

# DETERMINANTES DA RIGIDEZ À BAIXA DOS SALÁRIOS: ALGUNS ASPETOS METODOLÓGICOS E NOVA EVIDÊNCIA EMPÍRICA\*

Daniel A. Dias\*\* | Carlos Robalo Marques\*\*\* | Fernando Martins\*\*\*\*

## RESUMO

Este artigo discute a identificação dos determinantes da rigidez à baixa dos salários e ilustra empiricamente a sua importância na Europa. É mostrado que os modelos até agora estimados na literatura podem apresentar problemas econométricos que impedem que os contributos destes determinantes sejam identificados corretamente ou estimados rigorosamente. Um exercício empírico, baseado na discussão realizada neste artigo e utilizando dados de um inquérito realizado em 15 países da União Europeia, mostra que os resultados podem diferir significativamente dos obtidos até agora na literatura. Tanto as considerações teóricas, como os resultados estimados, sugerem que será necessária nova evidência empírica antes de se retirarem conclusões definitivas sobre os determinantes da rigidez à baixa dos salários nominais e reais.

## 1. Introdução

O grau de rigidez dos salários é uma informação extremamente importante para uma definição adequada das políticas económicas. É bastante extensa a literatura empírica que procura identificar os fatores que explicam por que razão o grau da rigidez à baixa dos salários nominais e reais pode diferir entre empresas, setores de atividade ou países. Os modelos estimados tipicamente regridem uma medida de rigidez salarial nominal ou real, calculada ao nível da empresa, do setor ou do país, sobre um conjunto de variáveis que a teoria sugere como potencialmente importantes para explicar essas diferenças (ver, entre outros, Dickens *et al.*, 2007, Holden e Wulfsberg, 2008, Caju *et al.*, 2009, Messina *et al.*, 2010 e Babecky *et al.*, 2010).

Neste artigo, são abordadas algumas questões metodológicas que envolvem a atual literatura empírica sobre a rigidez à baixa dos salários nominais ou reais, é apresentada evidência empírica que ilustra a sua importância e identificados os seus determinantes num conjunto de países europeus. Doravante, será adotada a designação RBSN, para a rigidez à baixa do salário nominal, e RBSR, para a rigidez à baixa do salário real.

Em relação à literatura existente, é mostrado que em alguns casos os regressores utilizados poderão não estar bem identificados (por exemplo, Dickens *et al.*, 2007, Holden e Wulfsberg, 2008, Caju *et al.*, 2009 e Messina *et al.*, 2010) e, noutros casos, os modelos estimados poderão não estar bem especificados (por exemplo, Babecky *et al.*, 2010). A primeira situação pode potencialmente gerar enviesamentos

---

\*Os autores agradecem a Cláudia Duarte e Pedro Portugal pelas discussões profícuas e pelas sugestões bastante úteis. As opiniões expressas no artigo são da responsabilidade dos autores, não coincidindo necessariamente com as do Banco de Portugal ou do Eurosistema. Eventuais erros e omissões são da exclusiva responsabilidade dos autores.

\*\* Department of Economics, University of Illinois at Urbana-Champaign and CEMAPRE.

\*\*\* Banco de Portugal, Departamento de Estudos Económicos.

\*\*\*\* Banco de Portugal, Departamento de Estudos Económicos, ISEG - Universidade de Lisboa e Universidade Lusíada (Lisboa).

importantes nos parâmetros estimados. A segunda implica que os parâmetros estimados não podem ser interpretados como medindo a importância dos regressores para a rigidez à baixa dos salários.

Com base nos dados recolhidos para 15 países da União Europeia, é efetuado um exercício empírico que leva em consideração algumas das observações apontadas no artigo. É mostrado que a rigidez nominal à baixa dos salários é um fenómeno muito difundido na Europa.

Um modelo *probit*, estimado para as empresas que teriam intenção de reduzir os salários base, sugere que o grau de rigidez dos salários nominais à baixa aumenta com a proporção de trabalhadores qualificados não diretamente ligados à produção e com a importância dos acordos salariais negociados externamente às empresas, e diminui com o grau de concorrência enfrentado pelas empresas. A incidência dos contratos permanentes, o peso dos custos com pessoal, a antiguidade e proporção de trabalhadores cobertos por instrumentos de regulamentação coletiva, sugeridos pela teoria económica como potencialmente relevantes, não apresentam um impacto significativo sobre a rigidez à baixa dos salários nominais. Estes resultados diferem significativamente dos obtidos anteriormente na literatura, sugerindo que algumas das considerações metodológicas apresentadas neste artigo podem ter implicações práticas importantes.

O artigo encontra-se organizado do seguinte modo. A secção 2 revê sumariamente a literatura empírica sobre a rigidez à baixa dos salários. A secção 3 discute algumas questões metodológicas que envolvem a literatura empírica que procura identificar os determinantes da rigidez à baixa dos salários. A secção 4 ilustra estas questões através da estimação de um modelo que usa dados de um inquérito conduzido em diversos países da União Europeia. A secção 5 apresenta as principais conclusões.

## 2. Evidência empírica sobre os determinantes da rigidez à baixa dos salários

A literatura que aborda a questão da rigidez salarial tem sugerido diversas estatísticas para medir a importância da RBSN e da RBSR. Este artigo foca-se nas medidas utilizadas, por exemplo, em Dickens e Goette (2006), Dickens *et al.* (2007), Holden e Wulfsberg (2008), Caju *et al.* (2007), Caju *et al.* (2009), Messina *et al.* (2010) e Babecky *et al.* (2010).

As medidas de RBSN e de RBSR sugeridas por Dickens *et al.* (2007) procuram captar a fração de trabalhadores cujos salários (nominais ou reais) são congelados quando, devido ao desempenho individual ou a condições externas, a intenção da empresa era que os mesmos fossem reduzidos. Mais especificamente, é assumido que, na ausência de rigidez nominal, todos os trabalhadores cujos salários foram congelados teriam tido uma redução dos seus salários nominais. A estatística sugerida pelos autores é a seguinte:

$$rbsn_1 = \frac{A}{A + B} \quad (1)$$

em que  $A$  é o número (ou fração) de trabalhadores cujos salários foram congelados e  $B$  o número (ou fração) de trabalhadores cujos salários foram reduzidos.

Esta medida de RBSN difere da discutida em Dickens e Goette (2006), e usada por exemplo em Caju *et al.* (2007), Caju *et al.* (2009) e Messina *et al.* (2010), na medida em que não exclui os congelamentos salariais que teriam lugar na ausência de RBSN. Esta medida alternativa pode ser escrita como:

$$rbsn_2 = \frac{A - C}{A - C + B} \quad (2)$$

onde  $C$  representa o número (ou fração) de trabalhadores cujos salários seriam congelados na ausência de RBSN. Este é habitualmente estimado assumindo uma "distribuição contrafactual ou nocional" subjacente

que seria hipoteticamente observável num cenário de salários integralmente flexíveis<sup>1</sup>. No seu conjunto,  $A-C+B$  representa o número ou fração de trabalhadores para os quais existiria a intenção de reduzir salários. A utilização de  $rbsn_2$  resolve uma limitação importante de  $rbsn_1$ , dado que esta última medida assume que todas as empresas que congelaram os salários tê-los-iam reduzido na ausência de RBSN, ou seja que  $C=0$ . Daqui em diante, por uma questão de simplificação de linguagem, referir-nos-emos a  $A-C+B$  ou apenas a  $A+B$  como representando o número ou fração de trabalhadores para os quais existiria a intenção de reduzir salários.

