

# O IMPACTO ECONÓMICO DO AUMENTO DA IDADE DA REFORMA: LIÇÕES DA ALTERAÇÃO LEGISLATIVA DE SETEMBRO DE 1993\*

Pedro Martins\*\*

Álvaro Novo\*\*\*

Pedro Portugal\*\*\*

## 1. INTRODUÇÃO

Na generalidade dos países desenvolvidos, os sistemas públicos de pensionamento têm-se confrontado com o aumento da longevidade e com o decréscimo da natalidade das suas populações. Quase invariavelmente, a reacção dos decisores políticos traduziu-se no aumento da idade legal da reforma, isto é, da idade em que os trabalhadores são investidos no direito a receber uma pensão completa; na alteração das fórmulas de cálculo das pensões de forma a contemplar um período mais longo de contribuições; e na limitação das condições de acesso a esquemas de reforma antecipada<sup>1</sup>.

Apesar da sua proeminência, é muito escassa e dispersa a investigação sobre o impacto económico destas políticas. Neste ensaio será investigada a alteração legislativa ocorrida no mercado de trabalho português que, a partir de 1994, fez aproximar gradualmente a idade de reforma das mulheres, fixada nos 62 anos, à idade de reforma dos homens, até convergir para os 65 anos em 1999. Para o efeito será explorada a riqueza informativa dos registos individuais do Inquérito ao Emprego e dos Quadros de Pessoal, que permitem acompanhar ao longo do tempo o percurso dos trabalhadores e das empresas.

Neste enquadramento, o recurso a técnicas estatísticas de emparelhamento (*matching estimators*), estabelecendo uma comparação adequada entre o grupo de tratamento (isto é, dos indivíduos ou empresas sujeitos à intervenção) e o grupo de controlo é especialmente revelador. Nesta investigação serão desenvolvidos métodos de diferença das diferenças com *matching* para estimar o efeito do aumento da idade de reforma das mulheres sobre os salários e as horas trabalhadas das trabalhadoras mais directamente afectadas. De igual modo serão obtidas estimativas do impacto do aumento da idade da reforma sobre a política de recrutamento e de despedimento das empresas. Por fim, será avaliada a influência do aumento da idade da reforma sobre a produção e a produtividade das empresas.

## 2. A ALTERAÇÃO LEGISLATIVA DA IDADE LEGAL DE REFORMA

No início dos anos 90, o sistema de pensionamento português debatia-se com problemas de financiamento típicos de sistemas designados de *pay-as-you-go*. Estes problemas deviam-se ao envelheci-

\* As opiniões expressas no artigo são da responsabilidade dos autores não coincidindo necessariamente com as do Banco de Portugal. Os autores agradecem os comentários e sugestões de Mário Centeno.

\*\* Queen Mary, University of London.

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

(1) Catorze países da OCDE aumentaram recentemente a idade legal da reforma e encontram-se num processo de ajustamento gradual para os novos valores dessa idade.

## Quadro 1

GRUPOS DE TRATAMENTO: ANTES E DEPOIS DA NOVA IDADE LEGAL DA REFORMA (ILR)							
Ano:	Grupos de tratamento						
	1992	1994	1995	1996	1997	1998	1999
ILR:	62	62.5	63	63.5	64	64.5	65
	[57.5, 58)						[64.5, 65)
	[58, 58.5)					[64, 64.5)	
	[58.5, 59)				[63.5, 64)		
	[59, 59.5)			[63, 63.5)			
	[59.5, 60)		[62.5, 63)				
	[60, 60.5)	[62, 62.5)					

