



Como destacou Sobotka (2008), a própria parentalidade, embora universalmente valorizada, vem deixando de ser considerada condição básica para se alcançar a felicidade e a autorrealização. Se anteriormente a maternidade desempenhava a fonte principal do estatuto feminino, atualmente tem de concorrer com outras alternativas, tais como, a atividade profissional (Cunha, 2007). Assim, este parece ser mais um fator a adicionar nas decisões de fecundidade, pois famílias de menor dimensão levam a uma maior participação das mulheres na força de trabalho (Bloom & Sousa-Poza, 2010) e o facto de participarem mais ativamente no mercado de trabalho fortalece a sua independência económica e financeira (Lim, 2002) tornando-as simultaneamente menos propensas a tolerar relações conjugais que considerem disfuncionais (Reher, 2011). Por oposição, famílias de dimensão mais reduzida conduziriam, especificamente, ao efeito inverso.

### **Análise dos dados**

Neste trabalho foram utilizados dados do Eurobarómetro 2006, em que para Portugal foram inquiridos 1011 indivíduos. Após a exclusão das observações com “não respostas” nas covariáveis de interesse, a nossa amostra final restringiu-se a 803 respondentes, dois quais 314 são do sexo masculino e 489 são do sexo feminino. Para encontrar variáveis explicativas de um dado indivíduo não ter filhos, ajustou-se um modelo de regressão logística (Tabela 1), cuja variável resposta foi definida como: 0 – tem um ou mais filhos; 1 – não tem filhos. Foi feita uma avaliação dos pressupostos subjacentes ao modelo e uma análise de resíduos com verificação de outliers e de observações influentes. Constatou-se o bom ajuste do modelo aos dados através do teste de bondade de ajustamento de Hosmer e Lemeshow ( $\chi^2_8 = 13,1$ ; valor  $p = 0,11$ ). Também concluímos que o modelo tem uma muito boa capacidade discriminativa, com AUC = 0,81, tendo uma sensibilidade de 66% e uma especificidade de 86% para um ponto de corte igual a 0,198.

**Tabela 1 - Coeficientes do modelo, desvios padrão e valores p das variáveis do modelo logístico ajustado.**

Variáveis	Coeficientes estimados	Desvios padrão estimados	Valores p
Ocupação <sup>(a)</sup>	3,722	1,187	0,002
Sexo <sup>(b)</sup>	-3,166	0,836	<0,001
Estado Civil <sup>(c)</sup>	4,789	0,886	<0,001
Idade	-0,004	0,013	0,782
Idade*Ocupação	-0,063	0,028	0,025
Idade*Sexo	0,044	0,015	0,003
Idade*Estado Civil	-0,049	0,016	0,003
Constante	-2,331	0,762	0,002

(a) Para a variável ocupação, o modelo final distingue apenas duas categorias: estudantes e profissões de colarinho branco (como profissionais liberais e de quadros médios e superiores por conta de outrem) e a categoria de referência que é constituída por empregados por conta própria, trabalhadores manuais com e sem qualificações, empregados domésticos ou responsáveis por afazeres domésticos que não exerçam atividade profissional, ainda que temporariamente e reformados.

(b) O sexo masculino é a categoria de referência.

(c) Para a variável estado civil, o modelo final distingue apenas duas categorias: os que são casados pela primeira vez e viúvos (referência), e a categoria constituída por indivíduos casados não pela primeira vez, solteiros (inclusive os que vivem ou já tenham vivido alguma vez em coabitação) e indivíduos divorciados/separados.

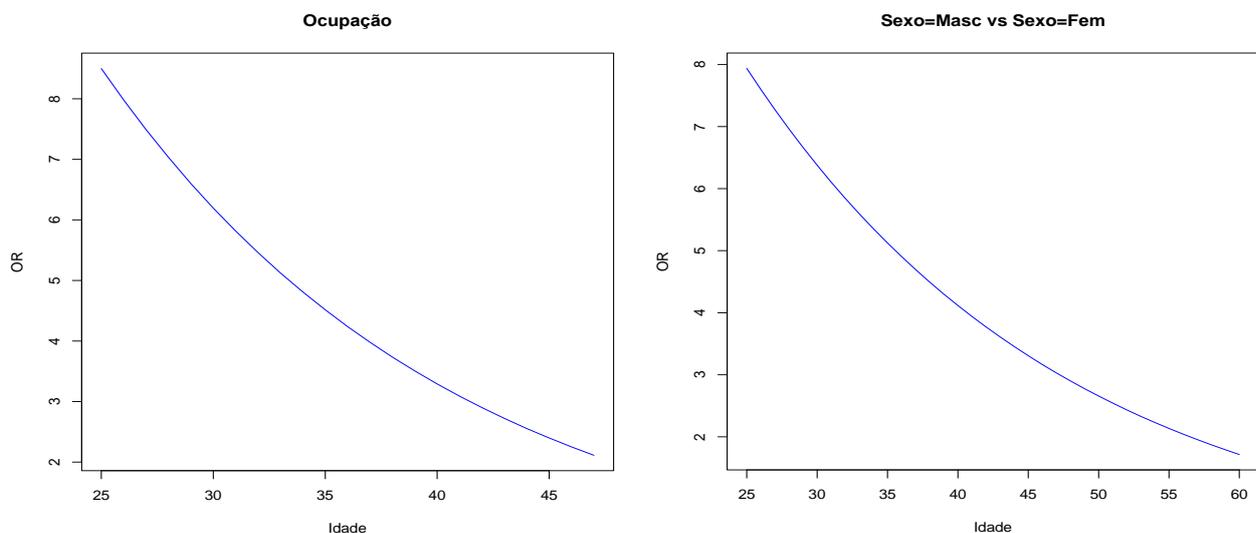
Trata-se de um modelo em que a covariável idade interage significativamente com as restantes covariáveis do modelo. Tal significa que os efeitos da ocupação, sexo e estado civil dependem da idade do indivíduo e que o efeito da idade depende das categorias destas 3 covariáveis em que o indivíduo se integra.

