

A REGRESSIVIDADE DO SUBSÍDIO DE DESEMPREGO: IDENTIFICAÇÃO ATRAVÉS DO EFEITO DE RENDIMENTO DA ALTERAÇÃO LEGISLATIVA DE JULHO DE 1999*

Mário Centeno**

Álvaro A. Novo**

1. INTRODUÇÃO

O desenho óptimo de um sistema de apoio ao desemprego deve considerar o equilíbrio entre duas vertentes de sinal contrário no bem-estar da economia: (i) permitir aos trabalhadores suavizar o consumo em períodos adversos no mercado de trabalho (desemprego) e, portanto, proporcionar uma mais eficaz procura de emprego¹, e (ii) limitar o incentivo à redução da oferta de trabalho. A primeira função é atingida pela atribuição de um seguro de desemprego, que permite ao trabalhador manter uma percentagem do seu rendimento anterior ao desemprego. Mas é precisamente esse seguro que, ao alterar o preço relativo do lazer, tem impacto negativo no incentivo à procura de emprego². Esta dimensão corresponde ao efeito de substituição do subsídio de desemprego (SD). Contudo, o subsídio de desemprego resulta também num efeito de rendimento, isto é, alarga o conjunto de escolhas de consumo disponível para o desempregado. Este efeito tenderá a ser tanto maior quanto maior a restrição de liquidez do desempregado. Se empiricamente esta proposição for relevante, então o sistema de apoio ao desemprego está a preencher um dos seus objectivos primários.

Neste artigo, é feita a avaliação do impacto do SD na duração do desemprego, utilizando a reforma legislativa de Julho de 1999, que introduziu um aumento exógeno no período de atribuição do SD. A vantagem analítica de utilizar esta reforma prende-se com a possibilidade de construção de um ambiente quase-experimental (laboratorial) para a avaliação.

Os resultados obtidos mostram que a extensão do período de atribuição do SD prolonga as durações de desemprego, mas o seu efeito diminui, em geral, com o grau de restrições de liquidez (indexados pelos quintis dos salários anteriores ao período de desemprego). Desta forma, identifica-se a existência de um efeito de rendimento não-distorcionário do SD, gerado pela diminuição das restrições de liquidez dos desempregados. O comportamento dos indivíduos com salários no primeiro quintil constitui uma excepção a este resultado; estes indivíduos são os que prolongam menos os seus períodos de desemprego, o que é consistente com o modelo não-estacionário de procura de emprego. Em conjunto, estes resultados apontam para que a extensão dos períodos de atribuição do subsídio introduza elementos regressivos no sistema de apoio ao desemprego, beneficiando significativamente menos os indivíduos na parte inferior da distribuição de rendimentos do trabalho. Em termos de política económica, os resultados sugerem que o período de atribuição do SD deveria ser encurtado, bem como ser uma função decrescente dos salários no período anterior ao desemprego, à semelhança da componente financeira do actual sistema.

* As opiniões expressas não reflectem necessariamente a posição do Banco de Portugal ou do IISS. Todos os erros são de nossa responsabilidade. Gostaríamos de agradecer ao Instituto de Informática da Segurança Social (IISS) pela disponibilização dos dados.

** Departamento de Estudos Económicos, Banco de Portugal.

(1) Belzil (2001), Centeno (2004) e Centeno e Novo (2006b) apresentam evidência, respectivamente, para o Canadá e Estados Unidos, de que uma maior cobertura financeira no apoio ao desemprego resulta em melhores empregos, medidos em termos de ganhos salariais e estabilidade do emprego.

(2) Outro aspecto menos desejável do sistema de apoio ao desemprego é o efeito de *crowding-out* sobre outras formas privadas de poupança (seguro), mas que é, na prática, de difícil contabilização.

2. LITERATURA: TEORIA E EVIDÊNCIA EMPÍRICA

2.1. Teoria

Os principais resultados teóricos que motivam o exercício empírico neste artigo são derivados do modelo não-estacionário de procura de emprego apresentado em Mortensen (1986). No contexto deste modelo, o facto de se observarem períodos de desemprego mais longos em resposta ao aumento dos períodos de atribuição do SD deverá estar associado à existência de um efeito de substituição – através da alteração do preço relativo do lazer - e de um efeito de rendimento (não-distorcionário) para os agentes que enfrentam restrições de liquidez. O efeito de rendimento introduz heterogeneidade no impacto do SD na duração do desemprego entre indivíduos com e sem restrições. Se o efeito de rendimento for importante, o impacto total do SD torna-se menos distorcionário do que se pensava previamente, um resultado enfatizado recentemente em Chetty (2007).

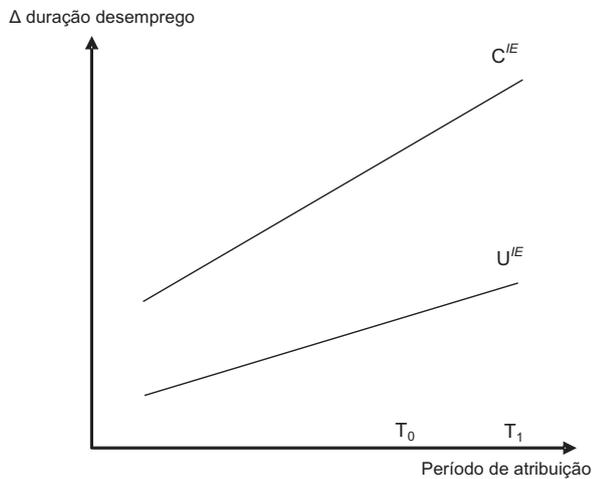
A intuição para o efeito rendimento é a seguinte: considere-se um trabalhador com restrições de liquidez como sendo aquele que apenas tem capacidade para auto-financiar o período de procura de emprego por um período finito de tempo. Isto implica que os trabalhadores com restrições de liquidez têm uma maior dificuldade em alisar o seu consumo entre os estados de emprego e desemprego. É para estes trabalhadores que o SD pode criar um efeito de rendimento e este efeito actua para além, e independentemente, do efeito de substituição. Quando um trabalhador com restrições de liquidez utiliza o SD para manter o seu nível de consumo, os aumentos na generosidade do subsídio reduzem a pressão para encontrar trabalho, sem que haja alteração dos preços relativos do lazer e do trabalho, portanto de forma não-distorcionária. Pelo contrário, se o trabalhador não tiver restrições de liquidez, o canal do efeito de rendimento é menos relevante, dado que o SD é uma parcela pequena da sua riqueza ao longo da vida. O Gráfico 1 ilustra este efeito de forma estilizada. Após um aumento do período de atribuição do SD, de T_0 para T_1 , o efeito de rendimento levará a um aumento maior na duração do desemprego para indivíduos com restrições de liquidez (C^E) do que para aqueles que não têm restrições (U^E).

Repare-se que, no Gráfico 1, o impacto do aumento da generosidade do SD é crescente com a duração do desemprego. Isto resulta ainda da não-estacionaridade do processo de procura de emprego pelo trabalhador. No início do período de desemprego, uma extensão do período de atribuição envolve somente pequenos desincentivos imediatos para os trabalhadores; o impacto será mais visível no período imediatamente anterior ao limite dos subsídios vigente no sistema antigo. Isto é assim porque o prolongamento dos subsídios adia o pico na taxa da saída do desemprego que é característico de um sistema com os subsídios limitados no tempo; Katz e Meyer (1990) e Lalive *et al.* (2006) apresentam evidência empírica destes efeitos.

