



L'efecte de la situació econòmica personal en la confiança en les institucions en època de crisi



**Centre
d'Estudis
d'Opinió**



**Generalitat
de Catalunya**

© Centre d'Estudis d'Opinió (CEO)

No es permet la reproducció total o parcial d'aquest document, ni el seu tractament informàtic, ni la seva transmissió en qualsevol forma o per qualsevol mitjà, ja sigui electrònic, mecànic, per fotocòpia, per registre o altres mètodes, sense permís del titular del Copyright.

Autor: Raül Tormos Marín

Primera edició: Maig 2017

Continguts

1. Crisi econòmica i confiança política	6
2. La mesura de la confiança política.....	8
3. Els greuges econòmics personals	12
4. Estimació dels efectes causals	16
5. Conclusió.....	27
6. Referències	28
7. Apèndix 1.....	32
8. Apèndix 2.....	34

Resum

En èpoques de crisi greu la gent pot vincular els seus propis problemes econòmics al context general de forma més clara que en temps de normalitat. La Gran Recessió ha danyat greument les condicions de vida de molts ciutadans a les democràcies del sud d'Europa. Aquesta recerca explora fins a quin punt l'erosió de la confiança política està relacionada amb el deteriorament de les condicions personals de vida causades per la crisi econòmica. Recerques anteriors han proporcionat escassa evidència d'efectes econòmics egotròpics d'aquest tipus. La investigació sobre els determinants de la confiança política ha subratllat, en canvi, el paper de les avaluacions econòmiques sociotròpiques, l'actuació política, la sensibilitat de les institucions respecte les necessitats de la gent, i la percepció de corrupció. No obstant això, aquests factors poden ser sospitosos d'endogeneïtat. En canvi, patir personalment les conseqüències de la crisi econòmica és, sens dubte, un xoc exogen. L'objectiu d'aquest treball és el de determinar l'impacte causal dels greuges econòmics personals en la confiança institucional. S'utilitza una enquesta realitzada a Catalunya que conté una bateria per mesurar fins a quin punt els enquestats s'han vist personalment afectats per la crisi. Després de realitzar una anàlisi de classe latent a aquesta bateria, s'aplica *propensity score matching* per calcular l'efecte causal de veure's personalment afectat per la crisi davant no haver-ne estat afectat. Els resultats indiquen que els greuges personals redueixen la confiança en les institucions almenys en moments d'estrès econòmic inusual.

1. Crisi econòmica i confiança política

Les seqüeles de la Gran Recessió continuen perjudicant les condicions de vida de molts ciutadans al sud d'Europa. El 2015, anys després de l'esclat inicial de la crisi, els nivells d'atur seguien sent extraordinàriament alts a Grècia (25%), Espanya (22%), Portugal (13%) i Itàlia (12%) i les taxes de pobresa també havien augmentat substancialment, segons Eurostat. A més, la tradicional xarxa de seguretat que proporcionava l'estat del benestar s'ha acabat encongint. Els governs dels països afectats per la crisi del deute sobirà es van veure forçats a aplicar reformes estructurals i mesures d'austeritat sota la pressió dels actors supranacionals. Com a conseqüència, les prestacions públiques han minvat de manera considerable precisament quan més se les necessitava (Muro i Vidal 2016).

L'Estat espanyol ha estat una de les regions europees més afectades per la crisi. Amplis segments de la població, com mai abans en la història recent, pateixen privacions personals importants i miren el futur amb incertesa (Lusiani 2014; de Castro i Pedreño 2015). La riquesa general de les famílies ha disminuït. L'esclat de la bombolla immobiliària va reduir dràsticament el valor de la propietat immobiliària. Amb l'atur fora de control, el problema de l'habitatge va assolir proporcions dramàtiques a causa de la incapacitat d'un creixent nombre de propietaris i llogaters per satisfer els seus pagaments mensuals (Flesher Fominaya 2015). El 2013, el nombre diari d'execucions hipotecàries i desnonaments es disparava a 212 i 158 respectivament, segons dades de la ONU (2012). Les llars s'han empobrit com a conseqüència de tenir un o més dels seus membres desocupats o en condicions de treball deteriorades. Amb unes altes taxes d'atur sostingudes durant anys, l'atur de llarga durada ha esdevingut un greu problema social, mentre un nombre creixent d'aturats ha esgotat el dret a prestacions o només té accés a una prestació mínima (Alós i Lope 2015). El risc d'exclusió social és real per a un segment creixent de llars amb tots els seus integrants sense feina ni cap tipus d'ingrés. Un terç de la població espanyola pot ésser classificada com a pobre, i 3,3 milions de persones viuen en condicions de pobresa extrema (EAPN 2015). Entre els que mantenen la feina, les reduccions salarials (Martín Artiles i Pérez Amorós 2015; Miguélez i Molina 2015), les condicions de treball precàries (Prieto i Pérez de Guzmán 2015) i el fenomen dels treballadors pobres o *working poor* (Aragón et al 2012; Durán i Isusi 2010) acaben sent preocupacions serioses.

Un context tan extraordinari ha posat les institucions polítiques i el seu funcionament en el punt de mira. Nombrosos estudis indiquen que la confiança política ha disminuït clarament en el sud d'Europa arran de la crisi econòmica i financera, amb descensos molt amplis a Portugal, Espanya i Grècia (Muro i Vidal 2016; Torcal 2016; Roth et al 2011; Coromina i Bartolomé 2016; Armingeon i Guthmann 2014). La majoria d'aquests estudis subratllen el paper explicatiu del *performance* institucional o avaluació de la tasca de les institucions, ja sigui del funcionament de l'economia (Roth et al 2011; Muro i Vidal 2016), de la política (Torcal 2014), o dels aspectes socials (Ellinas i Lamprinou 2014). Coincideixen en concedir més importància a la dimensió sociotròpica del *performance*, és a dir, a l'avaluació del funcionament general de l'economia o de la política, i no de l'estat de la butxaca dels

ciutadans o de com els afecta personalment la situació (el que s'anomena avaluacions egotròpiques o de tipus *pocketbook*). Les consideracions econòmiques de tipus egotròpic semblen tenir un paper menor o gairebé irrellevant com a factors explicatius de la desconfiança política (Dalton 2004; Mishler i Rose 2001), com succeeix també en la literatura sobre vot econòmic (Nannestad i Paldam 1994).

Aquesta recerca vol testar l'efecte de les condicions econòmiques personals en la confiança en les institucions de la població catalana. Hi ha raons per dubtar que els seus efectes siguin irrellevants com han al·legat altres recerques. D'una banda, les mesures habituals de les consideracions egotròpiques poden estar afectades per problemes de mesura. Podrien ser massa limitades i incompletes per captar el concepte (Wroe 2014; Mughan i Lacy 2002). De fet, la pròpia conceptualització de les consideracions econòmiques personals podria ser massa restringida i caldria revisar-la i ampliar-la per donar cabuda a una noció més àmplia d'inseguretat econòmica (Hacker et al. 2013; Wroe 2014, 2015). D'altra banda, els models habituals per explicar la confiança política podrien estar artificialment sobrerrepresentant el paper dels factors sociotròpics. Les valoracions generals del *performance* relacionat amb l'estat de l'economia, els serveis públics, o el nivell de corrupció són en certa mesura sospitosos d'endogeneïtat (Kumlin 2011). Aquests factors són més a prop de la confiança institucional en la cadena causal que les avaluacions egotròpiques. De manera que es pot arribar a dubtar si és l'avaluació sociotròpica del *performance* de les institucions la causa de la confiança en aquestes institucions o la conseqüència. A més, les mesures sociotròpiques tendeixen a estar esbiaixades per l'afiliació partidista (Hacker et al 2013; Kinder i Kiewiet 1979). En canvi, patir personalment les conseqüències de la crisi econòmica és, sens dubte, un xoc exogen. Les mesures concretes de la situació econòmica personal són menys propenses a veure's influïdes per les actituds polítiques ja que capturen una condició real bastant objectiva. Com són anteriors en la cadena causal, podrien fins i tot jugar un paper de mediadores de les valoracions sociotròpiques.

A banda, les consideracions egotròpiques podrien ser especialment rellevants en la situació excepcional d'una crisi econòmica profunda com la Gran Recessió. En termes generals, les qüestions econòmiques tendeixen a ser més importants quan l'economia va malament que durant els bons temps (Alvarez, Nagler i Willette 2000; Coromina i Bartolomé 2016). La situació especialment dramàtica de l'actual crisi pot haver fomentat una politització creixent de les dificultats econòmiques personals. Seria més fàcil polititzar els greuges personals en aquest tipus de context que en circumstàncies normals, com suggereix el treball pioner d'Incantalupo (2011). En un entorn econòmic normal, els ciutadans no necessàriament connecten les seves dificultats personals amb les condicions contextuais. No obstant això, en una situació de crisi amb alts nivells generals d'atur i precarietat, la gent pot amb més probabilitat relacionar el seu sofriment personal a l'estat general del país, i acabar atribuint-ne responsabilitat a les institucions polítiques.

L'objectiu d'aquesta recerca és determinar l'efecte causal dels greuges econòmics personals en la confiança institucional en el context de la Gran Recessió en una regió del sud d'Europa. S'utilitza una enquesta representativa realitzada a Catalunya (REO 798 2015) que conté una bateria de preguntes especialment dissenyada per a descobrir fins a quin punt els enquestats s'han vist

personalment afectats per la crisi. Aquesta bateria va ser ideada per anar més enllà de les habituals mesures egotròpiques i adreçar les greus preocupacions econòmiques personals derivades de la crisi econòmica. A partir d'aquesta bateria es realitza un anàlisi de classe latent per a distingir els ciutadans que s'han vist personalment afectats per les conseqüències de la crisi d'aquells que no. El disseny d'aquesta investigació intenta imitar un experiment emprant el model causal de Rosenbaum i Rubin (1983) per determinar els efectes de la crisi en la confiança política. El fet de patir personalment les conseqüències de la crisi és considerat el tractament. L'assignació al tractament no és aleatòria, ja que alguns segments de la població amb característiques observables diferenciades estan més exposats a l'adversitat durant la crisi. S'utilitza *propensity score matching* en característiques observables per calcular l'efecte mitjà del tractament en els tractats. El *matching* o emparellament en característiques observables ajuda a estimar la situació contrafactual de què li hauria passat a la confiança política dels afectats per la crisi si no haguessin estat afectats per la crisi. El resultat de l'anàlisi mostra que l'experiència de dificultats personals degudes a la crisi redueix la confiança en les institucions en el període excepcionalment dolent de la Gran Recessió.

2. La mesura de la confiança política

L'estudi de la confiança política té una llarga tradició en ciència política (Citrin i Muste 1993; Levi i Stoker 2000; Newton 2001). És un dels temes més investigats (Faulkner et al. 2015) i ha estat objecte d'atenció tant de la comunitat acadèmica com de l'opinió pública en general (Marien 2011). La confiança política es considera una pre-condició de la democràcia (Dahl 1971), així com un element essencial per al seu bon funcionament (Dalton 2004; Mishler i Rose, 2001; Hetherington 1998). La confiança vincula els ciutadans amb les institucions dissenyades per a representar-los (Bianco 1994), i promou la legitimitat i eficàcia de govern democràtic (Braithwaite i Levi 1998; Hetherington 1998). La confiança política deriva de l'encaix entre expectatives i realitat en la percepció dels ciutadans. Reflecteix les consideracions de la ciutadania sobre si les institucions polítiques actuen segons les expectatives normatives (Miller i Listhaug 1990; Kim 2010). Si els ciutadans no confien en les institucions polítiques, les polítiques públiques seran menys efectives i els ciutadans estaran menys disposats a obeir les lleis i respectar les regles de la democràcia (Citrin i Muste 1993; Dalton 2004). Els nivells baixos de confiança política s'han relacionat amb la permissivitat cap a comportaments que infringeixen la llei, com el frau fiscal (Marien i Hooghe 2011). Rudolph i Evans (2005) mostren com la confiança política té conseqüències en una gama més àmplia de qüestions polítiques de les que s'havia pensat anteriorment.

