

M

Monografies

Estimació de les paritats de poder adquisitiu per a les comunitats autònomes espanyoles

Àlex Costa, Jaume García, Xavier López i Josep Lluís Raymond

Número 17
2015



Generalitat de Catalunya
**Departament d'Economia
i Coneixement**

Monografies

Número 17/2015

© **Generalitat de Catalunya. Departament d'Economia i Coneixement**



Aquesta obra està subjecta a una llicència Creative Commons del tipus reconeixement d'autoria, usos no comercials i sense obra derivada.

Resum de la llicència:

<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/3.0/es/deed.ca>

Llicència completa:

<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/3.0/es/legalcode.ca>

Edició

Direcció General de Política i Promoció Econòmica
Rambla de Catalunya, 19-21
08007 Barcelona
<http://economia.gencat.cat>

Redacció

Àlex Costa (Gabinet de Programació, Ajuntament de Barcelona), Jaume García (Departament d'Economia i Empresa, Universitat Pompeu Fabra), Xavier López (Gabinet Tècnic, Departament d'Empresa i Ocupació, Generalitat de Catalunya) i Josep Lluís Raymond (Departament d'Anàlisi Econòmica i Història Econòmica, Universitat Autònoma de Barcelona)

Maquetació

Montserrat Romagosa Huguet

Disseny gràfic

Enric Jardí

Els continguts i les conclusions d'aquest treball són responsabilitat exclusiva dels autors i no representen els de les institucions a què pertanyen.

Índex

1. Introducció	4
2. Antecedents institucionals i metodològics	8
2.1. El Programa de comparació internacional	8
2.2. El Programa PPA Eurostat-OCDE	10
3. Les PPA regionals en l'estadística europea i espanyola	16
4. Estimació de les PPA per a les comunitats autònomes per mètodes indirectes	24
4.1. Mètode 1: estimació per extrapolació de les PPA (1989) basada en els IPC relatius	24
4.2. Mètode 2: estimació macroeconòmica de les PPA basada en models de PIB (dades UE)	30
4.3. Mètode 3: estimació microeconòmica de les PPA basada en un model de despesa total de les llars	37
4.3.1. Models de valor unitari	42
4.3.2. Models de despesa total	44
4.4. Mètode de síntesi: estimació composta basada en models de PIB i de despesa total	48
5. Conclusions	53
6. Bibliografia	57
Annex 1	60
Annex 2	62
Annex 3	67
Annex 4	69

Introducció

El concepte de la paritat de poder adquisitiu (PPA) està lligat, en la història del pensament econòmic, a la teoria del valor de la moneda i el tipus de canvi. La idea bàsica és que el valor de cada moneda en relació amb una altra es determina per la relació entre el poder adquisitiu de cadascuna d'elles. És a dir, si amb una unitat monetària A podem comprar un producte i per comprar aquest mateix producte cal emprar dues unitats monetàries B, aleshores, el tipus de canvi d'equilibri entre la moneda A i la B és de $1 A = 2 B$.

En general, l'esquema de funcionament és la "lleï del preu únic", és a dir, el preu d'un bé comercialitzable és el mateix en qualsevol economia i, per tant, les diferències de preu monetari han de quedar compensades pel tipus de canvi. Aquesta relació és generalitzable a un conjunt de m béns i, si les ponderacions de cada economia són iguals, novament el tipus de canvi d'equilibri és la PPA.

La doctrina de la PPA afirma que el tipus de canvi d'equilibri entre dues monedes està explicat directament pel nivell de preus dels països de cada moneda. Aquesta teoria va ser impulsada per l'economista suec Gustav Cassel el 1918. Des dels anys 20 del segle passat, la idea que, malgrat les fluctuacions, l'explicació bàsica del tipus de canvi flotant és el nivell de preus d'una economia no ha perdut el seu atractiu inicial.

Ha existit un ampli debat sobre el realisme d'aquesta hipòtesi i sobre el conjunt de raons per les quals en la pràctica la relació entre el nivell de preus de les economies i els tipus de canvi no són equivalents.

No és aquest el lloc per presentar el desenvolupament d'aquest llarg debat teòric. Només cal apuntar que l'anàlisi d'aquesta problemàtica continua viva. Després d'una època on aquesta aproximació va ser poc acceptada, tal com afirmen Taylor i Taylor (2004), en els darrers anys ha tornat a guanyar crèdit gràcies als refinaments teòrics i econòmics que han permès explicar millor les desviacions entre tipus de canvi i PPA, recuperant l'aplicació de l'efecte Balassa-Samuelson (Balassa, 1964 i Samuelson, 1964) o dels costos del transport.

En el món de l'estadística oficial aquest debat teòric no ha importat tant com la constatació feta als manuals de comptes nacionals i regionals que la comparativa de les macromagnituds de les economies

no s'ha de fer amb els tipus de canvi, que pot ser fluctuant amb la conjuntura per raons fins i tot alienes a l'economia real dels països, sinó amb les PPA.

Per fer una comparativa espacial correcta de les magnituds dels comptes econòmics cal aplicar les PPA, és a dir, l'índex del nivell de preus de cada economia. En concret, el vigent Reglament 549/2013 de comptabilitat nacional i regional de la UE emfatitza aquest ús en el punt 10.48 quan estableix:

ÍNDICES DE PRECIO Y DE VOLUMEN INTERESPACIALES

- 10.48 El hecho de que los países tengan diferentes precios y monedas supone una dificultad para las comparaciones interespaciales de precios y volúmenes. Los tipos de cambio nominales no son factores de conversión pertinentes para estas comparaciones, ya que no reflejan adecuadamente las diferencias de precios y no permanecen suficientemente estables.
- 10.49 Por ello se aplican las paridades de poder adquisitivo (PPA). Una PPA es el número de unidades de la moneda del país B que se precisa en el país B para comprar la misma cantidad de bienes y servicios que una unidad de la moneda del país A podrá comprar en el país A. Así pues, las PPA pueden interpretarse como el tipo de cambio de una moneda artificial denominada estándar de poder adquisitivo (EPA). Si los gastos de los países A y B expresados en monedas nacionales se convierten en EPA, las cifras resultantes se expresan en el mismo nivel de precios y la misma moneda, lo que permitirá una comparación significativa de los volúmenes.

A més, i després d'un conjunt de consideracions metodològiques, el Reglament acaba establint la referència bàsica per a la construcció de les PPA:

- 10.56 La Comisión Europea (Eurostat) es la responsable de calcular las PPA de los Estados miembros con arreglo al Reglamento (CE) no 1445/2007 ⁽¹⁾. En la práctica, estos cálculos de las PPA forman parte de un amplio programa sobre las PPA coordinado de forma conjunta por Eurostat y la OCDE. Los métodos utilizados en ese programa se detallan en el *Eurostat-OECD Methodological manual on purchasing power parities* (Manual metodològic de Eurostat-OCDE sobre las paridades de poder adquisitivo) ⁽²⁾.

(1) Reglamento (CE) no 1445/2007 del Parlamento Europeo y del Consejo, de 11 de diciembre de 2007, por el que se establecen reglas comunes para el suministro de información básica sobre las paridades de poder adquisitivo, y para su cálculo y difusión (DO L 336 de 20.12.2007, p. 1).

(2) Eurostat - OECD, *Eurostat-OECD Methodological Manual on Purchasing Power Parities*, 2006 (disponible en: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>).

Les PPA poden ser emprades en l'anàlisi econòmica per a diferents objectius, dels quals destaquem els següents:

- Comparació del nivell de producció o de benestar d'una economia en termes de PIB per càpita.
- Anàlisi del cost de la vida en una economia.
- Anàlisi de la convergència econòmica dels territoris en volum o en preus.
- Anàlisi de la pobresa present en una economia tenint en compte el cost de la vida.
- Aplicació correcta de criteris de polítiques econòmiques (per exemple, de cohesió).
- Anàlisi de l'impacte real de les polítiques de cohesió sobre les economies.

Aquestes utilitzacions són d'aplicació tant si es fa referència a economies dels estats, a economies regionals o, en general, a economies de qualsevol espai geogràfic.

Tal com posteriorment es presenta en aquest informe, la rellevància de les PPA ha portat al desenvolupament del Programa de comparació internacional, en el marc del qual la divisió estadística de les Nacions Unides, l'OCDE i l'Eurostat han fet esforços importants per tenir disponibles PPA per a la major part dels països de l'economia mundial (en l'actualitat, uns 200 països).

En l'estadística de les PPA s'ha constatat el lideratge d'Eurostat però, en canvi, es detecta una carència important: la falta de PPA regionals. Efectivament, encara que en l'àmbit global en el Programa de comparació internacional han existit propostes per fer PPA regionals, per exemple, a Biggeri *et al.* (2010), no hi ha dubte que on més significativa és aquesta limitació és a la UE. En primer lloc, perquè al preàmbul del Reglament de la UE 1445/2007 sobre les PPA es recomana als països que s'elaborin aquestes estadístiques. En segon lloc, perquè tal com indica el Reglament 1445/2007 i ha estat recollit per diferents autors, per exemple, Cadil i Mazouch (2011), aquesta falta d'informació és especialment preocupant en un context com l'europeu, on es fa una política de cohesió regional important que pot ser esbiaixada per falta d'informació.

Malgrat la falta d'informació sistemàtica de PPA regionals a l'estadística oficial europea, sí que existeixen alguns precedents elaborats totalment o parcialment per les oficines estadístiques o per universitats o centres d'estudis. En aquest informe es presenten

aproximacions fetes al Regne Unit per la seva oficina estadística (ONS), a Itàlia per l'oficina estadística amb col·laboradors externs (Istat, UnionCamere i Instituto Tagliacarne) i a Alemanya (feta per l'oficina federal i les estatals, amb col·laboracions acadèmiques). En el cas d'Espanya, es pot fer referència a les estadístiques elaborades al llarg del temps per Fundación de las Cajas de Ahorro (FUNCAS), per a totes les comunitats autònomes, i per l'Idescat per a Catalunya, en tots dos casos fent ús d'un procés d'actualització de les PPA a partir dels IPC relatius, tal com es recomana des de diferents instàncies en cas de manca d'informació de base.

L'objectiu d'aquest informe és elaborar una proposta de paritats de poder adquisitiu per a les comunitats autònomes d'Espanya a partir de la consideració de tres mètodes indirectes d'estimació, atesa la no disponibilitat de la informació de base de preus. El primer mètode consisteix en l'actualització de les PPA a partir de l'IPC. El segon considera utilitzar un model estimat amb dades de països de l'OCDE sobre la relació entre les PPA i el PIB per càpita, per tal d'obtenir les PPA de les comunitats autònomes a partir del seu PIB per càpita. El tercer mètode es proposa identificar i ajustar les PPA a partir de l'estimació d'una equació de la despesa total de les famílies usant dades individuals (de les llars) de l'*Encuesta de Presupuestos Familiares*. Finalment, es proposa una estimació definitiva de les PPA a partir de la combinació (ponderació) dels resultats dels mètodes segon i tercer esmentats anteriorment.

Per acabar aquesta introducció, una observació terminològica: en tota la documentació a què es fa referència es parla de forma indistinta d'índex regional de preus relatius i de PPA del consum individual de les llars. En aquest informe, per simplicitat, fem servir sempre l'etiqueta PPA per referir-nos a les PPA del consum individual de les llars.

2.

Antecedents institucionals i metodològics

2.1.

El Programa de comparació internacional

Els primers treballs de comparació internacional del PIB en volum de diferents països fets emprant les paritats de poder adquisitiu van ser desenvolupats per l'organisme predecessor de l'OCDE, l'Organització de Cooperació Econòmica Europea, i es van portar a terme en la dècada dels anys cinquanta del segle passat.

En aquell moment es van aplicar dos enfocaments. El primer feia servir dades de preus amb una aproximació pel costat de la despesa.

Inicialment, es van comparar dades de PIB de França, Itàlia, el Regne Unit, Alemanya i els EEUU (1954). Posteriorment, la comparativa es va ampliar a Bèlgica, Dinamarca, els Països Baixos i Noruega (1958). La segona aproximació emprava dades quantitatives (físiques) des de l'òptica de l'oferta, i comparava el PIB del Regne Unit i dels EEUU (1959).

A les dues aproximacions per quantificar el PIB en una unitat monetària comuna i pel que fa a preus equivalents es feia servir l'equivalència en PPA i no pas les taxes de canvi. La principal raó per no fer servir les taxes de canvi era que aquestes no eren bons indicadors del poder intern de canvi de les monedes. Com a molt ho podien ser en el cas dels béns i serveis comercialitzables internacionalment, però amb limitacions i, en tot cas, segur que no ho eren en el cas dels béns no comercialitzables.

Una lliçó pràctica important dels primers estudis fets a l'entorn de les PPA per comparar el PIB va ser que era més viable i tenia menys requeriment de dades l'òptica de la despesa que no l'òptica de l'oferta. La primera requereix simplement preus d'adquisició en el mercat, mentre que la segona requereix preus de l'*output* i dels productes intermedis. Per aquest motiu, al final dels anys seixanta del segle XX es va optar per l'aproximació de la despesa. Així continua actualment, encara que esporàdicament també s'utilitza l'aproximació de l'oferta, però per un nombre limitat de països i d'activitats econòmiques.

A partir de 1968 comença el Projecte de comparació internacional, anomenat des de 1989 Programa de comparació internacional, amb l'objectiu de millorar i ampliar la cobertura de la comparativa internacional del PIB amb PPA de forma sistemàtica. Aquest programa va ser inicialment responsabilitat de la divisió estadística de Nacions Unides (UNSD) i de la Universitat de Pennsilvània.

La tasca inicial del projecte va ser desenvolupar una metodologia vàlida comuna per a tots els països, tant per economies de mercat com de planificació central. Les estimacions dels anys setanta van ser considerades experimentals. Però a partir dels anys vuitanta es van iniciar les fases operatives, amb tres elements nous molt importants:

- El Programa de comparació internacional va passar a formar part del Programa de treball estàndard de la UNSD.
- Eurostat va tenir un paper cada vegada més important en les comparatives dels països de la UE i
- es va globalitzar el projecte, amb una ampliació molt notable de la cobertura dels països.

Aquesta nova etapa correspon a les fases operacionals i van permetre passar de 34 països, l'any 1975, a 83 països, el 1993, encara que subsistien dos problemes: el desfasament entre la data de referència i la de publicació (l'extrem va ser publicar les dades de 1985 al 1994) i la cobertura global, que era molt discutible.

A la 29 sessió de la divisió estadística de Nacions Unides de 1997 es va constatar el problema, i a partir de l'Informe Ryten es va reafirmar la importància del programa de PPA, però també la necessitat de reformular-lo per tal que fos útil per a institucions com el Banc Mundial. Es requeria una gestió millor, menys requeriments d'informació de base i que les dades fossin incloses en els plans estadístics dels països coberts. A la 33a sessió de la UNSD, celebrada al mes de març de 2002, es va decidir desenvolupar una nova ronda amb l'ajuda financera del Banc Mundial.

La ronda del Programa de cooperació internacional de 2005 va significar una reducció radical del desfasament entre any de referència i de publicació, i també un augment molt important del nombre de països. La ronda de 2011 va arribar per primer cop a una cobertura de 200 països, fet que permet qualificar-la d'èxit.

2.2.

El Programa PPA Eurostat-OCDE

Malgrat que des de 1970 va existir comparativa de PPA entre membres de la UE, no va ser fins al 1975 que la va portar a terme l'Eurostat, implicant els nou països que en aquell moment eren estats membres. Posteriorment, aquests treballs van ser emmarcats com un dels programes de regionalització continental del programa internacional: el Programa de comparació europeu, iniciat el 1979. Aquests treballs van tenir la cobertura a partir de 1990 d'un acord formal entre Eurostat i l'OCDE sota l'etiqueta del Programa PPA Eurostat-OCDE.

Fins al 1996 la comparativa de països europeus es va fer mitjançant la definició de dos grups. El primer grup era estudiat en el marc del Programa Eurostat-OCDE, mentre que el segon estava format per països de l'Europa de l'Est. Àustria va participar en els dos grups, de manera que feia possible l'obtenció de resultats per a tot el conjunt. El 1996 es va ampliar el nombre de països fins a 52, gràcies a la incorporació d'un tercer grup format per la Federació Russa i els països de l'ex-URSS. Novament, Àustria va ser el país d'enllaç entre els diferents grups.

Fins al 1990 l'Eurostat va fer la comparació de PPA cada cinc anys: 1980, 1985 i 1990. Al llarg d'aquells anys es van incloure també membres que podien ser candidats, com Espanya, Portugal o Grècia i, posteriorment altres, com Israel, Suïssa i Àustria. A partir de 1990 Eurostat va començar a fer comparatives de PPA anuals. Al mateix temps, la contínua ampliació de la UE va portar també a un augment sostingut dels països que s'havien de comparar mitjançant les PPA, de manera que, a partir de 2005, la base de comparació feta per Eurostat va arribar a 37 països : els 27 membres de la Unió, tres països candidats, tres estats membres de l'European Free Trade Association (EFTA) i quatre repúbliques balcàniques. A més, també recull les PPA dels EEUU i el Japó.

Pel que fa als agregats territorials, Eurostat difon les PPA per al conjunt de la Unió (15, 25, 27 i 28 països) i la zona de l'euro (11, 12, 13, 15, 16, 17 i 18 països). Les sèries comencen l'any 1995. Per a cadascun dels territoris calcula diversos indicadors: les PPA pròpiament, els índexs de nivells de preus, la despesa nominal i real i els índexs de volum de despesa real per càpita. Quant al nombre d'agregats, en presenta una seixantena. El més ampli correspon a les PPA dels béns i serveis inclosos en el PIB; la resta són agregats intermedis (consum individual, final i per tipus de béns). A l'annex 1.1 es presenta la relació de béns i serveis per als quals es presenten valors de les PPA.

Les fites més importants des d'un punt de vista metodològic i institucional del Programa Eurostat-OCDE han estat dues. En primer lloc, l'adopció per part del Parlament i del Consell de la UE del Reglament 1445/2007 establint les obligacions dels estats membres respecte a resultats i processos per al càlcul i difusió de les PPA. En segon lloc, la publicació d'un manual metodològic al 2006, que actualment ja té una edició revisada de 2012.

El Reglament 1445/2007 del Parlament i el Consell Europeu d'onze de desembre de 2007 té un preàmbul, una part articulada amb 15 articles i dos annexos. El preàmbul del Reglament 1445/2007 fixa en els seus primers dos punts la necessitat de tenir dades de PPA per poder comparar el PIB en volum entre els estats membres eliminant la diferència de preus entre ells, i també que el marc metodològic correspon a la comptabilitat nacional i regional. Literalment:

(1) Con objeto de obtener una comparación directa del Producto Interior Bruto (PIB) en términos de volumen entre Estados miembros, es esencial que la Comunidad cuente con Paridades de Poder Adquisitivo (PPA) que eliminen las diferencias en el nivel de precios entre Estados miembros.

(2) Las PPA comunitarias deben elaborarse siguiendo una metodología armonizada, de acuerdo con el Reglamento (CE) no 2223/96 del Consejo, de 25 de junio de 1996, relativo al Sistema Europeo de Cuentas Nacionales y Regionales de la Comunidad (3), que establece un marco para la elaboración de cuentas nacionales en los Estados miembros.