mento da população resultante não só do aumento da esperança média de vida, mas também da baixa taxa de natalidade. Em 1993, a população com 65 ou mais anos correspondia a 21.6 por cento da população activa (Banco de Portugal (1994)). Nestas circunstâncias, o governo português decidiu a partir de 1994 aumentar a idade legal de reforma (ILR) das mulheres de 62 para 65 anos, equiparando-a à ILR dos homens (Decreto-Lei 329/93). No período de 1994 a 1999, a legislação aumentou a ILR das mulheres 6 meses por cada ano civil, até atingir 65 anos em 1999, o valor já em vigor para os homens (ver Quadro 1). Por exemplo, uma mulher nascida a 31 de Dezembro de 1931 poder-se-ia reformar em 31 de Dezembro de 1993 (no seu 62º aniversário), mas uma mulher nascida um dia depois (1 de Janeiro de 1932) só seria elegível para receber uma pensão a partir de 1 de Julho de 1994 (com 62 anos e 6 meses). Contudo, devido à implementação gradual do aumento da ILR, mulheres nascidas 6 meses depois, em 1 de Julho de 1932, só atingiriam a ILR a 1 de Julho de 1995 (com 63 anos). A análise que se segue explora estas novas regras para identificar o impacto no mercado de trabalho da nova ILR.

Antes de proceder com a análise há, contudo, dois dispositivos do sistema de pensionamento em Portugal que devem ser tidos em conta. Em primeiro lugar, a ILR refere-se à idade na qual um trabalhador pode requerer a sua reforma. Nesse momento, o contrato de trabalho expira, podendo contudo os trabalhadores estabelecer um novo contrato com o anterior empregador ou um novo. Os rendimentos da reforma e do novo trabalho são independentes. Em segundo lugar, o sistema de segurança social em Portugal previa excepções à ILR, resultando em esquemas de antecipação da idade da reforma. Mais notoriamente, estes esquemas estavam disponíveis para desempregados de longa duração, sendo por isso referidos como “túneis do desemprego”, trabalhadores em empresas em reestruturação e trabalhadores em profissões desgastantes (e.g. controladores de tráfego aéreo), o que limita o impacto da alteração legislativa.

### 3. IDENTIFICAÇÃO E MÉTODOS DE ESTIMAÇÃO DO IMPACTO

Dada a natureza não-experimental da aplicação da alteração legislativa, a exequibilidade e qualidade da sua avaliação depende crucialmente da qualidade dos grupos utilizados para construção de contrafactuais (na ausência da alteração legislativa). A análise que se segue selecciona cuidadosamente grupos de controlo (contrafactuais) e utiliza duas metodologias sugeridas na literatura para ambientes de análise não-experimentais: diferença-das-diferenças (Meyer, 1995) e o método de *matching* (Ru-

bin, 1777 e Rosenbaum & Rubin, 1983). Estas metodologias são depois combinadas no método de *matching* na diferença-das-diferenças (MDD).

### 3.1. Metodologia estatística

Seja  $Y_{it}^D$  o valor potencial para o indivíduo  $i$  no momento  $t$  se estivesse no estado  $D$ , onde  $D=1$  se foi exposto ao tratamento e 0, caso contrário. Assuma-se que o tratamento tem lugar no momento  $t$ . O problema fundamental de identificação resulta do facto de ser impossível observar no momento  $t$  o indivíduo  $i$  em ambos os estados. Portanto, não é possível calcular o efeito individual do tratamento,  $Y_{it}^1 - Y_{it}^0$ . É possível, contudo, estimar o impacto médio do tratamento nos tratados se existir um grupo de controlo convenientemente escolhido.

A ideia subjacente ao estimador da diferença-das-diferenças é que se pode usar um grupo de indivíduos não-tratados para identificar a variação temporal no valor de  $Y$  que não é devida ao tratamento, isto é, que resultaria da simples evolução temporal. A hipótese de identificação deste método pode ser escrita como

$$E[Y_{it}^0 - Y_{it'}^0 \mid D=1] = E[Y_{it}^0 - Y_{it'}^0 \mid D=0],$$

onde  $t'$  é o período antes da implementação do programa. Esta hipótese diz que, ao longo do tempo, a evolução do valor de  $Y$  para indivíduos tratados ( $D=1$ ), no evento de não terem participado no tratamento ( $Y^0$ ), teria sido a mesma que a observada para indivíduos que não foram expostos ao tratamento ( $D=0$ ). O estimador da diferença-das-diferenças estima o efeito médio do tratamento nos tratados e pode ser obtido pelos momentos amostrais de

$$DdD = \{ E[Y_{it} \mid D=1] - E[Y_{it} \mid D=0] \} - \{ E[Y_{it'} \mid D=1] - E[Y_{it'} \mid D=0] \}.$$