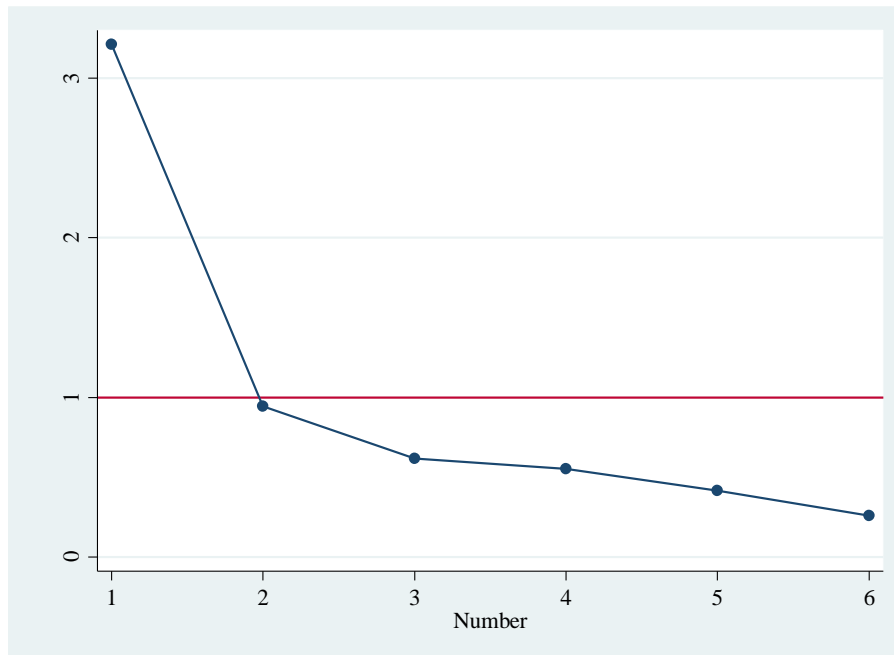
En els estudis empírics de la confiança política, aquesta ha estat mesurada directament, en termes de si les persones confien en el govern i els polítics per fer el que s'espera d'ells (Schyns i Koop 2010), i també en termes de la confiança expressada cap a les diverses institucions polítiques (Kaase 1999). Aquesta recerca segueix el segon enfocament: pretén capturar el nivell de confiança política de la població catalana a partir de la confiança expressada en un seguit d'institucions polítiques. A banda,

la confiança en les institucions ha estat conceptualitzada com un element unidimensional, i com un de multidimensional (Marien 2011). L'aspecte multidimensional fa referència al fet que els ciutadans podrien utilitzar criteris i consideracions diferenciades per cada institució específica que haguessin d'avaluar (Fisher et al. 2010), la qual cosa en faria inadequada l'agregació. No obstant això, les institucions formen part d'un sistema polític determinat inscrit en una cultura política particular. És en aquest sentit que es parla d'una actitud global (una única dimensió) que emergeix a partir de la valoració d'institucions polítiques específiques, i que es troba influïda per la cultura política del país. L'aproximació que segueix aquesta recerca està en la línia d'entendre el concepte de confiança política com a unidimensional.

Aquest estudi utilitza dades de l'Enquesta de Valors Socials i Polítics realitzada pel CEO a finals de 2015 (REO 798 2015). Per construir la variable dependent de confiança política, s'empra una bateria d'ítems de valoració de la confiança en institucions, mesurada amb escales de 0 a 10 (vegeu apèndix 2). S'exclouen de l'anàlisi les institucions que no són explícitament polítiques com sindicats, organitzacions empresarials, l'església catòlica, l'exèrcit i la premsa. També es deixen fora les institucions polítiques catalanes – la Generalitat de Catalunya i el Parlament – ja que anàlisis preliminars indiquen que carreguen en un component principal diferent al de la resta d'institucions polítiques. Les institucions catalanes no reben les mateixes males qualificacions i no se les culpa de la crisi de la mateixa manera que a la resta. Per tant, finalment només es tenen en compte les següents institucions: el govern espanyol, el Parlament espanyol, els partits polítics, la Unió Europea, la monarquia espanyola i els tribunals de justícia. L'alfa de Cronbach per la fiabilitat d'aquest conjunt d'ítems és 0,82; un valor que es considera adequat segons els criteris convencionals.

Sobre aquest conjunt de sis ítems es realitza una anàlisi de components principals (ACP). L'anàlisi porta a una solució d'un únic component amb el 53,5 per cent de variància explicada, tenint en compte el criteri d'un *eigenvalue* mínim d'1 (criteri de Kaiser). El Gràfic 1 mostra el *scree plot* o "gràfic de tartera" corresponent. La Taula 1 presenta les càrregues per part de cada ítem respecte al component. El govern i el parlament espanyols són les institucions que contribueixen més al component principal. L'ítem dels partits polítics, en canvi, és el que té una menor correlació amb el component; tot i que la càrrega és encara raonable. A banda de l'ACP, també es realitza una anàlisi factorial confirmatori (AFC), obtenint un ajust del model acceptable per al cas d'una sola variable latent (resultats disponibles a petició).

Gràfic 1. Scree plot dels *eigenvalues* després de l'ACP



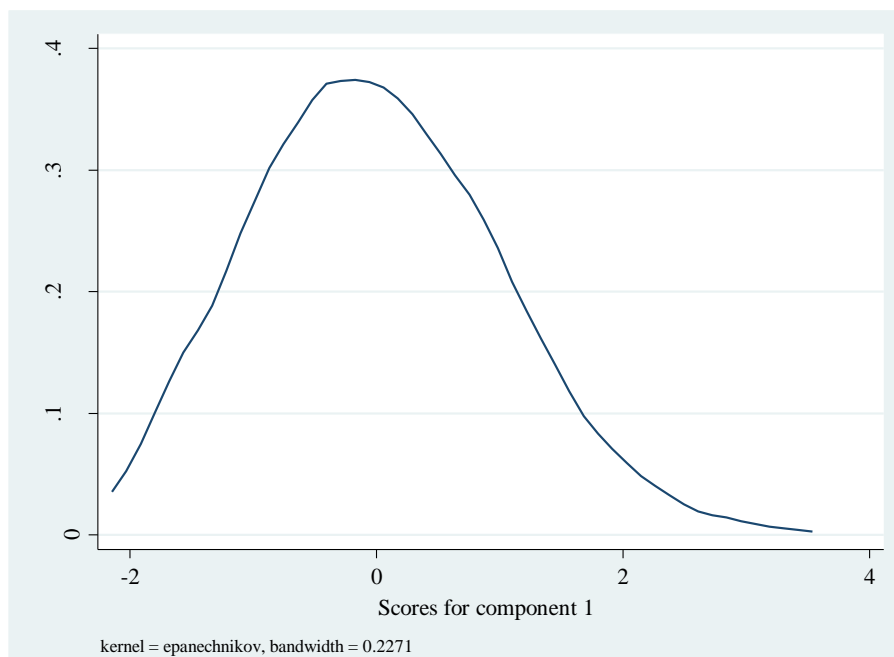
Cal subratllar el fet que acabi emergint un únic factor a partir de l'estudi de les correlacions de tot aquest conjunt divers d'institucions (entre elles la Unió Europea). En una investigació realitzada abans de la crisi sobre un grup ampli de països europeus, Denters et al. (2007) a partir també d'aplicar una anàlisi equivalent a un conjunt similar d'institucions troben tres factors en lloc d'un. És possible que una de les conseqüències de la crisi en el sud d'Europa hagi estat estendre la culpabilització i la desconfiança a tot l'entramat institucional nacional i supranacional encarregat de gestionar-la. La realitat és que les polítiques d'austeritat han estat aplicades pels governs nacionals a instàncies d'institucions supranacionals, i que la crisi ha convertit els casos de corrupció en més visibles i punyents, posant en el punt de mira institucions com els tribunals de justícia i la Corona. En termes generals, davant un problema de claredat en l'atribució de responsabilitats (*clarity of responsibility*) sobre la crisi, la desconfiança de la ciutadania sembla haver-se estès a un conjunt ampli d'institucions que d'alguna manera es poden percebre com implicades o responsables. La troballa d'una única dimensió de la confiança política és coherent, en qualsevol cas, amb l'anàlisi de Marien (2011), que afirma que la confiança en diferents institucions es troba altament correlacionada i sembla part d'una única dimensió.

Taula 1. Components principals i variàncies no explicades

		Comp. 1	Var. no explicades
Parlament espanyol	(ítem 1)	0,859	0,263
Govern espanyol	(ítem 2)	0,841	0,292
Unió Europea	(ítem 3)	0,698	0,513
Monarquia espanyola	(ítem 4)	0,697	0,515
Tribunals de justícia	(ítem 5)	0,692	0,521
Partits polítics	(ítem 6)	0,560	0,687

A partir de l'ACP es construeix un índex de confiança en les institucions mitjançant les puntuacions de la regressió. Aquest índex, enlloc de ser additiu, pondera la contribució de cada ítem a l'explicació del component principal. És una variable estandarditzada amb una mitjana de 0 (aproximadament: $-6.42e-10$) i una desviació típica d'1. El seu valor màxim és 3,31 i el mínim és de -1.92. Hi ha 72 casos perduts, per la qual cosa la mostra restant és de 978. El Gràfic 2 presenta les estimacions de la funció de densitat de Kernel d'aquesta variable que sembla tenir una distribució aproximadament normal. A banda, també s'ha construït un índex additiu simple que s'utilitza per a verificar els resultats de l'anàlisi principal (veure Gràfic A1 en l'apèndix 1).

Gràfic 2. Estimacions de densitat de Kernel de l'índex ACP de confiança institucional



3. Els greuges econòmics personals

La falta de relació entre les consideracions econòmiques egotròpiques i la confiança política en estudis previs podria ser el resultat tant d'una mala tria d'indicadors, com d'una definició massa restrictiva del concepte. Moltes recerques empíriques es basen en un únic indicador de les consideracions egotròpiques. Es tracta d'una pregunta d'enquesta que interroga l'enquestat sobre si respecte l'any anterior la seva situació financera és millor, igual o pitjor (Wroe, 2015). Aquesta és la pregunta estàndard dels *American National Election Studies*, exportada a diferents contextos. S'ha dipositat un confiança excessiva en aquest tipus d'indicador, malgrat saber que pateix de certs problemes (Rosenstone, Hansen, i Kinder 1986). El rang de variació de les respostes possibles és molt reduït. A banda, si una persona està igual de malament que l'any anterior podria oferir una resposta aparentment més positiva que la d'algú que ha empitjorat només una mica respecte l'any anterior. En qualsevol cas, aquest tipus d'avaluacions del curt termini si s'utilitzen en solitari poden deixar de capturar aspectes importants de les consideracions econòmiques personals que tenen conseqüències significatives en el comportament polític (Wroe 2014, 2015). En aquest sentit, Hacker (2008) ha desenvolupat el concepte d'inseguretat econòmica aplicat al context dels Estats Units. En aquest país, fins i tot en moments de relativa bonança, la percepció d'inseguretat econòmica relacionada amb la possibilitat de perdre la feina, posar-se malalt i no tenir cobertura sanitària adequada, o témer per la caiguda dels ingressos o el valor de la propietat pot tenir efectes molt significatius en el comportament polític (Maughan i Lacy 2002) i la confiança en les institucions (Wroe 2014). Aquests tipus d'efectes havien estat ignorats o passats per alt anteriorment, degut a una inadequada mesura i/o conceptualització de les consideracions econòmics egotròpiques.

