



DETERMINANTES DA PERMANÊNCIA NO RENDIMENTO MÍNIMO GARANTIDO NA REGIÃO AUTÓNOMA DOS AÇORES

Mário José Amaral Fortuna - Universidade dos Açores - E-mail: fortuna@notes.uac.pt

José António Cabral Vieira - Universidade dos Açores - E-mail: josevieira@notes.uac.pt

José Francisco Magalhães de Sousa - Instituto de Gestão de Regimes de Segurança Social - E-mail: Jose.F.Sousa@seg-social.pt

RESUMO:

Este trabalho analisa a permanência dos agregados familiares beneficiários do Rendimento Mínimo Garantido (RMG) nesta prestação social na Região Autónoma dos Açores. Os resultados indicam que quanto maior a idade do requerente maior a probabilidade do agregado permanecer mais tempo ao abrigo desta medida, o mesmo se passando com o aumento do número de pessoas que compõem o agregado. Por seu turno, quanto maior o rendimento per capita menor a probabilidade do agregado permanecer mais de 2 anos ao abrigo daquela medida. Finalmente, o facto de o agregado familiar residir na ilha de S. Miguel exerce um efeito positivo sobre a probabilidade do mesmo permanecer mais do que dois anos no RMG.

Palavras Chave: Rendimento mínimo garantido; Probit ordenado; Açores.

ABSTRACT:

The main purpose of this paper is to analyze how long the beneficiaries remain in the Minimum Guaranteed Income Program (MGIP) in the Azores. The results indicate that households with older requesters stay for a longer period in the program. The household size also has a positive impact on the length of the registration whereas the per capita income has a negative impact on the probability of remaining more than two years in the program. We also find significant differences in the durations by island of residence. In particular, those living in the S. Miguel island are more likely to stay for more than two years in the program.

Keywords: Minimum Guaranteed Income; ordered probit; Azores.

1. INTRODUÇÃO

Os programas de apoio ao rendimento das famílias têm sido objecto de grande atenção por parte de alguns investigadores. Uma das preocupações subjacentes a esses estudos prendem-se essencialmente com os potenciais desincentivos ao trabalho causados pelos programas (veja-se Okun, 1975, Danziger et al., 1981, Plant, 1981, Winkler, 1991, Moffitt, 1986, 1990 e 1992). Outros estudos têm-se centrado na análise da permanência e na dependência dos beneficiários deste tipo de apoios (Plant 1984, Ellwood e Bane, 1985, Blank, 1989 e Fitzgerald, 1991).

Este trabalho insere-se no segundo conjunto de estudos acima referido e tem como objectivo aferir os factores que determinam a permanência dos agregados familiares no Rendimento Mínimo Garantido (RMG) na Região Autónoma dos Açores.

O RMG foi criado pela Lei n.º 19-A/96, de 29 de Junho, e pensado como uma prestação social temporária, que duraria apenas enquanto se mantivessem as condições que a motivaram. Interessa assim conhecer as razões que fundamentam a permanência dos agregados familiares na mesma, atendendo a que entre os objectivos desta medida se encontra a criação de condições que possibilitem a autonomização dos beneficiários.

A Região Autónoma dos Açores, sendo uma das regiões mais pobres do país, e com a mais baixa taxa de actividade, constitui um caso singular no contexto nacional, com 11% da população abrangida pelo RMG, no final do ano 2000, quando a média nacional rondava os 3%.

Os dados utilizados neste estudo referem-se a um conjunto processos cessados na Região Autónoma dos Açores. A informação obtida não permite, contudo, o conhecimento dos factores que inibem

a autonomização das famílias, nomeadamente os relativos às dificuldades de inserção social dos beneficiários e à sua independência económica. A base de dados inclui, no entanto, um conjunto de elementos úteis para o problema que nos propomos analisar, tais como a permanência do agregado no RMG, a dimensão do agregado, o rendimento per capita, a idade do requerente e a ilha de residência.

