



ESTUDO DO PERÍODO DE PERMANÊNCIA NAS LISTAS DE ESPERA NACIONAIS POR CIRURGIA – APLICAÇÃO DA ANÁLISE DE DURAÇÃO NÃO PARAMÉTRICA POR ARS

STUDY OF THE PERIOD OF PERMANENCE IN NATIONAL WAITING LISTS FOR SURGERY – APPLICATION OF THE NON-PARAMETRIC ANALYSIS OF DURATION BY ARS

CÂNDIDA MACHADO

Mestre em Gestão das Organizações, ramo Gestão de Unidades de Saúde, Instituto Politécnico de Bragança
raquel_bio@live.com.pt

ALCINA NUNES

PhD, Professora Adjunta na ESTG do Instituto Politécnico de Bragança, membro do GEMF - Grupo de Estudos Monetários e Financeiros da Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra
alcina@ipb.pt

Submetido: 26-12-2011

Aceite: 22-05-2012

RESUMO

Constituindo as listas de espera para cirurgia um problema na prestação de cuidados médicos nos países mais desenvolvidos é importante que se conheça, e perceba, a realidade que enquadra esta problemática de forma a melhorar o processo de implementação de medidas de gestão de listas de espera, já em prática ou a desenvolver, e a compreender o impacto das mesmas sobre os tempos de espera a que os utentes estão sujeitos. O objectivo deste artigo é analisar a permanência dos utentes em lista de espera para cirurgia, por ARS, para o período de 1990 a 2009 em Portugal. A análise é realizada com recurso a modelos econométricos de sobrevivência com recurso aos estimadores não-paramétricos de Kaplan-Meier e Nelson-Aalen aplicados a uma base de dados individual fornecida pelo SIGIC. Através desta metodologia foi possível quantificar os tempos de permanência dos utentes nas listas de espera nacionais por cirurgia nas diferentes ARS, tendo em conta algumas características sociodemográficas dos utentes, e verificar que o tempo de permanência nas listas de espera é, de facto, distinto consoante a ARS de origem do utente.

PALAVRAS-CHAVE: Listas de Espera para Cirurgia, SIGIC, ARS, Análise de Duração, Portugal

ABSTRACT

The waiting lists for surgery are a problem related with the provision of medical care in most developed countries. For this reason is important to know and understand the reality that fits this problem in order to improve the process of implementation and management of waiting lists' related measures. Being aware of this international problematic this paper aims to analyse the time spend by a Portuguese individual in a waiting list for surgery, by ARS, over a period of 19 years (from 1990 to 2009) using an administrative microeconomic dataset made available by SIGIC. The applied analysis uses a survival econometric methodology that includes the Kaplan-Meier and Nelson-Aalen non-parametric estimators. Through this methodology is possible to quantify the waiting times at different ARSs taking into account some socio-demographic characteristics and verify that the time spent on the waiting list is, in fact, distinct according the individuals' ARS origin.

KEYWORD: Waiting List for Surgery, SIGIC, ARS, Survival Analysis, Portugal



1. INTRODUÇÃO

Em cerca de metade dos países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico (OCDE), especialmente naqueles com um sistema público de saúde a maior preocupação dos dias de hoje é a existência de tempos de espera por uma cirurgia programada (UCGIC, 2010; Romanow, 2002). Longos tempos de espera são, cada vez mais, identificados como a principal barreira de acesso aos cuidados de saúde (Sanmartin *et al.*, 2002).

De forma a resolver este problema é importante entender os factores que contribuem para a ocorrência de tempos de espera longos (Sanmartin *et al.*, 2007). Assim, vários países começam a adoptar abordagens à problemática que se centram quer na oferta quer na procura dos cuidados médicos. Do lado da oferta, procura aumentar-se os recursos disponíveis (camas, especialistas ou salas de bloco operatório) fomentando a produtividade dos recursos instalados quer no sector público como privado. Do lado da procura, criam-se prioridades, de acordo com a patologia, gere-se a lista de inscritos para cirurgia e incentiva-se o recurso a seguros privados. Para operacionalizar tais abordagens têm sido aplicadas várias medidas políticas que vêm originando muitas críticas e discussões, tanto a nível político como a nível da opinião pública (UCGIC, 2010).

Em Portugal, o debate arrasta-se desde 1994, altura da criação dos primeiros programas de combate às listas de espera. O Programa Específico de Recuperação de Lista de Espera (PERLE), o Programa para a Promoção do Acesso (PPA), o Programa de Promoção da Melhoria do Acesso (PPMA), o Programa Específico de Combate às Listas de Espera Cirúrgica (PECLEC) e, actualmente, o Sistema Integrado de Gestão de Inscritos para Cirurgia (SIGIC) representam os programas desenvolvidos até ao momento. Apenas os três primeiros revelaram alguns efeitos positivos temporários, de acordo com Pedro (2008).

De forma a analisar o impacto destas políticas é necessário que haja uma medição e monitorização do tempo de espera para assim se avaliar a dimensão do problema e o impacto deste nas intervenções da redução do tempo de espera (Hurst e Siciliani, 2003).

Há vários determinantes que podem estar na origem dos elevados tempos de espera, sendo habitual agrupá-los em dois grandes grupos. Para o Observatório Português dos Sistemas de Saúde (s.d.), a escassez dos “recursos necessários para fazer face à procura dos serviços” e as “deficiências de organização e gestão dos recursos existentes” resultantes da “ineficiência dos serviços hospitalares” são os principais determinantes dos elevados tempos de espera por uma intervenção cirúrgica. Ainda de acordo com o OPSS estudos recentes, apontaram que “as interações entre as expectativas das pessoas, os padrões de referência dos clínicos gerais dos hospitais”, o funcionamento das “consultas hospitalares e o acesso aos meios de diagnóstico” assim como as “variações existentes na aplicação das indicações cirúrgicas e a gestão da prática cirúrgica hospitalar” são muito complexos e difíceis de prever, o que dificulta a sua actuação no combate aos tempos de espera por uma intervenção cirúrgica.

As novas tecnologias de informação, assim como os elevados padrões de vida, tornaram a população mais exigente relativamente ao acesso e mais informada quanto aos serviços que lhe são prestados (OPSS, 2003).

De acordo com Hurst e Siciliani (2003), o tempo médio de espera está acima dos três meses em vários países¹ e os tempos máximos podem ir até anos. Para Kreindler (2010), nem todos os sistemas públicos de saúde têm problemas de tempo de espera. Estas são mais visíveis no sector público pelo facto do acesso ser universal e dos governos controlarem os gastos com a saúde. Note-se que a existência de listas de espera nem sempre é algo de negativo, embora reflecta uma decisão baseada na forma como deve ser distribuído o cuidado de saúde (Levy *et al.*, 2005; Pacifico *et al.*, 2007). Actualmente, tem existido muitas tentativas para estimar, directamente, os efeitos adversos recorrentes das listas de espera assim como as consequências positivas que daí podem advir (Feldman, 1994). De acordo com o autor, os custos com os atrasos podem causar a deterioração do estado de saúde do utente, incluindo a morte (em casos mais extremos), a perda de utilidade, principalmente se o tratamento pudesse aliviar a dor significativamente, o aumento nos custos das cirurgias e dos tratamentos pré e/ou pós



operatórios, a perda adicional de rendimento de trabalho e pagamentos extra devido a transferência do utente para outras unidades hospitalares.

