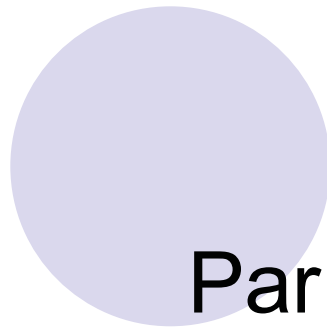
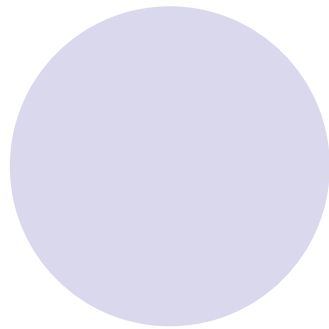
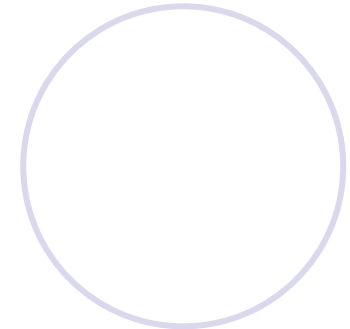


# Services de garde et offre de travail des mères: effets dynamiques sur le revenu de travail avec effets de sélection et endogénéité de l'expérience



Par



Nicholas Labelle St-Pierre

28 mars 2008

# Introduction

- Égalité entre les sexes?

- Septembre 1997: garderies à 5\$ au Québec.

- Effet de l'expérience sur le salaire.

- Semykina et Wooldridge (2006)



# Partie I: Littérature

## 1.1 Maternité et salaire

Effets d'un enfant sur le logarithme du salaire horaire de  
mères travaillant à temps plein

AU 94	-12,2%**
CN 94	-5,8%**
RU 95	0,3%
EU 94	-2,5%**
AL 94	-3,2%
FI 91	-5,4%**
SU 91	-3,1%

• Estimation par MCO, contrôle pour l'âge, l'éducation, le nombre d'enfants, la région et l'ethnicité.

*Harkness et Waldfogel, 1999, p. 23.*

## 1.2 Politique de garde du Québec et offre de travail des mères

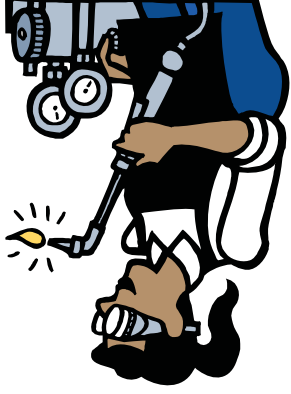
La politique de services de garde du Québec et  
les mères d'enfants de moins de 5 ans

Taux de participation	+7,3%
Semaines travaillées par année	+4,3
Revenus supplémentaires	+2300\$

•EDTR, 1993-2002.

● Mais à long terme...

*Lefebvre et Merrigan (2007a)*



## 1.3 L'expérience et les gains salariaux

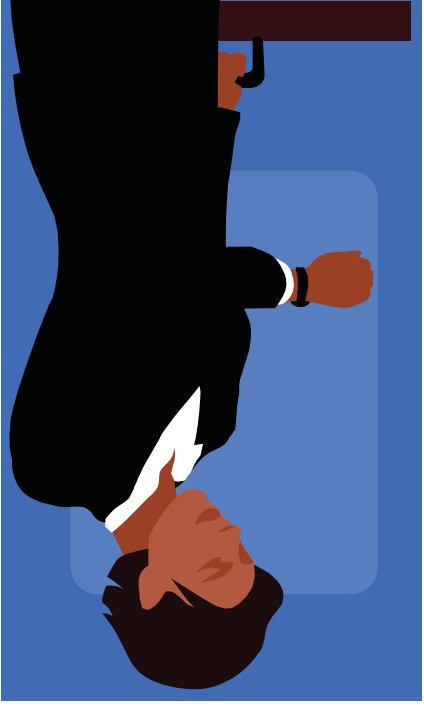
- Et pourtant, l'expérience paie...