Si la percepció d'inseguretat econòmica pot tenir conseqüències importants en moments de relativa normalitat, què seria esperable que succeís en situacions de crisi econòmica profunda? De fet, el mateix concepte d'inseguretat pot quedar-se curt a l'hora de descriure l'angoixa i els greuges que afecten la població en contextos de crisi extrema com els que han tingut lloc al sud d'Europa durant la Gran Recessió. Aquesta recerca pretén anar més enllà del indicadors egotròpics tradicionals per capturar algunes de les preocupacions greus relacionades amb les condicions de vida dels ciutadans en contextos de crisi profunda. L'enquesta inclou una bateria d'ítems per capturar fins a quin punt l'enquestat s'ha vist personalment afectat per la crisi econòmica. Una de les avantatges d'aquesta bateria és que fa referència a greuges bastant rellevants, vinculats a les conseqüències de la dura crisi econòmica; i no es basa tant en opinions o percepcions. La bateria conté cinc ítems, cadascun dels quals amb opció de resposta binària (sí/no). Es mesura si com a conseqüència de la crisi l'enquestat ha experimentat o no cadascuna de les següents situacions: 1) sol·licitar l'ajuda econòmica de familiars, 2) canviar el seu lloc de residència, 3) haver pensat d'anar a treballar a un país estranger, 4) haver tingut problemes per dormir i 5) haver tingut problemes de salut (vegeu l'apèndix 2 per a comprovar la redacció detallada de la bateria).

S'aplica anàlisi de classe latent (ACL) a aquesta bateria d'ítems per intentar classificar els enquestats en dos grups: aquells que en conjunt s'han vist afectats per la crisi, i aquells que no. El propòsit d'aplicar aquesta tècnica és el de crear una nova variable dicotòmica que permeti imitar les condicions de tractament i control d'una situació experimental on l'impacte de la crisi és el tractament. L'ACL és una tècnica de reducció de dades que té per objectiu classificar els perfils de resposta en un menor nombre de categories o classes d'una variable latent categòrica (que pot ser utilitzada en anàlisis posteriors). En un model de classe latent, les variables latents, així com els elements observats són de tipus categòric. Aquí es considera el cas d'una sola variable latent η que es mesura a través dels cinc ítems binaris de la bateria y_j . Un model de classe latent queda especificat pel nombre C de classes latents, i pels models de mesura per als ítems y_j . Aquests models de mesura són models de regressió (multinomial logística) per a respostes categòriques y_j , amb variables *dummy* per als nivells η de les variables explicatives. Enlloc dels paràmetres d'aquests models (constant i càrregues o *loadings*), s'examinen les probabilitats implícites per ells. Els models ACL es calculen utilitzant estimació de màxima versemblança.

Aquí es defineix un model de classe latent amb una variable latent η (impacte de la crisi) que té dues classes ($c = 2$): 1) no afectats per la crisi, i 2) afectats per la crisi. Un dels dos elements bàsics dels models de classe latent és la part de la mesura, definida per les probabilitats de resposta d'ítem:

$$\pi_{j|(c)} = P(y_j = 1 \mid \eta = c)$$

per als ítems $j = 1; \dots, p$, nivells d'ítem $1 = 1; \dots, L_j$ i les classes latents $c = 1; \dots, C$.

El model de mesura proporciona les probabilitats de resposta d'ítem dins de cada classe. Això permet una interpretació del "contingut" de les classes. El segon element és la part estructural i es refereix a les probabilitats de la classe latent:

$$\alpha_c = P(\eta = c)$$

La Taula 3 mostra les probabilitats de les classes latents i les probabilitats de resposta d'ítem de cada classe del model. Cada fila excepte la última representa un ítem diferent, i les dues columnes de números són les probabilitats de respondre "Sí" a l'ítem donat que l'enquestat pertanyi a aquella classe (les probabilitats condicionals π). Així doncs, si es pertany a la classe 1, es té un 6% de probabilitats de dir "Sí" a haver demanat ajuda econòmica als familiars (ítem 1). Mentre que si es pertany a la classe 2, es té una probabilitat de 51,7% de dir "Sí" en aquell ítem. L'anàlisi d'aquestes probabilitats condicionals permet la comprensió del contingut de les dues classes. La classe 1 està composta per persones que en general no han estat afectades per la crisi, al menys en els durs termes mesurats per la bateria. En canvi, la classe 2 agrupa els entrevistats que personalment sí han patit les conseqüències de la crisi.

Taula 3. Proporcions estimades i probabilitats condicionades després d'aplicar ACL (probabilitat de respondre "sí").

		Classe 1	Classe 2
		(no afectats)	(afectats)
		π_{11}	π_{21}
Ajuda econòmica de familiars	(ítem 1)	0,061	0,517
Canvi de domicili	(ítem 2)	0,008	0,183
Pensar en emigrar	(ítem 3)	0,161	0,452
Problemes per dormir	(ítem 4)	0,161	0,700
Problemes de salut	(ítem 5)	0,049	0,444
Proporcions estimades (α_2)		0,703	0,297

L'última fila indica la proporció estimada de cada classe en el conjunt de la mostra. El 70,3% dels enquestats ($n = 736$) estan classificats en la classe dels no afectats per la crisi, i el corresponent 29,7% ($n = 311$) són els afectats per la crisi. El número de casos perduts és mínim (només 3). Per tant, la grandària de la mostra total és de 1.047, gairebé igual que l'original.

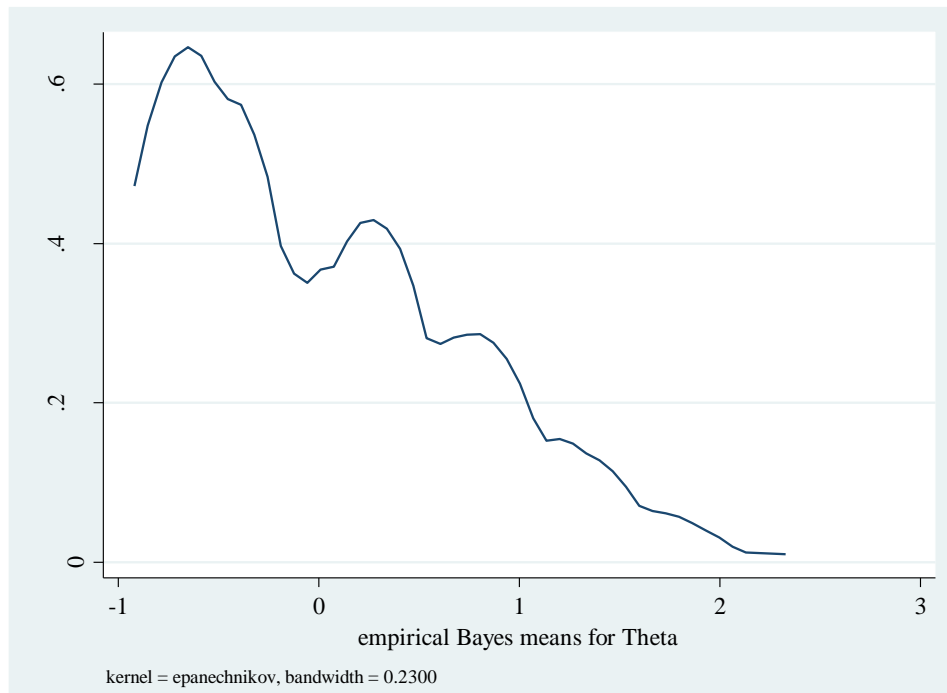
Hi ha proves que permeten avaluar si s'ha triat el nombre correcte de classes. Aquí s'aplica el test Vuong-Lo-Mendell-Rubin likelihood i el Lo-Mendell-Rubin adjusted LRT test. Aquestes proves comparen el model amb C classes amb un model amb $C-1$ classes. Els resultats presentats en la Taula 4 indiquen que la solució amb dues classes és l'òptima. És millor que la solució amb només una classe, atès que rebutgem la hipòtesi nul·la d'una sola classe; i és preferible a la solució de tres classes, ja que no es pot rebutjar la hipòtesi nul·la de dues classes.

Taula 4. Tests for comprovar el número òptim de classes

	2 vs. 1 classe	3 vs. 2 classes
Test Vuong-Lo-Mendell-Rubin LRT		
H ₀ Valor de la versemblança	-2449,102	-2302,465
2 x Diferència en la versemblança	293,273	72,592
Diferència en el número de paràmetres	6	6
Mitjana	11,978	55,220
Desviació típica	12,278	79,785
P-Valor	0,000	0,255
Test Lo-Mendell-Rubin Adjusted LRT		
Valor	286,408	70,892
P-Valor	0,000	0,261

El constructe latent “impacte de la crisi” pot ser conceptualitzat com una variable discreta, però també com una de contínua. Per això, a banda d'ACL també es realitza anàlisi de tret latent (ATL) sobre la bateria d'ítems de la crisi. Aquesta vegada, es pretén obtenir una variable latent de caràcter continu. El propòsit és verificar els resultats de l'anàlisi principal creant un índex compost d'impacte de la crisi resultat d'aplicar l'ATL. S'especifica un model ATL amb un únic tret latent predit pels cinc ítems dicotòmics de la bateria. La Taula A1 en l'apèndix 1 presenta els paràmetres de discriminació i dificultat del model, i el Gràfic A2 mostra les corbes característiques d'ítem dels diferents ítems de la bateria. A partir de l'ATL es deriven els valors predits (puntuacions) de la variable latent per a cada individu, tenint en compte els seus valors en els diversos ítems. La distribució d'aquesta variable latent, que mesura el grau en què l'individu es veu afectat per la crisi, es mostra en el Gràfic 3. La seva mitjana és zero i la desviació típica és 0,71. Es mou en un rang que va d'un mínim de -0,69 fins a un màxim de 2,10 i no té casos perduts.

Un enfocament alternatiu és l'anàlisi factorial utilitzant correlacions policòriques. Si s'aplica a aquest cas concret, genera una solució amb un sol factor amb un 88,8% de variància explicada (resultats disponibles a petició). La qual cosa coincideix força amb l'enfocament ATL. Addicionalment també es calcula un índex additiu simple a partir de sumar les respostes als ítems de la bateria de la crisi amb la finalitat de verificar complementàriament els resultats (veure Gràfic A4 en l'apèndix 1).

Gràfic 3. Estimacions de densitat de Kernel de les puntuacions del tret latent

4. Estimació dels efectes causals

L'objectiu d'aquesta recerca és estimar els efectes causals d'haver patit la crisi en primera persona sobre la confiança política. En termes operatius, es vol conèixer fins a quin punt el fet de trobar-se en el grup d'afectats personalment per la crisi redueix la confiança en les institucions, en comparació amb pertànyer al grup de no-afectats. El mecanisme que vincularia greuges econòmics personals i confiança política és el conegut com a hipòtesi de la responsabilitat (Wroe 2014; Nannestad i Paldam 1994). En el context de les democràcies avançades s'espera de les institucions que garanteixin un seguit de béns als seus ciutadans, entre els quals unes condicions de vida dignes i un cert grau de seguretat cap al futur. La incapacitat sostinguda en el temps per garantir aquests mínims de prosperitat personal comportaria una fallida de la confiança ciutadana. L'atribució de responsabilitat de les males condicions econòmiques personals a l'actuació de les institucions democràtiques, però, dependria del context. Les circumstàncies personals no necessàriament es polititzen sempre. Com apunten troballes recents (Incatalupo 2011), cal que l'empitjorament de la situació personal sigui percebut com a part d'un problema col·lectiu més ampli. El context d'una crisi econòmica generalitzada reuneix les condicions per a que els ciutadans connectin l'empitjorament de les seves condicions de vida (en cas que es produeixi) amb l'actuació de les institucions. Els greuges econòmics personals passarien de ser vistos

com una problema personal a un problema col·lectiu, emmarcant-los en un context en què amplis segments de la població es veuen afectats per situacions similars.

