

# **“La influència del salari mínim sobre les decisions laborals i educatives dels joves”\***

Climent Quintana i Domeque  
Universitat Pompeu Fabra

Agost 2002

---

\* Agraeixo la direcció i la supervisió d'aquesta tesina a Adriana D. Kugler, els suggeriments de Manuel Arellano, Esther Hauk, José Luís Pinto, Xavier Sala-i-Martin i Ernesto Villanueva, i, en especial, els comentaris de Jaume Garcia i Silvio Rendón. Qualsevol error o deficiència del present treball és exclusiva responsabilitat de l'autor.

Correspondència: Climent Quintana i Domeque, Departament d'Economia i Empresa, Universitat Pompeu Fabra, Ramon Trias Fargas, 25-27, 08005 Barcelona.  
E-mail: [climent.quintana@econ.upf.es](mailto:climent.quintana@econ.upf.es)

## RESUM

En la present tesina s'analitzen els efectes del salari mínim sobre les decisions dels joves d'educar-se i/o participar en el mercat laboral en un context d'informació asimètrica. En primer lloc, es presenta un model de capital humà segons el qual, encara que l'educació afegixi productivitat i no sigui una mera senyal, si tots els individus independentment de la seva habilitat decideixen educar-se, el nivell de benestar social és massa baix. Malgrat això, la introducció (o increment) del salari mínim fa possible implementar un resultat de segon òptim, fins i tot quan augmenti l'atur. En segon lloc, s'utilitzen les dades del Pannell de Llars de la Unió Europea (PHOGUE) per a Espanya (1994-97) per a analitzar l'impacte del salari mínim sobre les decisions dels jove entre treballar i/o estudiar. Els resultats mostren que un augment del salari mínim disminueix la probabilitat d'estudiar, augmenta la probabilitat de no estudiar i no treballar i la probabilitat de no estudiar i treballar. Per tant, en la mesura en què els guanys derivats de la reducció en la demanda de educació siguin majors que els costos derivats de l'increment en el nivell de desocupació, és possible que el salari mínim augmenti el benestar social.

Paraules clau: ocupació, educació, informació, salari mínim.

JEL: D8, I2, J0, J3.

# ÍNDEX

1.- Introducció.....	1
2.- Model Teòric.....	5
2.1.- Supòsits.....	5
2.2.- Plantejament del problema en termes generals.....	8
2.3.- Resolució del problema: equilibri separador i equilibri agrupador.....	9
2.3.1.- Equilibri separador: només els més hàbils s'eduquen.....	10
2.3.2.- Equilibri agrupador: tots els individus s'eduquen.....	13
2.4.- La introducció d'un salari mínim com a solució de segon òptim.....	15
3.- Anàlisi Empírica.....	21
3.1.- Descripció de les dades.....	21
3.2.- Especificació economètrica i resultats.....	27
3.2.1.- Anàlisi economètrica convencional.....	29
3.2.1.1.- Logit simple.....	29
3.2.1.2.- Logit amb efectes fixos.....	32
3.2.1.3.- Logit multinomial amb 3 categories.....	35
3.2.1.4.- Logit multinomial amb 4 categories.....	36
3.2.2.- Anàlisi quasi-experimental.....	39
4.- Conclusions.....	43
Referències.....	46
Apèndix.....	50

## 1.- Introducció

Hi ha relativament poca investigació sobre els efectes del salari mínim en les decisions d'inversió en capital humà. En el cas espanyol només existeix un treball que analitza aquests efectes (A. Caparrós i L. Navarro, 1998). El principal resultat d'aquest treball és que quant més elevat és el salari mínim, més probable és que els individus abandonin el sistema educatiu i esperin la seva oportunitat en el mercat laboral. Però hi ha una sèrie d'aspectes d'aquest treball que val la pena considerar, perquè poden suposar serioses limitacions a l'hora d'interpretar els veritables efectes del salari mínim. En primer lloc, aquest treball no presenta un model teòric que ens ajudi a analitzar i comprendre quin és l'interès per estudiar els efectes del salari mínim. Un model teòric és útil en la mesura que ens ajuda a interpretar els resultats empírics d'una forma més lògica i intel·ligent (Cunningham, 1981). En segon lloc, l'anàlisi economètrica es basa en dades de tall transversal, la qual cosa impedeix aprofitar la variació temporal en el salari mínim dels menors d'edat durant els anys 1996 i 1997. En tercer lloc, i com a conseqüència de la no disponibilitat de variació temporal, no es realitza un control per regions, lo que pot generar biaixos en l'estimació de l'efecte del salari mínim, perquè la variable utilitzada per capturar aquest efecte, l'índex de Kaitz<sup>1</sup>, podria estar recollint únicament diferències regionals<sup>2</sup>. En quart lloc, les especificacions economètriques utilitzades ometen variables rellevants en la decisió d'estudiar (nivell d'estudis dels

---

<sup>1</sup> Aquest quocient (salari mínim per grup d'edat per hora/salari mig regional per hora) es coneix a la literatura amb el nom d'índex de Kaitz.

pares, lloc de residència), fet que pot produir biaixos en les estimacions obtingudes. Finalment, no es considera la possible endogeneïtat del salari mínim, podent-se incórrer novament en estimacions esbiaixades. En el present treball es pretenen superar aquestes limitacions.

En primer lloc, a través de la presentació d'un model teòric que tracta d'explicar la influència del salari mínim sobre les decisions dels joves entre estudiar i treballar, i els efectes d'aquestes sobre el benestar social<sup>3</sup>. Segons el model plantejat, en un context d'informació asimètrica, encara que l'educació afegeixi productivitat i no sigui una mera senyal, si tots els individus independentment de la seva habilitat decideixen educar-se (equilibri agrupador), és possible augmentar el benestar social. A jutjar pels resultats de l'estudi de J. García-Montalvo (2000), que es citen a continuació, és possible que Espanya es trobi més a prop de l'equilibri agrupador que de la situació òptima:

*“Al voltant del 30% dels treballadors espanyols senyalen que el seu nivell de formació és superior al requerit per a realitzar les tasques associades al seu treball, proporció que augmenta considerablement si es considera el grup d'edat dels menors de 30 anys o els universitaris. Aquests fets indiquen que la demanda de treballadors qualificats no és suficient per absorbir el ràpid creixement de la proporció de joves amb un alt nivell de formació”.*

En aquest context, la introducció (o increment) d'un salari mínim pot permetre implementar un equilibri separador (aquell en què només

---

<sup>2</sup> Si s'inclouessin dummies regionals, sorgiria un problema de multicolinealitat entre les dummies i la taxa d'atur regional, ja que aquesta última és una combinació lineal de les primeres.

s'eduquen els individus més hàbils) de segon òptim amb un nivell de benestar social major, fins i tot encara que augmenti la taxa d'atur.

En segon lloc, la disponibilitat de dades des de maig de 2001 del PHOGUE elaborat per l'EUROSTAT, permet analitzar els efectes del salari mínim per un període en el qual aquest augmentà significativament<sup>4</sup>.

En tercer lloc, gràcies a la utilització de variació temporal és possible utilitzar dummies regionals per a poder aïllar l'efecte del salari mínim dels efectes purament regionals.

Finalment, les especificacions econòmriques proposades en la present tesina s'estructuren en dues tipus d'anàlisis: una anàlisi econòmica convencional, basada en un logit simple, un logit amb efectes fixos i un logit multinomial (amb 3 i amb 4 categories), i una anàlisi quasi-experimental, basada en un model de probabilitat lineal. El logit simple s'utilitza per enllaçar el model teòric proposat (en el qual l'individu només té dues alternatives) amb l'anàlisi empírica. El logit amb efectes fixos permet contrastar si els resultats obtinguts amb el logit simple són simplement fruit de diferències entre els individus (heterogeneïtat), al mateix temps que permet capturar l'efecte de variables no disponibles o variables que si s'incloguessin conduirien a una reducció substancial de la grandària de la mostra. El logit multinomial permet analitzar les dades empíriques d'una forma més realista, ja que les decisions estudiar i/o treballar no tenen perquè ser mútuament excloents. I, finalment, el model de probabilitat

---

<sup>3</sup> La mesura de benestar social utilitzada en el present treball és el valor de la producció de l'economia net de costos d'educació.

<sup>4</sup> El salari mínim per als menors d'edat augmentà, en termes reals, aproximadament un 17.6 % i un 15.7 % en els anys 1996 i 1997 respectivament.

lineal utilitzant variables instrumentals, permet desenvolupar una anàlisi quasi-experimental ja que es disposa d'un grup de control (majors d'edat) a l'hora d'estimar l'impacte del salari mínim sobre la probabilitat d'estudiar, la qual cosa ens permet corregir per possibles problemes d'endogeneïtat.

Els resultats suggereixen que un augment del salari mínim disminueix la probabilitat d'estudiar, augmenta la probabilitat de no estudiar i treballar, mentre que augmenta la probabilitat de no estudiar i no treballar, com ja senyalaven A. Caparrós i L. Navarro (1998), i aquests són robustos al control per efectes de temps, regió i individu, i a correccions per heteroscedasticitat. Per tant, és possible que el salari mínim pugui tenir efectes positius sobre el benestar social, en la mesura en què la reducció en els costos de l'educació i la recuperació del valor de l'educació com a senyal informativa siguin superiors a la pèrdua de producció provocada per l'atur causat per la introducció (o increment) del salari mínim, augmentant el valor de la producció net de costos de l'educació.

La resta de la tesina s'estructura de la següent manera: a la secció 2 es presenta un model teòric en el qual empreses i treballadors decideixen respectivament quants treballadors contractar i si estudiar o treballar, i es comenten les seves principals implicacions. A la secció 3 es descriuen les dades utilitzades, es mostra l'especificació economètrica i es comenten els resultats obtinguts. Finalment, a la secció 4 s'exposen les conclusions més rellevants i les seves implicacions de política econòmica.

## 2.- Model Teòric

En aquest apartat es presenta un model teòric per a poder avaluar els efectes del salari mínim sobre les decisions dels joves de participar en el mercat laboral o adquirir educació<sup>5</sup>.

### 2.1.- Supòsits

#### *Supòsits generals*

(S1) A l'economia hi ha 2 períodes i a cada període conviuen dues generacions d'individus, és a dir, les generacions se succeeixen: la generació  $t$  i la  $t-1$ <sup>6</sup>.

(S2) Els individus que prenen decisions en el nostre model són els de la generació  $t$ . Només tenen dues alternatives: estudiar o treballar a temps complet. Si decideixen estudiar, durant el primer període s'eduquen i durant el segon període realitzen un treball qualificat. En canvi, si decideixen treballar, treballen en ambdós períodes com a treballadors no qualificats.

#### *Supòsits sobre les empreses*

(S3) Hi ha un nombre d'empreses idèntiques suficientment elevat per tal de que no puguin tenir poder de monopoli ni de monopsoni.

(S4) La funció de producció d'una empresa representativa és del tipus CES<sup>7</sup>:

$$\tilde{Y} = \left[ \left( a \tilde{\theta} H \right)^\rho + \left( b \tilde{\theta} L \right)^\rho \right]^{\frac{1}{\rho}} \quad [1]$$

---

<sup>5</sup> Lang (1987) presenta un modelo similar, però difereix en la funció de producció, diferent per a cada sector de l'economia i poc convencional.

<sup>6</sup> Les decisions d'ambdues generacions han de ser les mateixes perquè el modelo sigui consistent internament. A més, aquest requisit permet ometre els subíndexs temporals.

<sup>7</sup> L'elecció d'aquest tipus de funció de producció respon a dues finalitats: (1) obtenir resultats qualitius generals i (2) mostrar una forma funcional ben definida a l'hora d'avaluar els resultats quantitius en una futura investigació. Per a una descripció bàsica de les propietats d'aquesta funció, vegi's secció I de l'Annex.

a on  $\tilde{Y}$  és el nivell de producció<sup>8</sup>;  $a$  i  $b$  són paràmetres que reflecteixen la productivitat afegida per l'educació, tal que  $a > b$ ;  $\tilde{\theta}$  és un paràmetre desconegut per l'empresa que pot prendre els valors  $\theta_A$  o  $\theta_B$  i indica la habilitat innata de l'individu<sup>9</sup>, tal que  $\theta_A > \theta_B$ ;  $H$  és el número de treballadors qualificats;  $L$  és el número de treballadors no qualificats i  $\frac{1}{1-\rho}$  és l'elasticitat constant de substitució entre treballadors qualificats i no qualificats.

(S5) Les empreses maximitzen el valor present dels seus beneficis, que es pot expressar com:

$$\tilde{\Pi} = \frac{2+r}{1+r} \left\{ \left[ \left( a \tilde{\theta} H \right)^\rho + \left( b \tilde{\theta} L \right)^\rho \right]^{\frac{1}{\rho}} - w_H H - w_L L \right\} \quad [2]$$

on  $\frac{1}{1+r}$  és el factor de descompte<sup>10</sup>.

### *Supòsits sobre els individus*

(S6) El número total d'individus és  $N$ . La meitat dels individus són del tipus A (molt hàbils) i l'altra meitat són del tipus B (poc hàbils). Per tant, la probabilitat de què un individu sigui més o menys hàbil sense tenir cap altra informació addicional és  $\frac{1}{2}$ .

(S7) Els individus maximitzen la seva utilitat.

---

<sup>8</sup> El signe  $\sim$  representa la incertesa originada per la informació asimètrica.

<sup>9</sup> El lector pot interpretar l'habilitat innata en el sentit estricte o en termes de capacitat d'esforç o motivació per l'estudi.

<sup>10</sup> Podem pensar que  $r$  és el tipus d'interès real.