As limitações deste estimador estão relacionadas com a comparabilidade dos dois grupos em termos das características observadas. Contudo, é possível combinar este método com o método de *matching* proposto por Rubin (1977) para garantir que as duas unidades partilham características comuns, eliminando da amostra indivíduos com características que não são comuns aos dois grupos (mantêm-se apenas aqueles que definem um “suporte comum”). O método que combina estas duas metodologias, proposto por Heckman *et al.* (1997, 1998), é conhecido por *matching* na diferença-das-diferenças. A exequibilidade desta estratégia de identificação depende da existência de um conjunto rico de características individuais observadas nos dados, o que no caso presente se verifica tanto ao nível do indivíduo como da empresa.

No caso dos dados de painel, o estimador MDD assume a seguinte forma:

$$MDD = E[ (Y_t^1 - Y_t^0) - \hat{E}(Y_t^0 - Y_{t'}^0 \mid P) ],$$

onde  $\hat{E}(\cdot \mid P)$  representa o valor esperado da evolução temporal de  $Y$  dos indivíduos do grupo de controlo que estão estatisticamente próximos do grupo de tratamento, isto é, que têm probabilidades de participação no tratamento,  $P$ , próximas. Esta probabilidade é calculada com recurso ao modelo *probit* para variáveis dicotómicas, condicionando a variável dependente (participação ou não no tratamento) em características observadas de cada indivíduo. É possível demonstrar que, se a selecção para tratamento é independente do resultado potencial do tratamento, condicional em características observadas, então condicionar em  $P$  é equivalente, mas computacionalmente mais simples. Na prática, o primeiro passo do procedimento consiste em calcular para cada indivíduo na amostra a diferença de comportamento ao longo do tempo (de  $t'$  para  $t$ ), calculando-se assim as primeiras diferenças (para o grupo de tratamento e de controlo). No segundo passo estima-se  $P$ , seguindo-se o processo de *matching* de unidades do grupo

de tratamento com unidades do grupo de controlo para calcular (a segunda) diferença entre unidades comparáveis. A média destas diferenças representa o impacto médio do tratamento no grupo tratado.

#### 4. DADOS

A análise do impacto da alteração legislativa utiliza duas bases de dados que permitem seguir os trabalhadores e as empresas ao longo do tempo. O impacto sobre as taxas de transição para a inactividade será aferido com base nos dados do Inquérito ao Emprego do INE, em que é possível seguir os trabalhadores durante os 6 trimestres em que são inquiridos. O impacto sobre as remunerações e horas trabalhadas das mulheres afectadas pela nova ILR, assim como sobre os fluxos de trabalhadores e medidas de produtividade nas empresas é calculado com base nos dados dos Quadros de Pessoal do MTSS. Esta base de dados contém informação conjunta sobre o trabalhador (por exemplo, idade, nível de escolaridade, antiguidade) e a empresa (por exemplo, capital, vendas, sector de actividade, número de trabalhadores) ao longo do tempo, pelo que permite estudar o impacto da medida legislativa ao nível do indivíduo e da empresa, controlando para as características de cada unidade em análise.

#### 5. A NOVA LEI E A PARTICIPAÇÃO ACTIVA NO MERCADO DE TRABALHO

O prolongamento da idade activa das mulheres é o impacto mais directo da nova lei. De facto, os dados confirmam que houve um aumento de 31.3 por cento na probabilidade de uma mulher do grupo de tratamento estar empregue relativamente ao grupo não afectado pela lei. Simetricamente, a probabilidade de estar inactiva diminuiu 27.9 por cento<sup>2</sup>. Estes valores são confirmados pela taxa de emprego das mulheres entre os 62 e 65 anos, que em 1992 era de 23.2 por cento e, em 2000, aumentou para 30.4 por cento<sup>3</sup>. Destes dados conclui-se que a nova legislação teve um impacto sobre o nível de actividade no mercado de trabalho para as mulheres alvo da legislação, pelo que, na ausência de outros efeitos, terá contribuído para a sustentabilidade do sistema de segurança social. Contudo, é possível que as empresas que mantiveram estas trabalhadoras tenham reajustado as suas políticas de recursos humanos, nomeadamente em termos salariais e de contratações e separações de trabalhadores.