O trabalho encontra-se organizado da forma que se segue. O ponto 2 apresenta os dados e alguma estatística descritiva. O ponto 3 apresenta um modelo econométrico a utilizar. O ponto 4 apresenta os resultados empíricos. Finalmente, o ponto 4 apresenta as principais conclusões, limitações e pistas de trabalho a desenvolver no futuro.

2. OS DADOS

Os dados utilizados neste trabalho foram retirados da base de dados da prestação social Rendimento Mínimo Garantido, cuja informação relativa à Região Autónoma dos Açores é da incumbência do Instituto de Gestão de Regimes de Segurança Social.

Os dados contêm informação relativa a 5959 processos cessados até ao dia 10 de Junho de 2001, na Região Autónoma dos Açores, cujo requerente se encontrava em idade activa. Dos 5959 casos tratados, 50,3% dos requerentes são mulheres. A média de idades é de 39 anos e o agregado familiar médio tem 3,4 pessoas, variando entre 1 e 16 pessoas, com um desvio padrão de 2,03 e com um rendimento médio per capita de 110 euros no momento da cessação. Da análise por ilha ressalta o peso de S. Miguel com 63,7% dos casos, seguindo-se a Terceira com 19,5%.

Os agregados que permaneceram mais de 2 anos a beneficiar desta prestação social constituem 37,1% dos casos, seguindo-se os que permaneceram entre 1 e 2 anos, 33,1%, entre 6 meses e 1 ano, 20,3%,

entre 3 meses e 6 meses, 6%, e menos de 3 meses, 3,5%. Deste modo, apenas 29,8% dos agregados familiares permaneceram menos de um ano.

QUADRO 1

Caracterização da Amostra: estatística descritiva

	Média	Desvio Padrão
Idade do titular	39,2	14,9
Rendimento per capita do agregado (euros)	109,5	82,5
Número de elementos no agregado	3,4	2,0
	N.º de Processos	%
Ilha de residência		
Santa Maria	89	1,5
S. Miguel	3 797	63,7
Terceira	1 163	19,5
Graciosa	210	3,5
S. Jorge	215	3,6
Pico	179	3,0
Faial	198	3,3
Flores	102	1,7
Corvo	6	0,1
Sexo do requerente		
Homens	2 962	49,7
Mulheres	2 997	50,3
Permanência no RMG		
Nível 0: < 3 meses	209	3,5
Nível 1: [3, 6[meses	358	6,0
Nível 2: [6, 12[meses	1 210	20,3
Nível 3: [12, 24[meses	1 972	33,1
Nível 4: ≥ 24 meses	2 210	37,1
Dimensão da amostra (total de processos)	5 959	

3. O MODELO

A variável a explicar, ou seja a permanência do agregado familiar no RMG, está definida em intervalos da forma que se segue:

Nível	Permanência
0	< 3 meses
1	[3, 6[meses
2	[6, 12[meses
3	[12, 24[meses
4	≥ 24 meses

Assim sendo, a variável dependente afigura-se como uma variável ordinal. Por este motivo, escolheu-se para a sua análise e explicação o modelo probit ordenado. Este modelo é sucintamente descrito nesta secção (veja-se também Maddala, 1983, ou Greene, 2000).¹

Considere-se que a propensão para o agregado i se encontrar num determinado nível de permanência é determinada pela equação:

$$I_i^* = \beta' X_i + \varepsilon_i \quad i=1, 2, \dots, N \quad (1)$$

onde I_i^* é uma variável latente (não observada), β um vector de parâmetros a estimar, X um vector de variáveis explicativas (ou exógenas) e ε_i uma componente aleatória iid $N(0, 1)$

Contudo, o que é observado na amostra não é a variável I_i^* mas um indicador I que representa o nível permanência a que o agregado pertence, onde:

$$\begin{aligned} I = 0 & \quad \text{se} \quad I^* \leq \mu_0 \\ I = 1 & \quad \text{se} \quad \mu_0 < I^* \leq \mu_1 \\ I = 2 & \quad \text{se} \quad \mu_1 < I^* \leq \mu_2 \\ I = 3 & \quad \text{se} \quad \mu_2 < I^* \leq \mu_3 \\ I = 4 & \quad \text{se} \quad I^* > \mu_3 \end{aligned} \quad (2)$$

Os limites (thresholds) μ_k ($k=0,1,2,3$) são parâmetros desconhecidos da partição da distribuição normal padrão em cinco intervalos. Estes parâmetros são estimados conjuntamente com o vector β .