- Rendement de l'expérience sur le salaire:

de 3% à 6%

(French *et al.*, 2006)

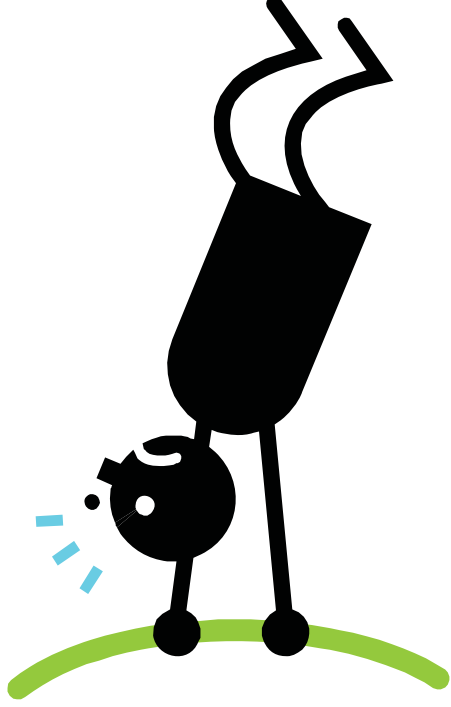
- Peu importe les qualifications (Zhang 2002)



# Partie II: Approche économétrique

## 2.1 Problèmes économétriques liés à la régression salariale

- a) Hétérogénéité
- b) Endogénéité
- c) Biais de sélection



Solution: Semykina et Wooldridge (2006)

## 2.2 La régression instrumentale à effets fixes et tests du biais de sélection

$$y_t^n = \beta x_t^n + c_t + u_t^n \quad t = 1, \dots, T$$

$$\hat{\beta}^{FE-2SLS} = \left[ \sum_{t=1}^T \sum_{N=1}^{I-1} z_t^n x_t^n \right]^{-1} \left[ \sum_{t=1}^T \sum_{N=1}^{I-1} z_t^n y_t^n \right]$$

$$\times \left[ \sum_{t=1}^T \sum_{N=1}^{I-1} z_t^n z_t^n \right]^{-1} \left[ \sum_{t=1}^T \sum_{N=1}^{I-1} z_t^n y_t^n \right]$$

$s_t^n$  est un indicateur de sélection qui prend la valeur de 1 si  $(y_t^n, x_t^n, z_t^n)$ .

$$\ddot{x}_t^n \equiv x_t^n - \sum_{I=1}^{I-1} T \sum_{t=1}^T s_t^n x_t^n$$

$$T \sum_{t=1}^T s_t^n = I$$



## 2.2 La régression instrumentale à effets fixes et tests du biais de sélection

$$y_t^i = x_t^i \beta + c_t^i + n_t^i \quad t = 1, \dots, T$$

$$S_{t,t-1}^i \quad S_{t,t+1}^i \quad \sum_{t=1}^T S_{t,t-1}^i \quad \sum_{t=1}^T S_{t,t+1}^i$$

- Deux hypothèses cruciales:

$$1- E(n_t^i | z_t^i, s_t^i, c_t^i) = 0, \quad t = 1, \dots, T$$

$$2- c_t^i = \eta_2 + \bar{z}_t^i \zeta_2 + a_t^i$$





## 2.2 La régression instrumentale à effets fixes et tests du biais de sélection

- Dès lors, on applique la méthode de Heckman (1976, 1979).

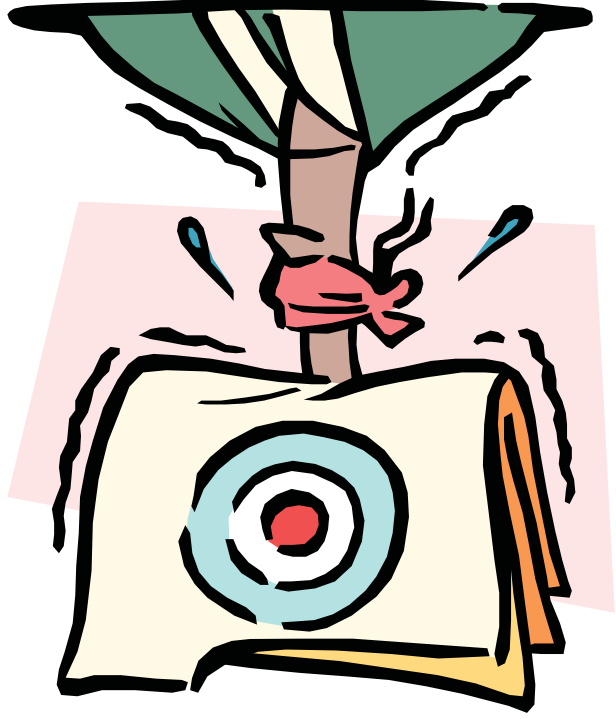
$$s_{it2} = 1[z_{it}^u \delta_{t2} + c_{i2} + n_{it2}] > 0$$