En aquesta recerca es considera que els greuges econòmics personals són un element clarament exogen a la confiança en les institucions, a diferència d'altres factors habitualment tinguts en compte en l'explicació de la confiança política, com les consideracions sociotròpiques de caràcter econòmic o polític, o la percepció de la corrupció. Experimentar en primera persona les dificultats econòmiques derivades de la crisi encaixa amb el que s'entén com un xoc extern, és a dir, un fet independent de la voluntat i les creences de l'individu que l'afecta de forma inesperada. Però aquest xoc extern no afecta el conjunt de ciutadans del país de forma aleatòria. No totes les persones tenen les mateixes probabilitats de veure's afectades per la crisi. Hacker et al. (2013) troben que tant el risc com les preocupacions econòmiques són superiors pels segments més vulnerables de la societat: la gent amb menys ingressos, menys formació, i que pertany a minories racials o ètniques. A l'estat espanyol hi ha estudis que demostren que la crisi ha afectat especialment a aquests mateixos segments de la població (e.g. Goerlich 2016; Ayala 2016), afegint-hi l'especialment maltractat col·lectiu dels joves (Echaves i Echaves 2017). Les persones més vulnerables no només són les que més fàcilment es veuen afectades per la crisi, sinó que també tenen més dificultats per fer-li front, ja que disposen de menys "amortidors" per al xoc personal que aquesta suposa. Les polítiques d'austeritat, les retallades en serveis i prestacions públiques, l'augment d'impostos i taxes, així com el manteniment de l'actual legislació sobre desnonaments els afecten especialment.

Per tant, el fet de veure's afectat per la crisi no es pot entendre com un tractament experimental, perquè hi ha un seguit de característiques preexistents dels individus que influeixen en les probabilitats que tenen de veure's afectats i de fer-hi front. Si es volgués estimar l'efecte de la crisi, una simple comparació de les mitjanes de confiança política entre els afectats i els no-afectats per la crisi seria naïve, atès que ocultaria l'efecte del biaix de selecció dels individus en ambdós grups (Angrist i Pischke 2009). L'assignació aleatòria, en canvi, solucionaria el dilema. La qüestió és que resulta èticament inacceptable fer experiments amb matèries com el patiment resultant de la crisi. Com no és moralment acceptable la possibilitat d'assignar aleatòriament qui acaba sent víctima de la crisi i qui no, l'alternativa és treballar amb dades observacionals (la realitat tal com succeeix i es mesura a les enquestes) i aplicar tècniques estadístiques per intentar imitar el disseny experimental per estimar efectes causals (sent conscients que mai podran ser realment equivalents a un experiment).

En aquest cas, s'aplica la tècnica del *propensity score matching* (PSM) o emparellament en base a la puntuació de propensió desenvolupat per Rosenbaum i Rubin (1983). Es vol estimar els efectes de veure's afectat per la crisi a partir de tenir en compte les característiques que fan més probable que una persona pateixi la crisi en primera persona. El PSM intenta imitar el disseny experimental creant una mostra d'individus que rep el tractament (en aquest cas, veure's afectat per la crisi) comparable en un conjunt de *característiques observables* a una mostra d'individus que no rep el tractament (no es veuen afectats per la crisi). Això es traduiria en comparar persones afectades per la

crisi amb d'altres no afectades però que s'hi assemblen molt en característiques que se sap que tenen relació amb veure's afectat per la crisi¹.

Si s'utilitza la notació de l'esperança matemàtica ($E[\cdot]$) pròpia de l'aproximació dels resultats potencials (*potential outcomes*) es pot expressar la comparació de mitjanes naïve entre afectats i no-afectats per la crisi de la manera següent:

$$ATE = E [Y_i(1) | T_i = 1] - E [Y_i(0) | T_i = 0].$$

On l'efecte en la confiança política de veure's afectat per la crisi (ATE) seria el resultat de la diferència entre la mitjana (o valor esperat) de la confiança política dels afectats per la crisi menys la mitjana dels no afectats per la crisi. El problema és que aquests dos grups podrien ser diferents en característiques prèvies abans d'haver patit els efectes de la crisi (biaix de selecció), amb la qual cosa les diferències entre els dos podrien no deure's exclusivament a l'efecte de la crisi.

En la següent equació se suma i es resta la situació contrafàctica: el valor esperat de la confiança política pels no afectats per la crisi si en realitat haguessin patit la crisi. Es tracta d'un valor que no es pot observar directament en les dades.

$$ATE = E [Y_i(1) | T_i = 1] - E [Y_i(0) | T_i = 0] + [E(Y_i(0) | T_i = 1) - E (Y_i(0) | T_i = 1)].$$

Tot seguit, s'ordenen els termes de manera que:

$$ATE = [E(Y_i(1) | T_i = 1) - E (Y_i(0) | T_i = 1)] + [E(Y_i(0) | T_i = 1) - E (Y_i(0) | T_i = 0)].$$

$$ATE = ATET + BIAIX.$$

L'efecte mitjà del tractament (ATE) és igual a l'efecte del tractament sobre els tractats (ATET) més el biaix de selecció. L'ATET és la confiança política mitjana dels afectats per la crisi menys la d'aquells no afectats si en realitat haguessin resultat afectats ($E [Y_i(1) | T_i = 1] - E [Y_i(0) | T_i = 1]$). El biaix de selecció ($E(Y_i(0) | T_i = 1) - E (Y_i(0) | T_i = 0)$) és la diferència en la confiança política entre els no afectats per la crisi i els no-afectats si en realitat n'haguessin estat (el contrafàctic). És el biaix de selecció derivat d'utilitzar l'ATE com una estimació de l'ATET. Com es desconeix $E(Y_i(0) | T_i = 1)$, no es pot calcular la magnitud del biaix de selecció (Khandker et al., 2010). El biaix es deu a diferències en característiques prèvies a la crisi entre el grup afectat i el no afectat que fa que els resultats potencials siguin diferents fins i tot en cas de no produir-se la crisi. És a dir, les diferències no es deurien al fet de patir les conseqüències de la crisi. En un experiment, amb assignació aleatòria del tractament,

¹ La limitació d'aquesta estratègia estadística es troba en les característiques que es tenen en compte per considerar els casos com a similars. Hi ha característiques importants que poden no haver-se contemplat en l'enquesta i no inclòs en el model. Si aquestes característiques tenen un efecte crucial, podrien esbiaixar els resultats. El disseny experimental, gràcies a l'aleatorització, té la virtut de controlar per aquest tipus de característiques no observades.

el biaix de selecció seria zero. Dient-ho d'una altra manera: si tothom en la població tingués les mateixes probabilitats de veure's afectat per la crisi, no hi hauria biaix de selecció. Però se sap que aquesta no és una situació realista, atès que determinats perfils d'individus són més propensos a patir les conseqüències de la crisi.

Quan la única opció es treballar amb dades observacionals, la tècnica de PSM permet comparar els efectes del tractament (impacte de la crisi) en els tractats (afectats per la crisi) amb el d'un grup *emparellat* d'individus no tractats (no-afectats). Aquest emparellament s'elabora tenint en compte un conjunt de característiques observades dels individus que se sap que tenen influència en la probabilitat de rebre el tractament (ser afectat per la crisi). En aquest sentit, els mètodes de PSM assumeixen que el biaix de selecció es basa en característiques observables (X_i). No es controla per l'efecte dels factors no-observats que puguin influir el fet de rebre o no el tractament. De fet, s'assumeix que l'efecte dels factors no-observats és zero.

El PSM parteix de l'assumpció d'independència condicional, també coneguda com de no-confusió (*unconfoundedness*), que implica que els resultats potencials de Y (*potential outcomes*) són independents de l'assignació al tractament T , donades una sèrie de característiques observables dels individus (X_i) que no es troben afectades pel tractament. Si $Y_i(1)$ representa la confiança política dels individus afectats per la crisi i $Y_i(0)$ la dels no-afectats, la independència condicional per l'ATE comporta que:

$$(Y_i(1), Y_i(0)) \perp T_i \mid X_i$$

Aquesta assumpció implica que l'assignació del tractament està totalment basada en característiques observades. Per estimar l'ATE, en canvi, es necessita una assumpció menys exigent, per la qual només el resultat del grup no-tractat (els no-afectats per la crisi) és independent de l'assignació al tractament donades les característiques observables:

$$Y_i(0) \perp T_i \mid X_i$$

La independència condicional és una assumpció forta i no directament comprovable. Depèn de fins a quin punt el biaix de selecció es basa en característiques observables. Si es fonamenta en no-observables, s'acabarà infringint el supòsit i el PSM no resultaria un mètode adequat.

L'altre supòsit bàsic del PSM és l'assumpció de suport comú també anomenada condició de superposició (*overlap*) que sosté que:

$$0 < P(T_i = 1 \mid X_i) < 1$$

Aquesta condició assegura que els casos tractats (afectats per la crisi) tenen observacions comparables properes en la distribució de puntuacions de propensió o *propensity scores* (P). L'eficàcia del PSM també depèn de tenir un nombre gran i aproximadament igual de casos tractats i no-tractats de manera

que es pugui trobar una regió substancial de suport comú (*common support*). Per estimar l'ATET, aquest supòsit es relaxa de manera que:

$$P(T_i = 1 | T_i) < 1$$

Les observacions tractades han de ser similars a les no tractades en quant a característiques observades no afectades pel tractament (veure's afectat per la crisi). Només es podran fer inferències causals en l'àrea de suport comú. Per tant, algunes unitats no tractades podrien excloure's de l'anàlisi per mantenir la comparabilitat. Així mateix, també pot acabar exclouent-se un segment de la mostra tractada (afectats per la crisi) si no es troba un emparellament en els no-tractats.

Si s'acompleix el supòsit d'independència condicional, i a més hi ha superposició suficient en les puntuacions de propensió ($P(X_i)$) entre els tractats i els no-tractats es pot seguir endavant amb l'estimació dels efectes causals mitjançant PSM. L'estimador PSM és la diferència mitjana en la variable dependent (confiança política) en l'àrea de suport comú, convenientment ponderada per la distribució de les puntuacions de propensió dels participants (Caliendo i Kopeinig 2005). En termes formals quedaria definit de la següent manera:

$$ATET_{PSM} = E_{P(X) | T=1} \{E[Y(1) | T=1, P(X)] - E[Y(0) | T=0, P(X)]\}$$

En el procediment de PSM s'estima la probabilitat que cada persona estigui en el grup dels tractats (afectats per la crisi), donades les seves característiques observades X_i . Per fer-ho cal estimar les puntuacions de propensió $P(X_i)$ sobre la base de les covariables observades X_i que afecten conjuntament l'assignació al tractament (T) i el resultat d'interès (Y). Això es fa mitjançant una regressió logística amb la pertinença al grup de tractament (codificat com 0/1) com a variable dependent. L'objectiu de l'emparellament és trobar el grup de comparació més proper als individus tractats a partir d'una mostra de no-tractats. La proximitat es mesura en termes de característiques observables no afectades pel tractament (estar afectat o no per la crisi). Es combinen les mostres de tractats i no tractats, i s'estima la participació T tenint en compte totes les característiques observades X_i que s'espera que influeixin en la participació.

