



UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
SETOR DE CIÊNCIAS EXATAS
DEPARTAMENTO DE ESTATÍSTICA
CURSO DE ESTATÍSTICA

FABIANO DA CRUZ

ANÁLISE DO TEMPO DE ENTREGA DE LAUDOS PERICIAIS
UTILIZANDO MODELOS DE FRAGILIDADE

CURITIBA
2014

FABIANO DA CRUZ

ANÁLISE DO TEMPO DE ENTREGA DE LAUDOS PERICIAIS
UTILIZANDO MODELOS DE FRAGILIDADE

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado à disciplina Laboratório de Estatística do Curso de Graduação em Estatística da Universidade Federal do Paraná, como exigência parcial para obtenção de grau de Bacharel em Estatística.

Orientadora: Profa. Dra. Suely Ruiz Giolo

CURITIBA
2014

*Aos meus pais e a minha esposa, que sempre
me deram apoio e incentivo para que meus
sonhos se tornassem realidade.*

A vocês minha eterna gratidão!

AGRADECIMENTOS

A Deus, por me manter sempre forte e confiante, mesmo nos momentos difíceis.

Aos meus pais Romario e Josefa, pelo amor, força, apoio e pela forte presença em todos os momentos de minha vida incentivando-me e dando-me sempre condições para eu seguir em frente.

A minha querida esposa Emilene, pelo seu amor, apoio, companheirismo, paciência, compreensão e força durante esse período e toda nossa vida até aqui.

A minha filha Melissa que, mesmo com seus poucos meses de idade, a cada sorriso me dava forças para continuar a desenvolver este trabalho.

A minha irmã Dalini e cunhado Rodrigo, pelo companheirismo nos bons e maus momentos.

Ao Diretor do Instituto de Criminalística do Paraná, Dr. Hemerson Bertassoni Alves, por conceder os dados utilizados neste trabalho.

Aos colegas Felipe Veronezi e Ligia Maria Ribeiro, pelo trabalho que desenvolvemos juntos na implantação do GDL, fruto que possibilitou a obtenção dos dados para o desenvolvimento deste trabalho.

À orientadora Professora Dra. Suely Ruiz Giolo, pelos ensinamentos compartilhados, a paciência, a compreensão e a confiança depositada.

À Professora Dra. Nívea da Silva Matuda por sua disponibilidade em participar da banca deste trabalho.

“Todos querem o perfume das flores, mas poucos
sujam as suas mãos para cultivá-las.”

Augusto Cury

RESUMO

Citado como um dos documentos mais importantes em uma ação penal, o laudo pericial é uma prova concreta a respeito de um delito criminoso, o qual auxilia o juiz criminal a tomar a sua decisão em uma determinada sentença judicial. Com este propósito, torna-se de fundamental importância que o perito criminal, após atendida a ocorrência de local, tenha uma resposta rápida na conclusão deste laudo. Neste contexto, este trabalho apresenta um estudo sobre 2442 ocorrências de crime atendidas entre 01 de dezembro de 2013 e 31 de agosto de 2014 por 34 peritos da Unidade de Curitiba do Instituto de Criminalística do Paraná (IC-PR). Para análise dos dados foram utilizadas técnicas no contexto de análise de sobrevivência, visando estudar o tempo de entrega de laudos após o atendimento da ocorrência. Para isso, utilizou-se o estimador de Kaplan-Meier, o teste *logrank* e o modelo de Cox com efeito aleatório (ou termo de fragilidade). Para este modelo, efeitos significativos foram observados para as covariáveis tipo de ocorrência e local de atendimento. Quanto ao efeito aleatório, este foi incorporado ao modelo com a finalidade de se considerar características não observáveis dos peritos que podem estar influenciando no tempo de entrega dos seus laudos. A partir dos resultados obtidos constatou-se a presença de heterogeneidade entre os peritos no que se refere ao tempo de entrega de seus laudos. Peritos, por exemplo, do sexo feminino, com idade mais elevada e com mais tempo de experiência, apresentaram uma tendência de entregarem os laudos em menor tempo. Ainda, o fato do perito ficar de fora da escala de plantão por um período, fez com que a entrega de seus laudos fosse, em geral, agilizada, provavelmente por ter tido mais tempo disponível para a conclusão dos laudos.

Palavras-Chave: Análise de Sobrevivência. Curva ROC dinâmica. Efeito aleatório. Fragilidade. Kaplan-Meier. Modelo de Cox. Perito Criminal.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1: Representação do tempo decorrido desde a ocorrência até a entrega do laudo.....	6
Figura 2: Representação dos peritos e das respectivas ocorrências atendidas por eles.....	10
Figura 3: Representação gráfica de uma curva ROC.....	14
Figura 4: Curvas de sobrevivência obtidas pelo método de Kaplan-Meier para as covariáveis: gênero, tempo de experiência, idade, tempo fora de plantão, tipo de ocorrência e local do atendimento.	18
Figura 5: Curvas de sobrevivência obtidas pelo método de Kaplan-Meier para os peritos.....	20
Figura 6: Gráfico dos resíduos <i>martingal</i> associados ao modelo de fragilidade normal ajustado aos dados de ocorrências de local atendidas pelo IC-PR entre dezembro/2013 a agosto/2014.....	22
Figura 7: Estimativas pontuais e intervalares dos componentes z_j associados aos 34 peritos.....	25
Figura 8: Curvas de sobrevivência estimadas a partir do modelo ajustado para alguns peritos considerando-se o tipo de exame e o local de atendimento da ocorrência.....	26
Figura 9: Curvas de sobrevivência estimadas para o perito 41 em exames dos tipos M e A.....	27

LISTA DE QUADROS E TABELAS

Quadro 1: Informações (covariáveis) disponíveis sobre as 2442 ocorrências de local atendidas em Curitiba no período de Dezembro/2013 a Agosto/2014 ...	6
Tabela 1: Dados referentes às características dos peritos de localística do IC-PR de Curitiba	15
Tabela 2: Dados das ocorrências atendidas em Curitiba no período de 01/12/2013 a 31/08/2014	17
Tabela 3: Resultados dos testes <i>logrank</i> associados às covariáveis observadas nos registros dos atendimentos aos exames de local	20
Tabela 4: AUC - área sob a curva ROC em diversos tempos <i>t</i>	21
Tabela 5: Estimativas e testes associados aos parâmetros do modelo de fragilidade normal ajustado aos dados de atendimentos de exames de local	23
Tabela 6: Estimativas de z_j associadas aos 34 peritos avaliados no estudo	23

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	1
2 MATERIAL E MÉTODOS	5
2.1 MATERIAL	5
2.1.1 Conjunto de Dados	5
2.1.2 Recursos Computacionais	6
2.2 MÉTODOS.....	7
2.2.1 Estimador de Kaplan–Meier.....	8
2.2.2 Teste <i>Logrank</i>	8
2.2.3 Modelo de Riscos Proporcionais de Cox.....	9
2.2.4 Modelo de Cox com Fragilidade	10
2.2.5 Curva ROC Dinâmica	13
3 RESULTADOS E DISCUSSÃO	15
3.1 ANÁLISE EXPLORATÓRIA	15
3.2 RESULTADOS DO MODELO DE COX COM FRAGILIDADE	21
4 CONCLUSÕES	28
REFERÊNCIAS	30
APÊNDICES	31

1 INTRODUÇÃO

O Laudo Pericial, que consiste no relato de um perito especialista em torno de um fato litigioso, é um dos documentos mais importantes para o decreto de uma sentença judicial em uma determinada ação penal. Através de um laudo, considerado uma prova pericial, é que um Juiz Criminal pode nortear a sua decisão em uma ação decorrida de um delito criminoso.

A prova pericial é definida como sendo uma prova técnica, tendo em vista que esta representa algo que se objetiva certificar acerca da existência de fatos a partir de conhecimentos específicos de um especialista. Menciona-se, ainda, que a prova pericial através de sua materialização instrumental, isto é, do laudo pericial, demonstra a peculiaridade de ser uma função estatal destinada a fornecer dados instrutórios (DIAS, 2010).

É com este princípio que o Instituto de Criminalística do Paraná (IC-PR), órgão pertencente à Polícia Científica do Estado, atua na realização de perícias criminais. Seu objetivo é proceder a trabalhos periciais, através dos Peritos Criminais, com o intuito de elucidar tecnicamente o modo como ocorreram os fatos delituosos, com as circunstâncias que os cercaram, colhendo as provas materiais pelas quais se torne possível a identificação do(s) autor(es) do delito e o “*modus operandi*”.

Apesar de um perito criminal ter inúmeras atribuições, pode-se dizer que este exerce a função principal de fornecedor de dados instrutórios de natureza material, destinados à descoberta da verdade, se dedicando à apuração de fatos supostamente considerados delitivos, ou seja, examinando situações fáticas, no mínimo aparentemente criminosas (DIAS, 2010).

As atividades periciais do IC-PR são divididas em: a) laboratoriais e b) exames de localística. As perícias laboratoriais são aquelas realizadas dentro do próprio Instituto por meio de ferramentas (equipamentos ou *softwares*) que auxiliam a inspecionar materiais das mais diversas naturezas, que são encaminhados pelas autoridades policiais ou judiciais, provenientes de crimes.

Já os exames de localística são aqueles em que o perito se desloca até o local do fato do crime procurando por vestígios (manchas de sangue, saliva, pegadas, cabelos, impressões de veículos, entre outros) e materiais utilizados

durante o delito (faca, arma de fogo, projéteis, celular, entre outros), a fim de entender a dinâmica do que acontecera, ou seja, buscando visualizar todos os fatores relacionados na cena do crime.

Os exames de atendimento de local podem atender a diversas naturezas de ocorrências como: homicídio, suicídio, latrocínio, impacto de projétil em atentado contra a vida, reconstituição, acidente de trânsito com morte, incêndio, explosão, acidentes de trabalho, fuga de detentos, exames em locais de furto qualificado, caixas eletrônicos arrombados, locais de danos, crimes ambientais, entre outros.

Depois de realizada a perícia (tanto em exames de laboratório quanto em exames de atendimento ao local), é necessário que o perito elabore um laudo técnico pericial, relatando todo o observado no exame. Este Laudo, também chamado de “Prova material”, consiste na materialização, em um documento, da perícia realizada, o qual deverá ser completo, detalhado, claro, ilustrado com croquis, diagramas, fotografias, além de conclusivo.

Após concluído o laudo o mesmo deve ser enviado para as autoridades que o solicitaram, juntamente com o material, se houver.

Para atender toda a demanda do Estado, o IC-PR está dividido em nove Seções Técnicas do Interior (Guarapuava, Ponta Grossa, Maringá, Londrina, Francisco Beltrão, Foz do Iguaçu, Paranaguá, Cascavel e Umuarama) mais a unidade sede localizada em Curitiba.

Para atendimentos de local, em todas as seções técnicas do interior e da capital, estão sempre disponíveis peritos em regime de plantão de 24 horas que dividem uma escala mensal para o atendimento.

A dinâmica de um atendimento de Local no IC-PR segue o seguinte fluxo:

1. Uma unidade policial (militar, civil ou judicial) presente no local de um delito após a ocorrência do fato solicita, por telefone, ao Instituto de Criminalística a presença de um perito no local para realizar a perícia; este se desloca com uma viatura policial até o local do fato;
2. Ao chegar no cenário do crime o perito inicia sua análise. Para tanto, levanta informações, realiza a tomada de fotografias e, em caso de vítimas em óbito, realiza o levantamento de quantidade e tipos de lesões presentes no cadáver, assim como procura por objetos e vestígios em volta do ambiente que porventura tenham ligação com o fato.