Cal apuntar que aquesta referència al Sistema de comptes s'ha d'adreçar en l'actualitat al Reglament 549/2013, que és el vigent en aquests moments. De tota manera, la referència en els dos casos és equivalent i es limita a dir que per comparar en volum el PIB per països s'han de fer servir les PPA seguint la metodologia recollida en el Reglament 1445/2007 i en el Manual PPA Eurostat-OCDE.

Els següents dos punts del preàmbul del Reglament 1445/2007 tenen la referència de màxim interès per aquest treball, ja que apunten la importància de disposar de les PPA regionals. En aquest sentit, el tercer punt convida els estats a elaborar PPA regionals:

(3) Debe alentarse a los Estados miembros a elaborar datos para las PPA regionales.

Mentre que el quart punt explicita les raons per les quals aquesta informació és tan rellevant: els fons estructurals, en virtut de l'objectiu de convergència regional pel que fa a NUTS2 s'aplicarà a partir de les

dades de PIB en termes de PPA. Quan no es disposa d'aquesta informació es poden fer servir per a totes les regions les PPA del conjunt de l'estat membre:

(4) El Reglamento (CE) no 1083/2006 del Consejo, de 11 de julio de 2006, por el que se establecen las disposiciones generales relativas al Fondo Europeo de Desarrollo Regional, al Fondo Social Europeo y al Fondo de Cohesión (4), establece que podrán beneficiarse de ayuda de los Fondos Estructurales, en virtud del objetivo de «convergencia», las regiones correspondientes al nivel 2 de la nomenclatura de unidades estadísticas territoriales, en el sentido del Reglamento (CE) no 1059/2003 del Parlamento Europeo y del Consejo, de 26 de mayo de 2003, por el que se establece una nomenclatura común de unidades territoriales estadísticas (NUTS) (5). El PIB per cápita de esas regiones, medido en PPA y calculado conforme a los datos comunitarios correspondientes a los años 2000-2002, es inferior al 75 % de la media de la Europa de los Veinticinco (EU-25) durante el mismo período de referencia. Cuando no se dispone de PPA regionales, deben utilizarse las PPA nacionales para establecer la lista de regiones que pueden beneficiarse de los Fondos Estructurales. También pueden utilizarse PPA nacionales para determinar la cuantía de los fondos que deben asignarse a cada región.

La resta del preàmbul fa un conjunt de consideracions jurídiques i, en especial, estableix que la producció i difusió de les PPA ha ser el resultat del treball conjunt i coordinat dels països membres i de l'Eurostat, segons les normes i els terminis fixats pel reglament i, en particular, l'article 4 fa referència al fet que l'Eurostat en fixa la metodologia.

En el context dels països europeus, la metodologia bàsica de càlcul de les PPA estatals està descrita en el document Eurostat-OECD Methodological Manual on Purchasing Power Parities, disponible en la pàgina de l'Eurostat. El manual, elaborat per un equip de treball de l'Eurostat, en col·laboració amb un altre de l'OCDE, s'organitza en una presentació preliminar, tretze capítols, vuit annexos i un glossari final. Tot plegat són prop de cinc-cents pàgines.

La presentació s'estructura en una llista de vint preguntes rellevants per entendre el concepte de PPA, la manera com es calcula i el marc institucional i el calendari de càlcul. Així, per exemple, s'estableix que les PPA es poden interpretar tant com una taxa de canvi per unitat de mercaderia i com un deflactor espacial, un índex de preus en el territori. També s'estableix la distinció fonamental entre PPA (una relació entre preus) i Price Level Index (PLI, les PPA dividides per la taxa de canvi). Els PLI es corresponen essencialment (però no exactament, perquè hi ha algunes diferències conceptuals) amb un concepte de taxa de canvi efectiva real.

Eurostat i l'OCDE calculen les PPA agregant tres nivells diferents: productes elementals (o béns individuals), grups de productes (mitjanes dels anteriors) i, finalment, uns determinats nivells d'agregació en els quals s'utilitza la despesa en els diferents grups de productes com a coeficients de ponderació. Tot aquest procediment s'insereix en el denominat mètode EKS (Eltető-Köves-Szulc).

Un altre aspecte important, destacat a la introducció del manual, és la selecció de productes per a la recollida de preus. Per tal d'impedir biaixos en el càlcul, els preus han de ser consistents amb el càlcul del PIB, comparables entre països (i això introdueix un problema de qualitat) i representatius. A l'efecte d'interpretació pot resultar còmode pensar en les PPA com el cost d'una determinada cistella de béns i serveis en diferents territoris. Ara bé, a l'efecte de càlcul la idea d'una cistella idèntica i comuna als diversos països s'allunya molt de la realitat. En rigor, per construir les PPA no s'utilitza, ni remotament, cap cistella comuna de béns i serveis entre països, sinó una comparació bilateral múltiple, i això és essencial tenir-ho present quan es vol fer una anàlisi refinada dels resultats.

El Programa de comparació internacional de preus està orientat a permetre comparacions de PIB, però també dels seus components de despesa i, en particular, els que fan referència al consum. Aquest segon és l'enfocament bàsic d'aquest treball. Per tant, en una lectura exploratòria del manual, es recomana concentrar-se en els capítols 1 a 5, 12 i l'exemple pràctic de l'annex V.

El capítol primer fixa l'objectiu del programa de càlcul de les PPA: comparar els preus i el PIB (i els seus components) entre els països de la UE, per la qual cosa cal expressar el PIB en una moneda comuna per a un nivell de preus uniforme.

El segon capítol explica quins són els requeriments de dades, la necessitat que siguin consistents amb els agregats dels comptes nacionals, el paper de la comparabilitat de dades entre països i la representativitat de les dades dins de cada país. El capítol tercer mostra com s'organitza el treball de camp, els grups nacionals i les seves responsabilitats. Hi ha una exposició del concepte de PIB pel costat de la despesa i les implicacions des del punt de vista de les classificacions al capítol 4. El capítol 5 focalitza l'estimació de les PPA de béns i serveis de consum i la forma general d'extrapolació els anys que no hi ha enquesta. En particular, s'emfatitza la importància de la coherència del les PPA obtingudes per enquesta amb les dades de l'IPC, sobretot entre els preus utilitzats per calcular els dos indicadors.

Finalment, el capítol 12, juntament amb l'exemple de l'annex V, mostren el procés de càlcul i agregació de les PPA, tant en el nivell elemental (*basic heading*, epígraf bàsic) com en els posteriors nivells d'agregació.

En termes generals, el procediment de càlcul de les PPA consta de dues grans etapes. En la primera es calculen les PPA per a 206 conjunts de productes elementals, dels quals 143 corresponen a consum individual. Per fer-ho cal executar els sis passos següents:

- a. Calcular les PPA de cada país considerat, usant com a base tots i cadascun dels països. Això dóna tants vectors distints de PPA com països hi ha en l'univers. La matriu de PPA resultat es denomina de Laspeyres, perquè usa només els productes representatius del país base.
- b. Repetir l'operació anterior, però usant com a productes representatius només els del país *partner*. El resultat és una segona matriu de PPA, denominada de Paasche.
- c. Calcular la mitjana geomètrica de les dues matrius anteriors (PPA del tipus Fisher).
- d. Si han quedat cel·les buides en la matriu Fisher, cal calcular la mitjana geomètrica dels quocients formats per les PPA de Fisher del país que té la cel·la buida dividides per les PPA de Fisher del país que fa de base.
- e. Obtenir unes PPA transitives entre qualsevol parella de països, agafant tots els índexs de Fisher possibles entre aquests dos països, tant el directe com tots els altres indirectes que apareixen usant cadascun dels altres països com a pont (com a base). Dit de manera senzilla: per a cada país cal obtenir la mitjana geomètrica dels Fisher possibles (un per base). Aquest és el punt crucial del mètode EKS.
- f. En la matriu anterior, cada columna expressa les PPA en termes d'un país base diferent. Són PPA transitives, però en tenim diverses (una per base) i, naturalment, voldríem obtenir un únic conjunt de PPA que tingui el conjunt de països com a base, no un país aïllat o un altre. Aconseguir aquesta agrupació es diu estandarditzar la matriu EKS de PPA. Per estandarditzar n'hi ha prou a dividir cada PPA per la mitjana geomètrica de les PPA de la columna a què pertany.

El resultat final és un únic vector de PPA, un vector final de PPA a la manera EKS del *basic heading* constituït pels productes bàsics, estandarditzades.

En l'etapa segona, i un cop tenim tots els diversos nivells bàsics calculats, cal consolidar-los en diversos agregats d'interès. En síntesi, això es fa seguint els mateixos passos de l'etapa 1, però ara cada *basic heading* fa el paper que en la fase 1 feien els productes elementals. L'altra gran diferència és que en l'etapa 2 les matrius de Laspeyres, Paasche i Fisher incorporen com a pesos les despeses en consum de cadascun dels *basic headings* en cada país. Naturalment, es pot obtenir directament les PPA agregades o es poden obtenir diversos subagregats intermedis.

Un experiment elemental de rèplica de la metodologia EKS mostra que si es tenen les PPA de l'any t i les de l'any $t+1$, és perfectament possible (i aritmèticament exacte) calcular les PPA de l'any $t+1$ usant només les taxes d'inflació de cada producte elemental i país i afegint la PPA diferencial així obtinguda a la PPA de l'any t . És a dir, donada una PPA de sortida i la inflació dels productes elementals en cada país es poden obtenir les PPA d'arribada. Aquest petit experiment mostra de forma clara el vincle que hi ha entre PPA i inflació.

Ara bé, ¿això vol dir que hi ha una relació directa i inevitable entre les PPA i la inflació mesurada per l'IPC? No del tot, perquè en la pràctica els IPC de cada país no estan constituïts exactament pels mateixos productes elementals que es consideren a les PPA, ni tots ells tenen la consideració de productes representatius. La decisió sobre quins productes són representatius en un país i no en un altre és crítica a l'efecte de càlcul de les PPA.

3.

Les PPA regionals a l'estadística europea i espanyola

Tenint en compte tant la importància de les polítiques de desenvolupament regional a la UE com el contingut del preàmbul del Reglament 1445/2007, es podria pensar que es pot trobar un nombre significatiu de treballs relacionats amb el nivell de preus regionals. Tanmateix, no és així. De tota manera, n'existeixen alguns. En particular, s'han pogut seleccionar tres treballs fets a tres països de la UE amb un territori extens i una estructura territorial politicoadministrativa relativament descentralitzada. Ens referim al Regne Unit, a Itàlia i a Alemanya.

L'Office for National Statistics (ONS) del Regne Unit presenta l'aproximació probablement més oficial de les que considerem com a precedents europeus. L'ONS considera els resultats com un subproducte dels *spatial adjusted factors* (SAF) que preveuen el Manual Eurostat-OCDE i el Reglament 1445/2007 per generar preus del conjunt de l'estat a partir d'una recollida anual de preus només de la capital.

Aquests SAF s'han de calcular almenys cada sis anys, i permeten traslladar el nivell de preus de la capital al conjunt del país. L'ajust és important en la mesura que, per exemple, els preus a Londres són pràcticament un 8% superiors al conjunt del Regne Unit.

Tal com explica l'ONS, la recollida de preus es fa de forma continuada en sis enquestes programades cada tres anys, de les quals dues són anuals. Ara bé, tenint en compte els costos de la recollida a cada país membre, només es demana recollida de preus a la "ciutat capital". Per tant la recollida es fa a Londres. Això fa necessari i reglamentari que cada sis anys s'elaborin els coeficients d'ajust espacial (SAF).

Per tal de calcular els SAF, l'Eurostat finança l'ONS per fer una recollida de preus complementària. Un subproducte d'aquest treball fet per l'ONS per a Eurostat és l'índex de nivell de preus al consum regionals relatius (RRCPL, *relative regional consumer price levels*). Aquest subproducte es fa per a Londres, Anglaterra (exclòs Londres), Gales, Escòcia i Irlanda del Nord amb una desagregació de 10 ítems de

la COICOP/HBS (Classification of Individual Consumption by Purpose/Household Budget Surveys), i de forma agregada a només un índex únic per a 12 territoris del Regne Unit.

En el pressupost de 2003 el ministre d'Hisenda (Chancellor) va anunciar plans per produir preus regionals al Regne Unit. Més recentment, l'ONS ha produït dades el 2005 i el 2011. Està previst que el 2017, amb referència 2016, torni a produir resultats del RRCPL com a resultat de l'operació requerida per actualitzar els SAF de les PPA. L'ONS destaca que no es poden comparar els resultats temporals, ja que les cistelles de cada any no són homogènies en el temps, just el cas contrari de l'IPC.

Les fonts d'informació del RRCPL són tres: 1) dades corresponents a l'IPC, 2) dades de l'enquesta regional de preus i 3) dades de recollida centralitzada. Aproximadament el 42% dels productes provenen de l'IPC, en els codis COICOP d'alimentació i begudes no alcohòliques. Gràcies a l'enquesta dissenyada especialment al llarg del territori del Regne Unit es recullen 168 ítems, que suposen un 34% de la cistella. La major part dels ítems corresponen a la categoria de vestit i calçat, i també a la de mobles i parament de la llar. Finalment, el 23% dels béns i serveis van ser recollits de manera centralitzada per part de l'ONS. En aquests cas, es tracta de preus relacionats amb el transport, les comunicacions i serveis a la llar (subministraments, etc.).

Cal destacar que de la cistella del RRCPL van ser exclosos els serveis de provisió mixta, com ara l'educació i la salut, el preus dels vehicles (que segons diuen els autors del document depenen més de la negociació del client que del territori) i també els costos relacionats amb l'habitatge de propietat i els lloguers imputats. És important constatar l'exclusió dels lloguers imputats, ja que reglamentàriament formen part de la cistella que s'ha de considerar en les PPA del consum individual de les llars i, a més, tenen un pes molt important (en el cas d'Espanya a l'entorn del 20% del total de la cistella, encara que aquesta dada probablement és un màxim en la comparativa amb altres països de la UE).

Amb relació a la ponderació dels béns i serveis a la cistella de la compra, es fa servir l'enquesta anual de cost de la vida i alimentació de l'ONS. Per suavitzar la volatilitat anual dels resultats regionals any a any, l'ONS fa una mitjana de tres anys d'aquesta operació. L'agregació dels territoris per generar els preus del conjunt es fa amb el pes de la població de cada territori.

D'altra banda, en el treball corresponent a Itàlia, elaborat per l'Istat *et al.* (2009), es presenten els preus relatius per al 2009 per a vint ciutats italianes, la major part capitals regionals. Els resultats estan

desagregats per a vuit apartats de despesa de la COICOP. L'Istat va difondre resultats anteriorment, per a 2006, però en aquell cas només va considerar l'alimentació, el vestit i calçat, i els mobles i altres articles per a la llar.

Les fonts d'informació són diverses, com en el cas anterior, i la més important és novament l'IPC. Aproximadament el 60% dels productes de la cistella, majoritàriament d'alimentació, tenen uns preus que provenen d'aquesta font. Un 25 % dels preus vénen d'enquestes específiques per a les quals s'ha comptat amb la col·laboració de les oficines municipals d'estadística de les capitals regionals o de províncies autònomes. En aquest cas, es tracta de productes de l'àmbit de vestit i calçat i d'articles per a la llar. Segons els autors del treball, aproximadament el 8 % dels productes de la cistella tenen preus únics en tot el país. Com a exemple es refereixen al tabac o als diaris. La resta dels preus provenen de l'enquesta de consum familiar de l'Istat. Des d'un punt de vista del càlcul d'aquests resultats, fan servir tant el mètode EKS, identificat en el Reglament i en el Manual OCDE, com el mètode CPD, el model Country Product Dummy, a partir de les dades anuals de consum de les llars que investiga Istat.

Per la seva part, el document de referència dels preus dels estats alemanys és diferent dels dos anteriors, ja que es tracta d'un treball de caràcter més acadèmic. Té com a objectiu principal fer una anàlisi de convergència regional tenint en compte els diferents preus de cada territori. Tanmateix hem considerat oportú la seva inclusió per la importància de presentar preus regionals en nivell per a Alemanya. El treball de Ross (2006) comença constatant que hi ha molt poca informació de preus regionals, mentre que hi ha indicis clars que existeixen diferències importants de preus entre diversos punts del territori d'un mateix país. En la seva recerca utilitza preus per a 50 ciutats d'Alemanya que van recollir en col·laboració la Federal Statistical Office i les oficines estadístiques dels estats per a 1993. Sobre la base d'aquesta informació estadística, Ross es planteja quatre objectius: 1) fer un model explicatiu dels preus de 1993, 2) estendre amb el model identificat i estimat els resultats de les 50 ciutats a 440 districtes territorials d'Alemanya per a 1993, 3) fer una predicció dels preus per a 2002, en l'àmbit d'estats i, finalment, 4) fer una anàlisi de convergència regional tenint en compte les diferències en preus dels diferents territoris.

Pel que fa als resultats, Ross reconeix que el model ajusta millor els preus dels serveis que no els dels béns i, dins d'aquests, els béns duradors s'ajusten millor que la resta. Així mateix, identifica com a principals factors explicatius la dimensió poblacional dels territoris i el nivell de salaris. Finalment, pel que fa a la convergència regional arriba a la conclusió que es detecta, però que té una dinàmica molt lenta.

Malgrat els exemples comentats, la necessitat de disposar de PPA regionals és evident. Cadil i Mazouch (2011) destaquen aquesta necessitat, si es vol aplicar de manera apropiada una política regional. Les PPA que actualment s'utilitzen no recullen la variabilitat de preus regional, ja que fan referència a un país concret, cosa que genera limitacions i imperfeccions en el disseny de la política regional. Aquests autors identifiquen tres àrees de treball molt importants, amb una literatura molt abundant:

1. Anàlisis regionals en general,
2. anàlisis de la convergència i el creixement regional, i
3. anàlisis de l'impacte de les polítiques regionals en l'economia de les regions.

Per als autors, els resultats de tots aquests estudis poden estar esbiaixats per culpa de no considerar les diferències de preus regionals. Com a exemple, fan referència a Praga, que segons l'Eurostat té un PIB per càpita del 215 % respecte del conjunt de la República Txeca i un 172 % respecte de la UE 27. Aquests resultats, segons els autors, són completament esbiaixats, ja que no tenen en compte el nivell molt alt de preus a Praga, amb el nivell de preus de tot el país.

Per mostrar amb més generalitat aquest problema consideren els resultats de l'anàlisi de convergència a la UE segons tres nivells de desagregació: països, NUTS2 i NUTS3. L'ajust lineal de la convergència en termes de creixement del PIB respecte al PIB per càpita es va degradant quan es consideren àmbits geogràfics més petits, de forma que la convergència sembla cada vegada menor. En concret, la capacitat explicativa dels models passa del 69 % entre països al 38 % pel que fa a NUTS2 i al 25 % quan es computa per a NUTS3. Al seu entendre, aquests resultats són incorrectes com a conseqüència de la no consideració de les PPA regionals.