Em van den Berg (1990), o modelo de Mortensen (1986) é estendido com a inclusão de outras variáveis exógenas, para além da duração do período de atribuição do SD, nomeadamente a taxa de chegada de ofertas de emprego e a distribuição de ofertas salariais. Todas estas variáveis podem causar não-estacionaridade se os seus valores forem dependentes da duração do desemprego. A literatura do modelo não-estacionário de procura de emprego, revista recentemente em Eckstein e van den Berg (2007), sinaliza a importância que estas variáveis têm sobre a distribuição da duração do desemprego, através do seu impacto no salário de reserva. As variáveis exógenas determinam o ambiente de procura de emprego ao nível individual e, como demonstrado em Addison, Centeno e Portugal (2004) para uma amostra de agregados familiares europeus, este ambiente é bastante heterogéneo entre os desempregados. Em particular, a evidência empírica mostra que os trabalhadores de baixos

Gráfico 1

EFEITO DE RENDIMENTO



Nota: Ilustração dos impactos na duração do desemprego no seguimento de um aumento do período de atribuição do subsídio de desemprego. *Ceteris paribus*, a reacção dos indivíduos com restrições de liquidez, C^E , é superior, para todas as durações, à dos indivíduos sem restrições de liquidez, U^E . A diferença entre as duas curvas identifica o efeito de rendimento.

salários, os mais velhos e os menos educados têm uma taxa de chegada de empregos mais baixa. Por sua vez, estas características individuais estão altamente correlacionadas com a existência de restrições de liquidez. Se os indivíduos com mais restrições enfrentarem piores condições no mercado de trabalho, o modelo prevê que reagirão menos ao aumento da generosidade do SD.

Em resumo, num ambiente não-estacionário, os indivíduos com maiores restrições podem ter dificuldades em ajustar o seu comportamento ao aumento da generosidade. Como Cahuc e Zylberberg (2006) afirmam, embora os indivíduos de baixos rendimentos devam ser os mais sensíveis aos aumentos dos subsídios, são ao mesmo tempo os que têm uma menor margem de manobra, o que os pode impedir de usufruir em pleno dos subsídios adicionais. Assim, a posição relativa das duas curvas no Gráfico 1 pode ser alterada e a identificação do efeito rendimento torna-se numa questão empírica.

2.2. Literatura empírica

Há uma vasta literatura empírica que estima os efeitos do SD sobre a oferta de trabalho, começando com o estudo seminal de Ehrenberg e Oaxaca (1976). Nickell (1979) e Lancaster (1979) mostraram que subsídios mais elevados estão associados com desemprego mais longo, no que foram seguidos por um conjunto de resultados novos, mostrando como este efeito opera. Meyer (1990) e Katz e Meyer (1990) foram os primeiros a mostrar que a taxa de saída do desemprego é fortemente afectada pela aproximação da data limite do SD, o que é entendido como evidência de que o salário de reserva decresce com a duração do desemprego.

Recentemente, diversos estudos têm aplicado novos desenvolvimentos na literatura econométrica para explorar os contextos quase-experimentais gerados por reformas legislativas em diversos países europeus. Contudo, a maioria dos estudos pressupõem respostas homogéneas, como em van

Ours e Vodopivec (2006) e Lalive *et al.* (2006). A regressão de quantis é aplicada por Kyrya e Wilke (2007) ao estudo de uma reforma do SD na Finlândia e por Fitzenberger e Wilke (2007) à caracterização da duração do desemprego na Alemanha. Todos estes estudos mostram que os trabalhadores desempregados têm maiores taxas de saída em sistemas menos generosos.

A evidência de impactos heterogêneos do SD é escassa. Gruber (1997) e Browning e Crossley (2001) apresentam evidência de que os indivíduos com restrições de liquidez beneficiam mais do SD para alisarem o consumo entre os estados de emprego e desemprego. Chetty (2007) mostra que o SD aumenta a duração do desemprego principalmente por causa do efeito de rendimento e não tanto pela distorção dos incentivos.

3. METODOLOGIA

No contexto de um modelo não-estacionário de procura de emprego espera-se que uma extensão do período de atribuição do SD aumente a duração do desemprego de forma heterogénea entre os desempregados, e que o impacto seja maior quanto mais próximo se estiver do limite anterior do período de atribuição. Se este for o caso, então o efeito predominante da extensão deve ser sentido na parte superior da distribuição de durações do desemprego. Ou seja, esperam-se impactos diferenciados ao longo da distribuição, o que pode ser identificado com o recurso à regressão de quantis.

3.1. A regressão de quantis

A regressão de quantis, introduzida por Koenker e Bassett (1978), especifica e estima uma família de funções lineares quantílicas condicionais, $Q_{y|x}(\tau|x) = X\beta(\tau)$, onde Q é o quantil de Y condicional em X , um vector de variáveis explicativas, e τ é um quantil da distribuição de Y no intervalo $[0, 1]$. Neste sentido, a regressão de quantis é similar ao método de mínimos quadrados, que também especifica uma função linear de Y condicional em X , em concreto, a função da média condicional, $E[Y|X = x] = x\beta$.

A regressão de quantis tem uma vantagem descritiva sobre o método dos mínimos quadrados – fornece diversas estatísticas sobre a função de distribuição condicional, em vez de apenas uma característica, nomeadamente, a média. Na verdade, com estimativas pontuais de $\beta(\tau)$, a regressão de quantis permite caracterizar e distinguir os efeitos das variáveis explicativas nos diferentes quantis da distribuição. Desta forma, se o efeito da extensão do período de atribuição se faz sentir sobretudo nas durações longas, então, por exemplo, o β do percentil 75 deverá ser superior ao β do percentil 25.

Adicionalmente, do ponto de vista metodológico, a regressão de quantis é particularmente útil para o estudo dos processos de duração que se exploram neste artigo. Aplicações recentes da regressão de quantis a modelos de duração podem ser encontradas em Koenker e Biliias (2001), Machado e Portugal (2002), Centeno e Novo (2006a), Fitzenberger e Wilke (2007) e Kyrya e Wilke (2007).

3.2. O efeito do tratamento nos quantis

O conceito de efeito do tratamento nos quantis foi proposto por Lehmann (1975). Em termos práticos, a definição de Lehmann é de muito simples implementação. Na verdade, é pedagógico estabelecer um paralelo com o efeito médio do tratamento na duração do desemprego subsidiado. Este é calculado como a diferença da média da duração do desemprego do grupo de tratamento (aquele que foi sujeito à política ou intervenção que se pretende estudar) para a média do grupo de controlo (aquele que não foi sujeito a essa política ou intervenção). No caso do efeito do tratamento na mediana, por exem-

plo, começa-se por calcular empiricamente a mediana das durações de desemprego do grupo de tratamento; repete-se o procedimento para o grupo de controlo. A diferença das duas durações medianas dá-nos o efeito do tratamento na mediana da distribuição das durações de desemprego subsidiado. A sua interpretação é também muito simples e diz-nos que a duração é n dias mais alta (mais baixa se o n for negativo) do que seria na ausência do tratamento. Para os outros percentis da distribuição, o procedimento e a interpretação são iguais. Relativamente ao efeito médio do tratamento, o efeito do tratamento nos quantis tem uma vantagem descritiva já que nos permite caracterizar o impacto da política ao longo da distribuição de durações de desemprego subsidiado.