El primer pas és llavors definir el conjunt de covariables X_i que determinen l'assignació del tractament T . Aquest conjunt de covariables es fa servir per calcular la puntuació de la propensió utilitzant un model *logit* (o *probit*) de participació:

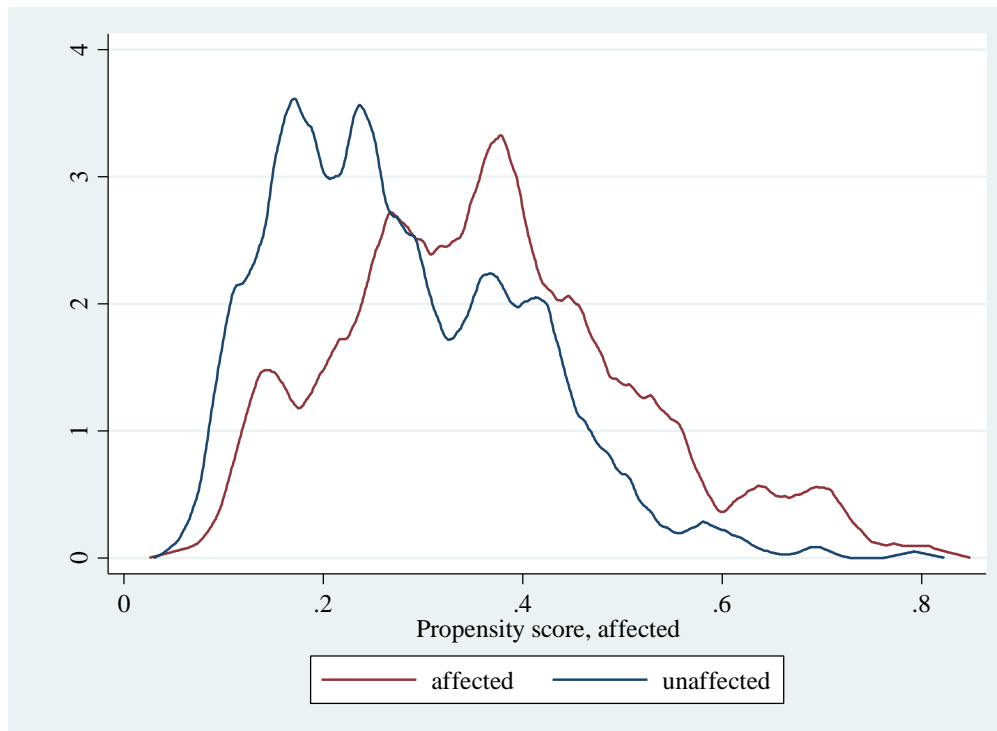
$$\log \frac{P(T=1|X_i)}{1 - P(T=1|X_i)} = \beta'X_i$$

En aquest sentit, cal especificar les X_i de la funció: definir un model d'assignació al tractament (patir la crisi). És sabut que els efectes de la crisi no es distribueixen aleatòriament en el conjunt de la població. La crisi fa pagar un peatge més elevat als segments més vulnerables de la societat (Hacker et al 2013; Kenworthy i Owen 2014). Gallie (1994) mostra com els treballadors manuals, especialment els no

qualificats, es veuen més compromesos per la crisi. Mughan i Lacy (2002) indiquen que les persones més vulnerables a l'hora de patir inseguretats laborals són les dones, membres de minories racials, els menys formats, i els que tenen nivells d'ingressos baixos, entre d'altres. A l'estat espanyol la caiguda d'ingressos ha estat més pronunciada en les llars d'ingressos més baixos, degut a la incidència més gran de l'atur i la precarietat laboral (Goerlich 2016). Així mateix, els joves són un col·lectiu que s'ha vist especialment damnificat (Echaves i Echaves 2017). Aquest perfil de vulnerabilitat s'ha tingut en compte a l'hora de definir els predictors de la funció PSM. Es formula un model de covariables (X_i) que inclou l'edat (x_1), el gènere (x_2), el nivell educatiu (x_3), i la classe social subjectiva (x_4). S'opta per la classe social percebuda per l'enquestat i no per indicadors objectius com els ingressos perquè precisament els ingressos són més susceptibles de canviar com a conseqüència de la crisi, i per tant seria problemàtic incloure'ls com un predictor del fet de patir la crisi. A banda, s'hi afegeix un darrer covariable, el lloc d'origen propi i dels pares de l'enquestat combinats en un sol indicador (x_5). L'origen territorial és un tret amb força rellevància per entendre tant l'estructura social com el comportament polític a Catalunya.

En la funció PSM, les variables X_i han d'estar teòricament relacionades tant amb el fet de patir les conseqüències de la crisi (tractament) com amb la confiança política (*outcome*). Caldria evitar incloure característiques observables relacionades amb el tractament però no amb l'*outcome*, així com variables que prediuen perfectament el tractament. En aquest sentit, les variables incloses en el model estan també relacionades amb la confiança política (resultats bivariats disponibles a petició). Un cop s'estima la participació, es poden derivar els valor predits de T. El valor predit representa la probabilitat estimada de participar o *propensity score*. Cada individu, tractat o no, tindrà una puntuació $\hat{P}(X | T = 1) = \hat{P}(X)$.

Un cop justificada la tria de variables independents X_i que compleixin l'assumpció d'independència condicional, a continuació es verifica l'assumpció de suport comú, que implica assegurar que hi hagi prou unitats comparables en la mostra. Això es pot comprovar mitjançant gràfics en que es representen les distribucions de les puntuacions de propensió de tractats i no-tractats. La regió de suport comú és l'àrea en que se superposen les distribucions del grup tractat i el de comparació. Ha d'haver una àrea comuna prou àmplia per a que es pugui fer l'emparellament. El Gràfic 4 mostra el grau de solapament de les puntuacions de propensió dels afectats i els no-afectats per la crisi resultants del model que s'utilitza en aquesta recerca. Es pot observar que la regió de suport comú és suficientment àmplia com per seguir endavant amb l'estudi.

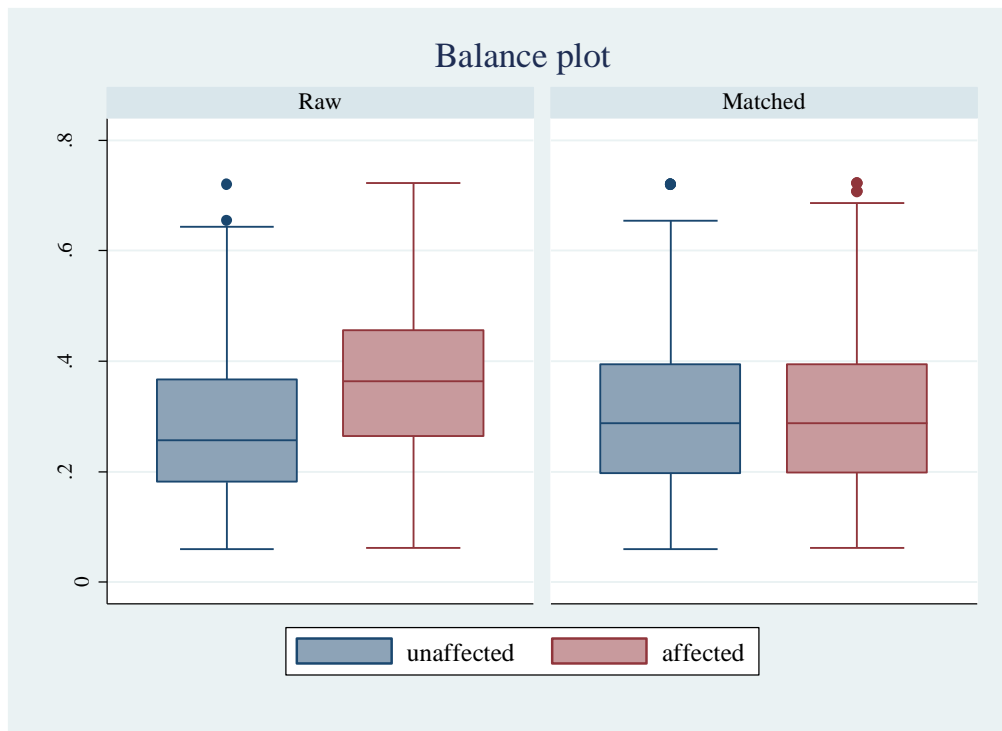
Gràfic 4. Distributions de les puntuacions de propensió i àrea de suport comú

L'anàlisi final només tindrà en compte les unitats que es troben en l'àrea de suport comú. Algunes de les observacions dels no-tractats podrien quedar excloses de l'anàlisi si cauen fora del suport comú². El pas següent és procedir a l'emparellament: trobar per a cada unitat tractada (afectat per la crisi) una de no tractada amb una puntuació de propensió similar. Aquesta és l'essència de l'emparellament basat en les puntuacions de propensió, o *propensity score matching*. Un cop realitzat l'emparellament s'efectuen tests per veure si les submostres són prou equilibrades (*balancing tests*).

Per a que funcioni el PSM, el grup tractat i el de comparació ja emparellats han d'estar equilibrats, de manera que han de tenir mitjanes similars en les puntuacions de propensió. Per tenir una idea de com d'equilibrats estan els grups es poden estudiar els gràfics de caixa de les puntuacions de propensió abans i després de l'emparellament (Gràfic 5). Com es pot comprovar, els gràfics mostren que un cop realitzat l'emparellament les distribucions dels dos grups són similars.

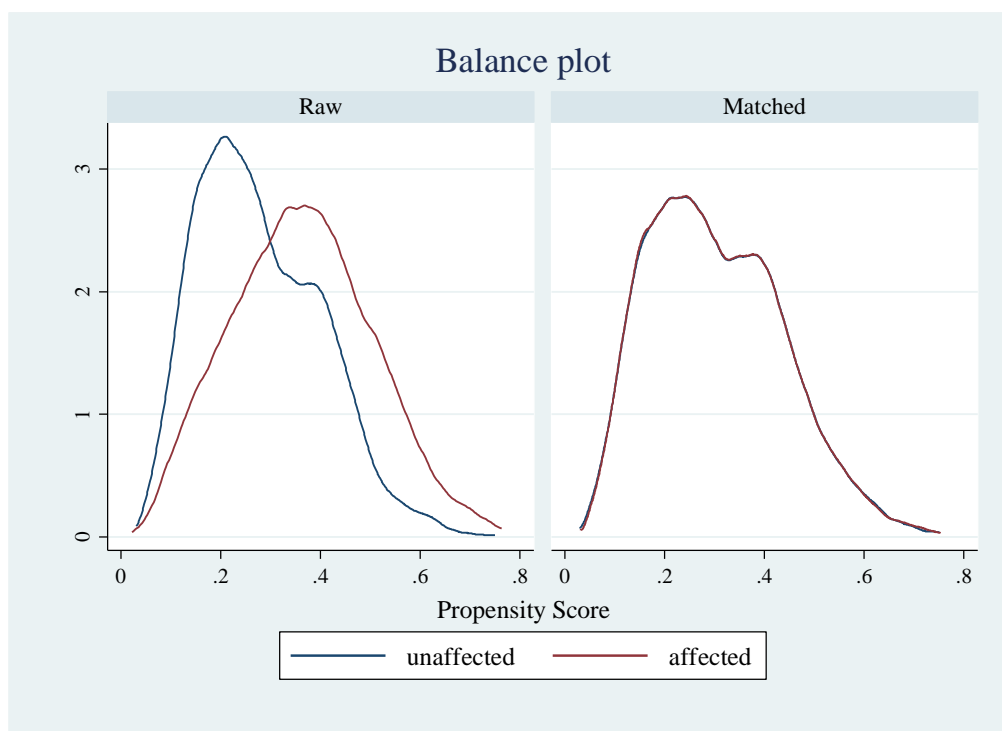
² Si les observacions dels no-participants que s'exclouen són sistemàticament diferents en característiques observades, això podria generar un biaix en la mostra. Cal tenir en compte aquestes diferències a l'hora d'interpretar l'efecte del tractament.