Face ao exposto, o objectivo deste artigo é analisar os tempos de permanência dos utentes em lista de espera para cirurgia, em Portugal Continental, de forma a analisar qual das cinco ARS (Administração Regional de Saúde) nacionais apresenta maior e menor eficiência, para o período de 1990 a 2009. O conhecimento da realidade e a medição da mesma constitui-se, como uma ferramenta fundamental na gestão dos programas implementados, como o SIGIC. Para realizar tal medição e análise, vão ser utilizados modelos econométricos de sobrevivência também conhecidos como modelos de duração.

A análise de sobrevivência, cuja origem remonta à análise de dados na área da epidemiologia, já foi adoptada para a análise de sobrevivência dos utentes em lista de espera em Portugal (Fernandes *et al.*, 2010), onde se revelou de enorme utilidade, justificando a sua aplicação no presente artigo. Esta análise engloba um conjunto de métodos e modelos destinados à análise estatística de dados de sobrevivência (Rocha, 2009), onde se destaca a análise não-paramétrica. A análise não-paramétrica é realizada com recurso ao estimador de Kaplan-Meier, para estimar a função de sobrevivência e permitindo a observação do comportamento dos dados através de uma função escada, e o estimador de Nelson-Aalen, para estimar a função de risco cumulativo (Bastos e Rocha, 2007).

Neste artigo a função de sobrevivência refere-se à função de manutenção do utente na lista de espera enquanto a função de risco se refere a probabilidade de um utente sair da lista de espera. A base de dados em que se baseia o estudo, é uma base de dados administrativa fornecida pelo SIGIC. Nela consta a população de indivíduos que entrou em lista de espera para cirurgia desde 1990 até 2009. Sendo uma base de dados administrativa foi sujeita a um tratamento prévio que permitiu “limpar” e transformar uma base de dados administrativa numa base de dados, com fins de análise científica, adequada para aplicação da metodologia de análise seleccionada.

No desenrolar da análise, serão apresentados resultados empíricos que permitem caracterizar a duração dos utentes em lista de espera consoante a

ARS (Norte, Centro, Lisboa e Vale do Tejo, Alentejo e Algarve) de forma a analisar os determinantes da sua probabilidade de manutenção/abandono da lista de espera para cirurgia.

O artigo apresenta-se organizado da seguinte forma. No ponto 2 apresenta-se uma breve revisão da literatura sobre a aplicação da análise de sobrevivência na gestão de programas de saúde. O ponto 3, apresenta a metodologia aplicada, seguindo-se o ponto 4 em que se realiza a apresentação e discussão dos resultados. O ponto 5 apresenta as principais conclusões.

2. A ANÁLISE DE SOBREVIVÊNCIA NA GESTÃO DE PROGRAMAS DE SAÚDE

A análise de duração (também designada de sobrevivência) foi, na sua génese, desenvolvida pela área científica médica com o objectivo de tratamento de dados epidemiológicos (Selvin, 2008). Ao longo do tempo, especialmente a partir de 1980, a sua utilização foi-se espalhando e os métodos estatísticos correspondentes foram sendo adequados para aplicação noutros domínios científicos, incluindo a economia e a gestão (Berg, 2000).

Esta engloba um conjunto de métodos e modelos destinados a análise estatística de dados de duração. Este tipo de dados que resultou, inicialmente, da observação de tempos de vida possui, actualmente, um significado muito mais vasto de análise do tempo decorrido desde um instante inicial até à ocorrência de um acontecimento de interesse (Cleves *et al.*, 2004). Na área científica da saúde, o evento de interesse pode ser a morte, a remissão de uma doença, a reacção a um medicamento, a quebra de um equipamento, entre outros. Noutras áreas científicas, como a economia e a gestão, os eventos de interesse podem ser a duração do período de desemprego, de um programa de formação profissional, o tempo de retorno de um investimento, a duração da actividade de uma empresa (Berg, 2000; Nunes e Sarmiento, 2010a; Nunes e Sarmiento, 2010b; Sarmiento e Nunes, 2011).

Sendo uma metodologia econométrica que ultrapassa problemas metodológicos como a existência de dados censurados, tem vindo a ser aplicada, também, na gestão de programas de saúde. Nomeadamente, tem vindo a ser aplicada na análise de impacto financeiro de longo prazo de intervenções de



programas de saúde como o controlo de peso ou controlo tabágico (Long e Perry, 2007). De acordo com os autores a metodologia de análise de sobrevivência permite obter resultados em programas de saúde com diferentes níveis de participação de membros muito diferentes entre si em termos das suas características. Ora, esta especificidade relativamente aos participantes torna a metodologia referida particularmente importante na avaliação da eficácia de programas de saúde e, conseqüentemente, na sua gestão (Linden *et al.*, 2004).

Os programas públicos destinados a reduzir tempos de espera para cirurgia têm sido uma aposta de vários governos na OCDE e, assim, também os estudos da eficácia e *performance* de tais programas têm estado sujeitos a avaliação. A análise de sobrevivência tem-se mostrado uma ferramenta adequada para tal avaliação (veja-se os exemplos de Dixon e Siciliani, 2009; Dimakou, *et al.*, 2009 e Fernandes *et al.*, 2010). Fernandes *et al.* (2010) estudam a equidade, tendo em conta o género dos utentes, no acesso a cirurgia em Portugal, com base em dados do SIGIC, e verificaram que as mulheres, geralmente, têm menor estatuto socioeconómico em comparação com os homens e assim, possuem menor capacidade para influenciar a decisão do médico. Por outro lado, os médicos podem estar mais relutantes em tratar pessoas com pouco apoio social, concluindo-se que o estatuto socioeconómico poderá influenciar a probabilidade de saída dos utentes da lista de espera.

Face ao exposto e tendo como objetivo a análise do tempo que demora até que ocorra um determinado acontecimento a metodologia econométrica de análise de duração será aplicada para analisar o tempo que demora um utente a sair da lista de espera para cirurgia, por ARS. O estudo empírico assentou na criação e exploração de uma base de dados específica, constituída por dados secundários obtidos junto da entidade gestora das listas de espera para cirurgia em Portugal, o SIGIC. Pretende-se que tal análise permita a definição de pistas de análise a explorar através dos modelos de duração a aplicar² (Bastos e Rocha, 2007; Hosmer e Lemeshow, 1999).