A observação de indivíduos pertencentes aos grupos de tratamento e controlo nos períodos anterior e posterior à reforma legislativa permite refinar a estimativa do efeito do tratamento nos quantis. A existência simultânea de observações anteriores e posteriores à reforma para o grupo de controlo permite-nos estimar o impacto da envolvente macroeconómica do mercado de trabalho na duração do desemprego. Se assumirmos que essa envolvente afectaria de igual modo o grupo de tratamento na ausência da extensão do SD, então deveremos descontar este valor à evolução temporal estimada para o grupo de tratamento. Por outras palavras, podemos dizer que o simples cálculo da diferença de comportamento entre o período anterior e posterior à reforma para o grupo de tratamento poderia estar contaminado com efeitos não atribuíveis à reforma (efeitos macroeconómicos). Assim, à diferença para o grupo de tratamento deve-se subtrair a diferença na duração do desemprego do grupo de controlo, resultando no cálculo da diferença-das-diferenças do efeito do tratamento em cada quantil.

4. A REFORMA DO SISTEMA DE SUBSÍDIO DE DESEMPREGO

4.1. A extensão do período de atribuição do SD

Em 1999, a legislação portuguesa do SD estabelecia apenas um critério de elegibilidade para receber SD, nomeadamente, um mínimo de 540 dias de contribuições sociais nos 24 meses anteriores ao desemprego. O montante dos subsídios era função da média dos últimos 12 salários. O Gráfico 2 representa o montante de SD expresso em termos da taxa bruta de reposição do rendimento (TBR), ou seja, da percentagem do rendimento médio anterior que é repostado pelo SD.

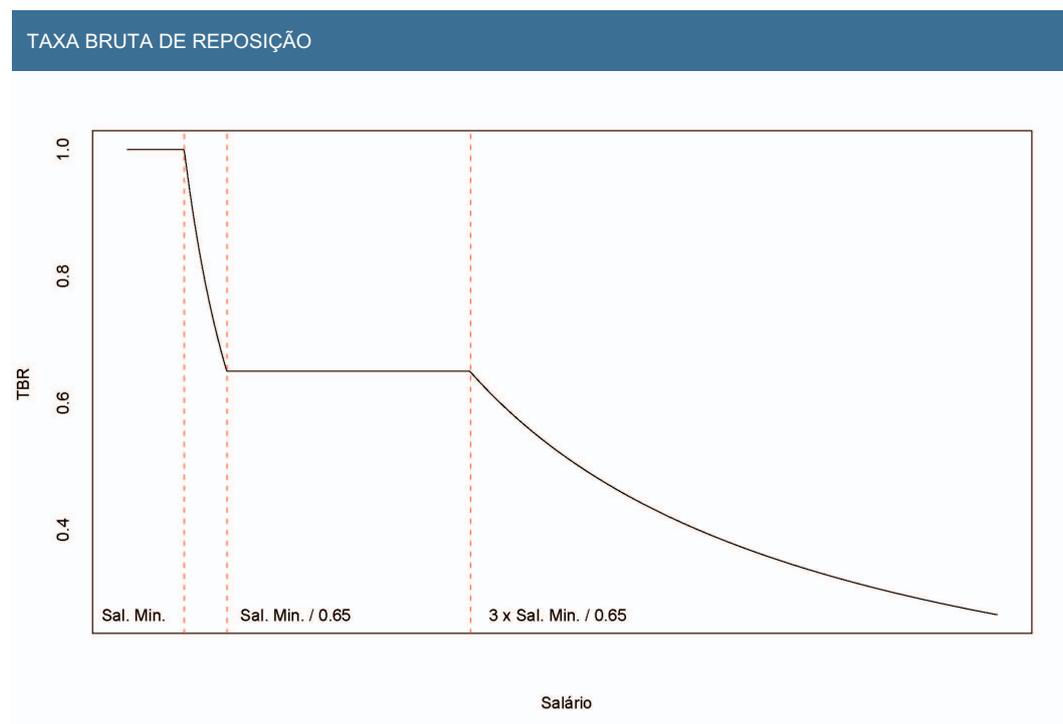
A análise que se segue centra-se nos desempregados com TBRs de 65 por cento, o que se traduz aproximadamente em salários mensais médios que variam entre 1.5 e 4.5 salários mínimos³. Esta escolha permite garantir um impacto homogéneo do efeito de substituição do SD, eliminando consequentemente uma fonte possível de comportamento diferenciado entre os indivíduos, ao mesmo tempo que se mantém uma variabilidade substancial nos salários recebidos⁴.

Uma característica peculiar do sistema de SD vigente em 1999 consistia na determinação do período de atribuição exclusivamente em função da idade do indivíduo no início do período de desemprego. Em Julho de 1999, o período de atribuição aumentou para alguns grupos etários da população. Anteriormente à reforma, a legislação portuguesa dividia os trabalhadores em 8 grupos etários com períodos de atribuição diferentes. A reforma tornou esses períodos mais longos para 6 dos 8 grupos, deixando as durações de dois grupos inalteradas (Quadro 1). A duração dos subsídios antes da reforma variava de um mínimo de 10 meses para aqueles que tinham menos de 25 anos, a um máximo de 30 meses para aqueles com 55 ou mais anos. A nova legislação alterou o limite inferior para 12

(3) Nos dados, alguns rácios não são exactamente iguais a 65 por cento, tendo-se preservado as observações com TBRs no intervalo [63, 67] por cento.

(4) Para a Alemanha, Fitzenberger e Wilke (2007) apresentam evidência de diferentes desincentivos ao trabalho atribuíveis a distintas TBRs; e *ceteris paribus* trabalhadores com TBRs superiores têm períodos de desemprego mais longos.

Gráfico 2



Nota: A taxa bruta de reposição (TBR) é calculada como o rácio do subsídio de desemprego para o rendimento antes de impostos. Indivíduos com rendimentos médios nos 12 meses anteriores ao desemprego inferiores ao salário mínimo têm TBRs de 100 por cento; indivíduos com rendimentos médios superiores a 4.5 salários mínimos recebem subsídios de desemprego no valor de 3 salários mínimos.

Quadro 1

PERÍODOS DE ATRIBUIÇÃO (EM MESES) ANTES E DEPOIS DE JULHO DE 1999

Antes		Depois	
Idade (anos) ^(a)	Período de atribuição	Idade (anos) ^(a)	Período de atribuição
[15, 24]	10	[15, 29]	12
[25, 29]	12	[30, 39]	18
[30, 34]	15	[40, 44]	24
[35, 39]	18	[45, 64]	30(+8) ^(b)
[40, 44]	21		
[45, 49]	24		
[50, 54]	27		
[55, 64]	30		

Notas: (a) Idade no início da período de desemprego. (b) Para os desempregados com 45 ou mais anos, podem ser adicionados 2 meses de subsídios por cada 5 anos de contribuições sociais durante os últimos 20 anos.

meses, enquanto que o limite superior passou a ser aplicado a indivíduos com 45 ou mais anos e pode chegar até 38 meses.

A metodologia utilizada para avaliação do impacto da alteração legislativa consiste na definição de dois grupos da população com diferente exposição à legislação: (i) o grupo etário dos 30 aos 34 anos, cujo período de atribuição do subsídio de desemprego aumentou de 15 para 18 meses e (ii) o grupo etário dos 35 aos 39 anos, cujo período de atribuição se manteve inalterado nos 18 meses. O primeiro grupo é identificado como o grupo de tratamento e o segundo como o grupo de controlo.

Estes dois grupos são particularmente comparáveis dada a sua proximidade em termos de idade e ao facto de, após a reforma, partilharem exactamente o mesmo período de atribuição. De facto, o grupo de tratamento (dos [30, 34]) tem características, com impacto na sua dinâmica do mercado de trabalho, muito semelhantes às do grupo de controlo (dos [35, 39]), por exemplo, em termos de educação e de estado civil. No caso presente, esta comparabilidade *ex-ante* ganha importância adicional devido à limitada informação disponível na base de dados acerca das características dos trabalhadores.