Del que s'ha dit fins aquí queda clar que hi ha disponible amb tota normalitat una estimació regular i anual del PPA referida al conjunt de l'Estat, que permet comparar per a cada any el nivell de preus d'Espanya en relació amb el nivell de preus d'altres països de la UE i de l'OCDE. Un assumpte diferent és la disponibilitat de PPA en l'àmbit regional, és a dir, la determinació del nivell de preus relatius de cada comunitat autònoma espanyola respecte a un nivell convencional de preus (per exemple, la mitjana de l'Estat, o qualsevol altre). Aquest indicador no està disponible en l'estadística oficial de l'Eurostat, i tampoc no el publica l'INE. De fet, només existeix una font que hagi difós regularment aquesta informació: la Fundación de Cajas de Ahorro (FUNCAS). Més exactament, la difonia, perquè els darrers anys FUNCAS ha deixat de fer-ho.

A Espanya, la primera referència coneguda d'unes PPA regionals es troba en un article de José Ramón Lorente publicat a la revista *Síntesis Mensual de Indicadores Económicos* el mes de setembre de 1992. A la pàgina 19 presenta un quadre que mostra els nivells de preus per comunitats autònomes l'any 1989, amb referència Madrid=100. El quadre A8 de l'annex de l'article mostra aquesta informació dinamitzada per als anys 1988 a 1991 en funció dels IPC de les diferents comunitats autònomes.

Segons explica l'autor, les PPA de cada comunitat autònoma no constitueixen el seu objecte de treball; Lorente es preocupa per la dispersió regional dels salaris. Ara bé, queda clar que “Para valorar la incidencia de la dispersión geográfica de los salarios en el bienestar relativo de los asalariados de las diferentes CC.AA., es necesario conocer los distintos niveles de precios existentes en las mismas. Afortunadamente, la Encuesta Regional de Precios (ERP) realizada en el último trimestre de 1989, en virtud de un contrato suscrito entre la Comunidad Europea y el Instituto Nacional de Estadística, permite una aproximación razonable a la carestía diferencial de las distintas regiones españolas.” (pàgina 18)
I immediatament continua:

Encuadrada en el marco del programa estadístico de la Oficina de Estadística de las Comunidades Europeas, la ERP tuvo por objeto calcular y obtener índices de precios de las Comunidades Autónomas mediante la recogida de unos 70.000 precios de 333 variedades, aproximadamente, de artículos de consumo. Estas 333 variedades o artículos testigo representaban las 214 rúbricas en que Eurostat clasificó los gastos de consumo para esta encuesta. LA ERP se efectuó simultáneamente en 17 capitales de provincia que, en la mayoría de los casos, coinciden con las que pueden considerarse como capitales políticas de las 17 Comunidades Autónomas que constituyen el territorio español. No obstante, en algunos casos se seleccionaron otras que, por su mayor peso demográfico y consiguiente cuota de mercado se consideraron más representativas.

En realitat, doncs, les dades de l'article corresponen a cadascuna de les ciutats estudiades, no al conjunt de la comunitat autònoma a què pertany la ciutat. A continuació, a la taula 1, reproduïm la columna essencial del quadre 3 de Lorente, la que mostra els preus relatius en aquell moment.

S'observa que el valor mínim correspon a Extremadura (90,24) i el valor màxim a Balears (102,46). Hi ha, per tant, un recorregut absolut de 12,22 punts percentuals entre la comunitat més cara i la més barata. El nivell de preus a Catalunya (101,01) supera d'un punt el del territori de referència, que és Madrid=100.

Taula 1. Nivells de preus per comunitats autònomes. 1989 (Madrid=100)

Comunitat autònoma	Nivell de preus
Andalusia	95,0
Aragó	93,5
Astúries	96,1
Balears	102,5
Canàries	95,2
Cantàbria	97,9
Castella - la Manxa	90,6
Castella i Lleó	94,1
Catalunya	101,0
Comunitat Valenciana	98,8
Extremadura	90,2
Galícia	94,8
Madrid	100,0
Múrcia	93,4
Navarra	100,0
País Basc	101,4
La Rioja	95,8

Font: Lorente (1992).

Des del punt de vista de la metodologia seguida a la *Encuesta Regional de Precios*, cal pensar que les especificacions dels articles devien ser molt semblants a les dels articles homònims de l'IPC.

A partir d'aquest material, Julio Alcaide Inchausti va publicar el mes d'abril de 2002 un article a *Crónica Virtual de Economía-Cuenta y Razón* en què deia:

Una de las lagunas de la estadística oficial española, es el cálculo de los precios relativos de consumo de las autonomías españolas, frente al índice de la media nacional.

Es evidente que los precios de multitud de productos son diferentes en algunas provincias y regiones españolas. No sólo la estructura de consumo es desigual [...] sino que varían considerablemente los precios de unas poblaciones a otras.

Como consecuencia de ello, los precios de consumo, en su conjunto, acaban siendo desiguales en las distintas regiones españolas. [...]

Gracias a un viejo trabajo del economista Juan Ramón Lorente Hurtado, se pudieron rescatar, referidos a 1992 [sic, Alcaide confon l'any de publicació amb l'any de les dades], los datos elaborados e inéditos [sic, les dades ja

estaven publicades, com hem vist] de los precios de consumo relativos a las comunidades autónomas. A partir de los mismos y enlazando con la evolución anual del IPC medio en cada Comunidad Autónoma, la Fundación de las Cajas de Ahorros FUNCAS, ha elaborado el cuadro que se acompaña, del que se deduce que los precios de consumo españoles son más elevados en...

A continuació la pàgina web mostra en un quadre aquests índexs relatius de preus de consum (IPC). Poder de compra mitjana espanyola = 100 per als anys 1995 a 2001. L'essencial és que, sent les dades originals de 1989, Alcaide les dinamitza usant l'IPC, com indica en el seu article de 2002. La idea subjacent és, naturalment, que si un any concret els preus relatius són uns de determinats i els articles de *l'Encuesta Regional de Precios* són propers als de la cistella de l'IPC, aleshores, l'evolució de l'IPC hauria de replicar raonablement els preus relatius de les següents edicions de l'enquesta que, com se sap, l'INE no va difondre mai.

Dos anys més tard, al juny del 2004, Alcaide publicava noves dades, ara per als anys 2002 i 2003. Aquesta vegada precisava millor la font: "Se trata de un índice fundamental que en 1992 fue publicado por el Economista del Estado, José Ramón Lorente Hurtado, necesario para su trabajo publicado en "Síntesis de Indicadores Económicos" del Ministerio de Economía y Hacienda en septiembre de 1992, incorporado a su investigación titulada "La dispersión geográfica de los salarios". Un índice, sin duda, utilizado por Eurostat procedente del INE, aunque dicho instituto no lo haya incluido en sus publicaciones." A més de les dades difoses per Alcaide a través de la seva secció de "Crónica Virtual de Economía-Cuenta y Razón", el número 155 de *Cuadernos de Información Económica* (març/abril de 2000) ja havia publicat una altra sèrie, lleugerament diferent, dins el capítol "El crecimiento económico de las autonomías españolas en 1999", signat per Julio Alcaide Inchausti i Pablo Alcaide Guindo per als anys 1995-1999. Les dades són a l'abast de qualsevol persona interessada en la taula 19.1 d'aquell article.

Posteriorment, FUNCAS va anar publicant amb regularitat aquest material a *Cuadernos de Información Económica*. Això va anar així fins al número 220 de gener/febrer de 2011. En la pàgina 57 d'aquest número, i dins de l'article "Avance de las magnitudes económicas españolas en 2010 y serie provisional del balance económico regional. Años 2000-2010", el lector trobarà la taula 28 amb la sèrie 2000-2010 de l'índice de precios relativos del consumo (IPC), per comunitats autònomes. Pel que fa als anys més recents, no ens consta que aquesta informació s'hagi tornat a publicar des d'aleshores.

A banda d'aquest material, l'Institut d'Estadística de Catalunya (Idescat) va calcular i difondre a través de la seva publicació *Evolució de les principals macromagnituds de l'economia catalana* un índex regional de preus relatius exclusivament per a Catalunya, no per a cap altra comunitat, expressat en termes Espanya=100. La sèrie té una longitud de deu anys, de 1987 a 1997. El procediment bàsic de càlcul també partia, com en el cas de FUNCAS, de les dades referides a 1989 i publicades per José Ramón Lorente, convenientment dinamitzades amb l'IPC any a any. El propi Idescat explicava en un glossari que hi ha al final de la publicació que l'índex regional de preus relatius “es basa en la informació proporcionada per l'INE per mitjà de *l'Encuesta Regional de Precios* feta l'any 1989 i integrada en el marc del programa estadístic de l'Oficina d'Estadística de les Comunitats Europees (Eurostat)”.

Com es veu, el procediment d'actualització dels preus relatius es fonamentava en el mateix principi general usat per Lorente i per Alcaide, és a dir, en la idea que si es parteix d'uns determinats preus relatius de consum, l'evolució de l'IPC relatiu permet descriure els canvis en els preus relatius.

Durant un temps (fins a l'any 2009 o 2010) l'Idescat també va difondre aquestes dades a través de la seva pàgina web. En l'actualitat, però, ja no estan disponibles.

4.

Estimació de les PPA per a les comunitats autònomes per mètodes indirectes

En aquest capítol es presenten tres mètodes indirectes d'estimació de les PPA per a les comunitats autònomes espanyoles, i també els resultats corresponents a cadascun.

4.1.

Mètode 1: estimació per extrapolació de les PPA (1989) basada en els IPC relatius

Les dificultats i el cost que implica la construcció de les PPA per a la comparació internacional ha imposat importants restriccions en la freqüència de publicació de les PPA, tal com s'ha pogut constatar en aquest Informe anteriorment (vegeu la breu ressenya feta del Programa de comparació internacional). Per aquesta motiu, en molts casos els anys de comparació (*benchmark years*) estan separats en el temps. Per exemple, en les darreres edicions del Programa de comparació internacional les referències temporals han estat 1993, 1996, 2005 i 2011. Això ha produït des de fa molts anys una intensa demanda d'informació per a les resta d'anys (*non-benchmark years*), tant per part dels organismes internacionals com per part dels investigadors.

Com ja s'ha vist en les pàgines anteriors, la metodologia internacionalment acceptada de construcció de PPA per a països considera de forma explícita la possibilitat de l'actualització dels preus relatius mitjançant el recurs de l'IPC, si no es disposa d'una enquesta. Així queda indicat als manuals del Programa de comparació internacional i també en els articles (World Bank, 2008) i altres materials disponibles a la pàgina web del Programa, així com en el manual Eurostat-OCDE.

Tanmateix, quan s'extrapolen les PPA d'un any base i es comparen amb les PPA de la ronda següent apareixen diferències importants. Aquestes diferències han generat un debat important a l'entorn de la consistència de les dades PPA i les dades IPC. Existeix una important

literatura sobre aquesta problemàtica. En conjunt s'ha fet una anàlisi de les causes d'aquestes discrepàncies. Segons Biggeri i Laureti (2011) es poden identificar tres causes bàsiques:

- Diferències metodològiques, en especial les que tenen relació amb la definició de la cistella de béns i serveis i la seva estructura, que és molt diferent entre els IPC i les PPA,
- inconsistències pel tipus d'índexs que s'apliquen, ja que en el cas de l'IPC és un Laspeyres encadenat, mentre que les PPA fan servir índexs tipus Fisher, i
- la comparativa de les PPA es fa de forma agregada i no capta les diferències en l'estructura de la cistella per canvis relatius de preus.

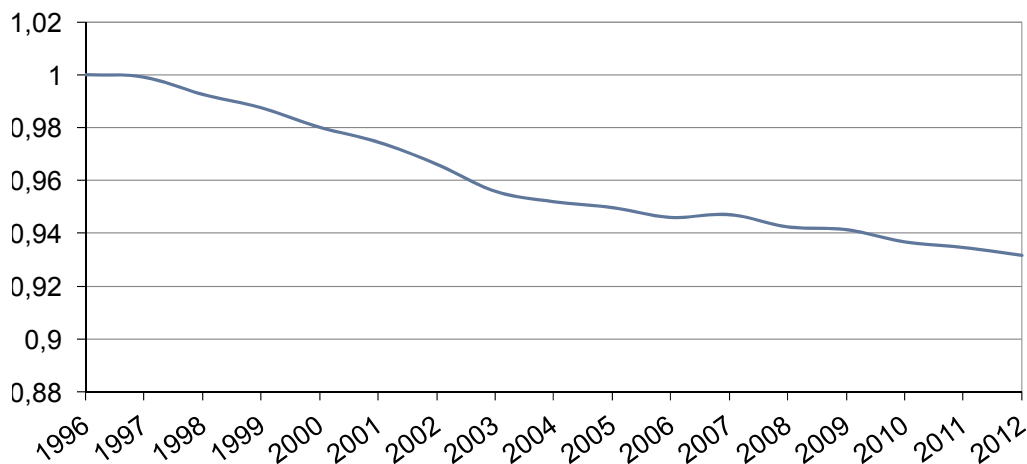
En aquest sentit, es poden destacar el treballs de Rhoades (2003) i de Tessema i Rossiter (2009) que arriben fins i tot a descompondre les discrepàncies segons la font del problema, prenent com a referència les dades d'Eurostat de 1996 a 2000.

Tot aquest debat no és aliè als treballs desenvolupats a Espanya, ja que tant FUNCAS com l'Idescat van partir d'un any base i feien extrapolació a partir de l'IPC.

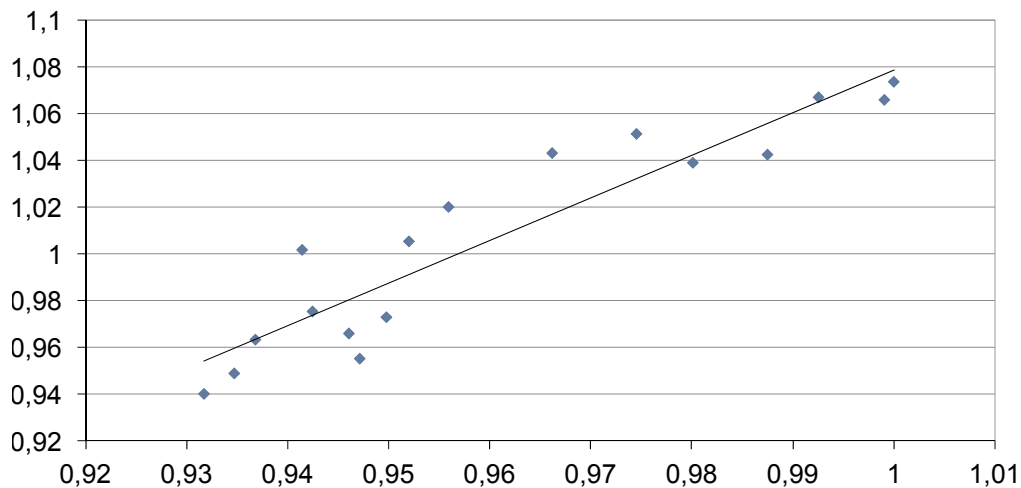
Malgrat l'indiscutible interès de les aportacions teòriques fetes en aquest debat, al nostre entendre sorprèn que no s'hagi atorgat més atenció als aspectes més pràctics de la construcció dels PPA a partir de l'IPC. En aquest punt es poden fer dues consideracions. En primer lloc, normalment l'error mostral de l'IPC és molt menor que el de les PPA, tant per la grandària de la mostra com per la seva distribució territorial. Una dada pot ser prou rellevant: el Pla estadístic nacional 2013-2016 l'IPC té un pressupost anual de 6,2 milions d'euros, mentre que el pressupost del treball de camp de les PPA és de 250 mil euros. Amb aquest diferencial de pressupost i, per tant, d'error de mostreig, no resulta gens sorprenent que es detectin incongruències entre els resultats d'aquestes dues estadístiques, fins i tot més enllà de les diferències teòriques de cada operació.

En segon lloc, resulta interessant fer una aproximació concreta a les discrepàncies detectades. En un nombre significatiu de països, quan el senyal d'inflació diferencial és prou fort, aquest diferencial és un bon predictor de l'evolució de les PPA. Aquest és el cas, per exemple, d'Alemanya, on s'aprecia una reducció sostinguda de la inflació relativa entre Alemanya i la UE (gràfic 1), i una correlació significativa entre la PPA i la inflació diferencial (gràfic 2).

Gràfic 1. Diferencial d'inflació amb la UE en el temps (Alemanya)

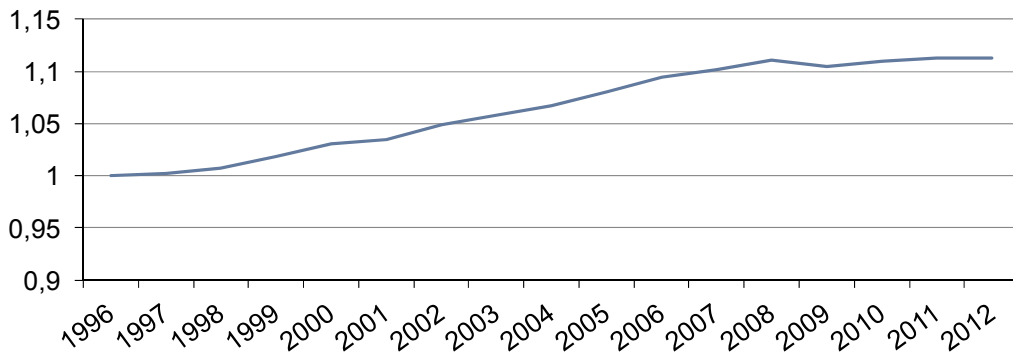


Gràfic 2. Relació entre el diferencial d'inflació i les PPA en el temps (Alemanya)

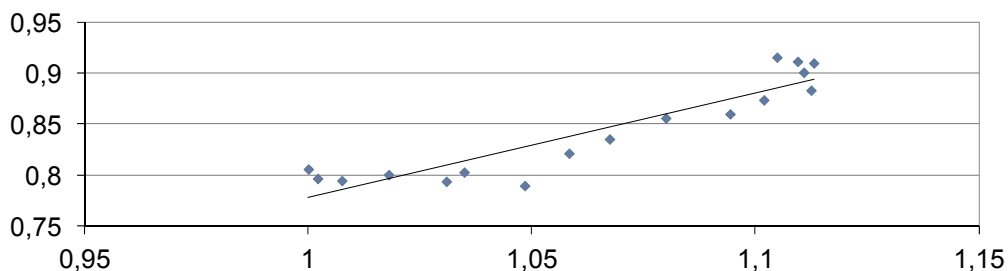


O també el cas d'Espanya, on s'aprecia un augment sostingut de la inflació relativa entre Espanya i la UE (gràfic 3), i, com a Alemanya, una correlació significativa entre la PPA i la inflació diferencial (gràfic 4).