Estas duas medidas de RBSN são habitualmente calculadas ao nível de um setor ou país (ver, Messina *et al.*, 2010, Caju *et al.*, 2009, Holden e Wulfsberg, 2008, e Dickens *et al.*, 2007), podendo ser interpretadas como medindo a fração de reduções de salários que não tiveram lugar devido à existência de rigidez à baixa dos salários nominais.

Estatísticas semelhantes a  $rbsn_1$  e  $rbsn_2$ , designadas mais à frente como  $rbsr_1$  e  $rbsr_2$ , foram sugeridas para avaliar a importância da RBSR, em que desta vez  $A$  representa a fração de trabalhadores cujos salários reais foram congelados (variação dos salários nominais igual à inflação observada ou esperada),  $B$  a fração de trabalhadores com reduções dos salários reais e  $C$  a fração de trabalhadores cujos salários reais seriam congelados na ausência de qualquer rigidez à baixa dos salários reais (uma vez mais calculada assumindo uma distribuição contrafactual ou nocional para a distribuição das variações dos salários reais)<sup>2</sup>.

A maioria da literatura sobre rigidez salarial tem procurado identificar os fatores que podem explicar por que razão algumas empresas, setores ou países apresentam maior rigidez à baixa dos salários do que outros, com base nestas medidas de rigidez salarial. Como exemplos de RBSN temos os trabalhos de Dickens *et al.* (2007), que usam  $rbsn_1$ , e Holden e Wulfsberg (2008) e Messina *et al.* (2010), que usam  $rbsn_2$ . Como exemplos de RBSR encontram-se os trabalhos de Dickens *et al.* (2007), que usam  $rbsr_1$ , e Caju *et al.* (2009) e Messina *et al.* (2010), que usam  $rbsn_2$ .

Com base em dados obtidos para diversos países, Dickens *et al.* (2007) calculam a correlação entre a  $rbsn_1$  (e  $rbsr_1$ ) e um número alargado de indicadores que podem potencialmente explicar as diferenças no grau de rigidez salarial entre países. Entre estes indicadores incluem-se a taxa de sindicalização, a taxa de cobertura, o grau de coordenação nas negociações salariais, a fração de trabalhadores temporários, o índice de legislação de proteção ao emprego, o índice de corporativismo, etc. Em relação a  $rbsn_1$ , em nenhum dos regressores a relação é estatisticamente significativa ao nível de 5 por cento, enquanto para  $rbsr_1$  apenas a relação com a taxa de sindicalização é significativa ao nível de 5 por cento. No entanto, estranhamente, a taxa de sindicalização e a taxa de cobertura surgem como negativamente correlacionadas com a rigidez nominal dos salários.

Um exercício semelhante foi realizado por Holden e Wulfsberg (2008). Os autores calculam uma medida do tipo  $rbsn_2$  para 19 países e testam se a inflação, o desemprego, a taxa de sindicalização e o índice de legislação de proteção ao emprego podem justificar as diferenças entre países ao nível da RBSN. Messina *et al.* (2010), para a Bélgica, Dinamarca, Espanha e Portugal, e Caju *et al.* (2009), para a Bélgica, usando dados setoriais, avaliam igualmente se determinadas características da força de trabalho e das empresas (dimensão das empresas, proporção de trabalhadores qualificados ligados e não ligados à produção, incidência de acordos de empresa, grau de concorrência, etc.) podem justificar as diferenças no grau de RBSN ou RBSR entre países ou setores.

---

**1** De modo a identificar a distribuição contrafactual ou nocional, é habitualmente assumido que tal distribuição é simétrica e que a metade superior da distribuição dos salários observados não é afetada pela rigidez salarial (ver, por exemplo, Card e Hyslop, 1997, Altonji e Devereux, 2000, Fehr e Goette, 2005, Goette *et al.*, 2007, e Dickens *et al.* 2007). No entanto, a hipótese de que a metade superior da distribuição dos salários observados não é afetada pela rigidez salarial, isto é, que a RBSN (ou RBSR) apenas ocorre ao nível do crescimento nulo dos salários nominais (ou reais), tem sido questionada na literatura mais recente. Ver Holden e Wulfsberg (2009), Elsby (2009) e Stüber e Beissinger (2012).

**2** Ver, por exemplo, Dickens e Goette (2006) e Dickens *et al.* (2007).

Um aspeto comum a todos estes contributos empíricos é o facto de todos os regressores, definidos ao nível de cada setor ou país, serem calculados usando todos os trabalhadores da amostra (isto é, do setor ou país correspondente) e não apenas os trabalhadores para os quais existiria intenção de reduzir salários. Este facto, como será argumentado mais à frente, poderá ter implicações importantes sobre as estimativas dos parâmetros das regressões utilizadas nesses trabalhos.

Recentemente, Babecky *et al.* (2010) utilizam a proporção de empresas na economia que congelaram os salários base como uma estatística para avaliar a importância da RBSN e identificar os respetivos determinantes. Podemos designar essa medida por:

$$rbsn_3 = \frac{D}{N} \quad (3)$$

em que  $D$  designa o número de empresas onde os salários foram congelados e  $N$  o total de empresas na amostra. Esta medida difere de  $rbsn_1$  dado que utiliza a empresa como unidade relevante (e não os trabalhadores) e, mais importante, compara o número de empresas que congelaram salários base com o total de empresas e não apenas com as empresas que teriam intenção de reduzir salários, como sucede com as anteriores estatísticas. Acresce que, tal como  $rbsn_1$ ,  $rbsn_3$  assume que não haveria congelamentos de salários na ausência de RBSN.

Babecky *et al.* (2010) utilizam os dados de inquéritos conduzidos em 15 países europeus para identificar os fatores que podem explicar por que algumas empresas apresentam maior RBSN ou maior RBSR do que outras. Estes autores consideram que a existência de empresas onde os salários base são congelados constitui evidência da presença de RBSN, enquanto a existência de empresas que adotam mecanismos de indexação automáticos, em que os salários base são indexados à inflação (passada ou esperada), constitui evidência da presença de RBSR. Algumas questões em torno do contributo de Babecky *et al.* (2010) serão discutidas mais abaixo.

### 3. Identificação dos determinantes da rigidez à baixa dos salários: problemas com a literatura empírica

Como observado acima, as definições de RBSN e RBSR, tal como as estatísticas sugeridas na literatura, nomeadamente a  $rbsn_1$ ,  $rbsn_2$ ,  $rbsr_1$  e  $rbsr_2$ , envolvem apenas os trabalhadores para os quais existiria a intenção de reduzir os salários, ou seja, os trabalhadores cujos salários foram reduzidos ou congelados, deixando de fora os restantes trabalhadores cujos salários foram aumentados. No entanto, este facto importante parece ter sido esquecido pelos modelos que procuram identificar os fatores que explicam por que motivo a RBSN ou a RBSR é maior em alguns setores, países ou empresas. De facto, para estas estatísticas, todas as regressões estimadas na literatura (incluindo as correlações simples) utilizam regressores que envolvem a totalidade dos trabalhadores e não apenas aqueles para os quais havia intenção de reduzir os salários. Do mesmo modo, no caso de  $rbsn_3$ , utilizado em Babecky *et al.* (2010), o modelo é estimado utilizando todas as empresas e não apenas aquelas onde os salários foram congelados ou reduzidos.

Nesta secção são discutidas as implicações para os parâmetros dos modelos estimados que resultam destes factos, sendo distinguida a utilização de  $rbsn_1$ ,  $rbsn_2$ ,  $rbsr_1$  e  $rbsr_2$ , por um lado, da utilização de  $rbsn_3$ , por outro.

