

Actuació 3.1.2.

PIB, productivitat i salaris a l'Àrea Metropolitana de Barcelona

Josep Lluís Raymond
Universitat Autònoma de Barcelona

Dolors Cotrina
Àlex Costa
Enric Puig
Gabinet Tècnic de Programació
Ajuntament de Barcelona

Vittorio Galletto
Sandra Aguilera
Marc Fíguls
Institut d'Estudis Regionals i Metropolitans de Barcelona

Desembre de 2018

Índex

Objectiu i contingut del treball4

PART I. Canvia la productivitat al territori? Una proposta metodològica per a l'estimació del PIB urbà a l'economia espanyola.....6

PART II. Els deflactors del PIB territorial. Resultats per a les CCAA de l'economia espanyola. Aplicació al VAB sectorial de Barcelona.....32

Objectiu i contingut del treball

Aquesta actuació constitueix la continuació de les tasques realitzades en el marc del Contracte programa 2017 centrada en la obtenció de macromagnituds des d'una aproximació sistemàtica, actualitzada i detallada sectorialment de la macroeconomia de l'àmbit territorial metropolitana i específicament, del territori de l'AMB. Aquesta informació pot ser útil tant per a totes les persones interessades en conèixer a fons l'economia de l'AMB, com per orientar la presa de decisions dels agents econòmics que treballen en l'entorn de l'economia de la metròpoli. L'actuació que aquí es presenta planteja una recerca compartida entre el Gabinet Tècnic de Programació de l'Ajuntament de Barcelona i l'Àrea d'economia de l'IERMB.

Tal com quedava establert a la proposta d'actuació, l'objectiu és desenvolupar una sèrie de línies de treball que permetin tenir un coneixement exhaustiu de la situació i evolució econòmica del territori corresponent a l'AMB. Concretament, es desenvoluparan 4 línies de treball:

1) Actualització de les sèries de PIB i VAB pels municipis de l'AMB

2) Actualització l'evolució dels salaris totals i segons característiques personals, del lloc de treball i de la relació laboral.

3) Anàlisi de la factibilitat de replicar la metodologia desenvolupada en el càlcul del PIB (Contracte programa 2017) en altres entorns metropolitans.

4) Estudi metodològic per estimar el PIB dels municipis de l'AMB en termes nominals i reals, el que implicarà disposar d'una estimació de la variació del nivell de preus de l'àmbit territorial metropolitana.

En les 4 línies de treball s'han assolits resultats significatius. Pel que fa la primera, s'han actualitzat les dades de PIB i VAB pels municipis de l'AMB i ja estan incorporades a la base de dades SIMBA de l'IERMB. En segon lloc, pel que fa a l'actualització de l'evolució dels salaris totals i segons característiques personals, del lloc de treball i de la relació laboral, també s'ha realitzat satisfactòriament i els resultats han estat incorporats a la base de dades SIMBA de l'IERMB. A més, una part significativa de les dades de salaris per sectors d'activitat i categoria professional (grup de cotització) han estat utilitzats per

realitzar anàlisis corresponents a altres actuacions del CP AMB-IERMB 2018 (especialment l'Actuació 3.1.1. Creixement inclusiu urbà). Per últim, els treballs corresponents als punts 3 i 4 han resultat en dos publicacions que s'adjunten en el present document (PART I i PART II). Cal destacar que el primer document ha donat lloc a una comunicació presentat al XLIV Reunión de Estudios Regionales de la AEER de València (21-23 de novembre 2018) i així mateix la traducció en anglès ha estat publicada com un Working Paper de l'IERMB (IERMB Working Paper in Economics, nº 18.02, September 2018). El segon document és de caire més tècnic i ha estat igualment publicat a la pàgina web de Barcelona Economia de l'Ajuntament de Barcelona (<http://ajuntament.barcelona.cat/barcelonaeconomia/ca/estudis-i-publicacions>).

PART I. Canvia la productivitat al territori? Una proposta metodològica per a l'estimació del PIB urbà a l'economia espanyola

Canvia la productivitat al territori? Una proposta metodològica per a l'estimació del PIB urbà a l'economia espanyola

Josep Lluís Raymond
Universitat Autònoma de Barcelona

Dolors Cotrina
Àlex Costa
Enric Puig
*Gabinet Tècnic de Programació
Ajuntament de Barcelona*

Vittorio Galletto
Sandra Aguilera
Marc Fíguls
Institut d'Estudis Regionals i Metropolitans de Barcelona

Juny de 2018

Índex

<u>Resum executiu</u>	9
<u>1. Introducció</u>	10
<u>2. Fonament teòric</u>	12
<u>3. Modelització de la relació entre salaris i productivitat: valor de β</u>	13
<u>4. Estimació del VAB municipal</u>	16
<u>5. Comparació amb les dades del VAB municipal de fonts oficials</u>	25
<u>6. Conclusions</u>	28
<u>Referències bibliogràfiques i fonts de dades</u>	30

Resum executiu

El PIB és un indicador clau de l'economia urbana, tal com queda recollit en els manuals metodològics sobre estadística urbana tant a nivell internacional (UN-Habitat) com europeu (Eurostat). No obstant això, la majoria de les ciutats espanyoles no disposen d'una estimació de PIB. A més, algunes de les ciutats que sí tenen PIB presenten una actualització escassa, no disposen de sèrie anual i, si pertanyen a diferents Comunitats Autònomes (CCAA), no es pot garantir la comparabilitat dels resultats entre elles.

L'objectiu d'aquest treball és contribuir a cobrir aquest dèficit d'informació presentant un mètode de càlcul del PIB a nivell municipal basat en l'estimació de la productivitat sectorial diferencial de la ciutat respecte a la seva Comunitat Autònoma. Per a això s'utilitza la informació de salaris sectorials diferencials entre les ciutats i les Comunitats Autònomes que, per al període 2010-2016, es poden estimar a partir de la Mostra Contínua de Vides Laborals. Els resultats de PIB així estimats mostren uns valors que semblen indicar que s'estan recollint aspectes rellevants de l'economia de les ciutats com, entre d'altres, potencials economies d'aglomeració.

L'aplicació de la metodologia proposada suposaria passar de la situació descrita amb anterioritat a una en la qual, per més d'un centenar de les ciutats espanyoles més poblades, es podria disposar d'una sèrie de PIB de 2010 a 2016, amb actualització anual, amb garantia de comparabilitat de resultats i amb una metodologia que, al nostre entendre, inclou alguna de les característiques més rellevants de l'economia urbana, com és l'efecte aglomeració.

1 Introducció

El PIB és un indicador clau de l'economia urbana, tal com queda recollit en els manuals metodològics sobre estadística urbana tant a nivell internacional (UN-Habitat) com europeu (Eurostat). Així per exemple, en el marc del Programa de les Nacions Unides per a les ciutats (UN-Habitat) s'ha proposat un sistema de càlcul del PIB municipal a partir de la informació d'ocupació i de productivitat (UN-Habitat 2009). No obstant això, la majoria de les ciutats espanyoles no disposen d'una estimació de PIB¹. A més, algunes de les ciutats que sí tenen PIB presenten una actualització escassa, no disposen de sèrie anual i, si pertanyen a diferents Comunitats Autònomes (CCAA), no es pot garantir la comparabilitat dels resultats entre elles.

L'objectiu d'aquest treball és contribuir a cobrir aquest dèficit d'informació presentant un mètode de càlcul del PIB a nivell municipal basat en l'estimació de la productivitat sectorial diferencial de la ciutat respecte a la seva Comunitat Autònoma.

L'any 2015 l'Ajuntament de Barcelona va iniciar un projecte d'estimació del PIB de la ciutat de Barcelona. Encara que en les estadístiques oficials es podien trobar estimacions de PIB municipal, es va considerar necessari dur a terme una aproximació pròpia amb la finalitat d'aconseguir una informació més puntual, amb major desglossament sectorial i amb resultats de creixement del PIB en termes reals (i no només de creixement nominal). Addicionalment, un aspecte rellevant que també es volia considerar era que en l'estimació s'incloués *l'efecte aglomeració* propi de les economies urbanes. Aquest efecte és un element important de l'economia de les grans ciutats, com la teoria econòmica urbana mostra, per la qual cosa es va entendre que era necessari incloure-ho en les estimacions del PIB de Barcelona.

A principis de 2016 es va publicar el primer informe del PIB de Barcelona per al període 2010-2014. Poc després de la publicació d'aquest primer informe es va portar a terme

¹ En aquest document s'utilitzen indistintament els termes de PIB i VAB malgrat ser conceptes diferents. Això és així perquè des del punt de vista de l'estimació territorial, seguint el criteri d'Eurostat, el VAB i el PIB d'un territori (ciutats en el nostre cas) tenen el mateix pes respecte a l'economia nacional i, per tant, una vegada estimat el VAB, el càlcul del PIB és immediat.

també l'estimació del PIB per l'àmbit territorial de l'Àrea Metropolitana de Barcelona (AMB)². L'anàlisi dels resultats per a l'AMB va ser realitzat per l'Institut d'Estudis Regionals i Metropolitans de Barcelona (IERMB). En l'actualitat, l'última dada disponible correspon a 2017.

L'estratègia d'estimació del PIB va ser la típica en la comptabilitat econòmica. En primer lloc, es va estimar el PIB de l'any base 2011, any de Taules Input-Output a Catalunya. Les productivitats sectorials mitjanes de Catalunya es van corregir per a Barcelona amb la comparativa de productivitats Barcelona / Catalunya de les empreses unilocalitzades. Seguidament es va projectar la sèrie anual de resultats, però assumint que les variacions sectorials de la productivitat eren iguals a Catalunya i Barcelona³.

Precisament aquest últim supòsit, que implica suposar un efecte aglomeració fix en el temps, va ser superat amb l'estudi “*Estimació del PIB de Barcelona i de l'AMB. Millora metodològica de la dinàmica de la productivitat amb informació salarial*” (2017)⁴. Aquest estudi és l'embrió del present treball ja que va aplicar els diferencials salarials de cada sector entre Barcelona i Catalunya per estimar el diferencial de productivitat entre la ciutat i la Comunitat Autònoma. En el present treball s'ha extrapolat a altres ciutats d'Espanya aquesta mateixa estratègia metodològica. Les diferències salarials sectorials de cada ciutat respecte a la seva Comunitat Autònoma són estimades amb la Mostra Contínua de Vides Laborals (MCVL).

En aquest document es presenta, en primer lloc, el fonament teòric que relaciona salaris i productivitat. Seguidament amb les dades de la Comptabilitat Regional d'Espanya de l'INE (CRE), es realitza una estimació del coeficient que relaciona salaris amb productivitat. En el següent apartat es realitzen les estimacions de PIB a partir d'aquest plantejament, incloent una discussió sobre la font de dades més apropiada per estimar

² L'AMB és l'administració pública de l'àrea metropolitana de Barcelona, una gran conurbació urbana formada per un total de 36 municipis. La constitució com a administració pública es va portar a terme el 21 de juliol de 2011, d'acord amb la Llei 31/2010 aprovada pel Parlament de Catalunya. Des de llavors, l'AMB substitueix les tres entitats metropolitanes vigents fins a aquella data: la Mancomunitat de Municipis de l'Àrea Metropolitana de Barcelona, l'Entitat del Medi Ambient i l'Entitat Metropolitana del Transport.

³ Gabinet Tècnic de Programació. Ajuntament de Barcelona: *El PIB de Barcelona 2010-2014*.

⁴ Existeix versió en castellà i en anglès (Raymond et al 2018).

l'ocupació a escala de ciutat, comparant dues opcions: l'afiliació de la Seguretat Social i les estimacions d'ocupació interior d'Urban Audit. Decidides les xifres d'ocupació que es consideren més fiables en cada cas, es presenten les estimacions de PIB per a deu ciutats. Finalment, els resultats definitius de PIB es comparen per a cinc ciutats que disposen de resultats estimats pels Instituts d'Estadística de les corresponents CCAA. D'aquesta comparativa s'infereix la possibilitat que s'estigui captant en major mesura l'efecte aglomeració amb la metodologia proposada que en els procediments implementats pels citats instituts.