Assim sendo, as probabilidades de o agregado se encontrar em cada uma das cinco alternativas possíveis, são dadas por:

$$\begin{aligned} P(I = 0 | X_i) &= P(I^* \leq \mu_0) = P(\varepsilon_i \leq \mu_0 - \beta' X_i) = \Phi(\mu_0 - \beta' X_i) \\ P(I = 1 | X_i) &= P(\mu_0 < I^* \leq \mu_1) = P(\mu_0 - \beta' X_i < \varepsilon_i \leq \mu_1 - \beta' X_i) = \\ &= \Phi(\mu_1 - \beta' X_i) - \Phi(\mu_0 - \beta' X_i) \\ P(I = 2 | X_i) &= P(\mu_1 < I^* \leq \mu_2) = P(\mu_1 - \beta' X_i < \varepsilon_i \leq \mu_2 - \beta' X_i) = \\ &= \Phi(\mu_2 - \beta' X_i) - \Phi(\mu_1 - \beta' X_i) \\ P(I = 3 | X_i) &= P(\mu_2 < I^* \leq \mu_3) = P(\mu_2 - \beta' X_i < \varepsilon_i \leq \mu_3 - \beta' X_i) = \\ &= \Phi(\mu_3 - \beta' X_i) - \Phi(\mu_2 - \beta' X_i) \\ P(I = 4 | X_i) &= 1 - P(I^* \leq \mu_3) = 1 - \Phi(\mu_3 - \beta' X_i) \end{aligned} \quad (3)$$

onde Φ indica a função de distribuição de probabilidade normal padrão.

¹ Uma forma alternativa seria a utilização do procedimento sugerido por Stewart (1983).

Os efeitos marginais duma variação das variáveis independentes, ou seja X_i , sobre probabilidade do agregado pertencer a cada um dos cinco níveis, no caso de variáveis contínuas, são dados por:

$$\begin{aligned}\frac{\partial P(I=0)}{\partial X_f} &= -[\phi(\mu_0 - \beta' X)]\beta_f \\ \frac{\partial P(I=1)}{\partial X_f} &= [\phi(\mu_0 - \beta' X) - \phi(\mu_1 - \beta' X)]\beta_f \\ \frac{\partial P(I=2)}{\partial X_f} &= [\phi(\mu_1 - \beta' X) - \phi(\mu_2 - \beta' X)]\beta_f \\ \frac{\partial P(I=3)}{\partial X_f} &= [\phi(\mu_2 - \beta' X) - \phi(\mu_3 - \beta' X)]\beta_f \\ \frac{\partial P(I=4)}{\partial X_f} &= [\phi(\mu_3 - \beta' X)]\beta_f\end{aligned}\quad (4)$$

onde ϕ indica a função de densidade normal padrão.

A equação (4) não se aplica ao caso de variáveis artificiais. Neste caso, os efeitos marginais podem ser determinados através da seguinte fórmula:

$$\Delta = P(I = j | d = 1) - P(I = j | d = 0) \quad j = 0, 1, \dots, 4 \quad (5)$$

onde d indica a variável artificial. Esta fórmula permite-nos determinar qual o efeito marginal na probabilidade do agregado se encontrar a cada um dos níveis de permanência, quando a variável artificial (*dummy*) passa de 0 para 1.