#### 3.1 Utilização de $rbsn_1$ , $rbsn_2$ , $rbsr_1$ e $rbsr_2$

De modo a tornar a apresentação mais intuitiva, tomemos como regressor de referência a fração de trabalhadores cobertos por instrumentos de regulamentação coletiva (designada por taxa de cobertura), a qual é habitualmente utilizada nas regressões que envolvem  $rbsn_1$ ,  $rbsn_2$ ,  $rbsr_1$  e  $rbsr_2$  como variáveis dependentes.

De acordo com a literatura, é de esperar que os salários que sejam negociados no âmbito de instrumentos de regulamentação coletiva, como sejam os acordos ou contratos coletivos de trabalho, apresentem maior rigidez à baixa, tanto nominal, como real (ver, por exemplo, Holden, 2004, Dickens *et al.*, 2007, Holden e Wulfsberg, 2008, e Holden e Wulfsberg, 2009). Assim, adotemos as seguintes definições para o setor (ou país)  $j$ :

$S_{1j}$  = Número de trabalhadores cobertos por instrumentos de regulamentação coletiva e cujos salários foram congelados;

$S_{2j}$  = Número de trabalhadores cobertos por instrumentos de regulamentação coletiva e cujos salários foram reduzidos;

$S_{3j}$  = Número de trabalhadores cobertos por instrumentos de regulamentação coletiva e cujos salários foram aumentados;

$S_j = S_{1j} + S_{2j} + S_{3j}$  = Número de trabalhadores cobertos por instrumentos de regulamentação coletiva;

$N_{1j}$  = Número total de trabalhadores cujos salários foram congelados;

$N_{2j}$  = Número total de trabalhadores cujos salários foram reduzidos;

$N_{3j}$  = Número total de trabalhadores cujos salários foram aumentados;

$N_j = N_{1j} + N_{2j} + N_{3j}$  = Número total de trabalhadores.

Em relação à variável  $rbsn_{1j}$ , para o setor (ou país)  $j$ , que vamos representar por  $rbsn_{1j}$ , tem-se a partir da equação (1):

$$rbsn_{1j} = \frac{A_j}{A_j + B_j} = \frac{N_{1j}}{N_{1j} + N_{2j}} \quad (4)$$

de modo que a identificação de  $rbsn_{1j}$  no setor (ou país)  $j$  envolve os trabalhadores que tiveram os salários congelados ou reduzidos, mas não os trabalhadores cujos salários foram aumentados. O mesmo se aplica a  $rbsn_{2j}$ ,  $rbsr_{1j}$  e  $rbsr_{2j}$ <sup>3</sup>.

No entanto, na literatura empírica, a taxa de cobertura para o setor ou país  $j$ ,  $cobertura_j$ , é calculada utilizando todos os trabalhadores do setor ou país  $j$ :

$$cobertura_j = \frac{S_j}{N_j} = \frac{S_{1j} + S_{2j} + S_{3j}}{N_{1j} + N_{2j} + N_{3j}} \quad (5)$$

quando a medida correta, que decorreria diretamente das definições de RBSN e de RBSR, deveria ser dada por:

$$cobertura_j^* = \frac{S_{1j} + S_{2j}}{N_{1j} + N_{2j}} \quad (6)$$

ou seja, a proporção de trabalhadores cobertos por instrumentos de regulamentação coletiva de entre os trabalhadores para os quais existiria intenção de reduzir salários.

De acordo com a teoria, é de esperar que o regressor  $cobertura_j^*$  tenha um impacto positivo sobre  $rbsn_{1j}$ , porque quanto maior a proporção de trabalhadores cobertos por instrumentos de regulamentação coletiva, de entre aqueles para os quais existiria intenção de reduzir salários, maior seria o grau de RBSN, isto é, maior o número de trabalhadores cujos salários seriam congelados (e não reduzidos). De outro

<sup>3</sup> Em rigor, no caso das estatísticas  $rbsn_{2j}$  e  $rbsr_{2j}$ ,  $N_{1j}$  deverá ser calculado por forma a excluir a fração de trabalhadores cujos salários seriam congelados na ausência de rigidez à baixa dos salários.

modo: de entre os trabalhadores para os quais existiria intenção de reduzir salários, tudo o resto igual, o trabalhador que se encontra coberto por um instrumento de regulamentação coletiva teria maior probabilidade de ter o respetivo salário congelado (ou uma menor probabilidade de ter o salário reduzido).

Mas, o que acontece em relação ao regressor  $cobertura_j$ , a medida utilizada até agora na literatura empírica? É de notar que é possível decompor  $cobertura_j$  do seguinte modo:

$$cobertura_j = \alpha_j \cdot cobertura_j^* + \beta_j \quad (7)$$

onde  $\alpha_j$  representa a fração de trabalhadores para os quais existe intenção de reduzir salários e  $\beta_j$  a taxa de cobertura para os trabalhadores para os quais não existe intenção de reduzir salários no setor (ou país)  $j$ , isto é.:

$$\alpha_j = \frac{N_{1j} + N_{2j}}{N_{1j} + N_{2j} + N_{3j}}, \quad \beta_j = \frac{S_{3j}}{N_{1j} + N_{2j} + N_{3j}} \quad (8)$$

De acordo com a equação (7), ao utilizarmos  $cobertura_j$ , em vez de  $cobertura_j^*$ , estamos a permitir que variações na taxa de cobertura noutras partes da economia, captadas por  $\beta_j$  (trabalhadores do mesmo setor ou do mesmo país para os quais não existe intenção de reduzir salários) possam afetar a taxa de cobertura sem afetar a fração de reduções salariais que são impedidas pela existência de rigidez salarial à baixa, isto é, sem afetar as medidas de RBSN ou de RBSR. O mesmo se aplica a  $\alpha_j$ , a fração de trabalhadores para os quais existe intenção de reduzir os salários, que é expectável que varie de acordo com o setor ou o país. Logo, a utilização de  $cobertura_j$ , em vez de  $cobertura_j^*$ , tem muito provavelmente consequências importantes sobre a estimação dos parâmetros que procuram medir o impacto da taxa de cobertura sobre RBSN ou sobre RBSR.

Este problema aplica-se a todos os regressores considerados na literatura empírica que utilizam as estatísticas  $rbsn_1$ ,  $rbsn_2$ ,  $rbsr_1$  e  $rbsr_2$  ao nível do setor ou do país para identificar os determinantes relevantes da RBSN ou da RBSR, podendo explicar por que razão estes estudos têm revelado tantas dificuldades para encontrar correlações significativas com o sinal esperado. Este é um tema que merece ser estudado com maior profundidade do ponto de vista empírico, assim que se encontrem disponíveis bases de dados com informação detalhada ao nível de cada trabalhador.

### 3.2 A utilização de $rbsn_j$

Considere-se agora o caso da estatística  $rbsn_3$  utilizada por Babecky *et al.* (2010). Estes autores utilizam dados de inquéritos às empresas para analisar as causas da RBSN e da RBSR ao nível da empresa<sup>4</sup>. De modo a identificar os fatores que podem explicar por que algumas empresas estão sujeitas à RBSN enquanto outras não, Babecky *et al.* (2010) estimam um modelo *probit* onde a variável dependente,  $y_i$ , é uma variável binária que é igual a 1, se as empresas responderem no inquérito que os salários base dos seus trabalhadores foram congelados ( $\Delta w_i = 0$ ), e 0, caso contrário. Se designarmos este modelo como modelo A, teremos:

Modelo A:

$$y_i = 1 \text{ se } \Delta w_i = 0, \quad y_i = 0 \text{ se } \Delta w_i \neq 0$$

É de notar que este modelo é estimado utilizando a totalidade da amostra, isto é, incluindo não apenas as empresas que congelaram ou reduziram os seus salários, mas também as que aumentaram os salários<sup>5</sup>.