3. ANÁLISE DE DURAÇÃO NÃO-PARAMÉTRICA – CONCEITOS METODOLÓGICOS

3.1. ESTIMADORES NÃO-PARAMÉTRICOS DE KAPLAN-MEIER E NELSON-AALEN

A análise de duração é o ramo da estatística que analisa os dados provenientes de variáveis que assumem valores positivos (Chalita *et al.*, 2006). Os parâmetros de análise mais utilizados são a probabilidade de duração de observações (indivíduos, empresas, carteiras de investimento, entre outros) nos intervalos considerados e a probabilidade de duração acumulada (Jenkins, 2005), ou seja, a probabilidade da observação durar desde o tempo zero até ao tempo final considerado (Bustamante-Teixeira *et al.*, 2002). Tal implica uma determinada probabilidade de sobreviver em todos os intervalos anteriores ao momento final. Assim, é denominada função de duração, representada por $S(t)$. Associada a esta função de duração destaca-se, também, a função de taxa de falha ou risco, representada por $\lambda(t)$, que descreve a forma como a taxa instantânea de risco de falha se altera com o tempo (Araujo, 2008). Ambas as funções justificam que na análise de duração, a variável dependente (*outcome*) seja sempre o tempo até à ocorrência de determinado evento. Na análise estatística “clássica” a variável dependente é a própria ocorrência de determinado evento (o desenvolvimento de uma doença ou a cura, por exemplo) (Botelho *et al.*, 2009). No contexto deste artigo, a análise de duração é aplicada aos utentes em lista de espera para cirurgia, por ARS, onde o tempo em análise corresponde ao tempo decorrido entre a entrada e a saída da lista de espera.

Refira-se que uma das grandes vantagens da aplicação desta metodologia refere-se ao facto de permitir a utilização da informação de todos os participantes até ao momento em que se desenvolvem os eventos ou estes são censurados. Assim, esta técnica é ideal para analisar respostas binárias (ocorrência, ou não, do evento) em estudos longitudinais que se caracterizam por tempos de acompanhamento diferentes para todas as observações que compõem a amostra e perdas de observações ao longo do período de acompanhamento (Botelho *et al.*, 2009). Este é, de facto, o principal motivo para que a metodologia de



análise de duração tenha sido a escolhida para a análise aqui apresentada.

A análise não-paramétrica constitui uma das componentes da análise de duração. Designa-se como não-paramétrica porque a análise dos resultados é realizada sem o recurso a variáveis explicativas para os mesmos, ou seja, porque a estimação é feita sem que se faça nenhuma suposição sobre a distribuição de probabilidade do tempo de duração (Bastos e Rocha, 2007). Duas das técnicas mais comuns utilizadas neste tipo de análise são o estimador de Kaplan-Meier - para o cálculo da função de duração - e o estimador de Nelson-Aalen - para o cálculo da função de risco cumulativo.

Quando os dados não são censurados, a função de duração (sobrevivência), num dado instante t , poderá ser estimada a partir dos tempos de vida observados, como sendo a proporção de indivíduos que sobrevivem para além do instante t . Esta função designa-se por função de sobrevivência empírica e, tendo em conta que n representa a dimensão da amostra, define-se do seguinte modo (Bastos e Rocha, 2007):

$$\hat{S} = \frac{\text{Número de Observações} > t}{n}$$

Este método para estimar a função de sobrevivência não se deve aplicar quando existe censura (ou seja, quando o fenómeno não ocorre até ao momento final de acompanhamento da observação), uma vez que despreza informação relativa a qualquer indivíduo cujo tempo de sobrevivência seja superior a t , mas que tenha sido censurado antes desse instante (Bastos e Rocha, 2007). Para ultrapassar este problema Kaplan e Meier, em 1958 (Kaplan e Meier, 1958), propuseram um estimador não-paramétrico para a função de sobrevivência, quando se está na presença de uma amostra censurada. Este estimador é denominado por estimador de Kaplan-Meier.

Sejam $t_{(1)} < \dots < t_{(r)}$ os instantes de ocorrência do fenómeno distintos numa amostra de dimensão n ($r \leq n$), $d_{(i)}$ o número de mortes ocorridas em $t_{(i)}$ e $n_{(i)}$ o número de indivíduos em risco em $t_{(i)}$, o estimador de Kaplan-Meier para a função de sobrevivência define-se da seguinte forma (Bastos e Rocha, 2007):

$$\hat{S}(t) = \prod_{i: t_{(i)} \leq t} \left(\frac{n_i - d_i}{n_i} \right) = \prod_{i: t_{(i)} \leq t} \left(1 - \frac{d_i}{n_i} \right)$$

De referir que:

- $\hat{S}(t) = 1$ para $0 \leq t \leq t_{(1)}$;
- $\hat{S}(t) = 0$ para $t \geq t_{(r)}$, se $t_{(r)}$ é a maior observação registada;
- Se a maior observação registada for um tempo censurado t^* , então $\hat{S}(t)$ nunca toma o valor de zero e não está definido para $t > t^*$.

Através da visualização gráfica do estimador de Kaplan-Meier é possível a observação do comportamento dos dados através de uma função em forma de escada, mesmo que na presença de observações incompletas. Esta análise visual será particularmente útil na análise dos resultados obtidos neste artigo.

Estimar a função de risco cumulativa é também um dos aspectos fundamentais da estimação não-paramétrica. Tendo em conta que $\hat{S}(t)$ é o estimador de Kaplan-Meier, um estimador natural para a função de risco cumulativo define-se por:

$$\hat{H}(t) = -\log \hat{S}(t)$$

Um estimador alternativo, sugerido por Nelson (1972) e estudado por Aalen (1978), é denominado como estimador de Nelson-Aalen. Sejam $t_{(1)} < \dots < t_{(r)}$ os instantes de morte distintos numa amostra de dimensão n ($r \leq n$), $d_{(i)}$ o número de mortes ocorridas em $t_{(i)}$ e $n_{(i)}$ o número de indivíduos em risco em $t_{(i)}$, o estimador define-se por (Bastos e Rocha, 2007):

$$\hat{H}_{NA}(t) = \sum_{i: t_{(i)} \leq t} \frac{d_i}{n_i}$$

Este estimador estima directamente a função de risco cumulativo, embora também se possa obter uma estimativa da função de sobrevivência. Assim, para a função de sobrevivência, o estimador de



Nelson-Aalen também é conhecido por estimador de Breslow e é dado pela função (Bastos e Rocha, 2007):

$$\hat{S}_{NA(t)} = \exp\left(-\sum_{i:t_{(0)} \leq t} \frac{d_i}{n_i}\right)$$

O objectivo do cálculo deste estimador é relativamente simples. Se o estimador acumular todos os “riscos” que existem em todos os possíveis instantes entre t_0 e t_j obter-se-á uma estimativa razoável do risco total que existe entre esses dois pontos de tempo. Assim, por definição, o estimador inicia-se em 0 e cresce ao longo do tempo (nunca decrescendo). Na prática, o estimador não possui uma métrica que seja directamente interpretável (não devendo ser interpretado como uma probabilidade) mas a função de risco cumulativo fornece uma ligação importante entre a função de risco (estimativa para tempo discreto e que, neste artigo, corresponde a períodos diários de tempo) e a função de sobrevivência cuja natureza a torna insensível a alterações no risco (Cleves *et al.*, 2004; Hosmer e Lemshow, 1999).