#### 6. O IMPACTO NAS REMUNERAÇÕES E HORAS TRABALHADAS DAS MULHERES

##### 6.1. Grupo de tratamento e de controlo

Em sentido estrito, a nova legislação afectou todas as mulheres com menos de 62 anos. No entanto, para algumas mulheres a lei teve consequências mais imediatas, pelo que se pode esperar que tenham reagido ou que tenham sido afectadas mais significativamente pela resposta das empresas à nova lei. Neste grupo de mulheres incluem-se as mulheres que teriam atingido a idade da reforma no

(2) Os resultados reportados referem-se ao coeficiente identificador do impacto do tratamento num modelo *logit* multivariado. Para mais detalhes ver Pedro Martins, Álvaro A. Novo e Pedro Portugal, 2007, "Increasing the legal retirement age: The impact on workers' wages, hours, worker flows and firm performance", mimeo, Banco de Portugal.

(3) Por comparação, a taxa de actividade das mulheres em idade activa (15-64 anos) está próxima de 61.5 por cento para o mesmo período. Para as mulheres no grupo etário dos 55 aos 64 anos, a taxa de actividade em 1992 era de 35.5 (66.2 para os homens) por cento, tendo passado para 41.8 (64.4) por cento em 2000. O método das diferença-das-diferenças controla para a diferença em tendências temporais que já se observa no período anterior à legislação.

ano  $t+1$  caso a ILR se tivesse mantido no valor do ano  $t$ . Por exemplo, mulheres no grupo etário dos [60, 60.5) no fim de 1992 ter-se-iam reformado durante 1994 pela antiga ILR (62 anos), mas devido à extensão para 62.5 anos tiveram que adiar a sua passagem à reforma até 1995. Todas as mulheres com idades dos [55, 60.5) no final de 1992 tiveram que adiar a sua reforma durante o período de 1994 a 1999, o ano em que a ILR passou a ser a mesma para homens e mulheres. Tais mulheres irão constituir o grupo de tratamento. O Quadro 1 descreve como diferentes grupos etários em 1992 foram afectados pela legislação ao longo do período de implementação da lei.

No que diz respeito ao grupo de controlo, considera-se que este grupo é formado por homens no mesmo grupo etário das mulheres incluídas no grupo de tratamento. A ILR dos homens já era 65 anos quando a nova lei entrou em vigor durante o período de 1994 a 1999. Portanto, nesta dimensão etária os dois grupos são comparáveis. Claro que este grupo de controlo levanta questões de comparabilidade entre géneros. Estes problemas são, contudo, mitigados se estivermos na predisposição de aceitar a hipótese de invariância-temporal do estimador de diferença-das-diferenças. Isto é, se as discrepâncias entre os dois géneros forem constantes no período em análise, usar homens como contra-factual para mulheres deixa de ser problemático. De facto, os dados suportam esta hipótese; entre 1991 e 1993, a diferença no logaritmo dos salários entre homens e mulheres era de 0.39, 0.39 e 0.38, respectivamente, e de 0.098, 0.093 e 0.100 para o logaritmo das horas trabalhadas. É, portanto, legítima a construção do grupo de controlo.

Para implementação do método das diferença-das-diferenças é preciso também definir os períodos denominados “antes” e “depois”. Recorde-se que, com início em 1994, a ILR das mulheres aumentou 6 meses por cada ano civil até atingir os 65 anos em 1999. Há, assim, duas escolhas óbvias para o período “antes”: 1992 e 1993. A preferência por 1992 justifica-se porque a nova lei foi promulgada em 1993, o que pode ter levado os indivíduos e as empresas a reagir em antecipação, utilizando, por exemplo, os mecanismos de reformas antecipadas; por outro lado, a política do governo não era conhecida em 1992, tornando menos provável a ocorrência de situações extraordinárias no comportamento das unidades em análise.