Gràfic 3. Diferencial d'inflació amb la UE en el temps (Espanya)

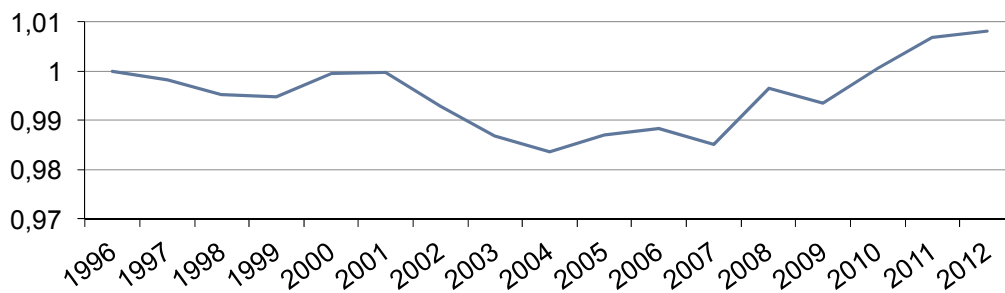


Gràfic 4. Relació entre el diferencial d'inflació i les PPA en el temps (Espanya)

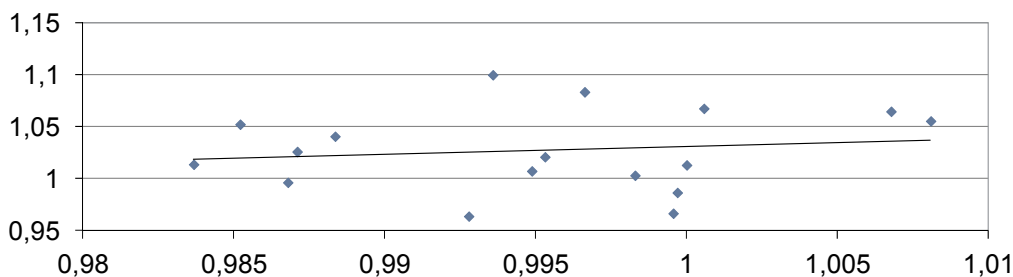


Tanmateix, per a altres països de la UE sense aquest senyal clar d'inflació relativa no es detecta una relació entre la inflació i la dinàmica de les PPA. Un exemple pot ser Bèlgica. El gràfic 5 mostra una tendència poc clara de la inflació diferencial, mentre que en el gràfic 6 no s'observa una correlació significativa entre les PPA i la inflació diferencial.

Gràfic 5. Diferencial d'inflació amb la UE en el temps (Bèlgica)



Gràfic 6. Relació entre el diferencial d'inflació i les PPA en el temps (Bèlgica)



Malgrat aquest diagnòstic ambivalent sobre la capacitat predictiva de la inflació diferencial sobre les PPA, com hem vist, es tracta d'una pràctica emprada per les màximes autoritats en construcció de PPA al món: el Banc Mundial i l'OCDE.

D'acord amb aquest plantejament, es pot obtenir una primera aproximació als preus relatius de les comunitats autònomes espanyoles per la via de recuperar les dades de José Ramón Lorente de l'any 1989, que són les úniques que s'han difós mai de l'Encuesta Regional de Precios que elabora regularment l'INE, i actualitzar-les amb l'IPC.

Com que aquestes pàgines s'escriuen l'any 2014, el procediment implica actualitzar els preus relatius que hi havia vint-i-cinc anys enrere, sense l'ajuda de cap informació correctora en cap any intermedi. Les altres formes d'atacar el problema, molt més refinades, serviran en certa manera per avaluar el mètode. Més exactament, ho diran les discrepàncies que puguin sorgir entre els diversos mètodes. En tot cas, el cost de fer la prova és molt petit: n'hi ha prou a tenir els IPC generals de les diverses comunitats autònomes entre els anys 1989 i 2013.

Hem procedit de la forma següent:

1. Hem aproximat l'índex municipal publicat per Lorente (1989) a un índex del conjunt de la comunitat autònoma corresponent. L'operació s'ha fet afectant l'índex publicat pel quocient entre l'IPC de la comunitat i l'IPC de la capital de província (una informació que està disponible en la base 1983 publicada per l'INE).
2. Aquests índexs de preus relatius de les diverses comunitats han estat ponderats per la població de la comunitat l'any 1989, i sumats. Això ha generat un índex estatal.
3. S'han reescalat els índexs de les comunitats d'acord amb l'índex estatal del punt anterior.
4. L'índex regional de preus relatius de cada comunitat en l'any t (o sigui, la seva PPA l'any t) s'obté multiplicant la PPA en $t-1$ per l'increment de preus en el territori relatiu a l'increment de preus observat al conjunt de l'Estat, començant l'any 1990 i operant de forma iterativa.

Naturalment, l'agregació dels índexs de comunitats en un índex estatal del punt segon es podria haver fet d'acord amb altres criteris, com ara l'estructura de la renda bruta familiar disponible, l'Enquesta de Pressupostos Familiars, la població del municipi, o fins i tot el VAB. Al cap de vint-i-cinc anys, però, els resultats no difereixen de forma significativa.

La taula següent resumeix les PPA de les comunitats autònomes, referides a Espanya=100 i expressades en mitjana 2009-2012, per tal que siguin comparables amb els càlculs dels procediments usats més endavant.

La taula indica que Catalunya, Navarra, el País Basc i Balears tenen nivells de preus clarament superiors a la mitjana estatal, mentre que Extremadura, Canàries, Castella - la Manxa, Andalusia i Castella - Lleó estan clarament per sota. La resta de comunitats autònomes se situen en una posició intermèdia, més propera a la mitjana estatal.

A l'efecte d'interpretació, si es vol llegir la taula d'acord amb els casos extrems, diu que la compra del mateix lot de béns i serveis de consum que al conjunt d'Espanya costa (en mitjana) 100, a Catalunya costa 110, mentre que a Extremadura costa 85. Hi ha uns vint-i-cinc punts de diferència entre la comunitat més cara i la més barata, el doble que vint-i-cinc anys enrere.

En la taula destaca de seguida el cas de Madrid, que se situa només tres dècimes per sobre de la mitjana. Per mètode de construcció, això reflecteix el fet que la inflació diferencial de Madrid respecte a la del conjunt de l'Estat és gairebé nul·la any rere any. En canvi, la inflació diferencial de Catalunya sol ser positiva de forma sistemàtica, de manera que a mesura que passa el temps els seus preus relatius se separen més i més de la mitjana estatal. D'aquí els resultats.

Taula 2. Paritats de poder adquisitiu per a les comunitats autònomes. 2009-2012. Mètode 1

Comunitat autònoma	PPA
Andalusia	95,6
Aragó	97,4
Astúries	101,3
Balears	105,1
Canàries	92,3
Cantàbria	98,5
Castella - la Manxa	92,6
Castella i Lleó	95,6
Catalunya	110,2
Comunitat Valenciana	98,9
Extremadura	85,0
Galícia	99,0
Madrid	100,3
Múrcia	99,8
Navarra	107,5
País Basc	106,9
La Rioja	103,9
Màxim	110,2
Mínim	85,0
Ràtio màxim/mínim	1,29

4.2.

Mètode 2: estimació macroeconòmica de les PPA basada en models de PIB (UE)

Un fet observat és que els països que tenen un nivell de PIB per càpita més elevat solen tenir nivells de preus també més elevats. Una justificació d'aquesta relació pot provenir de la denominada hipòtesi de Balassa-Samuelson (Balassa, 1964 i Samuelson, 1964). En essència, els països (o els espais geogràfics en general) més rics mostren nivells de productivitat més elevats en la producció de béns comercialitzables. No obstant això, els salaris tenen tendència a igualar-se entre els sectors productors de béns comercialitzables i no comercialitzables. Això es tradueix en el fet que els preus dels béns no comercialitzables (els serveis en general) seran més elevats en els països o espais geogràfics rics que en els països o espais geogràfics pobres i, per tant, que el nivell general de preus sigui també més elevat en els espais geogràfics rics. Concretament, denominant PIB_{pc}^{PPA} el PIB per càpita en paritats de poder de compra i P el nivell de preus, podem establir una relació en les dues variables del tipus:

$$\ln(P) = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(PIB_{pc}^{PPA}) = \gamma_0 + \gamma_1 \ln\left(\frac{PIB_{pc}}{P}\right) \quad (1)$$

que es pot reescriure com

$$\ln(P) = \alpha + \beta \ln(PIB_{pc}) \quad (2)$$

on γ_1 es pot recuperar a partir de l'estimació del coeficient β a l'equació (2), atès que es verifica:

$$\gamma_1 = \frac{\beta}{1 - \beta}$$

D'aquí es desprèn que sempre que β sigui inferior a la unitat, l'ordenació de països atenent el PIB per càpita serà la mateixa que l'ordenació de països atenent el PIB per càpita en paritats de poder de compra.

D'altra banda, les desviacions estàndard relatives es relacionen de la manera següent:

$$\sigma_{\ln(PIB_{pc}^{PPA})} = (1 - \beta) \sigma_{\ln(PIB_{pc})} \leq \sigma_{\ln(PIB_{pc})}$$

És a dir, la dispersió del PIB per càpita en paritat de poder de compra serà menor o igual que la dispersió del PIB per càpita.

El mètode indirecte que es proposa per estimar les paritats de poder adquisitiu de les comunitats autònomes s'estructura en dues fases:

1. Estimar l'equació (2) que defineix la relació entre P i PIB_{pc} amb dades d'un conjunt de països de l'OCDE¹ per al període 2004-2012 i obtenir estimacions de α i β .
2. Utilitzar les estimacions de α i β i obtenir els índexs P de les paritats de poder de compra a partir d'una adaptació de l'equació (2) per a les comunitats autònomes.

En la segona fase es parteix de la relació següent en l'àmbit de comunitat autònoma:

$$\ln\left(\frac{P_i}{\bar{P}}\right) = \alpha + \beta \ln\left(\frac{PIB_{pci}}{\overline{PIB_{pc}}}\right)$$

on P_i i PIB_{pci} representen els preus i el PIB per càpita de la comunitat autònoma i , \bar{P} i $\overline{PIB_{pc}}$ són les mitjanes dels preus i del PIB per càpita de les comunitats autònomes.

Per tant, l'estimació de P_i es pot obtenir a partir de:

$$\begin{aligned} P_i &= \exp\left[\left(\alpha + \ln(\bar{P}) - \beta \ln(\overline{PIB_{pc}})\right) + \beta \ln(PIB_{pci})\right] = \\ &= \exp\left(\mu + \beta \ln(PIB_{pci})\right) \end{aligned} \quad (3)$$

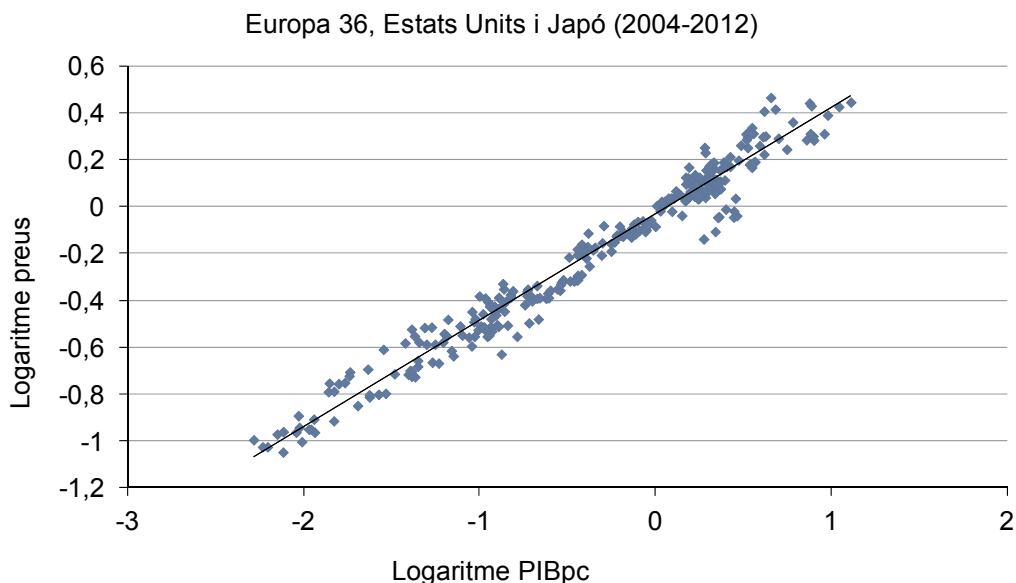
on a més s'ha de verificar que $\bar{P} = \sum_{i=1}^{17} w_i P_i = 1$, on w_i és el pes del PIB de la comunitat autònoma i en el PIB d'Espanya² i on el valor de μ es troba de forma que verifiqui la identitat comptable de \bar{P} .

El gràfic 7 presenta el núvol de punts corresponent al conjunt d'observacions utilitzades per estimar el model. Destaca l'elevada correlació (el bon ajust lineal) entre les dues variables $\ln(P)$ i $\ln(PIB_{pc})$.

¹ La llista de països és la següent: Àustria, Bèlgica, Bulgària, la República Txeca, Dinamarca, Alemanya, Estònia, Irlanda, Grècia, Espanya, França, Croàcia, Itàlia, Xipre, Letònia, Lituània, Hongria, Malta, Holanda, Polònia, Portugal, Romania, Eslovènia, Eslovàquia, Finlàndia, Suècia, el Regne Unit, Islàndia, Noruega, Suïssa, Montenegro, Sèrbia, Turquia, els Estats Units i el Japó.

² Els valors de w_i es troben en l'annex 4.

Gràfic 7. Correlació entre $\ln(P)$ i $\ln(PIB_{pc})$ per a la mostra de països de l'OCDE



Aquesta forta relació lineal es tradueix en els resultats de les diferents estimacions del model que es presenten a la taula 3. Atesa l'estructura de panell de dades (dades per a països en diferents períodes de temps) s'ha estimat el model fent ús de diferents estimadors: dos que no utilitzen l'estructura de panell de les dades —mínims quadrats ordinaris sense ponderar (MQO) i amb ponderacions (MQO-p) per a cada país segons la variància dels errors—, l'estimador d'efectes fixos (EF) individuals de país, l'estimador d'efectes fixos individuals i temporals ($EF_{i,t}$) i, finalment, l'estimador d'efectes aleatoris (EA).

Com es pot comprovar, el coeficient estimat, $\hat{\beta}$, (l'elasticitat dels preus de cada país respecte del PIB per càpita) no difereix gaire entre els diferents mètodes d'estimació i és significativament diferent de 0 i també d'1. L'ajust del model és elevat i l'error estàndard és inferior, gairebé la meitat, per a aquells models que tenen en compte la presència d'efectes individuals, aproximadament un 3,5%.

Taula 3. Resultats de les estimacions dels models de PPA [equació (2)]

Mètode d'estimació	Elasticitat Preus-PIB	Estadístic "t" elasticitat	R^2	Error estàndard del model
MQO	0,453	93,42	0,966	0,0672
MQO-p	0,453	137,70	0,966	0,0672
EF	0,536	30,83	0,992	0,0344
$EF_{i,t}$	0,531	26,96	0,992	0,0348
EA	0,480	46,57	0,962	0,0352

Fent ús dels coeficients estimats i usant de la relació (3) ajustada amb dades de les comunitats autònomes espanyoles per a 2012, els índexs de les paritats de poder de compra per a les mateixes són els que es presenten a la taula 4 per a dues de les estimacions realitzades: MQO (elasticitat $\hat{\beta} = 0,453$) i model d'efectes fixos (EF) de país (elasticitat $\hat{\beta} = 0,536$). Com es pot apreciar els resultats són molts similars en els dos casos, ja que es respecta l'ordenació i la divisió entre comunitats autònomes amb paritats de poder de compra per sobre i per sota de la mitjana espanyola, encara que el rang entre el valor màxim i mínim, com a mesura de dispersió, és més elevat en el cas del segon model.

Taula 4. Paritats de poder adquisitiu per a les comunitats autònomes (2012)
[mètode 2]

Comunitat autònoma	$\hat{\beta} = 0,453$	$\hat{\beta} = 0,536$
Andalusia	86,8	84,5
Aragó	103,7	104,2
Astúries	95,9	95,0
Balears	100,7	100,8
Canàries	91,7	90,2
Cantàbria	97,4	96,8
Castella - la Manxa	97,8	97,3
Castella i Lleó	89,1	87,2
Catalunya	106,0	107,0
Comunitat Valenciana	92,9	91,5
Extremadura	83,4	80,6
Galícia	94,2	93,0
Madrid	111,2	113,3
Múrcia	89,9	88,0
Navarra	110,5	112,4
País Basc	112,7	115,1
La Rioja	104,1	104,7
Màxim	112,7	115,1
Mínim	83,4	80,6
Ràtio màxim/mínim	1,35	1,43

Els resultats anteriors estan fonamentats en un model senzill on l'efecte dels diferents components del PIB sobre la paritat del poder adquisitiu és el mateix. No obstant això, si descomponem el PIB en tres elements (agricultura, indústria i serveis), el PIB dels serveis és el menys comercialitzable, mentre que els béns agrícoles i els industrials es poden equiparar en el seu grau de comercialització.

La idea és que, *ceteris paribus*, com més elevat sigui el pes dels serveis en el PIB més poden diferir els preus de l'espai econòmic considerat enfront a la resta. Això ens porta a definir un PIB com la suma ponderada d'agricultura i indústria, per una banda i, per una altra, serveis. L'equació que s'ha d'estimar ve donada per:

$$\ln(P) = \alpha + \beta \ln[w (PIB_{pc}^A + PIB_{pc}^I) + (1 - w)PIB_{pc}^S] \quad (4)$$

on PIB_{pc}^A és la part del PIB per càpita que procedeix de l'agricultura, PIB_{pc}^I és la part del PIB per càpita que procedeix de la indústria, PIB_{pc}^S és la part del PIB per càpita que procedeix dels serveis i w és el factor de ponderació que es pot interpretar com un indicador de no comercialització. A priori cal esperar que w sigui inferior a 0,5, cosa que permet una major diferenciació de preus com més elevat sigui el pes dels serveis en el PIB total.

Això últim és així en la mesura que la variància dels preus, en termes de la variància del logaritme dels preus, es pot escriure a partir de l'expressió (4) com:

$$var[\ln(P)] = \beta^2 var[\ln(w (PIB_{pc}^A + PIB_{pc}^I) + (1 - w)PIB_{pc}^S)] \quad (5)$$

I si denotem per θ el pes del sector comercialitzable (agricultura i indústria) en el PIB total, $(1 - \theta)$ denotarà el pes del no comercialitzable. Aleshores podem escriure:

$$\begin{aligned} var[w (PIB_{pc}^A + PIB_{pc}^I) + (1 - w)PIB_{pc}^S] &= \\ &= [w \theta + (1 - w)(1 - \theta)]^2 var(PIB_{pc}) \end{aligned} \quad (6)$$

Això permet comprovar que quan $w < 0,5$, per a un mateix grau de dispersió de PIB_{pc} , el grau de dispersió de la paritat de poder de compra augmentarà quan augmenti el pes dels béns no comercialitzables $(1 - w)$ en el PIB, atès que augmenta la variància del PIB ponderat $[w (PIB_{pc}^A + PIB_{pc}^I) + (1 - w)PIB_{pc}^S]$ i, per tant, la del logaritme del PIB ponderat.

L'equació (4) s'ha estimat per mínims quadrats no lineals, ja que els paràmetres que s'han d'estimar no són només α i β , sinó també w . Els resultats es presenten en la taula 5.