3. Ao retornar do local, o perito deve atualizar em um Sistema Gestor de Documentos e Laudos (GDL) algumas informações tais como: o endereço do atendimento, os nomes das vítimas, a data e o horário do atendimento, os materiais coletados no local, dentre outras informações relevantes.
4. Após a atualização de dados no sistema, o perito tem um tempo para realizar o laudo pericial e quando concluí-lo, deverá inserir o arquivo do laudo no sistema GDL, encaminhando o mesmo, através de uma via impressa e assinada ao protocolo do IC-PR, o qual realizará a remessa do laudo para a unidade policial requisitante.

Tendo em vista que o trabalho pericial tem a natureza *visum et repertum*, ou seja, “ver e reportar”, e o perito de local tem um tempo decorrido entre a data do atendimento (*visium*) e a data da conclusão deste laudo (*repertum*), torna-se fundamental que o quanto antes o perito entregar um laudo, mais rápido poderá auxiliar a justiça a julgar o crime envolvido, trazendo mais celeridade aos processos criminais.

Nesse sentido, um prazo legal foi estabelecido aos peritos a fim de que estes possam redigir este documento com excelência, veracidade e completude. O Código de Processo Penal Brasileiro (CPP), que orienta o trabalho pericial e determina o prazo legal para entrega de laudos, estabelece:

Art. 159. O exame de corpo de delito e outras perícias serão realizados por perito oficial, portador de diploma de curso superior.

Art. 160. Os peritos elaborarão o laudo pericial, onde descreverão minuciosamente o que examinarem, e responderão aos quesitos formulados.

Parágrafo único. O laudo pericial será elaborado no prazo máximo de **10 (dez) dias**, podendo este prazo ser prorrogado, em casos excepcionais, a requerimento dos peritos. (BRASIL. Decreto-lei nº 3.689, de 03 de outubro de 1941. Código de Processo Penal).

Logo, há interesse em avaliar se este prazo legal, isto é, o tempo decorrido desde a data do atendimento da ocorrência até a data da entrega do laudo, está se concretizando na prática pelos peritos.

Tendo em vista este interesse, tem-se como foco principal deste trabalho proceder a uma análise estatística do tempo mencionado levando-se em consideração que variações neste tempo podem estar sendo influenciadas pelo tipo de atendimento (acidente de trânsito, homicídio, incêndio, etc.) e pelo próprio perito, dentre outros.

A seguir são descritos em mais detalhes os dados analisados, assim como a metodologia estatística utilizada para a análise dos mesmos.

2 MATERIAL E MÉTODOS

2.1 MATERIAL

O material utilizado para o desenvolvimento do trabalho é composto de um banco de dados e de recursos computacionais, descritos a seguir.

2.1.1 Conjunto de Dados

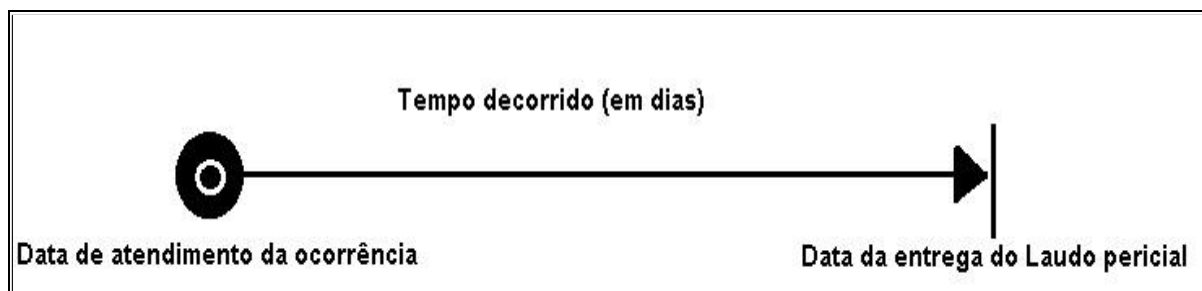
O conjunto de dados analisado neste trabalho é composto de 2442 ocorrências de local atendidas por 34 peritos da Unidade Sede do Instituto de Criminalística do Paraná localizado em Curitiba.

As informações contidas no conjunto de dados sobre estas ocorrências foram extraídas a partir dos registros realizados no Sistema Gestor de Documentos e Laudos (GDL). Este sistema foi implantado no final de outubro de 2013 com a finalidade do Instituto de Criminalística controlar todos os registros das ocorrências, bem como a tramitação de documentos. A extração das informações mencionadas foi feita através de consulta direta ao banco de dados SQL Server utilizado pelo Sistema GDL.

No total, foram consideradas as informações de 2442 ocorrências atendidas por 34 peritos da unidade sede da capital paranaense. A data de entrada destas ocorrências no Sistema GDL se deu entre os dias 01 de dezembro de 2013 e 31 de agosto de 2014. Para proceder a análise estatística foco deste trabalho, considerou-se 15 de setembro de 2014 como a data em que foi verificada a situação (com ou sem registro de entrega de laudo pericial) de cada uma das ocorrências. Esta data corresponde a data de início das análises dos dados. Os registros de ocorrências realizados após esta data não entraram portanto nas análises.

Quanto à variável resposta, foi considerado o tempo decorrido (em dias) desde a data de atendimento da ocorrência até a data de entrega do laudo por parte do perito, como representado na Figura 1. Nos casos em que não houve registro de entrega do laudo, foi considerado o tempo decorrido desde a data de atendimento da ocorrência até 15 de setembro de 2014 (data do início das análises). No contexto de análise de sobrevivência, estes tempos são denominados tempos censurados (COLOSIMO; GIOLO, 2006).

Figura 1 – Representação do tempo decorrido desde a ocorrência até a entrega do laudo



Fonte: O Autor.

Quanto às demais informações disponíveis no conjunto de dados, encontram-se descritas no Quadro 1 as que foram consideradas nas análises com o objetivo de se investigar as que estariam associadas com o tempo até a entrega do laudo pericial.

Quadro 1 – Informações disponíveis sobre as 2442 ocorrências de local atendidas em Curitiba no período de dezembro de 2013 a agosto de 2014

Informação	Descrição
ID do perito	Código identificador do perito da ocorrência
Gênero do perito	1 – Feminino 2 – Masculino
Idade do perito	Medida em anos
Tempo de experiência do perito	Medida em anos
Tempo fora do plantão	Tempo em que o perito ficou fora do plantão em meses
Cidade de atendimento da ocorrência	1 – Curitiba 2 – Outras cidades ao redor de Curitiba
Tipo de atendimento	A – Exames de acidentes de trânsito E – Exames de engenharia M – Crimes contra a pessoa (homicídios, suicídios, etc.) P – Exames em local de patrimônio
Data do atendimento	Data de atendimento da ocorrência
Data da entrega do laudo	Data da entrega do laudo

Fonte: O Autor.

2.1.2 Recursos Computacionais

Para a análise estatística dos dados foram utilizados os pacotes *survival*, *ggplot2*, *GGally* e *survivalROC* do software R (R CORE TEAM, 2013), versão 3.1.1.

2.2 MÉTODOS

A análise de sobrevivência consiste em um conjunto de técnicas e modelos estatísticos cujo objeto de interesse é o tempo decorrido desde uma data pré-definida até a ocorrência de um evento de interesse. Este tempo é usualmente denominado tempo de falha ou tempo de sobrevida, sendo o termo falha designado para especificar a ocorrência do evento, que pode ser o óbito ou a cura de um paciente, dentre outros. Neste trabalho, tem-se a entrega do laudo pericial como o evento de interesse, de modo que o tempo de falha se refere ao tempo decorrido desde a data de atendimento da ocorrência até a entrega do laudo pericial pelo perito responsável.

Uma característica importante dos dados de sobrevivência é a presença de censuras. Estas são consideradas observações incompletas da variável resposta e são decorrentes de situações em que por alguma razão o evento não foi observado. Para os dados analisados neste trabalho, foram contabilizadas em 15 de setembro de 2014 (data pré-definida para o início das análises) diversas ocorrências sem registro de entrega do laudo pericial. Desse modo, os tempos registrados para estas ocorrências (contados desde o registro de cada ocorrência até 15/09/2014) foram considerados nas análises como tempos censurados à direita. O termo à direita deve-se ao fato de que os correspondentes tempos até a entrega dos laudos para estas ocorrências são superiores aos tempos registrados (COLOSIMO; GIOLO, 2006).

Assim, considerando a amostra composta de $n = 2442$ ocorrências e a presença de covariáveis, os dados de sobrevivência ficam representados para este estudo por (t_i, δ_i, x_i) , em que para cada ocorrência i ($i = 1, \dots, 2442$) tem-se: t_i o tempo de falha ou censura para cada evento, δ_i a variável indicadora de falha ou censura (1 se o laudo pericial foi entregue e 0, caso contrário) e x_i o vetor de covariáveis observadas para a ocorrência i .

A função de sobrevivência, uma das mais utilizadas em estudos que envolvem dados de sobrevivência, é definida como a probabilidade do laudo pericial não ser entregue no tempo t , sendo expressa por:

$$S(t) = P(T \geq t),$$

em que T denota a variável aleatória tempo até a entrega do laudo pericial.

Para estimar a função de sobrevivência $S(t)$ acomodando as censuras presentes no conjunto de dados, pode-se utilizar, na ausência de covariáveis, o conhecido estimador de Kaplan-Meier, descrito a seguir.

2.2.1 Estimador de Kaplan–Meier

O estimador de Kaplan-Meier (KAPLAN; MEIER, 1958) considera na sua construção tantos intervalos de tempo quantas falhas distintas existirem. Assim, supondo que existam n itens sob teste e k ($k \leq n$) falhas distintas nos tempos $t_1 < t_2 < \dots < t_k$, bem como a possibilidade de mais de uma falha ocorrer ao mesmo tempo, tem-se o estimador de Kaplan-Meier definido como:

$$\hat{S}(t) = \prod_{j: t_j < t} \left(\frac{n_j - d_j}{n_j} \right),$$

em que d_j denota o número de falhas no tempo t_j e n_j o número de itens sob risco (não falhou e não foi censurado) em t_j (exclusive).

Neste trabalho, o estimador de Kaplan-Meier foi utilizado para investigar possíveis associações (uma a uma) das covariáveis descritas no Quadro 1 com a variável resposta tempo de entrega dos laudos periciais.

2.2.2 Teste *Logrank*

O teste *logrank* proposto por Mantel (1966) é frequentemente utilizado para comparar curvas de sobrevivência. Desse modo, pode-se utilizá-lo para testar a existência de associação entre uma covariável X com r categorias e a variável resposta T . Para tanto, devem ser obtidas as curvas de sobrevivência associadas às categorias k de X ($k = 1, \dots, r$) e, então, utilizar o teste *logrank* para testar a hipótese nula de que as curvas não diferem, isto é,

$$H_0: S_1(t) = S_2(t) = \dots = S_r(t).$$

Rejeição da hipótese nula significa que pelo menos um par de curvas difere entre si, o que permite concluir pela existência de associação entre X e T . Uma restrição para o uso deste teste é que as curvas de sobrevivência não apresentem cruzamentos marcantes entre elas.

Neste trabalho, o teste *logrank* foi utilizado para investigar, em um contexto estritamente exploratório, a presença de associação entre cada covariável descrita no Quadro 1 com a variável resposta T (tempo até a entrega dos laudos periciais).

