

Artigos





A Equidade na Utilização de Cuidados de Saúde em Portugal: uma avaliação em modelos de contagem*

Óscar Lourenço / Carlota Quintal / Pedro L. Ferreira / Pedro P. Barros

Faculdade de Economia da UC / CEIS-UC / Faculdade de Economia da UNL

resumo

Desde a criação do Serviço Nacional de Saúde, a promoção da equidade no acesso aos cuidados médicos tem sido parte integrante dos objectivos da política de saúde. O objectivo do presente artigo é o de avaliar a existência ou não de equidade na utilização de cuidados médicos. Recorrendo à técnica de regressão especificaram-se dois modelos de contagem: o modelo binomial negativo e o de classes latentes. Os dados provêm do Inquérito Nacional de Saúde, 1998/99. Para medir a utilização de cuidados usamos o número de consultas efectuadas num período de três meses.

Concluimos que para o caso da população global persistem factores não relacionados com o estado de saúde inibidores do acesso. No entanto, o modelo de classes latentes revela dois cenários distintos: na classe latente dos utilizadores ocasionais conclui-se pela ausência de equidade, enquanto que na classe dos utilizadores recorrentes não se pode rejeitar a hipótese de equidade.

résumé / abstract

Depuis la création du Service National de Santé, la promotion de l'équité dans l'accès aux soins médicaux a toujours fait pleinement partie des objectifs de la politique de santé. Le présent article a pour but d'évaluer l'existence ou non d'équité dans le recours aux soins médicaux. A partir de la technique de régression, il a été spécifié deux modèles de comptage: le modèle binomial négatif et celui de classes latentes. Les données sont celles de l'Enquête Nationale de Santé, effectuée en 1998/99. Pour mesurer le recours aux soins, nous avons considéré le nombre de consultations effectuées sur une période de trois mois. Nous en avons conclu que, en ce qui concerne la population globale, des facteurs, sans rapport avec l'état de santé, et inhibiteurs d'accès subsistent. Toutefois, le modèle de classes latentes révèle deux cas de figure distincts: dans la classe latente des utilisateurs occasionnels, on peut conclure à l'absence d'équité, alors que dans la classe des utilisateurs réguliers, on ne peut écarter l'hypothèse d'équité.

Since the creation of the National Health Service, equity in the access to health care has been one key objective of health policy. This paper aims at assessing whether this goal of equity has been achieved or not. To attain this objective, we specify two count data regression models: the negative binomial and the latent class. The data set comes from the National Health Survey, 1998/99. As a measure of health care utilisation, we use the total number of doctor visits in a three month period.

We conclude that for the overall population there are non-need factors that still affect medical care utilisation. The latent class model reveals however two distinct scenarios: for the latent class of occasional users, the results suggest that equity is not achieved, while for the latent class of regular users, we cannot disregard the hypothesis of equity.

* Os autores agradecem os comentários e sugestões de um avaliador anónimo que contribuíram para melhorar o presente artigo.

1. Introdução



A promoção da equidade aparece como um dos objectivos centrais da política de saúde em Portugal, tal como num conjunto generalizado de países, nomeadamente, os países da União Europeia. O reconhecimento político da equidade como um objectivo no domínio da saúde pode ser considerado relativamente tardio no nosso país pois é apenas com a Constituição da Republica Portuguesa, em 1976, que as questões do direito à saúde e do acesso universal aos cuidados de saúde emergem pela primeira vez como uma meta a atingir e numa época conturbada da sociedade portuguesa. Mais tarde, em 1979, a criação do Serviço Nacional de Saúde (SNS) vem reforçar esta intenção de colocar a equidade entre os objectivos primordiais da política de saúde. Posteriormente, a Lei de Bases da Saúde (LBS) reitera a relevância que havia sido atribuída à equidade, podendo ler-se neste documento que “É objectivo fundamental obter a igualdade dos cidadãos no acesso aos cuidados de saúde, seja qual for a sua condição económica e onde quer que vivam” – Lei nº48/90 de 24 de Agosto, na Base II, 1-a).

Sendo consensual o reconhecimento da equidade como uma meta fundamental a atingir, não há, em Portugal, um enquadramento normativo bem definido para o conceito de equidade a prosseguir em termos de política de saúde (Oliveira e Bevan, 2003). Da análise de documentos legais e programáticos, Pereira (1990) conclui que uma das interpretações principais do conceito de equidade, no contexto português, seguindo aliás o exemplo de outros países, é a de “igual acesso para igual necessidade”, dissociando assim o acesso aos cuidados de saúde de qualquer capacidade de pagar. De facto, é notória a preocupação do legislador com as possíveis restrições no acesso aos cuidados de saúde, motivadas por factores de ordem económica, social ou geográfica, isto é, restrições motivadas por factores independentes da necessidade de receber cuidados. Torna-se pertinente, no entanto, questionar se esta meta tem sido atingida ou, se pelo contrário, no sistema de saúde português ainda persiste algum grau de iniquidade relacionada com variáveis que não reflectem necessidade de cuidados de saúde.

Equidade não implica contudo igual acesso para todos os cidadãos, dado que há uns que têm maior necessidade do que outros. Uma diferenciação no acesso com base em diferentes graus de necessidade é pois compatível com a noção de equidade, mais concretamente com a noção de equidade vertical. Contudo, para um dado nível de necessidade, o acesso aos cuidados de saúde deve ser igual para todos os cidadãos, independentemente do seu rendimento, género, local de residência, etc., estando neste caso envolvido o conceito de equidade horizontal (Wagstaff e van Doorslaer, 2000). É esta última vertente da equidade que é abordada no presente estudo.

O objectivo deste artigo é o de avaliar a existência ou não de equidade na utilização de cuidados de saúde em Portugal, recorrendo à estimação e especificação de um modelo de classes latentes.

Esta metodologia permite gerar grupos (latentes) de indivíduos, que podem diferir entre si no grau de necessidade (não observado), permitindo assim analisar a existência de equidade separadamente em cada um destes grupos. Por exemplo, num cenário em que a população se divida em duas sub-populações latentes, se numa das classes se verificar a existência de iniquidade na utilização de cuidados de saúde relacionada, por exemplo com o rendimento, e na outra verificar-se a existência de equidade, então, uma especificação econométrica que não seja sensível à existência dessas sub-populações latentes, produzirá um resultado quanto à existência de equidade que será apenas uma média ponderada do que acontece em cada uma das sub-populações. A conclusão final dependerá assim da intensidade de equidade ou de iniquidade na sub-população latente dominante.

Os dados utilizados neste trabalho são provenientes do Inquérito Nacional de Saúde, 1998/99. Para medir a utilização de cuidados usamos o número total de consultas efectuadas num período de três meses. As variáveis explicativas são o rendimento, variáveis sócio económicas,



variáveis representativas do estado de saúde, para além de outras que podem influenciar a utilização de cuidados.

O presente artigo está organizado da seguinte forma: na secção 2, são abordadas questões metodológicas; na secção 3, apresentam-se os dados e variáveis; na secção 4, apresentam-se os principais resultados avançando-se possíveis explicações para os coeficientes gerados pelos modelos; enquanto que na secção 5 se discutem as implicações dos resultados em termos de política de saúde; e finalmente, na secção 6, apresentamos uma conclusão global.

2. Metodologia de Análise

2.1. Aspectos metodológicos em testes de existência de equidade

A avaliação da existência de equidade ou iniquidade relativa a uma dada variável, utilizando técnicas de regressão, pode ser apresentada nos seguintes termos: Seja m_i um indicador de consumo de cuidados de saúde do indivíduo i (por exemplo o número de consultas médicas num dado período de tempo), h_i o seu estado de saúde, r_i o seu rendimento, e finalmente, x_i um vector de características, do indivíduo i , determinantes do consumo de cuidados de saúde. Pretende-se estimar a equação de regressão que se especifica a seguir

$$m_i = \beta_0 + \beta_h h_i + \beta_r r_i + \beta_x' x_i + \epsilon_i \quad (1)$$

Naturalmente, para concluir acerca da existência ou inexistência de equidade relativa, por exemplo, ao rendimento, testa-se a hipótese estatística que a seguir se formula

$$H_0 : \beta_r = 0 \text{ vs } H_1 : \beta_r \neq 0$$

Na utilização desta técnica de regressão levantam-se, porém, algumas questões (Wagstaff e van Doorslaer, 2000).

Uma primeira questão é como medir h_i , encarada como uma proxy de necessidade. Neste artigo medimos estado de saúde principalmente através de um vector de variáveis que indicam a presença ou ausência de doença. Reconhecemos, contudo, que medir a saúde dos indivíduos desta forma não é o ideal pois estas medidas imperfeitas apenas reflectem uma parte do verdadeiro estado de saúde dos indivíduos. Assim, as dimensões de estado de saúde não observadas vão contribuir para a existência de heterogeneidade individual não observada, o que, como veremos adiante, terá de ser explicitamente incorporada no modelo de regressão a especificar.

Uma outra questão diz respeito à inclusão, na equação de regressão, de variáveis de interacção entre estado de saúde (h_i) e, por exemplo, rendimento (r_i). Se a equação de regressão não incluir o referido termo de interacção, isso equivale a assumir *a priori* que o resultado de equidade ou de iniquidade relativo ao rendimento é independente do estado de saúde dos indivíduos. O problema fundamental com a execução desta sugestão tem a ver, mais uma vez, com as dificuldades de medição da saúde através de inquéritos individuais. Como referido atrás, é comum avaliar a saúde através de um vector de variáveis, geralmente variáveis binárias, que conjuntamente dão alguma informação, mas que isoladamente pouco significam, donde é muito provável que as interacções entre cada uma destas variáveis e o rendimento não revelem qualquer significância estatística, indicando assim que os resultados de equidade, relativa ao rendimento, são independentes do estado de saúde do indivíduo¹. Contudo, estes resultados

1 De facto, estimámos alguns modelos de regressão em que introduzimos termos de interacção entre o rendimento e cada variável representativa do estado de saúde e concluímos pela inexistência de significância estatística.

podem ser enganadores e derivarem do modo como se está a medir estado de saúde. O adequado seria introduzir na equação de regressão a interação entre o rendimento e uma medida latente de estado de saúde cujo espectro fosse de muito doente a muito saudável, permitindo assim avaliar a equidade para a população dos doentes e para a população dos saudáveis.

Ultrapassados estes desafios metodológicos, pareceria simples especificar um modelo para avaliar a existência de equidade. Bastaria estimar o modelo de regressão [1] apresentado atrás. Contudo, a natureza da variável indicadora de consumo de cuidados de saúde condiciona a gama de opções do investigador relativamente ao modelo de regressão mais adequado.

No caso deste artigo a variável dependente tem características próprias que inviabilizam a utilização de modelos de regressão linear porque a variável a explicar – o número total de consultas médicas efectuadas num período de três meses – representa o número de eventos ocorridos num período de tempo, tomando apenas valores não negativos e inteiros. Consequentemente, as técnicas de máxima verosimilhança baseadas em distribuições de suporte discreto são potencialmente mais eficientes permitindo fazer inferência mais válida, relativamente ao que aconteceria se se usasse o modelo de regressão linear (Cameron e Trivedi, 1986; Grootendorst, 1995).

2.2. Modelos de regressão baseados em dados de contagem

O modelo de regressão de Poisson é o modelo de referência quando se trata de especificar modelos econométricos para variáveis dependentes inteiras e não negativas (Cameron e Trivedi, 1986; Mullahy, 1986).

Seja y_i a variável de contagem e $\mathbf{x}_i$ um vector ($k \times 1$) de variáveis independentes explicativas. O modelo de regressão de Poisson é obtido assumindo que a variável dependente ($y_i | \mathbf{x}_i$) segue uma distribuição de Poisson, cuja função de probabilidade é dada por

$$P(Y_i = y_i | \mathbf{x}_i) = \frac{\exp(-\lambda_i) \lambda_i^{y_i}}{y_i!} \quad y_i = 0, 1, 2, \dots \quad (2)$$

onde o parâmetro

$$\lambda_i = E(y_i | \mathbf{x}_i) = \exp(\mathbf{x}_i' \beta) \quad (3)$$

representa a média condicional da distribuição. Apesar de este ser o modelo de referência na análise de variáveis de contagem, raramente se tem mostrado adequado para modelar fenómenos que ocorrem na realidade que o sector da saúde representa. O modelo de regressão de Poisson impõe que o fenómeno subjacente se enquadre numa estrutura demasiado rígida, assumindo, por exemplo, a hipótese de 'equidispersão', ou seja a hipótese de igualdade entre a média e a variância condicionais da distribuição, ou seja

$$E(y_i | \mathbf{x}_i) = V(y_i | \mathbf{x}_i) \quad (4)$$

Vários estudos têm provado empiricamente que esta imposição do modelo raramente é verificada, sendo a situação mais corrente aquela em que variância condicional excede a média condicional, situação denominada por 'sobredispersão'. Uma outra constatação empírica na





análise de dados de contagem é a existência de uma maior proporção de zeros do que aquilo que é consistente com a distribuição de Poisson (Mullahy, 1997; Cameron e Trivedi, 1998), problema denominado como 'excesso de zeros'. Estes dois resultados empíricos, 'sobredispersão' e 'excesso de zeros', fazem com que a aplicação do modelo de regressão de Poisson não se tenha revelado adequada, sendo necessário especificar modelos alternativos que não imponham restrições tão exigentes.

Segundo vários autores, 'sobredispersão' e o 'excesso de zeros' são o efeito da existência de heterogeneidade individual não observada e não integrada na especificação do modelo (Grootendorst, 1995; Gourieroux e Visser, 1997; Mullahy, 1997). Assim, vários modelos de regressão alternativos têm sido propostos. Geralmente são modelos baseados em distribuições discretas mais gerais, que correspondem a especificações que integram um termo aleatório para representar a heterogeneidade não observada. Note-se que, no caso concreto da especificação de modelos explicativos da utilização de cuidados de saúde, é muito importante considerar a heterogeneidade não observada, que advém principalmente das limitações na medição do estado de saúde dos indivíduos.

Os modelos alternativos mais utilizados do ponto de vista das aplicações no âmbito da economia da saúde são o modelo Binomial Negativo (BINEG), o modelo de Barreira (modelo Hurdle na sua denominação original) e o modelo de Classes Latentes (MCL). Neste artigo vamos apenas considerar modelos de regressão binomiais negativos e de classes latentes.

2.2.1. Modelos de regressão baseados em dados de contagem

O modelo de regressão Binomial Negativo (BINEG) pode ser obtido a partir do modelo de regressão de Poisson incluindo na especificação da média deste último uma componente aleatória (contínua) para representar a heterogeneidade não observada. Marginalizando, e sob algumas condições acerca da distribuição dos factores não observados, obtém-se o modelo de regressão binomial negativo (Hausman et al., 1981; Cameron e Trivedi, 1986; Cameron e Trivedi, 1998; Winkelmann, 2003; Cameron e Trivedi, 2005).

A função de probabilidade deste é dada por

$$f(y_i | \mathbf{x}_i) = \frac{\Gamma(y_i + \eta_i)}{\Gamma(y_i + 1)\Gamma(\eta_i)} \left(\frac{\eta_i}{\lambda_i + \eta_i} \right)^{\eta_i} \left(\frac{\lambda_i}{\lambda_i + \eta_i} \right)^{y_i} \quad y_i = 0, 1, 2, \dots \quad (5)$$

onde $\Gamma(\cdot)$ representa a função Gama($\cdot$), $y_i = \exp(\mathbf{x}_i' \beta)$, $\eta_i = \left(\frac{1}{\alpha} \right) \lambda_i^k$ e o parâmetro $\alpha (> 0)$ mede o grau de sobredispersão. A constante k é arbitrária e determina a relação funcional existente entre a média e a variância condicionais, dadas respectivamente por

$$E(y_i | \mathbf{x}_i) = \lambda_i = \exp(\mathbf{x}_i' \beta) \quad \text{e} \quad V(y_i | \mathbf{x}_i) = \lambda_i + \alpha \lambda_i^{2-k} \quad (6)$$

Nas aplicações empíricas k é um parâmetro fixo. Fazendo $k = 1$ dá origem ao modelo de regressão binomial negativo I (BINEG I), enquanto que fazendo $k = 0$ obtém-se o modelo binomial negativo II (BINEG II). A diferença entre estas duas versões do modelo é a forma como se especifica a variância, que no caso do modelo binomial negativo I é especificada como uma função linear da média, enquanto que no caso da binomial negativa II, é especificada como uma função quadrática da média.

2.2.2. Modelo de Classes Latentes

Os modelos de classes latentes (MCL), também denominados modelos de mistura finita, são outra alternativa para incluir a heterogeneidade não observada (que se assume de natureza discreta) na especificação do modelo. Esta classe de modelos tem sido aplicada ao estudo de problemas de vários domínios desde há algum tempo (Gritz, 1993; Wedel et al., 1993; Wang et al., 1998). Foram Deb e Trivedi (1997) os pioneiros da aplicação desta metodologia ao estudo de problemas no âmbito da economia da saúde. São múltiplas as suas aplicações ao estudo e análise da utilização de cuidados de saúde. A título de exemplo, podemos citar, Deb e Trivedi (1997; 2002), Deb e Holmes (2000), Bago d'Uva (2005; 2006), Lourenço e Ferreira (2005), Sarma e Simpson (2006), entre outros.

A especificação de um modelo de classes latentes assume que a população está dividida em P sub-populações (latentes) em proporções (desconhecidas) $\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_P$, onde

$0 < \pi_p < 1, c = 1, \dots, P$ e $\sum_{c=1}^P \pi_c = 1$. A função de probabilidade do modelo com P -pontos de suporte é definida como,

$$f(y_i | \mathbf{x}_i; \theta) = \sum_{c=1}^P \pi_c f_c(y_i | \mathbf{x}_i, \theta_c) \quad (7)$$

Nesta especificação os π_c são parâmetros a estimar juntamente com todos os outros parâmetros do modelo, e $\pi_p = 1 - \sum_{c=1}^{P-1} \pi_c$. As funções de probabilidade $f_c(y_i | \mathbf{x}_i, \theta_c)$ são denominadas as distribuições componentes da mistura. Apesar destas poderem ser especificadas como pertencendo a diferentes famílias de funções probabilidade, as aplicações práticas têm privilegiado as especificações onde estas distribuições pertencem à mesma família.

A utilização do modelo MCL requer que se escolha, por um lado, o número de classes latentes, e por outro lado, uma forma funcional para as distribuições componentes da mistura. Neste artigo consideramos apenas modelos com duas classes latentes. Esta opção deve-se a que, por um lado, a maior parte dos resultados empíricos obtidos sugerem que duas classes são suficientes para um bom ajustamento estatístico (Deb e Trivedi, 1997; Deb e Holmes, 2000; Deb e Trivedi, 2002; Atella et al., 2004; Bago d'Uva, 2005; Lourenço e Ferreira, 2005)², por outro lado, mais do que duas classes latentes poderia levar a uma sobreparameterização do modelo com a consequente instabilidade no processo de estimação³. Relativamente à forma funcional para as distribuições componentes consideramos funções de probabilidade da família binomial negativa, ambas as versões, BINEG I e BINEG II (Deb e Trivedi, 1997; Deb e Holmes, 2000; Gerdtham e Trivedi, 2001; Deb e Trivedi, 2002; Bago d'Uva, 2006).

Deb e Trivedi (1997; 2002) e Wedel et al. (1993) apresentam um conjunto de vantagens desta especificação sobre outras especificações mais standard. Destas vantagens destacamos a sua simplicidade conceptual e o facto de ser uma abordagem semi-paramétrica, no sentido em que não é necessário especificar qualquer distribuição que governe o termo aleatório que representa a heterogeneidade não observada. Mais importante, esta especificação fornece uma representação natural e intuitiva da heterogeneidade não observada num número finito de classes latentes, em que cada uma delas pode ser vista como um grupo ou tipo de indivíduos que partilham certas características não observadas (Cameron e Trivedi, 1998). A geração das classes, ou segmentos da população, é motivada por factores que contribuem para explicar a

2 Contudo, pelo menos dois estudos concluíram que três classes latentes seriam o número apropriado (Deb, 2001; Bago d'Uva, 2005).

3 De facto, em algumas experiências tentámos estimar modelos com três classes latentes encontrando dificuldades no processo de optimização.





utilização de cuidados de saúde, mas que não são observados. Deb e Trivedi (2002) argumentam que a heterogeneidade não observada que gera as classes latentes é constituída por aspectos do estado de saúde de longo prazo não 'representados' de forma completa pelas variáveis de estado de saúde existentes nos inquéritos. Como os mesmos autores referem, no caso de duas populações latentes, uma delas será vista como a população dos 'doentes', caracterizada por conter indivíduos com um elevado consumo de cuidados de saúde, e a população dos indivíduos 'saudáveis', formada por indivíduos que apresentam, em média, uma baixa utilização de cuidados médicos. Finalmente, uma outra vantagem dos MCLs é que permitem enriquecer as análises do ponto de vista da interpretação dos resultados. Nesta realidade conceptual, para além da análise dos resultados com o objectivo de fazer inferência para a (*super*)população, esta metodologia, ao permitir estimar os parâmetros de distribuições associadas a diferentes grupos latentes, permite-nos fazer um estudo parcelar por sub-população.

Do ponto de vista do estudo da equidade, tal como referido na parte introdutória desta secção, também os modelos de classes latentes apresentam a vantagem de poderem ser interpretados como um modelo de regressão em que existem variáveis de interacção entre todos os regressores e as P medidas compósitas de estado de saúde (não observadas) que caracterizam os indivíduos pertencentes a cada classe latente. Assim, o modelo de classes latentes permite avaliar o impacto das variáveis de não necessidade em cada uma das classes latentes cujos indivíduos são caracterizados por um determinado estado de saúde não observado.

Os MCLs são estimados recorrendo ao método da máxima verosimilhança, cuja função foi programada e maximizada recorrendo ao Stata 9.0.

3. Dados e Variáveis

Todos os resultados empíricos apresentados neste artigo são baseados em dados do Inquérito Nacional de Saúde (INS), levado a cabo pelo Instituto Nacional de Saúde Dr. Ricardo Jorge. Foram inquiridos entre Outubro de 1998 e Setembro de 1999 48,606 indivíduos. O INS fornece-nos dados socioeconómicos, de estilos de vida, indicadores de estado de saúde, bem como dados acerca da utilização dos serviços de saúde, tudo isto a um nível individual, o que torna este inquérito um importante instrumento para analisar, por entre outras, a vertente económica dos cuidados de saúde (Ministério da Saúde – Instituto Nacional de Saúde, 1999).

Apesar de a amostra completa relativa ao INS incluir informação relativa a 48,606 indivíduos, os nossos resultados baseiam-se numa amostra mais reduzida, de 42,501. Por um lado eliminámos todos os indivíduos que indicaram serem subscritores de um seguro de saúde privado (cerca de 4.8% da amostra total) e por outro eliminámos também todos os registos com *missing values* em alguma das variáveis consideradas na análise. Os beneficiários de seguros de saúde de natureza privada foram excluídos para evitar os possíveis problemas de endogeneidade associados a esta variável (Cameron *et al.*, 1998).

Como variável indicadora do consumo de cuidados médicos usámos o número total de consultas realizadas ao médico nos três meses anteriores à realização da entrevista. Esta variável apresenta uma média de 1.29 consultas por período de três meses, com uma variância de 4.24. A Tabela 1 apresenta a distribuição empírica da variável dependente.

Tabela 1 – Distribuição empírica da variável dependente

Número de consultas	Freq. Relativa (%)
0	46.01
1	23.75
2	12.4
3	9.19
4	3.25
5	1.92
6	1.61
7	0.4
8	0.32
9	0.11
10	0.4
11	0.03
12	0.28
13	0.03
14	0.01
15	0.09
> = 16	0.19
Média	1.29
Variância	4.24
Variância/média	3.29
N	42.501



De notar a elevada percentagem de indivíduos sem qualquer consulta num período de três meses, e ainda o facto de apenas aproximadamente 5% dos indivíduos terem tido quatro ou mais consultas em três meses. Por uma questão de espaço, não é apresentada a cauda da distribuição, contudo, é de referir que alguns indivíduos (0.04%) referiram ter consultado o médico 30 vezes num período de três meses.

A Tabela 2 contém a lista dos regressores, que naturalmente assumimos como determinantes do número de consultas. A escolha destas variáveis baseia-se principalmente no modelo de Grossman (Grossman, 1972; Muurinen, 1982; Wagstaff, 1986). Estas variáveis aparecem agrupadas em cinco diferentes categorias: variáveis demográficas e socioeconómicas, variáveis de estado de saúde, de oferta de cuidados, um quarto grupo de variáveis que reflecte o tipo de cobertura de “seguro de saúde”. Finalmente, o quinto grupo reflecte a estação do ano em que decorreu o período de observação.

**Tabela 2 – Definição das variáveis independentes e estatísticas descritivas**

Nome da Variável	Definição da Variável	Média	d.p.	Min	Max
<i>Demográficas e socioeconómicas</i>					
Idade [/10]	Idade, em anos, dividido por 10	4.24	2.33	0	10.3
Idade_quadrado	O quadrado da idade	-	-	-	-
Feminino	= 1 se feminino	0.53	0.50	0	1
Casado	= 1 se casado	0.54	0.50	0	1
Educação	Número de anos de escolaridade; no caso de indivíduos menores de idade – escolaridade dos pais	5.91	4.29	0	24
Reformado	= 1 se reformado	0.20	0.40	0	1
Desempregado	= 1 se desempregado	0.03	0.17	0	1
(log) Rendimento	Logaritmo do rendimento mensal equivalente em centenas de euros	1.07	0.68	-1.46	3.22
Norte	= 1 se reside na região Norte	0.31	0.46	0	1
Centro	= 1 se reside na região Centro	0.20	0.40	0	1
LTV	= 1 se reside em Lisboa e Vale do Tejo	0.25	0.43	0	1
Alentejo	= 1 se reside na região do Alentejo	0.12	0.32	0	1
area_rural	= 1 se reside numa freguesia rural	0.17	0.38	0	1
Não_trabalha	= 1 se não trabalhou nas duas semanas anteriores à entrevista	0.59	0.49	0	1
<i>Estado de Saúde</i>					
Diabetes	= 1 se sofre da diabetes	0.06	0.23	0	1
Insulina	= 1 se é dependente de insulina	0.006	0.08	0	1
Hipertensão	= 1 se sofre de hipertensão	0.18	0.38	0	1
Asma	= 1 se sofre de asma	0.06	0.24	0	1
Bronquite	= 1 se sofre de bronquite	0.03	0.17	0	1
Alergia	= 1 se sofre de alguma alergia	0.14	0.35	0	1
Costas	= 1 se sofre de dores nas costas	0.41	0.49	0	1
Doente_LP	= 1 se sofre de alguma doença por mais de três meses	0.01	0.10	0	1
Doente_CP	= 1 se esteve doente nas duas semanas anteriores à entrevista	0.34	0.48	0	1
Limitação	= 1 se sofre de alguma limitação impeditiva de algumas actividades físicas	0.04	0.21	0	1
Stress	= 1 se tomou comprimidos para dormir nas duas semanas anteriores à entrevista	0.11	0.32	0	1
Nunca_fumou	= 1 se nunca fumou	0.63	0.48	0	1
Sedentário	= 1 se actividade diária não envolve actividade física	0.61	0.49	0	1

(cont.)