Na Figura 1 podemos observar os *odds ratio* entre as duas categorias da **variável ocupação** para as idades em que esta variável é significativa (dos 25 aos 47 anos), admitindo fixos os valores das restantes covariáveis. Podemos observar que as possibilidades de não ter filhos por parte de quem é estudante ou tem uma profissão de colarinho branco chegam a ser aproximadamente 8 vezes superiores nos mais jovens, descendo para aproximadamente o dobro aos 47 anos, e que a variação com a idade é mais atenuada sensivelmente a partir dos 35 anos. Em particular, podemos concluir que um estudante ou alguém com uma profissão de colarinho branco com 25 anos de idade tem cerca de 8,5 vezes mais possibilidades de não ter filhos que alguém com uma outra ocupação (IC95% = ]2,9; 24,7]); caso tenha 35 anos as possibilidades são 4,5 vezes superiores (IC95% = ]2,2; 9,2]) e se tiver 45 anos são um pouco mais do dobro (IC95% = ]1,2; 4,8]).

Na Figura 2 podemos observar *odds ratio* entre os dois **sexos** para as idades em que esta variável é significativa (dos 25 aos 60 anos), admitindo fixos os valores das restantes covariáveis. A evolução com a idade é semelhante à observada para a ocupação, sendo que no caso dos sexos se atenua sensivelmente a partir dos 45 anos. Em particular, podemos concluir que um homem com 25 anos de idade tem quase 8 vezes mais possibilidades de não ter filhos relativamente a uma mulher da mesma idade (IC95% = ]3,0; 21,0]); já se ambos tiverem 40 anos, as possibilidades do homem não ter filhos são 4 vezes superiores às da mulher (IC95% = ]2,2; 7,8]); e se ambos tiverem 55 anos, as possibilidades são um pouco superiores ao dobro (IC95% = ]1,3; 3,5]).

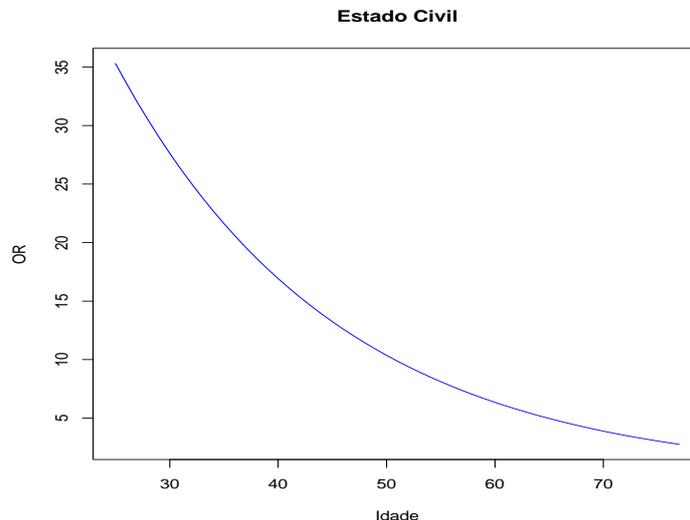
**Figura 1 – possibilidades de não ter filhos (OR) de um indivíduo estudante ou com uma profissão de colarinho branco relativamente a alguém com outra ocupação, para diferentes idades.**

**Figura 2 – possibilidades de não ter filhos (OR) de um indivíduo do sexo masculino relativamente a alguém do sexo feminino, para diferentes idades.**



Na Figura 3 podemos observar os *odds ratio* entre as duas categorias da variável **estado civil** para as idades em que esta variável é significativa (dos 25 aos 77 anos), admitindo fixos os valores das restantes covariáveis. A evolução com a idade é semelhante à observada para as duas covariáveis analisadas anteriormente, embora, neste caso, a diferença entre as duas categorias desta variável seja bastante mais acentuada. Em particular, podemos concluir que um indivíduo casado não pela primeira vez, solteiro, divorciado ou separado com 25 anos de idade tem 35 vezes mais possibilidades de não ter filhos relativamente a alguém casado pela primeira vez ou viúvo com a mesma idade (IC<sub>95%</sub> = ]12,9; 96,4[); já se ambos tiverem 40 anos, as possibilidades de não ter filhos são 17 vezes superiores (IC<sub>95%</sub> = ]8,8; 32,6[); aos 55 anos são 8 vezes superiores (IC<sub>95%</sub> = ]4,6; 14,2[); e aos 70 anos quase 4 vezes superiores (IC<sub>95%</sub> = ]1,7; 8,8[).