2.2.3 Modelo de Riscos Proporcionais de Cox

Analisar a associação de cada covariável com a variável resposta é, sem dúvida, relevante. Contudo, ao ser evidenciado por esta análise preliminar que há um conjunto de covariáveis associadas com a resposta, surge o interesse em modelos de regressão que permitam que todas estas covariáveis sejam levadas em consideração ao mesmo tempo nas análises. Para tanto, Cox (1972) propôs um modelo que se tornou muito popular ao longo dos anos.

Para apresentar este modelo, considere uma amostra de n indivíduos independentes ($i = 1, \dots, n$) em que para cada um deles tem-se $(t_i, \delta_i, \mathbf{x}_i)$, sendo t_i o tempo até o evento de interesse, δ_i a variável indicadora de falha (1 se falha e 0 se censura) e $\mathbf{x}_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ip})$ o vetor com os valores de p covariáveis.

Sob o modelo de riscos proporcionais proposto por Cox, a função risco (ou taxa de falha) é dada por:

$$\lambda(t|\mathbf{x}) = \lambda_0(t) \exp(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}),$$

em que $\lambda_0(t)$ é uma função não especificada e não-negativa denominada função de risco de base e $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p)$ é o vetor de coeficientes a serem estimados.

Este modelo é dito semiparamétrico por ser composto pelo produto do componente paramétrico $\exp(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta})$ e do componente não paramétrico $\lambda_0(t)$. Também assume que o vetor de covariáveis tem um efeito multiplicativo sobre a função risco

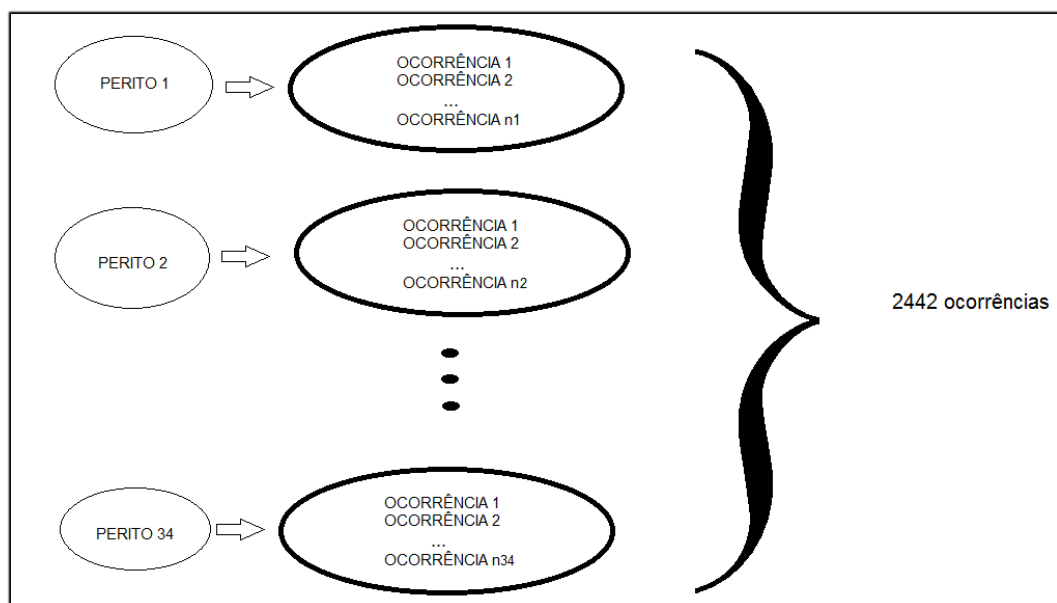
e que os riscos são proporcionais, o que implica que a razão de riscos entre dois indivíduos quaisquer não depende do tempo.

Para que o modelo de Cox seja utilizado é, contudo, necessário que as unidades amostrais sejam independentes, o que não é o caso dos dados analisados neste trabalho. Isto porque os tempos associados às ocorrências atendidas por um mesmo perito não podem ser consideradas independentes. Nesse sentido, é apresentada, a seguir, uma extensão do modelo de Cox capaz de acomodar situações em que há tempos correlacionados.

2.2.4 Modelo de Cox com Fragilidade

Como mencionado, é natural pensar que os tempos até a entrega dos laudos periciais das n_j ocorrências atendidas pelo perito j ($j = 1, \dots, 34$) sejam dependentes (isto é, correlacionados ou associados entre eles). Por outro lado, também é natural pensar que os tempos até a entrega dos laudos de peritos distintos sejam independentes (tempos entre peritos independentes), uma vez que um perito usualmente não interfere no trabalho do outro. A Figura 2 mostra uma representação para a situação descrita.

Figura 2 – Representação dos peritos e das respectivas ocorrências atendidas por eles



Fonte: O Autor.

Desse modo, para levar em conta esta associação entre os tempos de um mesmo perito foi considerado o modelo de fragilidade (*frailty model*). Nesse modelo, um efeito aleatório, denominado fragilidade, é introduzido na função risco (taxa de falha) a fim de considerar esta possível associação.

No contexto dos dados analisados, este efeito aleatório (fragilidade) representa características individuais dos peritos (isto é, peculiaridades mensuráveis ou não como a displicência, morosidade, interesse, motivação, entre outros) que podem estar influenciando diretamente no tempo de entrega dos laudos. Por se tratar de um efeito aleatório, uma distribuição de probabilidade deve ser assumida para o mesmo. Dentre as mais usuais, encontram-se a gama e a normal.

Assim, considerando $\mathbf{T}_j = (T_{1j}, T_{2j}, \dots, T_{n_j})'$ os tempos até a entrega dos laudos das n_j ocorrências do j -ésimo perito e Z_j a variável de fragilidade não observada associada a este perito, segue, condicional a $Z_j = z_j$, que os componentes de \mathbf{T}_j são independentes com as distribuições de \mathbf{T}_{ij} modeladas pela função taxa de falha (ou risco) expressa por:

$$\lambda_{ij}(t) = z_j \lambda_0(t) \exp(\mathbf{x}'_{ij} \boldsymbol{\beta}) \quad (1)$$

para $i = 1, \dots, n_j, j = 1, \dots, 34$, \mathbf{x}_{ij} o vetor de covariáveis de dimensão p , $\boldsymbol{\beta}$ o vetor de parâmetros desconhecidos associados às covariáveis, $\lambda_0(t)$ uma função taxa de falha de base não especificada e z_1, \dots, z_{34} as fragilidades, assumidas serem uma amostra proveniente de variáveis aleatórias Z_j independentes e identicamente distribuídas com distribuição de probabilidade conhecida.

Nota-se que o modelo expresso em (1) se reduz ao modelo de Cox quando a variância da fragilidade for nula (COLOSIMO; GIOLO, 2006). Ainda, o modelo em (1) pode ser reescrito como:

$$\lambda_{ij}(t) = \lambda_0(t) \exp(\mathbf{x}'_{ij} \boldsymbol{\beta} + w_j),$$

com z_j correspondendo a $\exp(w_j)$.

Note que z_j atua multiplicativamente na função taxa de falha. Assim, quanto maior o valor de z_j mais rápido cresce esta função, o que indica que os tempos de

entrega dos laudos decrescem. Por outro lado, quanto menor o valor de z_j mais rápido a função taxa de falha decresce, o que indica que os tempos de entrega crescem. Assim, peritos com valores de z_j grandes são de interesse, pois estes apresentarão um risco maior de entrega dos laudos em menos tempo do que os com valores menores.

Neste trabalho, duas distribuições foram consideradas para Z_j . A gama, $Z_j \sim \Gamma(1/\xi, 1/\xi)$, de modo que $E(Z_j) = 1$ e $V(Z_j) = \xi$ e a normal, $Z_j \sim N(0, \sigma^2)$. Em ambos os casos, as variâncias ξ e σ^2 podem ser vistas como uma escolha natural para medir o quanto de heterogeneidade está presente. Valores grandes de ξ e σ^2 refletem alto grau de heterogeneidade entre os tempos dos peritos e associação entre os tempos de um mesmo perito.

Para testar a existência de heterogeneidade entre os peritos, ou seja, testar a hipótese nula $H_0: \xi = 0$ (ou $H_0: \sigma^2 = 0$), fez-se uso da estatística de Wald que, no caso da gama ($H_0: \xi = 0$), é dada por:

$$W_\xi = (\widehat{\xi} - \xi_0)' I(\widehat{\xi}) (\widehat{\xi} - \xi_0),$$

com $I(\widehat{\xi})$ denotando a matriz de informação observada. Sob H_0 e para ξ de dimensão 1, tem-se:

$$W_\xi = \frac{\widehat{\xi}^2}{\widehat{var}(\widehat{\xi})}.$$

Procedimentos de estimação dos parâmetros associados ao modelo (1) são baseados na construção de uma função de verossimilhança e sua otimização por meio, por exemplo, do algoritmo EM (Estimação-Maximização). Mais detalhes sobre tais procedimentos são encontrados em Nielsen et. al (1992) e Klein (1992).

Ainda, havendo interesse nos intervalos de $100(1 - \alpha)\%$ de confiança dos z_j ($j = 1, \dots, 34$), estes podem ser obtidos por:

$$\hat{z}_j \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\widehat{var}(\hat{z}_j)},$$

em que $z_{\alpha/2}$ denota o percentil $\alpha/2$ da distribuição normal padrão e $\widehat{var}(\hat{z}_j)$ a correspondente estimativa da variância de \hat{z}_j .

Quanto ao procedimento de seleção de covariáveis, foi considerado o método de seleção *backward*. Este procedimento caracteriza-se por incorporar,

inicialmente, todas as covariáveis no modelo e percorrer etapas, nas quais uma variável por vez pode vir a ser excluída. Se em uma dada etapa não houver exclusão de alguma variável, o processo é interrompido e as covariáveis restantes definem o modelo final (CHARNET et. al, 2008).

Para a análise dos resíduos foi utilizado os resíduos *martingal*, os quais foram úteis para observar a presença de pontos aberrantes (*outliers*) e examinar a influência que cada observação exerce sobre os coeficientes do modelo. Mais detalhes sobre os resíduos *martingal* podem ser encontrados em Colosimo e Giolo (2006).

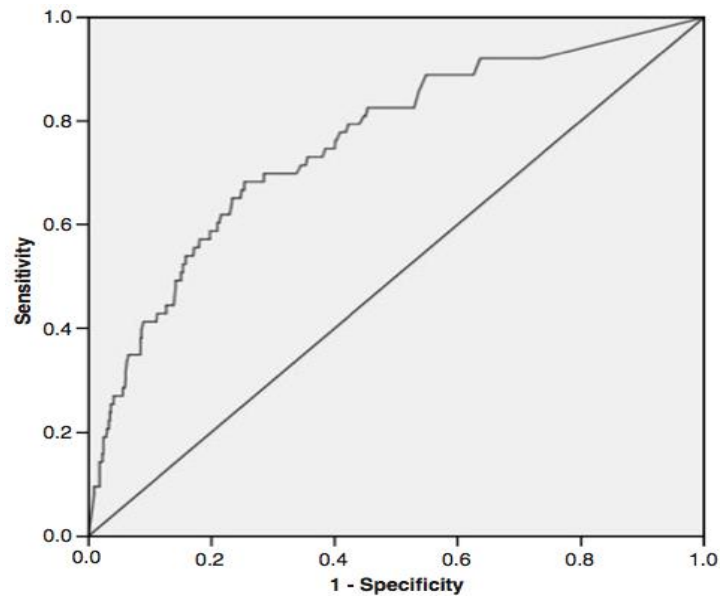
2.2.5 Curva ROC Dinâmica

Para avaliar a qualidade do modelo escolhido e também a distribuição mais adequada para o efeito aleatório (gama ou normal), fez-se uso das curvas ROC (*Receiver Operating Characteristic*) dinâmicas propostas por Heagerty e Zheng (2005) para avaliar o poder preditivo de modelos de sobrevivência.