(S8) Els costos d'educar-se estan formats pels costos directes  $\frac{c}{\theta_i}$ , que difereixen segons l'habilitat de l'individu, i els costos indirectes  $w_L + \frac{w_L}{(1+r)}$ , que són idèntics per a tots els individus. Els costos directes  $\frac{c}{\theta_i}$  poden interpretar-se com el valor monetari de la matrícula, llibres, etc. I del temps dedicat a l'estudi. Així, quant major sigui l'habilitat d'un individu, menor serà el valor d'aquests costos. Els costos indirectes representen el cost d'oportunitat d'estudiar, és a dir, el flux de salaris (de treballs no qualificats,  $w_L + \frac{w_L}{(1+r)}$ ) als quals els individus han de renunciar quan decideixen estudiar.

*Supòsits sobre la informació*

(S9) Els individus coneixen el seu tipus, això és, la seva habilitat innata.

(S10) Les empreses no poden observar quin tipus d'individu contracten.

Malgrat això, poden observar quin és el seu nivell d'educació i utilitzar-lo per a inferir l'habilitat innata de l'individu. Això significa que les empreses tenen unes determinades creences:

$$P(\tilde{\theta} = \theta_A | H) + P(\tilde{\theta} = \theta_B | H) = 1 \quad [3]$$

$$\frac{P(\theta_A \cap H)}{P(H)} + \frac{P(\theta_B \cap H)}{P(H)} = \frac{P(\theta_A \cap H) + P(\theta_B \cap H)}{P(H)} = 1$$

$$P(\tilde{\theta} = \theta_A | L) + P(\tilde{\theta} = \theta_B | L) = 1 \quad [4]$$

$$\frac{P(\theta_A \cap L)}{P(L)} + \frac{P(\theta_B \cap L)}{P(L)} = \frac{P(\theta_A \cap L) + P(\theta_B \cap L)}{P(L)} = 1$$

## 2.2.-Plantejament del problema en termes generals

*La decisió de l'individu: treballar o educar-se?*

Els individus decideixen si estudiar o no en funció dels ingressos i els costos d'educar-se:

$$\text{Ingressos d'educar-se:} \quad \frac{w_H}{(1+r)} \quad [5]$$

$$\text{Costos d'educar-se:} \quad w_L + \frac{w_L}{(1+r)} + \frac{c}{\theta_i} \quad [6]$$

On  $w_H$  és el salari d'equilibri dels treballadors qualificats.

Per tant, si  $\frac{w_H}{(1+r)} \geq w_L + \frac{w_L}{(1+r)} + \frac{c}{\theta_i}$ , l'individu tipus  $i$  decideix educar-se,

perquè els ingressos d'estudiar són majors que els seus costos.

En canvi, si  $\frac{w_H}{(1+r)} < w_L + \frac{w_L}{(1+r)} + \frac{c}{\theta_i}$ , l'individu tipus  $i$  decideix treballar,

perquè els ingressos d'estudiar són menors que els seus costos.

Així doncs, el cost màxim que un individu tipus  $i$  està disposat a pagar per educar-se pot definir-se de la següent manera:

$$c = \left[ \frac{w_H - (2+r)w_L}{1+r} \right] \theta_i \equiv C \max_i \quad [7]$$

*La decisió de les empreses: contractació de treballadors*

Sabem per (S3), (S4) i (S5) que les empreses maximitzen els seus beneficis esperats decidint el número de treballadors qualificats (H) i no

qualificats (L) que volen contractar<sup>11</sup>. Per tant, cada empresa resol el següent programa<sup>12</sup>:

$$\max_{H,L} E \tilde{\Pi} = \max_{H,L} E \left\{ \left[ \left( a \tilde{\theta} H \right)^\rho + \left( b \tilde{\theta} L \right)^\rho \right]^{\frac{1}{\rho}} - w_H H - w_L L \right\}$$

De les condicions de primer ordre del programa anterior obtenim:

$$E(w_H) = E(PM_H) \quad [8]$$

$$E(w_L) = E(PM_L) \quad [9]$$

Les equacions [8] i [9] mostren que el salari esperat per un treballador haurà de ser igual a la productivitat marginal esperada d'aquest treballador. L'empresa pot aplicar aquesta regla perquè té certes creences (S10) sobre el tipus de treballador que contracta:

$$E(PM_H) = P(\tilde{\theta} = \theta_A/H) \cdot PM_H^A + P(\tilde{\theta} = \theta_B/H) \cdot PM_H^B$$

$$E(PM_L) = P(\tilde{\theta} = \theta_A/L) \cdot PM_L^A + P(\tilde{\theta} = \theta_B/L) \cdot PM_L^B$$

### ***2.3.- Resolució del problema: equilibri separador i equilibri agrupador***

Malgrat que en realitat l'equilibri ve determinat per les decisions d'empreses i individus de forma simultània, és útil resoldre el problema pensant que les empreses decideixen el número de treballadors de cada tipus que volen contractar primer, i després els individus, donats els salaris d'equilibri decideixen si educar-se o oferir el seu treball. Aquesta forma de plantejar el problema ens permet resoldre el problema per inducció cap

---

<sup>11</sup> Normalitzem el preu del producte a la unitat. Els salaris s'expressen en termes reals.

<sup>12</sup> Donat que aquest problema no incorpora elements de caràcter intertemporal (suposem que no hi ha shocks, ni costos d'ajustos, etc.), la maximització dels beneficis per a cada període és equivalent a la maximització del valor present dels beneficis.

endarrera: donades les decisions dels individus, determinem quines són les decisions de les empreses.

Si els costos directes d'educar-se són suficientment elevats  $\bar{c}$ , només els més hàbils decidiran educar-se: equilibri separador. Per tant, l'educació afegeix productivitat i té valor com a senyal informativa. En canvi, si els costos directes d'educar-se són suficientment baixos  $\underline{c}$ , tots els individus decidiran educar-se: equilibri agrupador. Per tant, l'educació perd valor com a senyal informativa.

### ***2.3.1.- Equilibri separador: només els més hàbils s'eduquen***

*L'oferta: la perspectiva dels individus*

Per tal de què els individus més hàbils decideixin educar-se i els menys hàbils decideixin treballar, en el límit, s'han de satisfer les següents dues condicions:

$$\frac{w_H - w_L}{(1+r)} = w_L + \frac{\bar{c}}{\theta_A}$$

$$\frac{w_H - w_L}{(1+r)} < w_L + \frac{\bar{c}}{\theta_B}$$

Per tant, les ofertes de treball qualificat i no qualificat són perfectament inelàstiques i són respectivament:

$$H^o = N/2 \quad [10]$$

$$L^o = N/2 \quad [11]$$

### *La demanda: la perspectiva de les empreses*

Les empreses maximitzen els seus beneficis esperats escollint el número de treballadors qualificats (H) i no qualificats (L) que volen contractar:

$$\max_{H,L} E \tilde{\Pi} = \max_{H,L} \left\{ \left[ \left( aE(\tilde{\theta} = \theta_A | H^o = \frac{N}{2})H \right)^\rho + \left( bE(\tilde{\theta} = \theta_B | L^o = \frac{N}{2})L \right)^\rho \right]^{\frac{1}{\rho}} - w_H H - w_L L \right\}$$

Donat que l'empresa coneix que només hi ha 2 tipus d'individus, si només s'educa la meitat de la població, sabem per (S10) que l'empresa infereix que aquesta haurà de ser la més hàbil:  $P(\tilde{\theta} = \theta_A / H = N/2) = 1$ ,  $P(\tilde{\theta} = \theta_B / H = N/2) = 0$ ,  $P(\tilde{\theta} = \theta_A / L = N/2) = 0$  i  $P(\tilde{\theta} = \theta_B / L = N/2) = 1$ . Aleshores, el problema es converteix en:

$$\max_{H,L} E \tilde{\Pi} = \max_{H,L} \left\{ \left[ (a\theta_A H)^\rho + (b\theta_B L)^\rho \right]^{\frac{1}{\rho}} - w_H H - w_L L \right\}$$

A partir de les condicions de primer ordre obtenim les demandes implícites de treballadors qualificats i no qualificats de cada empresa:

$$w_H = (a\theta_A)^\rho \left[ (a\theta_A)^\rho + (b\theta_B)^\rho \left( \frac{L}{H} \right)^\rho \right]^{\frac{1-\rho}{\rho}}$$

$$w_L = (b\theta_B)^\rho \left[ (a\theta_A)^\rho \left( \frac{H}{L} \right)^\rho + (b\theta_B)^\rho \right]^{\frac{1-\rho}{\rho}}$$

Per les condicions de buidament de mercat,  $H^d = H^o$  y  $L^d = L^o$ , i substituint les equacions [10] i [11] en les condicions de primer ordre, obtenim els salaris d'equilibri:

$$w_H = (a\theta_A)^\rho \left[ (a\theta_A)^\rho + (b\theta_B)^\rho \right]^{\frac{1-\rho}{\rho}}$$

$$w_L = (b\theta_B)^\rho \left[ (a\theta_A)^\rho + (b\theta_B)^\rho \right]^{\frac{1-\rho}{\rho}}$$

Ens trobem davant d'un equilibri separador i, per tant, l'educació no només afegeix productivitat, sinó que també permet senyalitzar l'habilitat innata de l'individu<sup>13</sup>.

*Característiques més rellevants de l'equilibri separador*

- No hi ha atur.
- L'educació té valor com a senyal informativa.
- El benestar social<sup>14</sup>:

$$WS = \frac{N}{2} \frac{(2+r)}{(1+r)} \left[ \left( (a\theta_A)^\rho + (b\theta_B)^\rho \right)^{\frac{1}{\rho}} \right] - \frac{N}{2} \frac{\bar{c}}{\theta_A} (2+r) \quad [12]$$

---

<sup>13</sup> Vegi's la secció II de l'Apèndix pels supòsits i condicions que garanteixen l'existència d'aquest equilibri.

<sup>14</sup> El Benestar Social es defineix com la diferència entre la producció en els 2 períodes (t, t+1) i els costos d'educació de la generació t i t-1, costos necessaris per a poder obtenir

### 2.3.2.- Equilibri agrupador: tots els individus s'eduquen

*L'oferta: la perspectiva dels individus*

Per tal de que tots els individus (siguin més o menys hàbils) decideixin educar-se, en el límit, s'han de complir les següents dues condicions:

$$\frac{w_H}{(1+r)} > w_L + \frac{w_L}{(1+r)} + \frac{c}{\theta_A}$$

$$\frac{w_H}{(1+r)} = w_L + \frac{w_L}{(1+r)} + \frac{c}{\theta_B}$$

Això implica que les ofertes de treballadors qualificats i no qualificats seran  $H^o = N$  i  $L^o = 0$ , respectivament.

*La demanda: la perspectiva de les empreses*

Les empreses maximitzen els seus beneficis esperats escollint el número de treballadors qualificats (H) i no qualificats (L) que volen contractar:

$$\max_H E \tilde{\Pi} = \max_H \left\{ \left( aE(\tilde{\theta} = \theta_A | H^o = N)H \right) - w_H H \right\}$$

Donat que l'empresa coneix que només hi ha 2 tipus d'individus, si tots els individus s'eduquen, sabem per (S10) que l'empresa infereix que hi ha la mateixa probabilitat de contractar a un tipus més o menys hàbil  $P(\tilde{\theta} = \theta_A / H=N) = 1/2$  y  $P(\tilde{\theta} = \theta_B / H=N) = 1/2$ . Aleshores, el problema es converteix en:

$$\max_H E \tilde{\Pi} = \max_H \left\{ a \frac{1}{2} (\theta_A + \theta_B) H - w_H H \right\}$$

---

aquest nivell de producció. El model considera només 2 períodes, els períodes rellevants per

A partir de la condició de primer ordre obtenim el salari d'equilibri dels treballadors qualificats:

$$w_H = a \frac{1}{2}(\theta_A + \theta_B)$$

Ens trobem davant d'un equilibri agrupador i, per tant, encara que l'educació afegeix productivitat, perd el seu valor com a senyal informativa.

*Característiques més rellevants de l'equilibri agrupador*

- No hi ha atur.
- L'educació no té valor com a senyal informativa.
- El benestar social:

$$WA = N \frac{(2+r)}{(1+r)} \left[ \left( a \frac{(\theta_A + \theta_B)}{2} \right) \right] - \frac{N}{2} \left( \frac{c}{\theta_A} + \frac{c}{\theta_B} \right) (2+r) \quad [13]$$

*Comparació equilibri separador i equilibri agrupador*

El nivell de benestar social associat a l'equilibri separador és major que el nivell associat a l'equilibri agrupador si i només si es satisfà la següent condició:

$$(a-b)\theta_B < \left[ \frac{c(\theta_A + \theta_B) - \bar{c}\theta_B}{\theta_A\theta_B} \right] (1+r) \quad [14]$$

Per tant, l'equació [14] estableix la condició sota la qual l'equilibri separador es troba més pròxim a l'equilibri òptim (equilibri eficient en un mercat competitiu i amb informació simètrica) <sup>15</sup>.

---

a cada generació.

#### 2.4.- La introducció d'un salari mínim com a solució de segon òptim

Hem vist que en cas d'un equilibri agrupador el benestar social és menor a conseqüència de la pèrdua de valor de l'educació com a senyal informativa. A continuació veurem que l'establiment d'un salari mínim (o increment) pot eliminar els incentius a educar-se per part dels individus menys hàbils, és a dir, pot fer més costosa l'activitat formativa per aquest grup d'individus. Això possibilitaria el pas d'un equilibri agrupador, amb un nivell de benestar social menor, a un equilibri agrupador de segon òptim, sempre i quan no es creïn distorsions en els incentius a estudiar per part dels més hàbils.