$$c_{i2} = \eta_2 + \bar{z}_i^u \zeta_2 + a_{i2}$$

$$s_{it2} = 1[\eta_{t2} + z_{it}^u \delta_{t2} + \bar{z}_i^u \zeta_{t2} + v_{it2}] > 0$$

$$P(s_{it2} = 1 | z_i) = \Phi(\eta_{t2} + z_{it}^u \delta_{t2} + \bar{z}_i^u \zeta_{t2})$$

$$\hat{\lambda}_{it2} = \lambda(\hat{\eta}_{t2} + z_{it}^u \delta_{t2} + \bar{z}_i^u \zeta_{t2}) = \frac{1 - \Phi(\hat{\eta}_{t2} + z_{it}^u \delta_{t2} + \bar{z}_i^u \zeta_{t2})}{\phi(\hat{\eta}_{t2} + z_{it}^u \delta_{t2} + \bar{z}_i^u \zeta_{t2})} = \frac{\Phi(-\hat{\eta}_{t2} - z_{it}^u \delta_{t2} - \bar{z}_i^u \zeta_{t2})}{\phi(\hat{\eta}_{t2} + z_{it}^u \delta_{t2} + \bar{z}_i^u \zeta_{t2})}$$



## 2.2 La régression instrumentale à effets fixes et tests du biais de sélection

- Il ne reste qu'à vérifier la significativité des coefficients  $p_t$ :

$$y_{it1} = x_{it1} \beta + c_{it1} + p_t \hat{\lambda}_{it2} + e_{it1} \quad t = 1, \dots, T$$

$$\hat{\beta}_{FE-2SLS} = \left[ \sum_{t=1}^T \sum_{N=1}^{I-1} x_{it}^n \sum_{T=1}^{I-1} z_{it}^n \right]^{-1} \left[ \sum_{t=1}^T \sum_{N=1}^{I-1} z_{it}^n \sum_{T=1}^{I-1} x_{it}^n \right] \times \left[ \sum_{t=1}^T \sum_{N=1}^{I-1} z_{it}^n \sum_{T=1}^{I-1} z_{it}^n \right]^{-1} \left[ \sum_{t=1}^T \sum_{N=1}^{I-1} z_{it}^n \sum_{T=1}^{I-1} y_{it1} \right]$$

$$H_0: \rho_1 = 0, \rho_2 = 0, \dots, \rho_T = 0$$



## 2.3 Correction du biais de sélection

- Retour à une régression instrumentale ordinaire.

$$y^{it_1} = \beta_1 x^{it_1} + c_{it_1} + n^{it_1}$$

$$y^{it_1} = \beta_1 x^{it_1} + [n_{it_1} + a_{it_1} + \bar{z}_{it_1} \xi_1] + n^{it_1} = \beta_1 x^{it_1} + \eta_{it_1} + \bar{z}_{it_1} \xi_1 + v^{it_1}$$

$$y^{it_1} = \beta_1 x^{it_1} + \eta_{it_1} + \bar{z}_{it_1} \xi_1 + \gamma^{it_1} E(v^{it_2} | z_{it_1}, s^{it_2}) + e^{it_1}$$

$$y^{it_1} = \beta_1 x^{it_1} + \eta_{it_1} + \bar{z}_{it_1} \xi_1 + \gamma^{it_1} \lambda^{it_2} + e^{it_1}$$