A proposta destes autores estende, para os modelos de sobrevivência, os conceitos de sensibilidade e especificidade comumente utilizados para modelos com variável resposta binária. Ambas (sensibilidade e especificidade) expressam a capacidade do modelo em produzir predições corretas.

No contexto de modelos com resposta binária, a curva ROC busca estabelecer uma comparação entre sensibilidade e especificidade avaliando diferentes pontos de corte definidos no intervalo $[0,1]$, uma vez que estes modelos fornecem a probabilidade de que a resposta Y seja 1 ou 0, dado as covariáveis no modelo.

Na Figura 3 tem-se a representação gráfica de uma curva ROC. Enquanto o eixo vertical do gráfico indica a sensibilidade (taxa de verdadeiros positivos), o eixo horizontal indica a taxa de falsos positivos ($1 -$ especificidade), ambas obtidas para cada um dos pontos de corte definidos em $[0,1]$. A diagonal que corta o espaço ROC ao meio é conhecida como a linha de discriminação zero do modelo. Pontos acima desta linha indicam desempenho superior às decisões aleatórias e pontos abaixo indicam desempenho inferior.

Figura 3 – Representação gráfica de uma curva ROC

Fonte: Página da internet da EMPills.¹

O cálculo da área sob a curva ROC, denotada usualmente por AUC (do inglês *area under the curve*), é uma forma de resumir o poder preditivo do modelo em um valor escalar. Dado que o espaço ROC é limitado entre 0 e 1 em ambos os eixos, os valores da área calculada se mantêm neste alcance. Assim, a área sob a curva (AUC) pode ser interpretada como a probabilidade preditiva de um modelo (FAWCETT, 2006). Quanto maior esta área, melhor a capacidade de discriminação do modelo.

Como no contexto de modelos de sobrevivência a probabilidade de ocorrência do evento é dependente do tempo, Heagerty e Zheng (2005) observaram que a cada instante de tempo fixado t existem diferentes medidas de sensibilidade e especificidade e, em consequência, uma curva ROC e uma área sob esta curva (AUC) em cada tempo t . Daí a terminologia curvas e áreas dinâmicas, denotadas por $ROC(t)$ e $AUC(t)$, respectivamente.

De forma similar ao caso dos modelos com resposta binária, quanto maior as áreas ao longo do tempo t ($AUC(t)$), melhor a capacidade de predição do modelo sendo avaliado. Mais detalhes sobre como são calculadas as medidas de sensibilidade e especificidade para os modelos de sobrevivência podem ser encontradas em Heagerty e Zheng (2005).

¹ Disponível em: <http://empills.com/2013/07/tanto-d-dimero-tanta-embolia-polmonare>. Acesso em: out. 2014.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1 ANÁLISE EXPLORATÓRIA

Inicialmente foi realizada, com o auxílio do *software* R, uma análise exploratória dos dados das 2442 ocorrências atendidas pelos 34 peritos.

Na Tabela 1 é apresentada uma síntese das características dos peritos que compõem o conjunto de dados analisados neste trabalho. A partir desta tabela, pode-se observar que, dentre os 34 peritos, há um total de 22 deles do sexo masculino e 12 do sexo feminino. Referente ao tempo de experiência tem-se: 17 peritos com até 5 anos de experiência, 13 peritos com 18 a 20 anos e 4 peritos com mais de 30 anos de experiência. Com relação à idade, 8 peritos encontram-se na faixa etária de 25 a 34 anos, 7 na faixa etária de 35 a 44 anos, 9 na faixa etária de 45 a 54 anos e 10 na faixa etária de 55 a 64 anos de idade.

Já no que diz respeito ao tempo, em meses, em que os peritos ficaram fora da escala de plantão no período analisado, ou seja, não trabalharam em atendimentos de local, seja por motivo de férias, licença ou porque estavam trabalhando em laboratório em um período específico, observou-se que: 9 dos 34 peritos não ficaram fora do plantão em nenhum mês, 15 ficaram fora por um mês e 10 peritos ficaram fora do plantão por 2 meses.

Tabela 1 – Dados referentes às características dos 34 peritos de localística do IC-PR de Curitiba
(continua)

Covariável	Categorias	Frequência absoluta	Frequência relativa
Gênero do perito	Feminino	12	0,353
	Masculino	22	0,647
Idade do perito (em anos)	25 – 34	8	0,235
	35 – 44	7	0,206
	45 – 54	9	0,265
	55 – 64	10	0,294

Tabela 1 – Dados referentes às características dos 34 peritos de localística do IC-PR de Curitiba (conclusão)

Tempo de	0 – 5	17	0,500
experiência	18 – 20	13	0,382
(em anos)	30 – 35	4	0,118
Tempo fora do	0	9	0,265
plantão	1	15	0,441
(em meses)	2	10	0,294
TOTAL		34	1

Fonte: O Autor.

Quanto às ocorrências atendidas em Curitiba pelos 34 peritos no período de 01 de dezembro de 2013 a 31 de agosto de 2014, a Tabela 2 mostra a distribuição das frequências dos 2442 atendimentos de exames de local, bem como os percentuais de falhas (laudos entregues) e censuras (laudos não entregues) observados em função de cada uma das covariáveis observadas.

A partir da Tabela 2 observa-se um número maior de atendimentos realizados por peritos do sexo masculino, o que era esperado, pois se tem mais peritos homens do que mulheres (Tabela 1). Porém, a porcentagem de peritos que não entregaram o laudo (i.e., o percentual de censuras) até o fechamento do estudo foi maior para o gênero masculino, 39,5% para os homens contra 20,2% para as mulheres. Já em relação à idade dos peritos, têm-se os maiores percentuais de censuras observados entre os peritos nas faixas etárias de 25 a 34 anos e 45 a 54 anos, 41,6% e 36,7%, respectivamente. Os peritos na faixa etária mais elevada (≥ 55 anos) apresentaram o menor número de censuras, 21,6%.

Quanto ao tempo de experiência dos peritos na função, destacaram-se com o menor número de censuras os peritos mais experientes (30 a 35 anos de experiência), com 16% de laudos não entregues até o final do estudo. Ainda, quanto ao tempo em que os peritos ficaram de fora do plantão, constata-se que os que ficaram dois meses fora do plantão apresentaram percentual baixo de censuras, 14,6%. Por outro lado, os que ficaram um mês fora do plantão apresentaram 40,2% de censuras e, aqueles que não ficaram fora do plantão nenhum mês, 35,9%.

Tabela 2 – Dados das ocorrências atendidas em Curitiba no período de 01/12/2013 a 31/08/2014

Covariável	Categorias	N	Censura	Falha	%Censura	%Falha
Gênero do perito	Feminino	947	191	756	0,202	0,798
	Masculino	1495	591	904	0,395	0,605
Idade do perito (em anos)	25 – 34	553	230	323	0,416	0,584
	35 – 44	418	121	297	0,289	0,711
	45 – 54	750	275	475	0,367	0,633
	55 – 64	721	156	565	0,216	0,784
Tempo de experiência (em anos)	0 – 5	1077	352	725	0,327	0,673
	18 – 20	1128	392	736	0,348	0,652
	30 – 35	237	38	199	0,160	0,840
Tempo fora do plantão (em meses)	0	652	234	418	0,359	0,641
	1	1120	450	670	0,402	0,598
	2 ou mais	670	98	572	0,146	0,854
Tipo de exames	A	324	117	207	0,361	0,639
	E	390	106	284	0,272	0,728
	M	1227	410	817	0,334	0,666
	P	501	149	352	0,297	0,703
Cidade de atendimento	Curitiba	1431	437	994	0,305	0,695
	Fora Curitiba	1011	345	666	0,341	0,659
Total		2442	782	1660	0,320	0,680

Fonte: O Autor.

Quanto ao tipo de exame atendido pelos peritos, observa-se a partir da Tabela 2 que os relacionados aos Acidentes de Trânsito (Tipo A) e Crimes contra a Pessoa (Tipo M) foram os que apresentaram os maiores percentuais de censura, 36,1% e 33,4% respectivamente. Para esta covariável (tipo de exame) vale ressaltar que mais da metade dos exames (1227 em 2442 \approx 50,25%) foram do tipo M = crimes contra a pessoa, enquanto 13%, 16% e 21% foram dos tipos A = acidentes de trânsito, E = engenharia e P = patrimônio, respectivamente. Finalmente, com relação à região de atendimento, tem-se que tanto os atendimentos em Curitiba, quanto os em outras cidades próximas de Curitiba, apresentaram porcentagens semelhantes de censuras, 30,5% e 34,1%, respectivamente.

No geral, das 2442 ocorrências atendidas pelos 34 peritos, foi observado um total de 32% de censuras, ou seja, para quase um terço delas não se teve o laudo concluído até 15/09/2014.

A seguir, e como mencionado na Seção 2.2.1, foi utilizado o estimador de

Kaplan-Meier com a finalidade de avaliar a associação de cada uma das covariáveis apresentadas no Quadro 1 com o tempo até a entrega do laudo.

Assim, a partir da Figura 4, que mostra as curvas de sobrevivência estimadas, pode-se observar para a covariável gênero que a curva estimada para as peritas decresce mais rápido que a dos peritos, indicando que as peritas entregam os laudos em menos tempo que os peritos. Já para a covariável tempo de experiência como perito, observa-se que aqueles com mais experiência tendem a entregar os laudos mais rápido que os menos experientes. Quanto à idade, os peritos com idade igual ou superior a 55 anos apresentaram uma tendência de entrega dos laudos em menos tempos do que os mais novos (em particular, os com 25 a 34 anos).

Ainda, observando as curvas associadas à covariável que indica o número de meses que o perito ficou de fora do plantão, nota-se que a curva associada aos peritos que ficaram dois meses de fora da escala de plantão decai mais rapidamente, indicando tempo de entrega dos seus laudos inferior aos dos demais. Quanto às curvas obtidas para a covariável tipo de ocorrência, estas se mostram similares para os tipos de ocorrências E e M, enquanto que para as dos tipos A e P notam-se tempos inferiores de entrega dos laudos associadas às do tipo P. Finalmente, quanto ao local de atendimento, observam-se tempos de entrega ligeiramente inferiores para as ocorrências atendidas em Curitiba.