Nome da Variável	Definição da Variável	Média	d.p.	Min	Max
Exercício_moderado	= 1 se pratica desporto moderado pelo menos 4 horas por semana	0.15	0.36	0	1
Oferta					
Médicos_1000_hab	Número de médicos por 1000 habitantes na região de residência	2.77	2.22	0.58	9.15
Seguro de saúde					
SNS	= 1 se beneficiário apenas do SNS	0.85	0.36	0	1
ADSE	= 1 se beneficiário da ADSE	0.09	0.29	0	1
Sazonalidade					
Inverno	= 1 se período de observação é no Inverno	0.25	0.43	0	1
Primavera	= 1 se período de observação é na Primavera	0.25	0.43	0	1
Verão	= 1 se período de observação é no Verão	0.24	0.43	0	1

A maior parte dos regressores incluídos no grupo de variáveis socioeconómicas e demográficas são auto-explicativos, tanto na sua construção como nas razões para a sua inclusão como determinantes da procura de cuidados de saúde.

A idade do indivíduo (também ao quadrado na equação de regressão) é incluída para controlar a taxa de depreciação do stock de saúde, que aumenta com a idade. Alguns autores referem ainda que a idade deve ser incluída como proxy do estado de saúde do indivíduo (Bago d'Uva, 2005). O género ('feminino'), o estado civil ('casado') e o nível de escolaridade ('educação') são três factores que podem influenciar tanto a taxa de depreciação do stock de saúde como a eficiência na produção de saúde (Wagstaff, 1986), pelo que são geralmente importantes variáveis a ter em conta neste tipo de estudos. No nosso estudo a 'educação' é medida pelo número de anos de escolaridade do indivíduo, ou, no caso de menores, do adulto com mais anos de escolaridade que reside com o menor, geralmente um dos pais.

As variáveis, 'reformado', 'desempregado' e 'não_trabalha', podem ser consideradas como indicadoras do custo de oportunidade do tempo na utilização de cuidados médicos. Um outro regressor considerado é o rendimento. De acordo com Grossman (1972) a utilização de cuidados de saúde tende a aumentar com o rendimento, que na nossa aplicação é representado pelo rendimento equivalente. Esta variável foi construída a partir das classes de rendimento de cada agregado familiar. Para cada agregado familiar calculou-se o número de adultos equivalentes (AE), utilizando a escala modificada da OCDE que atribui uma ponderação de 1 ao primeiro adulto do agregado familiar e de 0.5 aos restantes, sendo as crianças (≤ 14 anos) ponderadas com 0.3. Assim, o número de adultos equivalentes do agregado é dado por $AE = 1 + 0.5 \times (A - 1) + 0.3 \times C$, onde A representa o número de adultos do agregado familiar e C o número de crianças. Assim, admitindo que a marca da classe de rendimento é representativa do rendimento do agregado familiar, calculámos o rendimento equivalente do indivíduo i como $RE_i = \frac{R}{AE}$ onde R representa a marca da classe de rendimento do agregado

familiar e AE o número de adultos equivalentes⁴. O último factor no grupo socioeconómico incluído como regressor no nosso modelo é o local de residência. Temos por um lado variáveis

4 Para a última classe de rendimento, ilimitada superiormente, considerou-se um rendimento de 2494 €.



que reflectem a área de residência em termos regionais ('norte', 'centro', 'lvt', 'alentejo' e 'algarve'- categoria excluída), e por outro, uma variável que reflecte a freguesia de residência em termos de rural vs urbana ('area_rural'). Esta variável foi construída a partir da classificação, realizada pelo INE, de cada freguesia em predominantemente urbana, medianamente urbana e predominantemente rural (Instituto Nacional de Estatística, 1999). Após classificar cada indivíduo como residente num e num só tipo de freguesia, fundimos as categorias predominantemente urbana e medianamente urbana.

Relativamente ao segundo tipo de variáveis incluídas, aquelas que reflectem o estado de saúde do indivíduo, para além das variáveis representativas do estado de saúde, que são apresentadas na Tabela 2, é comum utilizar o estado de saúde auto-avaliado, medido numa escala ordinal⁵. Contudo, como o estado de saúde é avaliado após a consulta, e se esta teve alguma utilidade, é provável que tal melhore a percepção do doente sobre o seu estado de saúde. Por outro lado, o indivíduo recebe informação adicional do médico, e poderá reavaliar o seu estado de saúde em função da nova informação que recebe. Existe assim a possibilidade de esta variável ser endógena, pelo que optámos por não a utilizar. Note-se que Windmeijer e Santos-Silva (1997) sugerem precisamente esta possibilidade.

Relativamente à oferta de cuidados de saúde, foi possível construir um indicador de oferta de cuidados médicos a nível de NUT III. Com dados do Instituto Nacional de Estatística foi possível obter o número total de médicos, em cada NUT III, para o ano de 1999, bem como a população de cada NUT III. Incluímos assim como variável indicadora da oferta de cuidados médicos, o número de médicos por 1000 habitantes ('Médicos_1000_hab').

Finalmente, um importante factor que contribui decisivamente para explicar as diferenças de comportamento individual em matéria de consumo de cuidados médicos é o tipo de cobertura de seguro de saúde que o indivíduo possui. No nosso caso, inserimos duas variáveis, cobertura apenas pelo Serviço Nacional de Saúde e cobertura pela ADSE⁶, sendo omitida a categoria que agrega todos os restantes subsistemas de saúde, designada por OSS (outros sub-sistemas). É de referir por fim que ser beneficiário de um subsistema de saúde, tanto da ADSE como de um dos subsistemas do grupo OSS, está associado ao tipo de emprego do indivíduo, pelo que no nosso estudo as variáveis que reflectem o tipo de seguro de saúde são exógenas.

4. Resultados e Discussão

Neste artigo foram estimados quatro modelos de regressão alternativos: dois modelos de regressão BINEG I e BINEG II, bem como dois modelos de classes latentes com duas classes e distribuições componentes BINEG I e BINEG II, modelos denominados, respectivamente, por MCL_BNI e MCL_BNII. Para determinar que modelo apresenta o melhor comportamento em termos estatísticos, utilizámos duas metodologias alternativas. Por um lado, comparámos os modelos através da execução de testes de Vuong (1989), e por outro lado, usámos critérios de selecção de modelos baseados na verosimilhança, com penalidades para o número de parâmetros. Para cada modelo, calculámos o critério de informação bayesiano [$BIC = -2\log L + k \log(N)$] e o critério consistente de informação de Akaike [$CAIC = -2\log L + k(1 + \log(N))$] onde $\log L$ representa o máximo valor da verosimilhança, k é o número de parâmetros do modelo e N é o tamanho da amostra. Do ponto de vista deste critério, os modelos com menores valores para estas estatísticas são preferíveis (Sin e White, 1996; Cameron e Trivedi, 2005).

Relativamente aos resultados da aplicação dos testes de Vuong, os modelos BINEG II e MCL_BNII foram ambos rejeitados quando comparados, respectivamente, com os modelos, BINEG I e MCL_BNI ($V1 = -6.71$ e $V2 = -10.5$).

5 Por limitações de espaço, optamos por não fazer uma descrição exaustiva das variáveis de estado de saúde incluídas como regressores. A tabela 2 fornece a informação que consideramos relevante.

6 A ADSE, como se sabe, é o subsistema de saúde dos funcionários públicos e seus dependentes.

Relativamente à comparação dos modelos utilizando o outro critério, a Tabela 3 apresenta os resultados:

Tabela 3 – Log L, BIC e CAIC de vários modelos estimados					
Modelo	N	Param	Log-likelihood	BIC	CAIC
BINEG I	42,501	36	-61,83711	124,057.9	124,093.9
MCL_BNI	42,501	73	-61,17076	123,119.5	123,192.5
BINEG II	42,501	36	-62,20067	124,785.0	124,821.0
MCL_BNII	42,501	73	-61,38950	123,557.0	123,630.0

Os resultados apresentados na tabela anterior revelam que o modelo BINEG I é preferível relativamente ao modelo BINEG II, pois observa-se que o primeiro apresenta os menores valores para as estatísticas BIC e CAIC. O mesmo acontece na comparação entre os modelos MCL_BNI e MCL_BNII, onde a especificação com menores valores BIC e CAIC é o modelo MCL_BNI.

A combinação destes resultados sugere pois que os modelos baseados na distribuição BINEG I são aqueles que apresentam um melhor ajustamento aos dados, pelo que é desses que apresentamos (ver Tabela 4) as estimativas que são analisadas e discutidas neste artigo⁷.

Tabela 4 – Estimativas dos parâmetros do modelo com duas classes latentes e respectivos desvios padrão robustos

Modelo de Classes Latentes: BINEGI como distribuições componentes		
N = 42.501	Classe I utilizadores recorrentes (13.8%)	Classe II utilizadores ocasionais (86.2%)
Constante	-0.282 (0.309)	-0.826 (0.07)
Socioeconómicas e Demográficas		
Idade [/10]	0.044 (0.129)	-0.095 (0.028)
Idade_quadrado	-0.013 (0.015)	0.012 (0.003)
Feminino	-0.065 (0.074)	0.202 (0.019)
Casado	0.085 (0.103)	0.177 (0.022)
Educação	0.009 (0.012)	0.009 (0.003)
Reformado	0.261 (0.13)	0.118 (0.029)
Desempregado	0.212 (0.159)	-0.115 (0.053)
(log) Rendimento	0.069 (0.059)	0.042 (0.014)
Norte	-0.067 (0.11)	0.211 (0.031)
Centro	0.185 (0.113)	0.294 (0.031)
LVT	-0.046 (0.125)	0.221 (0.032)
Alentejo	-0.03 (0.118)	0.205 (0.033)
Área_rural	-0.062 (0.093)	-0.091 (0.023)
Não_trabalha	0.397 (0.12)	0.149 (0.027)
Estado de Saúde		
Diabetes	0.276 (0.151)	0.262 (0.027)

(cont.)

7 As estimativas relativas ao modelo BINEG I serão enviadas a quem as requerer.



N = 42.501	Classe I utilizadores recorrentes (13.8%)	Classe II utilizadores ocasionais (86.2%)
Insulina	0.929 (0.197)	0.178 (0.062)
Hipertensão	0.167 (0.097)	0.285 (0.02)
Asma	0.338 (0.121)	0.094 (0.028)
Bronquite	-0.021 (0.237)	0.123 (0.044)
Alergia	0.278 (0.086)	0.156 (0.02)
Costas	0.189 (0.095)	0.206 (0.021)
Doente_LP	0.967 (0.19)	0.693 (0.051)
Doente_CP	0.971 (0.09)	0.551 (0.023)
Limitação	0.503 (0.103)	-0.074 (0.036)
Stress	0.548 (0.089)	0.315 (0.021)
Nunca_fumou	-0.218 (0.081)	-0.084 (0.018)
Sedentário	0.139 (0.1)	-0.001 (0.026)
Exercício_moderado	0.005 (0.128)	-0.051 (0.031)
Oferta		
Médicos_1000_hab	0.041 (0.017)	0.004 (0.004)
Seguro de saúde		
SNS	-0.145 (0.133)	-0.106 (0.031)
ADSE	-0.199 (0.163)	-0.09 (0.037)
Sazonalidade		
Inverno	-0.088 (0.083)	0.052 (0.021)
Primavera	0.063 (0.085)	0.112 (0.021)
Verão	-0.16 (0.096)	0.081 (0.023)
α	4.262 (0.351)	0.507 (0.035)

Começamos então por avaliar em que medida a utilização de cuidados de saúde é influenciada pelos diversos factores considerados neste estudo. Damos especial atenção ao modelo de classes latentes, começando por analisar as estimativas obtidas com este modelo, pois, como demonstrado pelos resultados da comparação dos vários modelos, este é o modelo que apresenta o melhor ajustamento estatístico.

Os nossos resultados sugerem que a população pode ser dividida em duas classes latentes, caracterizadas em primeiro lugar por apresentarem diferentes proporções de indivíduos. Uma classe latente (seja a I) inclui 13.8% dos indivíduos enquanto que a outra (seja a II) inclui os restantes 86.2%. Numa tentativa de ir mais além na caracterização destas classes, estimámos a utilização de consultas (baseadas no modelo) prevista em cada classe latente⁸. Os resultados revelam que a classe latente I apresenta uma utilização média de 4.29 consultas por período de três meses, enquanto que a outra classe, a designada por II, apresenta uma utilização média estimada em 1.13 consultas. Assim, baseando-nos nestes valores, sugerimos que a classe latente I seja designada como a classe dos utilizadores recorrentes de cuidados de saúde, enquanto que a classe latente II se designe por classe latente dos utilizadores ocasionais de cuidados de saúde.

8 A média de cada indivíduo da classe j foi estimada utilizando $E(y_j | x_j, \beta_j) = \exp(x_j' \beta_j)$. A média da população latente j é a média simples da distribuição das médias individuais.

Uma consequência da dificuldade em medir a necessidade de cuidados de saúde é, como refere Deb e Holmes (2000), que as diferenças ao nível da necessidade tornam-se uma importante fonte de heterogeneidade não observada nos estudos empíricos. Os modelos de classes latentes, ao modelarem explicitamente esta heterogeneidade não observada, produzem sub-populações mais homogêneas do ponto de vista da necessidade. Assim, uma interpretação que tem vindo a ser defendida é a de que a classe dos utilizadores recorrentes representa o grupo de indivíduos com maior necessidade (que são geralmente designados por 'doentes'), sendo a classe dos utilizadores ocasionais representativa dos indivíduos com menor necessidade (geralmente designados por 'saúdáveis') (Deb e Trivedi, 1997; 2002).

Numa tentativa de dar suporte a esta classificação das classes latentes em 'doentes' vs 'saúdáveis' seguimos a metodologia sugerida por Atella *et al.* (2004), que permite identificar os factores determinantes da pertença a cada classe latente. Assim, começámos por estimar a probabilidade *à posteriori* de o indivíduo i ($i=1,2,\dots,N$) pertencer à classe j ($j = 1,2$), de acordo com,

$$P(I_i \in C_j | Y_i = y_i, \mathbf{x}_i, \beta) = \frac{\pi_j^* f_j(Y_i | \mathbf{x}_i, \beta_j)}{\sum_{k=1}^2 \pi_k^* f_k(Y_i | \mathbf{x}_i, \beta_k)} \quad j = 1, 2 \quad (8)$$

O indivíduo i é classificado como pertencente à classe latente j se, e só se,

$$P(I_i \in C_j | Y_i = y_i, \mathbf{x}_i, \beta_j) \geq P(I_i \in C_k | Y_i = y_i, \mathbf{x}_i, \beta_k), \quad \forall_{k=1,2, e j \neq k} \quad (9)$$

De seguida estimámos um modelo de regressão probit em que a variável dependente é uma variável binária que vale 1 se o indivíduo pertence à classe latente dos utilizadores ocasionais e zero caso contrário, e as variáveis independentes são as que constam na Tabela 2. Os resultados são apresentados na Tabela 5.

Tabela 5 – Resultados de um modelo probit para explicar os factores determinantes de afectação à classe latente dos utilizadores ocasionais

Variáveis	Coef	p
Socioeconómicas e Demográficas		
Idade [10]	-0.100	0.018
Idade_quadrado	0.018	0.000
Feminino	0.168	0.000
Casado	0.022	0.581
Educação	-0.001	0.815
Reformado	-0.073	0.198
Desempregado	-0.214	0.006
(log) Rendimento	-0.017	0.554
Norte	0.147	0.006
Centro	0.011	0.840
LTV	0.116	0.040
Alentejo	0.085	0.190
Área_rural	-0.036	0.414

(cont.)



Variáveis	Coef	p
Não_trabalha	-0.249	0.000
Estado de Saúde		
Diabetes	-0.038	0.567
Insulina	-0.586	0.000
Hipertensão	0.056	0.199
Asma	-0.141	0.011
Bronquite	-0.041	0.606
Alergia	-0.058	0.167
Costas	-0.060	0.114
Doente_ip	-0.341	0.001
Doente_cp	-0.494	0.000
Limitação	-0.436	0.000
Stress	-0.218	0.000
Não_fuma	0.092	0.012
Sedentário	-0.114	0.028
Exercício_moderado	-0.066	0.296
Oferta		
Médicos_1000_hab	-0.021	0.005
Seguro de saúde		
SNS	0.019	0.789
ADSE	0.043	0.607
Sazonalidade		
Inverno	0.109	0.013
Primavera	-0.001	0.989
Verão	0.142	0.002

Os resultados mostram que as variáveis que reflectem o estado de saúde dos indivíduos contribuem para explicar a afectação às classes latentes, mostrando que a presença de doença é um factor que diminui a probabilidade de afectação à classe dos utilizadores ocasionais. Note-se que as variáveis 'Insulina', 'asma', 'doente_ip', 'doente_cp', 'limitação' e 'stress' apresentam significância estatística e sinal negativo. Os resultados mostram ainda que para além do estado de saúde outros factores explicam a probabilidade de pertencer à classe dos utilizadores ocasionais, nomeadamente a idade (através de uma parábola), o género ('feminino' +), a ocupação ('desempregado' – e 'não_trabalha' –) e a região de residência ('norte' +).

Em suma, dada a importância das variáveis que reflectem o estado de saúde na explicação da probabilidade de afectação às classes latentes, conjugado com a sua interpretação (apresentam um sinal negativo), podemos concluir que a classe latente dos utilizadores recorrentes é formada pelos indivíduos 'doentes' e que a outra classe é formada pelos indivíduos 'saúdáveis'.

Retomando a nossa análise do efeito dos regressores na utilização dos cuidados de saúde (ver tabela 4), constata-se que as variáveis do estado de saúde têm um impacto estatisticamente significativo sobre a utilização de consultas, tanto na classe I como na classe II. O teste de igualdade do vector dos coeficientes (das variáveis de estado de saúde) associado a cada classe latente revelou diferenças estatisticamente significativas ($p < 0.001$), indicando que esta classe de regressores desempenha um papel diferente em cada classe.

Consoante as variáveis medem a existência de doença (por exemplo, diabetes, asma, etc.) ou a adopção de estilos de vida saudáveis (por exemplo, nunca fumou), o impacto das variáveis do estado de saúde sobre a utilização é positivo ou negativo. Estes resultados são conforme o esperado e são compatíveis com o conceito de equidade vertical, embora esteja fora do âmbito do presente estudo, avaliar se as diferenças na utilização são proporcionais às diferenças na necessidade. Estes resultados significam também que as variáveis do estado de saúde utilizadas no estudo captam diferenças de necessidade dentro do grupo dos 'doentes' bem como dentro do grupo dos 'saudáveis'.

Relativamente às restantes variáveis explicativas, o seu impacto é, em termos gerais, estatisticamente significativo apenas na classe dos utilizadores ocasionais. Note-se que, também para o caso das variáveis que reflectem os factores socioeconómicos e demográficos, o teste de igualdade do vector dos coeficientes associado a cada classe latente revelou diferenças estatisticamente significativas ($p < 0.001$), sugerindo que globalmente estes factores têm um impacto diferente sobre a utilização de cuidados em função da classe a que dizem respeito.

Quanto ao sinal do impacto das variáveis demográficas sobre a utilização de cuidados pelos indivíduos 'saudáveis', os resultados são globalmente conforme o esperado. As mulheres utilizam mais cuidados de saúde do que os homens, com Deb e Trivedi (1997) e também Acton (1975) a argumentarem que os homens tendem a esperar mais até tomarem a decisão de procurar cuidados de saúde e que quando o fazem, a sua necessidade entretanto aumentou; assim, faz algum sentido que, no contexto da procura de cuidados de saúde por indivíduos 'saudáveis', os homens procurem menos cuidados por tratar-se de situações associadas a estados de saúde menos graves. O ser reformado ou desempregado implica uma maior utilização de cuidados (nestes casos, a maior disponibilidade de tempo, ou dito de outro modo, um menor custo de oportunidade, pode funcionar como um incentivo à utilização de cuidados). O ser casado tem também um impacto positivo sobre o número de consultas (uma possível explicação pode estar relacionada com o facto do indivíduo saber que a sua saúde tem impacto não só sobre o seu próprio bem estar como também sobre o bem estar dos restantes membros do agregado familiar, e assim sendo, existe um incentivo adicional para procurar os serviços de saúde; ou, no caso do indivíduo descurar o seu estado de saúde, pode existir algum estímulo/pressão exterior por parte do cônjuge no sentido de obter tratamento). O facto de viver no Norte, Centro, Lisboa e Vale do Tejo ou Alentejo, implica uma maior utilização de cuidados face aos residentes no Algarve. Viver numa área rural implica a utilização de menos 0.091 consultas por comparação com as áreas urbanas. O efeito do local de residência pode advir da variação ao nível das preferências ou ao nível da oferta de cuidados. Por fim, os anos de escolaridade afectam positivamente a utilização de cuidados. No entanto, os efeitos são semelhantes nas duas classes. Se aceitarmos que diferentes níveis de escolaridade representam diferentes graus de informação, seria de esperar um maior impacto da educação sobre a utilização no caso dos cuidados mais de carácter preventivo (classe II). Embora também se possa argumentar que indivíduos mais informados são mais eficientes a 'produzir saúde', necessitando por essa via de menos consultas para obter os mesmos resultados. Pode assim existir alguma compensação entre estes efeitos.

O tipo de cobertura de seguro é significativo na explicação da utilização de consultas para o caso do SNS comparado com outros subsistemas para além da ADSE, sendo o efeito de sinal negativo. Isto é, ter uma cobertura do SNS, implica uma utilização de menos 0.106 consultas, por parte dos indivíduos 'saudáveis', quando comparados com os indivíduos também 'saudáveis' e com uma cobertura de outros subsistemas, excepto ADSE.

A tabela 6 apresenta alguns resultados estimados para a população total através do modelo de classes latentes bem como do modelo binomial negativo.



**Tabela 6 – Efeito de diversos factores na utilização de cuidados de saúde estimados por duas especificações alternativas**

	BINEGI	MCL_BNI		
	Efeito total População	Utilizadores recorrentes	Utilizadores ocasionais	Efeito total População
Elasticidade – rendimento	0.045**	0.070	0.042**	0.048**
Efeito Educação	0.011**	0.037	0.010**	0.011**
Área_rural	-0.107**	-0.658	-0.100**	-0.106**
Efeito SNS	-0.143**	-0.260	-0.124**	-0.156**

** Estatisticamente significativo ao nível de 1%

Nota: Os desvios-padrão (não apresentados) destas estimativas foram calculados recorrendo ao método de Delta.

Estes resultados permitem-nos concluir que a significância estatística das variáveis explicativas não se altera de um modelo para outro, quando se considera a população total. Os efeitos marginais produzidos pelo modelo binomial negativo e pelo modelo de classes latentes são semelhantes, sendo que em alguns casos são mesmo reforçados quando se passa do primeiro modelo para o segundo. Assim, confirma-se a presença de iniquidade horizontal na prestação de cuidados de saúde. O modelo de classes latentes sugere, no entanto, que esta iniquidade resulta em particular das diferenças na utilização de cuidados de saúde verificadas na classe dos utilizadores ocasionais.

5. Implicações para a política de saúde

Se atentarmos aos resultados produzidos, quer pelo modelo binomial negativo quer pelo modelo de classes latentes, para a população no seu todo, conclui-se que de facto persistem factores inibidores da utilização de cuidados de saúde, não relacionados com a necessidade, e que contrariam os objectivos de equidade da política de saúde em Portugal. A aplicação do modelo de classes latentes permitiu no entanto refinar estes resultados, revelando uma situação curiosa: o impacto do rendimento e das variáveis demográficas sobre a utilização de cuidados de saúde é no geral significativo para o caso da classe II, isto é, para o caso dos utilizadores ocasionais, enquanto que para o grupo dos utilizadores recorrentes, aquele impacto não é significativo. Do ponto de vista da política de saúde, este é um resultado pertinente e que não havia ainda sido relatado por outros estudos empíricos, em Portugal.

Uma possível explicação para aquela diferença entre as classes reside nos diferentes tipos de cuidados envolvidos nas duas situações. Se a proporção dos cuidados preventivos, relativamente aos cuidados curativos, for maior na classe dos 'saúdáveis' do que na classe dos 'doentes', então o resultado atrás referido adquire algum significado. Parece razoável admitir que variáveis como o rendimento ou o local de residência exerçam um efeito restritivo no acesso aos cuidados de saúde sobretudo quando a urgência destes cuidados, ou a gravidade da doença, se coloca com menos intensidade. Uma vez atingido determinado patamar em termos de necessidade, essas eventuais barreiras tenderão a ser ultrapassadas.

Estes resultados sugerem que as diligências no sentido de alcançar maior equidade na utilização de cuidados de saúde, devem centrar-se na classe dos utilizadores ocasionais. Mais, se uma maior utilização de cuidados preventivos originar, posteriormente, menos episódios de doença e com menor gravidade, então, reduzir as diferenças no consumo de cuidados preventivos é não só uma questão de equidade horizontal na utilização de cuidados, como também uma forma de evitar que os 'pobres' adoeçam sistematicamente mais do que os 'ricos', o que em si mesmo pode ser visto como uma forma de iniquidade em saúde. Como dizia Daniels (1985), um maior consumo de cuidados (curativos) de saúde não compensa um maior

risco de doença. Mas neste caso a discussão sobre a equidade desvia o seu enfoque dos processos (cuidados de saúde) para os resultados (o próprio estado de saúde).