Amb l'establiment d'un salari mínim (o increment) que desincentivi l'adquisició d'educació per part dels menys hàbils, sense desincentivar als individus més hàbils, les empreses podran inferir que els individus qualificats són els més hàbils i els no qualificats són els menys hàbils. Per tant, el nostre marc de referència es troba en l'equilibri separador.

En primer lloc, les condicions bàsiques (en el límit) per tal que el salari mínim, partint d'un equilibri agrupador, assoleixi el seu objectiu són les següents:

$$\left[ \frac{w_H - (2+r) \frac{L^{\min}}{N/2} w^{\min}}{1+r} \right] \theta_A = \underline{c} \quad [15]$$

$$\left[ \frac{w_H - (2+r) \frac{L^{\min}}{N/2} w^{\min}}{1+r} \right] \theta_B < \underline{c} \quad [16]$$

---

<sup>15</sup> La ecuación [14] representa una condición suficiente para  $\rho=1/2$ , pero necesaria para  $\rho=1$ .

L'equació [15] representa la condició necessària per tal que el salari mínim no desincentivi a estudiar als individus més hàbils, mentre que l'equació [16] representa la condició necessària per tal que el salari mínim desincentivi a estudiar als individus menys hàbils. A més, podem veure que l'equació [15] ens diu que els més hàbils, en el límit, estan indiferents entre estudiar o treballar, la qual cosa significa que podem suposar sense problemes que decideixen estudiar. Però si els individus més hàbils estan indiferents entre estudiar o treballar, aleshores necessàriament els menys hàbils estaran pitjor estudiant que treballant, amb la qual cosa l'equació [15] implica la [16]. Per tant, l'equació [15] és la rellevant, ja que recull les dues condicions. Així doncs, el salari mínim que hauria de fixar el govern es defineix de la següent manera:

$$w^{\min} = \frac{1}{2+r} \left[ w_H - \frac{c}{\theta_A} (1+r) \right] \frac{N/2}{L^{\min}} \quad [17]$$

L'equació [17] mostra que el salari mínim és endogen quan pretenem que satisfaci determinades condicions per assolir els objectius assenyalats.

Per altra banda, la demanda de treballadors no qualificats al introduir un salari mínim es defineix de la següent manera <sup>16</sup>:

$$L^{\min} = \left[ \frac{(a\theta_A)^\rho (b\theta_B)^{\frac{\rho^2}{1-\rho}}}{w^{\min \frac{\rho}{1-\rho}} - (b\theta_B)^{\frac{\rho}{1-\rho}}} \right]^{\frac{1}{\rho}} \frac{N}{2} < \frac{N}{2} \quad [18]$$

Al establir un salari mínim ( $w^{\min} > w_L$ ) es genera atur: desocupació involuntària. Hi ha un número d'individus disposats a treballar al salari de

---

<sup>16</sup> L'equació [18] s'obté de les condicions de primer ordre de l'empresa representativa en l'equilibri agrupador.

mercat que a causa de la introducció d'un salari mínim no poden ser contractats per les empreses. Això s'observa al prendre la derivada de la demanda de treballadors no qualificats respecte el salari mínim <sup>17</sup>:

$$\frac{\partial L^{\min}}{\partial w^{\min}} < 0 \quad [19]$$

Cal notar que en la demanda de treballadors no qualificats hem substituït la demanda de treballadors qualificats  $N/2$  perquè la quantitat demandada de treballadors qualificats no es veu modificada <sup>18</sup>. Tot i això, al produir-se un desplaçament de la demanda, el salari dels treballadors qualificats si es veu modificat, com mostra l'equació [20] <sup>19</sup>:

$$H = \left[ \frac{(b\theta_B)^\rho (a\theta_A)^{\frac{\rho^2}{1-\rho}}}{w_H^{\frac{\rho}{1-\rho}} - (a\theta_A)^{\frac{\rho}{1-\rho}}} \right]^{\frac{1}{\rho}} L^{\min} = \frac{N}{2} \quad [20]$$

Desafortunadament, no podem resoldre el sistema d'equacions plantejat de forma analítica <sup>20</sup>. Davant d'aquesta problemàtica, el més prudent és realitzar una anàlisi de forma implícita.

De l'equació [18], i pel resultat de l'equació [19], podem definir la funció la següent manera:

$$\lambda(w^{\min}) \equiv \left[ \frac{(a\theta_A)^\rho (b\theta_B)^{\frac{\rho^2}{1-\rho}}}{w^{\min \frac{\rho}{1-\rho}} - (b\theta_B)^{\frac{\rho}{1-\rho}}} \right]^{\frac{1}{\rho}} \quad [21]$$

---

<sup>17</sup> Vegi's la derivada de la demanda a la secció II de l'Apèndix.

<sup>18</sup> L'equació [10] mostra que l'oferta és totalment inelàstica.

<sup>19</sup> Les condicions necessàries sota les quals la quantitat demandada de treballadors qualificats no varia al introduir un salari mínim són las següents:  $\rho < 0.5$  si  $\Delta w_H > 0$  i  $\rho \geq 0.5$  si  $\Delta w_H < 0$ .

<sup>20</sup> Una possible alternativa seria obtenir una solució numèrica, però l'arbitrarietat en l'elecció de certs paràmetres ( $c$ ,  $\theta_A$ ,  $\theta_B$ ) és difícil en aquest cas.

Les propietats bàsiques de la funció  $\lambda(\cdot)$  són les següents:  $\lambda'(w^{\min}) < 0$ , i  $\lambda \in [0, 1) \forall w^{\min} > w_L$ .

De l'equació [10] sabem que  $H^d = N/2$  i, per l'equació [20], veiem que el salari dels treballadors qualificats canviarà al introduir un salari mínim. Per tant, considerant totes les condicions del problema plantejat, el salari mínim que haurà d'establir el govern es defineix implícitament de la següent manera:

$$w^{\min} = \frac{1}{\lambda(w^{\min})} \frac{1}{2+r} \left[ w_H(w^{\min}) - \frac{c}{\theta_A} (1+r) \right] \quad [22]$$

on  $w_H'(w^{\min}) > 0$  si  $\rho < 0.5$  y  $w_H'(w^{\min}) < 0$  si  $\rho \geq 0.5$ .

#### *Característiques més rellevants de l'equilibri de segon òptim*

- Hi ha atur.
- L'educació té valor com a senyal informativa.
- El benestar social:

$$WSO = \frac{(2+r)N}{(1+r)2} \left[ \left( (a\theta_A)^\rho + (b\theta_B \lambda(w^{\min}))^\rho \right)^{\frac{1}{\rho}} \right] - \frac{N}{2} \frac{c}{\theta_A} (2+r) \quad [23]$$

#### *Comparació equilibri agrupador i equilibri de segon òptim*

El nivell de benestar social associat a l'equilibri separador de segon òptim és major que el nivell associat a l'equilibri agrupador si i només si es satisfà la següent condició:

$$(a - \lambda(w^{\min})b)\theta_B < \frac{c}{\theta_B} (1+r) \quad [24]$$

Sota la condició establerta en l'equació [24] l'equilibri separador de segon òptim es troba més pròxim a l'equilibri òptim (equilibri eficient en un mercat competitiu i amb informació simètrica) <sup>21</sup>.

L'equació [24] és clau per interpretar el resultat de l'equilibri de segon òptim i les seves implicacions sobre el benestar social. Segons l'equació [24], quant major és l'increment en el salari mínim, menys probable és que el benestar social augmenti en el cas d'un equilibri agrupador, ja que  $\lambda'(w^{\min}) < 0$ . L'explicació és que quant major és l'increment en el salari mínim, major és l'atur involuntari generat, i menys probable és que la reducció en els costos de l'educació i el guany ocasionat per la recuperació del valor de l'educació com a senyal informativa sigui superior a la pèrdua de producció causada per la desocupació.

Segons el model teòric proposat, un increment del salari mínim pot augmentar la producció neta de costos d'educació de l'economia a través d'una reducció en la demanda d'educació per part dels individus menys hàbils, lo qual pot traduir-se en un increment del benestar social. Així doncs, és possible obtenir una classificació ordenada dels equilibris resultants segons el nivell de benestar social associats a cadascun d'ells. Sota les condicions descrites per les equacions [14] i [24], la classificació resultant és la següent:

---

<sup>21</sup> La ecuación [24] representa una condición suficiente para  $\rho=1/2$ , pero necesaria para  $\rho=1$ .

Ordre	Equilibri	Benestar Social	Atur
1	Equilibri Separador	WS	No
2	Equilibri Separador de Segon Òptim	WSO	Sí
3	Equilibri Agrupador	WA	No

Una vegada descrits els resultats del model teòric, l'objectiu de l'anàlisi empírica és contrastar la hipòtesi fonamental sobre la qual es basen els resultats del nostre model: un increment en el salari mínim afecta negativament la demanda d'educació.

El següent pas a l'hora de poder realitzar recomanacions de polítiques públiques consistiria en dur a terme una estimació estructural del model amb l'objectiu de calcular els nivells de benestar social associats per a diferents nivells de salari mínim. Encara que molt interessant, estimar o calibrar els paràmetres rellevants del model és molt complicat i requereix de molta informació no disponible que hauria de ser estimada prèviament: productivitat afegida per l'educació (teoria del capital humà) i valor de l'educació com a senyal informativa (teoria de la senyalització).

### 3.- Anàlisi Empírica

En aquesta secció es realitza una anàlisi descriptiva de les dades utilitzades, es mostren les especificacions econòmriques i es comenten els resultats obtinguts.

#### 3.1.- Descripció de les dades

Les dades utilitzades provenen del Pannell de Dades de la Unió Europea (PHOGUE) per a Espanya elaborat per l'EUROSTAT. La mostra està formada per joves de 16-24 anys d'edat i el període d'anàlisi és 1994-97.

En primer lloc, per a analitzar l'impacte del salari mínim sobre les decisions dels joves d'invertir en capital humà i/o participar en el mercat laboral, suposem que cada individu pot trobar-se en una de les següents situacions durant cada any: estudiar i no treballar, estudiar i treballar, no estudiar i treballar, i no estudiar i no treballar. La Taula – 1 mostra el percentatge de joves segons la seva edat i la seva situació en el sistema educatiu i en el mercat de treball.

**Taula – 1: Relació dels joves amb el sistema educatiu i el mercat de treball (en %), 1994-97.**

Edat	No estudiar no treballar	No estudiar treballar	Estudiar no treballar	Estudiar treballar	Total
16	0.12	0.08	1.64	0.00	1.85
17	1.55	1.07	9.11	0.11	11.84
18	2.24	1.71	8.54	0.11	12.60
19	1.94	1.81	7.82	0.16	11.73
20	2.63	3.20	7.19	0.21	13.22
21	3.02	3.84	5.49	0.18	12.52
22	3.12	4.40	4.44	0.20	12.16
23	3.40	5.16	3.54	0.12	12.22
24	3.62	5.69	2.42	0.12	11.86
Total	21.64	26.95	50.19	1.22	100.00

Font: PHOGUE. EUROSTAT, 1994-97.

Els aspectes més rellevants de la Taula – 1 són el baix percentatge d'individus que estudien i treballen (1.22%) i l'alt percentatge de joves que no estudien ni treballen (21.64%). Però encara són majors els percentatges d'individus que estudien i no treballen (50.19%) i de joves que no estudien i treballen (26.95%), amb la qual cosa les decisions mútuament excloents (treballar o estudiar) del model teòric no sembla que estiguin tan allunyades de la realitat.

A l'hora d'escollir les variables rellevants en la decisió de l'individu, seguim el plantejament de l'estudi realitzat per A. Caparrós i L. Navarro (1998). Aquestes variables es poden agrupar en dues categories: individuals i regionals <sup>22</sup>. Com a variables individuals incloem: el sexe, l'edat (no considerada en l'estudi previ), el nivell màxim d'estudis assolit i la renda de la llar. Com a variables regionals incloem: la taxa d'atur regional per nivell d'estudis i l'índex de Kaitz regional <sup>23</sup>.

La Taula – 2 mostra les mitjanes o els percentatges de les variables utilitzades en l'anàlisi empírica <sup>24</sup>. Les dones i els homes representen aproximadament el mateix percentatge, 49.86% i 50.14% respectivament. Pel que fa al màxim nivell d'estudis assolit, el 48% dels individus de la mostra han assolit una formació menor a la d'estudis secundaris, el 44% han assolit estudis secundaris i el 8% restant estudis superiors. L'índex de Kaitz

---

<sup>22</sup> Ja s'ha comentat anteriorment que existeixen altres variables rellevants, com per exemple, lloc de residència del individu (rural o urbà), nivell d'estudis del pare i de la mare, etc. Més endavant, es discutirà la problemàtica de la inclusió d'algunes d'aquestes variables i com s'ha pogut resoldre el problema de la no inclusió d'aquestes.

<sup>23</sup> Al dependre de l'edat, l'índex de Kaitz també es pot considerar com una variable individual.

<sup>24</sup> A causa de l'agregació de les 18 CCAA en 7 regions que es duu a terme en el PHOGUE vegi's secció III de l'Apèndix., s'han hagut de realitzar mitjanes de les variables

regional mig és de 0.1935 i la seva variabilitat és de 0.0263. La seva aparent escassa variabilitat és el resultat de què l'índex presentat a la taula és la mitjana no només per a les regions, sinó per als majors i menors d'edat. A la mostra utilitzada, el percentatge de majors d'edat respecte al de menors d'edat és molt elevat, en canvi, la variabilitat de l'índex de Kaitz és major per al grup de menors d'edat respecte al de majors d'edat, de manera que la variabilitat aparent és escassa. La taxa d'atur regional és 0.2014 i la seva variabilitat és de 0.0586. Finalment, cal assenyalar que la mostra utilitzada per a l'anàlisi consta de 10610 observacions, lo qual possibilita l'obtenció d'estimacions consistents.