2 Fonament teòric

En general, cal suposar que la generació de Valor Afegit Brut (VAB) per part de les empreses es pot aproximar per una funció de producció del tipus:

$$VAB = f(N, K, Z)$$

on N és l'ocupació, K el capital i Z la resta d'inputs productius. Si les empreses maximitzen beneficis, es verificarà la igualtat entre salari i productivitat marginal del treball. És a dir:

$$\frac{\partial VAB}{\partial N} = \frac{\partial f(N, K, Z)}{\partial N} = W$$

on W és el salari. L'aproximació que s'estableix suposa que aquesta productivitat marginal del treball tindrà correspondència amb la productivitat aparent del treball (PAT).

En el cas d'una funció de producció tipus Cobb-Douglas es verifica:

$$VAB = A N^{\beta_1} K^{\beta_2} Z^{\beta_3}$$

Prenent logaritmes:

$$\ln VAB = \ln A + \beta_1 \ln N + \beta_2 \ln K + \beta_3 \ln Z$$

Per tant:

$$\frac{\partial VAB}{\partial N} = \beta_1 \frac{VAB}{N} = W$$

Cal destacar que la ràtio entre el VAB i l'ocupació és la productivitat aparent del treball i, per tant:

$$PAT = \frac{1}{\beta_1} W$$

Finalment, prenent logaritmes s'obté:

$$\ln PAT = -\ln \beta_1 + \ln W = \alpha + \ln W$$

És a dir, suposar una funció de producció tipus Cobb-Douglas i que existeix una correspondència entre salaris i productivitat, equival a suposar una elasticitat unitària en la relació doble logarítmica entre PAT i salaris.

No obstant això, una alternativa més general és no imposar a priori la restricció d'una elasticitat unitària i estimar un model del tipus:

$$\ln PAT = \alpha + \beta \ln W$$

3 Modelització de la relació entre salaris i productivitat: valor de β

Com s'ha indicat anteriorment, l'objectiu de l'estudi és obtenir una estimació del VAB municipal a partir de la relació β que s'estableix entre els salaris mitjans i la productivitat aparent del treball observada. Lògicament seria òptim que aquestes estimacions de β es poguessin derivar d'un panell de dades de PIB i salari a nivell de ciutats, però la disponibilitat d'aquestes dades és molt limitada.

Per aquest motiu s'ha optat per utilitzar les dades a nivell autonòmic que ofereix l'INE amb la Comptabilitat Regional d'Espanya (CRE). La informació disponible a aquest efecte conté 17 observacions per a cada sector corresponents al període 2000-2016. Amb aquesta informació s'estima un model d'efectes fixos per Comunitat Autònoma en el qual la variable dependent és el logaritme de la productivitat aparent del treball i l'explicativa, el logaritme dels salaris, representats per les remuneracions de les persones assalariades. La desagregació sectorial empleada pot veure's en la Taula 1.

Taula 1. Agregació de sectors productius segons la comptabilitat regional espanyola (CRE)

NEIX rev.2		
01-03	A	Agricultura, ramaderia, silvicultura i pesca
05-39	B-I	Indústries extractives; Indústria manufacturera; Subministrament d'energia elèctrica, gas, vapor i aire condicionat; Subministrament d'aigua, activitats de sanejament, gestió de residus i descontaminació
41-43	F	Construcció
45-56	G-I	Comerç a l'engròs i al detall; Reparació de vehicles de motor i motocicletes; Transport i emmagatzematge, hostaleria
58-63	J	Informació i comunicacions
64-66	K	Activitats financeres i d'assegurances
68	L	Activitats immobiliàries
69-82	M-N	Activitats professionals, científiques i tècniques; Activitats administratives i serveis auxiliars
84-88	O-Q	Administració pública i defensa; Seguretat Social obligatòria; Educació; Activitats sanitàries i de serveis socials
90-98	R-O	Activitats artístiques, recreatives i d'entreteniment; Reparació d'articles d'ús domèstic i altres serveis

Font: Elaboració pròpia a partir de CRE, INE.

La productivitat aparent del treball s'ha calculat com la ràtio entre el VAB i el nombre total d'ocupats mentre que els salaris es calculen com la ràtio entre la remuneració i les persones assalariades. Ambdues magnituds s'expressen en logaritmes.

Sota les hipòtesis estàndards del model d'efectes fixos, l'estimador MCO és no esbiaixat. No obstant això, en aquesta estimació les diferents CCAA reben el mateix pes, per tant, si a causa de l'escàs nombre d'observacions per a una determinada Comunitat Autònoma existís una observació atípica, a aquesta observació atípica se li estaria donant un pes indegut. Per aquest motiu, s'han considerat, al costat de l'estimador per MCO, altres tres estimadors alternatius⁵:

⁵ Per a una descripció detallada dels estimadors alternatius utilitzats vegeu Raymond et al (2018). Si bé es va considerar la possibilitat d'estimar un β dinàmic, aquesta opció va ser finalment descartada en la fase de simulació del VAB municipal i metropolità ja que no aportava millores significatives respecte als altres estimadors de β .

1. Estimador per MCO

2. Estimador ponderat per factors poblacionals: El criteri de ponderació seleccionat és el valor de la població ocupada en cada sector en la comunitat autònoma respectiva.

3. Estimador ponderat per corregir la influència de l'heteroscedasticitat: El criteri de ponderació és el valor de la desviació estàndard de la pertorbació aleatòria en la comunitat autònoma per al model MCO simple $p_i = \frac{1}{\sigma_i}$.

4. Estimador ponderat per factors poblacionals i per corregir la influència de l'heteroscedasticitat: El criteri de ponderació és un ponderatiu compost obtingut per mitjà del producte dels dos precedents: $pc_i = N_{it}/\sigma_i$.

Partint de l'equació $\ln PAT = \alpha + \beta \ln W$ es deriva la interpretació dels possibles valors de β . Si $\beta=1$, els canvis en els salaris es traslladen de forma proporcional a les variacions en productivitat. Si $\beta>1$, els canvis en els salaris es traslladen en una variació de productivitat proporcionalment superior a la variació en els salaris. En canvi, si $\beta<1$ els canvis en els salaris es traslladen en una variació de productivitat proporcionalment inferior a la dels salaris.

La Taula 2 sintetitza els resultats de les quatre estimacions de β per a tots els sectors⁶. L'ajust (R^2) dels models és elevat. Els valors dels coeficients β són estadísticament significatius en pràcticament tots els sectors per als quatre models i el valor mitjana per a tots els sectors s'aproxima a la unitat, és a dir, de mitjana els diferencials de salaris es traslladen de forma proporcional a les variacions en productivitat⁷.

Com es pot constatar, l'estimador que utilitza una ponderació doble (ponderació per capacitat d'ajust – σ – i per mesura del sector – N –) és el que mostra una major estabilitat en el conjunt dels sectors i , per tant, ha estat l'estimador escollit d'entre les quatre opcions

⁶ Els resultats que es mostren corresponen a les estimacions realitzades amb les dades més recents fins avui que corresponen al període 2000-2016. En canvi, els resultats publicats en Raymond et al (2018) corresponen a les estimacions realitzades amb dades per al període 2000-2015.

⁷ Vegeu Raymond et al (2018) per a més detalls respecte a les estimacions de β .

per simular el VAB de les ciutats espanyoles seleccionades, al costat de l'opció més simplificada que suposa treballar amb un valor de $\beta=1$.

Taula2. Resultats de les estimacions dels coeficients beta sectorials

Sectors		MCO	MC Pond σ	MC Pond N	Pond Doble	Màx.	Mín.
		A	Agricultura, ramaderia, silvicultura i pesca	0,50	0,66	0,50	0,62
B-I	Indústria extractiva i manufacturera; suminist. d'energia, gas, vapor i aire; suminist. d'aigua, sanejament, gestió de residus i descontaminació	1,36	1,30	1,36	1,30	1,36	1,30
F	Construcció	1,07	1,04	1,06	1,05	1,07	1,04
G-I	Comerç a l'engròs i al detall; reparació de vehicles; transport i emmagatzematge, hostaleria	0,82	0,81	0,87	0,84	0,87	0,81
J	Informació i comunicacions	0,09	0,40	0,23	0,55	0,55	0,09
K	Activitats financeres i d'assegurances	0,94	1,00	0,94	1,01	1,01	0,94
L	Activitats immobiliàries	2,11	1,58	2,14	1,60	2,14	1,58
M-N	Activitats professionals, científiques i tècniques; activitats administratives i serveis auxiliars	0,05	0,49	0,21	0,58	0,58	0,05
O-Q	Administració pública i defensa; Seg. social. obligatòria; educació; activitats sanitàries i de serveis socials	1,08	1,07	1,06	1,06	1,08	1,06
R-O	Activitats artístiques, recreatives i d'entreteniment; reparació d'articles domèstics i altres serveis	0,72	0,77	0,73	0,77	0,77	0,72
Total		1,11	1,10	1,11	1,10	1,11	1,10

Font: Elaboració pròpia a partir de CRE (INE).

4 Estimació del VAB municipal

Partint de les estimacions realitzades i una vegada decidides les elasticitats escollides, és a dir, $\beta = 1$ i l'estimador β amb doble ponderació, el següent pas és aplicar aquests valors per obtenir la productivitat aparent del treball local, a partir de la qual és possible derivar els VAB corresponents.

Suposem que a escala autonòmica es verifica:

$$\ln PAT_{it} = \alpha_i + \beta \ln W_{it} + v_{it}$$

A escala municipal o local, es verifica també que:

$$\ln PAT_{it}^* = \alpha_i + \beta \ln W_{it}^* + v_{it}^*$$

on “ $\ln PAT$ ” correspon al logaritme de la productivitat aparent del treball de l'àmbit autonòmic; “ $\ln W$ ” és el logaritme dels salaris de l'àmbit autonòmic. “ v_{it} ” és el corresponent residu que inclou la resta d'efectes que no s'han tingut en compte. El

subíndex “i” fa referència al sector d'activitat econòmica, el subíndex “t” correspon al temps i el símbol “*” fa referència a l'àmbit municipal.

Com es veurà més endavant, els valors de PAT són coneguts mitjançant les dades de la CRE i els valors dels salaris autonòmics i municipals es coneixen a partir de les dades de la Mostra Contínua de Vides Laborals (MCVL). Els valors de PAT*, per tant, es poden obtenir simplement per diferència ($\ln PAT - \ln PAT^*$), de manera que:

$$\ln PAT_{it}^* = \ln PAT_{it} + \beta(\ln W_{it}^* - \ln W_{it}) + (v_{it}^* - v_{it})$$

Si apliquem l'esperança condicionada a l'expressió poblacional anterior, s'obté:

$$I[\ln PAT_{it}^* | \ln PAT_{it}^*, \ln W_{it}^*, \ln W_{it}] = \ln PAT_{it} + \beta(\ln W_{it}^* - \ln W_{it}) + I[v_{it}^* - v_{it}]$$

Sota la hipòtesi que $I[v_{it}^* - v_{it}] = 0$, llavors:

$$\ln PAT_{it}^* = \ln PAT_{it} + \hat{\beta}(\ln W_{it}^* - \ln W_{it})$$

expressió que permet obtenir els valors de la PAT*. L'obtenció d'aquesta expressió suposa que l'efecte fix de l'escala territorial és igual tant en la comunitat autònoma com en el municipi.

Les ciutats seleccionades són les que tenen l'any 2011 un nombre de treballadors/es igual o superior a les 150.000 persones (Taula 3). Addicionalment, encara que la seva població ocupada l'any 2011 és menor, s'han seleccionat també els municipis de Santiago de Compostel·la i Oviedo ja que són ciutats amb PIB publicat pels Instituts Estadístics de les corresponents CCAA, la qual cosa permetrà fer una comparativa de resultats més endavant.

Taula 3. Ciutats espanyoles seleccionades i Comunitat Autònoma corresponent

Nom del municipi	Comunitat Autònoma
Barcelona	Catalunya
Bilbao	País Basc
Madrid	Madrid
Màlaga	Andalusia
Oviedo	Astúries
Palma de Mallorca	Balears
Santiago de Compostel·la	Galícia
Sevilla	Andalusia
València	València
Saragossa	Aragó

Font: Elaboració pròpia.

Per realitzar aquestes simulacions es disposa de tres conjunts de dades (Taula 4). Cal destacar que en tots els casos es disposa d'una desagregació sectorial equivalent, si bé el sector agrari està exclòs d'aquest tractament pel poc pes que té aquest sector a les ciutats considerades (no és possible utilitzar la MCVL per captar diferències salarials en aquesta activitat). En aquest sector s'aplica, per tant, una productivitat mitjana corresponent a la Comunitat Autònoma, la qual cosa no suposa un problema tenint en compte que l'aportació d'aquest sector al PIB urbà és residual.