Taula 5. Resultats de l'estimació del model de components del PIB (equació 4)

	Coefficient	Estadístic t
α	0,176	10,0
β	0,461	112,9
w	0,209	4,3
R^2		0,979
Error estàndard		0,051

Els resultats ens indiquen, tal com s'ha comentat anteriorment, que la diferenciació de preus entre espais econòmics pot ser més elevada com més elevat sigui el pes dels serveis en el PIB total i menys elevada com més elevat sigui el pes de la indústria o de la agricultura en el PIB total, a causa del paper derivat de la competència entre els diferents espais econòmics.

Per tal d'il·lustrar les consideracions anteriors, el gràfic 8 mostra els resultats d'un exercici de simulació del grau de resposta de la dispersió del preus, mesurada com la desviació estàndard de $\ln(P)$, en funció del pes dels béns no comercialitzables ($1 - \theta$) en el PIB. Es fixa la $var(PIB_{pc})$ com el quadrat de la desviació estàndard del PIB per càpita de les comunitats autònomes l'any 2012 (0,1992), mentre que s'utilitzen els valors estimats que apareixen a la taula 5 per a w i β . Com es pot comprovar, a mesura que el pes dels serveis en PIB augmenta, la dispersió de $\ln(P)$ i, per tant, de P també augmenta.

D'altra banda, en el model (4) l'elasticitat de P respecte al PIB_{pc} varia segons quin sigui el component del PIB que impulsa el creixement. En concret, les expressions per a les elasticitats respecte al PIB comercialitzable (agricultura i indústria) (ε_c) i respecte al no comercialitzable (serveis) (ε_{nc}) serien les següents:

$$\varepsilon_c = \beta w \theta \frac{PIB_{pc}}{w (PIB_{pc}^A + PIB_{pc}^I) + (1 - w)PIB_{pc}^S}$$

$$\varepsilon_{nc} = \beta (1 - w) (1 - \theta) \frac{PIB_{pc}}{w (PIB_{pc}^A + PIB_{pc}^I) + (1 - w)PIB_{pc}^S}$$

Fixats β i w , el valor concret de cada elasticitat dependrà de la composició (θ) del PIB.

Finalment, fent ús dels coeficients estimats de la taula 5 i a partir de la relació (4) ajustada amb dades de les comunitats autònomes espanyoles per a 2012, els índexs de les paritats de poder de compra

per a les comunitats, suposant efectes diferenciats dels components del PIB, són els que es presenten a la tercera columna de la taula 6, on es comparen amb els índexs obtinguts segons el model de l'expressió (3), on no hi ha efectes diferenciats dels components del PIB.

Taula 6. Paritats de poder adquisitiu per a les comunitats autònomes. 2012.
Mètode 2

Comunitat autònoma	PIB (3) $\hat{\beta} = 0,453$	PIB (3) $\hat{\beta} = 0,536$	PIB (4) components
Andalusia	86,8	84,5	87,4
Aragó	103,7	104,2	101,3
Astúries	95,9	95,0	94,8
Balears	100,7	100,8	104,5
Canàries	91,7	90,2	94,8
Cantàbria	97,4	96,8	95,9
Castella - la Manxa	97,8	97,3	94,9
Castella i Lleó	89,1	87,2	85,8
Catalunya	106,0	107,0	105,4
Comunitat Valenciana	92,9	91,5	92,6
Extremadura	83,4	80,6	83,2
Galícia	94,2	93,0	92,4
Madrid	111,2	113,3	115,0
Múrcia	89,9	88,0	88,9
Navarra	110,5	112,4	105,1
País Basc	112,7	115,1	109,7
La Rioja	104,1	104,7	98,5
Màxim	112,7	115,1	115,0
Mínim	83,4	80,6	83,2
Ràtio màxim/mínim	1,35	1,43	1,38

Com es pot apreciar a la taula 6, ni el patró dels índexs de paritat de poder de compra ni la magnitud d'aquests índexs difereix de manera substancial, segons es consideri un efecte diferenciat dels components del PIB o no, amb l'excepció de la Rioja que en el cas d'utilitzar el model dels components del PIB el seu índex passaria a estar per sota de la mitjana espanyola.

Finalment, s'ha escollit el model amb efectes diferenciats dels components del PIB com a model representatiu d'aquest segon mètode indirecte de mesurar els índexs de paritat del poder de compra.

4.3.

Mètode 3: estimació microeconòmica de les PPA basada en un model de despesa total de les llars

L'ús de les comparacions multilaterals de nivells de preus per a un conjunt de regions (països, grups de població) per obtenir les paritats de poder adquisitiu requereix disposar d'informació de preus i quantitats en l'àmbit de regió per a un conjunt d'ítems rellevants de qualitat similar. La dificultat d'obtenir aquest tipus de dades de qualitat similar, així com problemes de manca d'informació per a alguns béns, va popularitzar en el seu moment el mètode CPD (*Country Product Dummy*) proposat per Summers (1973), que pot ser interpretat com un model de preus hedònics, on la variabilitat en els preus s'explica per diferències en la qualitat dels béns i per les diferències que poden ser explicades pel component regional, que finalment són les que s'interpreten com a paritats de poder adquisitiu.

En la seva versió més senzilla el mètode consisteix en l'estimació d'un model de regressió lineal on la variable dependent, p_{br} , és el logaritme del preu observat per al producte b en la regió r , i les variables explicatives són dos conjunts de variables fictícies. Un d'aquests conjunts conté les variables corresponents a cadascuna de les R regions (R_1, R_2, \dots, R_R) i l'altre les corresponents a cadascun dels B béns considerats (B_1, B_2, \dots, B_B). En concret, el model que s'ha d'estimar és:

$$p_{br} = \sum_{r=1}^R \beta_r R_r + \sum_{b=1}^B \gamma_b B_b + \varepsilon_{br} \quad (7)$$

on β_r 's i γ_b 's són els paràmetres que s'han d'estimar i ε_{br} és el terme d'error. Per evitar problemes de multicolinealitat perfecte cal restringir un dels coeficients, per exemple fent β_r igual zero. Això faria que la corresponent regió fos la regió de referència. Alternativament, es podria imposar una restricció lineal entre els coeficients, com per exemple, que la suma ponderada dels coeficients fos igual a zero, utilitzant com a ponderacions la participació en el PIB total (o en la població total) de la corresponent regió. En aquest últim cas, els β_r 's serien els logaritmes de les paritats de poder adquisitiu de les regions amb base 1 per a la mitjana (ponderada) del conjunt.

Rao (2005) demostra que els resultats de l'estimació de (7) per mínims quadrats ponderats ($\hat{\beta}_r, \hat{\gamma}_b$), on les ponderacions (w_{br}) són les proporcions sobre la despesa total de cada regió r de la despesa en el producte b , són equivalents als del sistema de Rao (1972) per a comparacions multilaterals de nivells de preus.

$$PPA_r = \prod_{b=1}^B \left(\frac{p_{br}}{P_b} \right)^{w_{br}} \quad r = 1, \dots, R$$

$$P_b = \prod_{r=1}^R \left(\frac{p_{br}}{PPA_r} \right)^{\frac{w_{br}}{\sum_{r=1}^R w_{br}}} \quad b = 1, \dots, B$$

on PPA_r és la paritat de poder adquisitiu de la regió r i P_b és la mitjana del preu del producte b entre les diferents regions. De fet, demostra que:

$$P_b = \exp(\hat{\gamma}_b)$$

$$PPA_r = \exp(\hat{\beta}_r)$$

Les extensions del model bàsic del mètode CPD proposades entre d'altres per Kokoski *et al.* (1999) i Aten (2005) suposen afegir al model (1) noves variables (Q_k) que permetin ajustar per diferencials de qualitat entre regions

$$p_{br} = \sum_{r=1}^R \beta_r R_r + \sum_{b=1}^B \gamma_b B_b + \sum_{k=1}^K \theta_k Q_k + \varepsilon_{br} \quad (8)$$

De fet, aquests estudis plantegen l'ús de la informació de base recollida per a l'elaboració de índex de preus al consum (IPC), és a dir, el preus individuals recollits per als diferents béns. Aquesta informació no està disponible per als usuaris en el cas d'Espanya.

Com a alternativa més fàcil d'implementar en l'aspecte pràctic, Coondoo *et al.* (2004) proposen una adaptació del model (2) per a les dades individuals que es poden obtenir de les enquestes de despesa de les llars. Aquestes enquestes proporcionen dades de despesa i quantitat per a certes categories de béns i, per tant, dels seus valors unitaris.

Atès que la mostra consisteix en llars que pertanyen a més d'una regió, en l'equació que s'ha d'estimar tant la variable depenent —el valor unitari (preu)— com els ingressos o la despesa total per càpita han d'estar expressats en termes reals per captar adequadament el possible efecte dels diferencials dels preus entre regions. La inclusió d'aquesta darrera variable com a variable explicativa es justifica pel fet que en tractar-se d'un model que pretén controlar per l'efecte de la qualitat, els ingressos per càpita actuen com a aproximació de la qualitat. Per

concretar, pensem, tal com indiquen Coondoo *et al.* (2004), en un bé com ara l'arròs. Com que d'arròs es troba una àmplia gamma als mercats, les llars amb uns ingressos més alts preferiran comprar un arròs de qualitat superior i, per tant, estaran disposades a pagar un preu unitari superior. De fet, l'aproximació que proposen es fonamenta en el concepte d'equació de qualitat introduït per Prais i Houthakker (1955), de manera que el valor unitari (preu) és una funció creixent del nivell de vida de la llar, el qual s'aproxima no únicament a través dels ingressos reals per càpita, sinó també incloent-hi certes variables sociodemogràfiques.

L'especificació que proposen és:

$$p_{brl} - \pi_r = \alpha_b + \sum_{k=1}^K \delta_{bk} X_{krl} + (\mu_b + \varphi_{br})(y_{rl} - \pi_r) + \varepsilon_{brl} \quad b = 1, \dots, B \quad (9)$$

on p_{brl} és el logaritme del valor unitari del bé b pagat per la llar l de la regió r , y_{rl} és el logaritme dels ingressos nominals per càpita de la llar l de la regió r i X_{krl} és el nombre de membres de la llar de la categoria sexe-edat k . D'altra banda, $\mu_b + \varphi_{br}$ és el paràmetre que mesura l'elasticitat-qualitat del bé b per a les llars de la regió r , essent μ_b la part comuna i φ_{br} el diferencial regional d'aquesta elasticitat. Els paràmetres π_r són els logaritmes dels índexs de preus de les diferents regions, expressats amb relació a una regió (o mitjana) (π_*) de referència, les paritats de poder adquisitiu.

Per tal d'estimar els coeficients π_r es proposa un mètode en dues etapes. En la primera s'estima el següent sistema de B equacions (una per a cada bé), resultat de reescriure el model (9) com:

$$p_{brl} = \alpha_b^* + \sum_{k=1}^K \delta_{bk} X_{krl} + \sum_{r=1}^R \rho_{br} R_r + \mu_b y_{rl} + \sum_{r=1}^R \varphi_{br} y_{rl} R_r + \varepsilon_{brl} \quad (10)$$

Aquest model s'estima amb dades individuals de les llars, i no és necessari disposar d'informació de valors unitaris de tots els béns per a totes les llars. En una segona etapa, a partir dels valors estimats per a ρ_{br} , es poden obtenir estimacions de les paritats de poder adquisitiu π_r , atesa la sobreidentificació d'aquests coeficients en la primera etapa.³

³ Vegeu Coondoo *et al.* (2004) per als detalls de les relacions dels coeficients de l'equació (9) i l'equació (10), així com l'equació específica per a les estimacions de la segona etapa.

És important destacar que en el cas particular $\rho_{br} = \rho_b$ (igualtat per a tots els béns), i μ_b i φ_{br} nul·les, el model correspon a una versió del model CPD bàsic.

D'altra banda, cal destacar també que en l'especificació de l'equació (9) tot l'efecte diferencial regional queda recollit pels coeficients que aproximen la paritat del poder adquisitiu π_r i φ_{br} la part amb variabilitat regional de l'elasticitat renda (qualitat). És a dir, en l'equació (9) no hi ha un efecte regional propi, ja que no es podrien identificar els coeficients de la paritat del poder adquisitiu.

El mètode proposat per Coondoo *et al.* (2004) es pot estendre en els casos en què no es disposa d'informació de valors unitaris (és a dir, només es coneix la despesa però no la quantitat), o quan les unitats de mesura no són homogènies per a tots els béns. Només cal una lleugera adaptació de la manera com s'obtenen les paritats de poder adquisitiu en la segona etapa.⁴

De fet, aquest mètode no requeriria estimar un sistema complet de B equacions, ja que només amb una d'elles es podrien identificar els coeficients π_r associats a les paritats de poder adquisitiu.

En aquest sentit, el mètode finalment utilitzat en aquest estudi és una adaptació del mètode de Coondoo *et al.* (2004) en la mesura que a partir de l'estimació d'una equació de despesa total de les llars en termes reals es pretenen identificar els coeficients associats a les paritats en poder adquisitiu, al mateix temps que es mantenen controls a) de l'efecte de la qualitat mitjançant la inclusió dels ingressos reals i b) d'un conjunt ampli de característiques sociodemogràfiques com a variables explicatives. La menor fiabilitat en l'àmbit de comunitat autònoma de les xifres de despesa a nivell de quatre dígit de la COICOP/HBS (*Classification of Individual Consumption by Purpose/Household Budget Surveys*), tal com s'indica en el document metodològic de la *Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF)*, INE (2011), així com la menor incidència dels errors de mesura en la variable despesa en treballar amb la despesa total agregada, ens han fet optar per aquesta alternativa.

En concret, el model que s'ha d'estimar és:

$$\ln\left(\frac{D_l}{e^{\sum_{r=1}^R \beta_r R_{rl}}}\right) = \alpha + \sum_{k=1}^K \delta_k X_{kl} + \mu \ln\left(\frac{y_l}{e^{\sum_{r=1}^R \beta_r R_{rl}}}\right) + \varepsilon_{rl} \quad (11)$$

⁴ Vegeu l'apèndix de Coondoo *et al.* (2004).

el qual un cop reescrit queda com:

$$\ln(D_l) = \alpha + \sum_{k=1}^K \delta_k X_{kl} + \mu \ln(y_l) + \sum_{r=1}^R \tau_r R_{rl} + \varepsilon_{rl} \quad (12)$$

on

$$\tau_r = (1 - \mu)\beta_r \quad (13)$$

És evident que amb l'estimació de μ com a coeficient de $\ln(y_l)$ es pot identificar β_r . Alhora queda clar que si en l'equació (11) haguéssim inclòs efectes regionals propis afegint un terme $\sum_{r=1}^R \sigma_r R_{rl}$, llavors

$$\tau_r = (1 - \mu)\beta_r + \sigma_r \quad (13')$$

no sent possible la identificació de β_r , tret que imposem restriccions sobre σ_r com, per exemple, $\sigma_r = 0 \forall r$ que és el que hem fet a l'equació (13).

El model s'ha estimat amb les dades individuals (de les llars) de la *Encuesta de Presupuestos Familiares* (EPF) per als anys 2009 a 2012. L'elecció d'aquests quatre anys s'explica pel fet que són els més recents per als quals està disponible l'EPF i que amb aquesta grandària mostral es garanteix la representativitat dels resultats per a les comunitats autònomes més petites,⁵ amb menor presència de llars a la mostra de l'EPF. Aquesta estratègia manté l'objectiu de l'estudi de fer una estimació de les paritats de poder adquisitiu entre les comunitats autònomes a Espanya representativa de la situació actual i més recent. En qualsevol cas, en el vector de variables X_{kl} s'han inclòs tres variables fictícies corresponents als anys 2010, 2011 i 2012 per tal de garantir la variació en el temps de la despesa total no captada per l'evolució temporal de la renda i, en menor mesura, de les altres variables explicatives.

Per tal de garantir que l'efecte de la no identificació dels efectes regionals propis (σ_r) no afecta de manera significativa l'estimació de les paritats de poder adquisitiu (β_r), cal destacar que s'ha fet una especificació exhaustiva de característiques sociodemogràfiques de la llar i del sustentador principal. Aquestes variables, juntament amb la variable relativa als ingressos de la llar, han d'eliminar pràcticament

⁵ S'han exclòs les observacions corresponents a les ciutats autònomes de Ceuta i Melilla a causa del nombre reduït d'observacions.

l'efecte propi del component regional. En concret, les variables que s'han inclòs, a banda dels ingressos totals de la llar i les variables fictícies temporals, són, en relació amb la llar:

- Nombre de persones a la llar per grups d'edat
- Nombre d'habitants del municipi de residència
- Municipi de residència capital de província

i en relació amb el sustentador principal:

- Edat (forma quadràtica)
- Sexe
- Estat civil
- Nacionalitat
- Nivell educatiu
- Situació en relació amb l'activitat econòmica

D'altra banda, s'ha tingut en consideració el disseny del mostreig de l'EPF i s'han ponderat les observacions utilitzades en l'estimació fent ús del factor d'elevació associat a cada llar (quantes llars representa cada observació).

4.3.1.

Models de valor unitari

Del total de béns de la classificació COICOP/HBS a quatre dígit, n'hi ha un total de 80 per als quals es poden calcular valors unitaris. D'aquests, 61 pertanyen al grup 1 (aliments i begudes no alcohòliques), 6 al grup 2 (begudes alcohòliques, tabac i narcòtics), 12 al grup 4 (habitatge, aigua, gas, electricitat i altres combustibles) i 1 al grup 7 (transports). El càlcul dels valors unitaris de cada codi per a cada comunitat autònoma s'ha fet seguint el mateix procediment que l'emprat pel Instituto Nacional de Estadística, és a dir, el valor unitari per a un bé concret és el quocient entre la suma de les despeses d'aquelles llars que reporten despesa diferent de zero per a aquest bé i la suma de les quantitats d'aquest bé per a les llars que reporten quantitat diferent de zero. A l'annex 2 es troben detallats els valors unitaris per als 81 codis per a cada comunitat autònoma i Espanya per a l'any 2012, calculats a partir de la informació del fitxers de microdades de l'EPF descarregats a principis de 2014.

Es pot dur a terme una primera aproximació a les paritats de poder adquisitiu basada en l'anàlisi comparativa dels valors unitaris calculant la diferència relativa entre el valor unitari de cada bé (b) en una comunitat autònoma (r) (VU_{br}) en relació amb el corresponent per a tota Espanya (VU_{bE}) i calculant la mitjana geomètrica d'aquestes

diferències relatives. Aquest càlcul permet obtenir un primer índex de paritat de poder adquisitiu basat en els béns amb valor unitari (PPA_r^{VU}), és a dir, majoritàriament els béns del grup 1 de la COICOP/HBS (aliments i begudes no alcohòliques).

$$PPA_r^{VU} = 100 * \prod_{b=1}^B \left(\frac{VU_{br}}{VU_{bE}} \right)^{\frac{1}{81}}$$

Els índexs corresponents apareixen en la primera columna de la taula 10.