É claro que, embora a face mais visível e mensurável do acesso seja a própria utilização dos cuidados de saúde, a opção de considerar que igual utilização representa igual acesso não está isenta de limitações. Por exemplo, uma igual utilização não significa necessariamente que os custos (monetários ou de tempo) subjacentes sejam iguais. Assim, o facto de indivíduos 'doentes' e com diferentes rendimentos ou locais de residência utilizarem os mesmos cuidados de saúde, não significa que o esforço realizado, para obterem os cuidados efectivamente recebidos, tenha sido o mesmo. Ao medirmos a equidade pela utilização de cuidados, estamos implicitamente a aceitar que, em última instância, o que é realmente relevante do ponto de vista da equidade é que a utilização seja igual dentro de cada grupo de necessidade.

Por outro lado, ao medirmos a equidade tendo em conta todos os cuidados de saúde recebidos, exigindo que, para que exista equidade, exista igualdade na utilização, estamos a admitir que todos estes cuidados são necessários. É no entanto razoável admitir a existência de utilização excedentária, face à necessidade.

Na verdade, e no que diz respeito à medição da necessidade, a dificuldade começa desde logo com a sua definição conceptual, existindo para esse efeito diversas alternativas (ver a este respeito Culyer e Wagstaff, 1993). Tem sido comum, nos estudos empíricos, medir-se a necessidade pela presença/ausência de doença (*ill-health*). No presente estudo, recorre-se a um conjunto de variáveis do estado de saúde de forma a controlar precisamente o grau de necessidade de cuidados de saúde. Uma das limitações apontadas a esta interpretação de necessidade tem que ver com o facto dela ignorar o benefício esperado dos cuidados de saúde (no limite, um doente terminal dificilmente terá necessidade de cuidados de saúde se estes já não têm a capacidade de alterar o seu estado de saúde; por outro lado, ausência de doença não significa ausência de necessidade, por exemplo, no caso dos cuidados preventivos).

Ou seja, é admissível que existam cuidados efectivamente recebidos pelos indivíduos mas cujo benefício marginal é diminuto (por exemplo, a multiplicação de consultas de acompanhamento ou a realização de múltiplos testes de diagnóstico). Assim sendo, da perspectiva da política de saúde e dos seus objectivos de equidade, diferenças na utilização de cuidados que derivam da utilização de cuidados não necessários não devem constituir uma preocupação nem tão pouco devem integrar estudos empíricos sobre a equidade.

O grande obstáculo que aqui se coloca, e que de resto não foi ainda ultrapassado ao nível da literatura internacional, prende-se com a dificuldade de determinar o que é ou não necessário. Ainda assim, se admitirmos que os cuidados não necessários são mais prováveis na classe dos utilizadores ocasionais do que na classe dos utilizadores recorrentes, então, o impacto positivo de variáveis como o rendimento deixa de ser tão preocupante.

Os cuidados não necessários podem perfeitamente estar sujeitos às preferências dos indivíduos sem que os objectivos da equidade na utilização de cuidados sejam prejudicados. De facto, uma diferente utilização de cuidados de saúde pode reflectir apenas diferentes preferências individuais e não necessariamente diferentes condições de acesso aos cuidados. Mooney *et al.* (1991; 1992), por exemplo, argumentam que acesso não é o mesmo que utilização e que portanto os estudos empíricos têm medido o indicador "errado". Culyer *et al.*, (1992a; 1992b), pelo contrário, defendem que a utilização é de facto o aspecto mais relevante no acesso aos cuidados de saúde e que mesmo quando os políticos falam em acesso, na realidade têm em mente e estão a basear-se em dados sobre a utilização.

6. Conclusões

Com este artigo pretendíamos averiguar se os objectivos da política de saúde, em Portugal, no que diz respeito à equidade na utilização de cuidados de saúde, têm sido alcançados. A metodologia empregue constitui uma inovação face ao que tem sido realizado em Portugal. Os





resultados apresentados foram obtidos através da aplicação da técnica de regressão, mais concretamente de dois modelos de contagem: o modelo binomial negativo e o modelo de classes latentes.

Os resultados gerados para a população total apontam para a existência de iniquidade na utilização de cuidados de saúde (número de consultas), uma vez que persistem determinantes da utilização destes cuidados, não relacionadas com a necessidade.

O modelo de classes latentes permitiu no entanto distinguir duas classes de utilizadores, recorrentes e ocasionais, sendo que os resultados diferem de uma para a outra classe. Assim, conclui-se pela ausência de equidade para o caso dos utilizadores ocasionais enquanto que para o caso dos utilizadores recorrentes não se pode rejeitar a hipótese da existência de equidade na utilização de cuidados de saúde. Da perspectiva da política de saúde, estes resultados sugerem que o alvo privilegiado de intervenção deve ser a classe dos utilizadores ocasionais, o que pode significar a adopção de políticas de discriminação positiva e o abandono de uma atitude passiva no sentido de esperar que o cidadão procure os serviços de saúde.

Urge contudo fazer algumas ressalvas neste ponto, já que as conclusões extraídas a partir dos resultados obtidos se baseiam em algumas premissas que poderão ser consideradas pertinentes pelo decisor político. Por um lado, apesar de não se rejeitar a hipótese da existência de equidade na classe dos utilizadores recorrentes, podem existir diferenças em termos dos custos de utilização e este facto pode em si mesmo constituir uma preocupação de política. Por outro lado, permanece em aberto a questão das preferências e dos cuidados não necessários. A análise aqui desenvolvida constitui uma peça relevante, a qual deve ser agora complementada com outras formas de abordagem para que o desenho de estratégias de intervenção seja o mais abrangente e sólido possível, contribuindo para que a equidade na prestação dos cuidados de saúde em Portugal se torne uma realidade cada vez mais próxima.

Referências Bibliográficas



- Acton, J. P. (1975) Nonmonetary Factors in the Demand for Medical Services: Some Empirical Evidence, *The Journal of Political Economy*, 83, 3, 595-614.
- Atella, V., F. Brindisi *et al.* (2004) Determinants of Access to Physician Services in Italy: A Latent Class Seemingly Unrelated Probit Approach, *Health Economics*, 13, 7, 657-668.
- Bago d'Uva, T. (2005) Latent Class Models for Use of Primary Care: Evidence from a British Panel, *Health Economics*, 14, 9, 873-892.
- Bago d'Uva, T. (2006) Latent Class Models for Utilisation of Health Care, *Health Economics*, 15, 4, 329-343.
- Cameron, A. C.; Trivedi, P. K. (1986) Econometric Models Based on Count Data: Comparisons and Applications of Some Estimators and Tests, *Journal of Applied Econometrics*, 1, 29-53.
- Cameron, A. C.; Trivedi, P. K. (1998) *Regression Analysis of Count Data*, Cambridge, UK, New York, Cambridge University Press.
- Cameron, A. C.; Trivedi, P. K. (2005) *Microeconometrics: Methods and Applications*, New York, Cambridge University Press.
- Cameron, A. C.; Trivedi, P. K. *et al.* (1998) A Microeconometric Model of the Demand for Health-Care and Health-Insurance in Australia, *Review of Economic Studies*, 55, 1, 85-106.
- Culyer, A.; van-Vandorslaer, E.; Wagstaff, A. (1992a) Access, Utilization and Equity: A Further Comment, *Journal of Health Economics*, 11, 2, 207-210.
- Culyer, A.; van-Vandorslaer, E.; Wagstaff, A. (1992b) Utilization as a Measure of Equity, *Journal of Health Economics*, 11, 1, 93-98.
- Culyer, A. J. and A. Wagstaff (1993) Equity and Equality in Health and Health-Care. *Journal of Health Economics*, 12(4), 431-457.
- Daniels, N. (1985) *Just Health Care*. Cambridge, New York: Cambridge University Press.
- Deb, P. (2001) A discrete random effects probit model with application to the demand for preventive care, *Health Economics*, 10, 5, 371-383.
- Deb, P.; Holmes, A. M. (2000) Estimates of Use and Costs of Behavioural Health Care: A Comparison of Standard and Finite Mixture Models, *Health Economics*, 9, 6, 475-489.
- Deb, P.; Trivedi, P. K. (1997) Demand for Medical Care by the Elderly: A Finite Mixture Approach, *Journal of Applied Econometrics*, 12, 3, 313-336.
- Deb, P.; Trivedi, P. K. (2002) The Structure of Demand for Health Care: Latent Class Versus Two-Part Models, *Journal of Health Economics*, 21, 4, 601-625.
- Gerdtham, U. G.; Trivedi, P. K. (2001) Equity in Swedish Health Care Reconsidered: New Results Based on the Finite Mixture Model, *Health Economics*, 10, 565-572.
- Gourieroux, C.; Visser, M. (1997) A Count Data Model with Unobserved Heterogeneity. *Journal of Econometrics*, 79(2), 247-268.
- Gritz, R. M. (1993) The Impact of Training on the Frequency and Duration of Employment. *Journal of Econometrics*, 57(1 3), 21-51.
- Grootendorst, P. V. (1995) A Comparison of Alternative Models of Prescription Drug Utilization. *Health Economics*, 4(3), 183-198.
- Grossman, M. (1972) Concept of Health Capital and Demand for Health. *Journal of Political Economy*, 80(2), 223-225.



Hausman, J.; Hall, B.; Griliches, Z. (1984) *Econometric Models for Count Data with an Application to the Patents-R&D Relationship*, NBER Working Paper 17.

Instituto Nacional de Estatística (1999) *Indicadores Urbanos do Continente*, Lisboa, Instituto Nacional de Estatística.

Lourenço, Ó. D.; Ferreira, P. L. (2005) Utilization of Public Health Centres in Portugal: Effect of Time Costs and Other Determinants. Finite Mixture Models Applied to Truncated Samples, *Health Economics*, 14, 9, 939-953.

Ministério da Saúde – Instituto Nacional de Saúde (1999) *INS 1998/1999. Continente. Dados Gerais*, INSA – Instituto Nacional de Saúde.

Mooney, G.; J. Hall *et al.* (1991) Utilization as a Measure of Equity: Weighing Heat. *Journal of Health Economics*, 10, 4, 475-480.

Mooney, G.; Hall, J. *et al.* (1992) Reweighing Heat: Response. *Journal of Health Economics*, 11, 2, 199-205.

Mullahy, J. (1986) Specification and Testing of Some Modified Count Data Models. *Journal of Econometrics*, 33, 3, 341-365.

Mullahy, J. (1997) Heterogeneity, Excess Zeros, and the Structure of Count Data Models. *Journal of Applied Econometrics*, 12, 337-350.

Muurinen, J.-M. (1982) Demand for Health: A Generalised Grossman Model. *Journal of Health Economics*, 1, 1, 5-28.

Oliveira, M. D.; Bevan, G. (2003) Measuring Geographic Inequities in the Portuguese health Care System: An Estimation of Hospital Care Needs, *Health Policy*, 66, 277-293.

Pereira, J. (1990) Equity Objectives in Portuguese Health-Policy, *Social Science & Medicine*, 31, 1, 91-94.

Sarma, S.; Simpson, W. (2006) A Microeconometric Analysis of Canadian Health Care Utilization, *Health Economics*, 15, 3, 219-239.

Sin, C. Y.; White, H. (1996) Information Criteria for Selecting Possibly Misspecified Parametric Models, *Journal of Econometrics*, 71, 207-225.

Vuong, Q. H. (1989) Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-Nested Hypotheses, *Econometrica*, 57, 2, 307-333.

Wagstaff, A. (1986) The Demand for Health – Some New Empirical: Evidence, *Journal of Health Economics*, 5, 3, 195-233.

Wagstaff, A.; Doorslaer, E. van (2000) Equity in Health Care Finance and Delivery, in A. J. Culyer and J. P. Newhouse (eds), *Handbook of Health Economics*, New York, Elsevier, 1803-1862.

Wang, P. M., I. M. Cockburn, *et al.* (1998) Analysis of Patent Data: A Mixed-Poisson-Regression-Model Approach, *Journal of Business & Economic Statistics*, 16, 1, 27-41.

Wedel, M., W. S. Desarbo, *et al.* (1993) A Latent Class Poisson Regression-Model for Heterogeneous Count Data, *Journal of Applied Econometrics*, 8, 4, 397-411.

Windmeijer, F. A. G.; Silva, J. M. C. S. (1997) Endogeneity in Count Data Models: An Application to Demand for Health Care, *Journal of Applied Econometrics*, 12, 281-294.

Winkelmann, R. (2003) *Econometric Analysis of Count Data*, Berlin/New York, Springer.

Sobre a Perda de Ímpeto no Processo de Convergência da Economia Portuguesa: uma abordagem dogmática

Miguel Lebre de Freitas Universidade de Aveiro, NIPE e Gabinete de Estratégia e Estudos



resumo

Neste artigo argumenta-se que a perda progressiva de ímpeto observada na trajetória de convergência da Economia Portuguesa é consistente com a interpretação neo-clássica, segundo a qual as economias crescerão tão mais devagar quanto mais próximas estiverem do seu equilíbrio de longo prazo. Com base num exercício simples de contabilidade de níveis, argumenta-se que o impulso de crescimento observado na segunda metade do século passado terá sido essencialmente induzido por um aumento da produtividade total dos factores (PTF), ocorrido nas décadas de 60 e 70. Relativamente às duas décadas seguintes, não se detectam novos movimentos de convergência em termos de PTF. Pelo contrário, os resultados da análise sugerem que a convergência do PIB por trabalhador registada nas últimas duas décadas do século XX foi essencialmente a tradução do processo de ajustamento da economia ao impulso inicial na PTF.

résumé / abstract

Dans cet article, on argumente que la perte progressive d'impulsion constatée dans la trajectoire de convergence de l'Economie Portugaise est en accord avec l'interprétation néoclassique selon laquelle les économies croîtront d'autant plus lentement qu'elles seront plus proches de leur équilibre à long terme. En s'appuyant sur un exercice simple de comptabilité de niveaux, on en conclut que l'impulsion de croissance observée dans la seconde moitié du siècle dernier aura été essentiellement provoquée par une augmentation de la productivité totale des facteurs (PTF) qui s'est produite dans les années 60 et 70. En ce qui concerne les deux décennies suivantes, il n'a pas été détecté de nouveaux mouvements de convergence en termes de PTF. Bien au contraire, les résultats de l'analyse laissent entendre que la convergence du PIB par travailleur constatée au cours des deux dernières décennies du XXème siècle a été essentiellement la traduction du processus d'ajustement de l'économie à l'impulsion initiale dans la PTF.

In this paper, we argue that the progressive loss of impetus observed in the convergence path of the Portuguese Economy is consistent with the neo-classical narrative, according to which economies will grow more slowly, the closer they are to their balanced growth paths. Based on a simple development accounting exercise, we argue that the growth acceleration observed in the second half of the last century was mainly induced by an increase in total factor productivity (TFP), that occurred in the 1960s and the 1970s. In the two decades after, no further TFP convergence is identified. On the contrary, our evidence points to the case that the convergence of GDP per worker observed in the last two decades of the twentieth century was mainly a transition dynamics in response to the initial productivity shock.

Classificação JEL: F43; O47; O57



1. Introdução

Após meio século de aproximação aos níveis de vida dos países mais desenvolvidos do Mundo, a Economia Portuguesa perdeu ímpeto. Este artigo propõe uma interpretação para esse facto, postulando como referência o modelo de crescimento neoclássico e as suas encarnações mais recentes, nomeadamente as baseadas na ideia de difusão tecnológica imperfeita (para uma referência, Klenow e Rodríguez-Clare, 2005). À luz daquela interpretação, economias com acesso a um corpo de conhecimento comum tendem a evoluir no longo prazo segundo trajectórias paralelas, mais ou menos distantes entre si consoante as suas “diferenças de estrutura”. Por sua vez, as melhorias nas “estruturas económicas”, ao aumentar a permeabilidade da economia aos benefícios da inovação tecnológica mundial, dão origem a um processo de ajustamento, que se reflecte num movimento de aproximação do PIB por trabalhador ao do nível verificado no “país líder”. Esse movimento de aproximação pode demorar décadas, mas perde ímpeto ao longo do tempo.

A contabilidade do crescimento (Solow, 1957) propõe uma arrumação das diferenças de “estrutura” em duas categorias distintas: utilização de capital físico e humano, que reflecte diferenças nas propensões a investir (contributo dos factores); e idiosincrasias ao nível da cultura, políticas económicas ou instituições, cujo impacto na produção não é directamente medido pelo grau de utilização dos factores e que, na lógica daquela contabilidade se obtém de forma residual (produtividade total). Não obstante essas duas dimensões não serem independentes, a contabilidade com base na função de produção proporciona um quadro de referência de grande utilidade para discutir experiências de crescimento económico (uma aplicação recente ao caso português em Lains, 2003).

Este artigo segue a tradição contabilística, analisando a evolução recente do PIB por trabalhador em Portugal à luz da dicotomia “contributo de factores” e “produtividade total”. Em linha com trabalhos recentes (Cohen and Soto, 2002; Hall and Jones, 1999), no entanto, procura-se atentar aos “níveis” das variáveis e não apenas ao seu “crescimento”. Os termos “contributo de factores” e “produtividade total” são, por conseguinte, expressos em percentagem do respectivo valor nos EUA, que tomamos como economia de referência. Para melhor avaliar o grau de peculiaridade da experiência portuguesa, os resultados para Portugal são depois confrontados com os obtidos para 19 outros países da OCDE.

Os resultados do exercício sugerem que o movimento de aproximação iniciado na segunda metade do século passado terá sido essencialmente induzido por um aumento da produtividade total dos factores (TFP) ocorrido nas décadas de 60 e 70, por oposição a um aumento da propensão a investir em capital físico ou humano. Esse aumento de produtividade terá dado origem a um processo de ajustamento nas décadas seguintes, durante o qual os factores capital físico e humano cresceram mais rapidamente que o produto. Os mesmos resultados não indiciam novos movimentos de aproximação na componente produtividade total nas décadas de 80 e 90. Pelo contrário, os cálculos efectuados para esse período sugerem que a continuação do movimento de convergência em termos de PIB por trabalhador não foi mais do que a tradução do processo de ajustamento da economia ao impulso verificado nas duas décadas anteriores.

A aceleração do processo de crescimento da Economia Portuguesa nos anos 60 é muitas vezes interpretada como um reflexo da abertura ao exterior, nomeadamente no âmbito da EFTA, e a consequente descorporativização da economia. Mas pela mesma ordem de razões, também com a adesão à CEE se esperaria um novo impulso de convergência. Não se discutindo o tremendo impacto que a adesão à CEE teve nas mentalidades, na política económica e na qualidade das instituições em Portugal, o facto de esses benefícios não se terem concretizado num novo impulso de convergência não pode deixar de constituir motivo de reflexão.

Na Secção 2 deste artigo descreve-se a evolução de longo prazo do PIB *per capita* e do PIB por trabalhador em Portugal. A Secção 3 descreve a interpretação neo-clássica do crescimento

económico e motiva o exercício de contabilidade seguinte. Na Secção 4 efectua-se um exercício de “contabilidade de níveis”, tomando como pano de fundo as restantes economias da OCDE. Os resultados do exercício são consistente com a interpretação de que a Economia Portuguesa tem vindo a aproximar-se de um patamar de evolução paralela, sem convergência nem divergência. A Secção 5 conclui.



2. Evolução secular

De acordo com os dados de Angus Maddison (1995), ao longo do período que decorreu entre 1500 e 1820, o PIB *per capita* português em paridades de poder de compra terá oscilado entre 75% e 80% de uma média de 12 países da Europa Ocidental (PEO12, detalhes na legenda da Tabela 1). O século XIX, no entanto, foi marcado por uma clara divergência em relação às economias mais avançadas do Mundo. De acordo com os mesmos dados, a distância máxima relativamente à Europa Ocidental terá sido atingida em 1940, altura em que o PIB *per capita* português atingia apenas 32.4% do nível verificado nas PEO12. Relativamente aos EUA, a distância máxima terá ocorrido no ano de 1944, com o PIB *per capita* português a representar apenas 15% do nível verificado naquele país.

Tabela 1 – PIB *per capita* em Portugal, Estados Unidos e 12 Países da Europa Ocidental, milhões de dólares internacionais de Geary-Khamis, preços de 1990

	1500	1600	1700	1820	1910	1925	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000
Portugal	606	740	819	923	1228	1446	1615	2086	2956	5473	8044	10826	14022
Taxa média de crescimento		0.2	0.1	0.1	0.3	1.1	0.7	2.6	3.5	6.4	3.9	3.0	2.6
Estados Unidos da América	400	400	527	1257	4964	6282	7010	9561	11328	15030	18577	23201	28129
Taxa média de crescimento		0.0	0.3	0.7	1.5	1.6	0.7	3.2	1.7	2.9	2.1	2.2	1.9
12 Países da Europa Ocidental	798	908	1033	1245	3380	3951	4984	5018	7607	10959	14057	16872	19806
Taxa média de crescimento		0.1	0.1	0.2	1.1	1.0	1.6	0.1	4.2	3.7	2.5	1.8	1.6
<i>Memo:</i>													
Portugal/12PEO	75.9	81.5	79.3	74.1	36.3	36.6	32.4	41.6	38.9	49.9	57.2	64.2	70.8
Portugal/EUA	151.5	185.0	155.4	73.4	24.7	23.0	23.0	21.8	26.1	36.4	43.3	46.7	49.9

Fonte: Maddison, 1995. Notas: PEO: 12 Países da Europa Ocidental: Austria, Bélgica, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Itália, Países Baixos, Noruega, Suécia, Suíça, Reino Unido.

O fenómeno de divergência experimentado pela Economia Portuguesa durante o Sec. XIX e a primeira metade do Sec. XX não é inédito nem inconsistente com a ideia de difusão tecnológica. Como notaram Parente e Prescott (2005), o aparecimento de grandes hiatos de desenvolvimento a partir do século XVIII pode explicar-se pela interacção entre as barreiras locais à adopção de novas tecnologias e a emergência do moderno crescimento económico. Dessa interacção terá resultado que, numa fase inicial, apenas as economias mais permeáveis aos benefícios da destruição criativa lograram engajar no novo modelo. Ao longo do tempo, o moderno crescimento económico alastrou-se, resultando no aparecimento de “milagres económicos”, isto é, de países inicialmente pobres que num curto espaço de tempo lograram reduzir substancialmente o seu hiato de desenvolvimento relativamente ao nível verificado nos países mais ricos.

Em Portugal, o movimento de divergência deu lugar a um processo de aproximação na segunda metade do século XX. De acordo com a Tabela 1, a taxa de crescimento do PIB *per capita* acelerou na década de 50, superando nas décadas seguintes as registadas nos EUA e nos PEO12. Na viragem do milénio, o PIB *per capita* em Portugal atingia já 50% do nível verificado nos EUA e 70.8% da média dos PEO12 (ainda assim, uma distância superior à de 1820). O



processo de aproximação não foi uniforme ao longo do tempo. De acordo com os dados da Tabela 1, a taxa de crescimento do PIB *per capita* foi de 6.4% durante a década de 60, 3.9% na década de 70, 3.0% na década de 80 e 2.6% na década de 90. De acordo com os últimos dados disponíveis, entre 1995 e 2005 a taxa de crescimento média do PIB *per capita* em Portugal quedar-se-á pelos 1.8%. Esses dados apontam para uma perda de ímpeto no processo de aproximação.

É importante notar que a periodicidade escolhida para a Tabela 1 é cega quanto a eventos históricos marcantes, como a Revolução de 1974 e a adesão à CEE. No entanto, a definição de sub-períodos com base nesses eventos – por exemplo, 1960-73, 1974-85 e 1986-2000 – tem o inconveniente de não resultar numa distribuição equitativa dos ciclos económicos. Como a fase de 1974-85 contém dois "fundos" cíclicos (1975 e 1984) e apenas um "pico" (1980) e a fase de 1986-2000 tem dois "picos" (1990 e 1998) e apenas um "fundo" (1995), tal divisão da amostra tenderia a subestimar o crescimento tendencial em 1974-85 e a sobrestimá-lo em 1986-2000. Com base nessa divisão, aliás, tem sido comum a afirmação de que o processo de convergência terá sofrido uma interrupção em 1974-1985. Mas essa interpretação dificilmente se concilia com a perspectiva de crescimento económico, que necessariamente deve ser longa.

Um teste formal à hipótese de convergência tomando como referência o PIB *per capita* da UE15 foi realizado em Lebre de Freitas (2006). O conceito de convergência testado é consistente com o modelo neo-clássico, no sentido em que pressupõe uma igual partilha dos benefícios da inovação tecnológica no longo prazo. Isto é, embora se aceite que no curto prazo as economias possam responder de forma diferente aos choques na produtividade, considera-se que os efeitos de difusão tecnológica tendem a esbater essas diferenças, acabando no longo prazo as economias por apresentar trajectórias de crescimento paralelas. Isto sem prejuízo de alterações estruturais motivarem mudanças no patamar de equilíbrio (convergência condicional). O exercício contempla uma representação para a incidência assimétrica do ciclo económico e também a possibilidade de uma ou duas quebras estruturais, para captar mudanças no "patamar de equilíbrio". Os resultados obtidos revelaram-se favoráveis à hipótese de convergência no sentido neo-clássico (i.e., de igual incidência da inovação tecnológica no longo prazo) e apontam para uma perda de ímpeto na velocidade de aproximação em 1974. Já no que se refere ao sub-período 1986-2003, os testes não detectam qualquer alteração na velocidade de convergência.