## 6.2. Impacto médio do aumento da ILR ao nível individual

Dada a natureza não-experimental do evento em análise, começamos por centrar a atenção na qualidade do processo de *matching*, que é crucial para a validação dos impactos reportados. Como argumentado anteriormente, isto é particularmente importante no âmbito não-experimental, o que no caso presente é acentuado pela existência de diferenças entre os dois géneros. Para avaliar da qualidade do *matching*, o Quadro 2 reporta os valores médios de um conjunto de variáveis (características) utilizadas para estimar a probabilidade de participação (ser afectada(o) pela legislação). É expectável que antes de se proceder ao *matching* haja diferenças (estatísticas) entre o grupo de tratamento e o grupo de controlo. De facto, no Quadro 2, a primeira linha associada com cada uma das variáveis reportadas confirma que existem diferenças entre os dois grupos<sup>4</sup>. Repare-se, contudo, no que acontece depois de as unidades de grupo de controlo terem sido restringidas àquelas que partilham (numa métrica estatística) as mesmas probabilidades de participação no tratamento. As diferenças esvanecem-se e estatisticamente já não é possível identificar diferentes características médias entre os dois grupos. Este procedimento assegura que a comparabilidade dos dois grupos foi alcançada, permitindo atribuir diferenças de comportamento à exposição ou não ao tratamento. Podem restar as diferenças em variáveis não observadas, mas serão eliminadas (controladas) pelo método da diferença-das-diferenças, desde que constantes ao longo do período em análise.

(4) As linhas identificadas na coluna “Amostra” por “Unmatched”.

## Quadro 2

VALORES MÉDIOS DAS CARACTERÍSTICAS DA AMOSTRA ANTES E DEPOIS DO PROCESSO DE *MATCHING*

Variável	Grupo			p-value <sup>(a)</sup>
	Amostra	Tratamento	Controlo	
Experiência	<i>Unmatched</i>	52.44	52.19	0.000
	<i>Matched</i>	52.43	52.34	0.163
Experiência <sup>2</sup>	<i>Unmatched</i>	2759.2	2734.4	0.000
	<i>Matched</i>	2758.4	2749.3	0.162
Anos no posto de trabalho	<i>Unmatched</i>	15.58	17.80	0.000
	<i>Matched</i>	15.60	15.51	0.704
Anos no posto de trabalho <sup>2</sup>	<i>Unmatched</i>	381.6	484.9	0.000
	<i>Matched</i>	382.4	382.5	0.994
Vendas da empresa (em logs)	<i>Unmatched</i>	7.02	7.78	0.000
	<i>Matched</i>	7.03	7.09	0.227
Educação				
Ensino secundário	<i>Unmatched</i>	0.03	0.03	0.093
	<i>Matched</i>	0.03	0.04	0.739
Ensino superior	<i>Unmatched</i>	0.03	0.04	0.001
	<i>Matched</i>	0.03	0.03	0.402
Ano				
1994	<i>Unmatched</i>	0.17	0.18	0.191
	<i>Matched</i>	0.17	0.16	0.471
1995	<i>Unmatched</i>	0.20	0.20	0.603
	<i>Matched</i>	0.20	0.20	0.765
1996	<i>Unmatched</i>	0.14	0.15	0.006
	<i>Matched</i>	0.14	0.14	0.746
1997	<i>Unmatched</i>	0.18	0.17	0.071
	<i>Matched</i>	0.18	0.18	0.824
1998	<i>Unmatched</i>	0.15	0.14	0.246
	<i>Matched</i>	0.15	0.15	0.818
1999	<i>Unmatched</i>	0.17	0.16	0.107
	<i>Matched</i>	0.17	0.17	0.909

Fonte: Quadros de Pessoal. Cálculos dos autores.