## 2.3 Correction du biais de sélection

- Donc, on trouve:

$$\left[ \left( \sum_{T=1}^{I-1} \sum_{N=1}^{I-1} s^n \hat{y}_i^n \hat{w}_i^n \right) \left( \sum_{T=1}^{I-1} \sum_{N=1}^{I-1} s^n \hat{y}_i^n \hat{y}_i^n \right) \left( \sum_{T=1}^{I-1} \sum_{N=1}^{I-1} s^n \hat{y}_i^n \hat{w}_i^n \right) \right] = \hat{\theta}$$

$$\times \left( \sum_{T=1}^{I-1} \sum_{N=1}^{I-1} s^n \hat{y}_i^n \hat{w}_i^n \right) \left( \sum_{T=1}^{I-1} \sum_{N=1}^{I-1} s^n \hat{y}_i^n \hat{y}_i^n \right) \left( \sum_{T=1}^{I-1} \sum_{N=1}^{I-1} s^n \hat{y}_i^n \hat{\gamma}_i^n \right)$$

$$\hat{w}_i^n = (1, x_{i1}^n, \bar{z}_i^n, 0, \dots, 0, \hat{\lambda}_i^{n2}, 0, \dots, 0)$$

$$\hat{y}_i^n = (1, z_{i1}^n, \bar{z}_i^n, 0, \dots, 0, \hat{\lambda}_i^{n2}, 0, \dots, 0)$$

$$\theta = \theta(\eta_1, \beta_1, \xi_1, \gamma_1, \dots, \gamma_T)$$



- Pour l'écart-type, c'est plus compliqué...

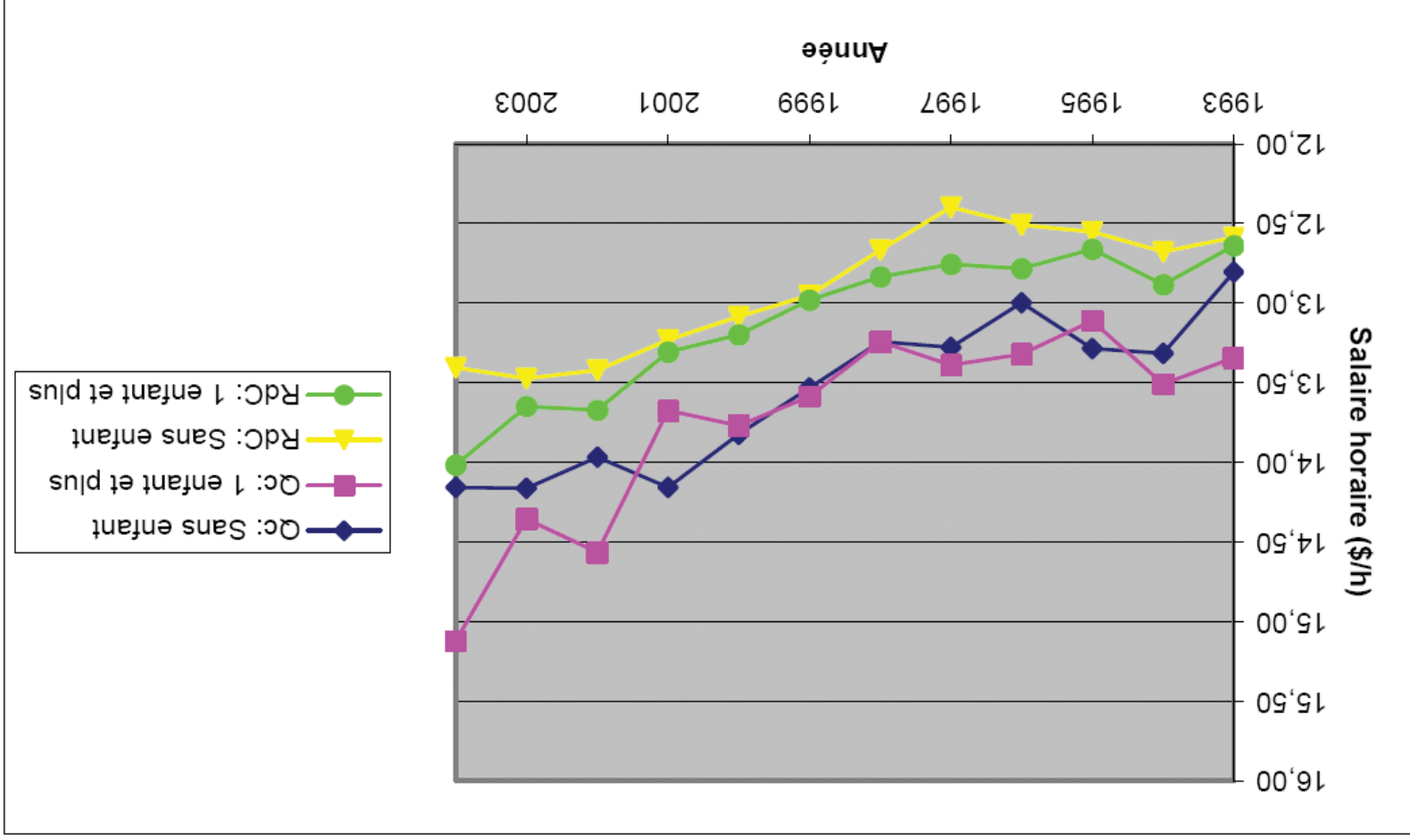
# Chapitre III: Application et résultats