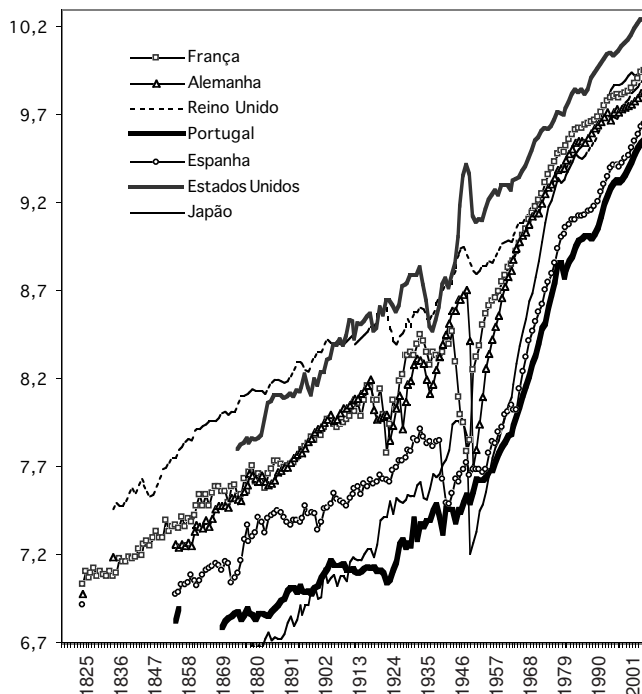
O teste realizado em Lebre de Freitas (2006), tendo a virtude de adoptar uma perspectiva longa e de controlar as eventuais assimetrias do ciclo económico, permite refutar a ideia de que a adesão à CEE tenha resultado numa aceleração temporária do processo de convergência. Mas ao postular a linearidade no processo, poderá também confundir um abrandamento progressivo com uma quebra estrutural¹. Isto é, pode dar-se o caso de a significância estatística detectada para a quebra de 1974 não ser mais do que o reflexo de um processo de abrandamento que vinha de trás e que o modelo linear não permite captar.

A hipótese neo-clássica de abrandamento progressivo afigura-se, aliás, muito razoável quando o foco da análise muda do PIB *per capita* para o PIB por trabalhador. A Figura 2 compara a evolução do PIB *per capita* e do PIB por trabalhador entre 1960 e 2000 em Portugal (ambas as variáveis estão expressas sob a forma de desvio face ao respectivo valor nos EUA). De acordo com a figura, enquanto a série do PIB *per capita* relativo exhibe alguma variabilidade ao longo do período, o PIB por trabalhador regista um movimento sistemático de aproximação, com perda progressiva de ímpeto, até praticamente estabilizar na viragem do milénio². Este comportamento

1 É importante notar que a representação log-linear do processo de convergência apenas por aproximação resulta do modelo teórico subjacente (discussão em Evans and Karras, 1996).

2 A diferença entre as duas séries mede a evolução do peso do emprego na população total (em Portugal, relativamente aos EUA). Em Portugal, o ano de 1974 marca uma inversão significativa dos fluxos migratórios, com a emigração massiva dos anos 50 e 60 a dar lugar ao repatriamento de cidadãos portugueses oriundos das ex-colónias e ao retorno igualmente massivo de emigrantes na segunda metade dos anos 70 (evidência

Figura 1 – PIB *per capita*, milhões de dólares internacionais de Geary-Khamis, preços de 1990 (logs)



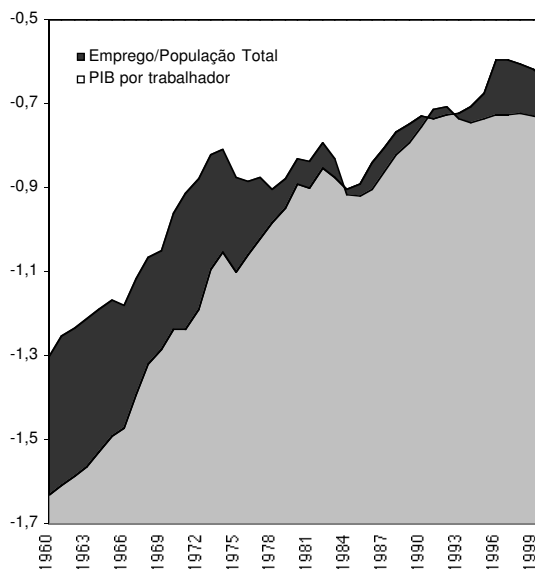
Fonte: Maddison, 1995.

do PIB por trabalhador – notoriamente a variável de interesse do modelo neo-clássico – leva-nos a questionar se o ano de 1974 terá mesmo marcado uma ruptura no processo de convergência – como os testes efectuados em Lebre de Freitas (2006) parecem indicar – ou se, pelo contrário, a significância estatística da quebra é apenas o reflexo de uma desaceleração que já vinha de trás. Neste artigo argumenta-se em favor da segunda hipótese.

3. Uma interpretação dogmática

Não obstante ser mudo quanto aos factores que determinam o crescimento da produtividade total, o modelo neo-clássico (Solow, 1956; Mankiw e al., 1992) proporciona uma matriz incontornável para descrever o processo de crescimento das economias. De facto, após um período em que se enfatizou a relação entre a política económica e o crescimento, algum consenso parece agora emergir na profissão no sentido de que, embora a capacidade dos países em tirar partido da difusão tecnológica dependa de idiossincrasias e políticas locais,

em Veiga, 2005). Na medida em que essa alteração demográfica não foi instantaneamente absorvida pelo mercado de trabalho, terá tido um impacto temporário na relação entre emprego e população total (Amaral, 2005, reporta uma estagnação da taxa de actividade entre 1974 e 1985). Por outro lado, ao longo das últimas décadas assistiu-se a um processo de envelhecimento da população, que terá também ajudado a ditar uma evolução não paralela das séries do PIB *per capita* e do PIB por trabalhador.

Figura 2 – PIB *per capita* e PIB por trabalhador, desvios face aos EUA (PPP)

Fonte: Cálculos efectuados com base em dados da AMECO.

essas condicionantes devem ser vistas como produzindo efeitos de nível (entre outros, Klenow e Rodríguez-Clare, 2005; Parente and Prescott, 2005; Howitt, 2000; Hall and Jones, 1999). Isto sem prejuízo de mudanças de nível resultarem em fenómenos temporários de aceleração do crescimento. Para um país menos desenvolvido, convergência será, em larga medida, uma questão de ajustar as suas políticas económicas e o sistema de incentivos por forma a atingir um patamar de evolução paralela tão próximo quanto possível da fronteira mundial³.

À luz dessa interpretação, e tomando como referência a Figura 1, economias como as da França e da Alemanha terão basicamente evoluído ao longo de um patamar paralelo ao do líder mundial (os EUA), com afastamentos temporários, é certo – como os ocasionados pelas guerra mundiais – mas sem alterações significativas dos respectivos “patamares de equilíbrio”. Em contrapartida, países como o Japão, a Espanha e Portugal terão, por uma ou outra razão, logrado transitar de um patamar para outro na segunda metade do século XX. Durante a transição, naturalmente, o rendimento *per capita* desses países evoluiu mais rapidamente que o do líder mundial. Mas, uma vez concluído o processo de ajustamento, esses países terão retornado a uma trajectória paralela, ditada pela igual partilha dos benefícios da difusão tecnológica no longo prazo⁴.

3 Embora não haja consenso sobre a importância relativa dos factores que condicionam as opções tecnológicas, ingredientes como a qualidade da política económica e das instituições, a abertura ao comércio e a geografia têm merecido particular atenção (entre outros, Parente e Prescott, 2005; Easterly, 2002; Rodrick *et al.*, 2002; Acemoglu *et al.*, 2001; Hall and Jones, 1999; Gallup *et al.*, 1999; North, 1990).

4 Em defesa da ideia de que o crescimento é um fenómeno global, Klenow e Rodríguez-Clare (2005) salientam os seguintes factos: (i) a desaceleração do crescimento registada após 1973 atingiu países ricos e pobres em todos os continentes; (ii) os países da OCDE cresceram mais devagar entre 1950 e 1980, não obstante o



De acordo com o modelo de crescimento neo-clássico, mudanças no patamar de equilíbrio como as que ocorreram no Japão, Espanha e em Portugal podem resultar de causas distintas, nomeadamente (i) alterações nas propensões a investir – “Transpiração” e (ii) alterações no termo de produtividade total – “Inspiração” (a terminologia segue Krugman, 1994)⁵. Quer num caso quer no outro, o modelo prevê uma aceleração temporária do ritmo de crescimento do PIB por trabalhador, seguido de abrandamento progressivo e retorno a um patamar de evolução paralela à inicial. Por outras palavras, do ponto de vista do PIB por trabalhador, os choques (i) e (ii) são observacionalmente equivalentes. O exercício de contabilidade que se segue procura, precisamente, trazer alguma luz acerca dessa questão.

4. Uma representação em dois hiatos

Para avaliar a contributo da produtividade total e da acumulação de factores para a convergência real da Economia Portuguesa, na Tabela 2 descrevem-se os resultados de um exercício de contabilidade de níveis para Portugal e 19 outros países da OCDE para os quais existem dados disponíveis. Os dados referem-se aos anos de 1980 e 2000 (todas as variáveis estão expressas em percentagem do respectivo valor nos EUA, detalhes na legenda)⁶.

De acordo com estes dados, o PIB por trabalhador em Portugal passou de 41% do valor registado nos EUA em 1980 para 53% em 2000. Esse processo foi acompanhado por uma aproximação dos níveis de capital humano por trabalhador (de 59% para 68%) e do capital físico por trabalhador (de 37% para 64%). A produtividade total, por outro lado, registou uma ligeira divergência (de 82% para 79%). Por outras palavras, durante aquelas duas décadas, a Economia Portuguesa não se terá aproximado da “fronteira tecnológica”.

Como base nestes dados, um exercício tradicional de “contabilidade de crescimento” detectaria para o período 1980-2000 um maior “contributo” da acumulação de factores do que da produtividade total. De facto, calculando taxas de crescimento sobre os dados da Tabela 2, verificamos que o PIB por trabalhador aumentou 29% entre 1980 e 2000, sendo 74% o “contributo” do capital físico por trabalhador, 15% o “contributo” do capital humano por trabalhador e -3% o “contributo” da produtividade total. Esse resultado é consistente com os obtidos em exercícios de contabilidade de crescimento anteriores (por exemplo, Lains, 2003, Lebre de Freitas, 2000). Tal não significa, no entanto, que na origem do processo de

aumento da taxa de investimento; (iii) diferenças nas taxas de investimento entre países são mais persistentes que as diferenças nas taxas de crescimento do PIB *per capita*; (iv) países com altas taxas de investimento tendem a ter maiores níveis de rendimento *per capita* mas não a crescer mais depressa. A hipótese de incidência uniforme dos choques tecnológicos no longo prazo tem sido objecto de estudos recentes utilizando séries temporais. Os resultados desfavoráveis de Carlino e Mills (1993) para as regiões dos EUA (1929-1990) e de Bernard and Durlauf, (1995) para 15 países da OCDE (1900-1987) foram recentemente contestados por Lowey and Papell (1996) e Li and Papell (1999), após admitirem uma quebra estrutural. Para uma amostra em painel de 54 países, Evan and Karras (1996), detectaram evidência de convergência condicional (i.e., trajectórias paralelas, mas não coincidentes), sem especificar qualquer quebra estrutural.

5 Existem, naturalmente, relações de causalidade mútua que apelam para alguma cautela nessa separação. Por um lado, na medida em que a propensão a investir depende do retorno do capital investido, é natural que o investimento aumente quando o ambiente económico é favorável ao esforço e à inovação (Hall and Jones, 1999). Por outro lado, quando o sistema económico não proporciona os incentivos correctos, muito do esforço de investimento resulta em opções erradas (uma interessante discussão em Easterly, 1999). Finalmente, devido a economias de escala ou a indivisibilidades, algumas instituições só aparecerem quando as economias atingem um patamar mínimo de desenvolvimento (Gradstein, 2004). A ideia de que as dimensões “produtividade total” e “propensão a investir” se reforçam mutuamente tem uma longa tradição na História Económica (North, 1990).

6 As séries do stock de capital físico são estimadas pela Comissão Europeia (AMECO), com base na acumulação de fluxos líquidos de investimento a partir de um valor ad-hoc (igual a 3) para o rácio capital-produto em 1960. Como, por construção, o erro de estimação diminui ao longo da amostra, os resultados para o período em análise (1980-2000) não são qualitativamente sensíveis a hipóteses alternativas para o stock de capital inicial.



Tabela 2 – Contabilidade de níveis (PPP, EUA = 1.00)

		PIB por Trabalhador	Capital Humano por Trabalhador	Capital Físico por Trabalhador	Produti- vidade Total	Memo: Contributo Capital Físico Capital Humano (K/H) ^{1/3}
		Y/L	h	K/L	A	
Bélgica	1980	0,99	0,82	1,07	1,11	1,09
	2000	1,03	0,89	1,28	1,03	1,13
Dinamarca	1980	0,80	0,92	0,97	0,86	1,02
	2000	0,81	0,97	0,98	0,83	1,00
Alemanha	1980	0,78	1,03	1,01	0,76	0,99
	2000	0,79	1,02	1,18	0,74	1,05
Grécia	1980	0,77	0,73	0,97	0,96	1,10
	2000	0,64	0,83	1,20	0,68	1,13
Espanha	1980	0,71	0,71	0,71	1,00	1,00
	2000	0,73	0,81	0,91	0,87	1,04
França	1980	0,88	0,82	0,89	1,04	1,02
	2000	0,90	0,88	1,05	0,97	1,06
Irlanda	1980	0,67	0,80	0,83	0,82	1,01
	2000	0,97	0,85	0,94	1,10	1,03
Itália	1980	0,89	0,75	0,98	1,09	1,09
	2000	0,88	0,86	1,18	0,92	1,11
Países Baixos	1980	0,86	0,88	1,06	0,92	1,06
	2000	0,77	0,92	0,96	0,83	1,01
Áustria	1980	0,70	0,88	0,78	0,83	0,96
	2000	0,77	0,92	1,07	0,80	1,05
Portugal	1980	0,41	0,59	0,37	0,82	0,85
	2000	0,53	0,68	0,64	0,79	0,98
Finlândia	1980	0,68	0,83	0,84	0,82	1,00
	2000	0,87	0,94	0,98	0,92	1,02
Suécia	1980	0,72	0,94	0,83	0,80	0,96
	2000	0,76	0,94	0,89	0,83	0,98
Reino Unido	1980	0,65	0,96	0,74	0,74	0,92
	2000	0,72	1,03	0,81	0,76	0,92
Japão	1980	0,66	0,93	0,72	0,77	0,92
	2000	0,74	1,00	1,24	0,69	1,07
Canadá	1980	0,95	0,96	0,79	1,05	0,94
	2000	0,86	1,03	0,85	0,88	0,94
Noruega	1980	0,75	0,96	0,98	0,78	1,01
	2000	0,82	0,99	1,10	0,80	1,04
Austrália	1980	0,83	1,00	0,84	0,88	0,94
	2000	0,84	1,03	0,87	0,86	0,94
Nova Zelândia	1980	1,02	0,90	1,45	0,96	1,17
	2000	0,97	0,96	1,71	0,83	1,21
Turquia	1980	0,25	0,51	0,26	0,60	0,80
	2000	0,31	0,61	0,47	0,56	0,92

Fonte: Cálculos efectuados com base em dados da AMECO (produto, Y, emprego, L, e stock de capital, K) e numa estimativa para o nível de capital humano por trabalhador, h, a partir de dados sobre a escolaridade média de Cohen and Sotito (2001). Todas as variáveis estão expressas em percentagem do nível verificado nos EUA. Notas: O nível de

(cont.)

capital humano por trabalhador ($h=H/L$) é estimado de acordo com a metodologia de Hall and Jones (1999, pp. 97-88). Em particular, postula-se uma função minceriana do tipo $h = e^{\phi(E)}$, com $\phi(0)=0$ e em que as derivadas parciais $\phi'(E)$ correspondem às seguintes taxas de retorno do investimento em educação (idênticas em todos os países): 13.4% para os primeiros quatro anos de escolaridade, 10.1% para os segundos 4 anos e 6.8% para os investimentos em educação a partir dos 8 anos. Na decomposição, assume-se uma função produção do tipo $Y = AK^{1/3}(hL)^{2/3}$, em que A é a produtividade total dos factores (a la Solow). A decomposição segue $Y/L = Ah^{2/3}(K/L)^{1/3}$. Na última coluna apresenta-se uma estimativa do contributo do rácio capital físico – capital humano, de acordo com a decomposição de Cohen and Soto (2002), isto é, com base na re-especificação seguinte: $Y/L = Ah(K/H)^{1/3}$.



ajustamento estivesse um aumento da propensão a investir em capital físico (hipótese i, acima). À luz do modelo neo-clássico, também um aumento da produtividade total (sem alteração nas propensões a investir, hipótese ii) dá origem a um processo de ajustamento ao longo do qual o capital físico e o capital humano crescem mais depressa do que o produto.

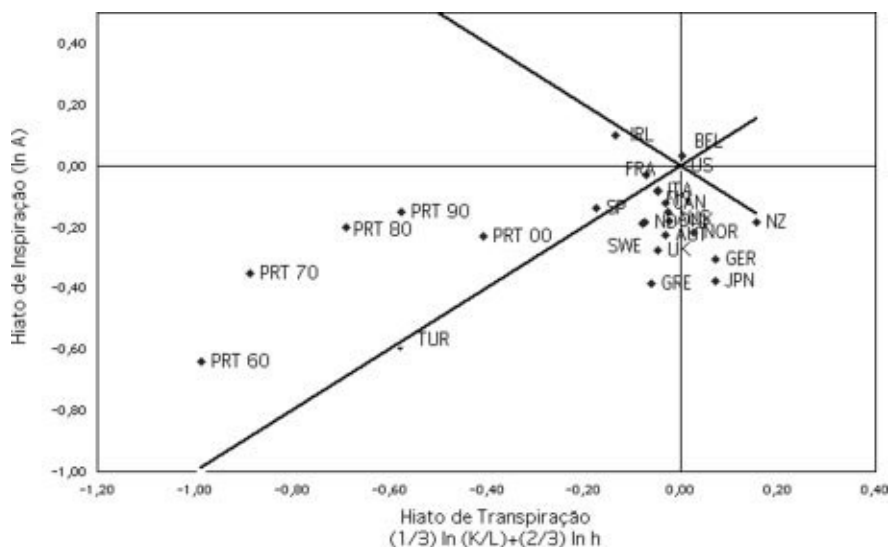
Uma forma de averiguar a origem do processo é atentando à evolução do rácio capital-produto. De acordo com o modelo neo-clássico, no longo prazo esse rácio é invariante com o nível de produtividade e proporcional à taxa de investimento. No curto prazo, no entanto, esse rácio responde positivamente a um aumento da propensão a investir e negativamente a um aumento da produtividade total⁷. Estimativas efectuadas em Lebre de Freitas (2005), relativas à evolução do rácio capital-produto ao longo do século XX com base em dados desagregados de investimento e assumindo hipóteses alternativas para o rácio capital-produto em 1910 apontam para uma redução do rácio capital-produto ao longo da década de 1960, que é consistente com a hipótese (ii), de “Inspiração”. Os dados apresentados no mesmo artigo, de que propensão a investir se terá mantido mais ou menos constante nas últimas décadas do século XX, é por sua vez contrária à hipótese (i), de “transpiração”⁸.

A contabilidade da Tabela 2 fornece-nos a possibilidade de efectuar comparações internacionais. Para detectar eventuais idiosincrasias de nível, na Figura 3 descrevem-se graficamente os resultados do exercício para as 20 economias em estudo, no ano 2000. Para avaliar a trajectória da Economia Portuguesa, representa-se também a sua posição relativa em 1960, 1970, 1980 e 1990 (PRT60, PRT70, PRT80, PRT90, PRT00)⁹. Conforme se explica na legenda, o eixo vertical mede o desvio da produtividade total dos factores em cada país face ao valor registado nos EUA (“hiato de inspiração”). O eixo horizontal mede o desvio do contributo dos factores (capital físico e capital humano) em cada país, face ao nível registado nos EUA (“hiato de transpiração”). Os EUA, por definição, estão representados na origem. A linha negativamente inclinada é uma

7 Nessa linha, David (1977) – ver também Klenow and Rodríguez-Clare (1997) propõe uma contabilidade de crescimento alternativa. Basicamente, o método consiste em re-especificar a função de produção, por forma a incluir no lado direito os quocientes capital físico/produto e capital humano/produto. Com essa re-especificação, é possível distinguir a acumulação de capital “induzida” pelo progresso tecnológico daquela que resulta de um aumento exógeno das propensões a investir. A correspondente medida de produtividade total é maior do que a estimada na Tabela 2, e tecnicamente corresponde à noção de progresso tecnológico “neutral à Harrod” (por oposição à de progresso tecnológico “neutral à Solow”, que usamos no exercício acima).

8 Essa evolução contrasta com a encontrada para a primeira metade do século XX. Não obstante a qualidade dos dados no início do século ser muito questionável (discussão no artigo), os dados para a primeira metade do século XX apontam para um aumento da propensão a investir e do rácio capital-produto, o que consubstancia um cenário de crescimento pela “transpiração”, após um período de divergência caracterizado pela instabilidade política e baixo investimento.

9 Por construção, as estimativas do stock de capital para 1960 e 1970 suscitam alguma cautela. A série do stock de capital calculada em Lebre de Freitas (2005), tendo início em 1910, resulta numa estimativa mais fidedigna. O valor encontrado para 1960, de 2.75, é relativamente inferior ao postulado para o mesmo ano pela Comissão Europeia. Uma análise de sensibilidade (disponível junto do autor) revelou, no entanto, que os resultados do exercício acima não se alteram qualitativamente quando usamos um ou outro valor (pelo contrário, usando uma estimativa mais modesta para o stock de capital, o argumento sai reforçado). No que respeita aos EUA, a hipótese de proximidade relativamente à trajectória de longo prazo não se afigura tão questionável.


Figura 3 – Hiato de inspiração e hiato de transpiração (logaritmos, US = 0.00)


Fonte: Cálculos efectuados com base em dados da AMECO e de Cohen and Soto (2001). Notas: Construção com base nas estimativas da Tabela 2 (valores em logaritmos). O eixo vertical mede a diferença entre a estimativa da produtividade total para cada país e o respectivo valor nos EUA; o eixo horizontal mede a diferença entre a estimativas do contributo dos factores e o respectivo valor nos EUA. A recta positivamente inclinada descreve os pontos em que o "hiato de inspiração" é igual ao "hiato de transpiração". A recta negativamente inclinada é a curva de nível correspondente ao PIB por trabalhador verificado nos EUA. Legenda: PRT (Portugal), BEL (Bélgica), DNK (Dinamarca), GER (Alemanha), GRE (Grécia), SP (Espanha), FRA (França), IRL (Irlanda), ITA (Itália), NDL (Países Baixos), AUT (Áustria), FIN (Finlândia), SWE (Suécia), UK (Reino Unido), US (Estados Unidos), JP (Japão), CAN (Canadá), TUR (Turquia), NOR (Noruega), AUS (Austrália), NZ (Nova Zelândia). PRT60, PRT70, PRT80, PRT90 e PRT00 referem-se à posição da Economia Portuguesa em 1960, 1970, 1980, 1990 e 2000, respectivamente.

curva de nível que descreve as combinações de "hiato de inspiração" e de "hiato de transpiração" que, de acordo com a contabilidade proposta, permitiriam atingir o nível de produção por trabalhador idêntico ao verificado nos EUA. A linha positivamente inclinada descreve as situações de "atraso equilibrado", isto é, em que o "hiato de inspiração" é igual ao "hiato de transpiração".

De acordo com a figura, no ano 2000 a Bélgica, a Nova Zelândia e a Irlanda apresentavam um nível de produção por trabalhador sensivelmente idêntico ao verificado nos EUA. Esses três países diferiam, no entanto, quanto à forma de atingir aquele nível. Enquanto a Bélgica apresentava uma relação de "transpiração"/"inspiração" muito semelhante à verificada no país de referência, a Nova Zelândia compensava com "transpiração" alguma falta de "inspiração" e a Irlanda o contrário. Na figura, os restantes países alinham-se por curvas de nível inferiores (menor produção por trabalhador) e, em geral, registam um "hiato de inspiração" superior ao "hiato de transpiração". Entre as exceções, a Espanha e a Turquia registam uma certa uniformidade no atraso.

De acordo com a Figura 3, ao longo das décadas de 1960 e 1970, Portugal ter-se-á aproximado substancialmente dos EUA em termos de produtividade total. Esse aumento, não tendo sido acompanhado por incrementos proporcionais nas dotação de capital físico e humano, resultou num agravamento proporcional do "hiato de transpiração". Nos anos seguintes, a produtividade



total dos factores não cresceu mais depressa em Portugal do que nos EUA. O processo de convergência, no entanto, prosseguiu, marcado pela acumulação de factores. Essa evolução é consistente com a ideia de que a rápida acumulação de capital verificada nas últimas duas décadas do século XX terá sido a expressão de uma dinâmica de transição para o equilíbrio de longo prazo, após um choque inicial na produtividade total¹⁰.

A Figura 3, medindo o “hiato de transpiração” de forma agregada, não distingue o papel dos factores produtivos capital físico e capital humano na determinação do produto por trabalhador. Para colmatar a lacuna, a Figura 4 descreva a composição do “hiato de transpiração” em termos de “capital humano por trabalhador” e dotação relativa “Capital Físico-Capital Humano”, nos moldes propostos por Cohen e Soto (2002) (explicação na legenda da Tabela 2). De acordo com a figura, embora os vários países da OCDE difiram quanto ao nível de dotação relativa, Portugal apresentava em 1960 uma dotação relativa de capital físico muito inferior à média da OCDE. Na Tabela 2, vemos que, em 1980, o contributo do capital físico por trabalhador para o PIB por trabalhador era ainda 37% do nível verificado nos EUA. Em contrapartida, o contributo do capital humano por trabalhador no mesmo ano era 59% do nível verificado nos EUA¹¹. À luz destes números, se ao longo das últimas décadas Portugal registou uma acumulação mais rápida de capital físico do que de capital humano, tal terá permitido aproximar a dotação relativa no nosso país dos níveis verificados nos restantes países da OCDE.