Taula 4. Conjunts de dades utilitzades en les simulacions del VAB municipal

Conjunt	Font	Període	Unitats	Desagregació territorial
VAB	CRE	2000 – 2016	Milers d'euros	Comunitats autònomes
	CRE	2000 – 2016	Milers de persones	Comunitats autònomes
Ocupació	Seguretat Social	1999 – 2017	Persones	Municipis
	Urban Audit	2010 – 2016	Persones	Selecció de municipis de més de 50.000 habitants
Salaris per dia	MCVL	2010 – 2016	Euros	Municipis de més de 40.000 habitants

Font: Elaboració pròpia.

L'estimació del PIB municipal suposa escollir entre diverses opcions en relació al càlcul de la productivitat, a l'ocupació interior i al valor de β aplicat.

La productivitat de les CCAA es podria calcular amb l'ocupació de la CRE, però sembla més convenient utilitzar les dades de la Seguretat Social ja que aquesta opció és l'única possible per a les ciutats i d'aquesta forma es millora la comparabilitat entre CCAA i ciutats.

Més complexa és l'elecció de l'ocupació localitzada de les ciutats. Es disposa de dues fonts d'informació: l'ocupació localitzada d'Urban Audit (Eurostat)⁸ i l'afiliació de la Seguretat Social (en tots els règims d'afiliació). A més d'aquestes dues fonts que poden ser utilitzades de forma directa, s'ha identificat una tercera opció: realitzar una projecció de les dades d'Urban Audit (Eurostat) per a l'any base 2011 a partir de la tendència temporal observada en les dades d'afiliació a la Seguretat Social.

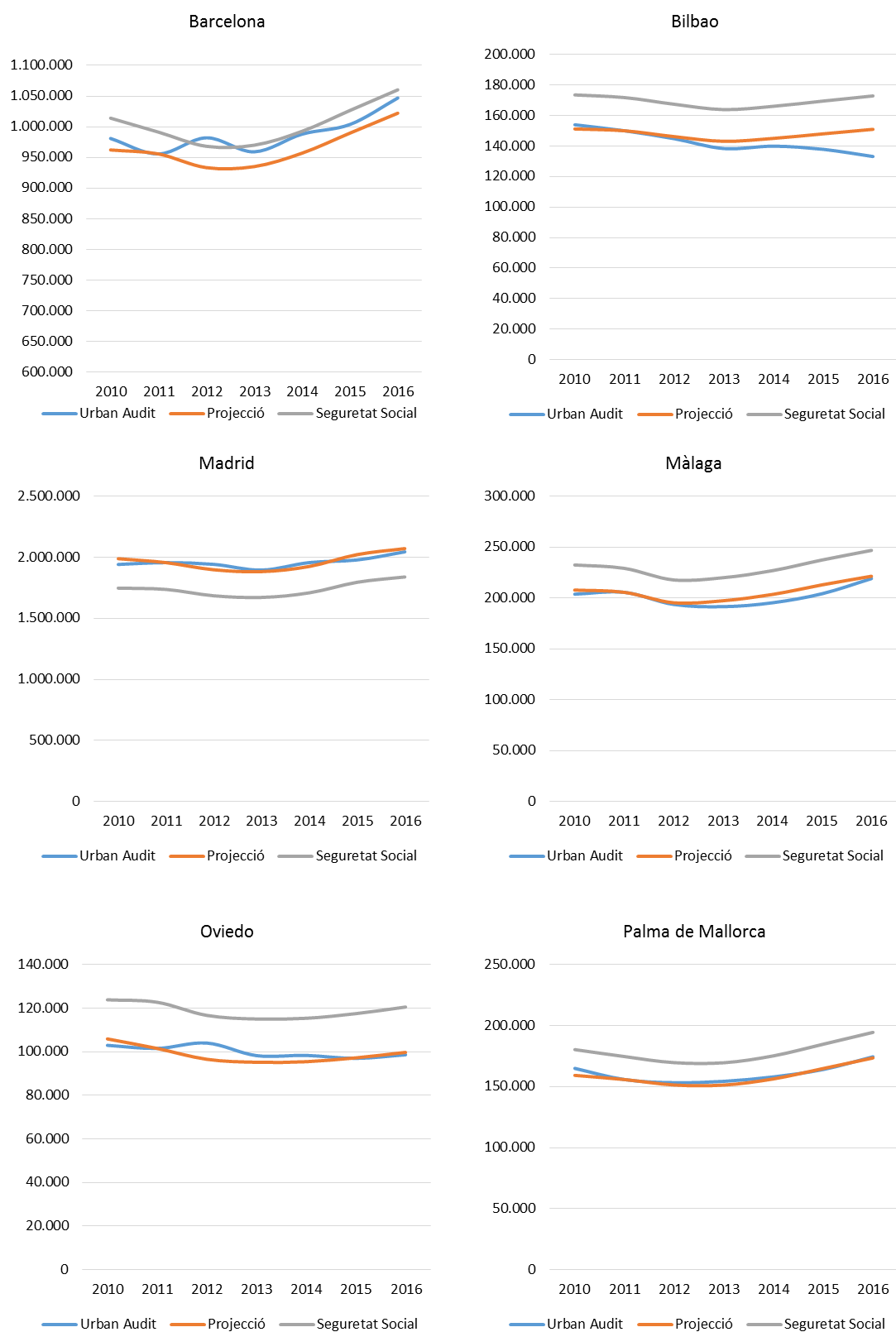
Per decidir l'opció més idònia es fa una anàlisi de la informació gràfica de les diferents opcions que es presenten en la Figura 1. De la mateixa s'extreuen les següents conclusions:

- 1.- Les sèries d'Urban Audit d'Eurostat presenten una significativa volatilitat en bastants ciutats (pràcticament la meitat d'elles). A més, a nivell sectorial, falten dos anys del període considerat, agreujant el problema de la volatilitat. Per tant, es descarta la seva utilització directa.
- 2.- Les sèries de la Seguretat Social sobreestimen l'ocupació pel conegut “efecte seu”. Per aquesta raó es descarta també la seva utilització directa.
- 3.- L'opció etiquetada com a “Projecció”, que parteix del nivell d'Urban Audit per a un any base (fixat en 2011) i es projecta per a la resta d'anys amb l'evolució mostrada per la sèrie de la Seguretat Social, sembla ser la millor solució per a la majoria de les ciutats (en vuit de les deu ciutats).
- 4.- Es detecten dos casos anòmals: Madrid i Sevilla. En aquests dos casos, la sèrie d'Urban Audit té un nivell fins i tot superior a la Seguretat Social, per la qual cosa l' “efecte seu” no només no es corregeix, sinó que s'incrementa. Per aquest motiu,

⁸ El projecte Urban Audit es va iniciar a finals de la dècada de 1990 amb la finalitat de recopilar informació estadística que comparés la qualitat de vida de les principals ciutats europees. Des de llavors, s'ha estat desenvolupant en diferents fases o cicles de recopilació de dades, aproximadament tres anys cadascun. El projecte està patrocinat per la Direcció General de Política Regional i Urbana de la Comissió Europea (DG Regio) en col·laboració amb Eurostat i es troba actualment en la seva sisena ronda de recaptació. Les dades per a les ciutats espanyoles són publicades per l'INE.

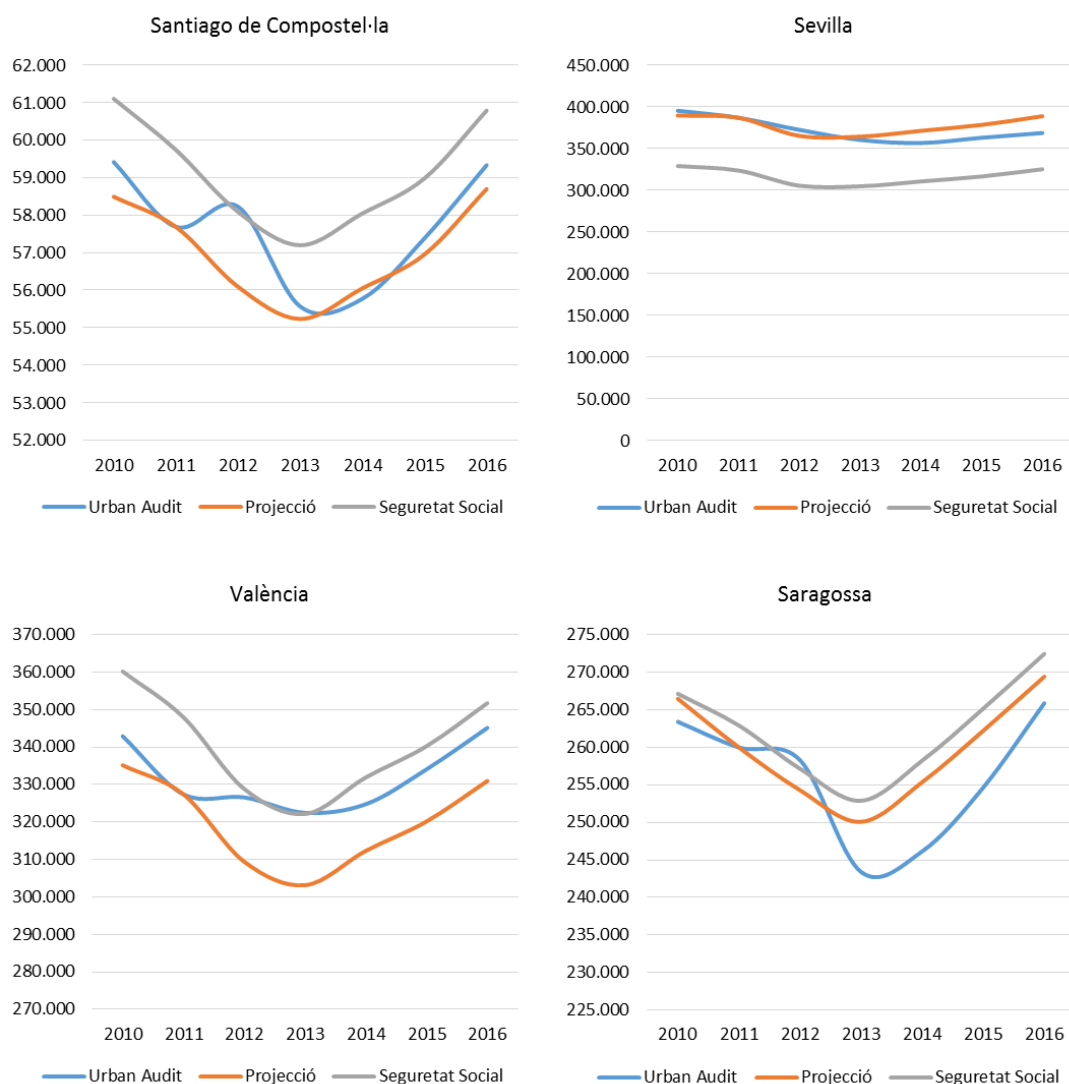
en aquestes dues ciutats s'ha optat per utilitzar directament les sèries de la Seguretat Social.

Figura 1. Ocupació interior de les ciutats segons Seguretat Social, Urban Audit (Eurostat) i Urban Audit (2011) amb projecció segons Seguretat Social (segueix)



Font: Elaboració pròpia.

Figura 1. Ocupació interior de les ciutats segons Seguretat Social, Urban Audit (Eurostat) i Urban Audit (2011) amb projecció segons Seguretat Social (continuació)



Font: Elaboració pròpia.