<sup>4</sup> Detalhes adicionais sobre a abordagem seguida por Babecky *et al.* (2010) são apresentados na secção seguinte.

<sup>5</sup> Em rigor, os autores estimam um modelo *probit* bivariado de modo a considerar a interdependência entre as medidas de RBSN e RBSR analisadas no seu trabalho. No entanto, tal não é relevante do ponto de vista da questão levantada nesta secção e que diz respeito à amostra utilizada e não ao tipo de modelo estimado. Mais, como veremos adiante, os resultados empíricos são essencialmente os mesmos, quer se utilize um modelo univariado, quer se utilize um modelo bivariado.

De modo a entender melhor as implicações do modelo A para os parâmetros estimados, começaremos por introduzir dois modelos adicionais, designados por modelos B e C:

Modelo B:

$$y_i=1 \text{ se } \Delta w_i=0, \quad y_i=0 \text{ se } \Delta w_i<0$$

Modelo C:

$$y_i=1 \text{ se } \Delta w_i=0, \quad y_i=0 \text{ se } \Delta w_i>0$$

É de notar que o modelo B é obtido restringindo o modelo A às empresas onde existiria a intenção de reduzir os salários base dos respetivos trabalhadores, as quais, no contexto desta medida de rigidez, se reduzem às empresas onde os salários base foram congelados ou reduzidos. Pelo contrário, o modelo C é obtido restringindo o modelo A às empresas onde os salários base foram congelados ou aumentados.

Da discussão apresentada anteriormente, parece ser claro neste momento que o modelo B é o modelo que deve ser estimado se o objetivo for identificar corretamente os fatores que explicam por que razão algumas empresas estão sujeitas à RBSN enquanto outras não. Note-se que tal implica a estimação do modelo só com as empresas onde existiria a intenção de reduzir os salários dos respetivos trabalhadores. Neste modelo, é de esperar que o parâmetro associado à “taxa de cobertura” tenha um impacto positivo sobre a probabilidade de uma empresa congelar os seus salários, em vez de os reduzir, ou seja, estar sujeita à RBSN<sup>6</sup>.

Pelo contrário, as estimativas para o parâmetro associado à “taxa de cobertura” no modelo C podem ser negativas ou nulas, dependendo das hipóteses assumidas para os choques sofridos pelas empresas da amostra. Se assumirmos que todas as empresas na amostra sofrem choques negativos semelhantes, podemos esperar que o coeficiente associado à variável “taxa de cobertura” seja negativo: quanto maior a taxa de cobertura na empresa, menor será a probabilidade de esta congelar os salários dos trabalhadores, em vez de os aumentar. Se assumirmos que as empresas que não pretendam reduzir os salários dos seus trabalhadores não sofrem choques negativos idiossincráticos suficientemente grandes e que esses choques são distribuídos aleatoriamente pelas diversas empresas (a hipótese identificadora subjacente às estatísticas  $rbsn_{1t}$ ,  $rbsn_{2t}$ ,  $rbsr_{1t}$  e  $rbsr_{2t}$  apresentadas anteriormente), então é de esperar que o parâmetro associado à “taxa de cobertura” no modelo C seja nulo.

As estimativas dos parâmetros do modelo A, utilizado por Babecky *et al.* (2010), são uma média ponderada das estimadas para os modelos B e C. Em última análise, o sinal e a magnitude dos parâmetros estimados no modelo A dependerão da proporção de empresas com variações salariais positivas e negativas, assim como da distribuição dos choques pelas empresas da amostra. Na maioria das amostras, a proporção de aumentos salariais é bastante maior do que a proporção de reduções, pelo que no modelo A não será surpreendente se existirem parâmetros que não são estatisticamente significativos ou que tenham mesmo o sinal errado. Mais importante, os parâmetros do modelo A não podem ser interpretados como medindo o impacto da RBSN sobre os salários, isto é, não medem a importância da RBSN na prevenção das reduções salariais.

<sup>6</sup> É de notar que agora a variável “taxa de cobertura” é uma variável definida ao nível da empresa, calculada como a proporção de trabalhadores cobertos por instrumentos de regulamentação coletiva.

#### 4. Evidência da importância da RBSN e respetivos determinantes

Investiguemos agora a importância e os determinantes da RBSN na Europa, levando em consideração a discussão anterior acerca da utilização de  $rbsn_{jt}$ . A base de dados utilizada é baseada nos resultados de inquéritos às empresas conduzidos pelos Bancos Centrais Nacionais de 15 países da União Europeia entre 2007 e 2008. A amostra final é composta por 14600 empresas de diferentes setores de atividade (indústria transformadora, energia, construção, serviços mercantis, serviços não mercantis, comércio e atividades de intermediação financeira)

A base de dados utilizada neste artigo corresponde muito de perto à utilizada por Babecky *et al.* (2010), embora difira em alguns aspetos. A nossa é uma versão atualizada da base de dados original, cujas principais diferenças resultam da inclusão da informação do Chipre, que não estava disponível para ser usada por Babecky *et al.* (2010). Por outro lado, ao contrário de Babecky *et al.* (2010), a nossa base de dados exclui a informação da Grécia, na medida em que o inquérito conduzido na Grécia não tem informação sobre reduções salariais, que é uma variável central na nossa análise. Finalmente, foram igualmente excluídas da amostra original as empresas que não responderam a pelo uma das questões sobre congelamentos salariais e sobre reduções salariais. O grupo final de países inclui a Áustria, Bélgica, Chipre, República Checa, Estónia, França, Hungria, Irlanda, Itália, Lituânia, Países Baixos, Polónia, Portugal, Eslovénia e Espanha<sup>7</sup>.

No inquérito às empresas foram colocadas as duas questões seguintes relacionadas com a rigidez à baixa dos salários nominais: a) “Nos últimos cinco anos, os salários base de alguns dos seus trabalhadores foi alguma vez congelado?” e b) “Nos últimos cinco anos, os salários base de alguns dos seus trabalhadores foi alguma vez reduzido?”.

Para além destas questões sobre congelamentos e reduções de salários, o inquérito continha igualmente informação sobre um número alargado de características das empresas e dos respetivos trabalhadores. Estas incluíam informação sobre a composição da força de trabalho (antiguidade, proporção de trabalhadores ligados diretamente à produção e não ligados diretamente à produção e proporção de trabalhadores com contratos permanentes), a percentagem de trabalhadores cobertos por instrumentos de regulamentação coletiva, o tipo de instrumento de regulamentação existente em cada empresa (acordo/contrato coletivo ou acordo de empresa), o grau de concorrência enfrentado pelas empresas, o número de trabalhadores, o peso dos custos com o pessoal, etc.

As respostas às duas questões sobre congelamentos e reduções de salários são utilizadas para definir a variável endógena do modelo a ser estimado seguidamente, enquanto a restante informação é utilizada para construir os regressores exógenos.

##### 4.1 Congelamento de salários, reduções de salário e RBSN

O quadro 1 apresenta um resumo das respostas às duas questões relativas ao congelamento e à redução de salários. As colunas (2) e (3) apresentam a fração de empresas que congelaram e reduziram os respetivos salários, enquanto a coluna (4) apresenta uma estimativa de  $rbsn_{jt}$ , isto é, a fração de reduções salariais que não terá ocorrido devido à existência de RBSN (ver a equação (1))<sup>8</sup>.