Notas: *Unmatched*: Os valores reportados utilizam a amostra total de indivíduos antes de se proceder ao *matching* das unidades. *Matched*: Os valores reportados para os grupos de tratamento e controlo utilizam apenas indivíduos que foram *matched* por partilharem (na métrica de *kernel matching*) a probabilidade de participação no tratamento. São omitidos deste quadro os valores das variáveis indicador para o sector de actividade e para o distrito. (a) Um valor do *p-value* superior a 0.05 indica que a diferença de valores médios entre os dois grupos não é estatisticamente significativa ao nível de 5%.

O Quadro 3 apresenta um conjunto de estimativas MDD para os efeitos da legislação no grupo de mulheres afectadas pela nova lei em termos das remunerações e horas trabalhadas. A avaliação global dos resultados sugere que o impacto do aumento da ILR é muito fraco nestas variáveis do mercado de trabalho. Estatisticamente nenhum dos impactos estimados para o rendimento e horas trabalhadas é significativo e mesmo economicamente o impacto é pouco substantivo.

A escolha dos homens como grupo de comparação contrafactual pode levantar objecções. Para verificar da sensibilidade das estimativas à definição do grupo de controlo, consideram-se dois grupos de controlo alternativos. A escolha mais óbvia para o grupo de controlo seria a de comparar mulheres com mulheres. Isto, contudo, levanta dificuldades no âmbito da alteração legislativa porque qualquer mulher com menos de 62 anos em 1993 foi afectada pela nova ILR. Assim, uma escolha natural seria considerar como grupo de controlo as mulheres com mais de 62 anos em 1993 e que estariam a trabalhar apesar de terem atingido a ILR da anterior legislação. A outra escolha, mas que poderá levantar questões de endogeneidade, é considerar como grupo de controlo as mulheres que não tiveram

## Quadro 3

## IMPACTO NO MERCADO DE TRABALHO: REMUNERAÇÕES E HORAS TRABALHADAS

Variável	Homens	Mulheres +62 anos	Mulheres [50, 55]
Log(Remunerações)	0.008 (0.011) 10 204	-0.023 (0.022) 4 953	-0.003 (0.011) 6 788
Log(Horas trabalhadas)	0.009 (0.009) 9 823	0.006 (0.016) 5 041	-0.010 (0.009) 6 850

Fonte: Quadros de Pessoal. Cálculos dos autores.

Notas: Os valores reportados por variável são: estimativa pontual, desvio padrão (em parêntesis) e número de observações. O método de estimação é o *matching* na diferença-das-diferenças para dados de painel. O grupo de tratamento é composto por mulheres que em 1992 pertenciam ao grupo etário dos [57.5, 60.5). Os grupos de controlo são compostos, respectivamente, por homens no mesmo grupo etário, mulheres com mais de 62 anos em 1992 e por mulheres com idades compreendidas entre os 50 e os 55 anos, em 1992.

que adiar a sua passagem à reforma no período em análise, 1994 a 1999. As últimas 2 colunas do Quadro 3 representam os resultados. As conclusões não parecem depender da definição do grupo de controlo. Nem as remunerações, nem as horas trabalhadas são significativamente afectadas pelo adiamento da passagem à reforma.

## 7. O IMPACTO NAS POLÍTICAS DE RECURSOS HUMANOS E NO DESEMPENHO DAS EMPRESAS

Embora a alteração da lei tenha uma tradução imediata no aumento da oferta de trabalho da mulheres, espelhado no prolongamento da sua idade activa, importará avaliar também os efeitos sobre a procura de trabalho das empresas e sobre as decisões de produção. Uma área de particular interesse diz respeito às políticas de recursos humanos das empresas, nomeadamente em termos das contratações e separações de trabalhadores. De facto, o aumento da idade de reforma, num contexto de restrições legais severas ao ajustamento do factor trabalho – como é, reconhecidamente, o caso de português – poderá bloquear significativamente os fluxos de trabalhadores.