## 3.1 Application du modèle

- *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1993 à 2004.*
- 120 936 observations sur 36 625 femmes de 18 à 55 ans avec ou sans enfant.
- Variable dépendante:  
logarithme du salaire horaire corrigé pour l'inflation selon chaque province.

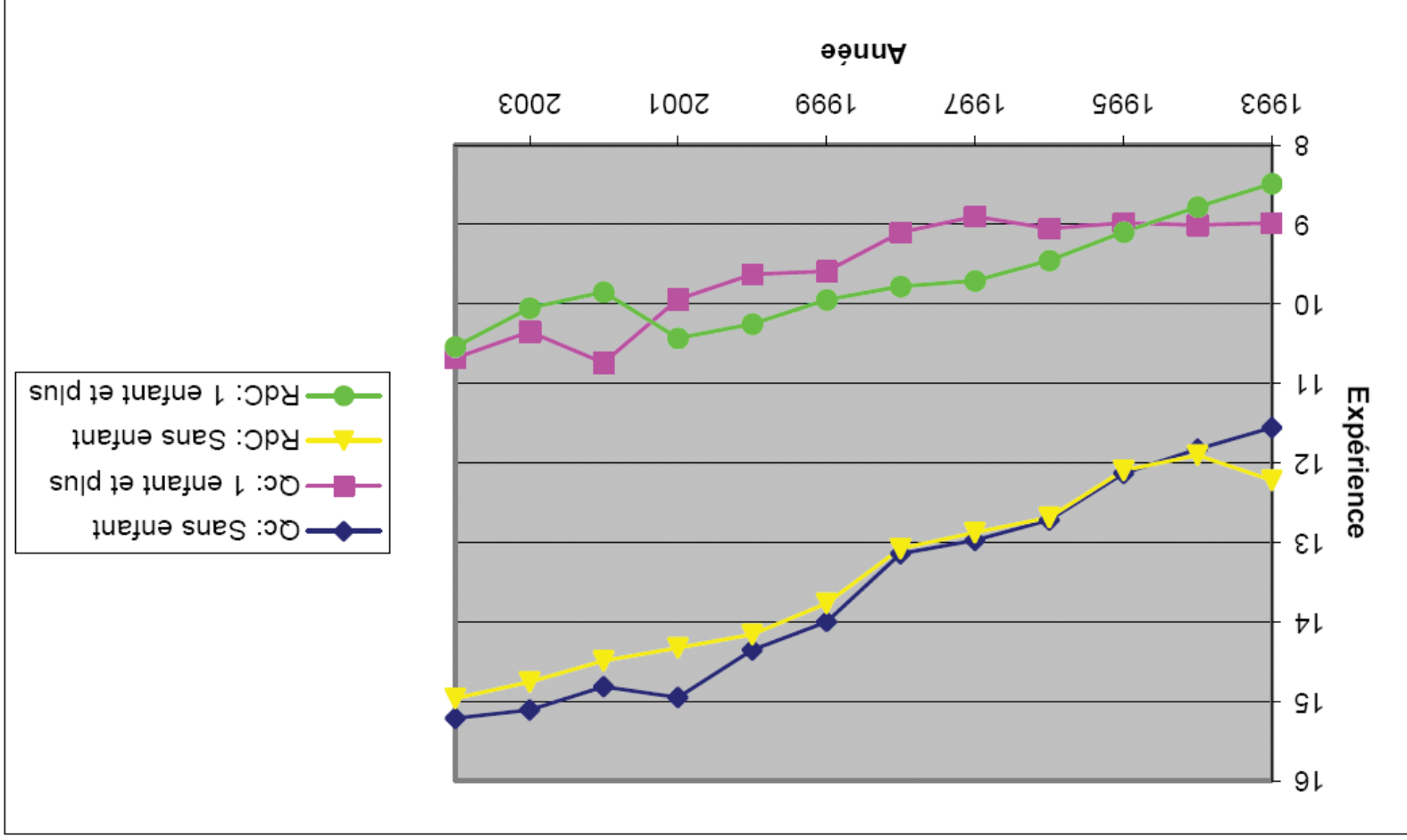
## 3.2 Notes sur l'analyse descriptive

Salaires horaires moyen des mères d'au moins 1 enfant de 0 à 12 ans et des autres femmes



## 3.2 Notes sur l'analyse descriptive

Expérience moyenne en années des mères d'un moins 1 enfant de 0 à 12 ans et des autres femmes



### 3.3 Résultats préliminaires

Estimations pour le logarithme du salaire horaire

	MCO		Exp
		2,7%***	
	MCO inst.	5,5%***	
	Effets fixes	3,8%***	
	Effets fixes inst.	0,37%	
	Effets aléatoires avec inst.	5,1%***	
P #1		-2,1%	
P #2		5,7%***	

\* = significatif à 10%; \*\* = significatif à 5%; \*\*\* = significatif à 1%