---

autonòmiques a l'hora de calcular els nivells de preus, els salaris mitjos i les taxes d'atur

**Taula – 2: Estadístiques descriptives, 1994-97.**

Variable	
Dones (%)	49.86
Menys d'Estudis de Secundària Finalitzats (%)	48.04
Estudis de Secundària Finalitzats (%)	43.96
Estudis Superiors Finalitzats (%)	8.00
Renda Familiar <sup>25</sup>	8.8813 (0.7985)
Índex de Kaitz regional	0.1935 (0.0263)
Taxa d'Atur regional	0.2014 (0.0586)
N	10610

Fonts: Boletín de Estadísticas Laborales (BEL), Sèrie de dades de capital humà de l'Institut Valencià d'Investigacions Econòmiques (IVIE), PHOGUE, EUROSTAT, 1994-97.

Un dels principals problemes al intentar analitzar l'impacte del salari mínim a Espanya és la seva nul·la variabilitat interregional (salari mínim fixat a nivell nacional). Tot i així, per al període d'anàlisi considerat, és possible utilitzar la variació temporal en el salari mínim per als menors d'edat. A més, la utilització de l'índex de Kaitz regional per grups d'edat (majors i menors d'edat) permet tenir tres fonts de variació: edat, regió i temps <sup>26</sup>.

---

regionals.

<sup>25</sup> Logaritme de la renda familiar real (deflectida per IPC) ajustada per la grandària familiar segons escala OCDE corregida.

<sup>26</sup> L'índex de Kaitz regional per grup d'edat per a una determinada regió es defineix como el quocient del salari mínim per grup d'edat sobre el salari mig en aquesta regió. L'ideal seria utilitzar un salari mig pel grup d'edat considerat, però aquesta opció s'ha desestimat per falta d'informació.

Seguint les recomanacions de Dolado et. Al (1996), a l'hora d'explotar la variació al llarg del temps i entre regions de l'índex de Kaitz per a estimar els efectes del salari mínim, és precís tenir en compte una sèrie de consideracions. En primer lloc, és fonamental constatar que les variacions de l'índex de Kaitz es deuen principalment a la variació en el salari mínim i no en el salari mig. I, en segon lloc, és molt important considerar els possibles problemes d'endogeneïtat en la determinació del salari mínim. Així, alguns autors suggereixen que en moments de bonança econòmica el salari mínim experimenta un creixement major, mentre que en moments de recessió el creixement és menor.

Seguint les recomanacions anteriors, s'analitza quina ha estat l'evolució de l'índex de Kaitz regional durant el període d'anàlisi considerat. Seguidament, es determina quin ha estat el creixement experimentat pel salari mínim i pel salari mig regional per a poder veure quin dels dos salaris explica en major mesura la variació de l'índex de Kaitz. I, finalment, s'avalua el problema d'endogeneïtat que s'atribueix a l'índex de Kaitz.

Les Figures – 1 i 2 de la secció IV de l'Apèndix mostren l'evolució dels índexs de Kaitz regionals pels menors i els majors d'edat respectivament. L'aspecte més rellevant de la Figura –1 és el destacat increment de l'índex de Kaitz pels menors d'edat a partir de 1995, perquè com assenyalen Dolado et. Al (1996) una de les majors dificultats a l'hora d'avaluar l'impacte del salari mínim en el cas de l'economia espanyola és la seva escassa variació. Però aquest destacat increment a partir de 1995 permet ser optimistes a l'hora de preparar les posteriors estimacions econòmiques.

La característica que més sobresurt de la Figura – 2 és la parcial estabilitat de l'índex de Kaitz pels majors d'edat al llarg del període 1994-97, ja que ens permet completar l'anàlisi economètrica convencional amb una anàlisi quasi-experimental al tenir un potencial grup de control (els majors d'edat) a l'hora d'estimar els efectes del salari mínim.

La Taula – 3 suggereix que l'índex de Kaitz, malgrat les seves limitacions, captura bàsicament l'efecte de l'increment en el salari mínim, i no variacions causades per disminucions o increments del salari mig. Així, pels anys en que va haver-hi una variació significativa (1996 i 1997), el salari mig va créixer un 5.2% i un 4.3%, mentre que el salari mínim dels menors d'edat va augmentar en un 21.2% i un 17,7%, respectivament.

**Taula – 3: Taxes de creixement dels salaris mitjos per regions i els salaris mínims<sup>27</sup> (en %)**

	1995	1996	1997
<b>Taxa de Creixement del Salari Mig</b>			
Galícia, Astúries, Cantàbria	5.00	6.42	3.64
País Basc, Navarra, La Rioja, Aragó	5.78	5.62	4.14
Madrid	4.68	3.72	4.31
Castella i Lleó, Castella-La Manxa, Extremadura	5.34	5.79	4.95
Catalunya, Comunitat Valenciana, Balears	4.45	6.46	3.87
Andalusia, Múrcia, Ceuta i Melilla	5.16	4.36	3.94
Canàries	5.28	4.05	5.84
<b>Taxa de Creixement del Salari Mínim</b>			
Menors d'Edat	3.52	21.22	17.74
Majors d'Edat	3.52	3.54	2.63

Font: BEL.

La utilització de l'índex de Kaitz és criticada per alguns autors per presentar problemes d'endogeneïtat. Segons aquests autors, el salari mínim pot experimentar majors creixements en èpoques d'expansió, i viceversa.

<sup>27</sup> En termes nominals.

Això introduiria biaixos en les estimacions en la nostra estimació, la qual cosa ens portaria a realitzar estimacions errònies sobre l'efecte del salari mínim en les decisions dels joves. En particular, en moments d'expansió econòmica, tendiríem a subestimar l'impacte del salari mínim, i viceversa. Però si això fos cert, el salari mínim pels majors d'edat també hauria d'haver augmentat durant el període 1994-1997, en el qual l'economia espanyola estava en expansió, però en canvi només va augmentar pels menors d'edat. Tot i això, per a corregir la possible endogeneïtat de l'índex de Kaitz, és preferible controlar per efectes temporals, de manera que si hi ha efectes de cicle econòmic, aquests vinguin recollits per les variables (dummies) temporals, i controlar per variables instrumentals.

### ***3.2.- Especificació economètrica***

En aquest apartat, es procedeix a realitzar estimacions reduïdes amb l'objectiu de determinar quin és l'efecte del salari mínim sobre la demanda d'educació. Amb aquest objectiu, en primer lloc, es presenta una anàlisi economètrica basada en els models: logit simple, logit amb efectes fixos i logit multinomial (amb 3 i 4 categories). En segon lloc, es realitza una anàlisi quasi-experimental basada en un model de probabilitat lineal instrumentant l'índex de Kaitz, lo que fa possible utilitzar el grup de majors d'edat com a grup de control a l'hora d'analitzar l'impacte del salari mínim, a més de servir com a corrector dels problemes derivats de la potencial endogeneïtat de l'índex, comentats anteriorment.

En el model teòric hem vist que els individus decidien si estudiar o treballar en funció dels ingressos i els costos d'educar-se, de manera que

l'individu s'educava si el cost màxim que estava disposat a pagar per a educar-se era major que el cost d'educar-se. Per tant, la decisió  $j$  de l'individu  $i$  segons el nostre model teòric pot definir-se de la següent manera:

$$Y_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{estudiar si } C_{\max_i} \geq c \\ 0 & \text{no estudiar si } C_{\max_i} < c \end{cases}$$

on  $c$  representa els costos d'educar-se i  $C_{\max_i}$  el cost màxim que l'individu  $i$  està disposat a pagar per educar-se, i que es defineix com hem vist anteriorment en l'equació [7]:

$$C_{\max_i} \equiv \left[ \frac{w_H - (2+r)w_L}{1+r} \right] \theta_i$$

El problema subjacent a aquesta decisió és el de la maximització de la utilitat. Per tant, a l'hora d'implementar l'anàlisi empírica per a contrastar el model teòric, la decisió de l'individu pot formular-se de la següent manera:

$$Y_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{estudiar si } U_{i1} \geq U_{i0} \\ 0 & \text{no estudiar si } U_{i1} < U_{i0} \end{cases}$$

on  $U_{ij} = X_{ij}\beta + \varepsilon_{ij}$  és la utilitat de l'alternativa  $j$  per a l'individu  $i$ .  $X_{ij}$  és un vector que conté les variables explicatives observades i  $\varepsilon_{ij}$  és un terme aleatori que conté les variables explicatives no observades (en el nostre cas, la principal variable rellevant no observada és l'habilitat innata de l'individu). Per simplicitat, a partir d'ara ometem el subíndex  $i$ , i suposem que segueix una distribució de valor extrem tipus I  $H_j(\varepsilon_j) = \exp(-\exp(-\varepsilon_j)) \forall j$  amb funció de densitat  $h_j(\varepsilon_j) = \exp(-\varepsilon_j)\exp(-\exp(-\varepsilon_j))$ .

Així doncs, la probabilitat de què un individu decideixi estudiar es defineix de la següent manera:

$$P(Y = 1) = P(U_1 > U_0) = P(X_1\beta - X_0\beta + \varepsilon_1 > \varepsilon_0) = \int_{-\infty}^{+\infty} H((X_1 - X_0)\beta + \varepsilon_1) h(\varepsilon_1) d(\varepsilon_1) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-e^{-(X_1 - X_0)\beta + \varepsilon_1}} e^{-\varepsilon_1} e^{-e^{-\varepsilon_1}} d(\varepsilon_1) = \frac{e^{X_1\beta}}{e^{X_0\beta} + e^{X_1\beta}}$$

Per tant, la decisió que pren l'individu en el nostre model teòric pot especificar-se en termes econòmics com un model logit simple.

### ***3.2.1.- Anàlisi Economètrica Convencional***

#### ***3.2.1.1.- Logit Simple***

Com acabem de veure, en aquest model economètric l'individu pot trobar-se en dues situacions: estudiar o no estudiar. Les principals avantatges del model logit són la seva simplicitat computacional i interpretativa i la seva connexió clara amb el model teòric proposat. Les seves principals limitacions són la seva falta de realisme i la pèrdua d'informació que comporta. Però la seva especificació no sembla ser descabellada si tenim en compte les dades que hem comentat anteriorment en la Taula – 1: el 77.14% dels joves de la mostra es troben estudiant i no treballant (50.19%) o no estudiant i treballant (26.95%).

La probabilitat de què un individu decideixi estudiar es pot especificar de la següent manera:

$$P(Y = 1) = \frac{e^{x'\beta}}{1 + e^{x'\beta}}$$

on  $x$  és un vector que inclou la variable d'interès en la nostra anàlisi, l'índex de Kaitz regional, i una sèrie de variables individuals i regionals. Com a variables individuals incloem una dummy de gènere, que pren el valor 1 si

l'individu es una dona, l'edat, una dummy d'estudis secundaris i superiors i el logaritme de la renda real familiar ajustada pel nombre d'unitats de consum. Com a variables regionals s'inclou la taxa d'atur regional per estudis.

A més, podem obtenir la probabilitat relativa d'estudiar respecte a la probabilitat de no estudiar de la següent manera:

$$\frac{P(Y=1)}{P(Y=0)} = \frac{P(Y=1)}{1-P(Y=1)} = e^{x'\beta}$$

Segons les nostres estimacions, que es presenten en termes de probabilitats relatives, Taula – 1B de la secció V de l'Apèndix, les dones tenen 1.4 vegades més probabilitats d'estudiar<sup>28</sup> que els homes. Una possible explicació és que la probabilitat d'aconseguir una feina és més baixa per a les dones que pels homes, de manera que el cost d'oportunitat d'estudiar és menor per a les dones.

En lo referent al màxim nivell d'estudis, el fet d'haver assolit estudis secundaris augmenta la probabilitat d'estudiar. La probabilitat de continuar estudiant a l'haver finalitzat estudis secundaris és entre 8 i 9 vegades major que la d'un individu que no tingui estudis o tingui estudis menors als secundaris. Per altra banda, la probabilitat de continuar estudiant a l'haver finalitzat estudis superiors és entre 3 i 4 vegades major<sup>29</sup>.

En relació a la renda familiar, podem observar que quant major és aquesta, major és la probabilitat d'estudiar, ja que major és la quantitat de recursos disponible per finançar els estudis.

---

<sup>28</sup> Estudiar o continuar estudiant.

<sup>29</sup> Aquest resultat es comentarà quan s'analitzi el logit multinomial.

Abans de comentar els resultats referents a l'índex de Kaitz, la variable que pretén capturar l'impacte del salari mínim, és important recordar que la variació d'aquest índex en la nostra anàlisi es deu fonamentalment a les variacions en el salari mínim per grups d'edat al llarg del temps, i no en el salari mig de cada regió. Les estimacions, resumides a la Taula – 4, mostren que al augmentar el salari mínim en un 10% del salari mig la probabilitat d'estudiar respecte la probabilitat de no estudiar disminueix aproximadament en un 10% i un 9%, especificacions (1) i (3) <sup>30</sup>. Per tant, al augmentar el cost d'oportunitat d'estudiar, la probabilitat d'abandonar els estudis i buscar feina augmenta.

Pel que fa a la taxa d'atur, el seu efecte resulta no ser significativament diferent de zero. En teoria, hauríem d'esperar que en aquelles regions on la taxa d'atur és major, major és la probabilitat de que l'individu decideixi estudiar, perquè menor és la probabilitat de trobar feina i, per tant, menor és el cost d'oportunitat d'estudiar.