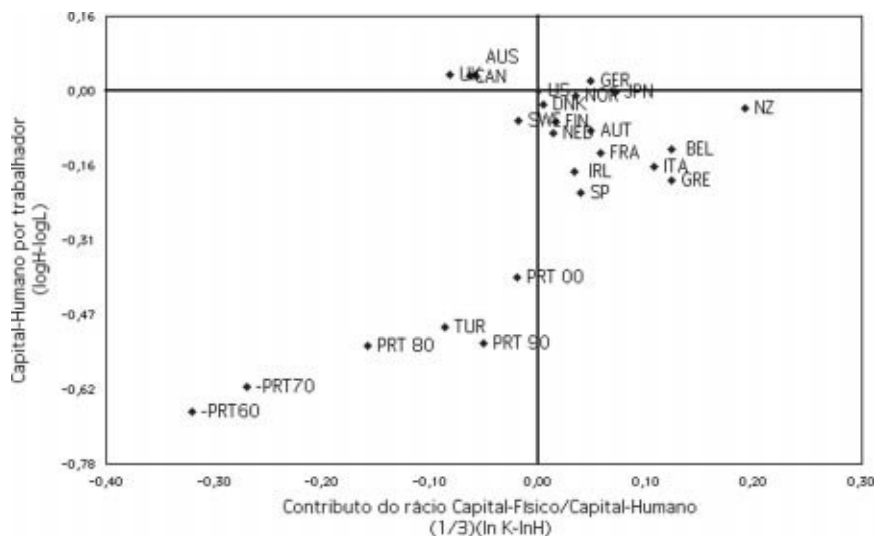
Em suma, os dados são consistentes com a ideia detectada em estudos anteriores de que o crescimento da Economia Portuguesa após a adesão à CEE reflecte essencialmente uma dinâmica de transição, que se traduziu numa rápida acumulação de capital físico, por oposição à ideia de convergência tecnológica. Essa dinâmica de transição, no entanto, não terá sido motivada por um aumento da propensão a investir em capital físico, mas sim o resultado de um processo de ajustamento decorrente de um aumento de produtividade ocorrido nas décadas de 60 e 70.

10 Convém notar que o termo de produtividade total capta também erros de medição das dotações de factores. Por um lado, a variável “capital humano” não controla diferenças na qualidade da educação, os anos de experiência e a formação não escolar. Se, por exemplo, a qualidade da educação em Portugal for inferior à do país de referência, a estimativa do hiato de produtividade da Tabela 2 pecará por defeito. Por outro lado, a medida do stock de capital não contempla a possibilidade de as diferentes gerações de capital terem produtividades diferentes. Na medida em que um aumento do ritmo de acumulação de capital origine uma diminuição da idade média do stock de capital existente (detalhes em Klenow and Rodríguez-Clare, 1997, pp 77), num país cujo processo de crescimento esteja fortemente marcado pela dinâmica de transição – como é o caso de Portugal – a estimativa do stock de capital tende a sub-avaliar o contributo daquele factor para o crescimento. Finalmente, o termo de produtividade total reflecte também diferenças no número de horas trabalhadas por trabalhador.

11 Repare-se que o quadro reporta o “contributo” da dotação relativa e não “a” dotação relativa. De acordo com a decomposição (detalhes na legenda), o valor do primeiro corresponde ao valor da segunda elevado à potência de 1/3.



Figura 4 – Dotações relativas (US = 0.00)



Fonte: O mesmo que a figura 3. Notas: Construção com base nas estimativas da Tabela 2 (valores em logaritmos), decomposição à la Cohen e Soto (2002). O eixo vertical mede o Capital-Humano por trabalhador (h). O eixo horizontal mede o contributo da dotação relativa, $(K/H)^{1/3}$.

5. Discussão

Com base num exercício de contabilidade de níveis, argumenta-se que o movimento de convergência da Economia Portuguesa verificado na segunda metade do século XX foi essencialmente motivado por um aumento da produtividade total ocorrido nas décadas de 60 e 70. Esse aumento terá motivado um processo de aproximação aos níveis de produto por trabalhador verificado nos países mais desenvolvidos, processo esse que se terá esgotado na viragem do milénio.

Na literatura sobre Economia Portuguesa, é comum relacionar-se a aceleração do crescimento económico na segunda metade do século passado com o processo de abertura ao exterior. De acordo com essa interpretação, o abandono do modelo de substituição de importações, iniciado timidamente em 1947, com Manuel Barbosa, e mais tarde consolidado com a adesão ao GATT (1959), à EFTA (1961) e com o tratado CEE-EFTA (1972), forçando o abandono do modelo corporativo e das práticas restritivas do condicionamento industrial, induzindo aumentos de eficiência por via da competição acrescida, favorecendo a inovação pela introdução de novos produtos e promovendo a mudança das mentalidades, terá constituído uma alteração fundamental do ambiente económico, motivando um impulso de convergência. Os resultados deste trabalho são consistentes com esse interpretação.

No entanto, pela mesma ordem de ideias, o mesmo se deveria ter passado após a adesão à CEE. Sem dúvida, a participação no projecto de construção europeia teve um impacto positivo na qualidade da política económica e das instituições em Portugal: ao nível macroeconómico, a independência do banco central, a liberalização financeira, a convertibilidade monetária e a adopção de um quadro de consistência de políticas com vista à participação na UEM; na esfera real, os passos que conduziram à criação do Mercado Único em 1993, incluindo a remoção de barreiras ao comércio, o desmantelamento de monopólios, as privatizações, a construção de

grandes infra-estruturas públicas financiadas por fundos comunitários; em geral, a implementação do “*Acquis Communautaire*” e o contacto com as políticas e as instituições europeias tiveram um impacto inequívoco na cultura económica e na qualidade das decisões. À luz da teoria, esperar-se-ia que tais melhorias resultassem num novo impulso de convergência. Aparentemente, tal não foi o caso.

O facto de a Economia Portuguesa ter revelado um crescimento desapontante após duas décadas de reformas não é inédito. O mesmo fenómeno foi recentemente diagnosticado pelo Banco Mundial (2005) para uma série de países, nomeadamente da América Latina. Não obstante durante os anos 90 esses países terem implementado um conjunto sem precedente de reformas essencialmente alinhadas pela visão que John Williamson (1990) designou por “Consenso de Washington” (incluindo a abertura ao comércio, a liberalização financeira, melhoria das finanças públicas, privatização e desregulamentação), a resposta do sector privado revelou-se uma decepção. Em muitos países, o crescimento económico da última década foi inferior ao registado durante o tempo das ditaduras políticas, onde proliferavam o intervencionismo e a substituição de importações. Ao mesmo tempo, países que, como o Chile, a China e a Índia, adoptaram estratégias menos ortodoxas, registaram crescimentos surpreendentes.

A convicção de que não há receitas de aplicação universal e de que uma maior atenção à especificidade deve ser tida em conta na formulação da política, tem levado alguns economistas a recuperar ideias e reciclar teses desenvolvimentistas dos anos 50 e 60 (por exemplo, Murphy *et al.*, 1989; Sachs, 2005; Rodrick, 2005; Hausmann *et al.*, 2005; Hausmann e Rodrick, 2006). Outros dirão que as reformas só pecaram por defeito ou que não tem sido dada atenção suficiente à qualidade das instituições (Fraga, 2004; Easterly, 2006). Qual das visões está mais certa, ninguém sabe. Mas todos esses argumentos irão certamente contribuir para enriquecer o (eterno) debate sobre “para onde vai a Economia Portuguesa”.





Referência Bibliográfica

- Acemoglu, D. *et al.* (2001) Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation, *American Economic Review*, 91, 1391-1401.
- Amaral, L. (2005) O Trabalho, in Lains, P.; Silva, A. (eds.), *História Económica de Portugal 1700-2000*, Vol.III, Imprensa de Ciências Sociais, 37-63, 65-90.
- Banco Mundial, (2005) Economic Growth in the 1990s: Learning from a Decade of Reforms, Washington DC, World Bank.
- Barro, R.; Sala-i-Martin, X. (1997) Technological diffusion, convergence and growth, *Journal of Economic Growth*, 2, 1-26.
- Bernard, A.; Durlauf, S. (1995) Convergence in International Output, *Journal of Applied Econometrics*, 10, 2, 97-108.
- Carlino, G.; Mills, L. (1993) Are US Regional Incomes Converging? A Time Series Analysis, *Journal of Monetary Economics*, 32, 2, 335-46.
- Cohen, D.; M. Soto, (2001) *Growth and Human Capital: Good Data, Good Results*, CEPR Working Paper No 3100, London, Centre for Economic Policy Research.
- Cohen, D.; M. Soto, (2002) *Why Are Some Countries So Poor? Another Look at the Evidence and a Message of Hope*, Technical Papers N° 197, Paris, OECD Development Centre.
- David, P. (1977) Invention and Accumulation in America's Economic Growth: a Nineteenth-Century Parable, *Journal of Monetary Economics*, Special Supplement VI, 176-228.
- Easterly, W. (1999) The Ghost of Financing Gap: Testing the Growth Model Used in the International Financial Institutions, *Journal of Development Economics*, 60, 2, 423-38.
- Easterly, W. (2002) *The Elusive Quest for Growth: Economists Adventures and Misadventures in the Tropics*, Cambridge MA, Cambridge University Press.
- Easterly, W. (2006) Reliving the 50s: The Big Push, Poverty Traps and Takeoffs in Economic Development, *Journal of Economic Growth*, 11, 4, 289-318.
- Evan, P.; Karras, G. (1996) Convergence Revisited, *Journal of Monetary Economics* 37, 249-265.
- Fraga, A. (2004) Latin America since the 1990s: Rising from the Sickbed? *Journal of Economic Perspectives*, 18, 2, 89-106.
- Gallup, J. *et al.* (1999) Geography and Economic Development, *International Regional Science Review* 22, 2, 179-232.
- Gradstein, M. (2004) Governance and Growth, *Journal of Monetary Economics*, 73, 505-518.
- Hall, R.; Jones, C. (1999) Why Do Some Countries Produce So Much More Output per Worker than Others?, *The Quarterly Journal of Economics*, 114, 1, 83-116.
- Hausmann, R.; Rodrik, D. (2006) *Doomed to Choose: Industrial Policy as Predicament*, Mimeo, Center for International Development at Harvard University, Cambridge, MA.
- Hausmann, R. *et al.* (2005) Growth Diagnostics, Mimeo, Harvard University.
- Howitt, P. (2000) Endogenous Growth and Cross-country Income Differences, *American Economic Review*, 90, 829-846.
- Klenow, P.; Rodríguez-Clare, A. (1997) The Neo-Classical Revival in Growth Economics: Has it Gone Too Far?, *NBER Macroeconomic Annual*.
- Klenow, P.; Rodríguez-Clare, A. (2005) Externalities and Growth, in Philippe Aghion, P.; Durlauf,



- S. (eds.), *Handbook of Economic Growth*, Vol. I, Chapter 11, Amsterdam, North Holland, 817-861.
- Krugman, P. (1994) The Mith of the Asia's Miracle, *Foreign Affairs*, 73, 6, 62-78.
- Lains, P. (2003) Catching-up to the European Core: Portuguese Economic Growth 1910-1990, *Explorations in Economic History*, 40, 369-386.
- Lebre de Freitas, M. (2006) Portugal-EU Convergence Revisited: Evidence for the Period 1960-2003, *International Advances in Economic Research*, 12, 3, 408-418.
- Lebre de Freitas, M. (2005) O Capital: 1910-2000, in Lains, P.; Silva, A. (eds.) *História Económica de Portugal 1700-2000*, Vol.III, Lisboa, Imprensa de Ciências Sociais, 91-124.
- Lebre de Freitas, M. (2000) Quantidade ou Qualidade? A Contabilidade do Crescimento na Irlanda, *Boletim Económico*, 61-73.
- Li, Q.; Papell (1999) Convergence of International Output: Time Series Evidence for 16 OECD Countries, *International Review of Economics and Finance*, 8, 267-280.
- Loewy, M.; Papell, D. (1996) Are US Regional Incomes Converging? Some Further Evidence, *Journal of Monetary Economics*, 38, 3, 587-98.
- Maddison, A. (1995) *Monitoring the World Economy: 1820-1992*, Paris, Organisation for Economic Co-operation and Development.
- Mankiw, G. *et al.* (1992) A Contribution to the Empirics of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, 107, 2, 407-38.
- Murphy, K. *et al.* (1989) Industrialization and the Big-Push, *Journal of Political Economy*, 97, 5, 1003-1026.
- North, D. (1990) *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*, Cambridge UK, Cambridge University Press.
- Parente, S.; Prescott, P. (2005) A Unified Theory of the Evolution of International Income Levels, in Aghion, P.; Durlauf, S. (eds.), *Handbook of Economic Growth*, Vol. I, Chapter 21, Amsterdam, North Holland, 1371-1416.
- Rodrick, D. (2005) Growth Strategies, in Aghion, P.; Durlauf, S. (eds.), *Handbook of Economic Growth*, Vol.I, Chapter 14, Amsterdam, North Holland, 967-1014.
- Rodrick, D. *et al.* (2002) Institutions Rule: The Primacy of Institutions over Geography and Integration in Economic Development, NBER Working paper 9305.
- Sachs, J. (2005) *The End of Poverty: Economic Possibilities for our Time*, New York, The Penguin Press.
- Solow, R. (1956) A Contribution to the Theory of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, 50, 65-94.
- Solow, R. (1957) Technical Change and the Aggregate Production Function, *Review of Economics and Statistics*, 39, 79-82.
- Veiga, T. (2005), A Transição Demográfica, in Lains, P.; Silva, A. (eds.), *História Económica de Portugal 1700-2000*, Vol. III, Lisboa, Imprensa de Ciências Sociais, 37-63.
- Williamson, J. (1990) What Washington Means by Policy Reform, in Williamson, J. (eds.) *Latin American Adjustment: How Much Has Happened?*, Washington, Institute for International Economics.



Mobilidade Geográfica e Distância da Deslocação em Portugal*

João Pereira Universidade de Évora, Departamento de Economia e CEFAE-UE

resumo

Este artigo tem por objectivo analisar a mobilidade geográfica em Portugal tendo como domínio de referência a distância da deslocação. Tanto quanto é do nosso conhecimento, este é o primeiro trabalho que aborda esta questão em Portugal. A análise é efectuada com base num modelo logit multinomial. Os resultados obtidos mostram que há um conjunto de factores referenciados na literatura que influenciam a decisão individual de mobilidade nomeadamente, a idade, a situação familiar, as diferenças de salários e o desemprego. Contudo, dadas as estimativas que obtivemos para as probabilidades de deslocação, pode-se concluir claramente que este mecanismo está longe de ser uma forma eficaz de ajustamento do mercado de trabalho em Portugal. Neste sentido, são apontadas algumas vias de actuação da política económica que podem melhorar a eficácia deste mecanismo de ajustamento.

résumé / abstract

Cet article a pour objectif d'analyser la mobilité géographique au Portugal, ayant comme point de référence la distance de déplacement. À notre connaissance, ce travail est le premier du genre à aborder cette question au Portugal. L'analyse est effectuée sur la base d'un modèle logit multinomial. Les résultats obtenus montrent qu'il existe un ensemble de facteurs auxquels on fait référence dans ce domaine et qui influencent la décision individuelle de mobilité, en particulier, l'âge, la situation de famille, les différences de salaire et le chômage. Toutefois, étant donné les estimatives que nous avons obtenues pour les probabilités de déplacement, on peut, de toute évidence, conclure que ce mécanisme est loin d'être une manière efficace d'ajustement du marché du travail au Portugal. Pour cette raison on indique quelques voies pour la politique économique qui peuvent améliorer l'effectivité de ce mécanisme d'ajustement.

The aim of this paper is to analyse geographic labour mobility in Portugal as a function of the distance of the displacement. To our knowledge, this is the first work making this analysis for Portugal. The empirical work is implemented with a logit multinomial. The results show that there is a set of factors which influence individual mobility decisions, namely, age, family ties, wage differentials and unemployment. However, as the estimated probabilities of dislocation are too low, we conclude that this is not an effective mechanism of economic adjustment in Portugal. Therefore, we suggest some policy changes which can improve the working of this mechanism in Portugal.

Classificação JEL: E24; J61

* Esta investigação foi desenvolvida no âmbito de uma tese de doutoramento realizada pelo autor na Universidade de Évora. O autor agradece à Prof^a Doutora Aurora Galego, a orientadora da dissertação, todas as sugestões e críticas realizadas ao longo do trabalho. Todos os erros, omissões e insuficiências são, obviamente, da responsabilidade do autor.

1. Introdução



Este artigo tem por objectivo analisar a mobilidade geográfica em Portugal tendo como domínio de referência a distância da deslocação. A abordagem é de índole microeconómica na medida em que são analisados os determinantes da decisão de deslocação do ponto de vista individual. Tanto quanto é do nosso conhecimento, este é o primeiro trabalho que aborda esta questão em Portugal.

A mobilidade geográfica da força de trabalho é um mecanismo fundamental de ajustamento da economia, funcionando como alternativa à flexibilidade dos salários reais ou à mobilidade do capital. Perante crises localizadas de emprego, permite que a mão-de-obra se desloque para regiões ou localidades em crescimento, ajustando a oferta à procura de emprego. Os ganhos de eficiência a este nível permitem um menor nível médio de desemprego a longo prazo. Além disto, no âmbito da teoria do capital humano, a mobilidade geográfica é entendida como uma forma de investimento em capital humano capaz de melhorar a rendibilidade desse mesmo capital (Sjaastad, 1962).

Habitualmente a mobilidade interna é tratada a nível inter-regional. Em Portugal, os níveis extremamente reduzidos de mobilidade inter-regional colocam sérias dificuldades ao trabalho econométrico (Pereira, 2003). Como forma de ultrapassar esta dificuldade, é proposto um modelo logit multinomial para analisar a mobilidade interna em função da distância da deslocação. O trabalho empírico foi efectuado com base em duas *cross-sections* do *Inquérito ao Emprego* do Instituto Nacional de Estatística, nomeadamente os primeiros trimestres de 1998 e 2000.

Os resultados obtidos mostram que há um conjunto de factores referenciados na literatura que também influenciam a mobilidade geográfica em Portugal, nomeadamente, a idade, a situação familiar, as diferenças de salários e o desemprego. Contudo, dadas as estimativas que obtivemos para as probabilidades de deslocação, pode-se concluir que este mecanismo está longe de ser uma forma eficaz de ajustamento do mercado de trabalho em Portugal. Neste sentido, são apontadas algumas vias de actuação da política económica que podem melhorar a efectividade deste mecanismo de ajustamento.

O artigo está organizado da seguinte forma. Na secção 2 é apresentado o modelo utilizado na análise da mobilidade geográfica em função da distância da deslocação. A secção seguinte descreve os dados utilizados neste estudo. Na secção 4 são apresentados os resultados obtidos. Finalmente, na última secção, são apresentadas as principais conclusões do trabalho e algumas implicações para a política económica.

2. Mobilidade geográfica e distância da deslocação: metodologia

A mobilidade a nível inter-regional é o padrão de mobilidade interna mais estudado, principalmente em países grandes e com disparidades regionais relevantes (ver, por exemplo, Antolin e Bover, 1997, para Espanha). Existem, no entanto, também estudos cujo objectivo se centra na análise da mobilidade a nível local. Em Inglaterra, por exemplo, Hughes e McCormick (1985) analisam as mudanças de residência. Mais recentemente, em Espanha, tem surgido o interesse pelo estudo das migrações intra-regionais, ou de curta distância, face à reduzida expressão da mobilidade inter-regional e ao aumento da mobilidade de curtas distâncias (Bover e Arellano, 2001).

Em Portugal este tema está muito pouco estudado, apesar da importância que o mecanismo da mobilidade geográfica teve ao longo de décadas na desertificação do interior e na consequente concentração da população em grandes áreas urbanas do litoral. Tanto quanto é do nosso conhecimento, Pereira (2003) é o único estudo de índole microeconómica que aborda esta questão. No entanto, a exiguidade da mobilidade inter-regional coloca sérias dificuldades à modelização econométrica. A distância da deslocação é, na nossa opinião, uma alternativa



natural e lógica de análise para abordar esta questão, pois, com a eventual mudança de residência, independentemente de esta ser no interior da região ou para fora dela, o agente poderá dispor de um benefício ao nível das remunerações ou de uma oportunidade de emprego não disponível na sua actual residência.

A primeira questão que se coloca é operacionalizar o conceito de distância. Uma forma natural de tratar a questão passa pela definição de um limite espacial para a deslocação a partir do qual os seus custos – psicológicos ou outros – possam ter um carácter mais severo. Assim, com base num critério de razoabilidade, fixamos esse limite em 50 kms. Dessandre e Molho (1999) formularam um problema semelhante para França onde a distância de referência são os 60 kms. Tal como no nosso caso, a escolha deste limite obedeceu a um critério de razoabilidade.

Face ao atrás exposto, o agente é confrontado com o seguinte leque de decisões alternativas¹:

1. Permanecer na mesma residência ou deslocar-se para um concelho adjacente;
2. Deslocar-se para um concelho não adjacente a uma distância inferior a 50 kms;
3. Deslocar-se 50 kms ou mais para um Concelho não adjacente.

Num quadro de racionalidade e optimização, o agente irá escolher a alternativa que lhe proporcionar um maior benefício líquido. Sendo assim, o benefício líquido da alternativa j para o indivíduo i é dado por:

$$\begin{aligned} B_{ij} &= \beta'_j X_i - \delta'_j Z_i + \varepsilon_{ij} \\ &= \theta'_j W_i + \varepsilon_{ij} \end{aligned} \quad (1)$$

Onde $\theta'_j = [\beta'_j, -\delta'_j]$ e $W_i = [X_i, Z_i]$; ε_{ij} é uma variável aleatória independente e identicamente distribuída, de acordo com uma distribuição *Weibull*; X_i é o vector que contém as características que influenciam o salário do indivíduo i ; β'_j é o vector dos preços dessas características; Z_i é o vector dos factores que afectam os custos da deslocação e δ'_j o vector dos respectivos coeficientes.

Se o agente faz a escolha j relativamente a todas as outras, assume-se que B_{ij} representa o máximo do benefício líquido entre as J alternativas. Em termos estatísticos, a escolha pode ser formulada em função da probabilidade de uma determinada escolha j ser efectuada, ou seja:

$$\text{Prob}(B_{ij} > B_{ik}), k \neq j$$

O problema atrás exposto pode ser modelizado através de um modelo *logit multinomial*, onde são estimados os determinantes da probabilidade de um indivíduo escolher um determinado estado relativamente à situação de referência, a qual assumimos ser, permanecer na mesma residência ou deslocar-se para um Concelho adjacente. O modelo fornece o conjunto de probabilidades para um leque de possíveis escolhas, J , que um determinado indivíduo i com características W_i tem à sua disposição. Representando por y a variável aleatória que representa a escolha do indivíduo e θ_j os vectores dos coeficientes estimados, e assumindo a normalização $\theta_0 = 0$, podemos apresentar as probabilidades representativas das diversas escolhas por:

$$\text{prob}(y = j) = \frac{\exp(\theta'_j \cdot W_i)}{1 + \sum_{j=1}^J \exp(\theta'_j \cdot W_i)} \quad (2)$$

1 A distância foi calculada relativamente às Sedes dos Concelhos.

$$prob(y = 0) = \frac{1}{1 + \sum_{j=1}^J \exp(\theta'_j \cdot W_i)} \quad (3)$$

Este modelo pode ser estimado pelo método da máxima verosimilhança.

3. Dados e variáveis

Os dados utilizados neste trabalho foram obtidos no *Inquérito ao Emprego* (IE) do Instituto Nacional de Estatística (INE). Este inquérito tem informação sobre o local de residência (Concelho) do indivíduo no ano em que é realizado bem como no ano anterior. Contudo, não apresenta informação directa sobre o local de trabalho no ano anterior ao da realização do inquérito.

Para Mincer (1978), a unidade relevante em termos da decisão de migrar é a família e o seu benefício líquido conjunto. Por este motivo, a nossa amostra inclui apenas homens, solteiros ou casados. A inclusão em simultâneo de homens e mulheres introduziria, inevitavelmente, problemas de correlação entre os erros nos casos de indivíduos casados ou vivendo maritalmente, uma vez que estas decisões são marcadamente conjuntas. Mesmo a inclusão simultânea de mulheres solteiras e homens levantaria problemas adicionais, nomeadamente o facto de os processos de formação de salários serem tipicamente diferentes e de os salários das mulheres estarem frequentemente sujeitos a problemas de selectividade (Vella, 1998).

Relativamente ao período temporal considerado, são analisadas duas *cross-sections*, referentes aos primeiros trimestres de 1998 e 2000. A escolha baseia-se no facto de se tratarem de trimestres homólogos e incluírem indivíduos diferentes, uma vez que ao fim de seis trimestres toda a amostra é diferente (painel rotativo). Se não adoptássemos este critério, corríamos o risco de estar a contabilizar duas vezes a mesma decisão. Não sendo possível uma análise em painel devido à falta nas bases de dados do código para identificar um indivíduo ao longo dos trimestres que é seguido pelo IE, cremos que esta é a melhor a melhor solução para tratar a questão.

O IE não questiona os indivíduos sobre o motivo da mudança de residência – laboral, residencial ou outra. A vertente da mobilidade geográfica que nos interessa analisar é a que está relacionada com o mercado de trabalho. Desejavelmente deviam-se eliminar as deslocações que não estão relacionadas com o mercado de trabalho, o que não é inteiramente possível. Contudo, como as deslocações dentro do Concelho e as deslocações para Concelhos adjacentes foram tratadas como não deslocações (ver leque de escolhas do modelo Logit multinomial) cremos que desta forma expurgamos grande parte da mobilidade residencial, seguramente a vertente da mobilidade não laboral que mais poderia perturbar as conclusões do estudo.

Em suma, a amostra abrange os dois já referidos trimestres de 1998 e 2000, é constituída por indivíduos do sexo masculino com idades entre 15 e 64 anos que no ano em que o inquérito é realizado eram trabalhadores por conta de outrem. No ano anterior ao da realização do inquérito eles poderiam, porém, ser trabalhadores por conta própria, por conta de outrem, desempregados ou inativos. Além disto, foram excluídos da amostra aqueles que no ano do inquérito e no anterior se encontravam a cumprir serviço militar obrigatório, os que no ano anterior eram estudantes, os militares de carreira e os que se dedicavam à agricultura de subsistência. Finalmente, há a referir que só foram incluídos na amostra residentes no território continental, por uma questão de continuidade geográfica.

As variáveis utilizadas são as seguintes²:

2 As estatísticas descritivas destas variáveis encontram-se em anexo.



LSAL: logaritmo dos salários reais. Os salários encontram-se a preços de 1998 tendo sido deflacionados com base no índice de preços no consumidor por regiões.

IDADE: idade do indivíduo.