Figura 4 – Curvas de sobrevivência obtidas pelo método de Kaplan-Meier para as covariáveis: gênero, tempo de experiência, idade, tempo fora de plantão, tipo de ocorrência e local do atendimento

(continua)

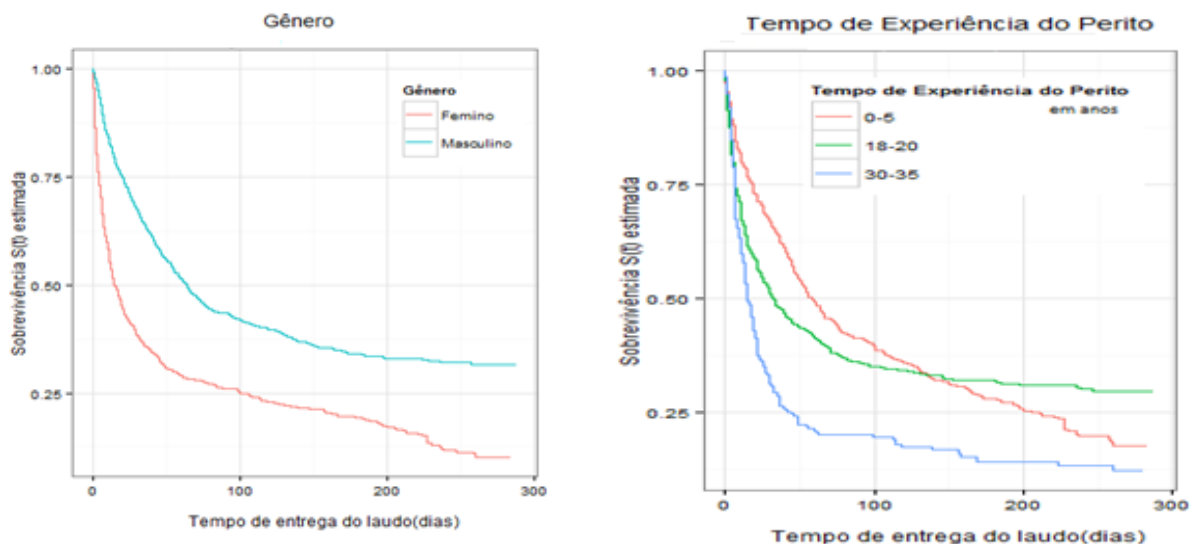
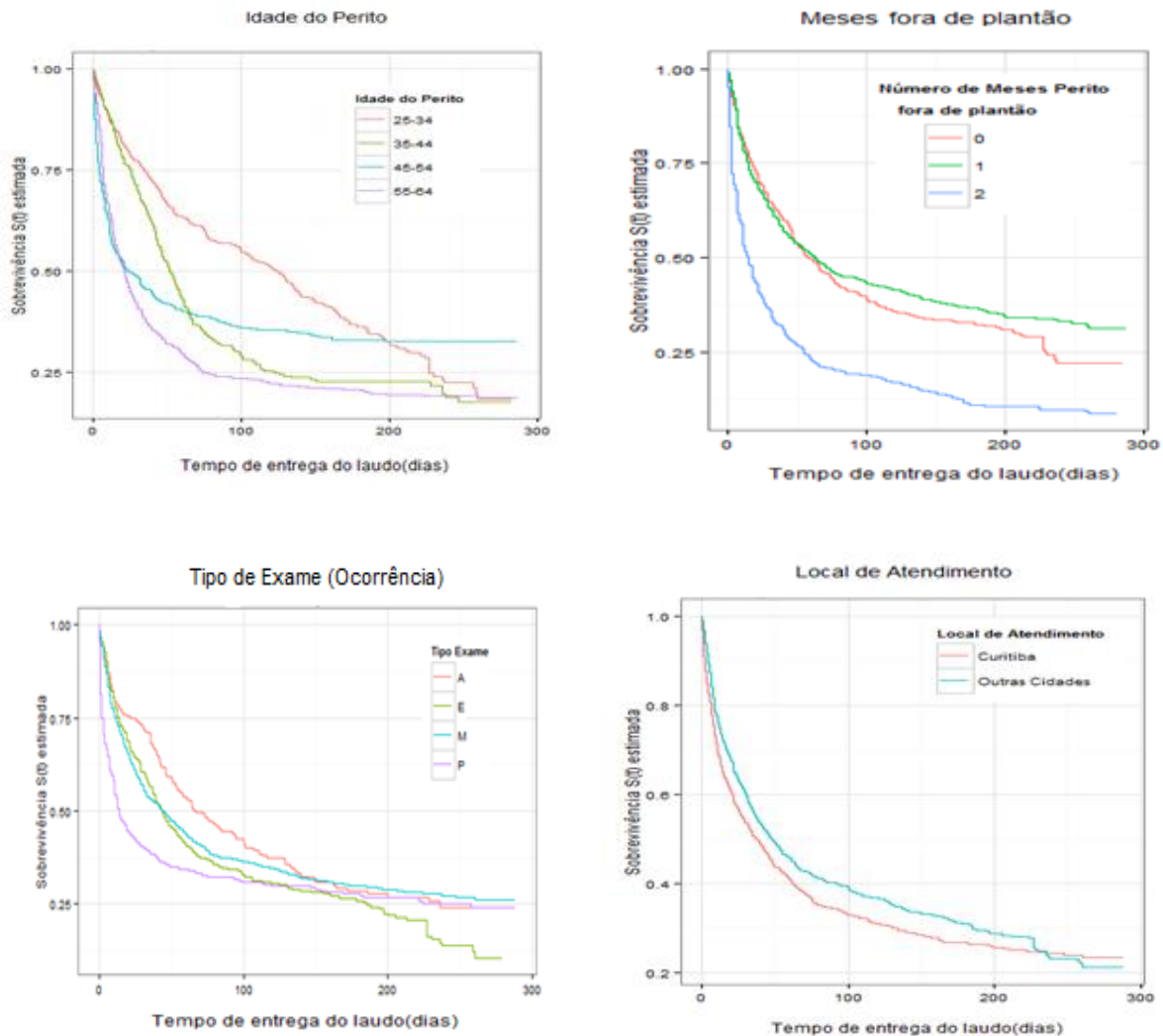


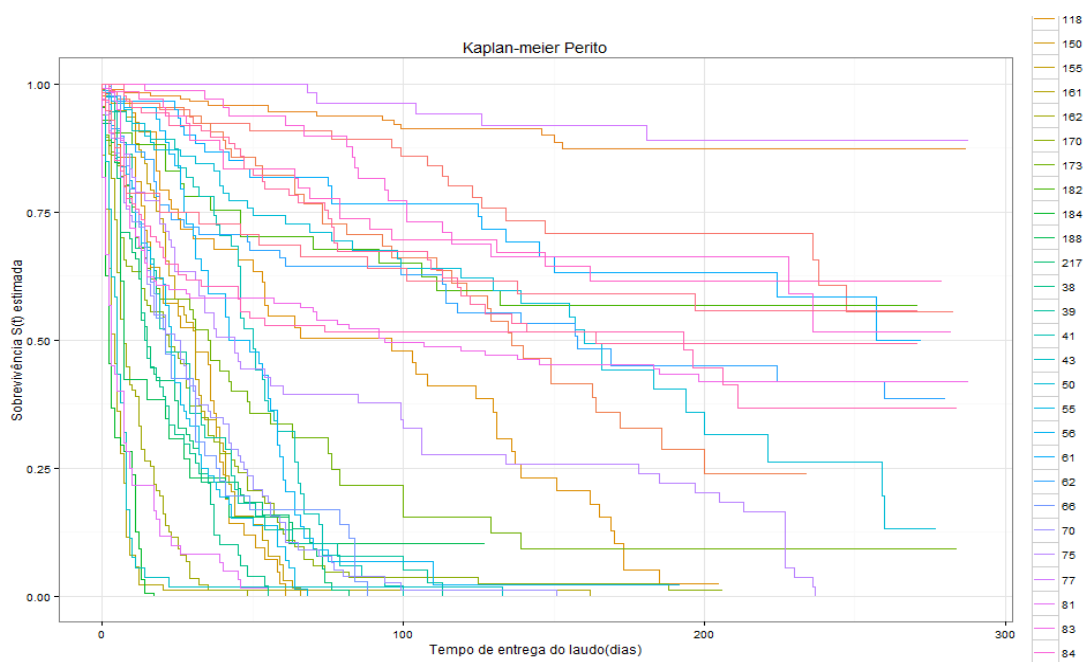
Figura 4 – Curvas de sobrevivência obtidas pelo método de Kaplan-Meier para as covariáveis: gênero, tempo de experiência, idade, tempo fora de plantão, tipo de ocorrência e local do atendimento

(conclusão)



Fonte: O Autor.

As curvas de sobrevivência estimadas por Kaplan-Meier foram também obtidas para os 34 peritos a fim de se avaliar, em um contexto exploratório, a presença de heterogeneidade entre os peritos no que se refere ao tempo de entrega de seus laudos. A partir da Figura 5, que mostra tais curvas, pode-se notar curvas com decrescimentos distintos, indicando a existência de uma variação considerável entre os tempos de entrega dos laudos dos peritos.

Figura 5 – Curvas de sobrevivência obtidas pelo método de Kaplan-Meier para os 34 peritos

Fonte: O Autor.

Também é possível observar a partir da Tabela 3, que mostra os resultados do teste *logrank* (utilizado aqui em contexto exploratório mesmo com cruzamentos entre algumas das curvas dispostas na Figura 4), que todas as covariáveis apresentaram indícios de associação com o tempo de entrega dos laudos, já que para todas foram observados valores p próximos de zero.

Tabela 3 – Resultados do teste *logrank* associados às covariáveis observadas nos registros dos atendimentos aos exames de local

Covariável	Estatística do teste	Valor p
Gênero do perito	194	≈ 0
Idade do perito	97,5	≈ 0
Tempo de experiência	58,1	< 0,0001
Tempo fora do plantão	234	≈ 0
Tipo de exame	35,8	< 0,0001
Cidade de atendimento	7,8	0,0053

Fonte: O Autor.

3.2 RESULTADOS DO MODELO DE COX COM FRAGILIDADE

Considerando o modelo de Cox com fragilidade, descrito na Seção 2.2.4, foram considerados para o seu ajuste as covariáveis tipo de ocorrência e cidade de atendimento, assim como o componente de fragilidade (efeito aleatório). Para o efeito aleatório, introduzido no modelo com a finalidade de se avaliar a presença de uma possível heterogeneidade entre os peritos, assumiu-se as distribuições: a) Gama $\Gamma(1/\xi, 1/\xi)$ e b) Normal $N(0, \sigma^2)$.

Nota-se que as informações registradas para os peritos (gênero, idade, tempo de experiência e tempo fora do plantão) não entram diretamente no modelo, mas sim por meio do efeito aleatório z_j ($j = 1, \dots, 34$) descrito no modelo (1).

Após ajuste dos modelos, que evidenciaram efeito significativo das covariáveis tipo de ocorrência e cidade de atendimento, bem como do termo de fragilidade, foi avaliada a adequação dos mesmos por meio das áreas sob às curvas ROC dinâmicas, tal qual descrito na Seção 2.2.5.

Assim, a partir da Tabela 4, que dispõe os valores das áreas obtidas, pode-se observar para os dois modelos candidatos, áreas superiores a 0,8 para todos os tempos t considerados, o que indica ajuste satisfatório de ambos. Como, em geral, os valores das áreas para $t \leq 10$ foram similares para ambos os modelos e, para $t > 10$, foram ligeiramente superiores para o modelo com efeito aleatório Normal, decidiu-se pelo modelo com efeito aleatório Normal.