4.2. As condições económicas

No momento da reforma, o mercado de trabalho português e a economia viviam momentos excepcionais (Quadro 2). O crescimento do PIB excedia os 4 por cento e o crescimento do emprego ultrapassava os 2 por cento. A taxa de desemprego situava-se em 5 por cento, abaixo do valor estimado para a taxa natural de desemprego, definido como o nível da taxa de desemprego que não gera pressões inflacionistas.

O ciclo económico começou mudar a partir do segundo semestre de 2001, com taxas de crescimento do PIB e do emprego a caírem. Esta inversão é também visível na evolução da taxa de desemprego.

Vale a pena notar que as boas condições económicas que prevaleciam no momento da reforma são favoráveis para a estratégia de identificação empírica adoptada neste artigo. De facto, a evolução económica sugere que a mudança de política não foi endogenamente motivada pelos desenvolvimentos do mercado de trabalho. Para além disso, os indivíduos na amostra são aqueles que tipicamente sofrem menos com as flutuações no mercado de trabalho e também não enfrentam decisões de entrada na reforma, comuns aos trabalhadores mais velhos. Isto torna o exercício de construção do contrafactual para avaliação da mudança legislativa mais convincente, já que esta não foi condicionada por tendências no mercado de trabalho ou por questões relacionadas com o envelhecimento da população.

Quadro 2

A ECONOMIA PORTUGUESA ANTES E DEPOIS DE JULHO DE 1999				
Ano	Taxa de crescimento do PIB	Taxa de crescimento do emprego	Taxa de desemprego	Desemprego de longa duração (%)
1997	4.2	1.9	5.8	43.6
1998	4.7	2.3	5.0	45.4
1999	3.9	1.9	4.4	41.2
2000	3.9	2.3	3.9	43.8
2001	2.0	1.5	4.0	40.0
2002	0.8	0.5	5.0	37.3
2003	-1.2	-0.4	6.3	37.7
2004	1.1	0.1	6.7	46.2

Fontes: Conta nacionais, INE; Inquérito ao Emprego, INE.

5. DADOS

Este estudo utiliza dados administrativos recolhidos pelo Instituto de Informática da Segurança Social (IISS). A base de dados regista todos os períodos de desemprego subsidiado iniciados entre 1 de Janeiro de 1998 e 30 de Junho de 2003. O exercício empírico incide apenas sobre os períodos de desemprego cobertos por subsídio de desemprego, outras formas de subsídio tal como o subsídio social de desemprego, não foram consideradas. Na base de dados é possível seguir todos os eventos de desemprego subsidiado até terminarem, sendo que o seu fim pode acontecer antes do fim do período de atribuição (por cessação do subsídio, normalmente associada a uma transição para um emprego) ou na data limite do período de atribuição do SD. A base de dados contém informação muito detalhada sobre o montante e a duração do período subsidiado, bem como sobre o salário que o trabalhador recebia antes de entrar no desemprego. As variáveis socio-demográficas disponíveis estão limitadas ao género, idade, nacionalidade e local de residência. Contudo, a disponibilidade do salário anterior permite ultrapassar parcialmente a insuficiência de detalhes sobre as características individuais dos desempregados. O Quadro 3 sumaria as principais variáveis utilizadas neste estudo, para o período anterior à reforma.

Após a imposição da restrição colocada na TBR ([63,67] por cento), a amostra tem 40,982 experiências de desemprego subsidiado. O grupo de tratamento tem 23,226 observações, das quais 3,145 são do período anterior a Julho de 1999. O grupo de controlo tem 3,631 observações no período anterior e 14,125 no período posterior à alteração legislativa. Importa notar que as diferenças nas médias de 12 meses de salários entre o grupo de tratamento e controlo não são estatisticamente significativas.

No Quadro 4 calcula-se o impacto da alteração legislativa utilizando o método da diferença-das-diferenças. Este cálculo é efectuado através da comparação das durações médias de desemprego subsidiado para cada um dos grupos definidos (tratamento e controlo), nos períodos antes e depois da reforma. O impacto estimado corresponde a um aumento na duração do desemprego subsidiado para

Quadro 3

VALORES MÉDIOS REFERENTES AO PERÍODO ANTERIOR À REFORMA

	Tratamento	Controlo
Idade (em anos)	31.88	36.94
Proporção de mulheres	0.34	0.35
Salário real anterior ^(a)		
Amostra completa	696.27	726.42
1º quintil de salários	496.08	500.55
2º quintil de salários	583.11	581.83
3º quintil de salários	681.58	681.69
4º quintil de salários	838.11	842.51
5º quintil de salários	1 160.99	1 191.24
Mínimo	353.10	350.10
Máximo	1 487.55	1 561.98
Número de observações	3 145	3 631

Fontes: IISS. Cálculos dos autores.

Nota: (a) O salário anterior de cada indivíduo é calculado como a média dos últimos 12 salários reportados no período que antecede o desemprego em 2 meses. Salários reais expressos em euros de 1999.

Quadro 4

IMPACTO NA DURAÇÃO DO DESEMPREGO SUBSIDIADO: ESTIMATIVAS DIFERENÇA-DAS-DIFERENÇAS

	Tratamento		Controlo	
	Antes	Depois	Antes	Depois
Duração média do desemprego (em meses)	210.58	291.16	321.95	319.68
Diferenças		80.57		-2.27
Diferença-das-diferenças			82.84	
Número de observações	3 145	20 081	3 631	14 125

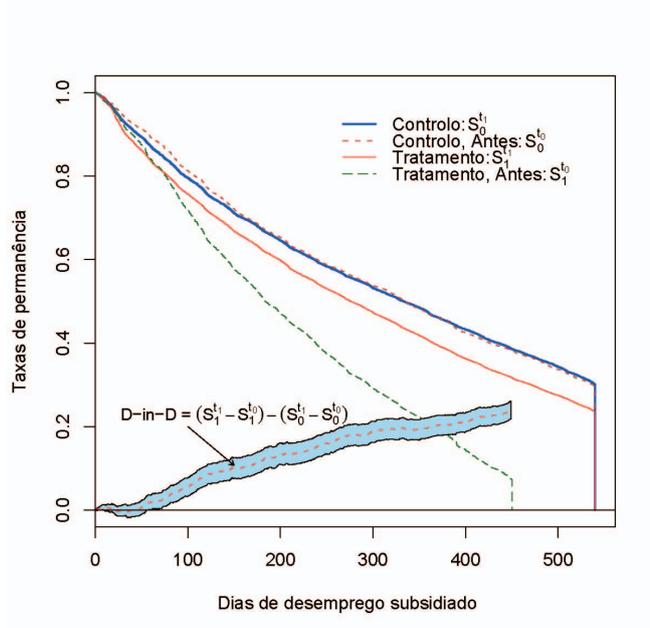
Fontes: IISS. Cálculos dos autores.

o grupo de tratamento de aproximadamente 83 dias. A interpretação deste resultado é imediata: se não se tivesse prolongado a duração do período de atribuição do SD, os indivíduos com idades entre os 30 e 34 anos, que beneficiaram de uma extensão de 90 dias, teriam tido, em média, menos 83 dias de desemprego subsidiado.

A análise das taxas de permanência no desemprego subsidiado confirma este resultado de forma muito clara (Gráfico 3). A diferença das taxas de permanência para o grupo do tratamento sugere que a reforma prolongou significativamente os períodos de desemprego. Já para o grupo de controlo as diferenças nas taxas de permanência no desemprego são virtualmente imperceptíveis. Este resultado reforça a evidência favorável à exogeneidade da reforma e à qualidade do contexto quase-experimental em que se realiza o exercício empírico. Usando as diferenças observadas no grupo de contro-

Gráfico 3

TAXAS DE PERMANÊNCIA NO DESEMPREGO



Fontes: IISS. Cálculos dos autores.

