gamma_{kl}\, I_{kt}\, I_{lt}\,]$$

Section 1B: Les anticipations rationnelles

Pour comprendre le concept des anticipations rationnelles, on doit comprendre le concept des espérances conditionnelles.

On rappelle la relation entre espérance et fonction de densité: $E(X_t) = \int X_t \, f(X_t) dX_t$

On note maintenant la relation entre espérance conditionnelle et fonction de densité conditionnelle: $E(X_t \mid I_{t-1}) = \int X_t \, f(X_t \mid I_{t-1}) \, dX_t$

Les espérances conditionnelles de X dépendent des ensembles d'information I disponibles lors de la prévision. Les différentes informations modifient différemment la distribution des probabilités. Ainsi, deux ensembles différents $\{I_{A\,t-1}, I_{B\,t-1}\}$ donneront des distributions différentes $\{f(X_t \mid I_{A\,t-1}), f(X_t \mid I_{B\,t-1})\}$ lesquelles donneront des espérances différentes $\{E(X_t \mid I_{A\,t-1}), E(X_t \mid I_{B\,t-1})\}$.

On obtient ainsi les erreurs de prévision: $\varepsilon_t = X_t - E(X_t \mid I_{t-1})$

Les espérances conditionnelles imposent aux erreurs de prévision le respect des propriétés suivantes:

- Les espérances conditionnelles des erreurs sont nulles. Ou encore, $E(\varepsilon_t \mid I_{t-1}) = 0$.
- Les erreurs ne sont pas corrélées à l'ensemble d'information. Ou encore, $E(\varepsilon_t I_{t-1} \mid I_{t-1}) = 0$.

Les anticipations rationnelles respectent cette seconde propriété.

Section 2:
Le modèle économétrique

Les équations de demande des facteurs variables et quasi-fixes forment le système à estimer. On n'estime pas la fonction de coût variable puisqu'elle ne contient aucune information nouvelle.

On estime les équations conjointement par la méthode des moments généralisés (MMG).

La méthode MMG

L'estimateur MMG minimise la corrélation entre les résidus et un vecteur de variables instrumentales dans la fonction objective $S(\theta,V)$.

On peut exprimer ainsi la méthode MMG:

Soient:	θ	=	Le vecteur des paramètres à estimer
	Z	=	Le vecteur des variables instrumentales
	e	=	Le vecteur des résidus
	Σ	=	La matrice variance-covariance des résidus e
	V	=	La matrice variance-covariance de $\sum_{t=1}^{n} e_t \otimes z_t$
	n	=	La taille de l'échantillon

L'estimateur MMG de θ minimise la fonction objective $S(\theta,V)$:

$$S(\theta,V) = [nm_n(\theta)]'V^{-1}[nm_n(\theta)]$$

où $$nm_n(\theta) = \sum_{t=1}^{n} e_t \otimes z_t$$

Les dix variables instrumentales suivantes forment le vecteur z: une constante α par industrie, les prix relatifs $\{(p_L/p_M)_t, (p_B/p_M)_t, \{(p_E/p_M)_t, \{(p_R/p_M)_t\}$, les volumes $\{B_{t-1}, E_{t-1}, R_{t-1}, S_{t-1}\}$, et l'output Q_{t-1}.

Pour estimer les paramètres du système, on procède par itérations. On détermine la convergence des paramètres estimés par la méthode des gradients numériques.

- Au départ, comme on ne connaît pas le véritable θ, on estime les paramètres du système par la méthode des doubles moindres carrés (2SLS). On prend alors les résidus de cette estimation pour calculer la matrice V.

- Ensuite, on ré-estime θ en minimisant la fonction objective. On prend les résidus de cette nouvelle estimation pour calculer une nouvelle matrice V. On recommence alors le cycle, indéfiniment, jusqu'à convergence de l'estimateur θ.

La méthode des triples moindres carrés (3SLS) est identique à la méthode des moments généralisés quand les résidus ne sont pas corrélés avec les variables de l'ensemble d'information et quand les résidus ne sont pas autocorrélés.

Au départ, on suppose que les résidus sont homoscédastiques, non autocorrélés. Dans un premier temps, on utilise donc la méthode 3SLS. Par la suite, on suppose que les résidus sont hétéroscédastiques. On corrige les résidus pour tenir compte de cette hétéroscédasticité. On divise alors les résidus par leur écart-type. On utilise toujours la méthode 3SLS.