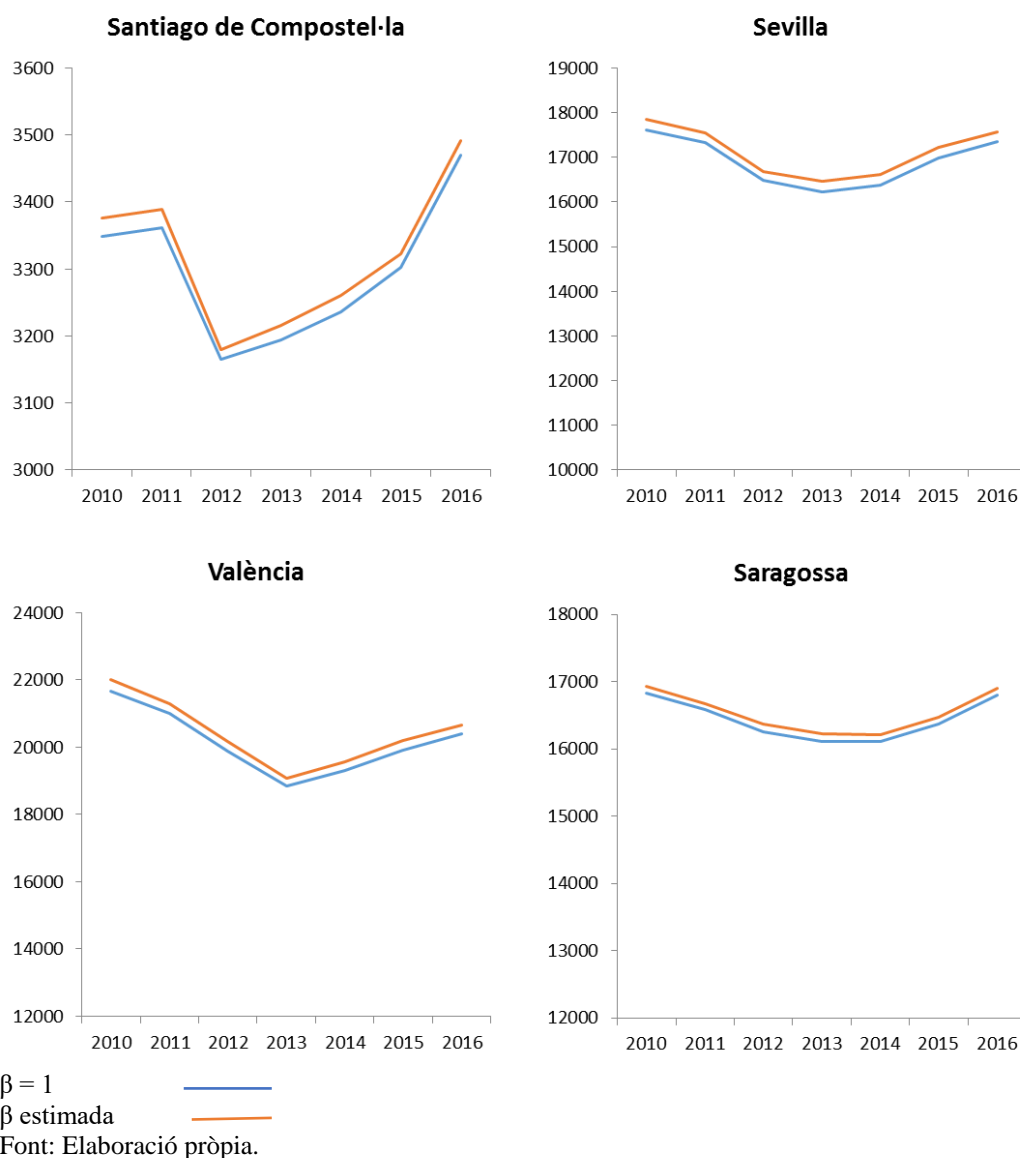
Seguidament es presenten els resultats de les simulacions obtingudes del VAB per a les deu ciutats espanyoles seleccionades (Figura 2). S'inclouen els resultats per a les dues opcions del valor per β (valor unitari o estimació economètrica amb ponderació doble).

Figura 2. VAB de les ciutats calculat segons el valor de β (en milions d'euros) (segueix)



$\beta = 1$ ———
 β estimada ———
 Font: Elaboració pròpia.

Figura 2. VAB de les ciutats calculat segons el valor de β (en milions d'euros) (continuació)



Els resultats es mostren en termes de nivell per al període 2010 a 2016. Es constata que ni en dinàmica ni en nivell hi ha grans diferències entre aplicar $\beta = 1$ o β estimada. De fet, tal com es demostra a Raymond et al (2018), els resultats en termes de VAB són pràcticament equivalents⁹.

⁹ A Raymond et al (2018) es mostra un contrast d'hipòtesi sobre els 4 possibles coeficients β (secció 3) realitzat tant amb les variables en nivells com en primeres diferències del logaritme, en el qual es conclou que, de vuit contrastos efectuats, la hipòtesi nul·la que el predictor simplificat ($\beta=1$) constitueix un

Així doncs, per simplicitat s'efectuaran les simulacions sobre la base d'un valor de $\beta = 1$. En Raymond et al 2018 es realitza una comprovació realitzada amb les microdades de l'Enquesta d'estratègies empresarials en la qual s'obté que l'elasticitat entre la productivitat aparent del treball i els salaris és aproximadament igual a la unitat. Entenem que hi ha una bona base per aplicar aquest valor, tant des d'un punt de vista teòric com a partir de les estimacions que relacionen productivitat i salaris, tant amb microdades com amb dades agregades territorialment.

5 Comparació amb les dades del VAB municipal de fonts oficials

Amb l'objectiu de valorar els resultats obtinguts de les estimacions del VAB municipal, s'ha comparat amb el valor del VAB municipal publicat pels Instituts d'Estadística de les Comunitats Autònomes corresponents. De les deu ciutats espanyoles seleccionades per a aquest estudi, únicament cinc d'elles disposen d'una estimació del VAB municipal publicades per aquests instituts: Barcelona (Institut d'Estadística de Catalunya - Idescat), Madrid (Institut d'Estadística de la Comunitat de Madrid), Bilbao (Institut Basc d'Estadística - Eustat), Oviedo (Societat Asturiana d'Estudis Econòmics i Industrials - SADEI) i Santiago de Compostel·la (Institut Gallego d'Estadística - IGE).

Les dades publicades per aquestes organitzacions no són homogènies, ja que en alguns casos informen del PIB i en uns altres del VAB. A més, lamentablement, en la major part dels casos, no es disposa d'una sèrie temporal. Per comparar aquests valors amb els valors del VAB municipal estimat s'ha procedit, per tant, a una homogeneïtzació dels resultats mitjançant la seva transformació a VAB en el cas d'aparèixer únicament el valor de PIB. Aquesta transformació s'ha realitzat suprimint el valor dels impostos seguint el criteri d'Eurostat segons el qual aquest valor és proporcional al valor de VAB del territori respecte al total del país.

predictor no esbiaixat del predictor més elaborat (β estimada), no és rebutjada, el que justifica la utilització de l'aproximació simplificada.

Com es pot constatar en la Taula 5, l'estimació del VAB municipal que obtenim és sistemàticament superior al valor del VAB publicat a les cinc ciutats comparades, concretament entre un 8% i un 18% superior. Aquest resultat podria indicar, al nostre entendre, que el VAB estimat segons la metodologia desenvolupada en Raymond et al (2018) estaria captant en major mesura l'efecte aglomeració associat a les ciutats.

Taula 5. Comparació entre els valors del PIB i VAB municipal publicat pels diferents instituts estadístics de les CCAA i els valors del VAB municipal estimat (en milions d'euros).

Ciutat	Any	PIB publicat	VAB publicat	VAB homogeni (1)	VAB estimat (2)	Diferència (1) - (2) (en %)
Barcelona	2014	65.410	59.528	59.528	64.375	-7,5
Barcelona	2015	66.609	60.155	60.155	67.294	-10,6
Bilbao	2012	10.828	nd	9.908	11.182	-11,4
Madrid	2015	122.609	nd	112.187	121.399	-7,6
Oviedo	2014	nd	4.831	4.831	5.918	-18,4
Santiago	2014	3.127	nd	2.861	3.235	-11,6

(1) Quan no existeix VAB publicat, el VAB es calcula a partir del PIB publicat i homogeneïtzat segons el mètode d'Eurostat.

(2) Corresponent a l'estimació realitzada en aquest treball, utilitzant dades d'ocupació d'Urban Audit projectada amb la sèrie de Seguretat Social (excepte Madrid, que la font és la Seguretat Social) i $\beta=1$.

Font: Elaboració pròpia a partir d'Idescat, Eustat, Institut d'Estadística de la Comunitat de Madrid, SADEI i IGE.

Per quantificar de forma simplificada aquest possible efecte aglomeració, s'ha calculat el quocient entre els salaris mitjans del municipi i els salaris mitjans de la Comunitat Autònoma (Taula 6).

Taula 6. Efecte aglomeració (aproximació)

Ciutat	Any	Salari/dia CA (eur) (1)	Salari/dia ciutat (eur) (2)	Diferència (1) - (2) (en %)
Barcelona	2014	81,49	90,19	-9,6
Barcelona	2015	83,31	92,69	-10,1
Bilbao	2012	95,36	110,04	-13,3
Madrid	2015	91,44	95,60	-4,4
Oviedo	2014	75,66	85,78	-11,8
Santiago	2014	67,89	73,05	-7,1

Font: Elaboració pròpia a partir de la MCVL.

Es pot apreciar una correlació entre la diferència de les nostres estimacions i les dels instituts, d'una banda, i l'estimació de l'efecte aglomeració, per una altra. O dit d'una altra manera: si suposem que no existeix aquest efecte, llavors aconseguim un ajust molt més gran amb els PIB oficials publicats.

Fins a aquí hem fet referència exclusivament a la informació publicada pels Instituts d'Estadística de les CCAA. En el cas de Madrid i Barcelona es pot fer una comparativa entre les estimacions aquí realitzades i les estimacions pròpies que ofereixen els seus Ajuntaments. En el cas de Barcelona, com s'ha esmentat al principi d'aquest document, s'ha adoptat el sistema del diferencial de salaris, però no per estimar el nivell de VAB, sinó únicament per estimar les variacions de la productivitat en la projecció anual que es fa a partir de l'any base. El nivell de VAB s'estima a partir de les dades de les empreses unilocalitzades. Per la seva banda, Madrid té un sistema de comptes molt elaborat, amb un directori propi i enquestes a les empreses. En la Taula 7 es pot veure la comparació entre les estimacions dels Ajuntaments (columna 1) i les que aquí s'han estimat mitjançant la present metodologia (columna 2). S'aprecia un millor ajust que en la comparativa anterior (Taula 5), de manera que es pot concloure que tant l'Ajuntament de Madrid com el de Barcelona recullen en major mesura els diferencials de productivitat i, en particular, l'efecte aglomeració, que els Instituts d'Estadística respectius.

Taula 7. Comparació entre els valors del VAB municipal publicat pels Ajuntaments i els valors del VAB municipal estimat (en milions d'euros).

Ciutat	Any	VAB publicat (1)	VAB estimat (2)	Diferència (1) - (2) (en %)
Barcelona	2014	66.081	64.375	2,7
Barcelona	2015	68.061	67.294	1,1
Madrid	2014	112.161	113.163	-0,9
Madrid	2015	116.868	121.399	-3,7

Font: Elaboració pròpia a partir d'Ajuntament de Madrid i Ajuntament de Barcelona.

6 Conclusions

Les principals conclusions d'aquest treball poden ser resumides en els següents punts:

1.- En l'actualitat hi ha un important dèficit de coneixement de la macroeconomia de les nostres ciutats, especialment per la manca d'estimacions anuals de PIB i de l'estructura sectorial del VAB.

2.- Des del Programa de Nacions Unides per a les ciutats (UN_Habitat) s'ha proposat un sistema de càlcul del PIB municipal a partir de la informació d'ocupació i de productivitat (UN_Habitat 2009). Aquest mètode ha estat utilitzat habitualment pels Instituts d'Estadística de les CCAA. El procediment suposa tenir dades fiables d'ocupació sectorial localitzada (interior) i una aproximació fiable a la productivitat sectorial de l'economia urbana.

3.- En relació amb l'ocupació sectorial localitzada a les ciutats, a part de la informació decennal dels censos (amb informació sobre mobilitat obligada), es disposa de forma sistemàtica anual de dues fonts de informació: l'afiliació de la Seguretat Social i la informació d'Urban Audit. Es constata que la primera té biaixos en nivell i la segona problemes de volatilitat temporal. Per tant, una opció raonable és assumir un any base d'Urban Audit (s'ha optat per l'any 2011) i projectar anualment l'ocupació amb la Seguretat Social. Aquest procediment per a les ciutats considerades sembla ser la millor opció amb l'excepció de dos casos, Madrid i Sevilla, que ofereixen dades d'Urban Audit amb uns nivells d'ocupació superiors als de la Seguretat Social, amb el que poden estar agreujant el problema de l' "efecte seu".