Taula 7. Paritats de poder adquisitiu per a les comunitats autònomes (mètode dels valors unitaris)

Comunitat autònoma	PPA_r^{VU}	PPA_r^{CPD}	$PPA_r^{CPD,w}$
Andalusia	97,1	95,2	95,9
Aragó	103,2	101,2	100,2
Astúries	100,3	98,3	100,8
Balears	109,3	107,1	101,7
Canàries	106,9	105,3	91,6
Cantàbria	105,8	103,8	103,9
Castella - la Manxa	97,2	95,4	97,4
Castella i Lleó	89,5	87,9	92,4
Catalunya	106,3	104,3	105,1
Comunitat Valenciana	101,7	99,8	100,3
Extremadura	89,1	87,5	91,2
Galícia	94,7	92,9	95,0
Madrid	103,0	101,2	99,6
Múrcia	103,2	101,4	101,1
Navarra	110,2	108,6	108,3
País Basc	108,9	106,9	109,4
La Rioja	101,1	99,1	101,5
Màxim	110,2	108,6	109,4
Mínim	89,1	87,5	91,2
Ràtio màxim/mínim	1,24	1,24	1,20

D'altra banda, amb les dades per béns i comunitats autònomes es pot estimar un equació basada en el mètode CPD com la plantejada a (7), ponderant o no les observacions per l'arrel quadrada de la proporció de la despesa del bé sobre el total de despesa a la corresponent

comunitat autònoma. El cas que utilitza ponderacions es pot considerar una aplicació del sistema de Rao per a comparacions multilaterals. Els coeficients estimats, expressats en desviacions respecte d'una mitjana ponderada dels mateixos amb ponderacions donades pel pes del PIB de cada comunitat autònoma en el total d'Espanya, es transformen en paritats de poder adquisitiu (PPA_r^{CPD} i $PPA_r^{CPD,w}$, segons s'utilitzin ponderacions o no, respectivament) a partir de ($PPA_r = \exp(\hat{\beta}_r)$), que es presenten a la segona i tercera columna de la taula 7.

Cal destacar que els resultats, tant en l'aspecte qualitatiu com quantitatiu, són força similars entre les tres aproximacions amb només dues excepcions: Canàries i Madrid. En el cas de Canàries les ponderacions dels valors unitaris, tenint en compte el pes sobre la despesa total de cada bé, resulten determinants per situar la seva paritat de poder adquisitiu clarament per sota de la mitjana d'Espanya. En el cas de Madrid, l'índex en qualsevol dels tres casos no se situa entre els més elevats i, fins i tot en el tercer escenari, està just per sota de la mitjana.

D'altra banda, en tots tres escenaris la diferència entre els valors màxim i mínim de la paritat del poder adquisitiu està al voltant de 20 punts percentuals: els preus dels productes amb valor unitari són entre un 20 % i un 24 % més alts a la comunitat autònoma amb els valors més alts de l'índex respecte a la que té els valors més baixos. Catalunya presenta uns índexs que se situen sempre per sobre de la mitjana espanyola, entre un 4 % i 6 % més alts.

4.3.2.

Models de despesa total

En l'annex 3 es presenten els resultats de l'estimació de l'equació de despesa total (12) per mínims quadrats ponderats, utilitzant com a factor de ponderació l'arrel quadrada del nombre d'observacions que representa llar. Dels resultats cal destacar:

- L'elevada capacitat explicativa del model ($R^2=0,55$), atès que treballem amb dades individuals.⁶

⁶ El valor del coeficient de determinació correspon al model estimat per mínims quadrats ordinaris, ja que el valor que correspon a l'estimació per mínims quadrats ponderats no és interpretable en la forma habitual, atès que en ponderar no hi ha terme constant i el valor del R^2 no està en l'interval 0-1. De fet, per al model de l'annex 3 el valor del R^2 seria 0.99.

- L'elasticitat renda de la despesa total és 0,46 i està estimada amb molta precisió (error estàndard 0,004), en qualsevol cas estadísticament diferent de 0 i d'1. Aquest darrer valor no permetria identificar les paritats de poder adquisitiu, ja que si mirem l'equació (13), aquestes no apareixerien formant part del coeficient estimat per a cada variable fictícia regional.
- Les altres variables explicatives tenen els signes dels coeficients esperats i contribueixen significativament a explicar la variabilitat de la despesa total, ja que sense aquestes variables el coeficient de determinació baixa fins a 0,47. En tot cas, la variable ingressos és la que més contribueix a l'explicació de la despesa total: el coeficient de correlació entre aquestes dues variables és de 0,69.
- L'elevada significació dels coeficients de les variables fictícies corresponents a les comunitats autònomes amb un estadístic F per a la hipòtesi nul·la de no significació conjunta de 114,78 ($p=0,0000$).

Com que la despesa que recull l'EPF fa referència a tota la despesa dels residents, inclosa la realitzada fora de la comunitat autònoma, ha semblat oportú corregir la despesa total, eliminant en la mesura del possible aquest component. Per fer-ho, s'ha utilitzat la informació sobre la despesa dels residents fora de la comunitat autònoma, obtinguda de l'enquesta *Familitur*,⁷ i s'ha calculat quina proporció representa sobre la despesa final dels residents obtinguda de la *Contabilidad Regional de España* (INE). Amb aquesta informació s'han pogut corregir els coeficients estimats de les variables fictícies de les comunitats autònomes ($\hat{\tau}_r$) abans d'obtenir els coeficients ($\hat{\beta}_r$) que han de permetre calcular les paritats de poder adquisitiu (PPA^*) (base=100 Andalusia, comunitat autònoma de referència en l'estimació).⁸

El càlcul s'ha fet a partir de l'expressió

$$PPA_r^* = 100 * e^{\frac{\hat{\tau}_r^c}{1-\hat{\mu}}}$$

on $\hat{\tau}_r^c$ és el coeficient estimat corregit per a la comunitat autònoma r .

⁷ *Familitur* és l'enquesta de moviments turístics dels espanyols, operació estadística realitzada pel Ministeri d'Indústria, Energia i Turisme.

⁸ A l'annex 4 es troben les proporcions de la despesa dels residents fora de la comunitat sobre el total de la despesa dels residents per a l'any 2010, així com el pes del PIB de cada comunitat autònoma en el total d'Espanya, utilitzat com a ponderació a l'hora d'expressar la paritat del poder adquisitiu en relació amb la mitjana espanyola.

Finalment, s'han expressat les paritats de poder adquisitiu en base 100 per a una mitjana (ponderada) per a tot l'Estat, a partir de les estimacions en base 100 Andalusia ponderades per la participació del PIB de la comunitat autònoma en el PIB d'Espanya, segons la informació de la *Contabilidad Regional de España* per a 2012. A la taula 8 es presenten les estimacions obtingudes a partir d'aquest mètode amb (PPA_r^*) i sense ($PPA_r^{*,no}$) la correcció esmentada abans. Els resultats estan referits a 2012, any a què corresponen les ponderacions utilitzades en el càlcul de la mitjana ponderada per definir la base 100.

Taula 8. Paritats de poder adquisitiu per a les comunitats autònomes. 2012.
Mètode 3

Comunitat autònoma	PPA^*	$PPA^{*,no}$
Andalusia	99,2	96,0
Aragó	96,1	95,3
Astúries	85,5	86,1
Balears	98,7	98,1
Canàries	80,8	78,8
Cantàbria	99,2	98,9
Castella - la Manxa	84,7	82,6
Castella i Lleó	80,7	87,4
Catalunya	108,5	108,4
Comunitat Valenciana	93,4	92,0
Extremadura	78,7	80,8
Galícia	92,3	89,5
Madrid	113,3	119,3
Múrcia	96,2	95,3
Navarra	110,9	113,6
País Basc	107,4	109,6
La Rioja	89,9	91,4
Màxim	113,3	119,3
Mínim	78,7	78,8
Ràtio màxim/mínim	1,43	1,51

Els resultats obtinguts són robustos a diferents variacions en l'especificació del model, com ara poden ser l'error de mesura en la variable d'ingressos, la presència de valors atípics, la forma funcional model o la consideració dintre de la despesa total d'alguns components associats a dispendis realitzats fora de la comunitat autònoma de residència.

Pel que fa als errors de mesura, és coneguda l'habitual infravaloració dels ingressos per part dels entrevistats.⁹ En concret, en la mostra utilitzada per a l'estimació del model explicatiu de la despesa total els ingressos són un 20,6 % inferiors a la despesa total. Per valorar la importància del potencial error de mesura, s'ha estimat una equació d'ingressos en funció de les característiques de la llar i del sustentador principal. S'han obtingut uns ingressos ajustats i, posteriorment, s'ha estimat l'equació de despesa total en funció d'aquesta nova variable ajustada i les variables fictícies corresponents a les comunitats autònomes. Els resultats obtinguts per a les paritats de poder de compra són molt similars als presentats anteriorment, i no és rellevant la possible infravaloració dels ingressos en aquest cas.

La possible presència de valors atípics s'ha controlat estimant el model un cop eliminades les observacions de la despesa total per sota del primer decil i per sobre del novè. L'estimació dels coeficients β_r i, per tant, de les paritats de poder adquisitiu, no canvia de manera significativa. Sí que hi ha canvis, però, en l'estimació de l'elasticitat ingressos, que es compensen pels canvis en els coeficients de les variables fictícies, atès que els coeficients β_r s'obtenen a partir de l'expressió (13).

En relació amb la forma funcional s'ha estimat un model semilogarítmic, és a dir, sense transformar la variable ingressos reals. En teoria, aquesta forma funcional hauria de permetre identificar els efectes propis de caràcter regional (σ_r) dels associats als índexs de paritat de poder adquisitiu (β_r). En concret, el model especificat seria:

$$\ln\left(\frac{D_l}{e^{\sum_{r=1}^R \beta_r R_{rl}}}\right) = \alpha + \sum_{k=1}^K \delta_k X_{kl} + \mu \frac{y_l}{e^{\sum_{r=1}^R \beta_r R_{rl}}} + \sum_{r=1}^R \sigma_r R_{rl} + \varepsilon_{rl} \quad (14)$$

i la versió objecte d'estimació

$$\ln(D_l) = \alpha + \sum_{k=1}^K \delta_k X_{kl} + \mu \frac{y_l}{e^{\sum_{r=1}^R \beta_r R_{rl}}} + \sum_{r=1}^R \tau_r R_{rl} + \varepsilon_{rl} \quad (15)$$

on τ_r seria:

$$\tau_r = \beta_r + \sigma_r \quad (16)$$

⁹ Un estudi recent de l'INE (Vega i Méndez, 2014) quantifica en una mica menys del 10 % la infravaloració de les dades d'ingressos de l'*Encuesta de Condiciones de Vida* en comparació a les que s'obtenen de la informació de les fonts tributàries.

El model es pot estimar per mínims quadrats no lineals, però hi ha problemes d'optimització que no permeten obtenir resultats per a l'estimació sense restriccions de l'equació (15). En canvi, si els efectes propis de caràcter regional s'eliminen ($\sigma_r = 0 \forall r$), llavors els resultats obtinguts per als coeficients β_r són molt similars als presentats anteriorment.

Finalment, l'efecte de les possibles despeses dels residents fetes fora de la comunitat autònoma s'havia tractat d'aproximar eliminant de la despesa total les despeses potencialment associades a aquesta situació. En concret, s'havien eliminat algunes despeses turístiques i algunes a associades a una segona residència. Els resultats obtinguts continuen sent molt similars als que es presenten en la taula 8.

4.4.

Mètode de síntesi: estimació composta basada en models de PIB i de despesa total

En els tres apartats anteriors s'han presentat tres aproximacions a l'estimació de les PPA per a les comunitats autònomes espanyoles a partir de tres procediments alternatius i de tres fonts d'informació diferents. Això és conseqüència natural del fet que no hi ha disponible informació oficial, ni accés a la informació de base (preus) que permetria elaborar una estimació de les PPA més en línia amb els procediments seguits per Eurostat i l'OCDE. Seria una línia més propera als treballs realitzats al Regne Unit, Itàlia i Alemanya, comentats en la secció anterior, o als estudis de característiques similars fets als Estats Units amb informació de base (Aten, 2005, 2006).

A l'hora de fer una proposta de síntesi sobre els valors de les PPA hem tingut en compte els resultats obtinguts en l'aplicació del mètode 2 (estimació de PPA a partir d'un model estimat amb dades de la UE de la relació entre PPA i el PIB per càpita) i el mètode 3 (obtenció de les PPA com a estimació dels factors regionals en una equació de despesa total). S'ha descartat la utilització del mètode 1 (actualització de les PPA inicials amb l'IPC). És un procediment recomanat per institucions oficials per estimar les PPA en els períodes intermedis entre estimacions de base, però la distància temporal entre el període de base (1989) i l'actual sembla que posa en qüestió la consistència del mètode.

En concret, l'estimació de síntesi (PPA_r^{DEF}) es correspon a una mitjana ponderada de la versió del mètode 2 basada en l'estimació que desagrega el PIB per càpita en dos components (PPA_r^{M2}), i la versió del mètode 3 corresponent a les estimacions, en què s'ha corregit la

despesa total de cada llar per la part que els residents d'una comunitat autònoma fan fora d'aquesta comunitat (PPA_r^{M3}). Les PPA de la primera aproximació estan recollides en la tercera columna de la taula 6, i les PPA de la segona són a la taula 8.¹⁰ És a dir:

$$PPA_r^{DEF} = \pi_r PPA_r^{M2} + (1 - \pi_r) PPA_r^{M3}$$

on π_r i $(1 - \pi_r)$ son els factors de ponderació que, en principi, se suposen diferents per a cada comunitat autònoma r .

La qüestió és com determinar aquests factors de ponderació. L'opció escollida inicialment és fer-ho d'acord amb la variabilitat entre les diferents opcions considerades per cada mètode en cada comunitat autònoma: tres en el cas del mètode 2 i dues en el cas del mètode 3. En concret, la mesura de variabilitat per a cada mètode (V_r^{M2} i V_r^{M3} , respectivament) és el quadrat de la diferència entre el valor màxim i el valor mínim de la PPA d'una comunitat concreta segons les versions de cada mètode. La ponderació π_r es determina a partir de:

$$\pi_r = \frac{V_r^{M3}}{V_r^{M2} + V_r^{M3}}$$

que es pot demostrar correspon al valor (π_r) que fa mínima la variància de (PPA_r^{DEF}) si els dos mètodes són no esbiaixats i la covariància entre els dos estimadors és nul·la.

Ateses les diferents característiques dels mètodes 2 i 3, quant al possible biaix i precisió, és convenient considerar la possibilitat d'adaptar la manera de calcular les ponderacions a aquesta situació, tenint en compte plantejaments de característiques similars que es donen en altres contextos, com pot ser l'àmbit de l'estimació en àrees petites.

En la taula 9 es presenten els resultats de les PPA definitives que es proposen. Cal destacar que només quatre comunitats autònomes tenen PPA per sobre de la mitjana espanyola (Catalunya, Madrid, Navarra i el País Basc). Així mateix, la diferència entre la PPA més alta (Madrid) i la més baixa (Extremadura) és de 34,3 punts, cosa que suposaria correccions importants, quan es comparen magnituds per a les quals és convenient deflactar-les a partir dels preus relatius regionals.

¹⁰ S'obtenen resultats molt similars, si per a cada mètode s'utilitza la mitjana de les versions considerades. El coeficient de correlació entre les dues opcions és gairebé igual a 1 (0,996).

De fet, podríem establir tres grups diferenciats de comunitats autònomes en funció dels valors de les PPA: un primer grup format per les quatre comunitats esmentades anteriorment, amb PPA per sobre de la mitjana espanyola; un segon grup constituït per les vuit comunitats autònomes amb PPA entre 90 i 100 (Andalusia, Aragó, Balears, Comunitat Valenciana, Galícia, Múrcia i la Rioja); i un tercer grup amb les cinc comunitats amb PPA més baixes (Astúries, Canàries, Castella - la Manxa, Castella i Lleó i Extremadura).

Taula 9. Paritats de poder adquisitiu per a les comunitats autònomes. 2012.
Mètode de síntesi

Comunitat autònoma	PPA_r^{DEF}
Andalusia	92,7
Aragó	96,4
Astúries	87,9
Balears	98,9
Canàries	83,1
Cantàbria	99,1
Castella - la Manxa	88,0
Castella i Lleó	84,8
Catalunya	108,5
Comunitat Valenciana	93,0
Extremadura	80,3
Galícia	92,4
Madrid	114,5
Múrcia	94,8
Navarra	110,6
País Basc	107,7
La Rioja	90,4
Màxim	114,5
Mínim	80,3
Ràtio màxim/mínim	1,43

Aquests resultats són comparables als que es poden obtenir de l'estudi de Rubiera *et al.* (2013), en què es presenten estimacions del cost de la vida (espacial) per a les comunitats autònomes espanyoles per a 2006 i 2011. És cert que alguns resultats són força coincidents en alguns aspectes, com per exemple el rànquing del País Basc (cost de la vida més alt) i Extremadura (cost de la vida més baix), fins i tot en termes relatius (1,31 vegades). Ara bé hi ha altres que són marcadament diferents i s'allunyen del que seria d'esperar. Per exemple, Catalunya té un cost de la vida inferior al de Galícia, i només lleugerament superior

al d'Andalusia, mentre que Madrid només té set comunitats autònomes amb un cost de la vida inferior.¹¹ Evidentment, aquestes estimacions tenen incidència en els resultats de l'estudi, que pretén estimar els efectes de l'increment del cost de la vida en el mapa de la pobresa a Espanya. El fet que l'anàlisi es centri únicament en els productes d'alimentació, que s'hagi d'estimar un sistema d'equacions de demanda amb molta estructura i el tractament que es dona a les observacions corresponents a despesa zero poden explicar fins a cert punt els resultats que presenten.

Finalment, tal com s'ha esmentat repetidament en els capítols inicials, l'objectiu del càlcul de les PPA es justifica per a una millor aplicació de les polítiques de cohesió regional que, en moltes ocasions, es fonamenten en l'evidència proporcionada per la comparativa dels PIB per càpita de diferents àmbits regionals. Evidentment, això no s'aplica només en l'àmbit de la política regional en l'àmbit europeu, sinó també en el de les actuacions en l'àmbit de l'Estat en relació amb polítiques que tenen incidència sobre les comunitats autònomes.

En aquest sentit, sembla oportú un exercici que il·lustra l'ús de les PPA en l'àmbit de comunitat autònoma, com és la comparació dels PIB per càpita entre comunitats autònomes segons que es corregeixi o no per les diferències de preus en termes de PPA.

En la taula 10 es presenten els resultats d'aquest exercici per al PIB per càpita de les comunitats autònomes corresponent a 2012, segons les xifres disponibles al web de l'Institut Nacional d'Estadística en relació amb les dades de comptabilitat regional en el moment d'elaborar aquest informe. Cal destacar que donada la macromagnitud a deflactar (el PIB), les PPA que s'han d'utilitzar haurien de ser les que tenen en compte els diferents components del PIB, i no només el consum, com en el cas que ens ocupa. En qualsevol cas, atesa l'elevada associació d'aquests dos indicadors quan es comparen els valors en l'àmbit de la UE, cal esperar que en l'àmbit qualitatiu els resultats de l'exercici presentat a la taula 10 siguin prou representatius.

El primer que destaca és la reducció substancial del rang del PIB per càpita: sense correcció per PPA el PIB per càpita del País Basc és gairebé el doble que el d'Extremadura; amb correcció el PIB per càpita més alt (també el del País Basc) només supera un 54 % el més baix (el d'Andalusia).