IDADE2: termo quadrático da idade, sendo obtida da seguinte forma: $IDADE2 = IDADE^2$.

A1624/A2549/A5064: são *dummies* representativas da idade dos indivíduos assumindo o valor 1 se o indivíduo tem entre 16 e 24 anos de idade, entre 25 e 49 anos, ou entre 50 e 64 anos, respectivamente. Esta é uma forma alternativa de expressar os efeitos da idade.

EDU9/EDU12/EDU15: são *dummies* que identificam o nível de educação mais elevado atingido pelo indivíduo, nomeadamente o 9º ano, o 12º ano de escolaridade, ou um curso superior.

FILHOS: *dummy* cujo valor é 1 se a família tiver filhos menores ou maiores mas a estudarem.

ECIVIL: *dummy* cujo valor é 1 se o indivíduo for casado ou viver maritalmente com outra pessoa.

MMTRAB: *dummy* cujo valor é 1 se o cônjuge trabalha.

NT: *dummy* que identifica os indivíduos que no ano anterior ao da realização do inquérito eram desempregados ou inativos.

CDP: *dummy* cujo valor é 1 se no ano anterior ao inquérito o indivíduo estava empregado com um contrato permanente.

DCENTRO/DLVT/DALGARVE/DNORTE/DALENTEJO: *dummies* regionais que identificam a região de residência do indivíduo no ano anterior ao inquérito, nomeadamente identificam, respectivamente, as seguintes regiões: Centro, Lisboa, Algarve, Norte ou Alentejo.

DCENTR/DLV/DALGARV/DNORT/DALENTEJ: *dummies* regionais cujo objectivo é identificar a região de residência no ano do inquérito.

INTERIOR: *dummy* cujo objectivo é identificar os distritos do interior. Foram classificados como pertencendo ao interior os seguintes distritos: Vila Real, Bragança, Viseu, Castelo Branco, Guarda, Portalegre, Beja, Évora.

QL: *dummy* que tem como objectivo identificar os indivíduos que no ano em que o inquérito é realizado exerciam as ocupações mais qualificadas. As ocupações mais qualificadas são as que tem os códigos 11 a 34 no IE.

INDH: variável *dummy* que identifica os trabalhadores que no ano da realização do inquérito trabalhavam num sector de actividade pertencente à indústria. Foram classificadas como indústria as actividades com códigos 10 a 45 no IE.

SERVH: variável *dummy* que identifica os trabalhadores que no ano da realização do inquérito trabalhavam num sector de actividade pertencente aos serviços. Foram classificadas como serviços as actividades com os códigos 50 a 99.

4. Resultados

4.1. Modelo de transição

A validade do modelo *Logit multinomial* por nós proposto está baseada na verificação das propriedades estatísticas de ε_{ij} . Estas implicam que o rácio de probabilidades de quaisquer dois estados (j, k), P_j/P_k , é independente das restantes probabilidades, ou, se preferirmos, das restantes escolhas (*independence of irrelevant alternatives*, Greene, 2000: 864). Hausman e McFadden (1984) apresentaram um teste para verificar a validade desta hipótese, o qual é baseado no princípio que se uma determinada alternativa englobada no modelo é independente das outras, então não haverá alteração sistemática das estimativas dos parâmetros das restantes alternativas, quando a referida escolha for excluída do modelo. As estimativas assim obtidas são ineficientes, mas não inconsistentes. Porém, se as restantes probabilidades relativas não forem independentes dessa opção, as estimativas dos parâmetros obtidas com a

exclusão de uma determinada alternativa serão inconsistentes. A estatística de teste (HM) é dada por:

$$HM = (\hat{\beta}_s - \hat{\beta}_i)' [\hat{V}_s - \hat{V}_i]^{-1} (\hat{\beta}_s - \hat{\beta}_i)$$

s indica os estimadores baseados no leque de escolhas do modelo restringido e f os estimadores baseados no leque de escolhas global; V_s e V_f representam as estimativas assintóticas da matriz de variâncias e covariâncias. A estatística de teste é assintoticamente distribuída com um χ^2 com 15 graus de liberdade.

No modelo por nós apresentado assume especial importância a independência entre as escolhas relativas a deslocações inferiores a 50 kms e às restantes deslocações. Assim, e de forma a realizar o teste apresentado, o modelo foi sucessivamente estimado sem as alternativas relativas a cada uma daquelas deslocações. Em ambos os casos, as estatísticas de teste apresentaram valores semelhantes, $\chi^2(15) = 0$, o que nos permite não rejeitar a hipótese de independência das probabilidades relativas das diversas alternativas.

Uma outra questão que se relaciona com a parcimónia do próprio modelo diz respeito ao facto de existirem ou não diferenças estatisticamente significativas entre os coeficientes das equações relativas às hipóteses 2) e 3). Caso essas diferenças não existam, a melhor estratégia de modelização passará pela estimação conjunta de todas as deslocações e não pela estratégia por nós proposta. Formalmente esta hipótese pode ser testada através de um teste de rácios de verosimilhança. A estatística de teste é dada por:

$$LR = 2(L_U - L_R) \sim \chi^2(k)$$

O procedimento de teste passa pela estimação do modelo *logit* multinomial com a restrição que os coeficientes dos estados (2) e (3) são iguais. Deste modelo obtém-se o logaritmo da função de verosimilhança L_R que conjuntamente com o que foi obtido na estimação livre L_U , permite o cálculo da estatística de teste anteriormente descrita. Os resultados obtidos mostram que a estatística de teste $LR = 45.43$ é superior ao valor crítico para um nível de significância de 5% de $\chi^2(14) = 23.68$, o que a este nível nos permite validar o modelo proposto.

As estimativas do modelo proposto em termos de rácios de risco relativo (rrr)³ constam da tabela 1. Um indivíduo mais jovem tem 3.5 mais possibilidades de ter mudado para um Concelho não adjacente até 50 kms do que ter permanecido no estado base. Em sentido contrário, para aqueles com idades entre os 50 e os 64, é menos provável que tenham mudado para um Concelho não adjacente até 50 kms. Estes resultados são consistentes com aquilo que é proposto pela *teoria do capital humano* relativamente aos efeitos da idade na mobilidade, uma vez que a aversão ao risco e os custos psicológicos associados à mobilidade tendem a aumentar com a idade.

3 O rácio de risco relativo mede a alteração no rácio de probabilidades relativas (probabilidade de um determinado estado relativamente ao estado base) resultante da variação em uma unidade de uma determinada variável. Matematicamente é dado por e^{β_i} , sendo β_i o coeficiente estimado.





Tabela 1 – logit multinomial em termos de Rácios de risco relativo

Variável	A		B	
	rrr	Rácio-t	rrr	Rácio-t
A1624	3,492	3,16	2,214	2,03
A5064	0,275	-3,10	0,588	-1,35
EDU12	1,114	0,23	1,30	0,68
EDU15	3,891	2,38	1,142	0,25
FILHOS	0,323	-3,96	0,968	-0,11
ECIVIL	13,335	5,61	1,737	1,27
MMTRAB	0,666	-1,39	1,125	0,36
NT	0,944	-0,09	2,275	1,61
CDP	0,688	-1,15	0,993	-0,02
DCENTRO	0,875	-0,24	1,952	1,99
DLVT	2,937	3,61	2,002	2,11
DALGARVE	0,186	-1,63	1,171	0,31
INTERIOR	0,264	-1,79	2,519	2,88
QL	0,563	-1,11	1,685	1,35
N	12745			
LOG L	-736,030			
PSEUDO R2	0,073			

Notas: A: escolha entre as opções 1) e 2); B: escolha entre as opções 1) e 3). Variável Dependente: Y=1 se é escolhida a alternativa 1; Y=2 se é escolhida a alternativa 2; Y=3 se é escolhida a alternativa 3.

A educação também afecta significativamente a mudança de estado, nomeadamente para os indivíduos com curso superior. Para estes, a possibilidade de terem mudado para uma outra residência relativamente à situação do estado base é quase 4 vezes maior. Os resultados anteriormente obtidos relativamente aos efeitos da idade e da educação são consistentes com o padrão de resultados encontrado por Bover e Arellano (2001) para Espanha em migrações intra-regionais.

As variáveis relativas à situação familiar apresentam efeitos estatisticamente significativos na mobilidade até 50 kms. Em especial, os efeitos da *dummy* relativa aos indivíduos casados são particularmente elevados. A possibilidade de um indivíduo nestas condições ter efectuado uma deslocação inferior a 50 kms aumenta cerca de 13 vezes relativamente aos não casados. Provavelmente este resultado é afectado pelos indivíduos que casaram no último ano, uma vez que o casamento está, na maioria das vezes, associado a mudança de habitação. Esta *dummy* qualifica o estado civil do agente no ano em que o inquérito é realizado e não no ano anterior⁴. Finalmente, a presença de filhos menores ou maiores mas a estudar, está associada a indivíduos com menor probabilidade de terem mudado de residência, resultado que vai de encontro ao esperado pois estes são aspectos que afectam os custos da deslocação.

Relativamente às restantes variáveis que afectam a mobilidade inferior a 50 kms, apenas a *dummy* relativa aos indivíduos que no ano anterior residiam na região de Lisboa é estatisticamente significativa. O rácio das probabilidades do estado 2, relativamente ao estado base, aumenta

4 Os dados disponibilizados pelo INE não permitem a detecção de alterações do *status* familiar.



cerca de 3 vezes quando comparado com o mesmo rácio calculado para indivíduos oriundos do Norte litoral, Alentejo ou Algarve. Possivelmente, está a reflectir questões relacionadas com a habitação. Mesmo que as deslocações para Concelhos contíguos tenham sido assemelhadas a não deslocações, na região de Lisboa existem vários Concelhos a distâncias relativamente curtas, o que favorece a mobilidade por razões de mercado de habitação, visto que a distância relevante é a que diz respeito ao posto de trabalho. Bover e Arellano (2001) evidenciam a existência deste tipo de efeito em Espanha, onde o preço da habitação incentiva as deslocações de curta distância. Uma outra possível explicação para este resultado tem a ver com o peso do sector de serviços que induz movimentos para junto de grandes cidades onde se encontram as oportunidades de emprego (Bover e Arellano, 2001), como é o caso de Lisboa.

Destacamos também o facto de, em deslocações inferiores a 50 kms, não existir uma maior propensão à mudança de residência por parte dos indivíduos que no ano anterior ao inquérito não tinham emprego. Este resultado não se apresenta como positivo ao nível da eficiência do mercado de trabalho, uma vez que os trabalhadores sem emprego deveriam ter uma maior propensão para se deslocar. Contudo, é perfeitamente possível que mudanças de emprego que não impliquem grandes deslocações não obriguem à mudança de residência e deste modo o efeito desta variável não seja estatisticamente significativo. Se assim for, então na mobilidade maior ou igual a 50 kms esta variável deverá ser estatisticamente significativa. Na realidade, é o que acontece, muito embora o resultado só seja significativo para um nível de significância de 10%. O *rácio de risco relativo* mostra que a probabilidade relativa de deslocação destes indivíduos é o dobro da dos que se encontram numa situação de contrato temporário ou emprego por conta própria. O facto de se tratarem de deslocações maiores ou iguais a 50 kms reduz em muito a probabilidade da causa da deslocação não ser laboral (por exemplo, relacionada com o mercado da habitação).

Relativamente à influência da idade na mobilidade, os mais jovens apresentam novamente uma maior probabilidade relativa de terem efectuado uma deslocação no espaço de um ano. O efeito é menos pronunciado que nas deslocações inferiores a 50 kms, mas, mesmo assim, relativamente aos indivíduos com as mesmas características observáveis que estão no escalão de 25 a 49 anos, a probabilidade relativa de terem efectuado este tipo de deslocação é duas vezes superior. O efeito da idade na mobilidade já não é estatisticamente significativo no escalão dos 50 aos 64 anos.

Ao nível das características pessoais não existem mais variáveis que apresentem efeitos estatisticamente significativos na probabilidade relativa de migrar (50 ou mais kms). Em particular destacamos o facto da educação não apresentar efeitos estatisticamente significativos na mobilidade, contrariamente ao que acontece em outros estudos (Bover *et al.*, 1997). O mesmo acontece com o efeito da *dummy* relativa aos indivíduos casados ou a viver maritalmente, o qual, embora positivo, não é estatisticamente significativo. Este resultado parece ir ao encontro da hipótese anteriormente formulada, em que muitas das deslocações inferiores a 50 kms eram motivadas pelo casamento daí que, a *dummy*, mostrasse efeitos particularmente elevados na probabilidade em mudar de Concelho naquela dimensão.

No que diz respeito às regiões de residência no ano anterior, verifica-se a existência de efeitos estatisticamente significativos de todas elas, à excepção do Algarve, na mobilidade maior ou igual a 50 kms. Por exemplo, os agentes originários do Centro ou de Lisboa apresentam duas vezes mais possibilidades de terem efectuado uma mudança de residência para uma localidade que dista 50 ou mais kms que os do Norte ou Alentejo. Também não deixa de ser elucidativo do cariz da mobilidade em Portugal que nas deslocações maiores ou iguais a 50 kms, os indivíduos originários de distritos do interior tenham uma probabilidade relativa de deslocação cerca 2.5 vezes superior à dos residentes no litoral. Este resultado é um sintoma claro das diferenças de oportunidades e assimetrias existentes entre o litoral e o interior de Portugal.

Chegados a este estágio, é natural que nos questionemos se no modelo apresentado haveria lugar para mais variáveis explicativas. De uma forma geral, o modelo engloba as principais



variáveis que têm sido utilizadas em estudos similares realizados para outros países (ver, por exemplo, Antolin e Bover, 1997). Contudo, uma questão que se poderá colocar é o facto de hipoteticamente poderem também ser incluídos no modelo termos de interação entre as variáveis já consideradas. Com esse objectivo, realizamos um teste geral de variáveis omitidas que adiciona ao leque de regressores considerado o quadrado do índice estimado para cada opção. Trata-se, pois, de um teste tipo RESET⁵, o qual foi realizado através dos seguintes procedimentos:

1. Estimamos a forma reduzida do modelo obtendo o valor estimado do índice $\hat{\beta}_j = [\hat{\theta}_j W_j]$ e o correspondente logaritmo da função de verosimilhança: L_R .
2. Seguidamente, incluímos como regressor adicional do modelo probabilístico o quadrado do valor esperado do índice $\hat{\beta}_j$, ou seja, agora o modelo estimado inclui como regressores: $[W_j, \hat{\beta}_j^2]$, obtendo-se o correspondente logaritmo da função de verosimilhança: L_U .
3. Finalmente, realizamos o teste de rácios de verosimilhança: $LR = 2(L_U - L_R)$

A estatística de teste obtida, $LR = 2.6$, compara com o valor crítico de $\chi_4^{2(0.05)} = 9.49$, o que significa que não se rejeita a hipótese nula de ausência de termos não lineares do tipo considerado em (2.)

4.2. Probabilidades estimadas

Para que se possa compreender melhor o padrão de mobilidade em Portugal e a importância absoluta de algumas variáveis explicativas, obtivemos uma estimativa das probabilidades de indivíduos empregados e sem emprego no ano anterior ao inquérito, efectuarem deslocações maiores ou iguais a 50 kms no espaço de um ano (ver tabela 2).

Tabela 2 – Probabilidades estimadas para deslocações maiores ou iguais a 50 km (%)

	Empregados			Desempregados ou Inactivos		
	Norte e Alentejo	Centro	Lisboa	Norte e Alentejo	Centro	Lisboa
Sit. Típica	0,15	0,30	0,31	0,35	0,69	0,70
A1624	0,34	0,67	0,68	0,77	1,50	1,53
INTERIOR	0,39	0,76	(**)	0,88	1,71	(**)

Notas: (*) também mede, aproximadamente, as probabilidades relativas ao Algarve porque a *dummy* do Algarve não é estatisticamente significativa. (**) a região de Lisboa foi considerada Litoral. A situação típica diz respeito a indivíduos do sexo masculino que eram empregados por conta de outrem no ano em que o inquérito foi realizado, com uma ocupação que não era das mais qualificadas, com idades entre os 25 e os 49 anos, com o 9º ano de escolaridade ou menos, sem filhos, solteiros, o cônjuge não trabalha; no ano anterior ao da realização do inquérito poderia ter sido empregado por conta própria ou por conta de outrem com um contrato não permanente, residente no Norte ou Alentejo, num distrito classificado como do litoral. Nota: há Concelhos pertencentes ao Alentejo classificados como litoral visto pertencerem ao distrito de Setúbal.

Fonte: cálculos do autor com base nas estimativas do modelo logit multinomial.

Para a mesma região de origem, aqueles que não tinham emprego no ano anterior ao da realização do inquérito, apresentam uma probabilidade de efectuar uma deslocação superior a 50 kms que é um pouco mais do dobro da de indivíduos com as mesmas características observáveis, mas empregados. Mesmo assim, não se pode deixar de considerar como muito

5 Quería agradecer ao Prof. Joaquim Ramalho a sugestão para a realização do teste desta forma.

baixa a probabilidade dos indivíduos sem emprego efectuarem este tipo de deslocações. Isto deverá ser uma consequência de ineficiências existentes no mercado de trabalho Português. Um dos possíveis factores que pode afectar este tipo de ajustamento é a duração do subsídio de desemprego, a qual é quase sempre superior à duração esperada do desemprego (Bover *et al.*, 2000). Um indivíduo desempregado que receba subsídio de desemprego e que tenha a expectativa de encontrar emprego na sua área de residência enquanto tem o subsídio de desemprego disponível, não tem um forte incentivo para procurar emprego noutras áreas.

Um outro aspecto importante nos resultados obtidos diz respeito ao facto dos agentes oriundos de distritos classificados como sendo do interior revelarem maiores probabilidades estimadas de efectuarem deslocações maiores ou iguais a 50 kms. Este resultado é demonstrativo das assimetrias existentes entre litoral e interior, mas, ao mesmo tempo, dado que a probabilidade de uma deslocação maior ou igual a 50 kms é baixa, mostra também que o nível de mobilidade geográfica em Portugal é reduzido.

Relativamente à mobilidade em distâncias inferiores a 50 kms, as probabilidades estimadas por região em função das características que revelaram ter efeitos estatisticamente significativos encontram-se na Tabela 3. Ao nível regional salienta-se a diferença existente entre a região de Lisboa e o resto do país. Em Lisboa, a probabilidade de um indivíduo efectuar uma deslocação de curta distância é cerca de 3 vezes superior à de um indivíduo com as mesmas características observáveis, mas residente no resto do país. Tal como já tínhamos referido, em nossa opinião, o mercado da habitação e o peso do sector de serviços nesta região poderão ser os principais factores explicativos deste resultado.

Tabela 3 – Probabilidades estimadas para deslocações inferiores a 50 km (%)

	Norte, Centro, Alentejo e Algarve	Lisboa
Sit. Típica	0,146	0,426
A1624	0,505	1,465
A5064	0,040	0,117
EDU15	0,564	1,635
FILHOS	0,047	0,138
ECIVIL	1,904	5,380
INTERIOR	0,038	(*)

Notas: *Idem* Tabela 2.

4.3 Mobilidade e ganhos salariais

Até este ponto analisámos a decisão de mobilidade em função da distância da deslocação sem que entrássemos, directamente, em linha de conta com eventuais benefícios salariais dessa mesma decisão. Mesmo assim, algumas das características individuais (educação, idade e a *dummy* relativa às ocupações mais qualificadas) que foram incluídas no modelo de transição, influenciam certamente os salários. Portanto, ainda que de forma indirecta, a influência dos salários na decisão de mobilidade foi contemplada. Algumas dessas variáveis revelaram efeitos significativos nas decisões de mobilidade.

A *teoria do capital humano* aponta para o facto da migração poder ser entendida como uma forma de investimento em capital humano (Sjaastad, 1962). Neste sentido, podemos também conceber a mobilidade em função da distância como uma forma de um agente melhorar a rendibilidade das suas características (educação, experiência, etc.), ou, se preferirmos, como um mecanismo que, potencialmente, proporciona benefícios salariais. Em que medida as





potenciais diferenças nos salários são um factor motivador das decisões de mobilidade geográfica é um aspecto com todo o interesse e que vamos procurar analisar seguidamente.

Ao nível da formalização do problema da mobilidade, a questão passa pela substituição na equação (1) do termo $\beta_j W_i$ pelo salário esperado pelo indivíduo i na alternativa j , ou seja, S_{ij} . A equação (1) pode agora ser apresentada da seguinte forma:

$$B_{ij} = S_{ij} - \delta'_j Z_i + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

Significa isto que, o benefício líquido para o indivíduo i de um determinado estado j , depende da diferença entre o salário esperado S_{ij} e os respectivos custos $\delta'_j Z_i$. Num quadro de racionalidade, o indivíduo escolherá a opção que lhe proporcionar o maior benefício líquido. Desta forma, a probabilidade de uma determinada opção j ser escolhida relativamente a todas as outras, depende de:

$$\begin{aligned} & \text{prob}(B_{ij} > B_{ik}) \quad j \neq k \\ & \text{prob}[S_{ij} - \delta'_j Z_i + \varepsilon_{ij} > S_{ik} - \delta'_k Z_i + \varepsilon_{ik}] \\ & = \text{prob}[\varepsilon_{ik} - \varepsilon_{ij} < (S_{ij} - \delta'_j Z_i) - (S_{ik} - \delta'_k Z_i)], \quad j \neq k \end{aligned} \quad (5)$$

Ou seja, da diferença de salários líquida de custos de uma opção relativamente a todas as outras.

Ao nível da medida directa dos salários, a questão é mais complicada. Nós dispomos do salário de um determinado agente no estado que ele escolheu, mas isso já não é possível nas outras opções. Por exemplo, se um indivíduo se deslocou 50 ou mais kms, a informação estatística diz-nos quanto ele ganha nesta situação, mas já não nos diz quanto ele ganharia se não se tivesse deslocado ou se tivesse deslocado menos de 50 kms. Podemos obter estimativas dos salários em cada um dos estados com base em equações de salários, contudo temos um problema de estimação em amostras truncadas. Se a selecção dos agentes em cada uma das categorias for feita de forma não aleatória e com base em características diferentes daquelas que são incluídas na equação de salários, temos um problema de selectividade que, não sendo apropriadamente corrigido, conduz à obtenção de estimativas inconsistentes dos parâmetros das equações de salários. Lee (1983) apresentou uma generalização da metodologia de Heckman (1979), a qual permite corrigir o eventual problema de selectividade num modelo de escolha múltipla. Este tipo de metodologias tem, no entanto, o problema de ser sensível à existência de colinieridade entre as variáveis incluídas na equação de salários e o termo de correcção da selectividade. Para que isso não se verifique, é necessário que tenhamos à disposição variáveis que tenham um efeito independente na decisão de mobilidade daquele que tem nos salários (Puhani, 2000).

Testes que efectuámos previamente indicaram a existência de níveis elevados de colinieridade entre as variáveis explicativas da equação de salários e a variável construída para a correcção da eventual selectividade (Pereira, 2003). Dado este problema, procedemos à estimação das equações de salários pelo método dos mínimos quadrados em cada uma das amostras truncadas. Estas equações foram estimadas para cada uma das opções com base nas seguintes variáveis independentes: EDU12, EDU15, IDADE, IDADE2, QL, INDH, SERVH (ver tabela 4). As *dummies* relativas à indústria e aos serviços tem por objectivo permitir a identificação do modelo.

Tabela 4 – Equações de salários e opções de mobilidade

Variável	Opção 1		Opção 2		Opção 3	
	coef.	t	coef.	t	coef.	t
CONSTANTE	10,06	236,20	10,96	15,42	9,65	17,24
IDADE	0,051	24,47	0,02	0,68	0,09	2,93
IDADE2	-0,00	-19,81	-0,00	-0,54	-0,00	-2,59
EDU12	0,24	17,47	0,23	0,68	0,43	2,74
EDU15	0,60	29,43	0,63	3,13	0,51	2,41
QL	0,31	21,83	0,24	1,24	0,35	2,20
INDH	0,32	16,30	0,13	0,45	0,17	0,70
SERVH	0,39	19,62	0,15	0,50	0,28	1,16
N	10525		53		55	
R ²	0,38		0,40		0,59	

Fonte: cálculos do autor.

Para calcular uma estimativa da diferença de salários entre as várias opções, criámos as seguintes variáveis.

- **G50**: Diferença de salários que resulta da aplicação às características de um determinado indivíduo das equações de deslocações relativas a distâncias inferiores a 50 kms e a não deslocações, ou seja, $G50 = S_{22} - S_{11} = \hat{\beta}_2'X_i - \hat{\beta}_1'X_i$.

- **GM50**: Diferença de salários que resulta da aplicação às características de um determinado indivíduo das equações das deslocações relativas a distâncias maiores ou iguais a 50 kms e a não deslocações, ou seja $GM50 = S_{33} - S_{11} = \hat{\beta}_3'X_i - \hat{\beta}_1'X_i$.

A tabela 5 apresenta os resultados que obtivemos com a estimação do modelo probabilístico, agora com as variáveis que medem as diferenças estimadas de salários no leque dos regressores.



Tabela 5 – logit multinominal com diferenças de salários

Variável	A		B	
	rrr	Rácio-t	rrr	Rácio-t
G50	97,80	2,43	4,57	0,82
GM50	1,45	0,16	16,18	1,18
A1624	1,92	1,29	2,26	1,64
A5064	0,33	-1,78	1,00	0,01
EDU12	1,13	0,18	0,77	-0,42
EDU15	3,69	2,16	1,37	0,57
FILHOS	0,34	-3,76	0,96	-0,13
ECIVIL	14,73	5,86	1,84	1,40
MMTRAB	0,67	-1,35	1,13	0,37
NT	0,89	-0,18	2,31	1,64
CDP	0,72	-0,92	1,03	0,07
DCENTRO	0,91	-0,16	2,01	2,07
DLVT	3,12	3,78	2,01	2,11
DALGARVE	0,19	-1,59	1,14	0,26
INTERIOR	0,26	-1,81	2,45	2,77
QL	0,85	-0,29	1,75	1,24
N	12745			
LOG L		-731.93		
PSEUDO R2		0.0785		

Notas: A: escolha entre as opções 1) e 2); B: escolha entre as opções 1) e 3). Variável Dependente: Y=1 se é escolhida a alternativa 1; Y=2 se é escolhida a alternativa 2; Y=3 se é escolhida a alternativa 3.