<sup>7</sup> Para informação mais detalhada sobre a conceção do inquérito, ver Druant *et al.* (2012) e Babecky *et al.* (2010).

<sup>8</sup> Alguns dos nossos valores sobre a incidência de congelamentos salariais diferem dos apresentados por Babecky *et al.* (2010). Acreditamos que a principal fonte desta divergência resulta do facto dos valores apresentados em Babecky *et al.* (2010) serem ponderados pelo emprego, o que não sucede com os valores do quadro 1. O facto de a nossa amostra ser ligeiramente diferente pode igualmente explicar parte da divergência encontrada.



**Quadro 1**

CONGELAMENTOS DE SALÁRIOS REDUÇÕES E RBSN   DESAGREGAÇÃO POR PAÍS			
	Congelamentos do salário base	Reduções do salário base	RBSN
	(2)	(3)	(4)
Áustria	0.079	0.036	0.689
Bélgica	0.053	0.017	0.758
Chipre	0.147	0.041	0.784
República Checa	0.221	0.076	0.744
Estónia	0.195	0.025	0.887
França	0.066	0.018	0.787
Hungria	0.057	0.022	0.722
Irlanda	0.074	0.016	0.818
Itália	0.038	0.008	0.833
Lituânia	0.149	0.073	0.671
Países Baixos	0.209	0.014	0.936
Polónia	0.078	0.042	0.647
Portugal	0.147	0.012	0.924
Eslovénia	0.023	0.032	0.417
Espanha	0.020	0.001	0.946
Total <sup>(a)</sup>	0.071	0.016	0.823

**Fonte:** Cálculos dos autores.

**Notas:** As colunas (2) and (3) referem-se à proporção de empresas que congelaram ou reduziram os seus salários base. RBSN corresponde à medida  $rbsn_i$  para os salários base definida na equação (1). Com exceção da última linha, é obtida dividindo os valores da coluna (2) pela soma das colunas (2) e (3). (a) Média ponderada pelo PIB dos 15 países.

A partir do quadro é possível observar que a prevalência de reduções salariais é extremamente baixa. Para os 15 países, em média, apenas 1.6 por cento das empresas reduziram os salários de alguns dos seus trabalhadores ao longo dos últimos cinco anos. Por outro lado, 7.1 por cento das empresas congelaram salários. A República Checa, os Países Baixos e a Estónia são os países com maior incidência de congelamentos salariais (cerca 20 por cento das empresas)<sup>9</sup>.

Do quadro 1 é igualmente observável que a medida agregada de RBSN, tal como definida pela equação (1), é de cerca de 82 por cento. Tal significa que, em média, nos 15 países da União Europeia que compõem a nossa amostra, de entre as empresas onde haveria intenção de reduzir salários isso não se verificou em 82 por cento delas devido à existência de rigidez à baixa dos salários nominais.

O quadro mostra igualmente que a Espanha, os Países Baixos e Portugal são os países com maior grau de RBSN (reduções salariais não ocorridas em 92 a 95 por cento das empresas), enquanto a Eslovénia, a Polónia, a Lituânia e a Áustria são os países com menor grau de RBSN (reduções salariais não ocorridas em 41 a 69 por cento das empresas).

Apesar das diferenças no método e na base de dados utilizados, pode ser interessante comparar os valores do quadro com as estimativas de RBSN calculadas por Dickens *et al.* (2007) para os 7 países que

<sup>9</sup> A utilização da fração de congelamentos salariais como medida de RBSN tem sido criticada na literatura. Dickens *et al.* (2007) faz notar que “a fração de trabalhadores com salários nominais congelados num ano varia com a taxa de inflação esperada e, como tal, pode ser uma base falaciosa para analisar a importância da rigidez salarial”. Em termos gerais, a incidência de congelamentos salariais observada num dado ano depende do sinal e da magnitude dos choques enfrentados pelas empresas que compõem a amostra num ano particular, pelo que poderá haver empresas que podem potencialmente estar sujeitas à rigidez à baixa dos salários mas que não reduziram ou congelaram os salários porque não enfrentaram choques negativos suficientemente grandes. Esta limitação não se aplica necessariamente a  $rbsn_i$  na coluna (4). Embora se espere que a fração de trabalhadores para os quais exista a intenção de reduzir os salários dependa do sinal e da magnitude dos choques, a fração de congelamentos prevenidos pela existência de rigidez à baixa dos salários pode ser considerada como largamente independente das condições económicas.

são comuns às duas bases de dados: Áustria, Bélgica, França, Irlanda, Itália, Países Baixos e Portugal<sup>10</sup>. Com exceção da Irlanda, que apresenta o grau mais baixo de RBSN em Dickens *et al.* (2007), as posições dos restantes seis países são semelhantes nas duas bases de dados: Portugal, os Países Baixos e a Itália compõem o grupo de países com maior grau de RBSN, enquanto a França, a Bélgica e a Áustria compõem o grupo com menor grau de RBSN.

Interessa frisar que estas estimativas devem ser lidas com muito cuidado pois, tal como referido anteriormente, estão baseadas numa medida de rigidez que assume que não haveria congelamentos de salários na ausência de RBSN. Acresce ainda que estas estimativas são baseadas em dados ao nível da empresa, e não ao nível do trabalhador, sendo assumido que a intenção de reduzir salários se aplica a todos os trabalhadores das empresas envolvidas, independentemente da percentagem de trabalhadores abrangidos pelo congelamento ou redução de salários.

## 4.2 Um modelo econométrico para os determinantes da rigidez à baixa dos salários nominais

De modo a identificar os determinantes da rigidez à baixa dos salários nominais, vai estimar-se um modelo *probit* restringindo a amostra original às empresas onde é revelada a intenção de reduzir os salários dos trabalhadores. Assim, a variável dependente,  $y_i$ , é definida tal que  $y_i=1$ , se a empresa congelou os salários, e  $y_i=0$ , se a empresa reduziu os salários. Para efeitos de comparação, apresentaremos igualmente os resultados quando todas as empresas da amostra são incorporadas, como em Babecky *et al.* (2010). Neste caso, a variável dependente é definida tal que  $y_i=1$ , se empresa congelou salários, e  $y_i=0$ , caso contrário, incluindo, como tal, as empresas que reduziram os salários base, assim como as empresas onde os salários base não foram congelados nem reduzidos.

A escolha dos regressores exógenos a utilizar no modelo empírico é orientada pela literatura sobre rigidez à baixa dos salários. Estes incluem regressores ao nível de cada empresa que pretendem medir a importância de algumas características das empresas e dos trabalhadores, como a antiguidade, a proporção de trabalhadores qualificados e não qualificados (ligados diretamente à produção e não ligados diretamente à produção), o peso dos custos com pessoal, a proporção de trabalhadores com contratos permanentes, a proporção de trabalhadores cobertos por instrumentos de regulamentação coletiva (taxa de cobertura), o tipo de instrumento de regulamentação existente em cada empresa (acordo/contrato coletivo ou acordo de empresa), o grau de concorrência enfrentado pelas empresas e a dimensão das empresas. O anexo apresentado descreve o modo como os diversos regressores foram construídos<sup>11</sup>.

O quadro 2 apresenta os resultados dos modelos estimados e o quadro 3 os efeitos marginais médios de cada variável sobre a probabilidade de uma empresa congelar os salários. Como não existiam dados disponíveis para a lista total de regressores nos 15 países, estimámos duas variantes do modelo. A primeira variante, nas colunas (2) e (3), inclui os regressores disponíveis para a totalidade dos 15 países. A variante nas colunas (4) e (5) inclui quatro regressores adicionais (taxa de cobertura, antiguidade entre 1 e 5 anos, antiguidade acima de 5 anos e concorrência elevada), cuja informação apenas está disponível para 8 países (Áustria, República Checa, Estónia, Hungria, Irlanda, Lituânia, Polónia e Portugal)<sup>12</sup>.