¹¹ Aquests resultats són encara més xocants si es miren les dades corresponents a 2006, any per al qual Catalunya només té quatre comunitats autònomes amb un cost de la vida més baix.

Taula 10. PIB per càpita nominal i deflactat per les PPA de les comunitats autònomes. 2012

Comunitat autònoma	PIB pc	Ordre	PIB pc defl.	Ordre
Andalusia	16.744	16	18.058	17
Aragó	24.812	6	25.737	4
Astúries	20.867	10	23.750	9
Balears	23.596	7	23.856	8
Canàries	18.940	13	22.796	10
Cantàbria	21.698	9	21.904	12
Castella - la Manxa	22.000	8	24.992	6
Castella i Lleó	17.693	15	20.866	14
Catalunya	26.419	4	24.353	7
Comunitat Valenciana	19.485	12	20.950	13
Extremadura	15.133	17	18.855	16
Galícia	20.336	11	22.013	11
Madrid	28.914	2	25.249	5
Múrcia	18.032	14	19.016	15
Navarra	28.499	3	25.763	3
País Basc	30.051	1	27.895	1
La Rioja	25.191	5	27.871	2
Espanya	22.297		22.297	
PIB pc màx./PIB pc mín.	1,99		1,54	

Cal destacar també que l'ordenació de les comunitats autònomes segons el nivell de PIB per càpita no varia substancialment quan es fa la correcció per les PPA. Així, el país Basc continua tenint el PIB per càpita més alt i, a l'altre extrem, canvia l'última posició d'Extremadura a Andalusia en considerar les PPA. En termes de posicions, els canvis més importants comporten un ascens (Canàries i la Rioja) o descens (Cantàbria, Catalunya i Madrid) de tres posicions en el rànquing.

5.

Conclusions

Tal com queda recollit en el Reglament de comptabilitat nacional i regional de la Unió Europea vigent, el fet que els països tinguin diferents preus (i monedes) suposa una dificultat a l'hora de realitzar comparacions geogràfiques de preus i volums. Aquest problema no se soluciona mitjançant l'ús dels tipus de canvi, sinó a través de la utilització de les paritats de poder adquisitiu (PPA).

En l'àmbit europeu, l'Eurostat és l'organisme responsable de l'elaboració de les PPA per mitjà d'un programa conjunt amb l'OCDE que, malauradament, no té concreció en l'àmbit regional (pel que fa a NUTS2), malgrat que en el Reglament del Parlament i el Consell Europeu, en què s'estableixen les obligacions dels estats membres en aquesta temàtica, se'ls convida a elaborar aquest tipus d'indicadors (PPA) en l'àmbit regional, claus per a un disseny adequat de les polítiques de cohesió, entre d'altres.

En l'àmbit d'alguns països de la UE, com el Regne Unit, Itàlia i Alemanya s'han realitzat estimacions més o menys oficials de les seves PPA regionals. A Espanya, aquesta experiència la va iniciar fa uns anys FUNCAS, a partir de les actualitzacions d'unes PPA per a l'any 1989 mitjançant l'evolució del índex de preus al consum, però va quedar aturada i sense continuïtat fa pocs anys. També hi ha hagut una experiència similar en el cas de Catalunya amb les estimacions fetes per l'Idescat amb una metodologia semblant a la de FUNCAS. Aquestes estimacions també es van deixar de publicar fa uns anys.

La informació de base necessària per procedir al càlcul de les PPA regionals per a Espanya amb una metodologia similar a la d'Eurostat i l'OCDE només la disposa l'Institut Nacional de Estadística, fonamentalment amb la informació que recull per elaborar l'índex de preus al consum i la que recull per complir amb les demandes d'informació d'Eurostat per elaborar les PPA dels països de la UE (*Encuesta de Paridades de Poder Adquisitivo*).

En aquest sentit, i mentre l'INE no produeixi aquesta informació o faciliti la informació de base necessària per elaborar-la, per estimar les PPA de les comunitats autònomes espanyoles és necessari recórrer a mètodes indirectes, i aquest és l'objectiu del present informe.¹²

S'han estimat les PPA de les comunitats autònomes espanyoles fent ús de tres mètodes: el primer, consistent a replicar la metodologia utilitzada per FUNCAS i l'Idescat, i recomanat per organismes internacionals en cas de falta d'informació de base (mètode 1); el segon, basat en l'ús d'un model que relaciona PPA i PIB per càpita estimat amb dades dels països de la UE i aquest model estimat s'utilitza per fer prediccions amb dades de les comunitats autònomes (mètode 2); i el tercer, que estima les PPA com els efectes regionals d'una equació explicativa de la despesa total de les llars espanyoles estimada amb dades de l'*Encuesta de Presupuestos Familiares* (mètode 3). La proposta de PPA de síntesi s'ha fet a partir d'una mitjana ponderada dels resultats dels mètodes 2 i 3, on les ponderacions tenen en compte la variabilitat dels resultats de les diferents versions de cada mètode. Cal destacar que aquesta proposta de PPA, com l'estimació de qualsevol altra magnitud de característiques similars com podria ser l'IPC, té un cert grau d'incertesa que es pot expressar amb uns intervals de confiança. En aquest cas, no s'han calculat, atesa la diferent naturalesa dels dos mètodes combinats (un estimat amb dades de països i l'altra amb dades individuals).

Cal destacar la consistència dels resultats obtinguts amb els dos mètodes, així com la classificació força diferenciada de les comunitats autònomes segons el valor de la seva PPA. S'han obtingut diferències substancials entre els preus relatius de les comunitats autònomes amb PPA més elevades i les que les tenen més baixes. Aquest és un fet

¹² Cal destacar que en el document "Propuestas y recomendaciones previas a la formulación del Anteproyecto de Plan Estadístico Nacional 2013-2016, sobre las necesidades nacionales en materia estadística, y la adaptación y mejora de los medios existentes" elaborat per una ponència nomenada pel Consejo Superior de Estadística, i aprovat pel ple del mateix òrgan el 14 de desembre de 2010, apareixia com a recomanació prioritària R.2.1. "proporcionar información por comunidades autónomas sobre niveles de precios, similares a las Paridades de Poder Adquisitivo (PPA) que estima Eurostat por países". Finalment, en el redactat del *Reial decret 1658/2012*, de 7 de desembre, pel qual s'aprova el Pla estadístic nacional 2013-2016, dictaminat favorablement pel propi Consejo Superior de Estadística, no apareix cap operació relacionada amb aquesta recomanació prioritària.

Els enllaços al document de la ponència i al Reial decret són http://www.ine.es/normativa/leyes/plan/plan_2013-2016/recomendaciones_2013-2016_cse.pdf i <http://www.boe.es/boe/dias/2012/12/o8/pdfs/BOE-A-2012-14907.pdf>.

important quan es procedeix a comparar el PIB per càpita de les comunitats autònomes a l'any 2012 tenint en compte i sense tenir en compte les PPA. En particular, el PIB del País Basc passa de gairebé doblar el d'Extremadura sense la correcció per PPA a ser una mica més del 50 % més gran quan es tenen en compte els preus relatius. D'altra banda, en el cas de Catalunya el valor de la PPA (108,5) fa que la seva posició en el rànquing de PIB per càpita en PPA passi de la quarta a la setena.

Mentre l'INE, l'organisme encarregat de produir l'estadística oficial estatal desagregada en l'àmbit de comunitats autònomes, no elabori unes PPA amb la informació dels preus dels productes bàsics, caldrà continuar depenent d'estimacions basades en mètodes indirectes com els que aquí s'han presentat. En aquest sentit, algunes línies de millora dels procediments podrien considerar els aspectes següents:

- Pel que fa al mètode 2, es podria considerar un detall més gran pel que fa als components del PIB i el seu efecte sobre les PPA, dedicant especial atenció a tot allò relacionat amb la despesa i els serveis públics. Així mateix, es podria analitzar l'estabilitat de les relacions estimades, estenent el període d'estimació a altres anys, no només 2012, i procedint a l'actualització del model a partir de la disponibilitat de noves dades. Finalment, es podria avaluar la validesa d'aquesta aproximació comparant per als països com el Regne Unit, Itàlia i Alemanya els resultats de l'aplicació del mètode 2 amb les estimacions amb informació de base que s'han comentat en la secció 3. Si el mètode es mostrés prou consistent es podria utilitzar per estimar les PPA pel que fa a NUTS2 de la UE.
- Pel que fa al mètode 3, es podria considerar l'estimació del model de despesa total utilitzant una aproximació de la renda permanent en lloc de la renda observada. Així mateix, es podria completar aquest tipus d'anàlisi amb estimacions d'equacions per a desagregacions de béns, per exemple en l'àmbit dels 12 grups de la COICOP/HBS. En aquesta línia cal emmarcar la proposta recent de Coondoo *et al.* (2011) d'estimar les PPA a partir de l'estimació de corbes d'Engel que, en principi, no requereixen dades de valors unitaris ni tampoc l'ús de dades individuals (llars).
- En relació amb el càlcul de l'estimació de síntesi, es pot analitzar el comportament de les ponderacions a partir de l'ús d'aproximacions com les que es fan servir en l'estimació per a àrees petites. Així mateix, es podria ampliar el concepte recollit per la PPA a altres conceptes de la demanda, no únicament al consum individual de les llars, com és el cas que ens ocupa. Això permetria presentar les dades de PIB per càpita en PPA de manera més coherent en relació amb el contingut de la macromagnitud.

En qualsevol cas, la rellevància de disposar de les PPA regionals per poder dur a terme adequadament el disseny de polítiques de cohesió en l'àmbit europeu o estatal fa necessari que mentre no es disposi d'informació oficial sobre aquests indicadors es continuï procedint a la seva estimació i actualització per mètodes indirectes, tot garantint la seva robustesa i fonamentació metodològica.

6.

Bibliografia

ALCAIDE, J.; ALCAIDE, P. «El crecimiento económico de las autonomías españolas en 1999». *Cuadernos de Información Comercial Española*, núm. 155 (2000), p. 1-13.

ATEN, B. H. «Report on interarea price levels». Bureau of Economic Analysis. U. S. Department of Commerce, 2005, (WP; 2005-11).

ATEN, B. H. «Interarea price levels: an experimental methodology». *Monthly Labor Review*, setembre (2006), p. 47-61.

BALASSA, B. «The Purchasing power parity doctrine: A reappraisal». *Journal of Political Economy*, núm. 72 (1964), p. 584-596.

BIGGERI, L. [et al.]. *Sub National PPPs based on integration with CPIs* [en línia]. Washington DC: World Bank, 2010. <http://www-wds.worldbank.org/external/default/WDSContentServer/WDSP/IB/2014/09/22/000333037_20140922140857/Rendered/PDF/904790WP010.010hoBox0385317BoPUBLIC.pdf> [Consulta: 13 maig 2015].

BIGGERI, L.; LAURETI, T. *Understanding changes in PPPs over time*. Washington DC: World Bank, 2011. <http://www-wds.worldbank.org/external/default/WDSContentServer/WDSP/IB/2014/10/01/000333037_20141001120607/Rendered/PDF/906360WP004.020e0Box0385325BoPUBLIC.pdf> [Consulta: 13 maig 2015].

CADIL, J.; MAZOUCH, P. «PPS and EU Regional Price Level Problem». *The Open Political Science Journal*, núm. 4 (2011), p. 1-5.

COONDOO, D.; MAJUMDER, A.; CHATTOPADHYAY, S. «Estimating spatial consumer price indices through Engel curves analysis». *Review of Income and Wealth*, núm. 57 (2011), p. 138-155.

COONDOO, D.; MAJUMDER, A.; RAY, R. «A method of calculating regional consumer price differentials with illustrative evidence from India». *Review of Income and Wealth*, núm. 50 (2004), p. 51-68.

FUNCAS. «El crecimiento económico de las autonomías españolas», *Cuadernos de Información Económica*. Madrid: FUNCAS, 1999-2011.

INSTITUT D'ESTADÍSTICA DE CATALUNYA. *Evolució de les principals macromagnituds de l'economia catalana*. Barcelona: Idescat, 1987-1997.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA. *Encuesta de Presupuestos Familiares. Base 2006. Fichero de usuario*. Madrid: Instituto Nacional de Estadística, 2011.

ISTAT; UNIONCAMERE; INSTITUTO G. TAGLIACARNE. *La difference nel livello dei prezzi al consumo tra i capoluoghi delle regioni italiane*, 2009.

KOKOSKI, M. F.; MOULTON, B. R.; ZEISCHANG, K. D. «Intearea price comparisons for heterogeneous goods and several levels of commodity aggregation». A: LIPSEY, R. E.; HESTON, A. (ed.). *International and interarea comparisons of prices, income and output*. National Bureau of Economic Research. Chicago University Press, 1999, p. 327-364.

LORENTE, J. R. «La dispersión geográfica de los salarios». *Síntesis Mensual de Indicadores Económicos*. Ministerio de Economía y Hacienda. Dirección General de Previsión y Coyuntura, 1992.

OFFICE FOR NATIONAL STATISTICS. UK relative regional consumer price levels for goods and services for 2010. 2011.

PRAIS, S. J.; HOUTHAKKER, H.S. *The analysis of family budgets*. 2a. ed. Cambridge: Cambridge University Press, 1955 (1971).

RAO, D. S. P. «On the equivalence of weighted country-product-dummy (CPD) method and the Rao-system for multilateral price comparisons». *Review of Income and Wealth*, núm. 51 (2005), p. 571-580.

RHOADES D. «Towards a Methodology for Analyzing the Coherence between PPP and SNA Based Estimates of Real GDP». Unpublished manuscript, Statistical Division. Geneva: United Nations Economic Commission for Europe, 2003.

ROOS, M. W. M. «Regional price levels in Germany». *Applied Economics*, núm. 38 (2006), p. 1553-1566.

RUBIERA, F.; LASARTE, E.; FERNÁNDEZ, E. «Efectos de los incrementos en el coste de la vida sobre el mapa de la pobreza en España». *Papeles de Economía Española*, núm. 138 (2013), p. 114-128.

SAMUELSON, P. A. «Theoretical notes on trade problems». *Review of Economics and Statistics*, núm. 46 (1964), p. 145-154.

SUMMERS, R. «International price comparisons based upon incomplete data». *Review of Income and Wealth*, núm. 19 (1973), p. 1-16.

TAYLOR, A.; TAYLOR, M. «The Purchasing Power Parity debate». *Journal of Economic Perspectives*, núm. 18 (2004), p. 135-158.

TESSEMA, G. A.; ROSSITER, P. D. *Searching Coherence between Spatial and Temporal Measures of Price Change*. Canberra: Commonwealth of Australia. Australian Bureau of Statistics (ABS), 2007. (Research Paper; 1352.0.55.081). <[http://www.ausstats.abs.gov.au/Ausstats/subscriber.nsf/o/B45EC6831FCB5622CA2572B9001CF9C2/\\$File/1352055081_nov%202006.pdf](http://www.ausstats.abs.gov.au/Ausstats/subscriber.nsf/o/B45EC6831FCB5622CA2572B9001CF9C2/$File/1352055081_nov%202006.pdf)> [Consulta: 13 maig 2015].

VEGA, P.; MÉNDEZ, J. M. *Comparación de los ingresos del trabajo entre la Encuesta de Condiciones de Vida y las fuentes administrativas*. Madrid: Instituto Nacional de Estadística, 2014. (Documento de Trabajo; 2/2014). <http://www.ine.es/ss/Satellite?blobcol=urldata&blobheader=application%2Fpdf&blobheadername1=Content-Disposition&blobheadervalue1=attachment%3B+filename%3Ddocutrab_0214.pdf&blobkey=urldata&blobtable=MungoBlobs&blobwhere=300%2F435%2Fdocutrab_0214.pdf&ssbinary=true> [Consulta: 13 maig 2015].

WORLD BANK. *Global Purchasing Power Parities and Real Expenditures*. Washington DC: World Bank, 2008. <<http://siteresources.worldbank.org/ICPINT/Resources/icp-final.pdf>> [Consulta: 13 maig 2015].

Annex 1

Taula A.1. Desagregació PPA a Eurostat per països membres

00	Gross Domestic Product
A01	Actual individual consumption
A0101	Food and non-alcoholic beverages
A010101	Food
A01010101	Bread and cereals
A01010102	Meat
A01010103	Fish
A01010104	Milk, cheese and eggs
A01010105	Oils and fats
A01010106	Fruits, vegetables, potatoes
A01010199	Other food
A010102	Non-alcoholic beverages
A0102	Alcoholic beverages, tobacco and narcotics
A010201	Alcoholic beverages
A010202	Tobacco
A0103	Clothing and footwear
A010301	Clothing
A010302	Footwear
A0104	Housing, water, electricity, gas and other fuels
A010405	Electricity, gas and other fuels
A0105	Household furnishings, equipment and maintenance
A010501	Furniture and furnishings, carpets and other floor coverings
A010503	Households appliances
A0106	Health
A0107	Transport
A010701	Personal transport equipment
A010703	Transport services
A0108	Communication
A0109	Recreation and culture
A010901	Audio-visual, photographic and information processing equipment
A0110	Education
A0111	Restaurants and hotels
A0112	Miscellaneous goods and services

A04	Actual collective consumption
A05	Gross fixed capital formation
A0501	Machinery and equipment
A050101	Fabricated metal products and equipment (except electrical and optical eq)
A050102	Electrical and optical equipment
A050103	Transport equipment
A0502	Construction
A050201	Residential buildings
A050202	Non-residential buildings
A050203	Civil engineering works
A0503	Software
E01	Final consumption expenditure
E011	Household final consumption expenditure
E012	Government final consumption expenditure
E0121	Collective consumption expenditure
E0122	Individual consumption expenditure
P01	Total goods
P0101	Consumer goods
P010101	Non-durable goods
P010102	Semi-durable goods
P010103	Durable goods
P0102	Capital goods
P02	Total services
P0201	Consumer services
P0202	Government services
P020201	Collective services
P020202	Individual services

Annex 2

Taula A.2.a. Valors unitaris per comunitats autònomes (1-9)