Nota: Estimativas obtidas com base no estimador de Kaplan-Meier. O impacto da legislação é medido pela diferença das taxas de permanência entre os 4 grupos e representada pela linha D-in-D, na parte inferior do gráfico, com o intervalo de confiança a 95 por cento.

lo para eliminar o impacto de efeitos agregados comuns aos dois grupos, calcula-se o simples estimador da diferença-das-diferenças. As estimativas, representadas pela curva D-in-D, confirmam que os indivíduos que beneficiaram da extensão do SD têm um significativo aumento na duração do desemprego subsidiado, já que as suas taxas de permanência aumentaram para todas as durações. É interessante notar ainda que, como previsto pela teoria para o caso de uma extensão do período de atribuição do SD, o impacto é maior para as durações mais longas (ou seja, mais perto do anterior limite de atribuição).

6. EFEITO DE RENDIMENTO: EVIDÊNCIA DE INFERÊNCIA CAUSAL

O modelo teórico de procura de emprego apresentado estabelece um impacto heterogéneo do sistema de SD na duração do desemprego subsidiado, resultante da presença do efeito de rendimento. Para a identificação empírica desse efeito recorreremos à exploração dos dados utilizando a regressão de quantis e dividindo a amostra segundo uma aproximação ao grau de restrição de liquidez dos indivíduos.

6.1. Restrições de liquidez: Medição

A identificação do efeito de rendimento baseia-se na existência de diferentes níveis de restrição de liquidez entre os indivíduos. Para captar estas diferenças, a amostra é dividida em três grupos, usando a média de 12 meses dos salários do período anterior ao desemprego como um índice para a incidência dessas restrições. O recurso aos salários justifica-se porque os dados não contêm informação sobre os activos financeiros dos desempregados, o que seria uma medida mais directa do seu grau de restrição de liquidez. A qualidade dos salários no período anterior ao desemprego como um índice para a distribuição da poupança na economia portuguesa pode ser avaliada com base nos dados do Inquérito ao Património e Endividamento das Famílias (IPEF) de 2000.

O Quadro 5 mostra os activos financeiros detidos pelos indivíduos pertencentes a cada um dos grupos definidos pelo 1º quintil, os 2º e 3º quintis, e os 4º e 5º quintis dos salários na amostra completa de desempregados com 30 a 39 anos. Para cada um dos três grupos, que referiremos como “salários baixos”, “intermédios” e “altos”, as duas últimas colunas reportam o nível médio de activos financeiros, respectivamente, em (i) percentagem do nível médio de activos financeiros para a amostra do

Quadro 5

SALÁRIOS MENSAIS E NÍVEIS DE ACTIVOS FINANCEIROS					
Grupo	Mínimo	Nível salarial (em euros, 2000)		Activos financeiros expressos em termos de:	
		Mediano	Máximo	Nível médio de activos ^(a)	Salário mediano ^(b)
1º quintil	358.15	533.00	551.73	0.18	2.90
2º e 3º quintis	551.74	634.50	757.76	0.34	4.52
4º e 5º quintis	757.77	980.68	1 655.10	0.87	7.51

Fontes: IPEF, 2000. Cálculos dos autores.

Notas: (a) Nível médio de activos financeiros expresso em percentagem do nível médio de activos financeiros para a amostra de indivíduos do IPEF com idades entre [30, 39] anos. (b) Nível médio de activos financeiros expresso em percentagem do nível de salário mediano de cada grupo.

IPEF com idades [30, 39], e (ii) percentagem do nível de salário mediano de cada grupo. Os três grupos diferem claramente em termos do seu nível de detenção de activos financeiros, sugerindo que os salários anteriores são um bom índice para diferenciar o grau de restrições de liquidez que enfrentam. Por exemplo, o grupo com “salários baixos” tem activos financeiros valorizados em somente 2.9 salários medianos do respectivo grupo, enquanto que os restantes grupos têm activos avaliados em 4.5 e 7.5 vezes o salário mediano do respectivo grupo.

6.2. Efeitos do tratamento nos quantis

A qualidade do contexto quase-experimental foi confirmada na análise precedente. Podem, contudo, existir factores que condicionem a avaliação do impacto da reforma, mas que possam ser controlados com recurso à regressão de quantis. A razão principal para usar este método é procurar revelar as potenciais respostas heterogéneas às mudanças na duração do período de atribuição do SD ao longo da distribuição da duração do desemprego subsidiado. Este resultado, que decorre directamente do modelo não-estacionário de procura de emprego, pode assim ser testado empiricamente.

O modelo de regressão de quantis utilizado pressupõe que o logaritmo dos dias de desemprego subsidiado, $\log(T)$, tem funções dos quantis condicionais lineares, Q , que podem ser escritas, para cada um dos quantis τ da seguinte forma:

$$Q_{\log(T)}(\tau) = \beta_0(\tau) + \beta_1(\tau) \text{Após} + \beta_2(\tau) \text{Tratado} + \beta_3(\tau) \text{Após} \times \text{Tratado} + X'\lambda(\tau)$$

onde *Após* é uma variável indicador para o período posterior a Julho de 1999, *Tratado* é uma variável indicador para o grupo etário afectado pela nova legislação, e, conseqüentemente, o coeficiente de *Após* \times *Tratado* identifica o impacto da legislação. Adicionalmente, o vector X inclui a seguinte lista de variáveis: logaritmo do salário médio no período anterior ao desemprego; logaritmo da idade do indivíduo no começo do período do desemprego; um indicador do género (mulher); variável indicador para os distritos de residência; e variável indicador para o mês em que o período de desemprego se iniciou. Este modelo é estimado para cada um dos três grupos definidos pelos quintis de salários.

Os resultados da estimação são apresentados de forma concisa no Gráfico 4. Cada coluna apresenta as estimativas da regressão de quantis para cada um dos 3 grupos (respectivamente, da esquerda para a direita, “salários baixos”, “intermédio” e “altos”)⁵. Cada painel descreve as estimativas pontuais do coeficiente associado com a respectiva variável para cada quantil. Limita-se a atenção aos quantis no intervalo [0.15, 0.70], ignorando-se, na prática, as durações muito curtas (menos de 60 dias) e as durações mais longas (mais de 470 dias). As áreas sombreadas representam intervalos de confiança a 90 por cento.