Os resultados apontam para o facto das diferenças de salários resultantes de deslocações inferiores a 50 kms (G50) exercerem uma influência positiva e estatisticamente significativa neste tipo de mobilidade. Nas decisões de mobilidade maiores ou iguais a 50 kms não se detecta qualquer influência estatisticamente significativa dos ganhos salariais. Uma possível explicação para estes resultados é o facto de, em pequenas deslocações, o potencial efeito dissuasor na mobilidade dos contratos a termo ser menos severo, já que os custos psicológicos inerentes à separação da família e amigos são naturalmente inferiores. Com efeito, quando se está perante uma proposta de emprego baseada num contrato a termo, o período previsível de actualização de benefícios só pode ser extensível, com alguma certeza, até ao fim do contrato. Após esta data, o valor actual da proposta de emprego é naturalmente reduzido. Sendo assim, o valor actual líquido de uma proposta de emprego baseada num contrato a termo tende a ser, *ceteris paribus*, inferior ao de uma proposta baseada num contrato permanente.

Relativamente às restantes variáveis incluídas no modelo probabilístico, não há alterações qualitativas muito importantes relativamente aos resultados apresentados na tabela 1. As variáveis mantêm, de uma forma geral, o mesmo comportamento em termos de significância estatística e sinais. A excepção são algumas variações nos rácios de risco relativo das variáveis que medem os efeitos da educação e idade, uma vez que agora há a separação dos efeitos destas variáveis nos salários e outros efeitos, como seja a probabilidade de encontrar emprego.

Finalmente, há a referir que realizámos mais uma vez o teste de variáveis omitidas apresentado em 4.1, agora para a forma estrutural do modelo, sendo a estatística de teste $LR = 0.91$, o que não nos permite, novamente, rejeitar a hipótese nula de ausência de termos não lineares.



5. Conclusões e implicações para a política económica

Neste artigo é proposto e testado um modelo de escolha múltipla, com base na distância da deslocação, com o objectivo de analisar os determinantes da decisão de mobilidade do ponto de vista individual. Os testes estatísticos que efectuámos mostram em primeiro lugar a validade do modelo logit multinomial proposto. Em concreto, verificámos que as decisões de mobilidade inferiores a 50 kms e maiores ou iguais àquela distância são estruturalmente diferentes. Por outro lado, a hipótese das escolhas alternativas do modelo serem independentes não foi estatisticamente rejeitada.

A análise dos determinantes da decisão de mobilidade maior ou igual a 50 kms permite concluir que os trabalhadores sem emprego no ano anterior ao da realização do inquérito tem uma maior propensão a efectuarem este tipo de mobilidade. Contudo, a probabilidade estimada destes trabalhadores se deslocarem é muito baixa⁶, o que permite concluir que a mobilidade não funciona enquanto mecanismo equilibrador do desemprego no espaço em Portugal. Este facto é sintomático da existência de ineficiências a operar no mercado de trabalho Português, tal como a duração do subsídio de desemprego. Sendo assim, medidas tendentes a reduzir a duração do subsídio de desemprego, tais como as que recentemente o governo anunciou, vêm no bom sentido e, potencialmente, poderão ter um impacto positivo no nível de mobilidade geográfica e na taxa de desemprego.

Os resultados evidenciam também o facto dos indivíduos residentes no interior apresentarem uma maior propensão para efectuarem deslocações maiores ou iguais a 50 kms. Este resultado é claramente demonstrativo da dicotomia económica entre o litoral e o interior de Portugal e das consequentes diferenças de oportunidades existentes.

Ao nível da mobilidade maior ou igual a 50 kms, há também a registar o facto de os mais jovens revelarem uma maior propensão a efectuar este tipo de deslocações. Contrariamente ao que acontece em outros estudos (Antolin e Bover, 1997), as variáveis de índole familiar não apresentaram efeitos estatisticamente significativos na decisão de mobilidade maior ou igual a 50 kms.

Relativamente à mobilidade inferior a 50 kms, os testes estatísticos apontam para o facto desta decisão ser estruturalmente diferente e independente da decisão de uma deslocação maior ou igual a 50 kms. Os resultados, em nossa opinião, deixam transparecer claramente isto. Em primeiro lugar, os indivíduos casados revelam uma muito maior propensão a efectuar este tipo de deslocações. Tal, dever-se-á, fundamentalmente, em nossa opinião, a alterações do estado civil ou do *status* familiar. O questionário do *Inquérito ao Emprego* não permite a detecção das alterações de estado civil, mas será possivelmente a explicação. Sendo assim, uma boa parte desta mobilidade está relacionada com razões familiares, por exemplo, casamentos, e não propriamente com o mercado de trabalho.

Uma outra vertente de mobilidade que estará envolvida na mobilidade inferior a 50 kms é aquela que é motivada pelo mercado da habitação. O facto da mobilidade de curta distância ser cerca de 3 vezes superior na região de Lisboa relativamente ao resto do país, levanta a suspeita, legítima, que a razão fundamental para que isto aconteça é o mercado da habitação. É sabido que, em redor da cidade de Lisboa, existe grande variação do preço da habitação, o que favorece a mobilidade por este motivo. Para além destes aspectos, na mobilidade inferior a 50

⁶ Este resultado é perfeitamente consentâneo com os níveis muito baixos de mobilidade geográfica apontados para Portugal em OECD (2000).



kms, há uma influência mais nítida da idade na mobilidade – a mobilidade é maior para os mais jovens e menor para aqueles com idades entre os 50 e os 64.

Quando no modelo probabilístico de decisão se incorpora uma estimativa dos ganhos salariais provenientes da mobilidade, verifica-se que apenas nas deslocações inferiores a 50 kms há uma influência positiva e estatisticamente significativa. Não deixa de ser algo paradoxal que em deslocações relativamente pequenas os salários exerçam uma influência positiva e estatisticamente significativa na decisão de mobilidade, e isso já não aconteça com outro tipo de deslocações. Eventualmente tratam-se de prémios nos salários para empregos com características particulares ao nível da qualificação dos indivíduos e, para que possam ser preenchidos, exigem alguma compensação em termos pecuniários. Além disto, uma deslocação de curta distância tem a vantagem de não ter, previsivelmente, os mesmos custos ao nível da separação da família e amigos que uma deslocação maior. Pode também suceder que o efeito dissuasor na mobilidade que os contratos a termo possam ter, não seja pela mesma razão que apontámos anteriormente tão pronunciado.

Além da redução da duração do subsídio de desemprego, há outras medidas que tendencialmente poderão contribuir para aumentar o nível de mobilidade geográfica em Portugal e assim contribuir para o aumento da eficiência do mercado de trabalho Português, nomeadamente:

- A consideração de um valor de referência para o salário a partir do qual o indivíduo teria que aceitar uma oferta de emprego em qualquer zona do país sobe pena de perder o subsídio de desemprego. Por exemplo, um limite à volta dos 1000 euros permitiria que o indivíduo suportasse os custos monetários da deslocação. Sendo assim, por que razão substancial tem os dinheiros públicos que continuar a suportar o desemprego de um indivíduo nestas condições? Em nossa opinião, uma medida deste tipo faria todo o sentido para os jovens uma vez que iria sobretudo afectar o desemprego de licenciados.
- Medidas tendentes a melhorar o funcionamento do mercado da habitação em Portugal. Um dos factores que condiciona o nível de mobilidade geográfica é a ausência de um mercado de arrendamento competitivo, uma vez que esta é a modalidade de ocupação da habitação com menores custos de ajustamento (Henley, 1998; Huges e McCormick, 1987). As medidas recentemente tomadas de actualização das rendas e de simplificação do despejo por falta de pagamento da renda tenderão, a prazo, a melhorarem o funcionamento deste mercado e, em consequência, a facilitar a mobilidade geográfica.
- Investimentos na educação e qualificação da mão-de-obra. Estes grupos são os que apresentam maiores níveis de mobilidade. A literatura aponta para o facto de a educação permitir o aumento da eficiência na procura de emprego, a diminuição da aversão ao risco e o acesso a um mercado de trabalho mais alargado (Huges e McCormick, 1984; Pissarides e Wadsworth, 1989; Schwartz, 1976). Sendo assim, uma das possíveis razões para o baixo nível de mobilidade em Portugal é a fraca qualificação da mão-de-obra.
- Políticas que melhorem a eficiência dos transportes públicos e que permitam ligar grandes e médios aglomerados populacionais rapidamente. Neste caso estamos perante uma solução substituta da mobilidade por mudança de residência, mas que potencialmente é mais fácil de ser aceite pelos indivíduos. A aposta no comboio reveste aqui um papel crucial.

Anexo



Na tabela 6 estão apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas neste estudo.

Tabela 6 – Estatísticas descritivas

Variável	Obs	Média	Desv. Padrão
LSAL	10662	11,61261	0,5019429
A1624	12783	0,156536	0,363377
A5065	12783	0,2092623	0,4067979
IDADE	12783	38,17336	12,11441
IDADE2	12783	16,03953	9,629876
EDU12	12783	0,1051765	0,3067927
EDUL15	12783	0,0704842	0,2559714
FILHOS	12783	0,5952437	0,490864
ECIVIL	12783	0,6875538	0,4635088
MMTRAB	12783	0,4426191	0,4967159
NT	12783	0,0459986	0,2094902
CDP	12783	0,8217163	0,3827663
DCENTRO	12783	0,1243057	0,3299429
DLVT	12783	0,2674646	0,4426541
DALGARVE	12783	0,1085817	0,3111259
DALENTE	12783	0,0927012	0,2900247
DALGARV	12783	0,1086599	0,3112243
INTERIOR	12783	0,1606822	0,3672519
QL	12783	0,1539545	0,3609192



Referências Bibliográficas

- Antolin, P.; Bover, O. (1997) Regional migration in Spain: the effect of personal characteristics and of unemployment, wage and house price differentials using pooled cross-sections, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59, 2, 215-235.
- Bover, O; Arellano, M. (2001) Learning about migration decisions from the migrants: using complementary data sets to model intra-regional migrants in Spain, CEPR, Discussion Paper, 2746.
- Bover, O; Perea, G.; Portugal, P. (2000) Labour market outliers: lessons from Portugal and Spain, *Economic Policy*, 31, 381-428.
- Dessendre, C.; Molho, I. (1999) Migration and the changing employment status: a hazard function analysis, *Journal of Regional Science*, 39,1, 103-123.
- Greene, W. (2000) *Econometric Analysis*, New Jersey, Prentice Hall.
- Hausman, J.; McFadden, D. (1984) A specification test for the Multinomial logit model, *Econometrica*, 52, 1219-1240.
- Heckman, J. (1979) Sample selection bias as a specification error, *Econometrica*, 47, 153-61.
- Henley, A. (1998) Residential mobility, housing equity and the labour market, *The Economic Journal*, 108, 414-427.
- Huges, G.; McCormick, B. (1981) Do council housing policies reduce migration between regions?, *The Economic Journal*, 91, 919-937.
- Huges, G.; McCormick, B. (1985) Migration Intentions in the U.K. Which Households Want to Migrate and Which Succeed?, *Economic Journal*, 95, 113-123.
- Huges, G.; McCormick, B. (1987) Housing markets, unemployment and labour market flexibility in the UK, *European Economic Review*, 31, 615-645.
- Lee, L. (1983) Generalized econometric models with selectivity, *Econometrica*, 51, 507-512.
- Mincer, J. (1978) Family migration decisions, *Journal of Political Economy*, 86, 5, 749-773.
- OECD (2000) *Employment outlook*, June, Paris.
- Pereira, J. (2003) *Alguns aspectos espaciais do mercado de trabalho em Portugal: diferenças regionais de salários e mobilidade geográfica*, Tese de doutoramento, Universidade de Évora. Não publicado.
- Pissarides, C.; Wadsworth, J. (1989) Unemployment and the inter-regional mobility of labour, *The Economic Journal*, 99, 739-755.
- Puhani, P. (2000) The Heckman correction for sample selection and its critique, *Journal of Economic Surveys*, 14, 1, 53-68.
- Sjaastad, L. (1962) The costs and returns of human migration, *Journal of Political Economy*, 70, 5, 80-93.
- Schwartz, A. (1976) Migration, age, and education, *Journal of Political Economy*, 84, 4, 701-719.
- Vella, F. (1998) Estimating Models with Sample Selection Bias: a Survey, *The Journal of Human Resources*, 33, 1, 127-169.

Inter-Household Private Transfers and Underlying Motives: Evidence for Bulgaria

António Gomes de Menezes / Dario Sciulli University of the Azores and CEEAPLA

resumo

Os efeitos da interacção entre transferências entre famílias e políticas de redistribuição de rendimentos dependem dos motivos subjacentes aquelas. Este artigo testa dois motivos potencialmente geradores de transferências entre famílias: puro altruísmo versus troca, na presença de imperfeições nos mercados de capitais. Usando inquéritos às famílias para a Bulgária, encontramos evidência microeconómica que sugere que ambos os motivos são importantes. Encontramos, ainda, evidência que imperfeições nos mercados de capitais são importantes obstáculos à suavização do consumo ao longo do ciclo de vida e, por conseguinte, são uma importante causa de transferências entre famílias. Os resultados indicam que transferências públicas de segurança social diminuem o valor de transferências privadas mas não a incidência destas. Finalmente, as transferências privadas desempenham um importante papel na provisão de amparo social uma vez que as transferências privadas promovem uma diminuição das taxas de pobreza e de desigualdade na distribuição do rendimento.

Les effets de l'interaction des transferts entre des familles et des politiques de redistribution de revenus dépendent des motifs sous-jacents à ces mêmes transferts. Cet article teste deux motifs potentiellement générateurs de

résumé / abstract

transferts entre des familles: pur altruisme par opposition à échange, en présence d'imperfections sur les marchés de capitaux. A partir d'enquêtes auprès de familles pour la Bulgarie, nous constatons une évidence microéconométrique qui suggère que les deux motifs sont importants. Nous considérons également comme une évidence que des imperfections sur les marchés de capitaux sont des obstacles importants au ralentissement de la consommation au long du cycle de la vie et, par conséquent, sont une cause importante de transferts entre des familles. Les résultats indiquent que des transferts publics de sécurité sociale diminuent la valeur de transferts privés mais non l'incidence de ces derniers. Finalement, les transferts privés jouent un rôle important dans la provision de protection sociale dans la mesure où les transferts privés promeuvent une diminution des taux de pauvreté et d'inégalité dans la distribution du revenu.

The effects of interactions between private transfer behaviour and income redistribution policies depend on the motives underlying private income transfers. This paper tests for two different potential motives: pure altruism versus simple exchange, in the presence of capital market imperfections. Using household survey data for Bulgaria, microeconomic evidence is found that both motives are in effect. We also find evidence that capital market imperfections are likely to be binding for consumption smoothing, and hence are an important cause of private transfers. The results indicate that social security benefits "crowd out" the amount of private transfers received but not the incidence of private transfers. Finally, private transfers play an important role as a safety net as they significantly decrease poverty rates and the inequality of income distribution.

Classificação JEL: F43; O47; O57





1. Introduction

In the presence of operative inter-household private transfers, the effects of income redistribution policies become uncertain and dependent on the motives underlying inter-household private transfers. For instance, Becker (1974; 1993) shows that if inter-household private transfers are operative and are an outcome of altruistic feelings satisfaction, households can completely neutralize the effects of income redistribution policies, by adjusting the levels of their transfers (see also Altonji, Hayashi and Kotlikoff, 1997). However, if households are motivated by exchange, that is, if households give because they expect something in return, this result does not hold (Altonji, Hayashi and Kotlikoff, 2000; Bernheim, Shleifer and Summers, 1987; and Cox, 1987; 1990). Hence, if one is interested in anticipating the outcome of a given income redistribution policy, one must understand the motives behind inter-household private transfers. This paper does just that, looking at the case of Bulgaria.

In particular, this paper tests the empirical relevance of two hypotheses – the altruism hypothesis and the exchange hypothesis – which have been accepted in the literature as the main driving forces behind inter-household private transfers (see Cox *et al.*, 1998). As its name suggests, under the altruism hypothesis households give to satisfy their altruistic feelings. In turn, under the exchange hypothesis, households give because they expect something in return, namely a future repayment. While it is likely that both motives are at work, it is plausible that they may not work to the same extent. Therefore, it is important to test which motive dominates at an empirical level in order to anticipate the outcome of a given income redistribution policy. This empirical question has important implications for a number of policies. If the altruism hypothesis is the main driving force behind inter-household transfers, then households may neutralize not only income redistribution policies, but also tax and debt policies, as several authors in the macroeconomics and public finance literature have argued (see, for instance, Barro, 1974).

Inter-household private transfers are also important for reallocating resources. In fact, Cox and Jimenez (1990) document for a large sample of countries that more than half of the households engage in private transfers. In addition, and quite interestingly, Cox and Jimenez show that it is often the case that the amount of transfers received is large in the sense that it constitutes an economically important fraction of the household's overall income. Hence, studying inter-household transfer behaviour is important for a better understanding of not only how resources are allocated but also how safety nets work. Therefore, the empirical work in this paper also sheds light on important relationships that structural models of the household must rationalize.

We use microeconomic data to carry out our empirical work, for Bulgaria, collected by the World Bank, which allows us to control for a number of interesting household economic and demographic characteristics. We follow Altonji, Hayashi and Kotlikoff (2000), Cox, Jimenez and Okrasa (1997), Cox, Jimenez and Eser (1998), Cox, Hansen and Jimenez (2004), among others, and estimate a microeconomic model of the determinants of the incidence of transfers and of the amount of transfers received. Our contribution is, thus, empirical.

The paper is organized as follows. Section 2 presents a simple model that guides the econometric work. Section 3 describes the data. Section 4 documents the empirical work. Finally, Section 5 concludes with policy implications.

2. Theory on Motives for Inter-Households Private Transfers

This section presents a simple model of the decision to transfer income between households in order to motivate and guide the empirical work. To test which motive – altruism vs. exchange – is the most important driving force underlying inter-household transfers one must look at the relationship between the recipient's pre-transfer income and the transfer amounts received. Under the pure altruism hypothesis this relationship is always negative. The exchange hypothesis, in turn, is not inconsistent with either a positive or a negative relationship between

these two variables. Moreover, and still under the exchange hypothesis, and in the presence of capital market imperfections, transfers received should rise with low levels of pre-transfer income and decline for high levels of pre-transfer income. That is, transfer amounts received is non-linear and concave in pre-transfer income, and hence non-monotonic.

Capital market imperfections are likely to be a strong cause of private transfers. If we consider households who wish to smooth their real consumption levels over their life-cycle, then if capital market imperfections bind, they will be unable to achieve their first-best real consumption path (Cox, 1990). This fact may prompt households to engage in private transfers with other households. This observation becomes clear if we assume for simplicity that capital markets are "perfectly imperfect". In particular, young households whose actual income is lower than their permanent income cannot borrow against their potentially higher income that they will receive while middle aged. What actions can these households take to ease the restrictions that they face? To answer to this question, we present below simple models of both the altruism hypothesis and of the exchange hypothesis that help us in setting up the empirical work. Admittedly, we do not fully develop the models as they are developed elsewhere. Our goal here is to provide enough intuition to develop our empirical tests.

2.1. Altruism

Consider first altruistically motivated private transfers. The model presented to illustrate this hypothesis features utility interdependence and is due to Becker (1974). Suppose that parents care about their children, so that when children's income is low enough, as it would be early in the life-cycle, parents transfer income to their children. In addition, children care about their parents' well being, so that when the parents' earning power is low – i.e. retirement years – children transfer income to their parents. Formally, this utility interdependence setting can be expressed by the following set of equations:

$$U = U(c_p, V) \quad (1)$$

U denotes parental utility, a positive function of parental consumption c_p and children's utility V . Since we assume that altruism is mutual, there is an analogous expression for the children's well being:

$$V = V(c_k, U) \quad (2)$$

where c_k denotes children's consumption. The following budget constraints capture capital market imperfections:

$$c_j = I_j + T_j \quad j = p, k \quad (3)$$

T_j denotes transfers received net of transfers given by person j , and I_j denotes person j 's pre-transfer income.

Assume that parents and children overlap for 2 periods, 1 and 2. Period 1 is youth period for children and middle age for parents and period 2 is middle age for children and retirement for parents. In terms of pre-transfer income configuration, we have the following pattern:

$$I_{k,1} : \text{low}; I_{k,2} : \text{high} \\ I_{p,1} : \text{high}; I_{p,2} : \text{low}$$





The main insight of altruistically motivated private transfers is very simple: Private transfers can help overcome capital market imperfections, as parents transfer income to children in the first period and children transfer income to parents in the second period. A key prediction of this model is that an increase in pre-transfer income is always associated with a decline in transfers. Children with higher $I_{k,1}$ require smaller T_k to attain the level of consumption that is optimal from the parents' perspective. This result holds for T_p in the second period. In terms of derivatives, we have $\partial T_k / \partial I_{k,1} < 0$ and $\partial T_p / \partial I_{p,1} < 0$ regardless of income levels.

Note that transfer behaviour has two dimensions. The first is to transfer or not and the second, contingent on deciding to transfer, is the amount to transfer. An increase in $I_{k,1}$ reduces the parents' marginal utility of transferring income to the children and thus we expect a negative relationship between the incidence of transfers (likelihood of being a net receiver) and the recipient's pre-transfer income under the altruism hypothesis.

2.2 Exchange

This section presents a simple model of the exchange hypothesis taken from Cox *et al.* (1998). Suppose that parents and children realize the potential to engage in mutually beneficial income transfers. Parents transfer to children in the first period and are paid back in the second period. Assume Nash bargaining. The parent's and children's lifetime utilities are defined as follows:

$$U = U_1(I_{p,1} - T) + \frac{U_2(I_{p,2} + R)}{1 + \rho} + \beta V \quad (4)$$

$$V = V_1(I_{k,1} + T) + \frac{V_2(I_{k,2} - R)}{1 + \rho} + \gamma U \quad (5)$$

Note that ρ is the subjective rate of time preference, which for simplicity is assumed to be the same for parents and children. The parental loan is denoted by T and the repayment is denoted by R . Altruism is not dispensed in this particular bargaining framework. But this depiction of altruism differs from the altruism hypothesis above, in which one agent implicitly dominates the bargaining arrangement. The levels of utility that parents and children can obtain on their own – the threat points – are given by:

$$U^0 = U_1^0(I_{p,1}) + \frac{U_2^0(I_{p,2})}{1 + \rho} + \beta V^0 \quad (6)$$

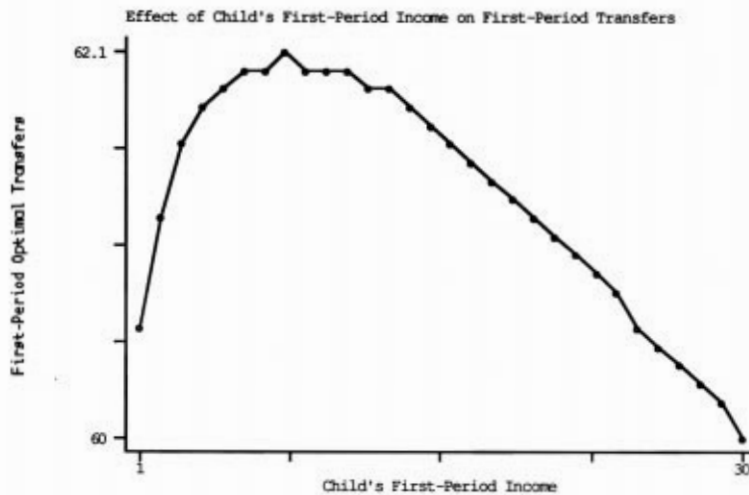
$$V^0 = V_1^0(I_{k,1}) + \frac{V_2^0(I_{k,2})}{1 + \rho} + \gamma U^0 \quad (7)$$

As usual, the solution to the Nash bargaining problem is given by:

$$\max_{T,R} N = (U - U^0) \times (V - V^0) \quad (8)$$

The implications of the bargaining solution are easiest to see with a simulation exercise. Consider logarithmic functional forms for equations (4)-(7) and suppose that $I_{k,2} = 150$, $I_{p,1} = 150$, $I_{p,2} = 20$, $\rho = 0.25$ and $\beta = \gamma = 0.30$. Figure 1 displays the results of varying $I_{k,1}$ from 1 to 30 on the value of first period transfers T . Transfers initially rise with $I_{k,1}$, which contradicts the results from the altruism model.

Figure 1 – Simulation Results



When $I_{k,1}$ increases two effects take place. The first effect is that the children's liquidity constraint is eased, which reduces the first period transfer. The second effect is that the children's threat point utility rises. This second effect causes an increase in transfers, because the terms on which the children can borrow improve: The implicit interest rate for intergenerational loans, $(R-T)/T$, declines as $I_{k,1}$ rises. If the second effect dominates the first effect, $\partial T_k / \partial I_{k,1} < 0$ is positive. Furthermore, since the second effect is stronger at lower levels of $I_{k,1}$, $\partial^2 T_k / \partial I_{k,1}^2 < 0$ is negative under the exchange hypothesis.

Under the exchange hypothesis, an increase in the recipient's pre-transfer income reduces the chances that intergenerational lending is mutually beneficial. Thus, the incidence of transfers is inversely related to own pre-transfer income, just as under the altruism hypothesis. However, while the exchange hypothesis implies that an increase in the income of potential recipients should decrease the likelihood of receiving transfers it can increase the amounts transferred.

3. Data

The data set used in the empirical work is the Bulgarian Living Standards Measurement Survey (BLSMS), conducted by the World Bank and Gallup International Sofia. The BLSMS collected socioeconomic information for a sample of 2468 households and 7199 individuals. The interviews took place in May 1995. Households constitute the unit of analysis. Households with missing information for age, education, and gender of the head of the household, and households with no residents were deleted from the sample. The final sample has 2427 observations. Income variables are presented and analyzed on a yearly basis.

Almost 20% of the sample engaged in private transfers¹, or about 480 households. Of these,

¹ Net private transfers are defined on a yearly basis, taking into account only transfers in cash. Households declaring to receive or to send an amount of money for private transfers equal to zero, or having a difference in received and sent amounts equal to zero are not taken into account.



about 9.5% received a private transfer, while 10.3% gave private transfers. Only 15 households both donated and received transfers. For the sub-sample of households that received a transfer, private transfers averaged 18550 leva, or roughly 15% of this same group average pre-transfer income. Social security benefits per household averaged 2194 leva for all sample.