Etiquetes de COICOP a:

www.ine.es/daco/daco42/daco4213/anexoecpf06.pdf

codi	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1111	1,39	1,15	1,28	1,24	1,36	1,36	1,37	1,34	1,27
1112	2,55	2,72	2,61	2,56	3,22	2,62	2,60	2,37	2,98
1113	4,62	4,24	3,68	5,18	4,61	3,93	3,81	3,16	5,35
1114	1,78	1,66	1,66	2,26	2,39	1,82	1,86	1,62	2,23
1116	9,72	10,00	6,91	7,84	10,40	10,01	8,09	8,24	6,61
1121	11,88	11,83	10,81	11,19	9,95	10,64	9,65	9,89	12,11
1122	6,01	6,51	6,39	6,75	6,06	7,02	5,98	5,53	7,28
1123	14,08	11,36	11,77	9,69	8,71	12,41	11,27	10,76	13,31
1124	4,36	5,05	4,44	5,18	4,70	5,03	4,70	3,98	5,27
1125	8,26	10,47	9,13	9,43	8,85	9,42	8,97	7,60	10,52
1126	6,22	7,60	6,94	7,35	6,25	7,14	6,57	5,90	7,73
1127	6,25	5,59	5,84	6,71	5,13	6,47	6,57	5,00	7,05
1128	5,26	4,64	5,92	4,19	4,74	4,92	4,70	4,43	4,94
1131	7,27	7,50	7,56	8,81	8,50	7,73	7,64	6,94	9,17
1132	7,29	7,46	7,05	8,69	5,85	7,74	7,13	6,61	8,78
1133	7,15	7,96	8,48	8,72	8,44	8,62	7,75	7,55	8,47
1134	18,65	17,45	11,81	19,71	12,23	17,10	13,78	14,30	17,82
1135	9,02	10,35	10,40	9,86	9,34	10,74	10,07	7,80	10,27
1141	0,75	0,69	0,76	0,75	0,79	0,78	0,73	0,76	0,78
1142	0,68	0,69	0,68	0,74	0,72	0,73	0,70	0,75	0,76
1143	4,02	4,31	4,73	5,64	4,48	4,97	4,26	4,84	4,97
1144	2,25	2,44	2,34	2,44	2,72	2,66	2,57	2,11	2,79
1145	7,55	9,63	8,16	8,82	8,81	7,96	7,97	7,22	8,82
1146	2,11	2,62	3,17	2,30	2,71	2,89	2,65	2,05	2,69
1147	0,14	0,16	0,15	0,14	0,17	0,14	0,14	0,13	0,15
1151	5,74	6,86	5,30	5,61	6,66	5,25	5,74	4,11	5,71
1152	3,96	5,19	4,55	4,53	4,83	5,25	4,59	3,45	4,72
1153	2,55	2,62	2,45	2,63	2,32	2,58	2,46	2,51	2,92
1154	1,39	1,40	1,39	1,37	1,37	1,43	1,45	1,46	1,43
1155	5,00	5,80	7,28	4,32	4,51	6,85	3,28	2,41	3,46
1160	4,06	4,31	2,99	4,05	3,86	3,09	3,50	3,07	3,96

1161	0,97	1,09	1,02	1,10	1,23	1,19	1,09	1,09	1,18
1162	1,55	1,58	1,52	1,52	1,22	1,60	1,59	1,52	1,60
1163	1,53	1,31	1,30	1,51	1,57	1,45	1,33	1,33	1,40
1164	1,56	1,38	1,46	1,54	1,63	1,55	1,38	1,37	1,56
1165	2,00	1,79	1,92	2,30	2,30	1,94	1,88	1,83	2,12
1166	5,18	5,02	4,29	7,27	6,50	5,78	5,40	4,68	5,95
1167	2,89	2,57	2,43	2,97	3,24	2,73	1,14	2,69	2,87
1168	1,08	1,39	1,57	1,35	1,57	1,60	1,34	1,04	1,48
1169	9,28	9,59	7,37	9,52	9,66	9,09	7,17	6,40	9,46
1171	2,04	2,22	2,07	3,15	3,71	2,50	2,24	1,99	2,48
1172	1,73	1,39	1,33	2,02	1,55	1,51	1,38	1,69	1,27
1173	1,44	1,75	1,71	1,69	1,65	1,92	1,67	1,47	1,79
1174	1,56	1,54	1,61	1,68	1,57	1,72	1,46	1,44	1,78
1175	1,80	2,26	3,11	1,96	2,32	1,90	2,25	1,76	2,55
1176	2,64	2,34	2,44	2,27	2,41	2,49	2,40	1,97	2,60
1177	3,30	3,36	3,48	3,03	3,99	3,69	3,48	2,50	3,06
1178	0,64	0,65	0,65	0,72	0,88	0,65	0,61	0,61	0,75
1179	5,94	7,21	5,94	5,46	5,40	6,81	6,71	4,48	5,92
1181	1,22	1,03	1,19	1,24	1,17	1,26	1,15	1,16	1,21
1182	4,09	4,29	4,26	5,20	5,15	5,11	4,79	4,29	4,81
1183	9,30	11,32	9,24	9,27	9,87	9,48	10,13	6,41	9,92
1185	3,87	4,06	3,82	4,49	4,43	5,00	4,51	4,52	5,07
1186	5,24	5,87	4,87	6,21	6,36	5,96	6,58	6,53	6,53
1211	8,80	11,06	8,64	11,07	7,48	7,01	9,37	7,85	13,13
1212	13,04	18,59	12,80	12,74	12,49	13,20	12,41	6,69	11,67
1213	5,33	5,20	4,85	5,24	4,98	4,71	4,89	4,84	4,96
1221	0,25	0,25	0,27	0,25	0,29	0,28	0,20	0,24	0,27
1222	0,76	1,02	0,80	0,84	0,83	0,88	0,89	0,79	0,96
1223	0,95	1,02	1,04	0,98	1,04	1,00	1,07	0,93	1,08
1224	1,03	1,75	1,11	2,72		0,81	1,36	1,17	1,68
2111	10,30	9,43	7,90	13,13	7,70	11,05	8,17	9,40	9,33
2121	2,09	1,99	2,41	2,80	2,29	2,18	1,75	1,75	2,78
2122	3,12	2,11	5,12	6,71	4,13	4,30	3,67	3,03	4,66
2131	1,13	1,38	1,36	1,28	1,42	1,39	1,37	1,13	1,50
2211	3,62	3,70	3,97	4,06	1,85	4,02	3,57	4,00	3,86
2212	0,66	1,28	1,76	1,24	0,93	1,13	0,83	2,29	0,79
4411	1,28	0,98	1,07	1,19	1,49	1,02	0,93	1,12	1,51
4412	1,56	1,48	1,17	1,19	1,05	1,34	1,19	1,43	1,22
4511	0,22	0,23	0,22	0,16	0,18	0,23	0,23	0,21	0,23

4512	0,25	0,32	0,34	0,16	0,24	0,40	0,39	0,31	0,29
4521	0,81	0,73	1,06	1,15	1,24	1,07	0,82	0,41	0,86
4522	1,09	0,82	1,86	2,09		0,76	0,94	0,43	0,87
4523	1,11	1,25	1,45	1,37	1,27	1,48	1,16	1,29	1,16
4524	1,31	1,91	1,89	1,92	1,28	1,37	1,80	1,47	0,97
4531	1,04	0,95	0,96	1,01	0,99	0,97	0,97	1,19	0,95
4532	2,03	1,16	1,05	1,01	15,18	0,98	1,09	1,02	0,87
4541	0,12	0,22	0,17	0,17	0,78	0,26	0,17	0,16	0,15
4542	0,13	0,37	0,12	1,34		0,83	0,33	0,23	0,57
7221	1,39	1,37	1,35	1,43	1,09	1,38	1,39	1,38	1,35

Taula A.2.b. Valors unitaris per comunitats autònomes (10-17) i Espanya

Etiquetes de COICOP a: www.ine.es/daco/daco42/daco4213/anexoecpf06.pdf

codi	10	11	12	13	14	15	16	17	Espanya
1111	1,22	1,39	1,42	1,23	1,08	1,25	1,40	1,20	1,28
1112	2,60	2,60	2,73	2,21	2,79	3,50	3,30	2,47	2,66
1113	4,81	3,62	3,63	4,37	4,41	4,63	4,60	3,64	4,45
1114	2,06	1,54	1,69	1,91	1,79	1,92	1,86	1,94	1,95
1116	8,49	6,50	6,71	9,41	11,16	8,24	7,14	7,92	8,75
1121	11,64	10,78	9,59	10,36	11,59	12,36	11,61	12,14	10,87
1122	6,23	5,74	4,68	6,12	6,97	7,51	6,86	7,38	6,03
1123	12,93	10,59	8,63	13,47	11,57	12,96	12,79	14,75	12,07
1124	4,44	4,32	4,88	4,53	4,85	5,93	5,42	5,82	4,71
1125	9,59	8,20	9,00	9,59	10,75	11,30	10,46	10,00	9,31
1126	6,88	5,77	6,27	6,70	8,59	8,19	7,72	7,75	6,92
1127	6,36	5,66	6,23	5,62	7,73	6,81	6,40	7,07	6,40
1128	4,79	4,24	4,02	5,62	6,35	5,33	6,25	5,63	5,04
1131	8,73	6,62	7,12	8,11	8,51	9,20	8,93	8,88	8,02
1132	7,93	6,39	6,60	7,92	8,17	8,83	9,67	6,93	7,54
1133	7,74	7,95	7,88	8,76	7,61	9,54	9,78	8,76	8,09
1134	18,35	12,96	11,09	17,62	21,65	13,37	16,23	15,91	16,10
1135	9,69	7,79	9,37	9,87	11,37	12,11	11,28	10,51	9,71
1141	0,79	0,72	0,77	0,78	0,86	0,81	0,82	0,74	0,77
1142	0,74	0,68	0,70	0,74	0,80	0,76	0,76	0,75	0,73
1143	4,48	5,19	4,36	3,90	4,62	4,50	4,30	3,73	4,40
1144	2,47	2,25	2,45	2,42	2,08	2,99	2,56	2,26	2,47
1145	8,54	7,62	8,02	8,59	11,07	10,76	8,58	8,00	8,39

1146	2,33	2,32	2,75	2,90	2,34	3,32	2,89	2,29	2,50
1147	0,14	0,14	0,20	0,14	0,14	0,15	0,15	0,14	0,15
1151	5,06	4,42	5,62	5,46	6,88	5,64	6,17	4,53	5,60
1152	4,13	3,83	4,34	4,46	4,92	3,55	4,82	3,48	4,29
1153	2,60	2,56	2,53	2,62	2,76	2,64	2,67	2,52	2,62
1154	1,36	1,43	1,43	1,40	1,39	1,59	1,44	1,39	1,41
1155	5,07	6,18	3,92	5,57	4,66		3,93		4,44
1160	4,09	4,51	3,33	3,52	3,76	3,90	4,14	3,24	3,80
1161	0,92	1,04	1,15	1,16	1,11	1,23	1,27	1,16	1,11
1162	1,47	1,54	1,50	1,60	1,57	1,68	1,63	1,66	1,54
1163	1,35	1,36	1,35	1,51	1,42	1,39	1,53	1,33	1,43
1164	1,41	1,35	1,39	1,54	1,53	1,49	1,60	1,40	1,49
1165	1,92	1,86	1,87	2,22	2,19	2,14	2,19	2,03	2,04
1166	5,24	0,88	6,09	6,02	6,36	5,53	6,90	5,14	5,18
1167	2,79	3,07	2,59	2,88	2,84	2,99	2,74	2,81	2,57
1168	1,23	1,11	1,56	1,40	1,63	1,90	1,66	1,67	1,33
1169	8,50	8,54	6,01	8,91	8,51	8,44	8,64	7,24	8,56
1171	2,73	2,23	1,79	3,14	2,22	2,41	2,76	3,17	2,43
1172	1,93	1,91	1,37	1,68	1,81	1,80	1,49	1,97	1,52
1173	1,75	1,36	1,97	1,72	1,67	1,92	2,23	1,86	1,69
1174	1,54	1,62	1,45	1,61	1,29	1,93	1,99	1,75	1,62
1175	2,21	1,73	1,99	1,88	2,39	3,01	2,44	2,91	2,12
1176	2,66	2,07	2,32	2,81	3,10	2,38	2,61	2,39	2,56
1177	2,81	2,83	3,31	3,52	2,97	3,30	4,73	3,83	3,27
1178	0,66	0,65	0,85	0,68	0,65	0,69	0,74	0,64	0,70
1179	5,61	5,95	5,11	6,55	7,79	7,05	6,95	8,04	6,02
1181	1,21	1,19	1,15	1,26	1,07	1,11	1,34	1,02	1,19
1182	4,05	4,29	4,80	4,13	5,59	3,40	4,72	3,64	4,45
1183	9,08	9,14	9,10	9,82	10,22	11,51	10,48	9,21	9,57
1185	3,83	4,29	4,67	5,05	3,45	2,93	4,83	3,56	4,35
1186	5,97	4,88	5,31	6,28	6,07	8,10	5,63	4,38	5,93
1211	10,31	7,90	9,21	8,38	10,25	12,44	9,92	10,66	9,75
1212	13,20	9,82	9,12	14,13	22,82	16,29	14,63	11,12	12,41
1213	5,52	5,20	4,88	5,04	5,17	5,16	5,07	5,28	5,10
1221	0,23	0,22	0,26	0,38	0,28	0,33	0,32	0,25	0,26
1222	0,86	0,80	0,85	0,99	0,86	0,90	0,98	0,86	0,87
1223	0,98	0,87	1,02	1,07	1,03	1,14	1,11	1,02	1,02
1224	1,54	0,69	1,69	1,44	1,44	1,68	0,86		1,45
2111	9,76	10,46	9,80	11,87	7,74	9,42	10,31	8,98	9,83

2121	2,28	1,78	2,32	2,46	1,78	1,79	2,78	2,07	2,30
2122	4,03	4,82	4,91	4,84	4,19	4,91	11,06	6,95	4,33
2131	1,09	1,11	1,50	1,41	1,15	1,25	1,53	1,29	1,27
2211	3,93	3,78	3,93	3,93	4,00	3,94	3,93	4,04	3,73
2212	1,25	0,82	0,76	0,66	1,14	1,31	0,96	0,46	0,90
4411	1,49	1,33	0,87	1,69	1,39	1,39	0,97	0,96	1,34
4412	1,29	1,05	0,84	1,41	0,99	2,04	1,07	0,94	1,27
4511	0,23	0,21	0,19	0,23	0,21	0,23	0,23	0,24	0,22
4512	0,29	0,24	0,28	0,32	0,34	0,43	0,33	0,54	0,29
4521	0,57	0,22	0,86	0,51	0,41	1,01	1,13	0,62	0,66
4522	1,30	0,68	1,44	0,92	1,10	1,81	0,86	1,29	0,92
4523	1,25	1,07	1,31	1,28	1,27	1,42	1,30	1,46	1,21
4524	1,39	1,39	1,52	1,27		1,79	1,45	1,86	1,31
4531	1,00	0,97	0,95	0,99	1,01	0,97	1,02	0,95	1,00
4532	0,89	1,49	1,04	0,89	1,02	0,91	1,33	1,21	0,98
4541	0,15	0,09	0,09	0,18	0,13	0,12	0,11	0,19	0,12
4542	0,46	0,24	0,09	0,15	0,11		0,22	0,13	0,22
7221	1,41	1,39	1,36	1,35	1,37	1,33	1,35	1,34	1,36

Annex 3

Taula A.3. Estimació del model de despesa total (2009-2012)

	Coef.	ES	t	p-valor
Variabls relatives a la llar				
Comunitat autònoma (Ref.: Andalusia)				
Aragó	-0,0037	0,0082	-0,45	0,65
Astúries	-0,0587	0,0088	-6,7	0
Balears	0,0117	0,0092	1,28	0,2
Canàries	-0,1072	0,0092	-11,62	0
Cantàbria	0,0162	0,0089	1,83	0,067
Castella - la Manxa	-0,0812	0,0071	-11,35	0
Castella i Lleó	-0,0509	0,008	-6,36	0
Catalunya	0,0661	0,0065	10,19	0
Comunitat Valenciana	-0,0228	0,007	-3,24	0,001
Extremadura	-0,0936	0,0088	-10,63	0
Galícia	-0,0376	0,0075	-5,03	0
Madrid	0,1179	0,0069	16,99	0
Múrcia	-0,0037	0,0092	-0,4	0,688
Navarra	0,0866	0,0079	10,96	0
País Basc	0,0718	0,0062	11,51	0
La Rioja	-0,0263	0,0091	-2,89	0,004
Ingressos mensuals (log)	0,458	0,0043	107,09	0
Composició de la llar				
Número de membres	0,0561	0,007	8,03	0
Número de membres >13	0,0446	0,0065	6,83	0
Número de membres <16	0,0037	0,0089	0,42	0,678
Número de membres <18	-0,0092	0,0068	-1,36	0,174
Població del municipi (Ref.: > 100.000)				
50.000 – 100.000	0,0297	0,0061	4,85	0
20.000 – 50.000	0,0333	0,0065	5,12	0
10.000 – 20.000	0,0276	0,0072	3,83	0
< 10.000	0,027	0,0065	4,15	0
Capital de província (Ref.: Sí)				
No	-0,0274	0,0055	-4,96	0

Variables relatives al sustentador principal				
Sexe (Ref.: home)	-0,0013	0,0045	-0,29	0,77
Edat				
Terme lineal	0,0175	0,0009	19,43	0
Terme quadràtic	-0,0002	8,37E-06	-19,91	0
Nivell d'estudis (Ref.: primaris o inferiors)				
Secundaris 1er cicle	0,1042	0,0051	20,61	0
Secundaris 2on cicle	0,1623	0,0062	26,12	0
Superiors	0,2225	0,0062	35,99	0
País de naixement (Ref.: Espanya)				
Resta Unió Europea	-0,0972	0,012	-8,07	0
Resta d'Europa	-0,1574	0,0229	-6,87	0
Resta del món	-0,2121	0,0088	-24,16	0
Situació en relació amb l'activitat (Ref.: ocupat)				
Amb feina però absent	0,0191	0,0105	1,82	0,069
Parat	-0,0377	0,0074	-5,06	0
Jubilat	0,0108	0,0064	1,68	0,092
Estudiant	-0,0139	0,0635	-0,22	0,827
Tasques domèstiques	0,0037	0,0114	0,32	0,748
Incapacitat permanent	-0,0179	0,0195	-0,92	0,359
Altra situació d'inactiu	0,0537	0,0302	1,78	0,075
Estat civil (Ref.: solter)				
Casat	0,1258	0,0057	22,06	0
Vidu	0,0793	0,0087	9,17	0
Separat	0,0514	0,011	4,68	0
Divorciat	0,0686	0,0096	7,13	0
Any de l'enquesta (Ref.: 2009)				
2010	-0,0062	0,0046	-1,35	0,176
2011	-0,0123	0,0046	-2,67	0,007
2012	-0,0288	0,0046	-6,22	0
Constant	5,8929	0,0365	161,24	0
Nombre d'observacions		85.447		
R ²		0,5517		

Nota: El model s'ha estimat per mínims quadrats ordinaris amb errors estàndard robustos a heteroscedasticitat. El coeficient de determinació (R²) correspon al model sense errors estàndard robustos.

Annex 4

Taula A.4. Percentatge de la despesa del residents feta fora de la comunitat autònoma (DF) (2010) i percentatge del PIB de cada comunitat autònoma respecte del PIB d'Espanya (2012)

Comunitat autònoma	% DF	% PIB
Andalusia	2,20	13,62
Aragó	3,47	3,18
Astúries	4,25	2,15
Balears	3,20	2,51
Canàries	2,55	3,90
Cantàbria	3,55	1,22
Castella - la Manxa	4,92	5,26
Castella i Lleó	4,02	3,56
Catalunya	4,02	18,66
Comunitat Valenciana	3,07	9,64
Extremadura	5,07	1,62
Galícia	2,26	5,38
Madrid	6,95	18,03
Múrcia	3,45	2,63
Navarra	4,61	1,72
País Basc	5,03	6,16
La Rioja	4,68	0,76

Font: *Contabilidad Regional de España*, INE.