### 7.1. Grupo de tratamento e de controlo

Para a análise das separações, contratações e fluxo líquido de trabalhadores ao nível das empresas, considerou-se como grupo de tratamento o conjunto de empresas que inscreviam nos seus quadros de pessoal pelo menos uma trabalhadora no grupo etário dos [55, 60.5) em 1992. Uma vez identificadas as empresas que serviram de grupo de controlo – as empresas que não empregavam mulheres no grupo etário dos [55, 60.5) –, o efeito da alteração da idade da reforma foi então avaliado ao longo de cinco anos. Dito de outro modo, as estimativas dos efeitos da reforma em termos de contratações irão referir-se à soma de todas as contratações (ou separações) observadas entre 1994 e 1999.

## 7.2. Impacto médio do aumento da ILR ao nível empresarial

A comparação entre as empresas dos grupos de tratamento e de controlo é estabelecida, como anteriormente, através do método de *matching* nas estimativas das probabilidades de cada empresa pertencer ao grupo de tratamento. Estas estimativas são então utilizadas para encontrar (estabelecer o *matching* com) as empresas do grupo de controlo que mais se parecem com as empresas correspondentes do grupo de tratamento. Com a utilização deste método procura-se restringir a comparação entre os dois grupos a empresas que sejam efectivamente comparáveis em termos de um conjunto desejavelmente alargado de características observadas. As variáveis consideradas para o processo de *matching* incluem a dimensão da empresa, cinco variáveis qualitativas para diferentes categorias da dimensão da empresa, a percentagem de trabalhadores do género feminino, o salário total médio por trabalhador, o total de horas de trabalho por empregado, a percentagem de trabalhadores que são homens com 60 anos ou mais de idade, a percentagem do capital social da empresa detida por investidores privados nacionais e por investidores estrangeiros, 57 variáveis qualitativas para diferenciando sectores de actividade económica e 29 variáveis qualitativas identificando os distritos onde se localizam as empresas<sup>5</sup>.

Da estimação do efeito médio do aumento da idade da reforma, resulta que o efeito acumulado ao longo de cinco anos (1994-95) se traduziu na retenção adicional de cerca de 1.6 trabalhadores por parte das empresas pertencentes ao grupo de tratamento (que empregavam, em média, 1.2 mulheres em idade de serem afectadas). Esta diminuição nas separações esteve associada a uma quebra de 2.6 recrutamentos (ver Quadro 4). Do efeito conjugado das alterações destes fluxos decorre uma perda líquida de emprego de 1 trabalhador quando se compara a evolução do emprego das empresas afectadas com a evolução do emprego das empresas não afectadas. A redução de contratações atinge de forma desproporcionada os trabalhadores mais jovens, especialmente os do género feminino. Da decomposição do fluxo de recrutamentos decorre que cerca de dois terços da quebra nos recrutamentos afectou mulheres com 25 anos ou menos (ver Martins, Novo e Portugal (2007)).

### Quadro 4

#### IMPACTO MÉDIO DO TRATAMENTO NAS EMPRESAS TRATADAS: FLUXO DE TRABALHADORES, VENDAS E VENDAS POR TRABALHADOR

Fluxo	Período	Impacto	Desvio padrão	Número de observações	
				Grupo de tratamento	Grupo de controlo
Contratações (em número de trabalhadores)	1995-99	-2.59	0.49	4048	40197
Separações (em número de trabalhadores)	1995-99	-1.64	0.40	4048	40197
Varição líquida de emprego (em número de trabalhadores)	1995-99	-0.95	0.25	4048	40197
Vendas (milhares de euros)	1995-99	-12.63	2.74	5310	57330
Vendas por trabalhador (milhares de euros)	1995-99	-0.04	0.17	5359	57104

Fonte: Quadros de Pessoal, 1991 a 1999 com cálculos dos autores.

Nota: Estimativas baseados no método de *matching* na diferença-das-diferenças com *kernel matching*.

(5) Algumas variáveis são incluídas sob a forma de polinómios de segundo ou terceiro grau. A base de dados foi restringida a empresas com menos de 100 trabalhadores, uma vez que se demonstrou ser muito difícil encontrar empresas de grande dimensão que não empreguem qualquer trabalhadora afectada pela reforma.