Dadas as variações aleatórias que ocorrem em períodos de sobrevivência discretos, a estimação do risco deve ser ajustada de forma a distinguir tendências de “ruídos”. De facto, apesar da função de risco cumulativo ser informativa, quando se considera a estimação de funções de risco contínuas, é importante que se possa visualizar a forma da função de risco num período contínuo de tempo. A solução para obter tal fenómeno visual passa por adoptar a função ajustada de Kernel (*adjusted smoothed kernel function*) que converte qualquer conjunto estimado de pontos erráticos numa forma funcional “bem comportada” e ajustada. Neste artigo, o estimador ajustado de Kernel para a função de risco baseia-se no estimador Nelson-Aalen e na sua variância, isto é, utiliza a taxa de variação das variações do risco acumulado para calcular pseudo-estimadores de risco que depois transforma em médias de forma a estabilizar a função de risco (Cleves *et al.*, 2004; Sarmiento e Nunes, 2011).

3.2. TESTES PARA A COMPARAÇÃO DE CURVAS DE SOBREVIVÊNCIA

A representação gráfica da estimativa de Kaplan-Meier (e também de Nelson-Aalen) com

estratificação para a função de sobrevivência, permite ter uma ideia do comportamento das curvas de sobrevivência, nos respectivos estratos (grupos). No entanto, para se avaliar a existência de uma diferença significativa entre as probabilidades de risco para as diferentes ARSs em análise deve-se recorrer a testes de hipótese específicos.

Existem diferentes testes não-paramétricos adequados para a comparação das probabilidades de sobrevivência (ou risco) para diferentes grupos em causa. Entre eles destacam-se os testes *Log-rank* e *Wilcoxon* (também designados por Breslow-Gehan), que se encontram entre os testes mais comuns neste tipo de análise e serão aplicados neste artigo (Bastos e Rocha, 2007; Cleves *et al.*, 2004; StataCorp, 2009b). Nestes testes, a hipótese nula a testar é a de que os grupos em causa apresentam a mesma função de sobrevivência. Em alternativa a hipótese é a de que os grupos em análise apresentam diferentes funções de sobrevivência. Seja a amostra dividida em dois grupos (1 e 2), tem-se as seguintes hipóteses:

$$H_0 : S_1(t) = S_2(t)$$

$$H_1 : S_1(t) \neq S_2(t)$$

Neste caso, em particular, testa-se a hipótese dos indivíduos (divididos pelas diferentes ARS e caracterizados pelo tempo de espera ser ou idêntico), ou seja, apresentarem a mesma probabilidade de saírem da lista de espera, decorrido um determinado período de tempo, *versus* a alternativa do tempo de espera para sair da lista ser distinto consoante a característica que define o grupo.

O teste *Log-rank* compara a distribuição da ocorrência dos acontecimentos observados em cada grupo com a distribuição que seria esperada, se a incidência fosse igual em todos os grupos. Se a distribuição observada for equivalente à distribuição esperada, a função de sobrevivência dos indivíduos pertencentes ao grupo, coincide com a função de sobrevivência dos indivíduos em geral (Bastos e Rocha, 2007; Dupont, 2009). Note-se que a variável explicativa que distingue os grupos não exerce influência sobre a sobrevivência pois este é um teste que se enquadra na análise de sobrevivência não-paramétrica.



De forma muito simples, pode afirmar-se que para cada tempo de risco distinto, nos dados, a contribuição para o teste estatístico é obtida através da soma padronizada da diferença entre o número esperado e observado de falhas, em cada um dos k -grupos em análise. O valor esperado de falhas é obtido sob a hipótese nula de que não existem diferenças entre as experiências de sobrevivência dos k -grupos. A função de ponderação utilizada determina a selecção do teste estatístico. Por exemplo, quando a ponderação é 1 para todos os períodos de falha, calcula-se o teste *Log-rank*. Quando a ponderação corresponde ao número de falhas ocorridas em cada período distinto é calculado o teste *Wilcoxon* (StataCorp, 2009b). Em termos gerais, a estatística utilizada

para o teste *Log-rank* é dada por: $W_L = \frac{U_L^2}{V_L}$. Em

$$\text{que, } U_L = \sum_{j=1}^r (d_{1j} - e_{1j}) \quad \text{e} \quad e_{1j} = \frac{n_{1j} d_j}{n_j}$$

representam o número esperado de indivíduos para os quais ocorre uma falha (neste artigo, a saída da lista de espera) no instante $t_{(i)}$ no grupo 1.

Por outro lado, $V_L = \text{Var}(U_r) = \sum_{j=1}^r V_{1j}$ sendo

$$\text{que } V_{1j} = \frac{n_{1j} n_{2j} d_j (n_j - d_j)}{n_j^2 (n_j - 1)} \quad (\text{Bastos e Rocha,}$$

2007).

O teste de *Wilcoxon* baseia-se numa estatística semelhante a utilizada no teste *Log-rank*:

$$W_G = \frac{U_G^2}{V_G}. \quad \text{Neste teste, } U_G = \sum_{j=1}^r n_j (d_{1j} - e_{1j})$$

sendo a diferença $(d_{1j} - e_{1j})$ ponderada por n_j . Assim, vai ser atribuído um menor peso às diferenças $(d_{1j} - e_{1j})$ correspondentes aos instantes onde o número total de indivíduos em risco é pequeno, isto é, aos maiores tempos de sobrevivência. Por isso, este teste é menos sensível, do que o teste *Log-rank*, a diferença entre o número observado e o esperado de falhas verificam-se na cauda direita da distribuição. A

variância da estatística é dada por $V_G = \sum_{j=1}^r n_j^2 V_{1j}$

(Bastos e Rocha, 2007).

Face ao exposto, verifica-se que o teste *Log-rank* é o mais potente na detecção de afastamentos da hipótese de igualdade das distribuições que sejam do tipo de riscos proporcionais. Quando as funções de risco se cruzam, o teste *Log-rank* pode não conseguir detectar diferenças significativas entre as curvas de sobrevivência, pelo que se deve utilizar o teste de *Wilcoxon*. Neste artigo, ambos os testes serão aplicados de forma a consolidar os resultados obtidos.

4. RESULTADOS

Inicialmente a análise não-paramétrica será realizada para os utentes em geral constantes na base de dados e em seguida por ARS.

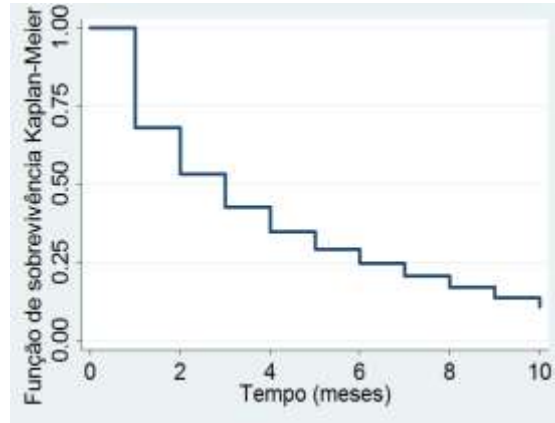
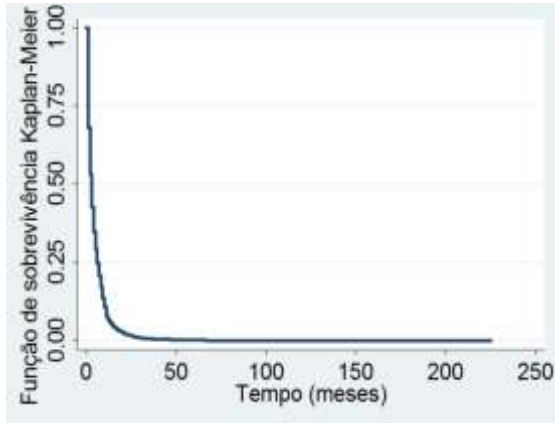
A base de dados original fornecida pelo SIGIC era, inicialmente, constituída por 572.841 indivíduos que entraram na base desde 1990. Tendo sido verificadas algumas incongruências, e dado que é uma base de dados administrativa não preparada para uma análise científica directa, a base de dados foi “limpa” de forma a evitar eventuais erros de análise tendo sido a análise realizada para um conjunto de 522.309 observações. A duração aqui analisada refere-se a um período temporal de 19 anos, abrangendo utentes que entram, e saem, da lista de espera para cirurgia nos anos de 1990 a 2009. Tendo disponível informação sobre períodos de duração diários, esta seria a medida de tempo privilegiada para a análise, no entanto, para uma mais fácil apresentação, interpretação e compreensão dos resultados os mesmos serão apresentados em meses.