És important assenyalar que s'ha considerat la possible existència d'efectes asimètrics del salari mínim sobre la distribució de la renda dels individus, havent-se realitzat estimacions prèvies introduint un terme d'interacció entre l'índex de Kaitz i el logaritme de la renda familiar real ajustada de l'individu, però el coeficient no ha resultat ser significatiu <sup>31</sup>. Per

---

<sup>30</sup> La variació de la probabilitat relativa davant d'un increment del salari mínim en un 10 % del salari mig (0.1) s'ha avaluat en la mitjana de l'índex de Kaitz (0.1935). Així tenim

$$\text{que: } \frac{\Delta \left( \frac{P(Y=1)}{1-P(Y=1)} \right)}{\frac{P(Y=1)}{1-P(Y=1)}} = \frac{\frac{P(Y=1)}{1-P(Y=1)} - \exp(0.1 \ln(\beta) 0.1935)}{\frac{P(Y=1)}{1-P(Y=1)}}$$

<sup>31</sup> Els efectes asimètrics del salari mínim segons la renda familiar dels individus van ser suggerits per Ehrenberg i Marcus (1981). El seu raonament era que un increment en el

tant, sembla ser que encara que el cost d'oportunitat d'estudiar sigui major pels individus amb menys recursos, la qual cosa ja ve recollida pel coeficient de la renda familiar, ho és abans i després de l'increment del salari mínim, com ja apuntaven Mincer i Leighton (1981).

Així doncs, controlant per temps i per regions, la probabilitat d'estudiar disminueix al augmentar el salari mínim, la qual cosa recomana tenir presents els resultats del model teòric proposat anteriorment.

Taula – 4: Estimacions Logit

Probabilitat d'Estudiar/Probabilitat de No Estudiar			
$\Delta$ Salari Mínim = 10% Salari Mig			
	(1)	(2)	(3)
	0.9311*	0.9279*	0.9443**
Dummies Regionals	NO	SÍ	SÍ
Dummies Temporals	NO	NO	SÍ
Prob > chi <sup>2</sup>	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R <sup>2</sup>	0.2544	0.2592	0.2608
N	10610	10610	10610

Nota: Les especificacions inclouen una dummy de gènere (dona = 1), una dummy per a estudis secundaris, una dummy per a estudis superiors, l'edat, el logaritme de la renda familiar real ajustada per la grandària familiar i la taxa d'atur regional per nivell d'estudis. Totes las regressions inclouen un terme constant. La taula mostra la probabilitat d'estudiar respecte la de no estudiar del model logit. Entre paréntesi els errors estàndard robustos a heteroscedasticitat.

\* Significatiu al 1% , \*\* Significatiu al 5%.

### 3.2.1.2.- Logit amb Efectes Fixos

Com s'ha assenyalat amb anterioritat, l'absència de dades i d'informació explícita en el PHOGUE, podria generar problemes derivats de

---

salari mínim tendiria a desincentivar en major mesura als individus de famílies amb menys recursos a continuar estudiant, ja que el cost d'oportunitat d'estudiar seria major per aquests individus. Això portaria a perpetuar les desigualtats intergeneracionals en la distribució de la renda al llarg del temps, ja que els individus de las famílies amb menys recursos abandonarien els estudis, i els seus futurs guanys laborals tendrien a ser menors que els dels individus de les famílies amb més recursos.

l'omissió de variables rellevants. En el present estudi, les principals variables rellevants no considerades són: el lloc de residència (rural o urbà) i el nivell d'estudis de la mare i el pare. En lo referent al lloc de residència, aquest no està disponible en el PHOGUE per qüestions de confidencialitat. Pel que fa al nivell d'estudis de la mare i el pare, la informació no apareix de forma explícita, sinó de forma implícita i incompleta. Per tant, s'ha evitat incloure aquesta variable ja que, per una banda, la mida de la mostra es veuria reduïda de forma substancial, la qual cosa faria perdre consistència a les estimacions efectuades. A més, es podrien generar biaixos de selecció en la mesura en què els individus que quedessin exclosos de la mostra fossin aquells la mare o pare del qual hagués mort, o aquells els pares del qual estiguessin divorciats o separats.

En la mesura en què la residència (rural o urbana) i el nivell d'estudis de la mare i el pare no hagin canviat al llarg del període d'anàlisi considerat, el control per efectes fixos permet evitar el problema originat per l'omissió de variables rellevants. A més, el control per efectes fixos permet controlar per la possible existència de diferències individuals (habilitat, motivació, etc.) segons regions que puguin estar correlacionades amb l'índex de Kaitz. Les dues possibles hipòtesis per a explicar l'existència d'heterogeneïtat en la nostra anàlisi són: la concentració de tipus o l'existència de diferents distribucions d'habilitats, motivacions, etc. entre regions. La primera hipòtesi, la selecció i concentració de tipus en determinades regions, requereix l'existència de mobilitat interregional. La segona no requereix de cap tipus de mobilitat. Encara que en principi la primera hipòtesi no és molt

raonable, tenint en compte la limitada mobilitat interregional existent a Espanya, i la segona hipòtesi significa la ruptura total amb el supòsit habitual de distribucions normals idèntiques entre regions, és preferible controlar per efectes fixos per a controlar per l'omissió de variables rellevants, en la mesura que aquestes es mantinguin constants al llarg del període d'anàlisi considerat.

La Taula – 2B de la secció V de l'Apèndix mostra que controlant per efectes fixos individuals, el salari mínim continua tenint un impacte negatiu significatiu sobre la probabilitat d'estudiar. Però com mostra la Taula – 5, els resultats quantitius han de ser considerats amb molta cura. És important tenir present que el nombre d'observacions al controlar per efectes fixos passa de 10610 a 2132, és a dir, el número d'observacions en el cas del logit amb efectes fixos passa a ser només un 20% de les considerades en el logit simple. Per tant, aquesta anàlisi malgrat que permet observar que qualitativament l'índex de Kaitz té el mateix impacte sobre la probabilitat d'estudiar que en l'anàlisi prèvia, en termes quantitius haurien de ser tractats amb precaució, ja que la reducció del nombre d'observacions pot suposar limitacions en termes de consistència en les estimacions.

Taula – 5: Estimacions Logit amb Efectes Fixos

Probabilidad de Estudiar/Probabilidad de No Estudiar			
Δ Salari Mínim = 10% Salari Mig			
	(1)	(2)	(3)
	0.7189*	0.7042*	0.7011*
Dummies Regionals	NO	SÍ	SÍ
Dummies Temporals	NO	NO	SÍ
Prob > chi <sup>2</sup>	0.0000	0.0000	0.0000
Grups	653	653	653
N	2132	2132	2132

Nota: Vegi's Taula – 4.

### 3.2.1.3.- Logit Multinomial amb 3 Categories

En aquest model economètric l'individu pot trobar-se en tres situacions: estudiar i treballar (2), estudiar i no treballar (1), i no estudiar (0). La probabilitat de què un individu es trobi en la situació  $j$  s'especifica de la següent manera:

$$P(Y=j) = \frac{e^{x_j\beta}}{\sum_{k=0}^2 e^{x_k\beta}} = \frac{e^{x_j\beta}}{1 + \sum_{k=1}^2 e^{x_k\beta}}$$

La Taula – 3B de la secció V de l'Apèndix mostra que per a la categoria no estudiar, els resultats, resumits en la Taula – 6, són pràcticament idèntics però amb signe contrari respecte a la categoria estudiar del model logit simple. El salari mínim té un impacte positiu sobre la probabilitat de no estudiar. Així, els coeficients obtinguts per les especificacions (1), (2) i (3) suggereixen que un increment del salari mínim en un 10% del salari mig augmenta la probabilitat de no estudiar respecte la probabilitat d'estudiar i no treballar en un 9%, 10% i 8%, respectivament.

Taula – 6: Estimacions Logit Multinomial amb 3 Categories

	<u>Probabilitat de No Estudiar</u> Probabilitat d'Estudiar i No Treballar			<u>Probabilidad d'Estudiar i Treballar</u> Probabilitat d'Estudiar i No Treballar		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Δ Salari Mínim = 10% Salari Mig					
	1.0716*	1.0769*	1.058**	0.9451	1.0626	1.0096
Dummies Regionals	NO	SÍ	SÍ	NO	SÍ	SÍ
Dummies Temporals	NO	NO	SÍ	NO	NO	SÍ
Prob > chi <sup>2</sup>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R <sup>2</sup>	0.2374	0.2427	0.2451	0.2374	0.2427	0.2451
N	10610	10610	10610	10610	10610	10610

Nota: Les especificacions inclouen una dummy de gènere (dona = 1), una dummy per a estudis secundaris, una dummy per a estudis superiors, l'edat, el logaritme de la renda familiar real ajustada per la grandària familiar i la taxa d'atur regional per nivell d'estudis. Totes las regressions inclouen un terme constant. La taula mostra les probabilitats relatives. La categoria de referència és estudiar i no treballar. \* Significatiu al 1%, \*\* Significatiu al 5%.

### 3.2.1.4.- Logit Multinomial amb 4 Categories

En aquest model economètric l'individu pot trobar-se en quatre situacions: estudiar i treballar (3), estudiar i no treballar (2), no estudiar i treballar (1), i no estudiar i no treballar (0). La probabilitat de què un individu es trobi en la situació  $j$  s'especifica a continuació:

$$P(Y = j) = \frac{e^{x_j\beta}}{\sum_{k=0}^3 e^{x_k\beta}} = \frac{e^{x_j\beta}}{1 + \sum_{k=1}^3 e^{x_k\beta}}$$

La Taula – 4B de la secció V de l'Apèndix mostra que els resultats, resumits en la Taula – 7, són pràcticament idèntics per a la categoria estudiar i treballar amb respecte el model logit multinomial amb 3 categories. Alguns dels resultats corresponents a la categoria no estudiar i no treballar es descriuen a continuació.

En relació al gènere, sembla que no hi hagi diferències significatives entre homes i dones.

En referència al nivell d'estudis, les estimacions suggereixen que un individu amb estudis és menys probable que es trobi en aquesta situació. Però mentre que la probabilitat de què un individu amb estudis secundaris estudi i no treballi és entre 7 i 9 vegades major que la de no estudiar i no treballar, la probabilitat per a un individu amb estudis superiors només és entre 3 i 4 vegades major. Una possible explicació és que a major nivell de formació, més específica serà aquesta, amb la qual cosa el tipus de treball que un individu amb estudis superiors estarà disposat a acceptar serà molt més específic, de manera que més temps passarà l'individu esperant una oferta de treball adequada a la seva formació <sup>32</sup>. En canvi, els individus amb estudis menys específics i més generals (estudis secundaris), estaran disposats a acceptar una major varietat d'ocupacions.

La Taula – 7 mostra que, controlant per període de temps i per regions, el salari mínim afecta positivament a la probabilitat de no estudiar i no treballar i a la probabilitat de no estudiar i treballar, sense efectes significatius sobre la probabilitat d'estudiar i treballar. En termes quantitativs, els resultats són molt similars als obtinguts en el model logit multinomial amb 3 categories.

---

<sup>32</sup> “Els aturats amb estudis universitaris tenen menor propensió a acceptar treballs que

Taula – 7: Estimacions Logit Multinomial amb 4 Categories

	Probabilitat de No Estudiar i No Treballar			Probabilitat de No Estudiar i Treballar			Probabilitat d'Estudiar i Treballar		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	1.0568***	1.0594***	1.0436	1.0926*	1.1106*	1.0879**	0.9457	1.0614	1.0086
Dummies Regionals	NO	SÍ	SÍ	NO	SÍ	SÍ	NO	SÍ	SÍ
Dummies Temporals	NO	NO	SÍ	NO	NO	SÍ	NO	NO	SÍ
Prob > chi <sup>2</sup>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1812	0.1859	0.1879	0.1812	0.1859	0.1879	0.1812	0.1859	0.1879
N	10610	10610	10610	10610	10610	10610	10610	10610	10610

Nota: Les especificacions inclouen una dummy de gènere (dona = 1), una dummy per a estudis secundaris, una dummy per a estudis superiors, l'edat, el logaritme de la renda familiar real ajustada per la grandària familiar i la taxa d'atur regional per nivell d'estudis. Totes les regressions inclouen un terme constant. La taula mostra les probabilitat relatives. La categoria de referència és estudiar i no treballar.

\* Significatiu al 1%, \*\* Significatiu al 5%, \*\*\* Significatiu al 10%.

Abans de passar a l'anàlisi quasi-experimental, és important repassar els principals resultats obtinguts per l'anàlisi economètrica convencional.

En termes qualitius, les estimacions realitzades suggereixen que el salari mínim té un impacte negatiu sobre la probabilitat d'estudiar. Al augmentar el salari mínim, augmenta la probabilitat de què un jove decideixi abandonar el sistema educatiu, i esperi trobar una oportunitat de feina en el mercat laboral. Però el model teòric suggereix que un increment en el salari mínim tendeix a augmentar la taxa d'atur i, per tant, disminueix les oportunitats de trobar feina. Així, es troba que el salari mínim afecta positivament a la probabilitat de no estudiar i no treballar com també troben A. Caparrós i L. Navarro (1998). Però en aquest treball es troba a més que el salari mínim té un efecte positiu sobre la probabilitat de

---

suposin una categoria inferior a la que els hi correspondria en funció dels seus estudis”

treballar i no estudiar, perquè si bé cert que les oportunitats de trobar feina són menors, també hi haurà joves que seran contractats reemplaçant a certs treballadors. Per tant, l'efecte sobre la probabilitat de treballar resulta ambigu.