É ainda identificada uma ligeira mas significativa diminuição do volume de vendas entre as empresas que empregavam trabalhadoras sujeitas à extensão da idade da reforma, quando se estabelece a comparação com a evolução das vendas das empresas do grupo de controlo (Quadro 4). Esta indicação poderá ser interpretada como a revelação da presença de um efeito de escala (da produção) associado ao aumento dos custos do trabalho desencadeado pelo facto de as empresas serem constrangidas a reter as trabalhadoras afectadas. Este resultado acaba por não ter, contudo, consequências sobre a produtividade média das empresas, quando calculada como o rácio das vendas sobre o número de trabalhadores, uma vez que o número de trabalhadores nas empresas afectadas também se reduziu. No seu conjunto, estas indicações parecem ser conciliáveis com a noção de que as empresas afectadas não terão permitido que o aumento da idade legal de reforma tivesse influência sobre as suas decisões relativas à massa salarial.

## 8. CONCLUSÕES

Neste ensaio foi estudado o impacto microeconómico do aumento da idade legal da reforma das mulheres ocorrido em Setembro de 1993, utilizando técnicas estatísticas que permitem estabelecer uma comparação apropriada entre o conjunto de indivíduos afectados (grupo de tratamento) e um conjunto de indivíduos com características observadas em tudo semelhantes menos no facto de não terem sido afectados pela alteração da idade da reforma (grupo de controlo).

Garantida a verificação do cumprimento da nova legislação com base na indicação (fornecida pelo Inquérito ao Emprego do INE) de um aumento significativo da taxa de emprego entre as mulheres com idades compreendidas entre os 62 e os 65 anos, não foi detectado, contudo, qualquer impacto significativo do aumento da idade da reforma das mulheres sobre os salários ou sobre as horas trabalhadas.

O aumento da idade da reforma das mulheres terá, contudo, feito diminuir de forma expressiva o recrutamento de novos trabalhadores, sobretudo de mulheres jovens. Num horizonte de cinco anos, por cada trabalhadora afectada pela alteração da idade da reforma terão deixado de ser recrutados dois trabalhadores. Foi ainda detectada uma quebra do volume de vendas entre as empresas afectadas, que não parece ter influenciado a sua produtividade média uma vez que a diminuição das vendas foi acompanhada por uma variação líquida de emprego negativa.

A indicação de perda líquida de emprego entre as empresas afectadas poderá significar, na ausência de efeitos de equilíbrio geral que contrariem a tendência à diminuição dos recrutamentos, que o efeito favorável sobre as finanças públicas garantido pelo adiamento da idade da reforma poderá ser atenuado pela quebra das contribuições para a segurança social e pelo aumento da despesa em subsídios de desemprego por parte dos trabalhadores jovens.

No enquadramento institucional do mercado de trabalho português, o estímulo ao emprego entre os trabalhadores mais velhos (o chamado envelhecimento activo) poderá ser parcialmente contrariado pela rigidez dos mecanismos de determinação salarial, em especial pela utilização generalizada de dispositivos contratuais de progressão salarial associados à antiguidade dos trabalhadores, e pela protecção ao emprego, que no caso português se traduz em elevados custos de despedimento.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Banco de Portugal (1994), *Relatório Anual*.
- Heckman, J., Ichimura, H., Smith, J. & Todd, P. (1998), "Characterizing selection bias using experimental data", *Econometrica* 66(5), 1017–1098.
- Heckman, J., Ichimura, H. & Todd, P. (1997), "Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme", *Review of Economic Studies* 64(4), 605–654.
- Martins, Pedro, Álvaro A. Novo e Pedro Portugal (2007) "Increasing the legal retirement age: The impact on workers' wages, hours, worker flows and firm performance", *mimeo*, Banco de Portugal.
- Meyer, B. D. (1995), "Natural and quasi-experiments in economics", *Journal of Business & Economic Statistics* 13(2), 151–162.
- Rosenbaum, P. & Rubin, D. (1983), "The central role of the propensity score in observational studies for causal effects", *Biometrika* 70(1), 41–55.
- Rubin, D. (1977), "Assignment to a treatment group on the basis of a covariate", *Journal of Educational Statistics* 2(1), 1–26.