Como foi referido, o objectivo é perceber quanto tempo dura a permanência na lista de espera para cirurgia (entendendo-se a permanência, em termos técnicos, como a duração/sobrevivência da observação). Assim que o utente sai da lista de espera, a saída deve ser entendida, tecnicamente, como uma falha devendo a probabilidade de saída da lista de espera ser entendida como a probabilidade de risco.

Na Figura 1, apresenta-se a representação gráfica da função de duração (sobrevivência) Kaplan-Meier, em meses. A função apresenta-se para a totalidade dos meses (A) e para os 10 primeiros meses do período em causa (B).



Figura 1- Análise gráfica da função de duração (sobrevivência), em meses

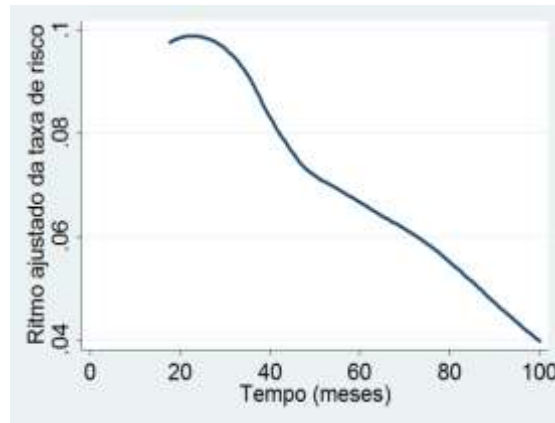
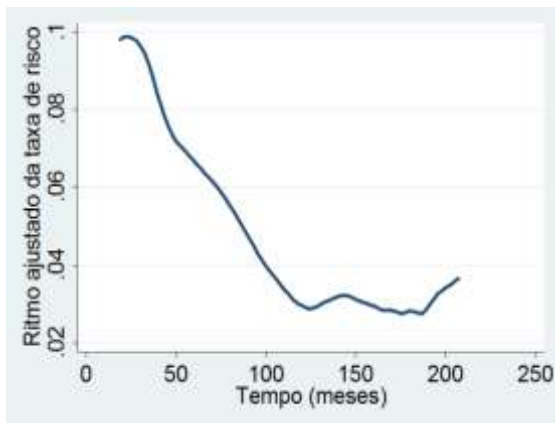


Pela análise da Figura 1A é possível verificar que a probabilidade de saída dos utentes da lista de espera até cerca de 31 meses vai sempre diminuindo até que se torna quase constante. É de notar que entre os primeiros 2 a 3 meses tem uma descida mais abrupta, com uma maior probabilidade de saída do que nos restantes meses. De facto, na Figura 1B verifica-se, com mais pormenor, a probabilidade de saída dos utentes em lista de espera pelo facto de apenas terem sido seleccionados 10 meses, sendo que entre os 2 e os 3 meses há uma diminuição mais

acentuada da função de sobrevivência do que nos restantes meses.

Para que se visualize o ritmo de evolução da taxa de risco apresenta-se, na Figura 2 a função ajustada (*smoothed*) para o risco de abandonar a lista de espera (na designação original esta é conhecida como *smoothed hazard rate*). A Figura 2A representa o ritmo ajustado da evolução da taxa de risco para os 225 meses em análise enquanto a Figura 2B apresenta a mesma variável apenas para os primeiros 100 meses de análise.

Figura 2 - Ritmo ajustado da taxa de risco de saída, em meses



Constata-se que o ritmo ajustado da taxa de saída da lista de espera para cirurgia é crescente até cerca de 25 meses, decrescendo depois até aos cerca de 125 meses. Após esse período verifica-se um novo aumento do ritmo de saída do utente da lista de espera até cerca dos 144 meses. Decresce, em seguida, até aos 175 meses e volta a ser crescente até cerca de 180 meses. Daqui até cerca de 188 meses

volta a ser decrescente passando a ser novamente crescente até aos 225 meses. Daqui se conclui que se os utentes não saem até aos primeiros 25 meses após a sua entrada na lista de espera, a probabilidade de saída, sendo ainda positiva, apresenta-se com um ritmo significativamente mais baixo. Tal levará a uma manutenção na lista de espera tendencialmente superior ao que aconteceu até aí.



De forma a perceber se faz sentido uma análise distinta da probabilidade de manutenção e saída da lista de espera para cirurgia, por ARS, apresentam-se, na Tabela 1, os resultados dos testes *Log-rank* e *Wilcoxon*. Testa-se a hipótese de que as probabilidades de sobrevivência são idênticas nos cinco grupos, ou seja:

H_0 – A probabilidade de duração/sobrevivência dos utentes da ARS Norte na lista de espera é idêntica à

probabilidade de sobrevivência dos utentes da ARS LVT/ARS Centro/ARS Algarve e ARS Alentejo nessa mesma lista;

H_1 – A probabilidade de duração/sobrevivência dos utentes da ARS Norte na lista de espera é diferente à probabilidade de sobrevivência dos utentes da ARS LVT/ARS Centro/ARS Algarve e ARS Alentejo nessa mesma lista.