En termes quantitativs, els resultats obtinguts suggereixen que davant d'un increment del salari mínim en un 10% del salari mig, la probabilitat relativa d'estudiar respecte la probabilitat de no estudiar disminueix aproximadament entre un 9% i un 11%, depenent de l'especificació.

### ***3.2.2.- Anàlisi Quasi-experimental***

Els models econòmics anteriors responen a una anàlisi econòmica convencional. En aquest apartat es completa l'anàlisi prèvia amb una anàlisi quasi-experimental. Això permet capturar l'impacte del salari mínim tenint en compte els increments significatius que aquest va experimentar a partir de 1995 pels menors d'edats a causa de canvis <sup>exògens</sup> (legislació salari mínim).

Per a realitzar aquesta anàlisi es procedeix a instrumentar l'índex de Kaitz mitjançant les variables: edat i temps. L'especificació econòmica utilitzada és un model de probabilitat lineal definit de la següent manera:

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \varepsilon_{it}$$

On Y és la variable endògena, que pren el valor 1 si l'individu estudia, X és un vector que inclou la variable índex de Kaitz, a més d'altres variables explicatives: una dummy de gènere, que pren el valor 1 si l'individu és dona,

---

(J. García-Montalvo, 2000).

l'edat, una dummy per a estudis secundaris i una per a estudis superiors, la renda familiar, i la taxa d'atur regional per nivell d'estudis.  $e$  és un terme aleatori que captura altres factors no observables (habilitat innata) que afecten a la probabilitat d'estudiar de l'individu. Suposem que  $e$  segueix una distribució normal.

L'índex de Kaitz s'instrumenta com segueix:

$$k_{it} = (\delta_0 \text{menor}_{it} + \delta_1 \text{post95}_t + \delta_2 \text{menor}_{it} * \text{post95}_t) + \delta_3 x_{it}$$

on menor és una dummy d'edat que pren el valor 1 si l'individu és menor d'edat, post95 és una dummy de temps que pren el valor 1 si l'any considerat és posterior a 1995, menor\*post95 és un terme d'interacció d'ambdues dummies, i  $x$  és la resta de variables explicatives sense incloure l'índex de Kaitz.

La Taula – 5B de la secció V de l'Apèndix mostra les estimacions economètriques per a diferents especificacions del model de probabilitat lineal. Tots els coeficients són qualitativament idèntics als estimats anteriorment amb el model logit. Les diferents especificacions formulades mostren que el salari mínim té un impacte negatiu sobre la probabilitat d'estudiar.

De les especificacions formulades és interessant destacar els resultats obtinguts per les especificacions (5) i (6), resumits en la Taula – 8. Ambdues inclouen controls regionals i temporals, però en l'especificació (5) l'índex de Kaitz no està instrumentat mentre que en la (6) sí ho està. Els coeficients estimats per a l'índex de Kaitz són 0.0429 i 0.0492, respectivament, el que significa que davant d'un increment del salari mínim en un 10% del salari

mig, la probabilitat d'estudiar disminueix en un 4.3% i un 4.9%, respectivament. A més, podem veure que en períodes de bonança econòmica, l'impacte del salari mínim sobre la probabilitat d'estudiar és major que en períodes de recessió. Per tant, quan no es corregeix per la potencial endogeneïtat del salari mínim mitjançant la instrumentació de l'índex de Kaitz, es subestima l'efecte d'aquell.

Taula – 8: Estimacions Probabilitat Linial

	$\Delta$ Probabilitat d'Estudiar							
	$\Delta$ Salari Mínim = 10% Salari Mig							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	-0.0605 (0.2192)	-0.0477 (0.2322)	-0.0513 (0.2229)	-0.0579 (0.2301)	-0.0429 (0.2214)	-0.0492 (0.2291)	-0.0408 (0.2204)	-0.049 (0.229)
Dummies Regionals	NO	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Dummies Temporals	NO	NO	NO	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Variables Instrumentals	NO	SÍ	NO	SÍ	NO	SÍ	NO	SÍ
Prob > F <sup>2</sup>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
R <sup>2</sup>	0.3027	0.3027	0.3074	0.3074	0.3086	0.3086	0.6642	-
N	10610	10610	10610	10610	10610	10610	10610	10610

Nota: Les especificacions inclouen una dummy de gènere (dona = 1), una dummy per a estudis secundaris, una dummy para estudis superiors, l'edat, el logaritme de la renda familiar real ajustada per la grandària familiar i la taxa d'atur regional per nivell d'estudis. Totes les regressions inclouen un terme constant, excepte les especificacions (7) i (8), que inclouen 4 dummies temporales. La resta d'especificacions contenen, en el cas de control por temps, una dummy per al període posterior a l'any 1995. Entre parèntesi els errors estàndards dels coeficients de l'índex de Kaitz robustos a heteroscedasticitat.

Abans de finalitzar aquesta secció, voldria assenyalar les possibles limitacions de l'anàlisi empírica, que inclouen: el salari mínim afecta a pocs individus a Espanya i el supòsit sense fonament de la independència d'alternatives irrelevantes.

Encara que a Espanya<sup>33</sup> hi hagi pocs treballadors que cobren el salari mínim (o un salari aproximat) són principalment els treballadors joves els més afectats per aquesta regulació. En la mesura que la nostra anàlisi realitza està centrat en les decisions dels joves de 16 a 24 anys, la present crítica no sembla ser rellevant.

El model logit multinomial assumeix la independència d'alternatives irrellevants, la qual cosa es tradueix en el supòsit implícit de què les decisions dels individus no es veuen afectades al augmentar el número d'alternatives disponibles. En primer lloc, hem d'assenyalar que existeix un argument a favor de la utilització del logit multinomial davant del probit multinomial en casos de més de tres alternatives, per l'elevada dificultat computacional que comporta un probit en aquest cas (Greene, 1993). Per altra banda, els coeficients estimats segons els diferents models (logit, logit multinomial amb 3 i amb 4 categories) es mostren bastant insensibles. Per tant, no sembla descabellat assumir la independència d'alternatives irrellevants.

---

<sup>33</sup> L'any 1994 el percentatge de treballadors amb un salari mínim (o aproximat) era del

## 5.- Conclusions

En el present treball s'ha desenvolupat un model teòric per analitzar l'impacte del salari mínim sobre les decisions dels joves d'adquirir educació o participar en el mercat laboral en un context d'informació asimètrica. El model mostra que, sota determinades condicions, la introducció o increment del salari mínim pot tenir efectes positius sobre el benestar social, possibilitant el pas d'un equilibri agrupador a un equilibri separador de segon òptim. Això seria possible en la mesura en que la introducció o increment del salari mínim desincentivés la demanda d'educació per part dels menys hàbils, sense crear distorsions sobre els incentius dels més hàbils. Sota aquesta condició, si la reducció en els costos de l'educació i el guany causat per la recuperació del valor de l'educació com a senyal informativa són superiors al valor de la producció perduda a causa de l'atur involuntari -ocasionat per la introducció o increment del salari mínim-, serà possible que el benestar social augmenti, definit aquest com el valor de la producció net de costos de l'educació.

Per a contrastar la hipòtesi fonamental sobre la qual es fonamenten els resultats teòrics, el salari mínim afecta negativament a la demanda d'educació, s'ha efectuat una anàlisi empírica. En primer lloc, s'ha realitzat una anàlisi economètrica convencional basada en els models logit simple, logit amb efectes fixos i logit multinomial (amb 3 i 4 categories). I, en segon lloc, s'ha realitzat una anàlisi quasi-experimental basada en un model de probabilitat lineal. Segons les estimacions efectuades, un increment en el

---

6.5% segons dades del ILO Yearbook of Labour Statistics.

salari mínim tendeix a disminuir la probabilitat de què un individu decideixi estudiar. En particular, l'anàlisi economètrica convencional suggereix que al augmentar el salari mínim en un 10% del salari mig la probabilitat relativa d'estudiar respecte la de no estudiar disminueix, aproximadament, en un 11% i la probabilitat de no estudiar respecte la probabilitat relativa d'estudiar i no treballar augmenta, aproximadament, en un 9%. Per tant, la hipòtesi bàsica sobre la qual es fonamenta el model teòric proposat sembla ser que es satisfà: un increment en el salari mínim augmenta el cost d'oportunitat d'estudiar, la qual cosa es tradueix en una disminució de la probabilitat d'estudiar. Per altra banda, l'anàlisi quasi-experimental aporta més evidència a favor del supòsit crucial del nostre model, ja que suggereix que al augmentar el salari mínim en un 10% del salari mig, la probabilitat d'estudiar disminueix aproximadament en un 5%. Així, doncs l'evidència empírica suggereix que el salari mínim té un impacte negatiu sobre la demanda d'educació.

Si considerem que Espanya es troba en una situació més pròxima a la de l'equilibri agrupador que a la de l'equilibri separador, lo qual sembla raonable segons els resultats de l'estudi de J. García-Montalvo (2000), augmentar el salari mínim podria generar teòricament beneficis social malgrat que la taxa d'atur entre els joves augmentés.

Des d'un punt de vista d'eficiència econòmica, i considerant el pitjor dels casos –aquell en que l'efecte net d'un increment en el salari mínim sobre la probabilitat de treballar és negatiu–, per poder establir línies d'actuació des de la política econòmica, hauríem de poder comparar els

beneficis derivats de la reducció en els costos d'educació i de la recuperació del valor de l'educació com a senyal informativa amb els costos generats per la pèrdua de producció ocasionada per l'increment de joves a l'atur. Però per a poder desenvolupar una anàlisi de tal magnitud necessitariem realitzar estimacions estructurals i poder determinar els diferents nivells de benestar associats a diferents nivells de salari mínim. Des d'un punt de vista de desigualtat econòmica, en la mesura en què els individus que al augmentar el salari mínim passen a estar en una situació de no estudiar i no treballar siguin els individus de les famílies amb menys recursos. Per tant, una política de salari mínim requereix de l'existència prèvia d'una política redistributiva eficient per assolir resultats positius centrats sobre l'eficiència, una vegada s'han corregit els possibles problemes de desigualtat i distribució de la renda.

Malgrat que l'anàlisi empírica no ens permet concloure si augmentar el salari mínim té efectes positius sobre el benestar social, ens permet assenyalar la possible utilització del salari mínim com instrument per augmentar el benestar social, establint les bases per a una futura investigació.

## Referències

Abad e, Alberto (2001) "Causal Inference in Econometrics and Program Evaluation", Escuela de Econom a y Finanzas, *CEMFI*. (no publicat)

Agell, Jonas and Kjell Erik Lommerud (1997) "Minimum Wages and the Incentives for Skill Formation", *Journal of Public Economics*, 64(1): 25-40.

Card, David (1992) "Using Regional Variation to Measure the Effect of the Federal Minimum Wage", *Industrial and Labor Relations Review*, 46, pp. 22-37.

Card, David (1992) "Do Minimum Wages Reduce Employment? A case of study of California 1987-89", *Industrial and Labor Relations Review*, 46, pp. 38-54.

Card, David and Alan B. Krueger (1994) "Minimum wages and employment: a case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania." *American Economic Review*, 84(4): 772-793.

Card, David and Alan B. Krueger (1995) *Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage*. Princeton; NJ. Princeton University Press.

Caparrós, Antonio y Lucía Navarro (1998) “Influencia del salario mínimo sobre la decisión de los jóvenes españoles entre estudiar o trabajar”, *Actas de las VII Jornadas de la AEDE*, Santander: Universidad de Cantabria, pp. 79-89.

Cebrián, Inmaculada, Gloria Moreno y Nieves Lázaro (2000) “¿Trabajar o Estudiar? El caso de los trabajadores españoles”, *Working Paper EC 2000-14*, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.

Cunningham, James (1981) “The impact of minimum wages on youth employment, hours of work and school attendance: cross-sectional evidence from the 1960 and 1970 censuses”, in Simon Rottenberg, ed., *The Economics of Legal Minimum Wages*, Washington, D.C: American Enterprise Institute, pp. 88-123.

Dolado, Juan, Francis Kramarz, Stephen Machin, Alan Manning, David Margolis and Coen Teulings (1996) "The economic impact of minimum wages in Europe." *Economic Policy*, 23: 318-357.

Dolado, Juan y F. Felgueroso (1997) “Los efectos del salario mínimo: Evidencia empírica para el caso español”, *Moneda y Crédito*, 204, pp. 213-63.

Ehrenberg, Ronald G. and Alan J. Marcus (1982) "Minimum wages and teenagers' enrollment-employment outcomes: a multinomial logit model". *The Journal of Human Resources*, 17(1): 39-58.

Fernández Martínez, Rosa (2000) "On the links between education participation and labour market participation", Tesis Doctoral, *Universitat Pompeu Fabra*.

García-Montalvo, José (2000) "Empleo, educación y sobrecualificación", *Economistas*, 87.

Greene, William H. (1993) "Econometric Analysis", Second Edition.

Lang, Kevin (1987) "Pareto Improving Minimum Wage Laws", *Economic Inquiry*, pp. 145-58.

Katz, Lawrence F. and Alan B. Krueger (1992) "The effect of the minimum wage on the fast-food industry". *Industrial and Labor Relations Review*, 46(1): 6-21.

Martínez, Juan Luis (1999) "La demanda de educación universitaria en un contexto de alto desempleo", Tesina, *CEMFI*, 9907.

Mattila, J. Peter (1981) "The impact of minimum wages on teenage schooling and on the part-time/full-time employment of youths", in Simon Rottenberg, ed., *The Economics of Legal Minimum Wages*, Washington, D.C: American Enterprise Institute, pp. 61-87.