Método de estimação

O modelo pode ser estimado através do método de máxima verosimilhança. Dadas as probabilidades definidas em (3), a função de verosimilhança é dada por:

$$L = \prod_{i=1}^N \prod_{j=0}^4 \{\Phi(\mu_j - \beta' X_i) - \Phi(\mu_{j-1} - \beta' X_i)\}^{Z_{ij}} \quad (6)$$

onde Z_{ij} é uma função indicador do tipo:

$$\begin{aligned}Z_{ij} &= 1 \quad \text{se } i \in j \\ Z_{ij} &= 0 \quad \text{se } i \notin j \quad i = 1, \dots, N \quad j = 0, 1, \dots, 4\end{aligned}$$

Contudo, a fim de facilitar o processo de otimização o que é maximizado é a função:

$$\text{LogL} = \sum_{i=1}^N \sum_{j=0}^4 Z_{ij} \log\{\Phi(\mu_j - \beta' X_i) - \Phi(\mu_{j-1} - \beta' X_i)\} \quad (7)$$

Desde que X_i contenha um termo constante, os parâmetros a estimar não são identificados. Para ultrapassar este problema utiliza-se um processo de normalização que passa por estabelecer que μ_0 . Além disso, $\mu_{0-1} = -\infty$ e $\mu_4 = +\infty$.

Teste de hipóteses

Sob algumas condições, os valores da função de verosimilhança restrita LogL_R e da função de verosimilhança irrestrita, LogL_I , permitem a realização do teste do rácio de verosimilhança. A estatística deste teste é dada pela expressão:

$$\text{LRT} = -2(\text{LogL}_R - \text{LogL}_I) \quad (8)$$

Esta função tem uma distribuição de tipo qui-quadrado com m graus de liberdade, sendo que m corresponde ao número de restrições impostas no modelo.

4. RESULTADOS EMPÍRICOS

No conjunto de variáveis explicativas, X , incluiu-se a idade e o sexo do requerente. Considerou-se também o número de pessoas no agregado familiar assim como o rendimento per capita do mesmo. Finalmente, considerou-se também o local (a ilha) de residência.

A idade, o número de pessoas no agregado familiar e o rendimento per capita são variáveis contínuas. No que se refere ao sexo, foi considerada uma variável artificial que assume o valor 1 no caso de a observação se referir a um requerente do sexo masculino e o valor 0 para o caso de ser do sexo feminino (categoria de referência). No que respeita à ilha de residência foram criadas 8 variáveis artificiais. A ilha de S. Miguel foi considerada como a categoria de referência.

Os resultados da estimação encontram-se no Quadro 2. Como se pode verificar pela informação aí incluída, a hipótese nula de que as variáveis independentes não têm, no seu conjunto, qualquer valor explicativo é rejeitada a 5% de significância. O valor de 390 obtido para o teste de máxima verosimilhança, realizado com vista a testar esta hipótese, ultrapassa o valor crítico de 20,02.

Como é normalmente referido na literatura, os coeficientes do modelo probit ordenado não são

de fácil interpretação. Neste caso concreto, um coeficiente negativo indica que uma variação positiva na respectiva variável, se esta for contínua, ou a passagem de 0 para 1 numa variável artificial, aumenta a probabilidade do agregado integrar o nível 4 (mais de 2 anos no RMG) e diminui a probabilidade do agregado integrar o nível 0 (menos de 3 meses no RMG). O inverso é válido para um coeficiente negativo.

Contudo, pela simples observação dos sinais dos coeficientes, nada se pode concluir sobre o efeito na probabilidade de integrar os grupos 1, 2 e 3. Um método bastante utilizado para contornar este problema passa pelo cálculo dos efeitos marginais para uma categoria de referência, determinados com base na equações 4 e 5, os quais se encontram no Quadro 3. Nesse mesmo Quadro também se encontram as probabilidades do agregado de referência se encontrar em cada um dos níveis de permanência, as quais se aproximam significativamente das frequências apresentadas no Quadro 1.