Tabela 1 - Resultados dos testes Log-rank e Wilcoxon para a ARS

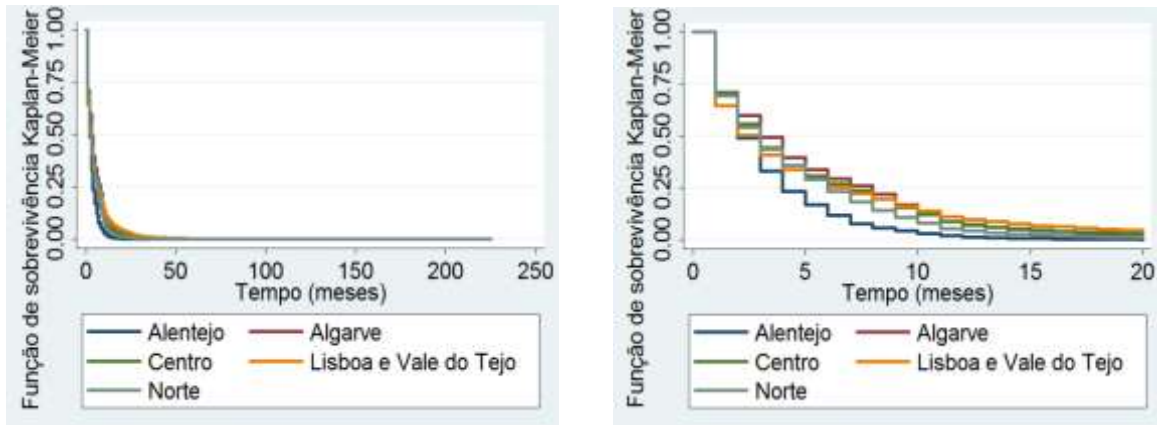
ARS	Teste <i>Log-rank</i>		Teste <i>Wilcoxon</i>	
	Utentes observados	Utentes esperados	Utentes observados	Utentes esperados
Alentejo	18.467	14.219,43	18.467	14.219,43
Algarve	18.701	20.269,07	18.701	20.269,07
Centro	95.705	9.931,71	95.705	9.931,71
LVT	165.038	173.584,32	165.038	173.584,32
Norte	194.303	184.209,46	194.303	184.209,46
$\chi^2(4)$	3393,18		1211,42	
$Pr > \chi^2$	0,0000		0,0000	

Tendo em conta a estatística χ^2 , com quatro graus de liberdade e, especialmente, o seu valor de prova verifica-se que não é possível aceitar a hipótese de que a probabilidade de manutenção é idêntica para as diferentes ARS. Ou seja, a probabilidade de um indivíduo se manter na lista de espera é distinta consoante a ARS a que pertence o indivíduo. Tal não implica afirmar que alguma ARS influencie particularmente a saída da lista de espera, no entanto, podem existir cirurgias, que dependendo da disponibilidade de cuidados de saúde existente na ARS, impliquem que os utentes podem ter diferentes taxas de manutenção na lista de espera. De acordo com o relatório da actividade em cirurgia programa do ano 2009, elaborado pela UCGIC, nas cinco ARS a cirurgia mais realizada³ é a cirurgia aos olhos e anexos. Mais especificamente, a ARS Centro é a que apresenta um número mais elevado de cirurgias realizadas (mais de 1.800 utentes por cada 100.000 habitantes residentes) comparativamente com as restantes. Em relação às cirurgias do foro oncológico, a cirurgia mais realizada é a cirurgia

de neoplasias malignas da pele, sendo que a ARS Algarve é a que apresenta um maior número de cirurgias realizadas (123,7 utentes por cada 100.000 habitantes residentes) (UCGIC, 2009).

Na Figura 3, apresenta-se a representação gráfica da função de sobrevivência Kaplan-Meier, em meses. A função apresenta-se para a totalidade dos meses e para os 20 primeiros meses do período em causa. Pela análise da Figura 3 é possível verificar que a probabilidade de saída dos utentes pertencentes a ARS Alentejo em lista de espera até 15 meses vai sempre diminuindo até que se torna quase constante. A lista de espera para esta ARS termina ao fim de 36 meses. É de referir que entre os 2 a 3 meses tem uma descida mais abrupta, com uma maior probabilidade de saída do que nos restantes meses. Em relação à ARS Algarve, a probabilidade de saída dos utentes em lista de espera até aos 25 meses vai sempre diminuindo até que se torna quase constante. A lista de espera para esta ARS termina ao fim de 66 meses.

Figura 3 - Análise gráfica da função de sobrevivência, em meses

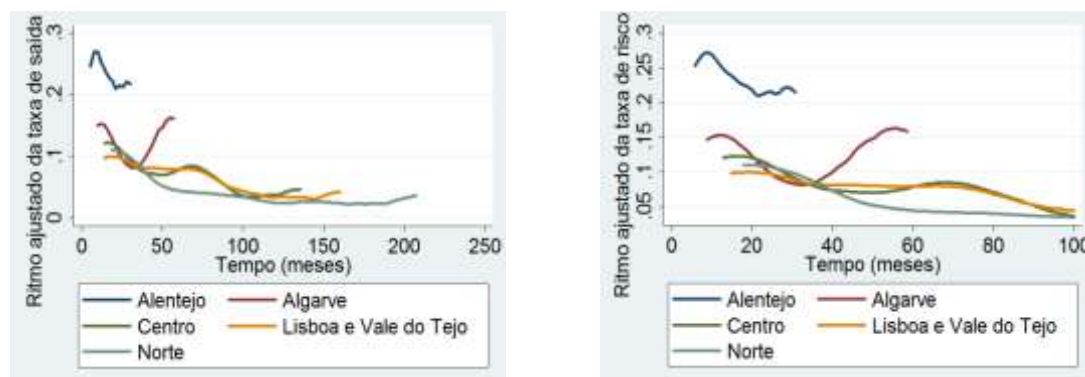


É de referir que entre os 2 a 3 meses tem uma descida mais abrupta, com uma maior probabilidade de saída do que nos restantes meses. Em relação à ARS Algarve, a probabilidade de saída dos utentes em lista de espera até aos 25 meses vai sempre diminuindo até que se torna quase constante. A lista de espera para esta ARS termina ao fim de 66 meses. É de salientar que entre os 2 e 3 meses há uma descida mais abrupta, havendo assim, uma maior probabilidade de saída dos utentes em relação aos restantes meses. Para a ARS Centro, a probabilidade de saída dos utentes em lista de espera até aos 30 meses vai sempre diminuindo até que se torna quase constante. A lista termina ao fim de 148 meses. Entre os 2 e 3 meses há uma diminuição mais acentuada, o que demonstra que há uma maior probabilidade de saída nestes dois meses, do que nos restantes. Relativamente a ARS LVT, a probabilidade de saída dos utentes em lista de espera até aos 30 meses vai sempre diminuindo até que se torna quase constante. A lista de espera para esta ARS termina ao fim de 174 meses. Entre o 2º e 3º mês há uma descida muito acentuada, o que

significa que há uma maior probabilidade de saída relativamente aos restantes meses. E finalmente, para a ARS Norte a probabilidade de saída dos utentes em lista de espera até aos 15 meses vai sempre diminuindo até que se torna quase constante. A lista de espera termina ao fim de 225 meses. Como nas outras ARSs, entre o 2º e 3º mês é de referir uma diminuição muito abrupta verificando-se, assim, que há uma maior probabilidade de saída em comparação com os restantes meses. De facto, na Figura 3B verifica-se, com mais pormenor, a probabilidade de saída dos utentes em lista de espera pelo facto de apenas terem sido seleccionados 20 meses.

Para que se visualize o ritmo de evolução da taxa de risco, apresenta-se na Figura 4 a função ajustada para o risco de abandonar a lista de espera. Esta figura apresenta o ritmo ajustado da evolução da taxa de risco para os 225 meses em análise enquanto a Figura 4B apresenta a mesma variável apenas para os primeiros 100 meses.