<sup>10</sup> As estimativas para a RBSN apresentadas em Dickens *et al.* (2007) utilizam a estatística  $rbsn_i$  (ver a equação (1)) com base em dados ao nível da empresa obtidos de inquéritos às famílias ou de bases de dados administrativas ao nível do indivíduo.

<sup>11</sup> Para uma revisão da literatura subjacente à escolha destes regressores, ver Babecky *et al.* (2010).

<sup>12</sup> As quatro regressões incluem variáveis binárias (*dummies*) por país de modo a considerar a presença de efeitos fixos e cujos coeficientes não estão reportados nos quadros 2 e 3. Estas variáveis binárias por país permitem controlar as variações em qualquer fator omitido que seja específico de cada país, como diferenças no desenho do inquérito entre países, diferentes níveis de legislação de proteção ao emprego, diferentes taxas de inflação, etc.

## Quadro 2

MODELO <i>PROBIT</i>   COEFICIENTES ESTIMADOS				
Regressores	Amostra total	Amostra restrita	Amostra total	Amostra restrita
	(2)	(3)	(4)	(5)
Trabalhadores pouco qualificados ligados diretamente à produção	-0.2875*** (0.0693)	-0.0102 (0.1808)	-0.2191*** (0.1031)	-0.0466 (0.2461)
Trabalhadores muito qualificados ligados diretamente à produção	-0.1326* (0.0773)	-0.3403* (0.2080)	-0.1804* (0.1097)	-0.4465 (0.2858)
Trabalhadores pouco qualificados não ligados diretamente à produção	-0.1347 (0.0966)	0.0376 (0.2670)	-0.0538 (0.1392)	-0.0987 (0.3523)
Peso dos custos com pessoal	0.2175*** (0.0844)	-0.1347 (0.2060)	0.2558** (0.1270)	-0.0421 (0.2766)
Trabalhadores com contrato permanente	0.1761 (0.1086)	0.0940 (0.2783)	0.1740 (0.1410)	0.0424 (0.3482)
Apenas acordos de empresa	0.0121 (0.0633)	0.0039 (0.1449)	0.0563 (0.1809)	0.5525 (0.4884)
Apenas instrumentos de regulamentação externos	-0.0443 (0.0541)	-0.0357 (0.1489)	0.3044 (0.1976)	0.9117* (0.5611)
Ambos os instrumentos de regulamentação	-0.0833 (0.0722)	-0.2044 (0.1792)	-0.0473 (0.1977)	0.5054 (0.5387)
Taxa de cobertura	-	-	-0.1813 (0.1911)	-0.6452 (0.5173)
Antiguidade 1-5 anos	-	-	0.3636** (0.1737)	0.4552 (0.4215)
Antiguidade acima de 5 anos	-	-	0.4635*** (0.1523)	0.3162 (0.3535)
Concorrência elevada	-	-	0.0125 (0.0519)	-0.2715** (0.1253)
Dimensão=20-49	0.1019** (0.0510)	0.0106 (0.1246)	0.0913 (0.0791)	0.0611 (0.1745)
Dimensão=50-199	0.1818*** (0.0489)	-0.1460 (0.1173)	0.1654** (0.0755)	-0.2021 (0.1734)
Dimensão=200+	0.1521*** (0.0575)	-0.1920 (0.1420)	0.1777* (0.0922)	-0.2361 (0.2118)
Construção	-0.2255*** (0.0686)	-0.1406 (0.1610)	-0.2042** (0.0893)	-0.0533 (0.2177)
Comércio	-0.0873* (0.0504)	-0.0820 (0.1206)	-0.0673 (0.0719)	-0.0365 (0.1576)
Outros serviços	-0.0660 (0.0441)	-0.0512 (0.1096)	-0.1057 (0.0692)	-0.1599 (0.1555)
Número de observações	12855	1381	4799	696
Número de países	15	15	8	8
	$\chi^2=573.68$ valor-p=0.00	$\chi^2=120.87$ valor-p=0.00	$\chi^2=165.83$ valor-p=0.00	$\chi^2=61.81$ valor-p=0.00
	$R^2=0.0815$	$R^2=0.100$	$R^2=0.0511$	$R^2=0.0939$

Fonte: Cálculos dos autores.

Notas: Desvios-padrão robustos entre parêntesis.  $R^2$  representa o Pseudo  $R^2$  e  $\chi^2$  o resultado do teste de significância geral dos coeficientes estimados. \*\*\*, \*\* e \* definem a significância aos níveis de 1, 5 e 10 por cento, respetivamente.

## Quadro 3

MODELO *PROBIT* | EFEITOS MARGINAIS MÉDIOS

Regressores	Amostra total (2)	Amostra restrita (3)	Amostra total (4)	Amostra restrita (5)
Trabalhadores pouco qualificados ligados diretamente à produção	-0.0417*** (0.0100)	-0.0026 (0.0454)	-0.0400*** (0.0188)	-0.0124 (0.0657)
Trabalhadores muito qualificados ligados diretamente à produção	-0.0192* (0.0112)	-0.0855* (0.0520)	-0.0330* (0.0201)	-0.1192 (0.0758)
Trabalhadores pouco qualificados não ligados diretamente à produção	-0.0195 (0.0140)	0.0094 (0.0671)	-0.0098 (0.0254)	-0.0264 (0.0941)
Peso dos custos com pessoal	0.0315*** (0.0123)	-0.0338 (0.0518)	0.0467** (0.0232)	-0.0112 (0.0739)
Trabalhadores com contrato permanente	0.0255 (0.0157)	0.0236 (0.0699)	0.0318 (0.0258)	0.0113 (0.0929)
Apenas acordos de empresa	0.0018 (0.0092)	0.0010 (0.0364)	0.0103 (0.0331)	0.1475 (0.1300)
Apenas instrumentos de regulamentação externos	-0.0064 (0.0078)	-0.0090 (0.0374)	0.0556 (0.0361)	0.2435* (0.1492)
Ambos os instrumentos de regulamentação	-0.0121 (0.0105)	-0.0513 (0.0450)	-0.0086 (0.0361)	0.1349 (0.1436)
Taxa de cobertura	-	-	-0.0331 (0.0349)	-0.1723 (0.1376)
Antiguidade 1-5 anos	-	-	0.0664** (0.0317)	0.1215 (0.1122)
Antiguidade acima de 5 anos	-	-	0.0847*** (0.0278)	0.0844 (0.0943)
Concorrência elevada	-	-	0.0023 (0.0095)	-0.0725** (0.0332)
Dimensão=20-49	0.0153* (0.0079)	0.0027 (0.0312)	0.0172 (0.0153)	0.0161 (0.0454)
Dimensão=50-199	0.0276*** (0.0077)	-0.0372 (0.0303)	0.0312** (0.0147)	-0.0549 (0.0478)
Dimensão=200+	0.0234*** (0.0093)	-0.0502 (0.0385)	0.0346* (0.0191)	-0.0657 (0.0611)
Construção	-0.0290*** (0.0077)	-0.0369 (0.0440)	-0.0340** (0.0134)	-0.0150 (0.0599)
Comércio	-0.0122* (0.0068)	-0.0210 (0.0314)	-0.0120 (0.0126)	-0.0098 (0.0426)
Outros serviços	-0.0094 (0.0062)	-0.0129 (0.0278)	-0.0189 (0.0121)	-0.0436 (0.0433)
Número de observações	12855	1381	4799	696
Número de países	15	15	8	8

Fonte: Cálculos dos autores.

