

NOTAS ECONÓMICAS

25

**ÓSCAR LOURENÇO / CARLOTA QUINTAL
PEDRO L. FERREIRA / PEDRO P. BARROS**

A EQUIDADE NA UTILIZAÇÃO DE CUIDADOS DE SAÚDE
EM PORTUGAL: UMA AVALIAÇÃO BASEADA EM MODELOS
DE CONTAGEM

MIGUEL LEBRE DE FREITAS

SOBRE A PERDÀ DE ÍMPETO NO PROCESSO DE CONVERGÊNCIA DA ECONOMIA
PORTUGUESA: UMA ABORDAGEM DOGMÁTICA

JOÃO PEREIRA

MOBILIDADE GEOGRÁFICA E DISTÂNCIA DA DESLOCAÇÃO EM PORTUGAL

**ANTÓNIO GOMES DE MENEZES /
DARIO SCIULLI**

INTER-HOUSEHOLD PRIVATE TRANSFERS AND UNDERLYING MOTIVES:
EVIDENCE FOR BULGARIA



Mobilidade Geográfica e Distância da Deslocação em Portugal*

João Pereira Universidade de Évora, Departamento de Economia e CEFAGE-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.

* 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.

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

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 rentabilidade 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 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 inactivos. 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 inactivos.

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 classificados 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:

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

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_l 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 $\hat{\beta}_j = [\hat{\theta}_j W_i]$ 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: $[W_i, \hat{\beta}_j^2]$, 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

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 coliniriedade 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 coliniriedade 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 substituída 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.