Figura 4 - Ritmo ajustado da taxa de risco de saída, em meses





Constata-se, pela Figura 4, que o ritmo ajustado da taxa de saída da lista de espera para cirurgia no caso da ARS Alentejo é crescente até cerca dos 9 meses, mantendo-se após esse período quase constante até cerca dos 13 meses. Decresce de seguida até cerca dos 22 meses e cresce até cerca dos 25 meses. Volta a ser decrescente até cerca dos 26 meses e apresenta um aumento embora pouco significativo até cerca dos 28 meses, decrescendo de seguida até aos 36 meses, período no qual, acabam os utentes em lista de espera da ARS do Alentejo. Relativamente a ARS do Algarve, o ritmo ajustado da taxa de saída da lista de espera para cirurgia é crescente até cerca dos 13 meses, e decresce de seguida até cerca dos 31 meses. Volta a ser crescente até aos 66 meses, período no qual terminam os utentes em lista de espera desta ARS. Em relação a ARS Centro, o ritmo ajustado da taxa de saída da lista de espera para cirurgia é crescente até cerca dos 19 meses, e decrescendo de seguida até cerca dos 38 meses. Após esse período verifica-se que se torna quase constante até cerca dos 50 meses, voltando de seguida a ser crescente até cerca dos 69 meses. Decresce até cerca dos 103 meses e torna-se novamente crescente até cerca dos 119 meses. Daqui até cerca dos 122 meses o ritmo ajustado volta a ser decrescente e volta a ser crescente até aos 148 meses, período no qual acabam os utentes em lista de espera desta ARS. Para a ARS LVT, o ritmo ajustado da taxa de saída da lista de espera para cirurgia é crescente até cerca dos 20 meses, decrescendo após este período até cerca dos 119 meses e seguindo-se novamente um aumento até cerca dos 128 meses. Decresce até cerca dos 144 meses e finalmente torna-se crescente até aos 174 meses. Para ARS Norte, o ritmo ajustado da taxa de saída da lista de espera é crescente até cerca dos 26 meses, e decrescente até cerca dos 119 meses, tornando-se de seguida novamente crescente até cerca dos 144 meses. Decresce até cerca dos 175 meses e mantém-se quase constante até cerca dos 188 meses. Torna-se finalmente crescente até aos 225 meses, período no qual terminam os utentes em lista de espera nesta ARS. Daqui se conclui que se os utentes não saem da lista de espera na ARS Alentejo até aos primeiros 10 meses, ARS Algarve até aos primeiros 15 meses, ARS Centro e ARS LVT até aos primeiros 20 meses e ARS Norte até aos primeiros 30 meses, a probabilidade de saída, embora que positiva, apresenta um ritmo ajustado significativamente mais

baixo, o que levará a uma manutenção na lista de espera tendencialmente superior ao que aconteceu até aí.

CONCLUSÃO

As listas de espera são cada vez mais comuns em muitos países, o que gera uma impopularidade constante, sempre que se fala em listas de espera para cirurgia. Daí que governos de diferentes países têm vindo a desenvolver uma variedade de iniciativas de forma a reduzir o número de utentes em lista de espera. O aumento do financiamento do sector público, o incentivo dado aos cuidados de saúde no sector privado, através de subsídios, assim como o desenvolvimento de métodos de prioridades, de forma a determinar quais os doentes com mais necessidades, são exemplos de iniciativas desenvolvidas em diferentes países com o objectivo de redução das listas de espera (Anderson *et al.*, 1997).

De acordo com a análise desenvolvida neste artigo, desde 1990 a 2009 e de forma a analisar, mais completamente, o efeito que os programas implementados em Portugal têm alcançado na redução dos tempos de espera, introduziu-se a variável ARS de forma a perceber quais os períodos de permanência/abandono dos utentes na lista de espera tendo em conta a origem dos utentes – tal distinção provou-se importante para medir e explicar a probabilidade de abandono/manutenção de um utente em lista de espera.

Verificou-se que, em termos medianos, os utentes, em geral, saem da lista de espera após 2 a 3 meses de lá entrarem (68 e 69 dias). Quando se realiza a mesma análise, mas apenas em relação à ARS, verifica-se que na ARS Alentejo os tempos de espera medianos situam-se entre os 58 e os 59 dias, no Algarve entre os 88 e os 89 dias, no Centro entre os 73 e os 74 dias, em Lisboa e Vale do Tejo entre os 61 e os 62 dias e no Norte entre 70 e os 71 dias. Daqui se conclui que existem diferenças significativas entre ARSs no que respeita aos tempos de espera. A ARS Alentejo é a que apresenta menor tempo de espera até à saída da lista. Segue-se Lisboa e Vale do Tejo, Norte, Centro e Algarve, por ordem crescente de tempo de permanência na lista de espera.

Note-se que estes resultados não controlam características que podem justificar as diferenças



encontradas, como o tipo de cirurgia em causa e a patologia associada. De facto, a base de dados utilizada apenas fornece informação relativamente ao género e idade do utente o que limita uma análise mais completa das probabilidades de manutenção/abandono da lista de espera para cirurgia, em Portugal, por ARS. Acresce-se que a escassez de estudos, nesta área concreta e com esta metodologia, dificulta uma comparação internacional com base em valores de referência atualizados, limitando a discussão e comparabilidade dos resultados. Estas limitações reforçam, no entanto, aquela que se acredita ser a mais-valia deste artigo. Fundamentalmente, utilizando métodos de medição econométrica aceites na literatura internacional, resultados relativos à quantificação de tempos de espera para cirurgia em Portugal e, desta forma, constituir-se como uma ferramenta de apoio à tomada de decisão no âmbito da prestação de cuidados de saúde. Estudos que permitam conhecer os resultados de programas na área da gestão da saúde constituem-se como ferramentas importantes para os gestores de tais programas, em particular, e dos serviços de saúde, em geral, visto que a pressão financeira atual imposta ao serviço nacional de saúde exige que, de entre os programas de saúde em execução, se selecionem apenas os mais eficazes na promoção dos objetivos a que se propõem. A disponibilidade de instrumentos capazes de determinar quais as medidas de maior eficiência e eficácia é fundamental para a tomada de decisões pelos gestores de tais serviços e programas.

Notas

1 – Austrália, Canadá, Nova Zelândia e Reino Unido.

2 – Tanto a análise descritiva básica como a aplicação dos modelos econométricos de duração foram realizadas com apoio ao *software* econométrico Stata: Release 11 (StataCorp, 2009a).

3 – De acordo com o Relatório da actividade em cirurgia programada para o ano 2009, a cirurgia mais realizada por 100.000 habitantes residentes é agrupada no grupo nosológico. “Os grupos nosológicos agrupam os episódios de acordo com a patologia e os procedimentos cirúrgicos tendo em conta as grandes regiões anatómicas e patologias/procedimentos mais frequentes, estabelecendo desta forma um conjunto abrangente e compreensível por leitores não especializados” (UCGIC, 2009: 86).