Nota: \*\*\*, \*\* e \* definem a significância aos níveis de 1, 5 e 10 por cento, respetivamente.

Um ponto importante a notar é o de que as estimativas para os efeitos marginais médios apresentados na coluna (2) do quadro 3 não diferem significativamente dos apresentados por Babecky *et al.* (2010). As diferenças observadas parecem ser compatíveis com as diferenças nas duas bases de dados e nos modelos usados (modelo *probit* bivariado vs. univariado). O segundo ponto a notar diz respeito aos modelos para a amostra restrita apresentados nas colunas (3) e (5). Nestes modelos, o número de observações é reduzido drasticamente porque a amostra é restrita às empresas onde existe intenção de reduzir salários e, como vimos, a prevalência de reduções salariais é extremamente baixa.

No modelo com a amostra total (colunas (2) e (4)), existem diferentes regressores cujos coeficientes são significativamente diferentes de zero, como a proporção de trabalhadores ligados à produção, muito ou pouco qualificados, o peso dos custos com pessoal, a antiguidade e a dimensão da empresa.

No entanto, como se argumentou anteriormente, estes coeficientes não podem ser interpretados como medindo a importância da RBSN na prevenção de reduções salariais. O facto de na amostra total se estar a comparar empresas que congelaram salários com empresas que ou reduziram ou aumentaram salários torna os coeficientes ininterpretáveis<sup>13</sup>.

Para o modelo com a amostra restrita, dado o número relativamente diminuto de reduções salariais, não é de esperar que existam muitos regressores com coeficientes estatisticamente significativos. De facto, é sobejamente conhecido que os estimadores dos modelos *probit* e *logit* são enviesados em amostras finitas. Mais, King and Zeng (2001) mostram que estes enviesamentos se tornam especialmente importantes e os estimadores para a variância vêm bastante aumentados na presença de acontecimentos raros, isto é, quando  $\text{Prob}(y_i=1)$  (ou  $\text{Prob}(y_i=0)$ ) é muito pequena. No nosso caso, a pequena proporção de reduções salariais na população de empresas que têm intenção de reduzir salários (cerca de 20 por cento) é provável que torne mais difícil obter coeficientes não enviesados e estatisticamente significativos para os parâmetros do modelo.

Se olharmos para o modelo com a totalidade dos regressores (coluna (5) nos quadros 2 e 3), vemos que existem dois regressores que aparecem como tendo um impacto significativo na probabilidade de uma empresa estar sujeita à RBSN: a existência de apenas instrumentos de regulamentação coletiva externos e a concorrência elevada. De acordo com o quadro 3, a probabilidade de uma empresa estar sujeita à RBSN é cerca de 24 pontos percentuais superior se os seus salários forem negociados com os sindicatos no âmbito de acordos/contratos externos e não havendo acordos de empresa. Por outro lado, para uma empresa que opera num ambiente de grande concorrência a probabilidade de estar sujeita à RBSN é 7 pontos percentuais menor em relação a uma empresa que seja idêntica nas restantes características. Estes resultados são consistentes com a teoria. Reduzir os salários quando estes são negociados externamente à empresa com os sindicatos é uma tarefa difícil na medida em que os salários apenas podem ser alterados por consentimento mútuo (Holden, 2004). Pelo contrário, é de esperar que os salários nas empresas sem instrumentos de negociação coletiva (o grupo de referência) sejam mais fáceis de reduzir em situações adversas. Por outro lado, é provável que as empresas que operem em ambientes de grande concorrência sintam uma pressão maior para reduzir os seus custos e, como tal, é de esperar um ajustamento mais intenso dos salários em reação a choques<sup>14</sup>.

Os resultados estimados sugerem igualmente que a composição da força de trabalho está relacionada com a rigidez à baixa dos salários. A proporção de trabalhadores qualificados diretamente ligados à produção surge como um regressor significativo no modelo com amostra restrita na coluna (3) e perto de ser estatisticamente significativo no modelo da coluna (5), apesar da redução substancial do número de observações. Em geral, de acordo com o quadro 3, podemos afirmar que as empresas com uma maior proporção de trabalhadores qualificados não diretamente ligados à produção (o grupo de referência) têm maior probabilidade de estar sujeitas à RBSN, o que é consistente com a teoria dos salários de eficiência (o trabalho dos trabalhadores mais qualificados é mais valorizado e mais difícil de monitorar, pelo que as empresas podem ser mais relutantes em reduzir os respetivos salários).

---

**13** Babecky *et al.* (2010) assumem explicitamente que existem três tipos de empresas na base de dados: 1) as empresas que congelaram salários consideradas como estando sujeitas à RBSN; 2) as empresas que aplicam um mecanismo de indexação automática dos salários consideradas como estando sujeitas à RBSR; 3) as empresas que não mostram sinais de RBSN ou de RBSR consideradas como empresas com salários flexíveis. Do nosso ponto de vista, ao juntar no terceiro grupo empresas que reduziram salários com empresas que aumentaram salários, os autores acabam por estimar um modelo que não parece ter uma interpretação óbvia.

**14** Nos termos do inquérito, uma empresa é considerada como enfrentando uma “concorrência elevada” quando responde que, provavelmente ou muito provavelmente, reduziria o seu preço em reação a uma redução de preço por parte do principal concorrente.

Curiosamente, a taxa de cobertura e a proporção de trabalhadores com contratos permanentes não são significativos em nenhuma regressão. Ao contrário do que sucede quando é utilizada a amostra total, o grau de RBSN não parece variar significativamente com o peso dos custos com o pessoal, a antiguidade ou a dimensão da empresa.

Em termos gerais, as estimativas apresentadas neste artigo mostram que a evidência empírica acerca dos determinantes da rigidez à baixa dos salários varia significativamente consoante se restringe ou não a amostra às empresas que reduziriam os seus salários na ausência de RBSN. A maioria dos regressores que aparecem como tendo um impacto significativo quando a amostra total é usada não são significativos quando a amostra é limitada às empresas que teriam intenção de reduzir os salários dos seus trabalhadores (peso dos custos com o pessoal, antiguidade e dimensão da empresa), enquanto os coeficientes que têm impacto significativo na amostra restrita, com exceção da distribuição do nível de qualificação dos trabalhadores, não são relevantes quando é usada a amostra total (tipo de instrumento de negociação salarial e grau de concorrência). Estes resultados sugerem que as considerações metodológicas levantadas neste artigo podem ter implicações empíricas importantes.

## 5. Conclusões

Este artigo discute algumas questões metodológicas associadas à literatura empírica sobre a rigidez à baixa dos salários nominais e reais, apresenta evidência empírica que ilustra a sua importância e identifica os seus determinantes num conjunto de países da Europa.

Em relação à literatura empírica existente, mostra-se que em alguns casos os regressores utilizados podem não estar definidos corretamente e, em outros casos, os modelos estimados podem apresentar problemas de identificação. A primeira situação pode implicar enviesamentos importantes nos parâmetros estimados. A segunda implica que os modelos estimados não podem ser interpretados como medindo a importância dos regressores para a rigidez à baixa dos salários.