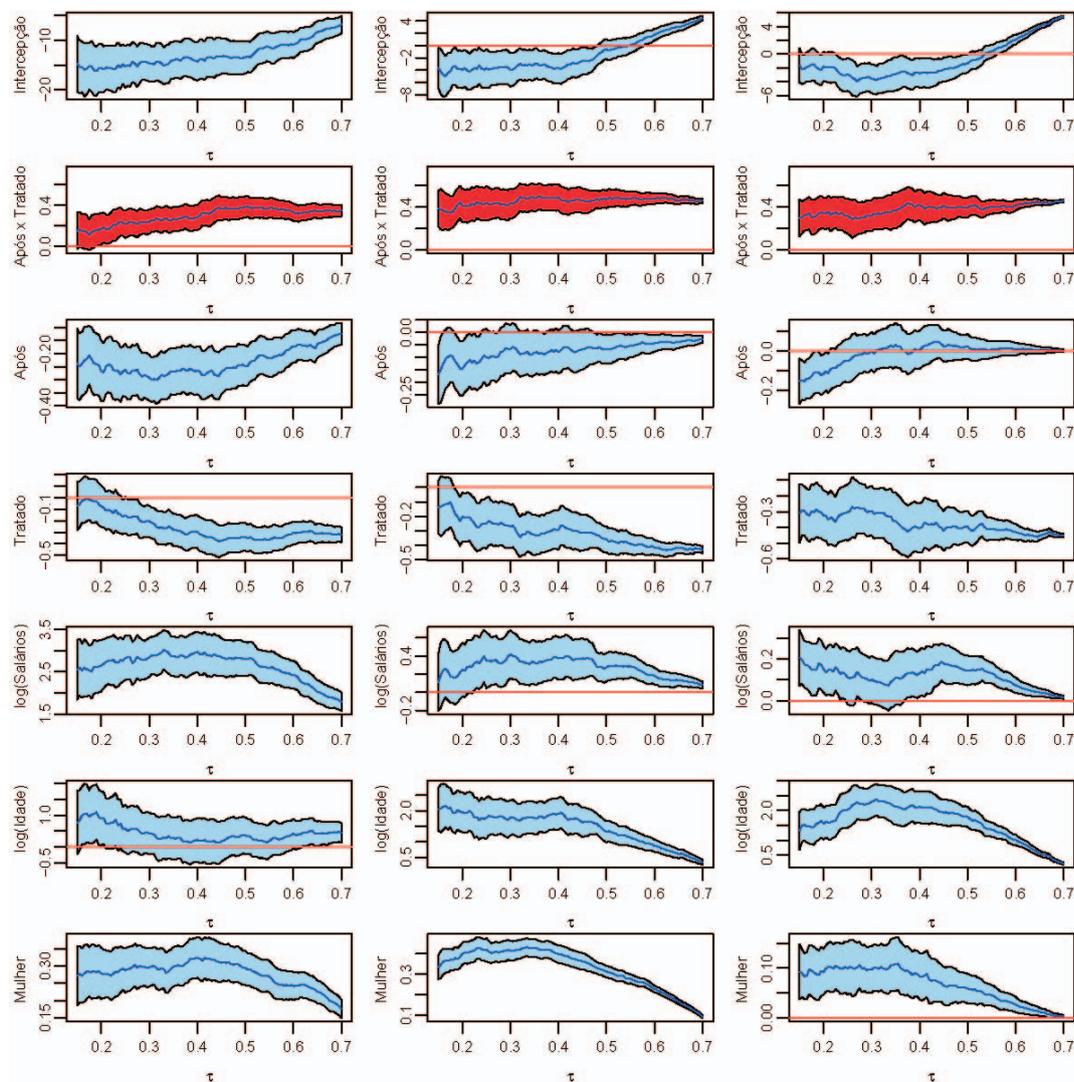
A observação da 2ª linha do Gráfico 4 permite novamente concluir que a política induziu claramente períodos de desemprego mais longos. A estimativa para o impacto da política é estatisticamente significativa, dado que os intervalos de confiança a 90 por cento não incluem o zero.

Para evidenciar as diferenças do impacto do tratamento entre os diferentes graus de restrição de liquidez, apresentam-se estas três curvas num só gráfico (Gráfico 5). Os indivíduos com maiores restrições (“salários baixos” antes do desemprego) foram os que menos reagiram em todas as durações, embora o impacto do tratamento aumente ao longo do período de desemprego. Para o grupo “intermédio”, o impacto é o maior, com estimativas pontuais ligeiramente acima de 0.4, *i.e.*, um aumento da duração de desemprego de cerca de 40 por cento. Finalmente, o grupo com menores restrições (“salários altos”) tem um impacto superior ao observado para os indivíduos com “salários baixos”, mas

(5) Para preservar o espaço, omitem-se do gráfico os resultados das variáveis indicador para o mês e para os distritos.

Gráfico 4

ESTIMATIVAS DE REGRESSÃO DE QUANTIS POR GRAU DE RESTRIÇÃO DE LIQUIDEZ



Fontes: IISS. Cálculos dos autores.

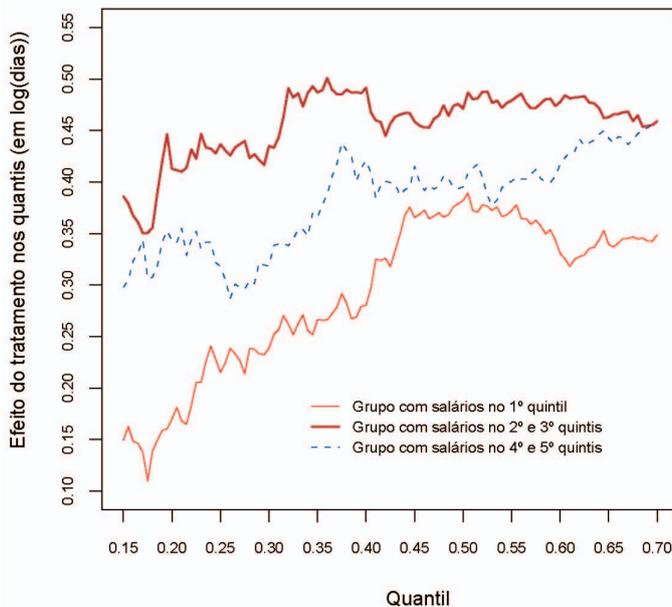
Nota: Modelos de regressão de quantis para a variável dependente log(duração) por grau de restrição de liquidez. A primeira coluna apresenta as estimativas para indivíduos com salários anteriores ao desemprego pertencentes ao 1º quintil; a segunda coluna para indivíduos com salários situados no 2º e 3º quintil da distribuição de salários; e a terceira coluna para indivíduos com salários no 4º e 5º quintil da distribuição de salários.

sempre inferior ao do grupo “intermédio”. O gráfico confirma assim a existência de dois níveis de heterogeneidade: entre graus de restrições de liquidez e, dentro de cada grupo, ao longo da distribuição do desemprego subsidiado.

Estes resultados podem ser interpretados da seguinte forma. Em primeiro lugar, o facto de se obter um comportamento diferenciado entre os grupos com “salários intermédios” e “altos” constitui evidência favorável à existência de um efeito de rendimento no sistema de SD: para todas as durações do desemprego, e em resposta ao mesmo incentivo, o impacto é superior no grupo com maiores restrições de liquidez.

Gráfico 5

IMPACTO PERCENTUAL DO TRATAMENTO NOS QUANTIS DA DISTRIBUIÇÃO DAS DURAÇÕES DO DESEMPREGO SUBSIDIADO



Fontes: IISS. Cálculos dos autores.

Nota: A variação no logaritmo aproxima o impacto percentual na duração do desemprego, por exemplo, o percentil 40 da distribuição de durações de desemprego dos indivíduos com maiores restrições de liquidez aumentou aproximadamente 25 por cento devido à extensão do período de atribuição.