Gràfic 5. Gràfics de caixa per testar l'equilibratge de les mostres



Una altra forma de testar l'equilibri entre les mostres és mitjançant els gràfics de densitat (Gràfic 6). Aquests gràfics indiquen que les distribucions de la mostra emparellada són gairebé idèntiques. Això vol dir que l'emparellament basat en les puntuacions de propensió ha equilibrat exitosament les covariables (X_i).

Gràfic 6. Gràfics de densitat per testar l'equilibratge de les mostres



Un cop realitzades les comprovacions es pot procedir a l'estimació dels efectes causals, l'ATE i l'ATET, per mitjà del procediment PSM. La Taula 5 mostra les estimacions dels efectes dels greuges econòmics personals. La primera columna presenta la diferència de mitjanes *naïve* entre afectats i no afectats per la crisi. Es pot comprovar com patir les conseqüències de la crisi reduiria en 0,357 la confiança en les institucions. Si es treballés amb dades provinents d'un experiment, aquesta xifra seria suficient per estimar els efectes causals. Però les dades són de tipus observacional. Per tant, les característiques prèvies dels enquestats podrien estar esbiaixant l'estimació dels efectes de la crisi en una simple comparació de mitjanes dels dos grups. Són precisament les característiques prèvies observables que afecten la probabilitat de rebre el tractament les que es tenen en consideració en el procediment de PSM. L'emparellament de casos tenint en compte les puntuacions de propensió permet calcular tant l'ATE com l'ATET; els paràmetres més freqüentment analitzats en la literatura. Recordem que l'ATE és l'efecte causal mitjà en el conjunt de la població. Dóna resposta a la pregunta de quin és l'efecte esperat del tractament (veure's afectat per la crisi) en una unitat seleccionada aleatòriament de la població. Aquest estimador en alguns casos pot no ser el més rellevant atès que inclou l'efecte sobre persones que no es veurien mai afectades pel tractament. És per això que s'acostuma a utilitzar l'ATET: l'efecte causal mitjà del tractament en la subpoblació dels tractats. Aquesta mesura informa sobre l'efecte esperat del tractament en una unitat seleccionada aleatòriament de la subpoblació dels tractats.

Taula 5. Estimacions de l'efecte causal dels greuges econòmics personals

	Dif. de mitjanes <i>naïve</i>	PSM
ATE	-0,357 **	-0,258 **
	(0,069)	(0,083)
ATET		-0,301 **
		(0,102)

*Sig. < 0,05; **Sig. < 0,01.

Tant l'estimació PSM de l'ATE com de l'ATET tenen efectes significatius i propers al resultat *naïve* de la comparació de mitjanes, tot i que amb una magnitud lleugerament inferior. L'estimació de l'ATE situa l'efecte causal dels greuges econòmics una dècima per sota la comparació *naïve* de mitjanes. L'ATET, per la seva part, el rebaixa mitja dècima. En qualsevol cas, els efectes segueixen sent significatius. Es pot sostenir, per tant, que el fet de veure's afectat personalment per la crisi, entès com un factor exogen a l'individu, redueix la confiança que aquest té en les institucions.

Per a verificar aquests resultats i a mode de test de sensibilitat, s'han realitzat una sèrie de proves addicionals. La Taula 6 presenta tres anàlisi de regressió amb mesures diferents tant de la

variable dependent (confiança política) com de la variable independent principal (greuges econòmics personals). Les variables de control dels models són les mateixes que les X_i emprades per definir la funció de propensió en el PSM, afegint-hi dues explicacions de la confiança política alternatives als greuges econòmics: la ideologia esquerra/dreta i la identitat nacional subjectiva. L'últim model de la taula (el model 4) inclou les variables dependent i independent tal i com s'han emprat en l'anàlisi de PSM.

Taula 6. Regressions lineals per comprovar l'efecte dels greuges econòmics personals

	VD i VI com índex additiu		VD com additiva i VI com tret latent		VD com ACP i VI com tret latent		VD com ACP i VI com classe latent	
	1		2		3		4	
	Coef. (EE)	Beta	Coef. (EE)	Beta	Coef. (EE)	Beta	Coef. (EE)	Beta
Constant	3,302 ** (0,420)		3,000 ** (0,402)		-0,332 (0,219)		-0,286 (0,225)	
Greuges econòmics personals	-1,312 ** (0,265)	-0,170	-0,430 ** (0,088)	-0,166	-0,237 ** (0,048)	-0,169	-0,321 ** (0,073)	-0,149
Ideologia esquerra/dreta	0,248 ** (0,052)	0,163	0,250 ** (0,052)	0,164	0,141 ** (0,029)	0,169	0,141 ** (0,029)	0,169
INS								
Només Esp.	-0,046 (0,286)	-0,006	-0,048 (0,286)	-0,006	0,037 (0,160)	0,008	0,051 (0,160)	0,011
Més Esp.	0,759 * (0,356)	0,071	0,775 * (0,356)	0,072	0,338 (0,196)	0,058	0,326 (0,201)	0,055
Més Cat.	-0,702 ** (0,161)	-0,170	-0,703 ** (0,161)	-0,170	-0,399 ** (0,088)	-0,179	-0,393 ** (0,088)	-0,176
Només Cat.	-1,454 ** (0,166)	-0,366	-1,458 ** (0,166)	-0,367	-0,858 ** (0,091)	-0,400	-0,844 ** (0,091)	-0,393
Dual (ref.)								
Controlant per:								
<i>Classe social subjectiva</i>								
<i>Nivell educatiu</i>								
<i>Sexe</i>								
<i>Edat</i>								
<i>Origen territorial</i>								
R ²	0,213		0,213		0,228		0,221	
N	795		795		776		765	

*Sig. < 0,05; **Sig. < 0,01.

En el primer model, tant la confiança política com els greuges econòmics són mesurats amb índexs additius, resultat d'una simple suma de cadascun dels ítems que componen els dos conceptes teòrics. Pel que fa al greuges econòmics, això implica entendre'ls com un concepte amb escala contínua i no com una dicotomia (patir la crisi vs. no patir-la). Hi haurien, per tant, graus d'afectació. Els resultats indiquen que l'efecte dels greuges resulta també estadísticament significatiu i negatiu. Com més alt és el número de greuges econòmics personals que l'enquestat acumula, més elevat és l'impacte en confiança política. De fet, aquest és un dels elements més importants en relació a la resta de factors considerats en el model, només després de la identitat nacional subjectiva, si s'atén a la magnitud dels coeficients estandarditzats (beta).

El segon model segueix utilitzant la confiança política com a índex additiu, però els greuges econòmics passen a ser mesurats per un tret latent. El fet de patir les conseqüències de la crisi s'entén per tant com un variable latent de caràcter continu, i no dicotòmic com en l'anàlisi de classe latent utilitzat per al PSM. L'efecte dels greuges segueix sent significatiu, negatiu, i amb un pes força rellevant.

El tercer model manté els greuges econòmics com a tret latent, i la confiança política passa a mesurar-se amb un índex resultant d'aplicar anàlisis de components principals (com en l'anàlisi central de l'estudi). Els resultats estan en la mateixa línia que la resta.

El quart model utilitza els mateixos indicadors que en l'anàlisi PSM tant per la variable dependent com per la independent. L'estimació de l'efecte dels greuges econòmics en aquest cas acaba sent més elevat que l'ATE i l'ATET del PSM, aquest cop tenint en compte la ideologia i la identitat nacional en el model. En conjunt, aquest seguit de resultats parlen de la robustesa de la troballa.

5. Conclusió

Aquest treball ha investigat l'efecte dels greuges personals resultants de la recessió econòmica en la confiança en les institucions. L'existència d'un vincle entre aquests dos elements sembla lògica i és congruent amb el visió econòmica de l'interès personal, però nombrosos estudis empírics previs l'han posat en dubte. Els resultats d'aquesta recerca apunten a la presència d'aquest vincle.

En aquest estudi no s'han fet competir les diverses explicacions alternatives del *performance* de les quals les avaluacions econòmiques egotròpiques són només una d'elles. Al marge que aquestes altres mesures no eren presents a l'enquesta, centrar-se en les consideracions econòmiques egotròpiques té un motiu substantiu: el seu caràcter exogen. El fet de patir personalment les conseqüències econòmiques de la crisi acaba sent com un xoc extern; un factor que altera la vida dels ciutadans des de fora. En aquest sentit, patir la crisi en primera persona és menys sospitós d'endogeneïtat que les altres consideracions sobre el *performance*.

Aquesta recerca ha intentat simular un disseny experimental però amb dades observacionals, entenent el fet de veure's afectat o no per la crisi com el tractament. L'aplicació de *propensity score matching* ha permès emparellar individus similars en característiques que els feien susceptibles de veure's afectats per la crisi, sent uns en realitat afectats per la crisi i els altres no. La comparació de les mostres emparellades ha permès verificar l'existència d'efectes egotròpics. És possible però que aquests efectes estiguin vinculats al context excepcional de crisi que pateix el país, i que en circumstàncies de normalitat econòmica es dilueixi l'atribució de responsabilitats i per tant l'efecte de les circumstàncies personals en la confiança política.

6. Referències

- Alós, Ramón, i Andreu Lope (2015): "El desempleo y sus consecuencias: Vulnerabilidad y riesgo de exclusión social", a Cristóbal Torres Alberó (ed.) *España 2015. Situación social*. Madrid: CIS.
- Álvarez, R. Michael, Jonathan Nagler, i Jennifer R. Willette (2000): "Measuring the relative impact of issues and the economy in democratic elections", *Electoral Studies* 19 (2-3): 237-257.
- Angrist, Joshua D., i Jörn-Steffen Pischke (2009): *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton NJ: Princeton University Press.
- Antonio Echaves, i Carlos Echaves (2017): "Jóvenes aún más precarios: crisis económica y desigualdad laboral en España", *Cuadernos de Investigación en Juventud* 2 e007. DOI: 10.22400/cij.2.e007
- Armingeon, Klaus i Kai Guthmann (2014): "Democracy in crisis? The declining support for national democracy in European countries, 2007-2011", *European Journal of Political Research* 53: 423-442.
- Ayala, Luis (2016): "La Desigualdad en España: Fuentes, Tendencias y Comparaciones Internacionales", FEDEA, Estudios sobre la Economía Española – 2016/24.
- Braithwaite, Valerie, i Margaret Levi (eds.) (2003): *Trust and Governance*. Nova York: The Russell Sage Foundation.
- Bianco, William T. (1994): *Trust. Representatives and Constituents*. Ann Arbor: The Michigan University Press.
- Caínzos, Miguel, i Carmen Voces (2014): "En España, estar en paro no cambia el voto, pero aumenta la abstención", *Zoom Político* 2014/21. Fundación Alternativas.
- Caliendo, Marco, i Sabine Kopeing (2005): "Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching", IZA Discussion Paper Núm. 1588.
- Citrin, Jack, i Christian Muste (1993): "Trust in government", a John P. Robinson, Phillip R Shaver, i Lawrence S. Wrightsman (eds.) *Measures of political attitudes*. San Diego: Academic Press.
- Cohen, Jeffrey E. (2004): "Economic perceptions and executive approval in comparative perspective", *Political Behavior* 26 (1): 27-43.
- Coromina, Lluís, i Edurne Bartolomé Peral (2016): "Trust in political institutions. Stability of measurement model in Europe", a Mălina Voicu, Ingvill C. Mochmann, i Hermann Dülmer (eds.) *Values, Economic Crisis and Democracy*. Londres i Nova York: Routledge.
- Dahl, Robert A. (1971): *Polyarchy: Participation and opposition*. New Haven, CT: Yale University Press.
- Dalton, Russell (2004): *Democratic Challenges, Democratic Choices. The Erosion of Political Support in Advanced Industrial Democracies*. Oxford: Oxford University Press.
- De Castro, Carlos, i Andrés Pedreño (2015): "Trabajo y ocupación", a Cristóbal Torres Alberó (ed.) *España 2015. Situación social*. Madrid: CIS.
- Denters, Bas, Oscar Gabriel, i Mariano Torcal (2007): "Political Confidence in Representative Democracies: Socio-cultural vs. Political Explanations", a Jan van Deth, José Ramón Montero, i Anders Westholm (eds.) *Citizenship and Involvement in European Democracies*. Londres/Nova York: Routledge.
- Duran, Jessica, i Íñigo Isusi (2010): "Working Poor in Europe – Spain", a Eurofound, IKEI (online). Disponible a: [http://www.eurofound.europa.eu/ewco/studies\(tn0910026s/es0910029q.htm](http://www.eurofound.europa.eu/ewco/studies(tn0910026s/es0910029q.htm)