Section 3:

Allocations fiscales: Pour une politique efficace

Un incitatif fiscal stimule efficacement les dépenses de R&D lorsque les dépenses supplémentaires de R&D provoquées par cet incitatif dépassent les allocations fiscales offertes par le gouvernement. Ou encore, un incitatif fiscal est efficace lorsque r > 1,

$$r = \left[\sum_{\tau=0}^{\infty} (I^*_{t+\tau} - I_{t+\tau}) / (1+r)^{\tau} \right] / \left[\sum_{\tau=0}^{\infty} \{A_\tau + B_\tau + C_\tau + D_\tau\} / (1+r)^{\tau} \right]$$

où $A_\tau = \sum_k \beta^*_{1k} (I^*_{R\,t+\tau} - I_{R\,t+\tau})$

$$B_\tau = \sum_k (\beta^*_{1k} - \beta_{1k})\, I_{R\,t+\tau}$$

$$C_\tau = \beta^*_{2R} (I^*_{R\,t+\tau} - \overline{I^*_{R\,t+\tau}}) - \beta_{2R} (I_{R\,t+\tau} - \overline{I_{R\,t+\tau}})$$

$$D_\tau = (\mu^f + \mu^p)(CV^*_{t+\tau} - CV_{t+\tau})$$

$$I_{k\,t+\tau} = k_{t+\tau} - (1-\delta)k_{t+\tau-1}$$

$$\overline{I_{R\,t+\tau}} = (I_{R\,t+\tau-1} + I_{R\,t+\tau-2} + I_{R\,t+\tau-3}) / 3$$

$$k = B,E,R$$

Le gouvernement supporte une fraction β_{1R} du volume des dépenses de R&D. Il supporte également une fraction β_{2R} des dépenses qui excèdent le volume moyen des trois années précédentes. Ainsi, le gouvernement possède deux leviers pour stimuler les dépenses de R&D.

On note que * désigne la nouvelle valeur des fractions $\{\beta_{1k},\beta_{2R}\}$, des investissements $\{I_k,I_R\}$, des coûts variables CV, après un changement fiscal.

A représente les dépenses fiscales du gouvernement par le financement β^*_{1R} des dépenses supplémentaires $\{I^*_R - I_R\}$ de R&D. L'augmentation des dépenses de R&D après changement fiscal forment les dépenses supplémentaires. On note que même si $\beta^*_{1R} = \beta_{1R}$, les dépenses fiscales augmentent par le financement β_{1R}, après un changement $\beta^*_{2R} > \beta_{2R}$ qui stimule les dépenses de R&D.

B représente les dépenses fiscales supplémentaires du gouvernement par le financement β^*_{1R} des dépenses initiales de R&D, après un changement $\beta^*_{1R} > \beta_{1R}$. Ce changement diminue le coût supporté par les entreprises.

C représente les dépenses fiscales supplémentaires du gouvernement par le financement β^*_{2R} des dépenses excédentaires de R&D, après un changement $\beta^*_{2R} > \beta_{2R}$. Les dépenses qui excèdent le volume moyen des trois années précédentes forment les dépenses excédentaires.

D représente les déductions fiscales que récupèrent le gouvernement sur la réduction du coût variable des entreprises. Car les dépenses fiscales du gouvernement par le financement $\{\beta_{1R}, \beta_{2R}\}$ des dépenses de R&D réduisent le coût variable des entreprises, et du coup, les déductions fiscales dont bénéficient les entreprises sur leur imposition $\{\mu_f, \mu_p\}$. On note que $\{\mu_f, \mu_p\}$ représentent respectivement le taux fédéral et le taux provincial. On note que $D < 0$.

Simulation

Pour estimer le ratio r, on doit posséder les sentiers de demande des facteurs variables et quasi-fixes.

Pour obtenir les sentiers de demande des facteurs quasi-fixes, on simule les équations d'Euler. En pratique, on simule ces équations sur un horizon de 20 périodes, lequel remplace adéquatement un horizon théorique infini. Après 20 périodes, $k_\tau = k$. On utilise alors les équations d'Euler de long terme.

On note les équations implicites de demande de long terme des facteurs {B, E, R}:

$$(1 + r\ )\ [p_k + Q^{-\rho}\ \wp\ (\gamma_{kB}\, \delta_B\, B_{LT} + \gamma_{kE}\, \delta_E\, E_{LT} + \gamma_{kR}\, \delta_R\, R_{LT})]$$

$$- (1 - \delta_k)\, p_k - (1 - \delta_k)\, p_k\, [Q^{-\rho}\ \wp\ (\gamma_{kB}\, \delta_B\, B_{LT} + \gamma_{kE}\, \delta_E\, E_{LT} + \gamma_{kR}\, \delta_R\, R_{LT})]$$

$$+ [\beta_{Lk}\, p_L + \beta_{Mk}\, p_M \quad + Q^{-\rho}\ \wp\ (\beta_{kB}\, B_{LT} + \beta_{kE}\, E_{LT} + \beta_{kR}\, R_{LT} + \beta_{kS}\, S_{LT})] = 0$$

où $\quad k = B, E, R$

On utilise les sentiers de demande des facteurs quasi-fixes pour calculer les sentiers de demande des facteurs variables.