Mincer, Jacob and Linda Leighton (1981) "The effects of minimum wages on human capital formation", in Simon Rottenberg, ed., *The Economics of Legal Minimum Wages*, Washington, D.C: American Enterprise Institute, pp. 155-173.

Neumark, David and William Wascher (1995a) "Minimum wage effects on school and work transitions of teenagers." *American Economic Review*, 85(2): 244-249.

Neumark, David and William Wascher (1995a) "Minimum wage effects on employment and school enrollment." *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(2): 199-206.

Rebitzer, James B. and Lowell J. Taylor (1995) "The consequences of minimum wage laws. Some new theoretical ideas." *Journal of Public Economics*, 56: 245-255.

Varian, H. (1986) "Microeconomic Analysis", Norton, New York.

## Apèndix

### Secció I.- La funció de producció CES

La funció de producció amb elasticitat constant de substitució (CES) té la forma

$$F(H, L) = Y = \left[ (aH)^\rho + (bL)^\rho \right]^{\frac{1}{\rho}}, \quad \rho \in (-\infty, 1]$$

És fàcil verificar que la funció de producció CES exhibeix rendiments constants a escala:

$$F(\lambda H, \lambda L) = \left[ (a\lambda H)^\rho + (b\lambda L)^\rho \right]^{\frac{1}{\rho}} = \lambda \left[ (aH)^\rho + (bL)^\rho \right]^{\frac{1}{\rho}} = F(\lambda H, \lambda L) = \lambda Y$$

$$\lambda > 0$$

Els casos especials de la funció de producció CES representen una sèrie de funcions de producció ben conegudes dependent del valor del paràmetre  $\rho$ .

Assumint  $a = b = 1$ , per simplicitat, tenim que:

- Per a  $\rho = 1$ , la funció de producció CES representa la funció de producció lineal:

$$Y = H + L$$

- Per a  $\rho = 0$ , la funció de producció CES representa la funció de producció Cobb-Douglas, perquè en aquest cas la relació tècnica de substitució (RTS) de la funció de producció CES és equivalent a la RTS de la funció de producció Cobb-Douglas:

$$RTS|_{CES} = -\frac{\frac{\partial Y}{\partial H}}{\frac{\partial Y}{\partial L}} = -\left(\frac{H}{L}\right)^{\rho-1} \Rightarrow RTS|_{CES}^{\rho=0} = -\frac{L}{H} = RTS|_{Cobb-Douglas}$$

- Per a  $\rho = -\infty$ , la funció de producció CES representa la funció de producció Leontief, perquè en aquest cas la RTS de la funció de producció CES és equivalent a la RTS de la funció de producció Leontief:

$$RTS|_{CES}^{\rho=-\infty} = -\left(\frac{H}{L}\right)^{-\infty} = RTS|_{Leontief}$$

Finalment, és fàcil observar que si prenem logaritmes de la RTS d'una funció de producció CES, i derivem respecte RTS obtenim que l'elasticitat de substitució  $\sigma$  d'una funció de producció CES es defineix com  $\sigma = \frac{1}{1-\rho}$ .

**Secció II.- Derivacions, demostracions. Supòsits i condicions que han de satisfer els equilibris del model.**

Condicions de factibilitat de l'equilibri separador:

$$(i) \frac{w_H}{w_L} = \left( \frac{a\theta_A}{b\theta_B} \right)^\rho \Rightarrow \rho > 0$$

$$(ii) \begin{aligned} \bar{c} &\leq \left[ \frac{(a\theta_A)^\rho - (2+r)(b\theta_B)^\rho}{1+r} \right] \left[ (a\theta_A)^\rho + (b\theta_B)^\rho \right]^{\frac{1-\rho}{\rho}} \theta_A \\ \bar{c} &> \left[ \frac{(a\theta_A)^\rho - (2+r)(b\theta_B)^\rho}{1+r} \right] \left[ (a\theta_A)^\rho + (b\theta_B)^\rho \right]^{\frac{1-\rho}{\rho}} \theta_B \end{aligned}$$

**Condicions de factibilitat de l'equilibri agrupador**

I.-  $w_H = \left( a \left( \frac{\theta_A + \theta_B}{2} \right) \right) > w_L = \left( b \left( \frac{\theta_A + \theta_B}{2} \right) \right)$  (trivial perquè  $a > b$ ; si els costos d'educar-se són suficientment baixos, tots els individus decidiran educar-se)

II.-  $\bar{c} \leq \left[ \frac{a - (2+r)b \left( \frac{\theta_A + \theta_B}{2} \right)}{1+r} \right] \theta_i \quad \forall i$  (els individus (generacions) no volen desviar-se del seu comportament)

**Derivada de la demanda de treballadors no qualificats**

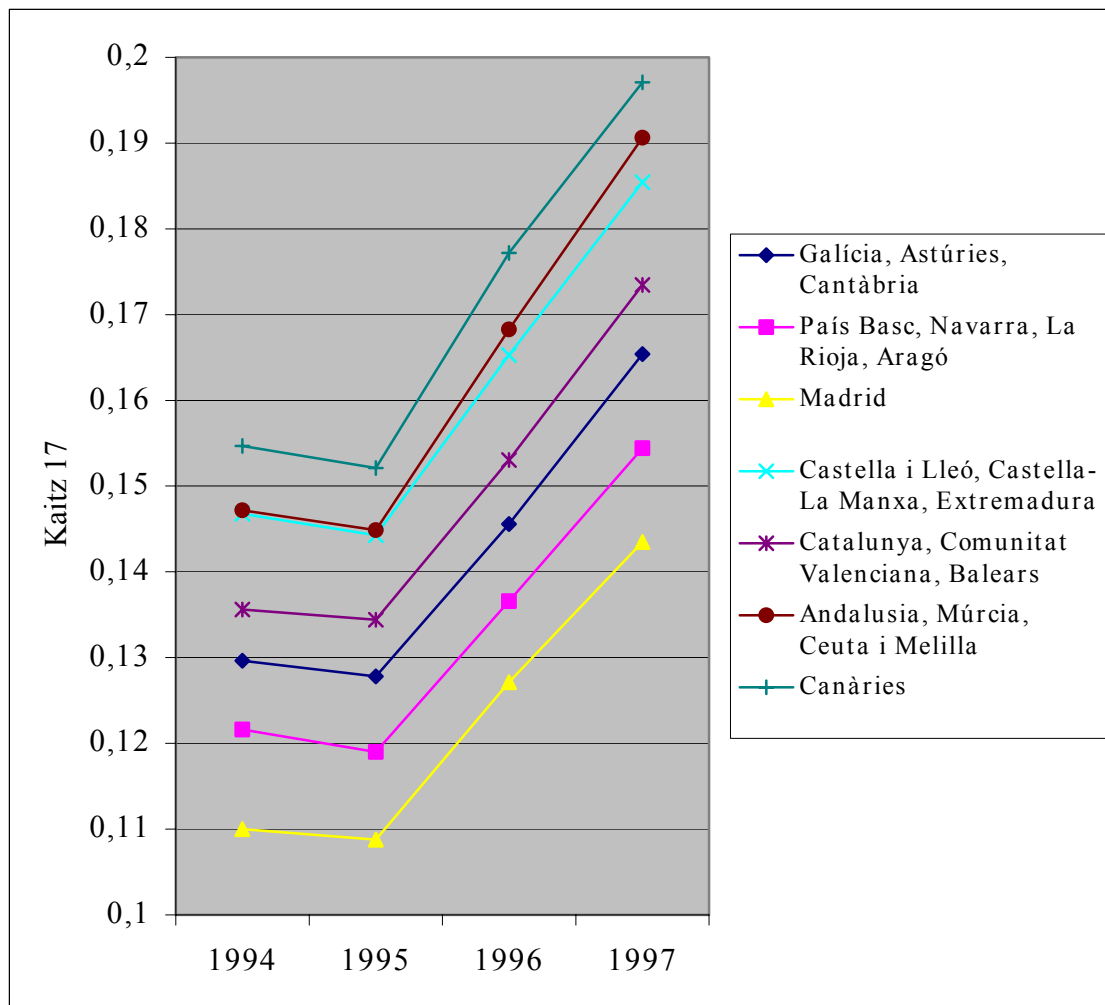
$$\frac{\partial L^{\min}}{\partial w^{\min}} = -\frac{1}{\rho} \left[ \frac{\rho}{1-\rho} \frac{w^{\min \frac{2\rho-1}{1-\rho}} (a\theta_A)^\rho (b\theta_B)^{\frac{\rho^2}{1-\rho}}}{\left( w^{\min \frac{\rho}{1-\rho}} - (b\theta_B)^{\frac{\rho}{1-\rho}} \right)^2} \right] \left[ \frac{1}{w^{\min \frac{\rho}{1-\rho}} - (b\theta_B)^{\frac{\rho}{1-\rho}}} \right]^{\frac{1-\rho}{\rho}} \frac{N}{2} < 0$$

### Secció III.- Classificació de les CCAA en Regions segons el PHOGUE

<u>ES1</u>	<u>NORDEST</u>	
	ES11	Galícia
	ES12	Astúries
	ES13	Cantàbria
<u>ES2</u>	<u>NORDEST</u>	
	ES21	País Basc
	ES22	Navarra
	ES23	La Rioja
	ES24	Aragó
<u>ES3</u>	<u>MADRID</u>	
<u>ES4</u>	<u>CENTRE</u>	
	ES41	Castella i Lleó
	ES42	Castella La Manxa
	ES43	Extremadura
<u>ES5</u>	<u>EST</u>	
	ES51	Catalunya
	ES52	Comunitat Valenciana
	ES53	Balears
<u>ES6</u>	<u>SUD</u>	
	ES61	Andalusia
	ES62	Múrcia
	ES63	Ceuta i Melilla
<u>ES7</u>	<u>CANÀRIES</u>	

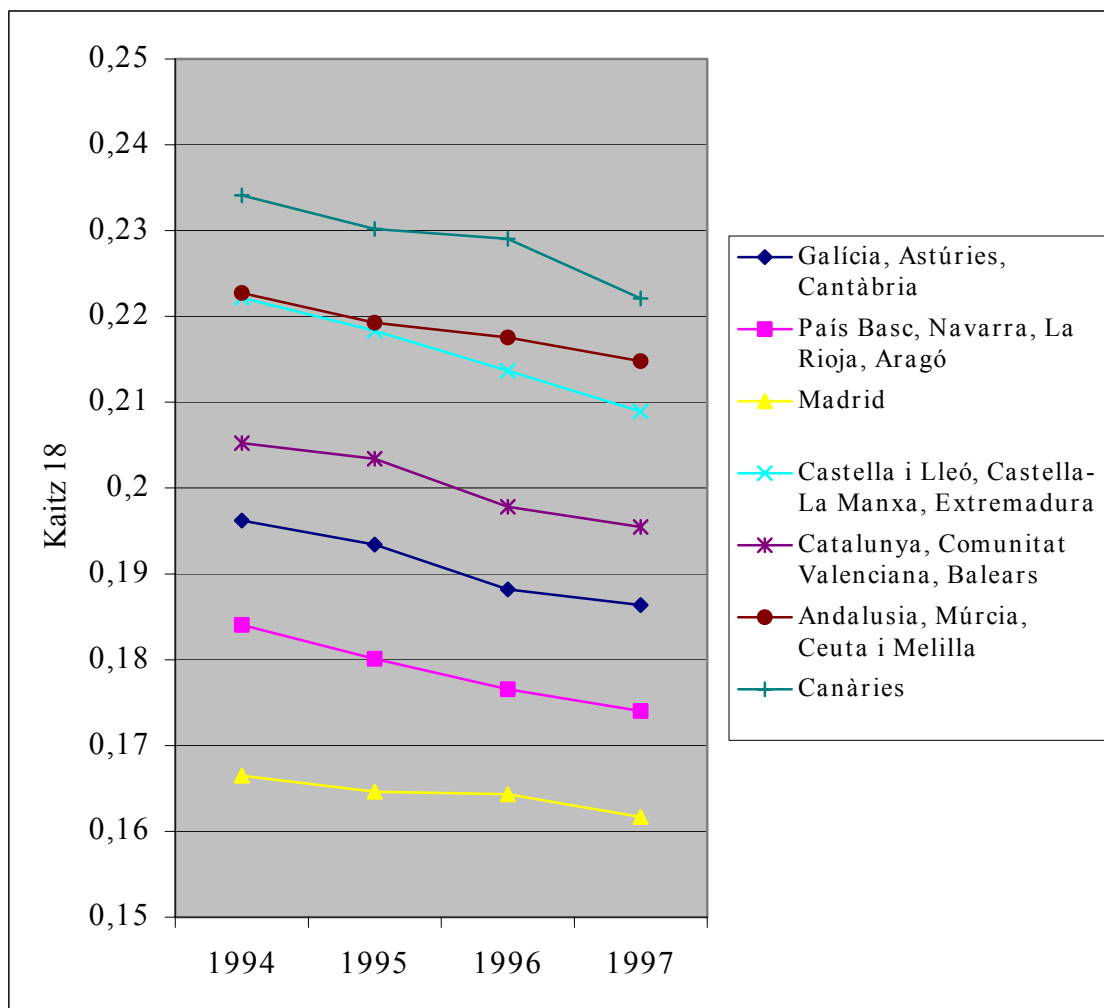
Secció IV.- Evolució de l'Índex de Kaitz. Període 1994-1997.

Figura – 1: Evolució Índex de Kaitz menors d'edat per regions



Font: BEL.

Figura – 2: Evolució Índex de Kaitz majors d'edat per regions



Font: BEL.