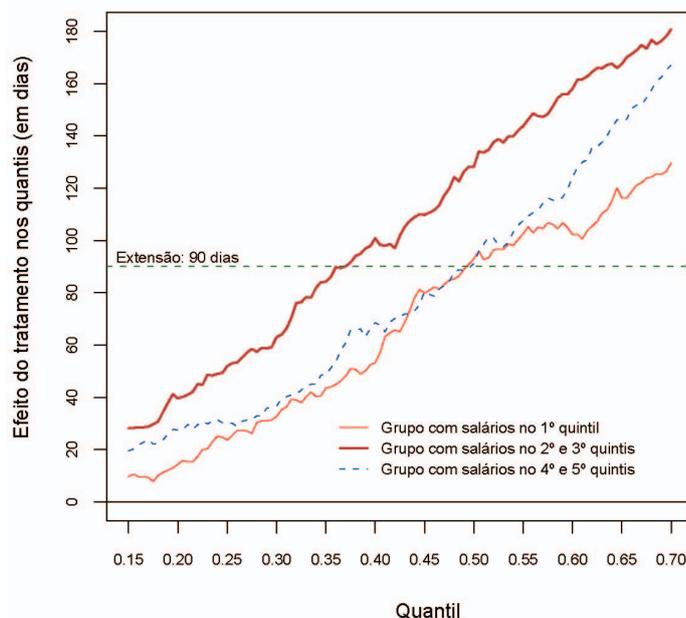
Em segundo lugar, o comportamento dos indivíduos com “salários baixos” é duplamente interessante. Note-se que, como descrito na secção 2, a existência do efeito rendimento levaria a esperar que estes indivíduos registassem o maior aumento na duração do desemprego. Contudo, como também foi referido, no contexto do modelo não-estacionário de procura de emprego, os factores que reflectem a deterioração das condições do mercado de trabalho, condicionam o comportamento dos desempregados. Estes factores traduzem-se em taxas de chegada de emprego e numa distribuição de oferta de salários que se deterioram mais rapidamente para trabalhadores com salários baixos. Este fenómeno terá dominado o efeito de rendimento associado ao alívio das restrições de liquidez proporcionado pelo SD.

6.3. O custo financeiro e o impacto redistributivo da reforma

Avaliar o custo financeiro da reforma é de grande interesse económico. Em última análise, para as finanças públicas do país, períodos de desemprego subsidiado mais longos acarretam um aumento na carga financeira do sistema e períodos de não-emprego adicionais, com a consequente perda de receita fiscal. Com a finalidade de avaliar os custos adicionais induzidos pela alteração do sistema é necessário calcular o impacto em termos de dias adicionais subsidiados. Isto pode ser feito usando o princípio da equivariância a transformações monótonas dos quantis, o que permite transformar em dias os impactos estimados em $\log(\text{dias})$.

Gráfico 6

IMPACTO EM DIAS DO TRATAMENTO NOS QUANTIS DA DISTRIBUIÇÃO DAS DURAÇÕES DO DESEMPREGO SUBSIDIADO



Fontes: IJSS. Cálculos dos autores.

Nota: A mediana da distribuição das durações de desemprego para indivíduos com maiores restrições de liquidez aumentou 93 dias. A leitura para outros percentis da distribuição de durações de desemprego subsidiado é feita de forma semelhante.

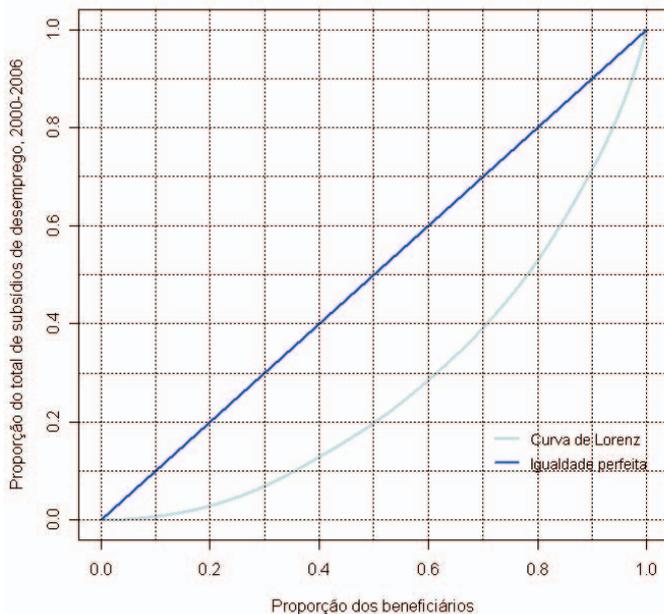
O Gráfico 6 apresenta o impacto do tratamento expresso em dias. Para os grupos com “salários baixos” e “altos”, a duração mediana aumentou aproximadamente 90 dias, mas para o grupo com “salários intermédios” o aumento foi próximo de 130 dias.

A carga financeira adicional para o sistema público de SD é calculada a partir destas estimativas para o impacto em dias. Assim, para cada duração do desemprego e para cada grupo, calcula-se o montante médio de SD diário recebido pelos desempregados. Por exemplo, para o grupo de “salários baixos” e para indivíduos que saíram do sistema na duração mediana do desemprego, o montante de SD diário pago foi, em média, de 10.91 euros. Em seguida, este valor é multiplicado pelo impacto na duração, expresso em dias. Para este mesmo grupo a extensão do período de desemprego foi de 93 dias. Desta forma, os gastos adicionais foram de 1 014.45 euros. Para os restantes grupos, na mediana das durações do desemprego, o impacto financeiro estimado foi de 1 830.61 e 1 907.33 euros, respectivamente para os grupos com “salários intermédios” e “altos”. Estes valores representam um aumento substancial dos custos com o sistema, que expressos em termos do SD médio pago aos desempregados no grupo com “salários baixos” representam, respectivamente, 82.4 e 85.9 por cento⁶. Ou seja, com o montante adicional gasto num destes grupos, poder-se-ia subsidiar um período completo de desemprego com duração mediana para um indivíduo do grupo de “salários baixos”.

(6) Ver Centeno e Novo (2007) para mais detalhes, em particular, para o cálculo noutras percentis da distribuição de durações do desemprego subsidiado.

Gráfico 7

CURVA DE LORENZ PARA A DISTRIBUIÇÃO DOS SUBSÍDIOS DE DESEMPREGO PAGOS ENTRE 2000 E 2006



Nota: O valor da área entre as duas curvas, denominado por Coeficiente de Gini, mede o grau de desigualdade na distribuição do rendimento de reposição (subsídio de desemprego); quanto maior o coeficiente de Gini, que varia entre 0 e 1, maior a desigualdade. Para o caso presente o valor é de 0.43, enquanto que o coeficiente de Gini para a distribuição de salários de trabalhadores por conta de outrem para o mesmo período foi de 0.34.

Estes cálculos revelam que a maioria dos recursos financeiros adicionais foram dirigidos aos desempregados que antes do desemprego auferiam os salários mais elevados. Para além das diferenças nos montantes dos subsídios, este resultado está associado ao menor prolongamento do período de desemprego subsidiado dos indivíduos com salários mais baixos. Dado que as TBR's são iguais para todos os indivíduos considerados nesta amostra, este fenómeno traduz-se na regressividade do sistema de subsídios de desemprego. Assim sendo, as transferências de rendimento promovidas pelo sistema favorecem os indivíduos de maiores rendimentos.

O sistema de SD contém características regressivas extensíveis ao conjunto dos indivíduos beneficiários do subsídio de desemprego. Na realidade, as durações de desemprego subsidiado mais longas são observadas para os indivíduos com maiores rendimentos salariais anteriores ao desemprego. Assim, o facto dos indivíduos com maiores rendimentos serem também aqueles que mais prolongam a sua passagem pelo desemprego subsidiado acentua o fenómeno de concentração das despesas com o subsídio. O Gráfico 7 apresenta a curva de Lorenz, utilizada como medida de concentração (ou desigualdade); quanto maior a área entre as duas curvas maior a desigualdade. No período de 2000 a 2006, essa área, medida pelo coeficiente de Gini, é de 0.43 (sendo que 0 indica igualdade perfeita e 1 desigualdade perfeita). O actual sistema de apoio ao desemprego gera um grau de desigualdade no acesso ao SD superior ao da distribuição dos salários, cujo valor médio no mesmo período ronda 0.34. A informação disponível parece mostrar que 10 por cento dos desempregados recebem cerca de 30 por cento das despesas com o subsídio, enquanto que os 35 por cento de desempregados menos subsidiados recebem apenas 10 por cento das despesas realizadas pelo sistema.