**Figura 3 - Possibilidades de não ter filhos (OR) de um indivíduo casado não pela primeira vez, solteiro, divorciado ou separado relativamente a alguém casado pela primeira vez ou viúvo, para diferentes idades**



Em relação à influência da idade para determinados perfis fixos das 3 covariáveis verifica-se que um aumento de 10 anos na idade não é significativo nos seguintes perfis:

- Sexo masculino, casado pela primeira vez ou viúvo e com ocupação pertencente à categoria de referência;
- Sexo feminino, casado pela primeira vez ou viúvo, estudante ou com uma profissão de colarinho branco;
- Sexo feminino, casado não pela primeira vez, solteiro, divorciado ou separado e com ocupação pertencente à categoria de referência.

Podemos ainda concluir que um aumento de 10 anos de idade:

- Aumenta 1,5 vezes as possibilidades de não ter filhos para alguém do sexo feminino, casado pela primeira vez ou viúvo, estudante ou com uma profissão de colarinho branco (IC<sub>95%</sub> = ]1,1; 2,0[);
- Diminui para metade as possibilidades de não ter filhos para alguém do sexo masculino, casado pela primeira vez ou viúvo com ocupação não pertencente à categoria de referência

- (IC<sub>95%</sub> = ]0,3; 0,9[);
- c) Diminui 40% as possibilidades de não ter filhos para alguém do sexo masculino, casado não pela primeira vez, solteiro, divorciado ou separado e com ocupação pertencente à categoria de referência (IC<sub>95%</sub> = ]0,4; 0,8[);
  - d) Diminui em 2/3 as possibilidades de não ter filhos para alguém do sexo masculino, casado não pela primeira vez, solteiro, divorciado ou separado, estudante ou com uma profissão de colarinho branco (IC<sub>95%</sub> = ]0,2; 0,6[);
  - e) Diminui para metade as possibilidades de não ter filhos para alguém do sexo feminino, casado não pela primeira vez, solteiro, divorciado ou separado, estudante ou com uma profissão de colarinho branco (IC<sub>95%</sub> = ]0,3; 0,8[).

### Referências bibliográficas

- Bloom, D. & Sousa-Poza, A. (2010). Economic consequences of low fertility in Europe. [Discussion papers 11-2010]. University of Hohenheim, Center for Research on Innovation and Services (FZID).
- Cunha, V. (2002). O filho único na sociedade portuguesa contemporânea: descendência ideal ou descendência possível? Actas do Colóquio Internacional “Família, Género e Sexualidade nas Sociedades Contemporâneas” Lisboa, Associação Portuguesa de Sociologia.
- Frejka, T. & Sobotka, T. (2008). Overview Chapter 1: Fertility in Europe: Diverse, delayed and below replacement. *Demographic Research*, 19(1), 15-46.
- Goldstein, J.R., Sobotka, T. & Jasilionine, A. (2009). The end of “lowest-low” fertility?” *Population and Development Review* 35(4), 663-699.
- Goldstein, J., Lutz, W. & Testa, M.R. (2003). The emergence of sub-replacement family size ideals in Europe. *Population Research and Policy Review*. 22(5-6), 479-496.
- Hosmer, D. W.; Lemeshow, May, S. (2011). *Applied Survival Analysis*, Wiley Series.
- Lee, R. & Mason, A. (2010). Fertility, Human Capital, and Economic Growth over the Demographic Transition. *Eur J. Population* 26, 159–182. Acedido em 27/02/2011.
- Lim, L.L. (2002). Female labour-force participation. pp.201-221.
- Reher, D. (2011). Economic and Social Implications of the Demographic Transition. *Population and Development Review*, 37, 11–33.
- Sobotka, T. (2009). Sub-Replacement Fertility Intentions in Austria. *European Journal of Population*, 25, 387–412
- Sobotka, T. (2008). The diverse faces of the Second Demographic Transition in Europe. *Demographic Research*, July 2008, 19(8), 171-224.
- Van de Kaa, D.J. (2002). The idea of a Second Demographic Transition in industrialized countries. [Paper presented at the Sixth Welfare Policy Seminar of the National Institute of Population and Social Security]. Tokyo, Japan, 29 January 2002.