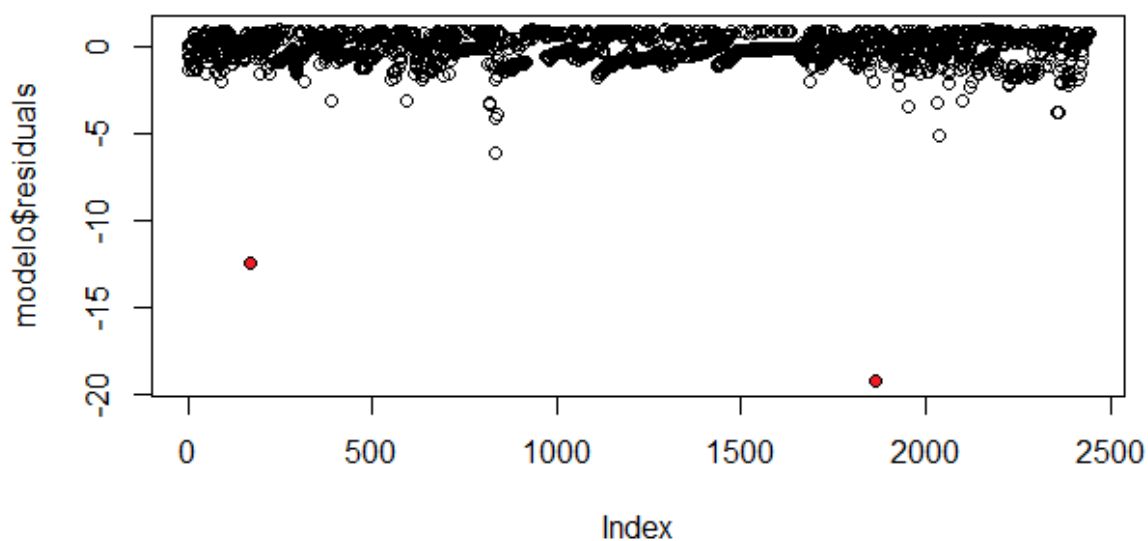
Tabela 4 – AUC - área sob a curva ROC em diversos tempos t

Tempos	$Z_j \sim \text{Gama}$	$Z_j \sim \text{Normal}$
T	AUC(t)	AUC(t)
2	0,8310	0,8117
5	0,8325	0,8249
10	0,8227	0,8210
50	0,8657	0,8852
100	0,8747	0,9048
150	0,8526	0,8857
200	0,8454	0,8823
250	0,8416	0,8763
280	0,8458	0,8790

Fonte: O Autor.

Selecionado o modelo, foram então avaliados os resíduos *martingal* associados ao mesmo, dispostos graficamente na Figura 6. Tendo sido observados dois valores discrepantes (destacados em vermelho na figura), optou-se por excluí-los das análises.

Figura 6 – Gráfico dos resíduos *martingal* associados ao modelo de fragilidade normal ajustado aos dados de ocorrências de local atendidas pela IC-PR entre dezembro/2013 a agosto/2014



Fonte: O Autor.

Excluídas as duas observações discrepantes, ajustou-se novamente o modelo, que apresentou as estimativas e testes dispostos na Tabela 5. A interação entre as covariáveis tipo de ocorrência e local de atendimento não apresentou efeito significativo quando considerada no modelo. Portanto, o modelo final selecionado ficou com as covariáveis tipo de ocorrência e local de atendimento e efeito aleatório Normal. No Apêndice B, são apresentadas graficamente as curvas ROC dinâmicas para cada tempo t , bem como os valores das áreas obtidas para o modelo final selecionado.

A partir da Tabela 5, pode-se observar efeito significativo, ao nível de 5% de significância, das covariáveis tipo de exame e cidade de atendimento, assim como do componente de fragilidade ($\sigma^2 \neq 0$), o que indica heterogeneidade entre os peritos (i.e., entrega dos laudos de um mesmo perito com tempos mais similares do que entre peritos). Ainda, de acordo com as estimativas obtidas para a covariável tipo de

exame (que são positivas e com o maior valor associado ao exame tipo P), pode-se concluir que os exames do tipo P foram os que apresentaram os menores tempos de entrega dos laudos, seguidos dos exames tipos M, E e A (nesta ordem). Quanto ao local de atendimento, a estimativa apresentou valor negativo, indicando que as ocorrências realizadas fora de Curitiba apresentaram tempos de entrega dos laudos maiores do que as realizadas em Curitiba.

Tabela 5 – Estimativas e testes associados aos parâmetros do modelo de fragilidade normal ajustado aos dados de atendimentos de exames de local

Covariável	Coefficiente	Erro padrão	X ²	Valor p
Tipo de exame: E	0,2483	0,2144	1,34	0,2500
M	0,3788	0,1561	5,89	0,0150
P	0,4593	0,1492	9,48	0,0021
Local: fora de Curitiba	-0,1792	0,0526	11,59	0,0007
Comp. de fragilidade: σ^2			2219,84	≈ 0

Fonte: O Autor.

Uma vez evidenciada a presença de heterogeneidade entre os peritos ($\hat{\sigma}^2 = 2,107$, $p \approx 0$), há interesse em avaliar as estimativas pontuais e intervalares dos z_j (componentes de fragilidade associados a cada perito j), a fim de identificar os peritos com melhor desempenho no que se refere ao tempo de conclusão dos laudos periciais. Tais estimativas são mostradas na Tabela 6.

Tabela 6 – Estimativas dos z_j associados aos 34 peritos avaliados no estudo

(continua)

ID do Perito	Estimativas $z_j = \exp(w_j)$	I.C. (z_j) 95%
38	3,276	(2,238 ; 4,796)
39	2,315	(1,528 ; 3,508)
41	1,531	(1,122 ; 2,088)
43	14,949	(10,480 ; 21,323)
50	0,409	(0,269 ; 0,623)
55	2,262	(1,757 ; 2,914)

Tabela 6 – Estimativas dos z_j associados aos 34 peritos avaliados no estudo

		(conclusão)
56	1,245	(0,900 ; 1,722)
61	0,205	(0,133 ; 0,317)
62	0,314	(0,222 ; 0,446)
66	1,983	(1,418 ; 2,772)
70	1,930	(1,492 ; 2,497)
75	1,041	(0,689 ; 1,572)
77	0,047	(0,022 ; 0,100)
81	5,934	(4,450 ; 7,912)
83	0,398	(0,300 ; 0,529)
84	0,242	(0,149 ; 0,392)
85	0,221	(0,135 ; 0,361)
90	0,461	(0,337 ; 0,631)
93	0,266	(0,187 ; 0,381)
95	0,310	(0,198 ; 0,484)
101	0,153	(0,098 ; 0,239)
107	0,516	(0,349 ; 0,762)
110	0,051	(0,032 ; 0,083)
118	0,739	(0,532 ; 1,026)
150	2,861	(2,018 ; 4,056)
155	1,943	(1,477 ; 2,556)
161	13,289	(10,252 ; 17,226)
162	5,501	(4,264 ; 7,097)
170	2,241	(1,521 ; 3,303)
173	1,585	(1,101 ; 2,28)
182	0,368	(0,222 ; 0,611)
184	11,312	(8,895 ; 14,385)
188	2,049	(1,344 ; 3,122)
217	2,365	(1,819 ; 3,075)

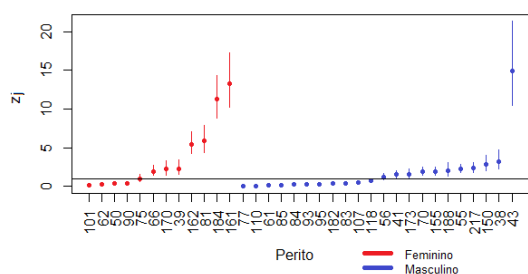
Fonte: O Autor.

Conforme apresentado na Seção 2.2.4, peritos com valores de z_j grandes, comparativamente aos demais, são os que se destacam quanto à entrega dos laudos em menor tempo. A partir da Tabela 6, tais peritos são os identificados sob os números: 43, 81, 161, 162 e 184.

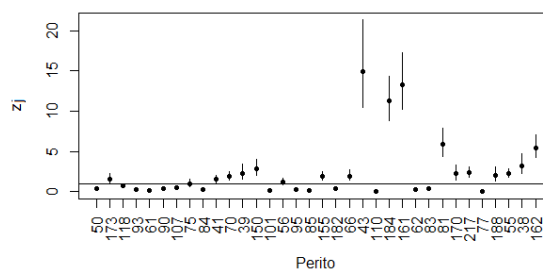
Com o objetivo de identificar as características (gênero, idade, tempo de experiência e tempo fora de plantão) dos peritos com maiores z_j ($j = 1, \dots, 34$), ordenou-se os z_j estimados de acordo com cada uma delas. Os resultados podem ser observados na Figura 7. Com relação ao gênero (Gráfico a), observam-se quatro peritas em destaque e apenas um perito, confirmando o que se verificou na análise exploratória. Quanto à idade dos peritos (Gráfico b), verifica-se uma tendência de

entrega dos laudos em menor tempo conforme aumenta a idade dos peritos. Com relação ao tempo de experiência dos peritos (Gráfico c), observou-se que o com menos experiência dentre os 34 apresentou um valor alto de z_j . Contudo, vários peritos também se destacaram dentre os mais experientes. E, finalmente, quanto ao tempo em que o perito ficou de fora do plantão (Gráfico d), observou-se melhor desempenho em relação à entrega dos laudos dentre os peritos que ficaram dois meses de fora do plantão.

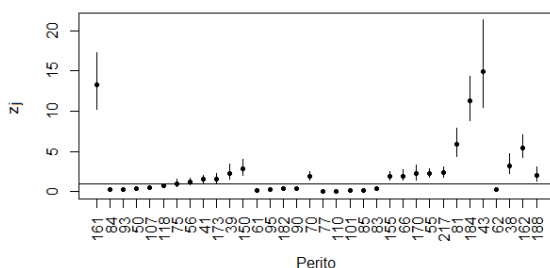
Figura 7 – Estimativas pontuais e intervalares dos componentes z_j associados aos 34 peritos