Section 4:
Résultats

Pour cette recherche, on utilise un "pool" de 26 industries canadiennes, pour la période 1964-1991:

1. Agriculture, Pêche, et Forêt
2. Mines
3. Pétrole Brut et Gaz Naturel
4. Aliments
5. Boissons et Tabac
6. Produits du Caoutchouc
7. Produits en Matières Plastiques
8. Textiles
9. Bois
10. Meubles
11. Papier
12. Imprimerie
13. Première Transformation de Métaux
14. Fabrication de Produits Métalliques
15. Machinerie
16. Matériels de Transport
17. Produits Électriques et Électroniques
18. Produits Minéraux Non Métalliques
19. Produits Raffinés du Pétrole
20. Produits Chimiques
21. Autres Industries Manufacturières
22. Construction
23. Transport et Entreposage
24. Communication
25. Services Publics
26. Autres Services

Ainsi, on possède un échantillon de 728 outputs Q, prix $\{p_L, p_M\}$, volumes $\{B, E, R, S\}$, investissements $\{I_B, I_E, I_R\}$, dépréciations $\{\delta_B, \delta_E, \delta_R\}$. On pose $r = 0{,}10$.

Estimations initiales

Les estimations initiales précèdent ma participation au projet. Ces estimations posent problème puisque la simulation engendre des volumes {B_{LT}, E_{LT}, R_{LT}} négatifs. On essaie alors différents changements.

Estimations ultérieures

- Un premier changement pondère le volume S, lequel dépasse largement le volume des facteurs {B, E, R}.

Voici le volume moyen des facteurs {B, E, R} pour la période 1964-1991:

B = 9952,2986 E = 2956,8972 R = 571,0501

Voici le volume moyen S: S = 14276,2530

On multiplie le volume S par le ratio {R moyen / S moyen} = 0,04.

- Un deuxième changement corrige les résidus, possiblement hétéroscédastiques.

On corrige les résidus dans la deuxième étape des itérations.

La première étape utilise la matrice de variance-covariance $V = (I_n \otimes z'z)^{-1}$

où	I_n	=	Une matrice identité
	z	=	La matrice des variables instrumentales

On estime "n" équations. On rappelle que la méthode MMG minimise la fonction objective $S(\theta,V) = [nm_n(\theta)]'V^{-1}[nm_n(\theta)]$.

La seconde étape utilise la matrice de variance-covariance $V = (e'e \otimes z'z)^{-1}$

où e = La matrice des résidus

Après chaque itération, on pondère les résidus des 26 industries par 26 facteurs différents, pour corriger une possible hétéroscédasticité. On divise alors les résidus de chaque industrie par les écarts-types des résidus de la première étape.

Après ces changements, on obtient les estimations suivantes:

Paramètres	Valeurs	Écarts-types
γ_{LL}	-0,229845	0,021272
β_{LB}	-0,205859	0,020184
β_{LE}	-0,479714	0,031007
β_{LR}	-0,097793	0,024195
β_{MB}	0,004561	0,029765
β_{ME}	0,097793	0,035604
β_{MR}	-0,016045	0,033705
β_{LS}	35,608986	0,787596
β_{MS}	72,330499	1,105497
β_{BS}	-0,744299	0,261414
β_{ES}	-0,433554	0,180022
β_{RS}	-0,309707	0,193386
B_{11}	-0,086015	0,254174
B_{21}	0,615625	1,413628
B_{22}	0,071061	12,480855
B_{31}	-0,027163	0,927355
B_{32}	-0,163128	28,653700
B_{33}	-0,000087	53042,568969
C_{11}	-0,632554	0,803044
C_{21}	-0,018456	1,560430
C_{22}	0,000001	173133,307077
C_{31}	-0,582758	2,750631
C_{32}	0,000008	959706,841823
C_{33}	-0,000001	3600140,438847

On note que 15 des 24 paramètres estimés ne sont pas significativement différents de zéro.

Notamment, on note que les paramètres $\{B_{ij}, C_{ij}\}$ ne sont pas significativement différents de zéro. On rappelle que la décomposition de Cholesky $[\beta_{kl}] = BB'$ impose la convexité de la fonction de coût variable versus les volumes $\{B, E, R\}$. On rappelle également que la décomposition $[\gamma_{kl}] = CC'$ impose la convexité de la fonction du coût d'ajustement versus les investissements $\{I_B, I_E, I_R\}$.