EAPN (2015): *El estado de la pobreza. 5º Informe. Seguimiento del indicador de riesgo de pobreza y exclusion social en España 2009-2014*. EAPN-España (Juan Carlos Llano Ortiz). Consultat online: http://www.eapn.es/ARCHIVO/documentos/recursos/1/1444833751_20151015_el_estado_de_la_pobrzea_seguimiento_del_arope_2014.pdf.pdf

Echaves García, Antonio i Echaves García, Carlos, (2017): "Jóvenes aún más precarios: crisis económica y desigualdad laboral en España", *Cuadernos de Investigación en Juventud*, vol. 2.

Ellinas, Antonis A., i Iasonas Lamprinou (2014): "Political Trust in Extremis", *Comparative Politics* 46 (2): 231-250.

Eurostat EU-SILC. *Statistics on Income and Living Conditions*.

Faulkner, Nicholas, Aaron Martin, i Kyle Peyton (2015): "Priming political trust: Evidence from an experiment", *Australian Journal of Political Science* 50 (1): 164-173.

Fischer, Justin, Jennifer van Herde, i Andrew Tucker (2010): "Does One Trust Judgement Fit All? Linking Theory and Empirics", *British Journal of Politics and International Relations* 12 (2): 161-188.

Flesher Fominaya, Cristian (2015): "Redefining the Crisis/Redefining Democracy: Mobilizing for the Right to Housing in Spain's PAH Movement", *South European Society & Politics* 20 (4): 465-485.

Gallie, Duncan (1994): "Are the Unemployed an Underclass? Some Evidence from the Social Change and Economic Life Initiative", *Sociology* 28: 737-757.

Goerlich Gisbert, Francisco J. (2016): *Distribución de la renta, crisis económica y política redistributivas*. Bilbao: Fundación BBVA.

Hacker, Jacob S., Gregory Huber, Austin Nichols, Philipp Rehm, Robert G. Valletta, i Stuart Craig (2012): "The Economic Insecurity Index: A New Measure for Research and Policy Analysis", Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper Series. Working Paper 2012-21.

Hacker, Jacob S., Phillip Rehm, i Mark Schlesinger (2013): "The Insecure American: Economic Experiences, Financial Worries, and Policy Attitude", *Perspectives on Politics* 11 (1): 23-49.

Heckman, James J., Hidehiko Ichimura, i Petra E. Todd (1997): "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme", *The Review of Economic Studies* 64 (4): 605-654.

Hetherington, Marc J. (1998): "The Political Relevance of Political Trust", *American Political Science Review*, 92 (4): 791-808.

Hooghe, Liesbet, i Gary Marks (2005): "Calculation, Community and Cues: Public Opinion on European Integration", *European Union Politics* 6 (4): 419-443.

Incantalupo, Matthew B. (2011): "The Effects of Unemployment on Voter Turnout in U.S. National Elections", consultat a: <http://scholar.princeton.edu/mincantalupo/pages/research>

Imai, Kosuke, i David A. van Dyk (2004): "Causal Inference With General Treatment Regimes: Generalizing the Propensity Score", *Journal of the American Statistical Association* 99 (467): 854-866.

Kaase, Max (1999): "Interpersonal Trust, Political Trust and Non-institutionalised Political Participation in Western Europe", *West European Politics* 22 (3): 1-21.

Kenworthy, Lane, i Lindsay A. Owens (2011): "The Surprisingly Weak Effect of Recessions on Public Opinion", a David B. Grusky, Bruce Western, i Christopher Wimer (eds.) *The Great Recession*. Nova York: The Russell Sage Foundation.

Khandker, Shahidur R., Koolwal B. Gayatri B., i Hussain A. Samad (2010): *Handbook of Impact Evaluation. Quantitative Methods and Practices*. Washington: The World Bank.

Killian, Mitchell, Ryan Schoen, i Aaron Dusso (2008): "Keeping Up with the Joneses: The Interplay of Personal and Collective Evaluations in Voter Turnout", *Political Behavior* 30: 323-340.

Kim, Soonhee (2010): "Public trust in government in Japan and South Korea: Does the rise of critical citizens matter?", *Public Administration Review*, 70: 800-810.

Kinder, Donald R., i D. Roderick Kiewiet (1979): "Economic Discontent and Political Behavior: The Role of Personal Grievances and Collective Economic Judgements in Congressional Voting", *American Journal of Political Science* 23 (3): 495-527.

Kumlin, Staffan (2011): "Dissatisfied Democrats, Policy Feedback, and European Welfare States, 1976-2001", a Marc Hooghe i Sonja Zmerli (eds.) *Political Trust. Why Context Matters*. Colchester: ECPR Press.

Jódar, Pere, Joan Benach, Mireia Julià, i Gemma Tarafa (2015): "Empleo sumergido", a Cristóbal Torres Alberó (ed.) *España 2015. Situación social*. Madrid: CIS.

Levi, Margaret, i Laura Stoker (2000): "Political trust and trustworthiness", *Annual Review of Political Science* 3: 475-507.

Luisiani, Nicholas J. (2014): "Rationalising the right to Health: is Spain's austere response to the economic crisis impermissible under international human rights law?", a Aoife Nolan (ed.) *Economic and social rights after the global financial crisis*. Cambridge: Cambridge University Press.

Marien, Sofie (2011): "Measuring Political Trust Across Time and Space", a Marc Hooghe i Sonja Zmerli (eds.) *Political Trust. Why Context Matters*. Colchester: ECPR Press.

Marien, Sofie, i Marc Hooghe (2011): "Does Political Trust Matter? An Empirical Investigación into the Relation Between Political Trust and Support for Law Compliance", *European Journal of Political Research* 50 (2): 267-291.

Martín Artiles, Antonio, i Francesc Pérez Amorós (2015): "Cambios de las relaciones laborales", a Cristóbal Torres Alberó (ed.) *España 2015. Situación social*. Madrid: CIS.

Miguélez, Fausto, i Óscar Molina (2015): "Políticas de empleo", a Cristóbal Torres Alberó (ed.) *España 2015. Situación social*. Madrid: CIS.

Miller, Arthur H., i Ola Listhaug (1990): "Political Parties and Confidence in Government: A Comparison of Norway, Sweden and the United States", *British Journal of Political Science*, 29 (3): 357-86.

Mishler, William, i Richard Rose (2001): "What are the origins of political trust? Testing institutional and cultural theories in post-communist societies", *Comparative Political Studies* 34 (1): 30-62.

Mughan, Anthony, i Dean Lacy (2002): "Economic Performance, Job Insecurity and Electoral Choice", *British Journal of Political Science* 32 (3): 513-533.

Muro, Diego, i Guillem Vidal (2016): "Political mistrust in Southern Europe since the Great Recession", *Mediterranean Politics* 22 (2): 197-217.

Nannestad, Peter, i Martin Paldam (1994): "The VP-function: A survey of the literatura on vote and popularity functions after 25 years", *Public Choice* 79: 213-245.

Newton, Kenneth (2001): "Trust, Social Capital, Civil Society, and Democracy", *International Political Science Review*, 22 (2): 201-214.

Polavieja, Javier G. (2000): "Precariedad laboral y voto de castigo en España: En defensa de un modelo de interacción entre los condicionantes económicos e ideológicos del voto", *Revista Española de Ciencia Política* 1 (2): 43-77.

Polavieja, Javier G. (2013): "Economic Crisis, Political Legitimacy, and Social Cohesion", a Duncan Gallie (ed.) *Economic Crisis, Quality of Work, and Social Integration*. Oxford: Oxford University Press.

Prieto, Carlos, i Sofia Pérez de Guzmán (2015): "La precarización del empleo en el marco de la norma flexible-empresarial del empleo", a Cristóbal Torres Albero (ed.) *España 2015. Situación social*. Madrid: CIS.

REO 798 (2015): *Valors socials i politics a Catalunya. 2015*. Enquesta telefònica realitzada pel CEO.

Rosenbaum, Paul R., i Donald B. Rubin (1983): "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects", *Biometrika* 70 (1): 41-55.

Rosenstone, Steven J., John M. Hansen, i Donald R. Kinder (1986): "Measuring change in personal well-being", *Public Opinion Quarterly* 50: 176-192.

Roth, Felix, Felicitas Nowak-Lehmann D., i Thomas Otter (2013): "Has the financial crisis shattered citizens' trust in national and European governmental institutions? Evidence from the EU member states, 1999-2010", CEPS Working Document no. 343.

Rudolph, Thomas J., i Jillian Evans (2005): "Political Trust, Ideology, and Public Support for Government Spending", *American Journal of Political Science* 49 (3): 660-671.

Schyns, Peggy, i Christel Koop (2010): "Political Distrust and Social Capital in Europe and the USA", *Social Indicators Research* 96 (1): 145-167.

Torcal, Mariano (2014): "The Decline of Political Trust in Spain and Portugal: Economic Performance or Political Responsiveness?", *American Behavioral Scientist* 58 (12): 1542-1567.

Torcal, Mariano (2016): "Political trust in Western and Southern Europe", a Sonja Zmerli i Tom van der Meer (eds.) *Handbook of Political Trust*. Chetelham UK i Northampton MA USA: Edward Elgar Publishing.