QUADRO 2

Probit Ordenado: resultados

	Coeficiente	Erro padrão
Constante	1,3796*	0,0664
Idade	0,0093*	0,0009
Homem	- 0,0415	0,0293
Rendimento <i>per capita</i>	- 0,0019**	0,0009
Pessoas no Agregado	0,0863*	0,0073
S. Maria	- 0,4174*	0,1235
Terceira	- 0,2105*	0,0362
Graciosa	- 0,2317*	0,0698
S. Jorge	- 0,0849	0,0714
Pico	- 0,3020*	0,0845
Faial	- 0,4317*	0,0841
Flores	- 0,5583*	0,1187
Corvo	- 0,6505	0,4506
μ_1	0,5186*	0,0270
μ_2	1,3328*	0,0328
μ_3	2,2254*	0,0352
Log L	- 7 813	
Log L ₀	- 8 008	
Qui-Quadrado (12)	390	
N	5 959	

* significativo a 1% ** significativo a 5%

Através dos efeitos marginais incluídos no Quadro 3 é possível concluir que quanto maior a idade do requerente maior a probabilidade do agregado pertencer ao nível 4 (mais de 2 anos no RMG) e menor a probabilidade de pertencer aos restantes níveis. O mesmo se passa com o número de pessoas no agregado familiar.

Por seu turno, quanto maior o rendimento per capita menor a probabilidade do agregado familiar pertencer

ao nível 4 e maior a probabilidade de pertencer aos restantes. O facto de requerente ser um homem, em vez duma mulher, tem um efeito negativo sobre a probabilidade de integrar os níveis 3 e 4 (ou seja, permanecer mais do que um ano no RMG), embora o coeficiente não seja estatisticamente significativo a 5%.

Finalmente, no que respeita à ilha de residência, é de salientar o facto de o agregado familiar residir na ilha de S. Miguel ter um efeito positivo sobre a probabilidade do mesmo permanecer mais do que dois anos no RMG, *ceteris paribus*.

QUADRO 3
Probit Ordenado: efeitos marginais

	Nível 0	Nível 1	Nível 2	Nível 3	Nível 4
Probabilidade Estimada (grupo de referência)	0,0255	0,0505	0,1922	0,3399	0,3919
Idade	- 0,0006	- 0,0008	- 0,0017	- 0,0005	0,0036
Rendimento per capita	0,0001	0,0002	0,0004	0,0001	- 0,0007
Pessoas no Agregado	- 0,0051	- 0,0072	- 0,0161	- 0,0047	0,0332
Homem	0,0321	0,0373	0,0667	- 0,0019	- 0,1341
S. Maria	0,0118	0,0154	0,0312	0,0047	- 0,0632
Terceira	0,0136	0,0175	0,0350	0,0047	- 0,0708
Graciosa	0,0027	0,0037	0,0081	0,0021	- 0,0166
S. Jorge	0,0199	0,0247	0,0475	0,0035	- 0,0955
Pico	0,0338	0,0389	0,0690	- 0,0029	- 0,1387
Faial	0,0502	0,0537	0,0875	- 0,0139	- 0,1775
Flores	0,0643	0,0649	0,0990	- 0,0247	- 0,2034
Corvo	0,4745	0,1475	0,0185	- 0,2616	- 0,3789

Nota: O agregado de referência inclui um requerente do sexo feminino residente na ilha de S. Miguel, para o qual a idade, o rendimento *per capita* e o número de pessoas igualam a média destas variáveis na amostra.

QUADRO 4
Teste de Hipóteses

	LRT	Graus de Liberdade	Valor crítico
H ₀ : As características pessoais não têm valor explicativo	92	2	5,99
H ₀ : As características do agregado não têm valor explicativo	158	2	5,99
H ₀ : A ilha de residência não tem valor explicativo	96	8	15,51

Nota: o valor crítico foi obtido para 5% de significância.

O Quadro 4 apresenta um conjunto de testes adicionais para avaliação do modelo. Como se pode verificar, as três hipóteses aí consideradas, nomeadamente “as características pessoais não têm valor explicativo para a permanência no RMG”, “as características do agregado familiar não têm valor explicativo para a permanência no RMG” e “a ilha de residência não tem valor explicativo para a permanência no RMG”, são rejeitadas a 5% de significância.

4. CONCLUSÕES

Este trabalho analisou a permanência no Rendimento Mínimo Garantido na Região Autónoma dos Açores. Os resultados indicam que quanto maior a idade do requerente maior a probabilidade do respectivo agregado permanecer mais tempo ao abrigo desta medida, o mesmo se passando com o número de pessoas no agregado familiar. Tal pode significar, no que respeita à idade, que agregados com requerentes com idade mais avançada têm maior dificuldades em se autonomizar, talvez devido à maior dificuldade de arranjar emprego (se desempregado) ou, numa forma geral, devido a menores incentivos para investir capital humano através da formação profissional.