Voici les élasticités moyennes:

ELPL	EMPM	ELPM	EMPL
-3,047102	-0,134184	3,047102	0,134184

ELB	ELE	ELR	ELS
-1,772396	-0,260953	-0,003905	1,984534
EMB	EME	EMR	EMS
-0,001074	0,010241	-0,000359	1,012968

où ELPL = $(\partial L / \partial p_L)(p_L / L)$

ELB = $(\partial L / \partial B_{-1})(B_{-1} / L)$

Les élasticités-prix possèdent le bon signe.

Voici le coût marginal moyen des ajustements $\{I_B, I_E, I_R\}$:

MACB	MACE	MACR
0,017636	0,000490	0,025537

où MACB = $(\partial CV / \partial I_B) / p_B$

Voici le rendement des facteurs $\{B, E, R, S\}$:

RRB	RRE	RRR	RRS
-0,563823	2,062175	-1,267585	-124,824839

où RRB $=$ $(-\partial CV/\partial B_{-1} + \varepsilon_B) / p_B$

ε_B $=$ Le résidu moyen de l'équation de demande du facteur B

On note que les rendements négatifs {RRB, RRR, RRS} posent problème.

- Ensuite, on abandonne la décomposition de Cholesky.

Paramètres	Valeurs	Écarts-types
γ_{LL}	-0,060499	42,792084
β_{LB}	0,056641	0,003036
β_{LE}	-0,295144	0,003778
β_{LR}	-0,155968	0,001188
β_{MB}	-0,110218	0,003417
β_{ME}	-0,043397	0,003806
β_{MR}	0,091665	0,001432
β_{LS}	5,430436	320,547286
β_{MS}	12,408163	1262,790565
β_{BS}	-2,010955	0,015822
β_{ES}	0,054469	0,015712
β_{RS}	-1,576753	0,009707
β_{BB}	0,082545	0,004708
β_{EE}	1,093451	0,015716
β_{RR}	3,780172	0,027941
β_{BE}	-0,198643	0,009537
β_{BR}	-0,478242	0,004525
β_{ER}	0,462077	0,006520
γ_{BB}	-1,686386	0,082203
γ_{EE}	-9,572458	0,107380
γ_{RR}	-106,022479	0,793961
γ_{BE}	-0,512088	0,111767
γ_{BR}	12,107528	0,094750
γ_{ER}	0,551915	0,053696

On note que cette estimation rejette seulement les paramètres $\{\gamma_{LL}, \beta_{LS}, \beta_{MS}\}$, qui ne sont pas significativement différents de zéro. Mais le rejet du paramètre γ_{LL} est impossible. Et le signe des indicateurs économiques est souvent innaceptable.

Cette estimation propose les relations suivantes:

- Les couples {{L, B}, {M, R}} sont substituables, puisque $\{\beta_{LB}, \beta_{MR}\} > 0$.

- Les couples {{L, E}, {L, R}, {M, B}, {M, E}} sont complémentaires, puisque $\{\beta_{LE}, \beta_{LR}, \beta_{MB}, \beta_{ME}\} < 0$.

- Une augmentation du volume S stimule une augmentation des volumes {L, M}. Le couple {S, E} est substituable, alors que les couples {{S, B}, {S, R}} sont complémentaires.

Voici les différentes élasticités:

ELPL	EMPM	ELPM	EMPL
-1,150475	-0,071413	1,150475	0,071413

ELB	ELE	ELR	ELS
0,323445	-1,183092	-0,004081	2,196833
EMB	EME	EMR	EMS
0,020666	0,167438	0,045131	0,881311

Les élasticités-prix possèdent le bon signe.

Voici le coût marginal des ajustements $\{I_B, I_E, I_R\}$:

MACB	MACE	MACR
-0,023595	-0,423576	-0,063053

Ces coûts marginaux négatifs sont impossibles.

Voici le rendement des facteurs {B, E, R}:

RRB	RRE	RRR	RRS
-0,473407	1,469911	0,870919	-19,894986

Le rendement négatif des facteurs {B, S} pose problème.

Voici également le volume de long terme des facteurs {B, E, R}:

BLT	ELT	R LT
-287404,015322	69219,622090	-43237,631321

Les volumes {BLT, RLT} négatifs sont impossibles. On propose alors un autre changement.

- On diminue maintenant le nombre de paramètres estimés.