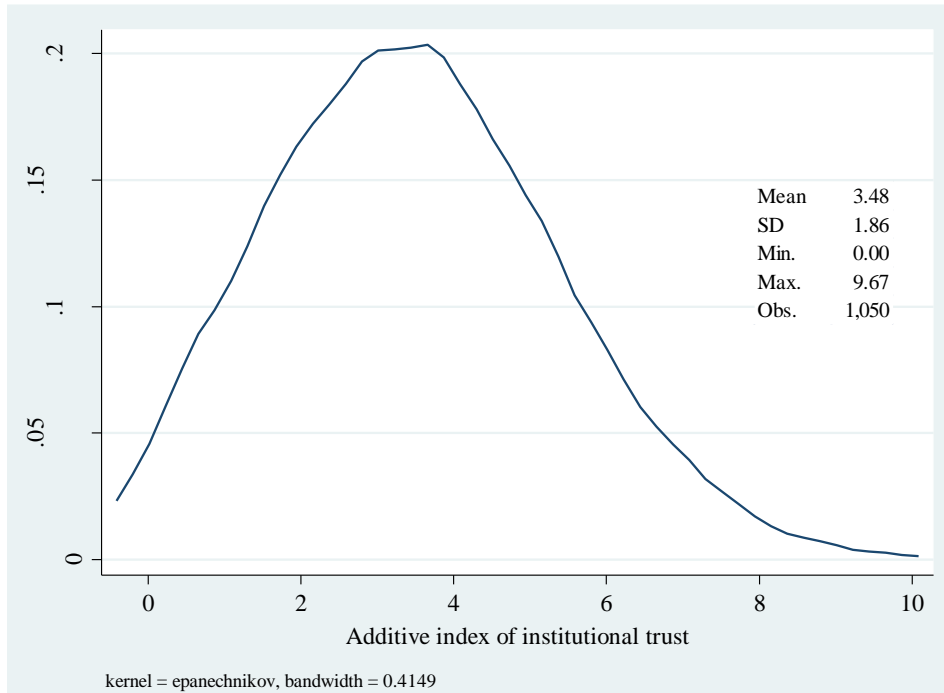
United Nations (2012): "El Derecho a una vivienda digna", Informe Relatora Especial A/67/286, disponible online a: <http://afectadosporlahipoteca.files.wordpress.com/2012/10/informe-relatora-onu-oct2012.pdf>

Wroe, Andrew (2014): "Political trust and job insecurity in 18 European polities", *Journal of Trust Research* 4: 90-112.

Wroe, Andrew (2015): "Economic Insecurity and Political Trust in the United States", *American Politics Research*. DOI: 10.1177/1532673X15597745.

7. Apèndix 1

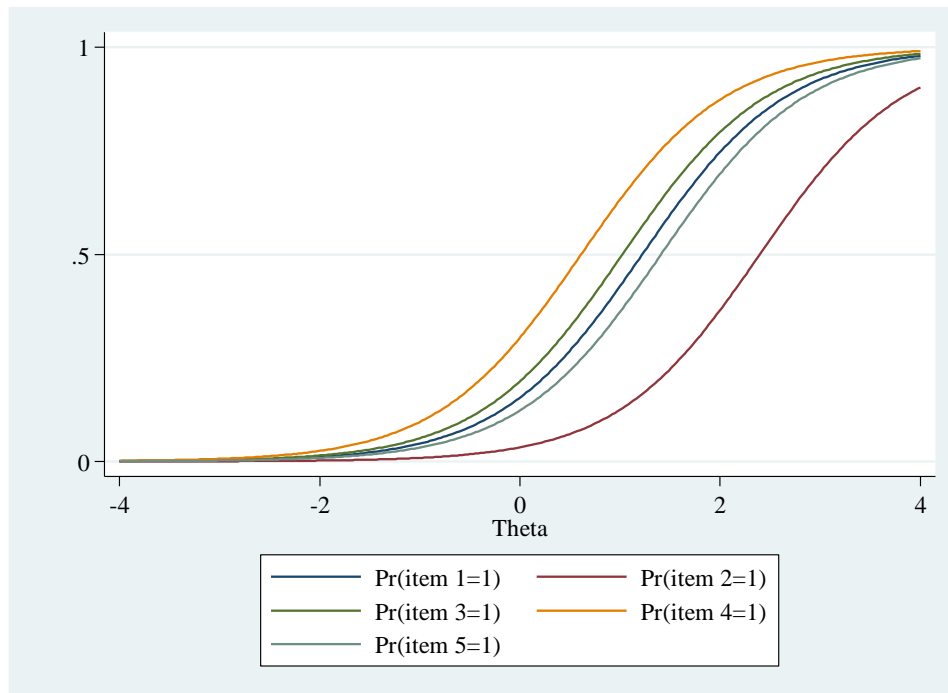
Gràfic A1. Estimacions de densitat de Kernel de l'índex additiu de confiança institucional



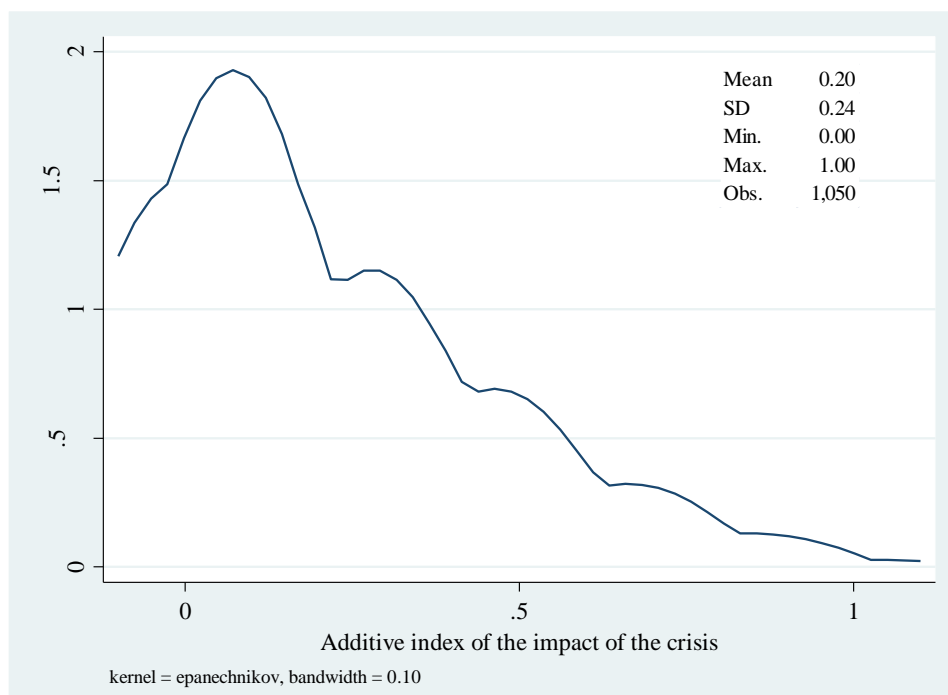
Taula A1. Estimacions dels paràmetres de discriminació i dificultat després d'aplicar ATL

		Coef.	EE	z	P>z
<i>Discriminació</i>		1,393	0,080	17,31	0,000
<i>Dificultat</i>					
Problemes per dormir	(ítem 4)	0,612	0,066	9,27	0,000
Pensar en emigrar	(ítem 3)	1,025	0,082	12,50	0,000
Ajuda econòmica de familiars	(ítem 1)	1,223	0,082	14,89	0,000
Problemes de salut	(ítem 5)	1,410	0,089	15,84	0,000
Canvi de domicili	(ítem 2)	2,397	0,138	17,34	0,000

Gràfic A2. Corbes característiques d'ítem després d'aplicar ATL



Gràfic A3. Estimacions de densitat de Kernel de l'índex additiu d'impacte de la crisi



8. Apèndix 2

P26. Si us plau, en els últims dos anys, com a conseqüència de la crisi, s'ha trobat en alguna de les següents situacions?

Llegir. NOMÉS UNA RESPOSTA

- a. Ha hagut de recórrer a l'ajuda econòmica de familiars
- b. Ha hagut de canviar de domicili per dificultats econòmiques / laborals
- c. Es planteja anar a treballar a un país estranger
[No es realitza en el cas dels més grans de 64 anys]
- d. Ha tingut més problemes per dormir
- e. Ha tingut algun problema de salut

- 1. Sí
- 2. No
- 98. No ho sap
- 99. No contesta

P5. A continuació li llegiré una sèrie d'institucions. Posi nota, si us plau, al grau de confiança que li mereixen cadascuna d'elles en una escala del 0 al 10, on 0 és cap confiança i 10 és molta confiança.

Aleator

- 1. Els tribunals de justícia
- 2. Els partits polítics
- 3. El Govern d'Espanya
- 4. Els sindicats
- 5. Les organitzacions empresarials / les patronals
- 6. El Govern de Catalunya
- 7. El Parlament espanyol
- 8. El Parlament de Catalunya
- 9. La Unió Europea
- 10. L'Església catòlica
- 11. La premsa
- 12. Les forces armades
- 13. La monarquia espanyola

NOMÉS UNA RESPOSTA PER ITEM

Valoració _____

- 98. No ho sap
- 99. No contesta

C320. En la seva opinió, quin dels següents termes defineix millor la seva classe social: classe baixa, classe mitjana-baixa, classe mitjana, classe mitjana-alta o classe alta?

NOMÉS UNA RESPOSTA

- 1. Classe baixa
- 2. Classe mitjana-baixa
- 3. Classe mitjana
- 4. Classe mitjana-alta
- 5. Classe alta
- 98. No ho sap
- 99. No contesta

C500. Quin és el nivell màxim de formació que ha assolit?

Esponània. Precodificació en pantalla. NOMÉS UNA RESPOSTA

1. No sap llegir i escriure
2. Sap llegir i escriure però va anar menys de 5 anys a l'escola
3. Va anar a l'escola 5 o més anys però sense completar ESO, EGB o Batxillerat elemental
4. ESO completa (Graduat escolar), EGB, Batxiller elemental
5. Batxillerat, BUP, COU, Batxillerat superior, PREU
6. Cicle formatiu de grau mitjà, FP1, Oficialia industrial o equivalent
7. Cicle formatiu de grau superior, FP2, Mestratge industrial o equivalent
8. Diplomatura, 3 cursos aprovats de Llicenciatura, Enginyeria/arquitectura tècnica
9. Llicenciatura, Grau o equivalent (4 anys o més)
10. Cursos d'especialització professional, Postgrau, Màster (MIR, FIR...)
11. Doctorat
95. Altres (*PROGRAMADOR: REGISTREU LITERAL*)
98. No ho sap
99. No contesta

P23. Quan es parla de política normalment s'utilitzen les expressions esquerra i dreta. Vostè com es defineix d'extrema esquerra, esquerra, centre-esquerra, centre, centre-dreta, dreta o extrema dreta?

NOMÉS UNA RESPOSTA

1. Extrema esquerra
2. Esquerra
3. Centre-esquerra
4. Centre
5. Centre-dreta
6. Dreta
7. Extrema dreta
98. No ho sap
99. No contesta

P24. Amb quina de les següents frases se sent més identificat/ada: em sento només espanyol/a, més espanyol/a que català/ana, tan espanyol/a com català/ana, més català/ana que espanyol/a o només català/ana?

Llegir categories. NOMÉS UNA RESPOSTA

1. Només espanyol/a
2. Més espanyol/a que català/ana
3. Tan espanyol/a com català/ana
4. Més català/ana que espanyol/a
5. Només català/ana
98. No ho sap
99. No contesta

Q3. Em podria dir on va néixer?

Esponània. Precodificació en pantalla. NOMÉS UNA RESPOSTA

1. Catalunya
2. Altres comunitats autònomes
3. Unió Europea
4. Resta del món

C110. Em podria dir el lloc de naixement del seu pare?

Esponània. Precodificació en pantalla. NOMÉS UNA RESPOSTA

1. Catalunya
2. Altres comunitats autònomes
3. Unió Europea
4. Resta del món
98. No ho sap
99. No contesta

C120. Em podria dir el lloc de naixement de la seva mare?

Esponània. Precodificació en pantalla. NOMÉS UNA RESPOSTA

1. Catalunya
2. Altres comunitats autònomes
3. Unió Europea
4. Resta del món
98. No ho sap
99. No contesta