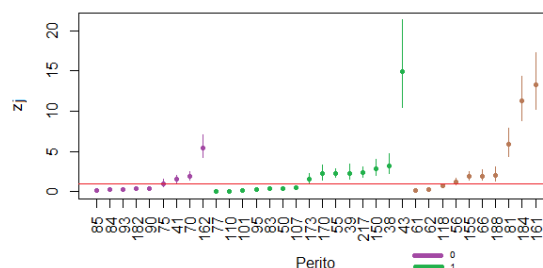
(a) Ordenado por gênero



(b) Ordenado por idade



(c) Ordenado por tempo de experiência



(d) Ordenado por tempo fora do plantão

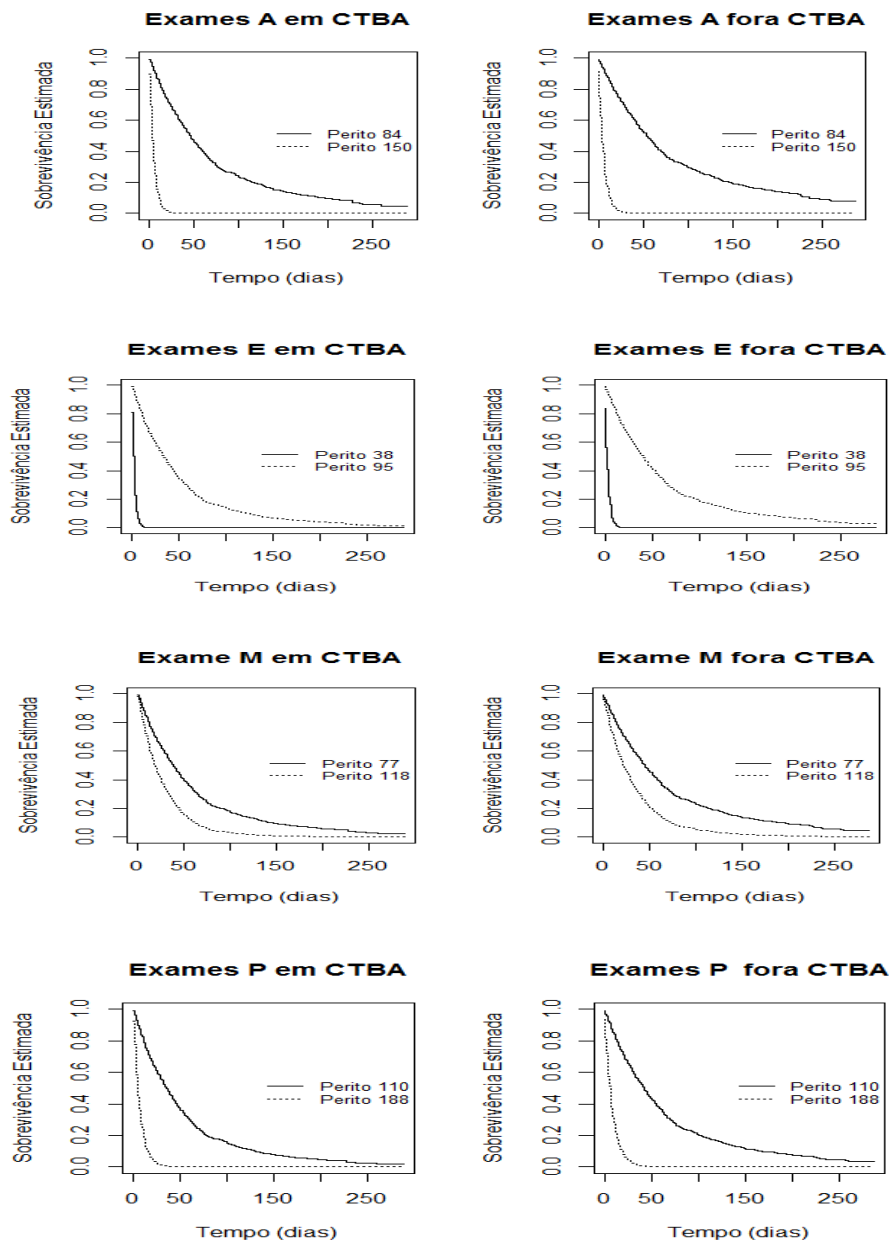
Fonte: O Autor.

A título de ilustração, foram estimadas e comparadas as curvas de sobrevivência de alguns peritos levando-se em conta o tipo de exame e o local do atendimento. Assim, comparando-se, por exemplo, os peritos 84 e 150, pode-se observar a partir da Figura 8 que para exames do tipo A o perito 84 apresentou desempenho bem inferior ao do perito 150 quanto ao tempo de entrega dos laudos (curva do perito 150 decresce rapidamente nos primeiros dias após o atendimento). Da mesma forma, ao comparar os peritos 38 e 95 para exames do tipo E, observa-se que o primeiro realizou a entrega dos laudos mais rápido que o segundo. Em

exames do tipo M, a diferença foi pequena, porém ao serem comparados os peritos 118 e 77, observa-se um desempenho melhor do primeiro perito. Por fim, em exames do tipo P, observou-se ao comparar os peritos 188 e 110 que o primeiro entregou os laudos em menor tempo que o segundo.

Em todas as comparações realizadas não foram observadas diferenças notáveis entre as curvas de sobrevivência associadas ao local de atendimento (Curitiba ou fora da capital).

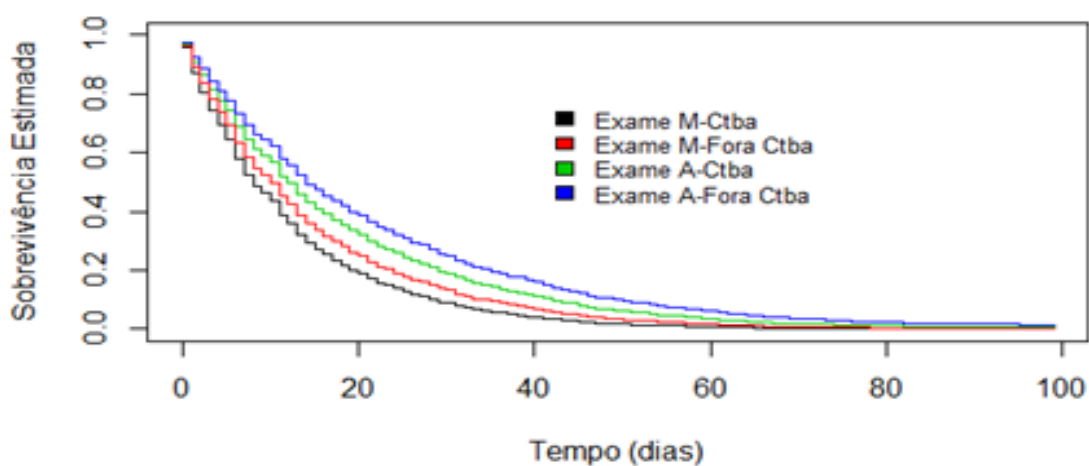
Figura 8 – Curvas de sobrevivência estimadas a partir do modelo ajustado para alguns peritos considerando-se o tipo de exame e o local de atendimento da ocorrência



Fonte: O Autor.

Ainda, outra comparação realizada a partir das curvas de sobrevivência estimadas, foi a dos exames do perito 41, que realizou uma quantidade razoável de atendimentos dos exames dos tipos M e A. Conforme se observa na Figura 9, houve uma declínio mais rápido na curva associada aos exames do tipo M em relação aos do tipo A. E, também, tanto para os exames do tipo A quanto do tipo M, houve uma ligeira diferença entre os locais de atendimento, com entrega mais rápida dos laudos para os exames realizados em Curitiba em relação aos realizados fora de Curitiba.

Figura 9 – Curvas de sobrevivência estimadas para o perito 41 em exames dos tipos M e A



Fonte: O Autor

No Apêndice C pode ser visualizada outra comparação realizada para o perito 110 em exames dos tipos M e P.

Os comandos em R utilizados para obtenção dos resultados e gráficos apresentados neste trabalho encontram-se no Apêndice A.

4 CONCLUSÕES

Neste trabalho, dados de 2442 ocorrências de exames de local, atendidas por 34 peritos criminais do Instituto de Criminalística de Curitiba, foram analisados com o objetivo de avaliar os fatores influenciando no tempo decorrido entre o atendimento e a entrega do laudo pericial. Com este intuito, foi utilizado o modelo de regressão de Cox com fragilidade. Ao final dos ajustes e testes foi selecionado o modelo com as covariáveis: tipo do exame e local de atendimento, em que foi assumida a distribuição Normal para o efeito aleatório (fragilidade).

No ajuste do modelo mencionado, as covariáveis observadas para os peritos (gênero, idade, tempo de experiência e tempo fora do plantão) não foram consideradas diretamente no mesmo, mas sim por meio dos componentes aleatórios z_j ($j = 1, \dots, 34$) que levam em conta tanto o efeito destas covariáveis quanto o de outras não registradas no estudo. Sendo assim, para investigar em um contexto exploratório se o modelo considerado havia diferenciado os peritos de forma eficiente, as estimativas pontuais e intervalares dos z_j 's foram ordenadas de acordo com as covariáveis observadas e, então, dispostas em gráficos (Figura 7). Com base em tais gráficos, foi possível observar resultados concordantes com os da análise exploratória (Figura 4), o que sugeriu a habilidade do modelo ajustado em diferenciar adequadamente os peritos.

Em termos gerais, foi possível concluir a partir do modelo ajustado que cinco peritos se destacaram em relação aos demais. Foi também possível identificar os peritos com desempenho dentro e abaixo do esperado em relação ao tempo de entrega de laudos. Contudo, vale ressaltar que informações adicionais às obtidas na análise estatística devem ser levadas em consideração como, por exemplo, a avaliação da qualidade do laudo entregue, pois um perito pode entregar um laudo rapidamente, porém este pode estar incompleto, o que não ajudaria a esclarecer o fato. Nota-se, também, que o interesse na identificação dos peritos mais eficientes pode servir a diferentes propósitos. Um deles, o de ser utilizado como critério de premiação (por exemplo, custear as despesas financeiras de um dos peritos para participação em algum congresso criminalístico).

Também foi possível observar uma tendência dos peritos do gênero feminino entregarem os laudos em menor tempo que os peritos homens. Peritos com idade

mais avançada e/ou com mais experiência também apresentaram maior eficiência quanto à entrega dos laudos. Além disso, peritos que ficaram de fora da escala de plantão por um período de dois meses, entregaram os laudos mais rápido, o que pode ser decorrente do fato de terem tido mais tempo disponível para tal.

Quanto aos tipos de exames, notou-se que os do tipo A (acidentes de trânsito) foram os que, em geral, apresentaram uma demora mais acentuada na entrega dos laudos; talvez devido ao maior grau de complexidade deste exame em relação aos demais. Para os outros tipos de exames (E, M e P), os com entrega do laudo em maior tempo foram os do tipo E (engenharia), seguidos dos do tipo M (crimes contra a pessoa) e tipo P (patrimônio), nesta ordem.

Com relação aos exames realizados na cidade de Curitiba ou fora de Curitiba, houve uma pequena diferença no tempo de entrega dos laudos, com os exames atendidos na capital apresentando conclusão dos seus respectivos laudos em um tempo um pouco mais curto.

REFERÊNCIAS

- BRASIL. Decreto-lei n. 3.689, de 03 de outubro de 1941. **Código de Processo Penal**. Disponível em: <www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto-lei/del3689.htm>. Acesso em: 20 out. 2014.
- CHARNET, R.; FREIRE, C.; CHARNET, E.; BONVINO, H. **Análise de modelos de regressão linear: com aplicações**. Campinas, SP: Editora da Unicamp, 2.ed., 2008. 356 p.
- COLOSIMO, E. A.; GIOLO, S. R. **Análise de sobrevivência aplicada**. São Paulo: Edgard Blucher, 2006. 392 p.
- COX, D. R. Regression models and life tables. **Journal Royal of Statistical Society, Series B**, v. 34, n. 2, p. 187-220, 1972.
- DIAS, F. C. **A prova pericial no Direito Processual Penal Brasileiro**. In: Âmbito Jurídico, Rio Grande, XIII, n. 80, set 2010. Disponível em: <http://www.ambito-juridico.com.br/site/index.php?n_link=revista_artigos_leitura&artigo_id=8452>. Acesso em: 15 set. 2014.
- FAWCETT, T. An introduction to ROC analysis. **Pattern Recognition Letters**, v. 27, p. 861-874, 2006.
- HEAGERTY, P. J.; ZHENG, Y. Survival model predictive accuracy and ROC Curves. **Biometrics**, v. 61, p. 92-105, 2005.
- KLEIN, J. P. Semiparametric estimation of random effects using Cox model based on the EM algorithm. **Biometrics**, v. 48, p. 795-806, 1992.
- KAPLAN, E. L.; MEIER, P. Nonparametric estimation from incomplete observations. **Journal of the American Statistical Association**, v.53, n. 282, p.457-481, 1958.
- MANTEL, N. Evaluation of survival data and two new rank-order statistics arising in its consideration. **Cancer Chemotherapy Reports**, v. 50, p. 163-170, 1966.
- NIELSEN, G. G.; GILL, R. D.; ANDERSEN, P. K.; SORENSEN, T. I. A. A counting process approach to maximum likelihood estimation in frailty models. **Scandinavian Journal of Statistics**, v. 19, p. 25-43, 1992.
- R CORE TEAM. 2013. **R: A language and environment for statistical computing**. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <http://www.R-project.org/>.