4.- Respecte a la productivitat sectorial, s'ha mostrat una clara relació entre la mateixa i els salaris sectorials. Aquesta relació és plausible tant des d'un punt de vista teòric com economètric. Sobre aquesta base, la disponibilitat de salaris sectorials a nivell de ciutat que ofereix la Mostra Contínua de Vides Laborals (MCVL) és una oportunitat per estimar de forma fiable la productivitat sectorial en les economies de les ciutats espanyoles.

5.- En el càlcul de la productivitat, la resposta de les diferències de salaris sobre la productivitat pot ser computada mitjançant un coeficient $\beta=1$ o amb un valor estimat de

β . Els resultats són semblants, raó per la qual per simplicitat s'adopta que $\beta=1$, és a dir, que les variacions en els salaris es tradueixen en variacions proporcionals en la productivitat.

6.- Finalment, quan es compara el PIB de les ciutats estimat amb el procediment proposat amb els resultats publicats pels Instituts d'Estadística de les CCAA, es detecta de forma sistemàtica que els resultats dels instituts queden per sota dels aquí calculats. Aquesta diferència està relacionada amb el diferencial de productivitat local, de manera que cal plantejar-se la possibilitat que, en aquestes aproximacions, pot no estar captant-se completament un efecte com el de l'aglomeració o uns altres, que impliquen una major productivitat sectorial a les grans ciutats espanyoles.

En definitiva, es pot concloure que l'aplicació de la metodologia proposada suposaria passar d'una situació en la qual només algunes ciutats del nostre país disposen d'un càlcul del seu PIB i, en molts casos, sense sèrie anual, a un panorama en el qual per les més d'un centenar de ciutats d'Espanya que compten amb més població, es podria disposar d'una sèrie de PIB de 2010 a 2016, amb actualització anual, amb la garantia de comparabilitat de resultats i amb una metodologia que inclou alguna de les característiques més rellevants de l'economia urbana, com és l'efecte aglomeració, que incideix en la productivitat de les activitats que es desenvolupen a la ciutat.

Referències bibliogràfiques i fonts de dades

- Bureau of Economic Analysis (2013): *GDP by Metropolitan Areas*. New Release. O.S. Department of Commerce.
- Camagni R. (2005): *Economia urbana*. Antoni Bosch Editor, Barcelona.
- Gabinet Tècnic de Programació. Ajuntament de Barcelona (2015): *El PIB de Barcelona 2010-2014*.
- Gabinet Tècnic de Programació. Ajuntament de Barcelona (2017): *El PIB de Barcelona i de l'Àrea Metropolitana (AMB) 2010-2016*
- Gabinet Tècnic de Programació. Ajuntament de Barcelona (2015): *Els salaris mitjans a Barcelona 2010-2014*.
- Galletto V., S. Aguilera i M. Fíguls (2017): *Els salaris mitjans als municipis metropolitans: pautes de diversitat, a Repensar la metròpoli: noves caus per a un projecte col·lectiu*. Anuari Metropolità de Barcelona 2016. IERMB-AMB.
- Departament d'Estadística. Ajuntament de Barcelona (2016): *Afiliats a la Seguretat Social, 2010-2014*.
- Departament d'Estadística. Ajuntament de Barcelona (2017): *Estadística de salaris de Barcelona, 2015-2016*.
- Eurostat: Urban Audit, 2011.
- INE: Comptabilitat Regional d'Espanya, 2010-2016.
- OECD (2014): *Regional Outlook 2014. Regions and Cities: Where Policies and People Meet*, OECD Publishing.
- OECD (2015): *The Metropolitan Century: Understanding Urbanisation and its Consequences*, OECD Publishing.
- Raymond, J.L., D. Cotrina, A. Costa, I. Puig, V. Galletto, S. Aguilera and M. Fíguls (2018): *GDP estimation for Barcelona and the Barcelona Metropolitan Area. Methodological improvement in the estimation of productivity dynamics with wage information*. IERMB Working Paper in Economics, nº 18.01, February 2018. Versió en castellà: *Estimació del PIB de Barcelona i de l'Àrea Metropolitana de Barcelona. Millora metodològica de la dinàmica de la productivitat amb informació salarial*. Desembre de 2017.
- SS - AEAT – INE: Mostra Contínua de Vides Laborals MCVL, 2010-2016.
- UN-Habitat (2009): *Urban Indicators Guidelines: Better Information, Better Cities*. Monitoring the Habitat Agenda and the Millennium Development Goals, July 2009, UN Publishing.

PART II. Els deflactors del PIB territorial. Resultats per a les CCAA de l'economia espanyola. Aplicació al VAB sectorial de Barcelona

ELS DEFLACTORS DEL PIB TERRITORIAL

Resultats per a les CCAA de l'economia espanyola Aplicació al VAB sectorial de Barcelona

Josep Lluís Raymond
Universitat Autònoma de Barcelona

Dolors Cotrina
Àlex Costa
Enric Puig
*Departament d'Anàlisi-GTP Oficina Municipal de Dades.
Ajuntament de Barcelona*

Vittorio Galletto
Sandra Aguilera
Marc Fíguls
Institut d'Estudis Regionals i Metropolitans de Barcelona

Desembre de 2018

Índex

1.	INTRODUCCIÓ	35
2.	BASE DE DADES	37
3.	ELASTICITAT DELS DEFLACTORS REGIONALS FRONT EL DEFLACTOR ESTATAL: ANÀLISI CONJUNT	38
4.	EL PROBLEMA DE LES PERTORBACIONS TIPUS CLUSTER	41
5.	ELASTICITAT DELS DEFLACTORS REGIONALS FRONT L'ESTATAL: ANÀLISI SECTORIAL	44
6.	ELASTICITAT DIFERENCIAL D'INFLACIÓ DELS DEFLACTORS REGIONALS FRONT L'ESTATAL: ANÀLISI SECTORIAL	50
7.	SIMULACIÓ DELS EFECTES DELS NOUS DEFLACTORS EN EL VAB SECTORIAL DE BARCELONA	58
8.	CONCLUSIONS	60

1. INTRODUCCIÓ

Un element important de l'anàlisi macroeconòmic de l'economia territorial és el càlcul de deflactors. En particular, l'aproximació anual al VAB sectorial i al PIB es fa en termes nominals i, per tant, cal aplicar els deflactors als efectes de tenir els resultats en volum, és a dir, en termes reals. La teoria econòmica considera que el mecanisme d'arbitratge fa que, en mercats prou integrats, els diferencials de preus no siguin molt significatius. Sobre aquesta base, una estratègia raonable es suposar que els deflactors sectorials, amb una desagregació suficient, són els mateixos en tot el territori.

Des d'aquesta perspectiva, les diferències dels deflactors a les economies territorials provenen de l'efecte de la diferent composició sectorial de cada territori. En el cas de l'economia espanyola això vol dir que els diferencials entre deflactors de les Comunitats Autònomes (CCAA) que es registren a la *Contabilidad Regional de España* de l'INE (CRE) per a cada sector són, de fet, conseqüència de la diferent composició de branques d'activitat que cada sector té a cada Comunitat Autònoma.

Seguint aquesta mateixa hipòtesi de treball, el Departament d'Anàlisi de l'Oficina Municipal de Dades en el seu projecte sobre el PIB de Barcelona ha aplicat els mateixos deflactors sectorials que estima l'Idescat per a Catalunya¹⁰. Aquesta forma de treballar té, a més, un efecte en principi positiu des d'un punt de vista d'anàlisi de les economies: la "neutralitat" dels deflactors a l'hora d'avaluar el creixement del VAB sectorial, és a dir, el diagnòstic comparatiu que es pot fer entre l'economia catalana i la barcelonina en termes reals serà equivalent al diagnòstic en termes nominals.

Encara que la hipòtesi de deflactors sectorials iguals en el territori és, per tant, raonable, l'objectiu d'aquest projecte tracta d'afrontar aquesta temàtica a partir de la informació estadística, amb eines econòmiques, per de tal contestar les següents dues preguntes:

- Es pot confirmar estadísticament que els deflactors sectorials són iguals en el territori i, en particular, a les CCAA i al conjunt de l'economia espanyola?

¹⁰ Veure el document del Gabinet Tècnic de Programació de l'Ajuntament de Barcelona, Institut d'Estudis Regionals i Metropolitans de Barcelona i Universitat Autònoma de Barcelona: *Estimació del PIB de Barcelona i l'Àrea Metropolitana de Barcelona. Millora metodològica de la dinàmica de la productivitat amb informació salarial*. 2017
Actuació 3.1.2. PIB, productivitat i salaris 35

- Assumint la igualtat entre els deflactors sectorials de les CCAA i del conjunt de l'economia espanyola, ¿es pot millorar l'ajust econòmic dels deflactors sectorials regionals incorporant el diferencial d'inflació entre cada Comunitat Autònoma i el conjunt de l'Estat?

En el cas que la primera pregunta tingui resposta afirmativa i la segona, en alguns sectors, també, caldrà fer una simulació per avaluar l'efecte que tindria la incorporació del diferencial d'inflació en les sèries d'evolució real del VAB dels sectors afectats. En aquest cas caldrà aplicar l'IPC de la província, atès que no està disponible un IPC per a la ciutat de Barcelona.

Per donar resposta a aquestes qüestions el desenvolupament del treball té les fases que s'esmenten a continuació.

Sobre la base de les dades de la *Contabilidad Regional de España* de l'INE, en primer lloc, es fa un model global, en el que participen totes les CCAA i tots els sectors, amb els corresponents efectes fixos. Amb aquest model es pot verificar la hipòtesi d'elasticitat unitària entre els deflactors nacionals i regionals, i també la significació del diferencial de preus entre l'economia espanyola i les CCAA. Seguidament aquest model es replica però amb el diferencial de deflactors com a variable endògena, de forma que en aquest cas el coeficient hauria de ser nul, sota el valor d'elasticitat unitària.

Atès que es constata, en els models anteriors, que els efectes fixos de les CCAA no afecten significativament el valor dels coeficients, es passa a fer models sectorials sense efectes fixos. L'objectiu d'aquests models és avaluar la hipòtesi de l'elasticitat unitària.

Finalment s'estimen novament models sectorials però amb una estimació restringida assumint l'elasticitat unitària, per saber si –sota aquesta hipòtesi- el diferencial d'inflació entre l'economia espanyola i cada una de les CCAA aporta una millora significativa en l'ajust econòmic dels deflactors regionals.

El darrer punt de l'estudi consisteix en aplicar els resultats dels models sectorials amb l'estimació restringida a l'estimació de la dinàmica del VAB sectorial de la ciutat, als efectes de mesurar l'impacte que tindria aquesta nova metodologia de deflacció sobre les sèries ja publicades de creixement real del VAB sectorial de Barcelona.

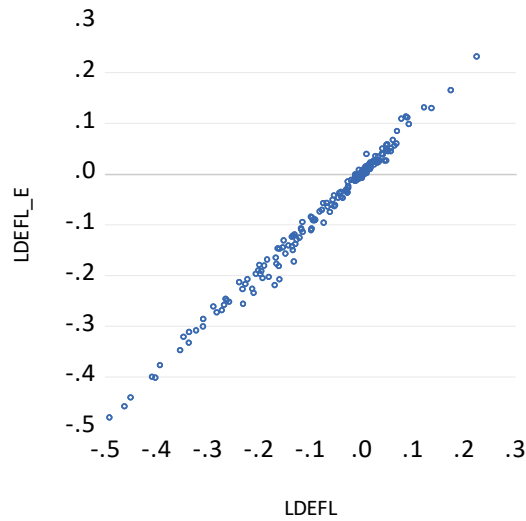
2. BASE DE DADES

La base de dades és la *Contabilidad Regional de España* de l'INE. Es consideren els següents sectors productius:

- 1 *Agricultura, ganadería, silvicultura y pesca*
- 2 *Industrias extractivas; industria manufacturera; suministro de energía eléctrica, gas, vapor y aire acondicionado; suministro de agua, actividades de saneamiento, gestión de residuos y descontaminación*
- 3 *- De las cuales: Industria manufacturera*
- 4 *Construcción*
- 5 *Comercio al por mayor y al por menor; reparación de vehículos de motor y motocicletas; transporte y almacenamiento; hostelería*
- 6 *Información y comunicaciones*
- 7 *Actividades financieras y de seguros*
- 8 *Actividades inmobiliarias*
- 9 *Actividades profesionales, científicas y técnicas; actividades administrativas y servicios auxiliares*
- 10 *Administración pública y defensa; seguridad social obligatoria; educación; actividades sanitarias y de servicios sociales*
- 11 *Actividades artísticas, recreativas y de entretenimiento; reparación de artículos de uso doméstico y otros Servicios*

Es disposa de una sèrie temporal que inclou els anys 2000 a 2016 i 17 CCAA. Prescindint de la agricultura, es disposa d'informació sobre 10 sectors, 17 CCAA i 17 anys. En total això ofereix un conjunt de 2.890 observacions. Si en forma de diagrama de dispersió representem el comportament del deflactor sectorial a escala nacional en relació al comportament del deflactor sectorial a escala regional, el resultat que s'obté és el que es representa a la figura 1.