  - Dans une première estimation, on pose $\{\beta_{BS}, \beta_{ES}, \beta_{RS}\} = 0$. On suppose donc que la demande des facteurs {B, E, R} est insensible au volume S. On rejette alors les paramètres $\{\gamma_{LL}, \beta_{LS}, \beta_{MS}\}$, qui ne sont pas significativement différents de zéro..

  - Dans une deuxième estimation, on pose $\{\beta_{LS}, \beta_{MS}\} = 0$. On suppose donc que la demande des facteurs {L, M} est insensible au volume S. On rejette alors les paramètres $\{\gamma_{LL}, \gamma_{BE}\}$.

  - Dans une troisième estimation, on pose $\{\beta_{BS}, \beta_{ES}, \beta_{RS}, \beta_{LS}, \beta_{MS}\} = 0$. On suppose donc que la demande des facteurs de production est insensible au volume S. On rejette alors les paramètres $\{\gamma_{LL}, \beta_{ME}\}$.

On note que chaque estimation rejette le paramètre γ_{LL}.

On note que les paramètres $\{\beta_{BS}, \beta_{ES}, \beta_{RS}\}$ sont significativement différents de zéro dans la deuxième estimation. On note également que la première estimation rejette les paramètres $\{\beta_{LS}, \beta_{MS}\}$. On rappelle que les paramètres $\{\beta_{LS}, \beta_{MS}\}$ ne sont pas significativement différents de zéro quand on estime ensemble les 24 paramètres du modèle, sans la décomposition de Cholesky. On pourrait conclure que les facteurs variables sont insensibles au volume S. Mais on rappelle également que les paramètres $\{\beta_{LS}, \beta_{MS}\}$ sont significativement différents de zéro quand on estime avec la décomposition de Cholesky.

On propose alors un dernier changement.

- On divise maintenant le groupe des 26 industries. Les industries {1 - 3} forment un premier groupe des industries du secteur primaire. Les industries {4 - 23} forment un deuxième groupe des industries du secteur secondaire. Les industries {24 - 26} forment un troisième groupe des industries du secteur tertiaire. On estime alors trois différentes séries de paramètres.

On peut supposer une meilleure estimation du modèle si le coût provoqué par un ajustement des volumes {B, E, R} se comporte différemment selon les secteurs primaire, secondaire, et tertiaire.

Malheureusement, ces estimations posent également problème.

CONCLUSION

Par cette recherche, on voulait évaluer si les allocations fiscales du gouvernement fédéral stimulent efficacement les dépenses de R&D. Malheureusement, comme les estimations posent chacune problème, on ne possède pas la dynamique des ajustements du volume des facteurs de production, nécessaire pour cette évaluation.

La modélisation du coût des ajustements est possiblement en cause. On devrait alors considérer les propos de la section 1A. Une erreur dans la programmation informatique est également possible, malgré les nombreux efforts de vérification entrepris.

BIBLIOGRAPHIE

R.J. Caballero & E.M. Engle [1993], *Microeconomic Adjustment Hazards and Aggregate Dynamics*, Quarterly Journal of Economics, 108 (2), 359-383.

R.W. Cooper & J.C. Haltiwanger [1998], *On the Nature of Capital Adjustment Costs*, Boston University & University of Maryland - Article non publié, 23 pages.

M. Dagenais & P. Mohnen [1997], *The Effectiveness of R&D Tax Incentives in Canada*, Document de travail - CIRANO (Montréal), 28 pages.

W.E. Griffiths, R.C. Hill & G.G. Judge [1992], *Learning and Practicing Econometrics*, John Wiley & Sons, 866 pages.

D.S. Hamermesh & G.A. Pfann [1996], *Adjustment costs in factor demand*, Journal of Economic Literature, 34 (3), 1264-1292.

D.S. Hamermesh [1995], *Labor Demand and the Source of Adjustment Costs*, Economic Journal, 105 (430), 620-634.

D.S. Hamermesh [1989], *Labor Demand and the Structure of Adjustment Costs*, American Economic Review, 79 (4), 674-689.

C. Peck [1974], *Alternative Investment Models for Firms in the Electric Utilities Industry*, Bell Journal of Economics, 5 (2), 420-458.

R.S. Pindyck & J.J. Rotemberg [1983], *Dynamic Factor DemandsUnder Rational Expectations*, Scandinavian Journal of Economics, 85 (2), 223-238.

I.R. Prucha & M.I. Nadiri [1986], *A comparison of alternative methods for the estimation of dynamic factor demand models under non-static expectations*, Journal of Econometrics, 33 (1/2), 187-212.

ANNEXE 1

Graphique 1

(voir Hamermesh & Pfann [1996])