APÊNDICES

APÊNDICE A – COMANDOS UTILIZADOS NO PACOTE ESTATÍSTICO R

[1] Leitura dos dados

```
> dados <- read.table("dadosfinais.csv", header = T, sep = ";")
> dados$id <- as.factor(dados$id)
> dados$codPerito <- as.factor(dados$codPerito)
> dados$genero <- as.factor(dados$genero) # 2 Masc, 1 Fem
> dados$cidadeAtendimento <- as.factor(dados$cidadeAtendimento) #1-Ctba,2-Fora
> dados$dataSolicitacao <- as.Date(dados$dataSolicitacao, "%d/%m/%Y")
> dados$dataConclusao <- as.Date(dados$dataConclusao, "%d/%m/%Y")
> dados$dataNasc <- as.Date(dados$dataNasc, "%d/%m/%Y")
> dados$dataAdmiss <- as.Date(dados$dataAdmiss, "%d/%m/%Y")
> dados$concluiu <- as.integer(!is.na(dados$dataConclusao))
> dados <- dados[order(dados$codPerito),]

> dados$faixatempoexp <- dados$tempoexp
> dados$faixatempoexp[dados$tempoexp < 6] <- 1
> dados$faixatempoexp[dados$tempoexp >= 6 & dados$tempoexp < 30] <- 2
> dados$faixatempoexp[dados$tempoexp > 29] <- 3
> dados$faixatempoexp <- as.factor(dados$faixatempoexp)

> dados$faixaidade <- dados$idade
> dados$faixaidade[dados$idade < 35] <- 1
> dados$faixaidade[dados$idade >= 35 & dados$idade < 45] <- 2
> dados$faixaidade[dados$idade >= 45 & dados$idade < 55] <- 3
> dados$faixaidade[dados$idade >= 55] <- 4
> dados$faixaidade <- as.factor(dados$faixaidade)
> dados$tempo <- ifelse(is.na(dados$dataConclusao) == T,
  as.integer(difftime(as.Date("15/09/2014", "%d/%m/%Y"), dados$dataSolicitacao, units = "days")),
  as.integer(difftime(dados$dataConclusao, dados$dataSolicitacao, units = "days")))
> dados$foraplantao <- ifelse(dados$foraplantao > 2, 2, dados$foraplantao)
```

[2] Curva S(t) obtida pelo método Kaplan-Meier para a covariável gênero

```
> library(survival)
> library(GGally)
> library(ggplot2)

> ajuste1 <- survfit(Surv(dados$tempo, dados$concluiu) ~ dados$genero, conf.type = "plain")

> pl <- ggsurv(ajuste1, plot.cens = FALSE, back.white = TRUE, CI = FALSE,
  xlab = "Tempo de entrega do laudo (dias)", ylab = "Sobrevivência S(t) estimada",
  main = "Kaplan-meier Gênero")
> pl <- pl + guides(linetype = F) + scale_colour_discrete(name = 'Gênero', breaks = c(1,2),
  labels = c('Femino', 'Masculino'))
```

[3] Teste *logrank* associado à covariável gênero

```
> survdiff(Surv(dados$tempo, dados$concluiu) ~ dados$genero, rho = 0)
```

[4] Ajuste do modelo de fragilidade com duas covariáveis e o efeito aleatório

```
> modelo <- coxph(Surv(dados$tempo,dados$concluiu)~ factor(dados$tipo)
+ factor(dados$cidadeAtendimento) + frailty(dados$codPerito,dist="gaussian"))
```

[5] Gráfico dos resíduos e exclusões dos dois pontos discrepantes

```
> plot(modelo$residuals)
> dados <- dados[-c(1864,168),]
```

[6] Obtenção das estimativas pontuais e intervalares dos z_j

```
> inf=exp(modelo$frail - 1.96*sqrt(modelo$fvar))
> sup=exp(modelo$frail + 1.96*sqrt(modelo$fvar))

> fragil <- data.frame(perito=unique(dados$codPerito),fragil=exp(modelo$frail),inf,sup)
> for(i in 1:34){
  fragil$genero[i] <- unique(dados$genero[dados$codPerito==fragil$perito[i]])
  fragil$idade[i] <- unique(dados$idade[dados$codPerito==fragil$perito[i]])
  fragil$tempoexp[i] <- unique(dados$tempoexp[dados$codPerito==fragil$perito[i]])
  fragil$foraplantao[i] <- unique(dados$foraplantao[dados$codPerito==fragil$perito[i]])
}
> ordenado <- fragil[order(fragil[,8],fragil[,2]),] # tempo de experiência

> x<-matrix(1:nrow(fragil),ncol=nrow(fragil),nrow=2,byrow=T)
> y<-t(ordenado[,3:4])
> matplot(x,y,type='l',col=1,lty=1,axes=F,xlab="Perito",ylab="zj")
> box();axis(2); axis(1,at=x[1,],labels=ordenado$perito,las=2)
> points(1:ncol(x),ordenado[,2],pch=20)
> abline(h=1,col=3)
```

[7] Cálculo das curvas ROC dinâmicas

```
> library(survivalROC)

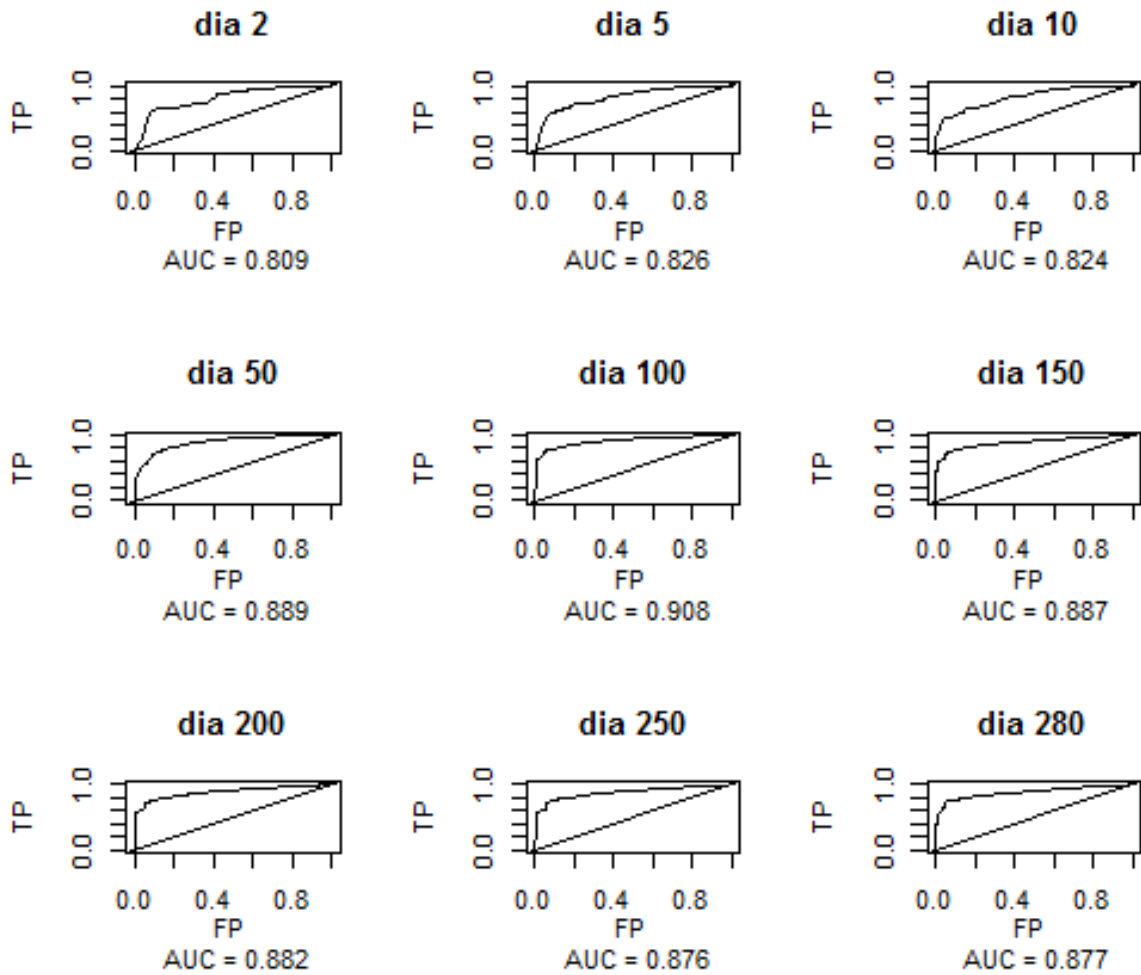
> for(i in 1:nrow(dados))
  dados$wi[i] <- fragil$fragil[fragil$perito == dados$codPerito[i]]

> for(i in 1:nrow(dados)){
  if(dados$tipo[i] == 'A' && dados$cidadeAtendimento[i] == 1)
    dados$Mi[i] <- exp(dados$wi[i])
  if(dados$tipo[i] == 'E' && dados$cidadeAtendimento[i] == 1)
    dados$Mi[i] <- exp(modelo$coefficients[1]+dados$wi[i])
  if(dados$tipo[i] == 'M' && dados$cidadeAtendimento[i] == 1)
    dados$Mi[i] <- exp(modelo$coefficients[2]+dados$wi[i])
  if(dados$tipo[i] == 'P' && dados$cidadeAtendimento[i] == 1)
    dados$Mi[i] <- exp(modelo$coefficients[3]+dados$wi[i])
  if(dados$tipo[i] == 'A' && dados$cidadeAtendimento[i] == 2)
    dados$Mi[i] <- exp(modelo$coefficients[4]+dados$wi[i])
  if(dados$tipo[i] == 'E' && dados$cidadeAtendimento[i] == 2)
    dados$Mi[i] <- exp(modelo$coefficients[1]+modelo$coefficients[4]+dados$wi[i])
  if(dados$tipo[i] == 'M' && dados$cidadeAtendimento[i] == 2)
    dados$Mi[i] <- exp(modelo$coefficients[2]+modelo$coefficients[4]+dados$wi[i])
  if(dados$tipo[i] == 'p' && dados$cidadeAtendimento[i] == 2)
    dados$Mi[i] <- exp(modelo$coefficients[3]+modelo$coefficients[4]+dados$wi[i])
}
```

```
> cut<-c(2,5,10,50,100,150,200,250,280) # tempos fixados para o cálculo das AUC's
> AUC<-matrix(0,9,2) # matriz com resultados das AUC's

> for(i in 1:9){
  cutoff <- cut[i]
  ic.1= survivalROC(Stime=dados$tempo,
                    status=dados$concluiu,
                    marker = dados$Mi,
                    predict.time = cutoff, method="NNE", lambda=0.005)
  AUC[i,1]<-ic.1$AUC
  AUC[i,2]<-cut[i]
}
```

APÊNDICE B – GRÁFICO DAS CURVAS ROC DINÂMICAS DO MODELO FINAL



APÊNDICE C – CURVAS DE SOBREVIDA ESTIMADAS PARA O PERITO 110 EM EXAMES DOS TIPOS M (CONTRA A PESSOA) E P (PATRIMÔNIO)