Figura 1



on LDEF_E és el logaritme del deflactor sectorial a escala nacional i LDEF és el logaritme del deflactor sectorial a escala regional.

A partir d'aquest gràfic s'observa una molt elevada correlació i una elasticitat pràcticament unitària.

3. ELASTICITAT DELS DEFLACTORS REGIONALS FRONT EL DEFLACTOR ESTATAL: ANÀLISI CONJUNT

Com ja s'ha indicat, es disposa de dades sobre 10 sectors productius, 17 Comunitats Autònomes i 17 anys. L'equació de partida és del següent tipus:

$$ldefl_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \cdot ldefl_e_{it} + \beta_2 \cdot dlind_ipc_{jt} + \sum_3^{11} \gamma_i \cdot Sec_i + \sum_2^{17} \delta_j \cdot CCAA_j + u_{ijt}$$

$ldef$ = Logaritme del deflactor sectorial regional

$ldefl_e$ = Logaritme del deflactor sectorial nacional

$dlind_ipc_{jt}$ = Logaritme del IPC de la CCAA, j en el període t –

– Logaritme del IPC nacional en el període t

i = Sector

j = CCAA

t = Any

Els resultats d'aquesta primera estimació són els que detalla el Quadre 1.

En aquesta estimació s'observa una elasticitat del deflactor regional amb relació al deflactor nacional molt propera a la unitat i al mateix temps un efecte positiu i significatiu del diferencial d'IPC.

No obstant, atesa la naturalesa de les dades, s'han estimat els errors estàndard dels coeficients amb l'opció de White d'estimacions d'errors estàndard robustos a l'heteroscedasticitat.

Quadre 1

Elasticitat del deflactor sectorial regional front el deflactor sectorial nacional

Linear regression	Number of obs	=	2,890
	F(27, 2862)	=	4460.66
	Prob > F	=	0.0000
	R-squared	=	0.9689
	Root MSE	=	.02366

ldefl	Robust		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
ldefl_e	1.03756	.0047977	216.26	0.000	1.028153	1.046967
d_lind_ipc	.441983	.0788099	5.61	0.000	.2874531	.5965129
sec3	.0003127	.0026291	0.12	0.905	-.0048425	.0054679
sec4	.0037675	.0020856	1.81	0.071	-.000322	.007857
sec5	.0088767	.0019515	4.55	0.000	.0050501	.0127032
sec6	-.0008664	.0034794	-0.25	0.803	-.0076887	.005956
sec7	.0039635	.0019756	2.01	0.045	.0000898	.0078372
sec8	.008795	.0020166	4.36	0.000	.004841	.012749
sec9	.0094691	.0019157	4.94	0.000	.0057129	.0132254
sec10	.0056602	.0018778	3.01	0.003	.0019782	.0093422
sec11	.0057	.0018389	3.10	0.002	.0020943	.0093057
ccaa2	.0002194	.0018933	0.12	0.908	-.003493	.0039318
ccaa3	-.0044537	.0024477	-1.82	0.069	-.0092532	.0003459
ccaa4	.0003187	.0027895	0.11	0.909	-.0051509	.0057884
ccaa5	-.0081199	.0040898	-1.99	0.047	-.0161392	-.0001005
ccaa6	-.0076198	.0030046	-2.54	0.011	-.0135111	-.0017284
ccaa7	.0056282	.0024699	2.28	0.023	.0007853	.0104712
ccaa8	.0052421	.0029865	1.76	0.079	-.0006138	.011098
ccaa9	.0148856	.0029881	4.98	0.000	.0090265	.0207446
ccaa10	.0010493	.0021509	0.49	0.626	-.0031682	.0052668
ccaa11	-.0027273	.0030837	-0.88	0.377	-.0087739	.0033192
ccaa12	.0006314	.0022101	0.29	0.775	-.0037022	.004965
ccaa13	.0073809	.0022468	3.29	0.001	.0029754	.0117864
ccaa14	-.0005462	.0024587	-0.22	0.824	-.0053672	.0042749
ccaa15	-.0015336	.0021114	-0.73	0.468	-.0056737	.0026064
ccaa16	.0062487	.0023231	2.69	0.007	.0016936	.0108039
ccaa17	.0068066	.002311	2.95	0.003	.0022752	.0113381
_cons	-.0062893	.0023795	-2.64	0.008	-.0109551	-.0016236

Als efectes d'obtenir una interpretació alternativa de la corresponent elasticitat, i en particular, del seu diferencial front el valor unitari, es proposa la següent reparametrització de l'equació:

$$\underbrace{(ldefl_{ijt} - ldefl_{eit})}_{difldefl_{ijt}} = \beta_0 + (\beta_1 - 1)ldefl_{eit} + \beta_2 \cdot dlind_{ipc_{jt}} + \sum_3^{11} \gamma_i \cdot Sec_i + \sum_2^{17} \delta_j \cdot CCAA_j + u_{ijt}$$

$$difldefl_{ijt} = \beta_0 + (\beta_1 - 1)ldefl_{eit} + \beta_2 \cdot dlind_{ipc_{jt}} + \sum_3^{11} \gamma_i \cdot Sec_i + \sum_2^{17} \delta_j \cdot CCAA_j + u_{ijt}$$

És a dir, estimar l'equació original o l'equació transformada, tal com mostra el Quadre 2, ofereix exactament la mateixa informació, però en aquest cas el coeficient que afecta a la variable explicativa $ldefl_{eit}$ mostra directament la diferència entre l'elasticitat estimada i la unitat.

Quadre 2

Elasticitat diferencial del deflactor sectorial regional front el deflactor sectorial nacional

Linear regression

Number of obs = 2,890
 F(27, 2862) = 9.51
 Prob > F = 0.0000
 R-squared = 0.0945
 Root MSE = .02366

difldefl	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ldefl_e	.03756	.0047977	7.83	0.000	.0281528	.0469672
d_lind_ipc	.441983	.0788099	5.61	0.000	.2874531	.5965129
sec3	.0003127	.0026291	0.12	0.905	-.0048425	.0054679
sec4	.0037675	.0020856	1.81	0.071	-.000322	.007857
sec5	.0088767	.0019515	4.55	0.000	.0050501	.0127032
sec6	-.0008664	.0034794	-0.25	0.803	-.0076887	.005956
sec7	.0039635	.0019756	2.01	0.045	.0000898	.0078372
sec8	.008795	.0020166	4.36	0.000	.004841	.012749
sec9	.0094691	.0019157	4.94	0.000	.0057129	.0132254
sec10	.0056602	.0018778	3.01	0.003	.0019782	.0093422
sec11	.0057	.0018389	3.10	0.002	.0020943	.0093057
ccaa2	.0002194	.0018933	0.12	0.908	-.003493	.0039318
ccaa3	-.0044537	.0024477	-1.82	0.069	-.0092532	.0003459
ccaa4	.0003187	.0027895	0.11	0.909	-.0051509	.0057884
ccaa5	-.0081199	.0040898	-1.99	0.047	-.0161392	-.0001005
ccaa6	-.0076198	.0030046	-2.54	0.011	-.0135111	-.0017284
ccaa7	.0056282	.0024699	2.28	0.023	.0007853	.0104712
ccaa8	.0052421	.0029865	1.76	0.079	-.0006138	.011098
ccaa9	.0148856	.0029881	4.98	0.000	.0090265	.0207446
ccaa10	.0010493	.0021509	0.49	0.626	-.0031682	.0052668
ccaa11	-.0027273	.0030837	-0.88	0.377	-.0087739	.0033192
ccaa12	.0006314	.0022101	0.29	0.775	-.0037022	.004965
ccaa13	.0073809	.0022468	3.29	0.001	.0029754	.0117864
ccaa14	-.0005462	.0024587	-0.22	0.824	-.0053672	.0042749
ccaa15	-.0015336	.0021114	-0.73	0.468	-.0056737	.0026064
ccaa16	.0062487	.0023231	2.69	0.007	.0016936	.0108039
ccaa17	.0068066	.002311	2.95	0.003	.0022752	.0113381
_cons	-.0062893	.0023795	-2.64	0.008	-.0109551	-.0016236

Cal destacar que malgrat que las estimacions del quadre 1 i del quadre 2 són la mateixa, el R^2 cau de 0.97 a 0.09. El motiu, òbviament, és que els R^2 no són comparables degut a que la variable dependent no és la mateixa. Es pot comprovar que l'error estàndard de l'estimació, "Root MSE", és exactament el mateix de 0.02366, i també els coeficients estimats.

4 EL PROBLEMA DE LES PERTORBACIONS TIPUS CLUSTER

El tipus de dades emprat pot provocar que els errors estiguin correlacionats dins de cada CCAA, amb la qual cosa es sobrevalora el contingut informatiu de las observacions i s'infravalora el corresponent error estàndard dels coeficients estimats. Això afectarà al resultat del contrast de elasticitat unitària.

El problema que planteja la opció de errors estàndard clúster per CCAA es que si las variables fictícies de CCAA figuren com explicatives els seus errors estàndard queden distorsionats. Per aquest motiu seguidament, a través de un criteri indirecte, es valora si aquestes variables explicatives estan correlacionades o no amb las perturbacions aleatòries de la equació. En cas de ser independents de les perturbacions es poden excloure sense que això afecti a la estimació dels paràmetres de interès.

El procediment proposat es el següent:

- 1) Se estima la equació incloent variables fictícies de CCAA i s'obtenen els beta que afecten als paràmetres de interès.

Quadre 3

Estimació incloent fictícies de CCAA

```
Linear regression                Number of obs    =      2,890
                                F(10, 16)       =           .
                                Prob > F              =           .
                                R-squared             =      0.0945
                                Root MSE          =      .02366
```

(Std. Err. adjusted for 17 clusters in ccaa_id)

difldefl	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ldefl_e	.03756	.0130099	2.89	0.011	.0099803	.0651398
d_lind_ipc	.441983	.0942103	4.69	0.000	.2422662	.6416998

- 2) Es repeteix la mateixa estimació però excloent las variables fictícies de CCAA:

Quadre 4

Estimació excloent fictícies de CCAA

```
Linear regression                Number of obs    =      2,890
                                F(11, 16)       =      1.36
                                Prob > F              =      0.2779
                                R-squared             =      0.0572
                                Root MSE          =      .02407
```

(Std. Err. adjusted for 17 clusters in ccaa_id)

difldefl	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ldefl_e	.0346272	.0121661	2.85	0.012	.0088362	.0604183
d_lind_ipc	.225597	.0804393	2.80	0.013	.0550733	.3961208

Una forma indirecta de abordar el problema es considerant las respectives estimacions per interval dels coeficients. En relació al coeficient que afecta al deflactor sectorial nacional, els coeficients estimats incloent o excloent els efectes fixes de CCAA, son pràcticament idèntics. En relació al coeficient que afecta al diferencial de IPC, al incloure efectes de CCAA els límits inferior i superior són 0.24 i 0.64. Al no incloure efectes de CCAA aquests límits son 0.05 i 0.39.

Per tant, es comprova que es produeix un solapament i que, per tant, les dues estimacions no són significativament diferents des d'una òptica estadística.

5. ELASTICITAT DELS DEFLACTORS REGIONALS FRONT L'ESTATAL: ANÀLISI SECTORIAL

En base al resultat de l'apartat anterior, seguidament es prescindeix dels efectes fixos de CCAA a les diferents estimacions. Per tant es procedeix a fer els models sectorials per tal de poder contrastar en cada cas la hipòtesi nul·la d'elasticitat unitària.