From these descriptive statistics, and looking at paragraph 4.3 one can see that private transfers may play a role, even if rather small, in poverty alleviation, income redistribution and their interaction with public policies is, thus, potentially intense.²

Households were asked to specify the sources of transfers received and destinations of transfers given. Table 1 summarizes the relative frequency of sources of transfers. Perhaps as expected (Altonji, Hayashi and Kotlikoff, 1996), the bulk of transfers occurred between parents and children. The main source of transfers was from parents to children (68%). The second most important source of transfers was from children to parents (17%). Transfers among non-relatives occurred only in 2% of the cases.

Table 1 – Source of Transfer

Relationship	Source of Transfer (%)
Parents	68.35
Children	17.17
Other Relatives	5.39
Brother/Sister	5.39
Spouse	1.68
Non-relatives	2.02
Total	100.00

Our covariates include income, education and household demographic characteristics. Table 2 contains variables' definitions and reports descriptive statistics.

² To preserve on space, we refer to Hassan and Peters (1995) for an extensive discussion of social safety nets in Bulgaria.

Table 2 – Descriptive Statistics

Variables	Description	Mean	Std.Err.
Income	pre-transfer yearly income	124625.80	259434.10
Soc. Sec. Beneficiary	1 if the HH has received a public transfer	0.660	0.474
No education	1 if HH head has no education	0.021	0.143
Primary	1 if HH head has elementary education	0.133	0.339
Midschool	1 if HH head has mid-school education	0.298	0.458
Secondary	1 if HH head has secondary education	0.369	0.483
University	1 if HH head has university education	0.179	0.383
Age	age of the HH head	55.037	15.366
Non-married Head	1 if the HH head	0.304	0.460
Female Head	1 if the HH head is female	0.212	0.409
Ill last 4 weeks	1 if the HH head was ill in the last 4 weeks	0.120	0.325
No Workers Head	1 if the HH head is not employed	0.424	0.494
Total Workers	number of workers in HH	0.985	1.008
Kids in HH	number of kids in HH	0.466	0.793
Dependent Adults in HH	number of dependent adults in HH	1.463	1.052
HH lives in Urban Area	1 if HH lives in urban area	0.667	0.472

The sample mean of pre-transfer income is about 125000 leva per year. Two thirds of the households in the sample receive social security benefits. Rather unfortunately, there is no information in the data set about donors' incomes. With respect to the education of the household head, we note that only 2% of the household heads have no-school education (our base category dummy), about 13% of them have primary school educational level, 30% have a mid-school educational level, 37% present secondary educational level and, finally, 18% of the household heads have university educational level. With respect to household demographic characteristics, the average age of the household heads is 55 years old, about 30% of the household heads are not-married and 21% of the household heads are female. About 12% of the household heads experienced an illness in the last four weeks before the interview. An extremely large fraction of the household heads – 42% – is not employed. On average each household has one worker. The presence of children in the household is rather low (0.46 per household), while on average there are 1.46 dependent adults per household. Finally, two thirds of the households in the sample live in an urban area.

4. Empirical Work

4.1. Empirical Model

In order to learn about the determinants of inter-household private transfers behaviour – incidence and volume – we follow the literature (see Cox, Hansen and Jimenez, 2004; Cox, Eser and Jimenez, 1998; and Cox, Jimenez and Okrasa, 1997, among others) and estimate an ordered probit model and a Heckman selection model (see Greene, 2003 for details on both models). We estimate an ordered probit model to learn about the incidence of transfers, encompassing not only net-receivers but also net-givers and households who do not engage in private transfers. More formally:

$$O_h = \alpha_0 + \alpha_1 I_h + \alpha_2 I_h^2 + \alpha_3 X_{1h} + \tau_h$$



$$\begin{aligned}
 r_h &= 0 \text{ (net giver), if } o_h \leq \text{cut}_1 \\
 r_h &= 1 \text{ (non participant), if } \text{cut}_1 < o_h \leq \text{cut}_2 \\
 r_h &= 2 \text{ (net receive), if } o_h > \text{cut}_2
 \end{aligned} \tag{9}$$

where h indexes households, I_h is pre-transfer income, X_{1h} is a vector containing the covariates, τ_h is a normally distributed disturbance, and cut_1 and cut_2 are ancillary parameters.

We also estimate a regression model of the amount of transfers received. As usual, and since there is scope for a potential selection problem, we estimate a Heckman selection model (see Heckman, 1979 for more details). The selection equation reads:

$$\begin{aligned}
 s_h &= \alpha_0 + \alpha_1 I_h + \alpha_2 I_h^2 + \alpha_3 X_{2h} + \varepsilon_h \\
 S_h &= 1 \text{ iff } s_h > 0 \\
 S_h &= 0 \text{ otherwise}
 \end{aligned} \tag{10}$$

s_h is the latent variable, S_h is the actual amount of transfers received, X_{2h} is a collection of socioeconomic variables, including age, education and other demographic variables and ε_h is an error term. The structural equation reads

$$t_h = b_0 + b_1 I_h + b_2 I_h^2 + b_3 X_{3h} + \sigma_u \tag{11}$$

where σ_u is an error term randomly distributed and X_{3h} is a subset of X_{2h} . Therefore the sample selection model we estimate reads:

$$E[t_h | I_h, X_{3h}, S_h > 0] = b_0 + b_1 I_h + b_2 I_h^2 + b_3 X_{3h} + \rho \sigma_u \lambda(-(\alpha_0 + \alpha_1 I_h + \alpha_2 I_h^2 + \alpha_3 X_{2h})) \tag{12}$$

Recall that the exchange model is not inconsistent with either a positive or a negative relationship between these transfers received and pre-transfer income variables. The altruism model, in turn, predicts a monotonically decreasing relationship between these variables. Hence, pre-transfer income enters in quadratic form in the selection equation because, although neither model predicts a definite sign for α_2 , they do not imply a linear relationship between pre-transfer income and the incidence of transfers. This way, hence, less structure is imposed. The model is estimated by MLE, with STATA, using as starting values the values obtained from Heckman's 2-step procedure. Identification of the model is guaranteed by the fact that the relevant X_{2h} is a subset of X_{3h} (see Cox, Eser and Jimenez, 1998 for more on the identification strategy). Finally, we note that we estimate the ordered probit model – in addition to the feeder probit model – in order to learn about the determinants of the incidence of not only being a net-receiver, but also of being a net-giver or not engaging at all in inter-household private transfers, which, arguably, enriches the depth of the analysis of how likely it is that capital market imperfections are at place, as discussed in the next section.

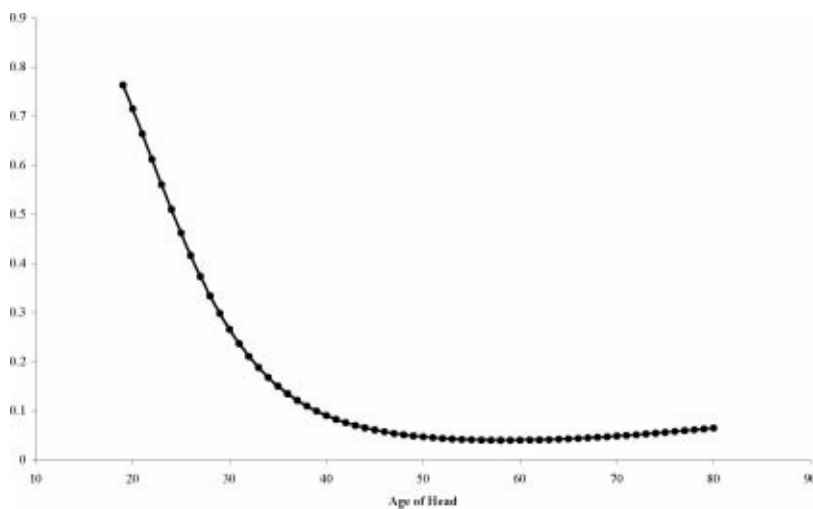
4.2. Model Estimation

Since both the altruism model and the exchange model are derived under the assumption of capital market imperfections, before proceeding we investigate if capital market imperfections are likely at place. One way to analyze this issue is to consider the case of perfect capital markets. If

capital market imperfections do not matter, the position of the household over her life-cycle should not matter for the probability of receiving a transfer. Only the present value of lifetime wealth would matter. This contradicts the results illustrated in Figure 2, constructed from the ordered probit analysis presented on Table 3.



Figure 2 – Transfers Incidence and the Life Cycle



**Table 3 – Ordered Probit Estimates**

Variable	Coefficient	Std.Err.	
Income			
Income	-5.58E-07	2.50E-07	**
Income^2	9.27E-14	3.95E-14	**
Soc. Sec. Beneficiary	0.011	0.078	
Education			
Primary	-0.225	0.212	
Midschool	-0.152	0.208	
Secondary	-0.238	0.212	
University	-0.132	0.218	
Household (HH) Demographics			
Age	-0.285	0.053	***
Age^2	0.004	0.001	***
Age^3	0.000	0.000	***
Non-married Head	0.130	0.094	
Female	0.299	0.098	***
Ill last 4 weeks	0.080	0.087	
No Workers Head	0.345	0.109	***
Total Workers	0.075	0.056	
kids in HH	0.194	0.041	***
Dependent Adults in HH	-0.051	0.032	
HH lives in Urban Area	0.298	0.067	***
cut1	-7.411	0.907	***
cut2	-4.512	0.901	***
Dependent variable:		Observed	Predicted
HH is net-givers (oprobs=0)	251	10.34%	7.93%
HH has no transfers (oprobs=1)	1946	80.18%	85.26%
HH is net-receiver (oprobs=2)	230	9.48%	6.81%
Observations	2427		
Log-likelihood	-1357.996		

The probability of being a net-receiver for a household with average characteristics in all aspects other than age first declines and then increases with household age (proxied by the age of the household head). Middle aged households (with higher earning power) are the less likely to receive a transfer, where the youngest are the most likely. Capital market imperfections are, hence, very likely to bind.

With respect to educational and demographic household characteristics, overall we find that the schooling level of the household level does not explain private transfer behaviour in a statistically significant sense. Female headed households are more likely to be net receivers. Using the ordered probit analysis, one can quantify this gender effect at 4.5 percentage points (at sample means). By the same token, having no working people in the household also increases the probability of being a net receiver by 4.7 percentage points (at sample means). Presence of

children in the household increases the probability of being a net receiver by 2.5 percentage points per child. Finally, households who live in urban areas are also more likely to be net receivers by 3.6 percentage points more than their rural counterparts (at sample means).

Table 4 summarizes the results from joint estimation of (10) and (11). The reason for joint estimation as an MLE problem is to correct the amounts equation coefficients for a possible selection problem. As Table 4 documents, there is significant selection problem. The point estimate for ρ (the coefficient associated with the Inverse Mill's Ratio) is -0.54, which is statistically significant at 5% (p-value of LR-test is equal to 0.013).

Two versions of Hausman tests were run to test the existence of significant differences between ML estimates and Heckman model estimates. The first version consists in the usual Hausman test, whose chi square assumes a negative value ($\chi^2 = -81.11$) meaning that the model fitted on our data fails to meet the asymptotic assumptions of the Hausman test. This problem was solved running a generalized version of the Hausman test that overcomes the previous mentioned problem. However, we do note that a generalized Hausman test³ rejects the null hypothesis ($\chi^2 = 90.75$) of no systematic differences in the coefficients in the Heckman selection model.

However, and rather reassuringly, the qualitative results do not vary significantly across models, so economic implications arising from both models point in the same direction.

Table 4 – Heckman Selection Model Estimates

Variable	Selection Equation		Structural Equation	
	Coefficient	Std.Err.	Coefficient	Std.Err.
Income				
Income	3.85E-07	3.03E-07	0.031	0.018 *
Income^2	-5.69E-15	3.52E-14	-3.25E-09	1.79E-09 *
Soc. Sec. Beneficiary	-0.063	0.106	-6184.59	3560.01 *
Education				
Primary	0.102	0.330	–	–
Midschool	0.041	0.326	–	–
Secondary	0.218	0.329	–	–
University	0.426	0.332	–	–
Household (HH) Demographics				
Age	-0.234	0.066 ***	-33.19	173.35
Age^2	0.003	0.001 **	–	–
Age^3	0.000	0.000	–	–
Non-married Head	0.117	0.137	-4011.58	4940.84
Female Head	0.464	0.132 ***	1543.22	4783.74
Ill last 4 weeks	0.310	0.117 ***	–	–

(cont.)

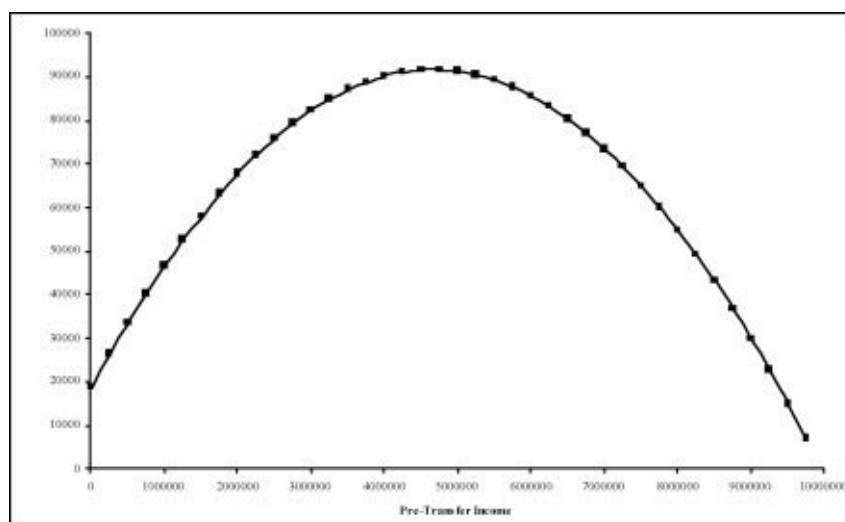
3 A Hausman test was also ran to test the existence of significant differences between Heckman model estimates and its initial values (probit model). As in the previous case, with a chi square of Hausman test taking a negative value (-16.11), and, hence, we ran a generalized Hausman test. Chi square value is 9.92 and p-value is equal to 90.71. Therefore, the null hypothesis of stability of parameters between Heckman estimates and its initial values is not rejected.



	Selection Equation		Structural Equation	
Variable	Coefficient	Std.Err.	Coefficient	Std.Err.
Income				
No Workers Head	0.154	0.157	-185.59	5870.75
Total Workers in HH	0.030	0.081	-5815.04	3286.47
kids in HH	0.037	0.055	-29.81	2103.45
Dependent Adults in HH	-0.042	0.049	3543.73	2016.89
HH lives in Urban Area	0.406	0.105	***	—
Constant	3.328	1.112	***	37445.30
Rho	-0.541	0.164		7705.82
LR test (Rho=)	chi(1)=6.11		***	
Recipients	230			
Observations	2427			
Log-likelihood	-3326.576			

For the structural amounts equation, pre-transfer income has a positive sign and pre-transfer income squared has a negative sign. Moreover, both the coefficient on pre-transfer income and the coefficient on pre-transfer income squared are statistically significant at the 10% confidence level. For the selection equation (feeder probit), the signs of these variables are confirmed but the coefficients are not significant. Hence, the results from the Heckman model seem to indicate that a non-constant transfer derivative takes place, as Figure 3 illustrates. This result is consistent with the case in which the two motives, altruism and exchange, may coexist (Cox, Hansen and Jimenez, 2004), according to the income of the recipient. So, if the recipient's resources rise to a certain threshold, the transfer motive switches from altruism to exchange.

Figure 3 – Predicted Receipts and Pre-Transfer Income



The results from the ordered probit model show that pre-transfer income takes a negative value, while a reversed sign is found for the pre-transfer income squared variable.

The results from the Heckman model suggest that there is a negative effect of being a recipient of social security benefits on the likelihood of being a net receiver of private transfers, albeit with no statistical significance. However, and quite interestingly, there is a strong negative, highly statistically significant effect of being a social security beneficiary on the amount of transfers received. In this sense, our results indicate that social security benefits crowd-out private transfers. It is also important to highlight that this finding is not confirmed looking at the estimate obtained from ordered probit model, that show a not significant effect of the social security benefit variable.

Estimates obtained using the Heckman selection model seem to confirm the evidence about the negative relationship between being a net-receiver and the age variable and a not significant effect with respect the educational household characteristics. Moreover, structural equation estimates highlight that the probability of being a net-receiver decreases as increases the number of total workers in the household and increases with the number of dependent adults. Both findings seem to indicate that the probability of being a net-receiver increases as the potential household income decreases. This result is consistent, at least indirectly, with the poverty analysis that we describe in the next paragraph.

4.3. Poverty Analysis

Private transfers may play an interesting role as a way to alleviate poverty and, concomitantly, inequality. In order to investigate the empirical relevance of private transfers with respect to poverty and inequality, Table 5 reports poverty rates and Gini concentration coefficients before and after private transfers (see Atkinson, 1970 for more on inequality measurement). The poverty indicator is defined with respect to a poverty line calculated on the basis of equivalent income, obtained, in turn, applying the OECD modified equivalence scale⁴, which transforms nominal incomes in equivalent incomes. The poverty line is equal to 25075 leva per year in the pre-transfer state, and it is equal to 25048 leva per year in the post-transfer state. In particular, the poverty rate is defined as the ratio between the number of poor households and the number of total households in the sample. The Gini coefficient (see Gini, 1912) is a measure of inequality for a given distribution of incomes and lies between 0 – maximum equality – and 1 – extreme inequality⁵. Quite interestingly, we find that the poverty rate significantly decreases (at the 5% level) after the private transfers take place from 15.9% to 15.3%, implying the existence of a significant, even if slight, redistribution effect caused by private transfers.

Table 5 – Poverty Rates and Gini Coefficients

		Pre-Transfer	Post-Transfer	t-stat
Poverty Rate	estimate	15.90%	15.33%	1.066
	std.dev.	0.0074	0.0073	
Gini Index	estimate	0.4599	0.4571	4.742
	std.dev.	0.0197	0.0214	

4 The OECD modified equivalence scale (see OECD (1982)) attributes different weights to the household head, other adults, and children. Nominal incomes are transformed into equivalent incomes applying the following transformation: $AE = 1 + (\text{adult} - 1) \cdot 0.5 + \text{children} \cdot 0.3$.

5 The numerator is the area between the Lorenz curve of the distribution and the uniform (perfect) distribution line, the denominator is the area under the uniform distribution line.



In addition, we found a rather heterogeneous distribution of poverty rates across age classes in the pre-transfer state, and a more homogeneous distribution in the post transfers state, as Table 6 documents. In fact, households characterized by younger heads present the highest poverty rates before private transfers (32.14%), followed by households characterized by older heads (20.79%). The lowest poverty rates are found for age classes 51-60 and 61-70. We find a strong and statistically significant decrease in the poverty rate for young households after private transfers take place, namely a decrease from 32.14% to 17.14%. This finding is consistent with the evidence as shown in Figure 2, which shows that the probability of being a net-receiver is higher for households with younger heads. So, private net-transfers may be seen as an instrument used by households to reduce unequal distribution of incomes and, probably, to replace the lack of public policies by government to alleviate poverty problems.

Table 7 illustrates the relevance of the net-transfers on the final income of households receiving private transfers (column a), distinguishing between households receiving also public transfers (column b) and households not receiving public transfers (column c). About 30% of the final income (post-transfer income) of the households with younger heads consists in a private transfer. A lower contribution at the final income (about 10%) from private transfers is found for other households, and a very low value (about 1%) is found for households with head aged 51-60. We also find that the percentage of younger households receiving a private transfer increases to 35% if they do not receive a public transfer and goes down to 22% if they also receive a public transfer⁶. With reference to other households, in which the role of private transfers is less important, differences between household receiving public transfers and not receiving public transfers are negligible.

Finally, inspection of the Gini coefficients confirms the redistribution effect associated with private transfers. In particular, the Gini coefficient significantly decreases, in a statistical sense, even if only slightly, from 0.46 to 0.45 due to the occurrence of private transfers.

Table 6 – Poverty Rates across Age Classes

Age Class		Pre-Transfer	Post-Transfer	t-stat
19-30	estimate	32.14%	17.14%	4.953
	std.dev.	0.0396	0.0319	
41-40	estimate	15.54%	14.37%	2.009
	std.dev.	0.0196	0.019	
41-50	estimate	14.12%	15.68%	-2.543
	std.dev.	0.0154	0.0161	
51-60	estimate	12.89%	13.53%	-1.736
	std.dev.	0.0154	0.0157	
61-70	estimate	12.34%	12.34%	0.000
	std.dev.	0.0142	0.0142	
71-80	estimate	20.79%	20.49%	0.000
	std.dev.	0.0196	0.0196	

6 It would have been interesting to compare the relative importance of private and public transfers in the composition of the post-transfer income. However, we only have available a dummy variable indicating households who receive public transfers, but no information whatsoever on the amount of public transfers.

Table 7 – Private Transfer Contribution to Post-Transfer Income

Age Class	a	b	c
19-30	30.09%	22.13%	34.83%
31-40	10.14%	10.01%	10.20%
41-50	9.40%	9.54%	9.34%
51-60	0.85%	0.61%	5.26%
61-70	14.16%	13.97%	–
71-80	12.23%	12.26%	11.23%



5. Conclusions

The motives underlying inter-household private transfers are important for a number of important phenomena, including, among others, the anticipation of the effects of income redistribution, tax and debt policies, the allocation of resources, our understanding of how safety nets work and shed light on the questions that structural models of the households ought to rationalize. We provide microeconomic evidence on inter-household private transfers for Bulgaria and use our results to evaluate the empirical relevance of the altruism model and of the exchange model of inter-household private transfer behaviour. Our results suggest that capital market imperfections bind for consumption smoothing, in the sense that households experience a likelihood of being net receivers according to a U-shaped pattern over their life cycle. Household demographic characteristics matter to predict the incidence and volume of inter-household private transfers, and, hence, income redistribution policies should take into account such household demographic characteristics. We find evidence that both neither the altruism model nor the exchange model is strongly rejected by the data and that both motives are likely to be at work to some extent. In fact, we find an inverted U-shaped relationship between pre-transfer incomes and transfers received, a result in line with Cox, Hansen and Jimenez (2004), who argue that such behaviour might owe to the fact that if the recipient's resources rise above a certain threshold, the operative transfer motive may switch from altruism to exchange. We find that inter-household private transfers play an important role as a safety net, given their incidence and volume. In particular, inter-household private transfers promote a statistically significant decrease in poverty rates, even if the absolute magnitude of the reduction is quite small. This result is particularly acute for households with young heads, the age group that would experience the highest poverty rate in the absence of private transfers. In addition, private transfers decrease in a statistically significant sense the overall inequality in the distribution of income. Finally, and as in Cox, Hansen and Jimenez (2004), our results show that receiving a social security benefit significantly decreases the amount of transfers received. In this sense, our results suggest the presence of an empirically important crowd-out effect of social security benefits on private transfers that social policy practitioners must consider.



References

- Altonji, J.; Hayashi, F.; Kotlikoff, L. (1992) Is the extended family altruistically linked? Direct tests using micro data, *American Economic Review*, 82, 5, 1177-1198.
- Altonji, J.; Hayashi, F.; Kotlikoff, L. (1996) Risk sharing between and within families, *Econometrica*, 64, 2, 261-294.
- Altonji, J.; Hayashi, F.; Kotlikoff, L. (1997) Parental altruism and inter vivos transfers: Theory and evidence, *Journal of Political Economy*, 105, 6, 1121-1166.
- Altonji, J.; Hayashi, F.; Kotlikoff, L. (2000) The effects of income and wealth on time and money transfers between parents and children, in Andrew Masson and Georges Tapinos (eds), *Sharing the Wealth: Demographic Change and Economic Transfers between Generations*, Oxford University Press, 306-357.
- Atkinson, A. B. (1970) On the Measurement of Inequality, *Journal of Economic Theory*, 2, 244-263.
- Bernheim, B.; Shleifer, D.; Summers, L. (1987) The strategic bequest motive, *Journal of Political Economy*, 93, 6, 1045-1076.
- Barro, R. (1974) Are government bonds net wealth?, *Journal of Political Economy*, 82, 6, 1095-1117.
- Becker, G. (1974) A theory of social interactions, *Journal of Political Economy*, 82, 6, 1063-1093.
- Becker, G. (1993) Nobel lecture: the economic way of looking at behaviour, *Journal of Political Economy*, 101, 385-409.
- Cox, D. (1987) Motives for private income transfers, *Journal of Political Economy*, 95, 3, 508-546.
- Cox, D. (1990) Intergenerational transfers and liquidity constraints, *Quarterly Journal of Economics*, 105, 1, 187-217.
- Cox, D.; Jakubson, G. (1995) The connection between public transfers and private interfamily transfers, *Journal of Public Economics*, 57, 1, 129-167.
- Cox, D.; Jimenez, E. (1990) Social objectives through private transfers: A review, *The World Bank Research Observer*, 5, 205-218.
- Cox, D.; Jimenez, E.; Okrasa, W. (1997) Family safety nets and economic transition: A study of worker households in Poland, *Review of Income and Wealth*, 43, 2, 191-209.
- Cox, D.; Jimenez, E.; Eser, E. (1998) Motives for private transfers over the life cycle: An analytical framework and evidence for Peru, *Journal of Development Economics*, 55, 1, 57-80.
- Cox, D.; Hansen, B.; Jimenez, E. (2004) How responsive are private transfers to income? Evidence from a laissez-faire economy, *Journal of Public Economics*, 88, 9, 2193-2219.
- Gini C. (1912) Variabilità e mutabilità, reprinted in Pizetti E; Salvemini, T. (eds) *Memorie di metodologica statistica*, Rome, Libreria Eredi Virgilio Veschi, 1955.
- Greene, W. (2003) *Econometric Analysis*, New Jersey, Prentice Hall.
- Hassan, F.; Peters, R. (1995) Social safety net and the poor during transition: The case of Bulgaria, *World Bank Policy Research Working Paper*, 1450.
- Heckman, J. J. (1979) Sample selection bias as a specification error, *Econometrica*, 47, 153-161.
- OECD (1982) The OECD List of Social Indicators, OECD, Paris.