Os resultados indicam também que quanto maior o rendimento per capita menor a probabilidade de permanecer mais de 2 anos ao abrigo da mesma. O facto de o agregado familiar residir na ilha de S. Miguel ter um efeito positivo sobre a probabilidade do mesmo permanecer mais do que dois anos no RMG.

Alguns testes adicionais para avaliação do modelo utilizado resultaram na rejeição (a 5% de significância) das três hipóteses consideradas, nomeadamente “as características pessoais não têm valor explicativo para a permanência no RMG”, “as características do agregado familiar não têm valor explicativo para a permanência no RMG” e “a ilha de residência não tem valor explicativo para a permanência no RMG”, confirmando-se assim a relevância das mesmas na explicação da permanência.

O trabalho contém algumas limitações, em particular foram considerados apenas dados relativos aos processos cessados, sendo de toda a utilidade complementar este estudo com os dados relativos aos processos que se mantinham activos. Seria importante também incluir num trabalho futuro, entre as variáveis explicativas, o nível de instrução dos requerentes, o estado civil, a composição do agregado familiar, o número de menores a cargo, os membros do agregado detentores de rendimentos, a situação perante o trabalho e a causa de cessação da prestação. Finalmente seria de grande importância a criação duma base de dados que permitisse a estimação de modelos de duração (*duration models*) e, assim sendo, averiguar até que ponto é que um programa desta natureza gera dependência.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem o financiamento do FEDER atribuído pela da Fundação para a Ciência e Tecnologia ao abrigo do projecto POCTI/ECO/43307/2001.

BIBLIOGRAFIA

- Blank, Rebecca (1989), "Analyzing the length of welfare spells", in *Journal of Public Economics*, Vol. 39, nº 3, pp. 245-273
- Danziger, Sheldon, Haveman, Robert and Plotnick, Robert (1981), "How income transfers affect work, savings, and the income distribution: a critical review" in *Journal of Economic Literature*, Vol. 19, nº 3, pp. 975-1028
- Ellwood, David and Bane, Mary Jo (1985), *The impact of AFDC on family structure and living arrangements*, in Ehrenberg, Ronald (ed.) *Research in Labor Economics*, Vol. 7, Greenwich, JAI Press, pp 123-207
- Fitzgerald, John (1991) "Welfare durations and the marriage market: evidence from the survey of income and program participation" in *Journal of Human Resources*, Vol. 26, nº 3, pp. 545-561
- Greene, William (2000), *Econometric Analysis*, New Jersey, Prentice-Hall, Inc
- Maddala, G. S. (1983) *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Massachusetts, Cambridge University Press.
- Moffit, Robert (1992), "Incentive effects of the U.S. welfare system: a review", in *Journal of Economic Literature*, Vol. XXX, pp. 1-61
- Moffit, Robert (1990), "Has state redistribution policy grown more conservative?" in *National Tax Journal*, Vol. 43, nº 2, pp. 123-142
- Moffit, Robert (1986), "Work incentives in transfer programs: a study of the AFDC program (revisited)" in Ehrenberg, Ronald *Research in Labor Economics* (ed.), Greenwich, JAI Press, pp. 389-439
- Okun, Arthur (1975), *Equality and Efficiency: the big trade off*, Washington, Brookings Institution
- Plant, Mark (1984), "An empirical analysis of welfare duration", in *American Economic Review*, Vol. 74, pp. 673-684
- Plant, Mark (1981), "An empirical analysis of welfare dependence", Princeton University, *Working Paper* nº 143, July
- Stewart, Mark (1983), "On least squares when the dependent variable is grouped", *Review of Economic Studies*, Vol. 5, pp. 141-149
- Winkler, Anne (1991), "The incentive effects of Medicaid on women's labor supply", in *Journal of Human Resources*, Vol. 26, nº 2, pp. 303- 337