Utilizando dados de um inquérito conduzido em 15 países da União Europeia, é realizado um exercício empírico que leva em consideração as questões levantadas neste artigo. É mostrado que a rigidez à baixa dos salários base tem um papel importante nestes países: em média, é estimado que terá evitado a redução dos salários base em 82 por cento das empresas que tinham intenção de reduzir os salários dos seus trabalhadores. De acordo com a medida usada, a rigidez nominal dos salários surge como mais importante em Espanha, Países Baixos e Portugal, e menos significativa em alguns países do leste (Eslovénia, Polónia e Lituânia).

Estas estimativas devem, todavia, ser lidas de forma muito prudente pois são baseadas numa medida de rigidez salarial que assume, por um lado, que os salários congelados teriam sido todos reduzidos na ausência de rigidez nominal e, por outro, que a intenção de reduzir salários se aplica à totalidade dos trabalhadores das empresas envolvidas, independentemente da percentagem de trabalhadores abrangidos de facto pelo congelamento ou redução de salários. Estas duas limitações poderão levar a que as estimativas apresentadas sobreavaliem a verdadeira importância da rigidez à baixa dos salários nominais.

Um modelo *probit*, restrito às empresas que teriam reduzidos os seus salários base na ausência de rigidez à baixa dos salários nominais, sugere que a importância da rigidez à baixa dos salários base aumenta com a proporção de trabalhadores “qualificados não ligados diretamente à produção” e a importância dos “instrumentos de regulamentação externos” e diminui se a empresa enfrentar um cenário de “concorrência elevada”. A incidência de “trabalhadores com contrato permanente”, o “peso dos custos com pessoal”, a “antiguidade” e a “taxa de cobertura”, sugeridos pela teoria económica como fatores potencialmente relevantes, não aparecem com tendo um impacto significativo na rigidez à baixa dos salários base naqueles países. Estes resultados diferem significativamente dos obtidos anteriormente na literatura, sugerindo que, no mínimo, algumas das considerações metodológicas levantadas neste artigo podem ter implicações empíricas relevantes.

## Anexo – Definição das variáveis

Este anexo descreve as variáveis utilizadas nos modelos *probit* e cujos resultados são apresentados na secção 4.

*Trabalhadores pouco qualificados ligados diretamente à produção* – Proporção de trabalhadores pouco qualificados ligados diretamente à produção no total de trabalhadores da empresa;

*Trabalhadores muito qualificados ligados diretamente à produção* – Proporção de trabalhadores qualificados ligados diretamente à produção no total de trabalhadores da empresa;

*Trabalhadores pouco qualificados não ligados diretamente à produção* – Proporção de trabalhadores pouco qualificados não ligados diretamente à produção no total de trabalhadores da empresa;

*Peso dos custos com pessoal* – Proporção dos custos com pessoal nos custos totais da empresa;

*Trabalhadores com contrato permanente* – Proporção de trabalhadores com contrato permanente no total de trabalhadores da empresa;

*Apenas acordos de empresa* – Variável binária que indica se a empresa apenas tem como instrumento de negociação coletiva os acordos de empresa;

*Apenas instrumentos de negociação externos* – Variável binária que indica se a empresa apenas tem instrumentos de negociação coletiva negociados externamente;

*Ambos os instrumentos de negociação* – Variável binária que indica se a empresa utiliza simultaneamente instrumentos de negociação coletiva negociados externamente e acordos de empresa;

*Taxa de cobertura* – Proporção de trabalhadores cobertos por instrumentos negociação coletiva;

*Antiguidade 1-5 anos* – Proporção de trabalhadores com antiguidade entre 1 e 5 anos;

*Antiguidade acima de 5 anos* – Proporção de trabalhadores com antiguidade superior a 5 anos;

*Concorrência elevada* – Variável binária que indica que a empresa respondeu no inquérito que provavelmente ou muito provavelmente diminuiria o seu preço em reação a uma redução do preço do seu principal concorrente;

*Dimensão=20-49* – Variável binária que indica que o número de trabalhadores da empresa se encontra entre 20 e 49;

*Dimensão=50-199* – Variável binária que indica que o número de trabalhadores da empresa se encontra entre 50 e 199;

*Dimensão=200+* – Variável binária que indica que o número de trabalhadores da empresa é igual ou superior a 200;

*Construção* – Variável binária que indica que a empresa opera no setor da Construção;

*Comércio* – Variável binária que indica que a empresa opera no setor do Comércio;

*Outros serviços* – Variável binária que indica que a empresa opera em Outros Serviços.

## Referências

- Altonji, J. G. e Devereux, P. J., (2000), "The extent and consequences of downward nominal wage rigidity", in *Worker Well-Being*, 19, 383-431, Elsevier Science Inc.
- Babecký, J., Caju, P. D., Kosma, T., Lawless, M., Messina, J., e Rõõm, T., (2010), "Downward nominal and real wage rigidity: Survey evidence from European firms", *Scandinavian Journal of Economics* 112(4), 884-910.
- Caju, P. D., Fuss, C., e Wintr, L., (2007), "Downward wage rigidity for different workers and firms: an evaluation for Belgium using IWFP procedure", *Working Paper Series 840*, European Central Bank.
- Caju, P. D., Fuss, C., e Wintr, L., (2009), "Understanding sectoral differences in downward real wage rigidity: workforce composition, institutions, technology and competition", *Working Paper Series 1006*, European Central Bank.
- Card, D., e Hyslop, D., (1997), "Does inflation grease the wheels of the labour market?", in C. D. Romer and D. H. Romer, eds, "Reducing Inflation: Motivation and Strategy", *University of Chicago Press*.
- Dickens, W. T., e Goette, L., (2006), "Estimating wage rigidity for the International Wage Flexibility Project", *mimeo*, Brookings Institution.
- Dickens, W. T., Goette, L., Groshen, E. L., Holden, S., Messina, J., Schweitzer, M. E., Turunen, J. and Ward, M. E., (2007), "How wages change: Micro evidence from the International Wage Flexibility Project", *Journal of Economic Perspectives* 21(2), 195-214.
- Druant, M., Fabiani, S., Kezdi, G., Lamo, A., Martins, F., e Sabbatini, R., (2012) "Firms' price and wage adjustment in Europe: Survey evidence on nominal stickiness", *Labour Economics*, Vol. 19, 772-782.
- Elsby, M. W., (2009), "Evaluating the economic significance of downward nominal wage rigidity", *Journal of Monetary Economics* 56(2), 154-169.
- Fehr, E. and Goette, L., (2005), "Robustness and real consequences of nominal wage rigidity", *Journal of Monetary Economics* 52(4), 779-804.
- Goette, L., Sunde, U. e Bauer, T., (2007), "Wage rigidity: Measurement, causes and consequences", *Economic Journal* 117(524), F499-F507.
- Holden, S., (2004), "The costs of price stability: Downward nominal wage rigidity in Europe", *Economica* 71, 183-208.
- Holden, S. ed Wulfsberg, F. (2008), "Downward nominal wage rigidity in the OECD", *The B.E. Journal of Macroeconomics* 8(1), (Advances), Article 15.
- Holden, S. e Wulfsberg, F., (2009), "How strong is the macroeconomic case for downward real wage rigidity?", *Journal of Monetary Economics* 56(4), 605-615.
- King, G., e Zeng, L., (2001), "Logistic regression in rare events data", *Political Analysis* 9(2), 137-163.
- Messina, J., Duarte, C. F., Izquierdo, M., Caju, P. D. e Hansen, N. L., (2010), "The incidence of nominal and real wage rigidity: An individual-based sectoral approach", *Journal of the European Economic Association* 8(2-3), 487-496.
- Stüber, H. e Beissinger, T., (2012), "Does downward nominal wage rigidity dampen wage increases?", *European Economic Review* 56(4), 870-887.