Quadre 5
Sector 2: Indústria

```
. reg difldefl ldefl_e d_lind_ipc if sector_id==2 & ccaa_id<99 , vce(cluster ccaa_id)
```

Linear regression

Number of obs	=	289
F(2, 16)	=	3.43
Prob > F	=	0.0577
R-squared	=	0.0872
Root MSE	=	.03008

(Std. Err. adjusted for 17 clusters in ccaa_id)

difldefl	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ldefl_e	.0740027	.0388834	1.90	0.075	-.0084265 .1564319
d_lind_ipc	-.2644668	.2056387	-1.29	0.217	-.7004014 .1714679
_cons	-.0004573	.0041478	-0.11	0.914	-.0092502 .0083357

No es rebutja la hipòtesi nul·la d'elasticitat unitària

Quadre 6
Sector 3: Manufactures

```
. reg difldefl ldefl_e d_lind_ipc if sector_id==3 & ccaa_id<99 , vce(cluster ccaa_id)
```

Linear regression

Number of obs	=	289
F(2, 16)	=	2.95
Prob > F	=	0.0813
R-squared	=	0.0647
Root MSE	=	.03329

(Std. Err. adjusted for 17 clusters in ccaa_id)

difldefl	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ldefl_e	.092682	.0466374	1.99	0.064	-.0061849 .191549
d_lind_ipc	-.1379016	.1862153	-0.74	0.470	-.5326605 .2568572
_cons	.000354	.0044025	0.08	0.937	-.0089788 .0096868

No es rebutja la hipòtesi nul·la d'elasticitat unitària

Quadre 7

Sector 4: Construcció

```
. reg difldefl ldefl_e d_lind_ipc if sector_id==4 & ccaa_id<99 , vce(cluster ccaa_id)
```

```
Linear regression      Number of obs   =      289
                      F(2, 16)         =       0.28
                      Prob > F        =      0.7604
                      R-squared       =      0.0146
                      Root MSE     =      .01734
```

(Std. Err. adjusted for 17 clusters in ccaa_id)

difldefl	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ldefl_e	-.0086429	.0135743	-0.64	0.533	-.0374191	.0201333
d_lind_ipc	.1109243	.2456593	0.45	0.658	-.4098501	.6316986
_cons	-.0065995	.0027214	-2.43	0.028	-.0123687	-.0008304

No es rebutja la hipòtesi nul·la d'elasticitat unitària

Quadre 8

Sector 5: Comerç

```
. reg difldefl ldefl_e d_lind_ipc if sector_id==5 & ccaa_id<99 , vce(cluster ccaa_id)
```

```
Linear regression      Number of obs   =      289
                      F(2, 16)         =      42.27
                      Prob > F        =      0.0000
                      R-squared       =      0.4515
                      Root MSE     =      .00936
```

(Std. Err. adjusted for 17 clusters in ccaa_id)

difldefl	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ldefl_e	-.0298143	.0142242	-2.10	0.052	-.0599684	.0003397
d_lind_ipc	.5241015	.0575536	9.11	0.000	.4020934	.6461097
_cons	-.0015548	.0014015	-1.11	0.284	-.0045259	.0014163

No es rebutja la hipòtesi nul·la d'elasticitat unitària

Quadre 9

Sector 6: Informació i Comunicacions

```
. reg difldefl ldefl_e d_lind_ipc if sector_id==6 & ccaa_id<99 , vce(cluster ccaa_id)
```

```
Linear regression      Number of obs   =      289
                      F(2, 16)         =     11.81
                      Prob > F        =      0.0007
                      R-squared       =      0.4584
                      Root MSE     =      .03951
```

(Std. Err. adjusted for 17 clusters in ccaa_id)

difldefl	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ldefl_e	.400064	.0823766	4.86	0.000	.2254333	.5746946
d_lind_ipc	.4289096	.3197519	1.34	0.199	-.2489341	1.106753
_cons	.0071099	.0034232	2.08	0.054	-.0001471	.0143668

Sí es rebutja la hipòtesi nul·la d'elasticitat unitària.

Quadre 10

Sector 7: Financeres

```
. reg difldefl ldefl_e d_lind_ipc if sector_id==7 & ccaa_id<99 , vce(cluster ccaa_id)
```

```
Linear regression      Number of obs   =      289
                      F(2, 16)          =       7.99
                      Prob > F         =      0.0039
                      R-squared        =      0.0666
                      Root MSE       =      .01015
```

(Std. Err. adjusted for 17 clusters in ccaa_id)

difldefl	Robust		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
ldefl_e	.0209039	.0079973	2.61	0.019	.0039503	.0378574
d_lind_ipc	.15331	.1039873	1.47	0.160	-.0671333	.3737533
_cons	.0011661	.0008799	1.33	0.204	-.0006993	.0030315

La hipòtesi nul·la d'elasticitat unitària resulta rebutjada només amb un valor "p" de 0.019 ó inferior.

Quadre 11

Sector 8: Immobiliàries

```
. reg difldefl ldefl_e d_lind_ipc if sector_id==8 & ccaa_id<99 , vce(cluster ccaa_id)
```

```
Linear regression      Number of obs   =      289
                      F(2, 16)          =     10.59
                      Prob > F         =      0.0012
                      R-squared        =      0.1497
                      Root MSE       =      .0126
```

(Std. Err. adjusted for 17 clusters in ccaa_id)

difldefl	Robust		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
ldefl_e	-.0045576	.0097039	-0.47	0.645	-.025129	.0160138
d_lind_ipc	.3594421	.0789938	4.55	0.000	.1919827	.5269016
_cons	-.0013918	.0020601	-0.68	0.509	-.0057591	.0029755

No es rebutja la hipòtesi nul·la d'elasticitat unitària

Quadre 12

Sector 9: Professionals

```
. reg difldefl ldefl_e d_lind_ipc if sector_id==9 & ccaa_id<99 , vce(cluster ccaa_id)
```

```
Linear regression      Number of obs   =      289
                      F(2, 16)          =     20.49
                      Prob > F         =      0.0000
                      R-squared        =      0.2281
                      Root MSE       =      .00975
```

(Std. Err. adjusted for 17 clusters in ccaa_id)

difldefl	Robust		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
ldefl_e	-.0040504	.0137874	-0.29	0.773	-.0332785	.0251776
d_lind_ipc	.3671506	.0612577	5.99	0.000	.23729	.4970111
_cons	.0010724	.0014861	0.72	0.481	-.0020779	.0042227

No es rebutja la hipòtesi nul·la d'elasticitat unitària.

Quadre 13
Sector 10: AAPP, Educació, Sanitat, Serveis Socials

```
. reg difldefl ldefl_e d_lind_ipc if sector_id==10 & ccaa_id<99 , vce(cluster ccaa_id)
```

```
Linear regression                Number of obs   =       289
                                F(2, 16)       =       24.25
                                Prob > F            =       0.0000
                                R-squared           =       0.2188
                                Root MSE        =       .00792
```

(Std. Err. adjusted for 17 clusters in ccaa_id)

difldefl	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ldefl_e	.0183906	.0102106	1.80	0.091	-.0032548	.0400361
d_lind_ipc	.281865	.0414936	6.79	0.000	.1939024	.3698275
_cons	-.0005699	.0011187	-0.51	0.617	-.0029414	.0018017

No es rebutja la hipòtesi nul·la d'elasticitat unitària.

Quadre 14
Sector 11: Artístiques i serveis personals

```
. reg difldefl ldefl_e d_lind_ipc if sector_id==11 & ccaa_id<99 , vce(cluster ccaa_id)
```

```
Linear regression                Number of obs   =       289
                                F(2, 16)       =       4.05
                                Prob > F            =       0.0378
                                R-squared           =       0.1377
                                Root MSE        =       .00589
```

(Std. Err. adjusted for 17 clusters in ccaa_id)

difldefl	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ldefl_e	.0247176	.0098786	2.50	0.024	.0037759	.0456593
d_lind_ipc	.0855995	.0522413	1.64	0.121	-.0251471	.196346
_cons	.0010284	.0007806	1.32	0.206	-.0006264	.0026832

La hipòtesi nul·la d'elasticitat unitària es rebutja amb un valor “p” de 0.024 o inferior.

Per tant, com a resum, de 11 sectors, la hipòtesi nul·la d'elasticitat unitària no resulta rebutjada al 5% en 8 casos. En el cas del sector 7 (Activitats Financeres) aquest rebuig es produeix a un nivell de significació a partir de l'1.9%. En el cas del sector 11 (Activitats artístiques) el valor “p” es situa en 2.4%. L'únic rebuig clar, amb un valor “p” inferior a l'1%, únicament es dona per el sector 6 (Informació i Comunicacions).

En resum, en relació a la primera pregunta que hem formulat a la introducció d'aquest treball es pot concloure que, efectivament, hi ha una evidència globalment favorable a la hipòtesi de treball d'elasticitat sectorial unitària.

6. ELASTICITAT DIFERENCIAL D'INFLACIÓ DELS DEFLACTORS REGIONALS FRONT L'ESTATAL: ANÀLISI SECTORIAL

Sobre la base de l'anterior resultat en aquest apartat s'estudia si l'ajust economètric dels deflactors es pot millorar fent servir, sota la hipòtesi d'elasticitat unitària, el diferencial d'inflació de cada una les CCAA respecte al conjunt de l'economia espanyola.

Quadre 15
Sector 2. Indústria

```
. reg difldefl d_lind_ipc if sector_id==2 & ccaa_id<99 , vce(cluster ccaa_id)
```

```
Linear regression              Number of obs   =          289
                              F(1, 16)         =           3.54
                              Prob > F              =          0.0781
                              R-squared             =          0.0247
                              Root MSE          =          .03104
```

(Std. Err. adjusted for 17 clusters in ccaa_id)

difldefl	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
d_lind_ipc	-.3492812	.1855851	-1.88	0.078	-.7427039	.0441416
_cons	-.0044162	.0045489	-0.97	0.346	-.0140595	.005227

Atenent a aquesta estimació no es pot rebutjar la hipòtesi nul·la de que els dos coeficients estimats són zero.

Donat que l'equació que s'estima és:

$$\underbrace{(ldefl_{ijt} - ldefl_{it})}_{difldefl_{ijt}} = \beta_0 + (\beta_1 - 1) \cdot ldefl_{it} + \beta_2 \cdot dlind_{ipc_{jt}} + \varepsilon_{ijt}$$

A l'acceptar la hipòtesi nul·la l'equació resultant és:

$$ldefl_{ijt} = ldefl_{it} + \varepsilon_{ijt}$$

Per tant queda justificat per aquest sector la igualtat del deflactor sectorial regional amb el deflactor sectorial nacional.

Quadre 16
Sector 3: Manufactures

```
. reg difldefl d_lind_ipc if sector_id==3 & ccaa_id<99 , vce(cluster ccaa_id)
```

```
Linear regression           Number of obs   =       289
                           F(1, 16)         =         1.67
                           Prob > F           =       0.2141
                           R-squared          =       0.0085
                           Root MSE        =       .03421
```

(Std. Err. adjusted for 17 clusters in ccaa_id)

difldefl	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
d_lind_ipc	-.2244639	.1735069	-1.29	0.214	-.5922822	.1433544
_cons	-.0044202	.0049798	-0.89	0.388	-.0149768	.0061365

A l'igual que en el cas anterior, queda justificat per aquest sector igualar el deflactor sectorial regional amb el deflactor sectorial nacional.

Quadre 17
Sector 4: Construcció

```
. reg difldefl d_lind_ipc if sector_id==4 & ccaa_id<99 , vce(cluster ccaa_id)
```

```
Linear regression           Number of obs   =       289
                           F(1, 16)         =         0.24
                           Prob > F           =       0.6340
                           R-squared          =       0.0096
                           Root MSE        =       .01736
```

(Std. Err. adjusted for 17 clusters in ccaa_id)

difldefl	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
d_lind_ipc	.1208391	.2489612	0.49	0.634	-.4069351	.6486133
_cons	-.005405	.0029504	-1.83	0.086	-.0116596	.0008496

La implicació és la mateixa que pels dos sectors precedents.

Quadre 18
Sector 5: Comerç

```
. reg difldefl d_lind_ipc if sector_id==5 & ccaa_id<99 , vce(cluster ccaa_id)
```

```
Linear regression                Number of obs    =      289
                                F(1, 16)        =      56.64
                                Prob > F             =      0.0000
                                R-squared             =      0.3900
                                Root MSE          =      .00986
```

(Std. Err. adjusted for 17 clusters in ccaa_id)

difldefl	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
d_lind_ipc	.5568933	.0739984	7.53	0.000	.4000237	.7137628
_cons	.0006561	.0010796	0.61	0.552	-.0016326	.0029448

El sector 5, que bàsicament inclou comerç, reparacions i hostaleria, mostra una clara resposta al diferencial de l'IPC. L'elasticitat del deflactor sectorial respecte a la inflació diferencial s'estima a l'entorn del 0.56.