**Contrôles**: expérience, expérience au carré, années de scolarité, statut marital, variables dichotomiques de temps.

**Instruments**: âge, âge au carré, années de scolarité, statut marital, revenus familiaux autres que la répondante (et au carré), nombre d'enfants, taux de chômage annuel provincial pour les femmes entre 25 et 54 ans, Québec, années d'exposition à la politique, variable dichotomique de temps



### 3.3 Résultats préliminaires

Régressions de premières étapes sur l'expérience (en années)

	MCO inst.	Effets fixes inst.	Effets aléatoires avec inst.	P #1	P #2
Québec	0,596***	-0,044	0,492	-0,038	0,260
Politique de garde	-0,125**	-0,016*	-0,016	0,026***	-0,031

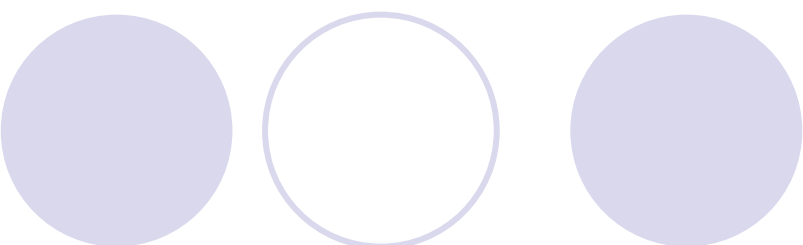
\* = significatif à 10%; \*\* = significatif à 5%; \*\*\* = significatif à 1%

**Instruments** : âge, âge au carré, années de scolarité, statut marital, revenus familiaux autres que la répondante (et au carré), nombre d'enfants, taux de chômage annuel provincial pour les femmes entre 25 et 54 ans, Québec, années d'exposition à la politique, variable dichotomique de temps



# Conclusion

- Contrôler ou ne pas contrôler?
- Un paradoxe...
- Y aurait-il un gain fiscal?





COMMENTAIRES ET QUESTIONS?