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AALEN, O. (1978). Nonparametric inference for a family of counting processes. *Annals of Statistics*, 6, 701-26.
- ANDERSON, G., BLACK, C., DUNN, E., ALONSO, J., CHRISTIAN-NORREGARD, J., FOLMER-ANDERSON, T. & BERNTH-PETERSON, P. (1997). Willingness to pay to shorten waiting time for cataract surgery. *Health Affairs*, 16(5), 181-190
- ARAUJO, M. (2008). *Análise de Sobrevivência do Tomateiro – A Phytophthora infestans*. Dissertação para obtenção do título de Magister Scientiae, Universidade Federal de Vicosa, Minas Gerais, Brasil, 1-2.
- BASTOS, J. & ROCHA, C. (2007). Análise de sobrevivência – métodos não paramétricos. *Arquivos de Medicina*, 21(3/4), 111-114.
- BERG, G. (2000). Duration models: specification, identification and multiple durations. In *Handbook of Econometrics* (Heckman, J. J. and Leamer, E. eds), Amsterdam, North-Holland, 3381-3462.
- BOTELHO, F., SILVA, C. & CRUZ, F. (2009). Epidemiologia explicada – análise de sobrevivência, *Acta Urológica*, 26(4), 33-38.
- BUSTAMANTE-TEIXEIRA, M., FAERSTEIN, E. & LATORRE, M. (2002). Tendências de análise de sobrevivência. *Cadernos de Saúde Pública*, 18(3), 579-594.
- CHALITA, S., SILVEIRA, A., COLOSIMO, A. & PASSOS, S. (2006). Modeling grouped survival data with time-dependent covariates. *Statistics – Simulation and Computation*, 35(4), 975-981.
- CLEVES, A., GOULD, W. & GUTIERREZ, G. (2004): *An Introduction to Survival Analysis Using Stata* (Revised edition), Texas, Stata Press Publication.
- DIMAKOU, S., PARKIN, D., DEVLIN, N. & APPLEBY, J. (2009). Identifying the impact of government targets on waiting time in the NHS. *Health Care Management Science*, 12(1), 1-10.
- DIXON, H. & SICILIANI, L. (2009). Waiting-time targets in the healthcare sector: how long are we waiting?. *Journal of Health Economics*, 28(6), 1081-1098.
- DUPONT, W. (2009): *Statistical modeling for biomedical researchers. A simple introduction to the analysis of complex data* (2nd Edition), United Kingdom, Cambridge University Press, Cambridge.
- FELDMAN, R. (1994). The cost of rationing medical care by insurance coverage and by waiting. *Health Economics*, 3, 361-372.
- FERNANDES, A., PERELMAN, J. & MATEUS, C. (2010). *Health and health care in Portugal: Does gender matter?* Lisboa, Instituto Nacional Ricardo Jorge.



- HOSMER, D., JR. & LEMESHOW, S. (1999): *Applied survival analysis. Regression modeling of time to event data*, New-York, John Wiley and Sons, Inc.
- HURST, J. & SICILIANI, L. (2003). Tackling Excessive Waiting Times for Elective Surgery: A Comparison of Policies in Twelve OECD Countries. *Health Policy*, 72(2), 201-215.
- JENKINS, S. (2005). *Survival analysis, unpublished lecture notes manuscript*. London, Institute for Social and Economic Research, University of Essex.
- KAPLAN, E. & MEIER, P. (1958). Nonparametric estimation from incomplete observations. *Journal of the American Statistical Association*, 53, 457-87.
- KREINDLER, S. (2010). Policy strategies to reduce waits for elective care: a synthesis of international evidence. *British Medical Bulletin*, 95(1), 7-32.
- LEVY, A., SOBOLEV, B., HAYDEN, R., KIELY, M., FITZGERALD, J. & SCHECHTER, M. (2005). Time on wait lists for coronary bypass surgery in British Columbia, Canada, 1991–2000. *BMC Health Services Research*, 5(22), 1-10.
- LINDEN, A., ADAMS, J. L. & ROBERTS, N. (2004). Evaluating disease management program effectiveness: an introduction to survival analysis. *Disease Management*, 7(3), 180-190.
- LONG, D. A. & PERRY, T. L. (2007). An application of survival analysis to population health management program evaluation. *American Journal of Health Promotion*, 21(6), 529-533.
- NELSON, W. (1972). Theory and applications of hazard plotting for censored failure data. *Technometrics*, 14, 946-965.
- NUNES, A. & SARMENTO, E. (2010a). Business demography dynamics in Portugal: a non-parametric survival analysis, GEMF Working Paper, 9/2010, Coimbra, Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra.
- NUNES, A. & SARMENTO, E. (2010b). Business demography dynamics in Portugal: a semi-parametric survival analysis, GEMF Working Paper, 10/2010, Coimbra, Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra.
- OPSS - OBSERVATÓRIO PORTUGUÊS DOS SISTEMAS DE SAÚDE (2003). *Saúde: que rupturas?* (Relatório de Primavera de 2003), Lisboa, 1-124.
- OPSS – OBSERVATÓRIO PORTUGUÊS DOS SISTEMAS DE SAÚDE (s.d): A análise dos determinantes das listas de espera. Acedido a 13 de Junho de 2011, em <http://www.observaport.org/node/2237>
- PACIFICO, M., PEARL, R. & GROVER, R. (2007). The UK Government two-week rule and its impact on melanoma prognosis: an evidence-based study. *Annals of the Royal College of Surgeons of England*, 89(6), 609–615.
- PEDRO, A. (2008). *O Impacto do SIGIC e dos Hospitais E.P.E sobre as listas de Espera em Portugal*, Lisboa, Faculdade de Economia da Universidade Nova de Lisboa.
- ROCHA, C. (2009). Análise de Sobrevivência – Congresso da Sociedade Portuguesa de Estatística. Acedido a 24 de Janeiro de 2011, em www.fct.unl.pt/spe2009/RochaResumoPagina.pdf
- ROMANOW, R. (2002): *Building on Values: The Future of Health Care in Canada - Final Report*, Ottawa, Commission on the Future of Health Care.
- SANMARTIN, C., HOULE, C., TREMBLAY, S. & BERTHELOT, M. (2002). Changes in Unmet Health Care Needs. *Health Reports*, 13(3), 15-21.
- SANMARTIN, C., BERTHELOT, J. & MCINTOSH, C. (2007). Determinants of unacceptable waiting times for specialized services in Canada. *Health Policy*, 2(3), 140-154.
- SELVIN, S. (2008): *Survival Analysis for Epidemiologic and Medical Research. A Practical Guide*, Cambridge, Cambridge University Press.
- SARMENTO, E. & NUNES, A. (2011). Análise Comparativa de Sobrevivência Empresarial: o Caso da Região Norte de Portugal. *Revista Portuguesa de Estudos Regionais*, 25/26, 77-93.
- STATACORP (2009a). Stata: Release 11. Statistical Software, Texas, StataCorp LP, College Station.
- STATACORP (2009b). Stata survival analysis and epidemiological tables reference manual. Release 11, Texas, Stata Press Publication, College Station.
- UCGIC - Unidade Central de Gestão de Inscritos para Cirurgia (2009): *Actividade em cirurgia programada (Relatório)*, Lisboa, Administração Central do Sistema de Saúde, IP.
- UCGIC - Unidade Central de Gestão de Inscritos para Cirurgia (2010): *MGIC 2010 – Princípios Gerais*, Lisboa, Administração Central do Sistema de Saúde, IP.