## Secció V.- Resultats Economètrics Detallats

Taula – 1B: Estimacions Logit

	Probabilitat d'Estudiar/Probabilitat de No Estudiar		
	(1)	(2)	(3)
Sexe	1.4522 (0.1012)	1.4457 (0.1009)	1.4429 (0.1009)
Edat	0.6036 (0.0102)	0.6028 (0.0102)	0.599 (0.0104)
Estudis Secundaris	8.0930 (0.7926)	7.9166 (0.8892)	8.7859 (1.0703)
Estudis Superiors	3.3928 (0.4493)	3.2808 (0.5112)	3.8178 (0.638)
Renda familiar	1.3014 (0.0484)	1.3386 (0.051)	1.3368 (0.0511)
Índex de Kaitz	0.025 (0.0326)	0.021 (0.0295)	0.0517 (0.0699)
Taxa d'Atur	0.6583 (0.5095)	0.4059 (0.4629)	1.3740 (1.7186)
Dummies Regionals	NO	SÍ	SÍ
Dummies Temporals	NO	NO	SÍ
Log Likelihood	-5480.43	-5444.71	--5433.41
Prob > chi <sup>2</sup>	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R <sup>2</sup>	0.2544	0.2592	0.2608
N	10610	10610	10610

Nota: Totes les regressions inclouen un terme constant. La taula mostra la probabilitat relativa d'estudiar respecte la probabilitat de no estudiar. Entre parèntesi els errors estàndards robustos a heteroscedasticitat.

Taula – 2B: Estimacions Logit amb Efectes Fixos

Probabilitat d'Estudiar/Probabilitat de No Estudiar

	(1)	(2)	(3)
Edat	0.3197 (0.0228)	0.3166 (0.0228)	0.2951 (0.0229)
Estudis Secundaris	0.0086 (0.0119)	0.0077 (0.0107)	0.0065 (0.0091)
Estudis Superiors	0.0042 (0.0089)	0.0041 (0.0086)	0.0036 (0.0077)
Renda familiar	0.9160 (0.0993)	0.9065 (0.1005)	0.9212 (0.1029)
Índex de Kaitz	3.94e-08 (2.03e-07)	1.35e-08 (7.38e-08)	1.07e-08 (5.78e-08)
Taxa d'Atur	0.3326 (1.6512)	0.0723 (0.3653)	0.0061 (0.033)
Dummies Regionals	NO	SÍ	SÍ
Dummies Temporals	NO	NO	SÍ
Log Likelihood	-491.23	-488.79	-486.26
Prob > chi <sup>2</sup>	0.0000	0.0000	0.0000
Grups	653	653	653
N	2132	2132	2132

Nota: Totes les regressions inclouen un terme constant. La taula mostra la probabilitat relativa d'estudiar respecte la probabilitat de no estudiar. Entre parèntesi els errors estàndards robustos a heteroscedasticitat.

Taula – 3B: Estimacions Logit Multinomial amb 3 Categories

	Probabilitat relativa de no estudiar			Probabilitat relativa d'estudiar i treballar		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Sexe	0.6791 (0.0476)	0.6823 (0.0478)	0.6836 (0.0481)	0.6176 (0.1179)	0.6285 (0.1205)	0.6311 (0.1209)
Edat	1.667 (0.0284)	1.6687 (0.0284)	1.6804 (0.0294)	1.2419 (0.06)	1.2187 (0.0597)	1.251 (0.0619)
Estudis Secundaris	0.1235 (0.0121)	0.1273 (0.0145)	0.1139 (0.0139)	1 (0.2618)	1.3898 (0.4818)	1.1434 (0.4061)
Estudis Superiors	0.3007 (0.0447)	0.3138 (0.0495)	0.2665 (0.0451)	1.5235 (0.5859)	2.1369 (0.9561)	1.5023 (0.6763)
Renda familiar	0.7703 (0.0287)	0.7477 (0.0287)	0.7489 (0.0288)	1.1046 (0.173)	1.0384 (0.1588)	1.0486 (0.1611)
Índex de Kaitz	35.6562 (46.7218)	46.0222 (64.9913)	18.432 (24.9794)	0.0541 (14.301)	23.0443 (15.781)	1.6404 (9.6921)
Taxa d'Atur	1.5038 (1.1685)	2.7847 (3.1892)	0.7739 (0.9738)	0.4018 (1.0699)	104.182 (424.571)	12.2872 (50.2604)
Dummies Regionals	NO	SÍ	SÍ	NO	SÍ	SÍ
Dummies Temporals	NO	NO	SÍ	NO	NO	SÍ
Log Likelihood	-6070.34	-6028.26	-6009.13	-6070.34	-6028.26	-6009.13
Prob > chi <sup>2</sup>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R <sup>2</sup>	0.2374	0.2427	0.2451	0.2374	0.2427	0.2451
N	10610	10610	10610	10610	10610	10610

Nota: Totes les regressions inclouen un terme constant. La taula mostra les probabilitats relatives. La categoria de referència és estudiar i no treballar. Entre parèntesi els errors estàndard robustos a heteroscedasticitat.

Taula – 4B: Estimacions Logit Multinomial amb 4 Categories

	Probabilitat relativa de no estudiar i no treballar			Probabilitat relativa de no estudiar i treballar			Probabilitat relativa d'estudiar i treballar		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Sexe	1.0198 (0.0807)	1.0232 (0.0809)	1.0258 (0.0813)	0.4758 (0.0378)	0.4777 (0.038)	0.4782 (0.0381)	0.6094 (0.1167)	0.6191 (0.1189)	0.621 (0.1192)
Edat	1.5806 (0.0302)	1.5819 (0.0303)	1.5915 (0.0312)	1.7499 (0.0332)	1.7456 (0.0335)	1.7588 (0.0346)	1.2442 (0.0602)	1.2215 (0.0599)	1.2543 (0.0622)
Estudis Secundaris	0.1391 (0.0155)	0.1246 (0.0159)	0.1099 (0.0152)	0.1088 (0.0119)	0.1271 (0.0162)	0.1151 (0.0159)	0.9916 (0.2597)	1.3874 (0.4815)	1.1409 (0.4057)
Estudis Superiors	0.3387 (0.0537)	0.3084 (0.0520)	0.2579 (0.0464)	0.2649 (0.0438)	0.3107 (0.0547)	0.2668 (0.0508)	1.5132 (0.5818)	2.1376 (0.9573)	1.5008 (0.6706)
Renda familiar	0.6747 (0.0271)	0.6603 (0.0272)	0.6621 (0.0274)	0.8967 (0.0424)	0.8618 (0.0409)	0.8618 (0.0409)	1.1148 (0.1769)	1.0475 (0.1625)	1.0579 (0.1649)
Índex de Kaitz	17.38 (25.66)	19.78 (34.75)	9.0739 (15.18)	97.15 (158.58)	225.74 (455.2)	77.87 (152.42)	0.0558 (0.2362)	21.6975 (151.86)	1.5589 (9.215)
Taxa d'Atur	12.53 (10.77)	3.3175 (4.2556)	0.7828 (1.0933)	0.1561 (0.1376)	1.8213 (2.3595)	0.5804 (0.8325)	0.3544 (0.948)	100.71 (410.75)	11.821 (48.407)
Dummies Regionals	NO	SÍ	SÍ	NO	SÍ	SÍ	NO	SÍ	SÍ
Dummies Temporals	NO	NO	SÍ	NO	NO	SÍ	NO	NO	SÍ
Log Likelihood	-9418.28	-9364.49	-9341.33	-9418.28	-9364.49	-9431.33	-9428.28	-9364.49	-9341.33
Prob > chi <sup>2</sup>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1812	0.1859	0.1879	0.1812	0.1859	0.1879	0.1812	0.1859	0.1879
N	10610	10610	10610	10610	10610	10610	10610	10610	10610

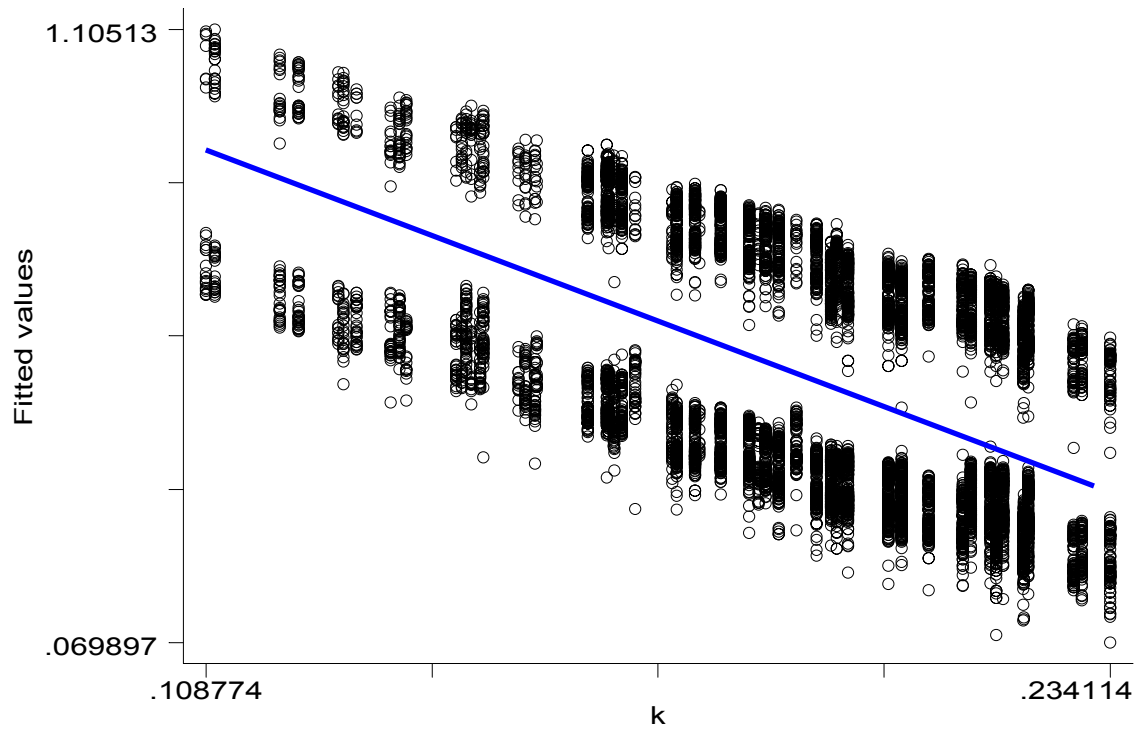
Nota: Totes las regressions inclouen un terme constant. La taula mostra les probabilitats relatives. La categoria de referència és estudiar i no treballar. Entre parèntesi els errors estàndard robustos a heteroscedasticitat.

Taula – 5B: Estimacions Probabilitat Linial

	Probabilitat d'Estudiar							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Constant	1.8741 (0.0813)	1.8625 (0.0813)	1.8934 (0.0911)	1.9024 (0.0908)	1.8643 (0.0911)	1.8728 (0.0909)	-	-
Sexe	0.0643 (0.0122)	0.0643 (0.0122)	0.0624 (0.0121)	0.0624 (0.0121)	0.0619 (0.0121)	0.0619 (0.0121)	0.0619 (0.0121)	0.0619 (0.0121)
Edat	-0.0901 (0.0024)	-0.0901 (0.0025)	-0.0901 (0.0024)	-0.0898 (0.0024)	-0.0906 (0.0024)	-0.0903 (0.0025)	-0.0907 (0.0024)	-0.0903 (0.0025)
Estudis Secundaris	0.3754 (0.0158)	0.3742 (0.0161)	0.3689 (0.0184)	0.3691 (0.0184)	0.3829 (0.0191)	0.3831 (0.0191)	0.3856 (0.0196)	0.3857 (0.0196)
Estudis Superiors	0.1856 (0.0267)	0.1849 (0.0266)	0.1788 (0.0284)	0.1789 (0.0284)	0.1992 (0.0294)	0.1991 (0.0294)	0.2032 (0.0298)	0.203 (0.0299)
Renda familiar	0.0453 (0.0062)	0.0457 (0.0063)	0.0498 (0.0062)	0.0498 (0.0062)	0.0498 (0.0062)	0.0497 (0.0062)	0.0495 (0.0062)	0.0495 (0.0062)
Índex de Kaitz	-0.6046 (0.2192)	-0.4772 (0.2322)	-0.5126 (0.2229)	-0.5796 (0.2301)	-0.4297 (0.2214)	-0.4924 (0.2291)	-0.4083 (0.2204)	-0.4949 (0.229)
Taxa d'Atur	-0.0961 (0.1351)	-11.067 (0.1367)	-0.1697 (0.1969)	-0.1694 (0.1969)	0.0062 (0.1852)	0.0058 (0.2085)	0.039 (0.2151)	0.0383 (0.2151)
Dummies Regionals	NO	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Dummies Temporals	NO	NO	NO	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Variables Instrumentals	NO	SÍ	NO	SÍ	NO	SÍ	NO	SÍ
Root MSE	0.4175	0.4175	0.4162	0.4162	0.4175	0.4175	0.4158	0.4158
Prob > F <sup>2</sup>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
R <sup>2</sup>	0.3027	0.3027	0.3074	0.3074	0.3086	0.3086	0.6642	-
N	10610	10610	10610	10610	10610	10610	10610	10610

Nota: La taula mostra els coeficients del model de probabilitat linial. Entre parèntesi els errors estàndards robustos a heteroscedasticitat.

Secció VI.- Representació Gràfica de l'Especificació (1) del Model de Probabilitat Linial



Notació: Fitted values = "probabilitat" estimada d' estudiar; k = índex de Kaitz.