Quadre 19
Sector 6: Informació i Comunicacions

```
. reg difldefl d_lind_ipc if sector_id==6 & ccaa_id<99 , vce(cluster ccaa_id)
```

```
Linear regression                Number of obs    =      289
                                F(1, 16)        =       2.17
                                Prob > F             =      0.1600
                                R-squared             =      0.0270
                                Root MSE          =      .05287
```

(Std. Err. adjusted for 17 clusters in ccaa_id)

difldefl	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
d_lind_ipc	.6220448	.4220839	1.47	0.160	-.272733	1.516823
_cons	-.0077124	.0047423	-1.63	0.123	-.0177655	.0023407

També en aquest sector es pot igualar el deflactor sectorial regional amb el deflactor sectorial nacional.

Quadre 20
Sector 7: Financeres

```
. reg difldefl d_lind_ipc if sector_id==7 & ccaa_id<99 , vce(cluster ccaa_id)
```

```
Linear regression                Number of obs    =      289
                                F(1, 16)        =       2.31
                                Prob > F             =      0.1479
                                R-squared             =      0.0437
                                Root MSE          =      .01026
```

(Std. Err. adjusted for 17 clusters in ccaa_id)

difldefl	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
d_lind_ipc	.1549724	.1019131	1.52	0.148	-.0610737	.3710185
_cons	.0026016	.0012119	2.15	0.047	.0000324	.0051707

Aplica la mateixa conclusió d'igualar el deflactor sectorial regional amb el deflactor sectorial nacional.

Quadre 21
Sector 8: Immobiliàries

```
. reg difldefl d_lind_ipc if sector_id==8 & ccaa_id<99 , vce(cluster ccaa_id)
```

```
Linear regression                Number of obs    =      289
                                F(1, 16)        =     16.57
                                Prob > F             =      0.0009
                                R-squared             =      0.1461
                                Root MSE          =      .0126
```

(Std. Err. adjusted for 17 clusters in ccaa_id)

difldefl	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
d_lind_ipc	.3682546	.0904581	4.07	0.001	.176492	.5600172
_cons	-.0008206	.0018451	-0.44	0.662	-.004732	.0030908

Per aquest sector, relatiu a activitats immobiliàries, és també aconsellable ajustar el comportament del deflactor nacional aplicant una elasticitat de 0.37 a la inflació diferencial.

Quadre 22
Sector 9: Professionals

```
. reg difldefl d_lind_ipc if sector_id==9 & ccaa_id<99 , vce(cluster ccaa_id)
```

```
Linear regression                Number of obs    =      289
                                F(1, 16)        =      27.63
                                Prob > F            =      0.0001
                                R-squared           =      0.2262
                                Root MSE        =      .00974
```

(Std. Err. adjusted for 17 clusters in ccaa_id)

difldefl	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
d_lind_ipc	.3721294	.0707918	5.26	0.000	.2220575	.5222013
_cons	.0014193	.0012237	1.16	0.263	-.0011749	.0040135

Per el sector 9, relatiu a activitats professionals, científiques i tècniques, activitats administratives i serveis auxiliars, la mateixa elasticitat de 0.37 pel diferencial d'inflació.

Quadre 23
Sector 10: AAPP, Educació, Sanitat i Serveis Socials

```
. reg difldefl d_lind_ipc if sector_id==10 & ccaa_id<99 , vce(cluster ccaa_id)
```

```
Linear regression                Number of obs    =      289
                                F(1, 16)        =      32.55
                                Prob > F            =      0.0000
                                R-squared           =      0.1713
                                Root MSE        =      .00814
```

(Std. Err. adjusted for 17 clusters in ccaa_id)

difldefl	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
d_lind_ipc	.2615217	.0458394	5.71	0.000	.1643465	.3586969
_cons	-.0022804	.0012141	-1.88	0.079	-.0048541	.0002933

Per el sector 10, que inclou administració pública i defensa, seguretat social obligatòria, educació, activitats sanitàries i de serveis socials, l'elasticitat estimada en relació al diferencial d'inflació queda situada en 0.26.

Quadre 24
Sector 11: Artístiques i serveis personals

```
. reg difldefl d_lind_ipc if sector_id==11 & ccaa_id<99 , vce(cluster ccaa_id)
```

```
Linear regression                Number of obs    =          289
                                F(1, 16)         =           1.73
                                Prob > F              =          0.2072
                                R-squared              =          0.0195
                                Root MSE           =          .00627
```

(Std. Err. adjusted for 17 clusters in ccaa_id)

difldefl	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
d_lind_ipc	.0624659	.0475229	1.31	0.207	-.0382781	.1632099
_cons	-.0007278	.0006491	-1.12	0.279	-.0021038	.0006482

Per aquest sector també està justificat igualar el deflactor sectorial regional amb el deflactor sectorial nacional.

Al llarg d'aquesta exposició s'ha analitzat el grau de correspondència existent entre el comportament del deflactor sectorial regional i el comportament del deflactor sectorial nacional. La conclusió general és que, a excepció de l'agricultura, igualant el comportament dels dos deflactors s'obté una aproximació raonable. No obstant, aquest criteri es pot millorar en el cas concret d'alguns sectors, tenint en compte com a variable addicional el diferencial d'inflació en termes de l'IPC.

El criteri per obtenir el deflactor sectorial regional és el següent:

Quadre 25

Sector	Elasticitat	Elasticitat inflació diferencial
2 Indústria	1	0
3 Manufactures	1	0
4 Construcció	1	0
5 Comerç	1	0.56
6 Informació i Comunicacions	1	0
7 Financeres	1	0
8 Immobiliàries	1	0.37
9 Professionals	1	0.37
10 AAPP, Educació, Sanitat i Serveis Socials	1	0.26
11 Artístiques i serveis personals	1	0

7. SIMULACIÓ DELS EFECTES DELS NOUS DEFLACTORS EN EL VAB SECTORIAL DE BARCELONA

A partir dels resultats del Quadre 25 s'obtenen per a Barcelona uns deflactors modificats i una evolució del VAB real sectorial de Barcelona que apareix als Quadres 26 i 27. La conclusió evident és que no hi ha efectes significatius en l'aplicació dels nous deflactors. Cal recordar que en aquest cas es fa servir el diferencial de l'IPC entre Catalunya i la província de Barcelona, ja que l'IPC de la ciutat no està disponible.

Quadre 26

DEFLACTORS ORIGINALS	2010	2011	2012	2013	2014	2015 (P)	2016 (A)	2017 (1ª E)
Agricultura	1,000	0,935	1,078	1,121	1,068	1,068	1,075	1,211
Indústria	1,000	1,014	1,024	1,050	1,059	1,069	1,062	1,075
Construcció	1,000	0,950	0,894	0,849	0,846	0,852	0,868	0,880
Comerç	1,000	1,018	1,025	1,015	1,012	1,006	1,018	1,025
Informació i Comunicacions	1,000	1,001	0,982	0,949	0,906	0,884	0,880	0,873
Financeres	1,000	0,950	0,981	0,929	1,039	1,134	1,175	1,257
Immobiliàries	1,000	1,042	1,060	1,081	1,079	1,067	1,071	1,076
Professionals	1,000	1,002	0,993	0,994	0,987	1,001	1,002	1,003
AAPP, Educació, Sanitat, Servs Social	1,000	0,997	0,977	0,989	0,988	0,997	1,009	1,013
Artístiques i Servs Personals	1,000	1,006	1,014	0,987	0,991	0,995	1,006	1,017
DEFLACTORS MODIFICATS	2010	2011	2012	2013	2014	2015 (P)	2016 (A)	2017 (1ª E)
Agricultura	1,000	0,935	1,078	1,121	1,068	1,068	1,075	1,211
Indústria	1,000	1,014	1,024	1,050	1,059	1,069	1,062	1,075
Construcció	1,000	0,950	0,894	0,849	0,846	0,852	0,868	0,880
Comerç	1,000	1,017	1,024	1,016	1,014	1,009	1,021	1,028
Informació i Comunicacions	1,000	1,001	0,982	0,949	0,906	0,884	0,880	0,873
Financeres	1,000	0,950	0,981	0,929	1,039	1,134	1,175	1,257
Immobiliàries	1,000	1,041	1,060	1,081	1,080	1,068	1,073	1,078
Professionals	1,000	1,001	0,993	0,995	0,988	1,003	1,004	1,005
AAPP, Educació, Sanitat, Servs Social	1,000	0,997	0,977	0,989	0,989	0,998	1,010	1,014
Artístiques i Servs Personals	1,000	1,006	1,014	0,987	0,991	0,995	1,006	1,017

Quadre 27

VARIACIONS REALS ORIGINALS	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Agricultura	5,3%	-14,0%	-6,1%	-1,4%	10,9%	2,9%	-6,0%
Indústria	-5,1%	-6,3%	-3,8%	1,3%	3,7%	3,4%	3,5%
Construcció	-12,3%	-19,3%	-12,6%	-1,7%	0,1%	1,0%	3,8%
Comerç	-1,3%	-1,7%	-0,1%	-0,7%	2,5%	2,5%	2,4%
Informació i comunicacions	-3,2%	-4,5%	-1,7%	9,4%	9,0%	6,9%	7,9%
Financeres	-4,4%	-2,5%	-3,9%	-7,6%	-9,8%	-0,6%	-4,1%
Immobiliàries	8,4%	1,8%	2,4%	1,1%	0,3%	1,6%	2,1%
Professionals	3,6%	-4,9%	0,6%	8,6%	7,1%	9,9%	6,9%
AAPP, educació, sanitat i servs socia	0,0%	1,1%	-0,4%	1,1%	3,8%	1,2%	2,1%
Artístiques, l serveis personals	3,1%	-2,8%	-2,0%	2,3%	1,9%	0,7%	0,8%
VARIACIONS REALS MODIFICADES	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Agricultura	5,3%	-14,0%	-6,1%	-1,4%	10,9%	2,9%	-6,0%
Indústria	-5,1%	-6,3%	-3,8%	1,3%	3,7%	3,4%	3,5%
Construcció	-12,3%	-19,3%	-12,6%	-1,7%	0,1%	1,0%	3,8%
Comerç	-1,2%	-1,7%	-0,2%	-0,8%	2,4%	2,4%	2,4%
Informació i comunicacions	-3,2%	-4,5%	-1,7%	9,4%	9,0%	6,9%	7,9%
Financeres	-4,4%	-2,5%	-3,9%	-7,6%	-9,8%	-0,6%	-4,1%
Immobiliàries	8,5%	1,8%	2,3%	1,1%	0,2%	1,5%	2,1%
Professionals	3,6%	-5,0%	0,6%	8,6%	7,0%	9,8%	6,9%
AAPP, educació, sanitat i servs socia	0,0%	1,1%	-0,5%	1,0%	3,8%	1,1%	2,1%
Artístiques, l serveis personals	3,1%	-2,8%	-2,0%	2,3%	1,9%	0,7%	0,8%

8. CONCLUSIONS

A la introducció d'aquest treball s'han formulat unes preguntes que ara estem en situació de contestar:

- Es pot confirmar estadísticament que els deflactors sectorials són iguals a les CCAA i al conjunt de l'economia espanyola?
Efectivament, encara que no en tots els sectors, hi ha una gran majoria de sectors pels quals no es pot rebutjar la hipòtesi d'elasticitat unitària.
- Assumint la igualtat entre els deflactors sectorials de les CCAA i del conjunt de l'economia espanyola, es pot millorar l'ajust economètric amb els deflactors sectorials regionals incorporant el diferencial d'inflació entre cada Comunitat Autònoma i el conjunt de l'Estat?
En efecte, en quatre sectors es pot millorar l'ajust amb el diferencial d'inflació.

Finalment, tal com s'ha indicat a la introducció es porta a terme la simulació de l'efecte del canvi de deflactors sobre les sèries de VAB sectorial de Barcelona.

Es constata que la diferència dels deflactors i, també, l'impacte sobre l'evolució del VAB sectorial, el VAB general i el PIB de la ciutat és molt poc significatiu. Per aquesta raó es considera que, des d'un punt de vista operatiu, és adequat seguir aplicant per a Barcelona els deflactors de Catalunya a nivell sectorial.