7. CONCLUSÕES

Este artigo estuda o impacto de um aumento do período de atribuição do SD na duração do desemprego subsidiado. As agendas para a reforma do SD apontam, sem excepção, para uma redução significativa desse período a fim de limitar os problemas de “risco moral” induzidos pelo sistema e que conduzem, em última análise, a durações de desemprego mais longas. Contudo, a presença de um efeito de rendimento (não-distorcionário) do SD tem sido negligenciado nestas análises. Este efeito de rendimento, associado à existência de restrições de liquidez, gera um impacto heterogéneo do SD ao longo da distribuição de salários. Neste artigo enfatiza-se o facto de estes efeitos operarem num ambiente não-estacionário de procura de emprego, o que influencia fortemente o comportamento observado dos indivíduos com piores perspectivas no mercado de trabalho, geralmente aqueles que enfrentam também restrições de liquidez mais apertadas.

A identificação destes efeitos baseia-se na reforma do sistema português de SD introduzida em Julho de 1999, que aumentou significativamente os períodos de atribuição para alguns grupos etários, enquanto mantinha constante o mesmo limite para outros grupos etários adjacentes. Neste exercício de avaliação considerou-se como grupo de tratamento os indivíduos no grupo etário dos 30 aos 34 anos, que beneficiou de uma extensão de 15 para 18 meses, e como grupo de controlo os indivíduos com idade entre os 35 e os 39 anos, cujo período de atribuição permaneceu constante (exactamente em 18 meses).

A evidência aponta para um impacto heterogéneo na duração do desemprego subsidiado e para a existência de um importante efeito de rendimento. Os indivíduos com “salários baixos” (1º quintil) aumentaram menos as suas durações de desemprego, o que constitui um resultado interessante à luz dos modelos não-estacionários de procura de emprego.

Este resultado mostra que um sistema de SD em que se aumente a duração do período de atribuição pode introduzir um carácter regressivo do ponto de vista fiscal, já que o aumento desse período acaba por beneficiar menos os indivíduos com salários mais baixos. Dada a menor reacção ao aumento do período de atribuição registada para os indivíduos com menores salários, e que são mais afectados pela não-estacionaridade no mercado de trabalho, o peso das despesas com este grupo decresce.

Os resultados acima descritos sugerem a importância de alterar as regras de concessão do SD. Neste contexto, uma proposta seria reduzir os períodos de atribuição do SD e tornar esses períodos uma função decrescente com as remunerações anteriores ao desemprego. Complementarmente, para alcançar um impacto mais elevado do efeito de rendimento, é preferível aumentar a generosidade financeira do SD para os indivíduos com maiores restrições de liquidez, em vez de lhes conceder períodos mais longos de atribuição de SD, dos quais eles acabam por não beneficiar.

Referências

- Addison, J., Centeno, M. e Portugal, P. (2004), “Reservation wages, search duration, and accepted wages in Europe”, *Working Paper* 13-04, Banco de Portugal.
- Belzil, C., 2001, “Unemployment insurance and subsequent job duration: Job matching versus unobserved heterogeneity”, *Journal of Applied Econometrics*, 16, pp. 619-636.
- Browning, M. e Crossley, T. (2001), “Unemployment insurance levels and consumption changes”, *Journal of Public Economics* 80(1), pp. 1–23.

- Cahuc, P. e Zylberberg, A. (2006), "The Natural Survival of Work", MIT Press, Cambridge, MA.
- Centeno, Mário (2004), "The match quality gains from unemployment insurance", *Journal of Human Resources*, 39(3), pp. 839-863.
- Centeno, Mário e Novo, Álvaro A. (2006a), "The impact of unemployment insurance generosity on match quality distribution", *Economic Letters* 93, pp. 235-241.
- Centeno, Mário e Novo, Álvaro A. (2006b), "The impact of unemployment insurance on the job match quality: A quantile regression approach", *Empirical Economics*, 31, pp. 905-919.
- Centeno, Mário e Novo, Álvaro A. (2007), "Identifying Unemployment Insurance Income Effects with a Quasi-Natural Experiment", *Working Paper 2007-10*, Banco de Portugal.
- Chetty, R. (2007), "Why do unemployment benefits raise unemployment durations? The role of borrowing constraints and income effects", NBER 11760.
- Eckstein, Z. e van den Berg, G. J. (2007), "Empirical labor search: A survey", *Journal of Econometrics* 136(2), pp. 531-564.
- Ehrenberg, R. e Oaxaca, R. (1976), "Unemployment insurance, duration of unemployment, and subsequent wage gain", *American Economic Review* 66(5), pp. 754-766.
- Fitzenberger, B. e Wilke, R. (2007), "New insights on unemployment duration and post unemployment earnings in Germany: Censored Box-Cox quantile regression at work", IZA 2609.
- Gruber, J. (1997), "The consumption smoothing benefits of unemployment insurance", *American Economic Review* 87(1), pp. 192-205.
- Katz, L. F. e Meyer, B. D. (1990), "Unemployment insurance, recall expectations, and unemployment outcomes", *Quarterly Journal of Economics* 105, pp. 973-1002.
- Koenker, R. (2005), *Quantile regression*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Koenker, R. e Bassett, G. (1978), "Regression quantiles", *Econometrica* 46, pp. 33-50.
- Koenker, R. e Biliias, Y. (2001), "Quantile regression for duration data: A reappraisal of the Pennsylvania reemployment bonus experiments", *Empirical Economics* 26, 199-220.
- Kyyra, T. e Wilke, R. (2007), "Reduction in the long-term unemployment of the elderly: A success story from Finland revisited", *Journal of the European Economic Association* 5(1), pp. 154-182.
- Lalive, R., van Ours, J. C. e Zweimueller, J. (2006), "How changes in financial incentives affect the duration of unemployment", *Review of Economic Studies* 73, pp. 1009-1038.
- Lancaster, T. (1979), "Econometric methods for the duration of unemployment", *Econometrica* 47(4), pp. 939-956.
- Lehmann, E. (1975), *Nonparametrics: Statistical Methods Based on Ranks*, Holden-Day, San Francisco.
- Machado, J. e Portugal, P. (2002), "Exploring transition data through quantile regression methods: An application to U.S. unemployment duration", in Y. Dodge, ed., "Statistical data analysis based on the L1 norm and related methods", Birkhauser Verlag, Basel.
- Marimon, R. e Zilibotti, F. (1999), "Unemployment vs. mismatch of talents: Reconsidering unemployment benefits", *The Economic Journal* 109, 266-291.
- Meyer, B. D. (1990), "Unemployment insurance and unemployment spells", *Econometrica* 58(4), pp. 757-782.

- Mortensen, D. (1986), "Job search and labor market analysis", in O. Ashenfelter e R. Layard, eds, "*Handbook of Labor Economics*", Vol. 2, North-Holland, Amsterdam, pp. 849–919.
- Nickell, S. J. (1979), "The effect of unemployment and related benefits on the duration of unemployment", *Economic Journal* 89(353), pp. 34–49.
- van den Berg, G. J. (1990), "Nonstationarity in job search theory", *The Review of Economic Studies* 57(2), pp. 255–277.
- van Ours, J. C. e Vodopivec, M. (2006), "How changes in benefits entitlement affect job-finding: Lessons from the Slovenian "Experiment", *Journal of Labor Economics* 24(2), pp. 351–378.