

2.6. ESCLARECIMENTOS NECESSÁRIOS

Quanto aos Esclarecimentos Necessários (página 50 do referido Ofício)

II) Esclarecer sobre a natureza e a motivação da constituição do fundo previdencial registrado no balancete de dezembro de 2014;

No encerramento do exercício de 2014, o Conselho Deliberativo da Petros aprovou a celebração de um o acordo entre a Petros e os Assistidos do PLANO PETROS SISTEMA PETROBRAS vinculados às Patrocinadoras PETROBRAS e DISTRIBUIDORA BR, prevendo a revisão dos benefícios para contemplar os níveis concedidos nos Acordos Coletivos de Trabalho da Petrobras em 2004, 2005 e 2006, nos termos do memorando RH 0008/2014 da Petrobras, de 14/10/2014. Dessa forma, foi constituído um Fundo Previdencial de natureza atuarial para apropriação do acréscimo de compromissos decorrente do referido acordo.

Quanto aos Esclarecimentos Necessários (página 50 do referido Ofício)

mm) Posicionar-se sobre a viabilidade da operação pleiteada, face aos riscos inerentes ao processo, levando em consideração as exigências deste Parecer.

Conforme evidenciado no item 2.4 deste parecer atuarial, existe subsídio cruzado entre a massa Repactuada e Não Repactuada do PLANO PETROS DO SISTEMA PETROBRAS, justificando a solicitação de cisão do referido plano pleiteado pela Entidade no encaminhamento inicial do processo.

Porto Alegre, 28 de dezembro de 2015.


Giancarlo Giacomini Germany
Atuário M.I.B.A. 1020

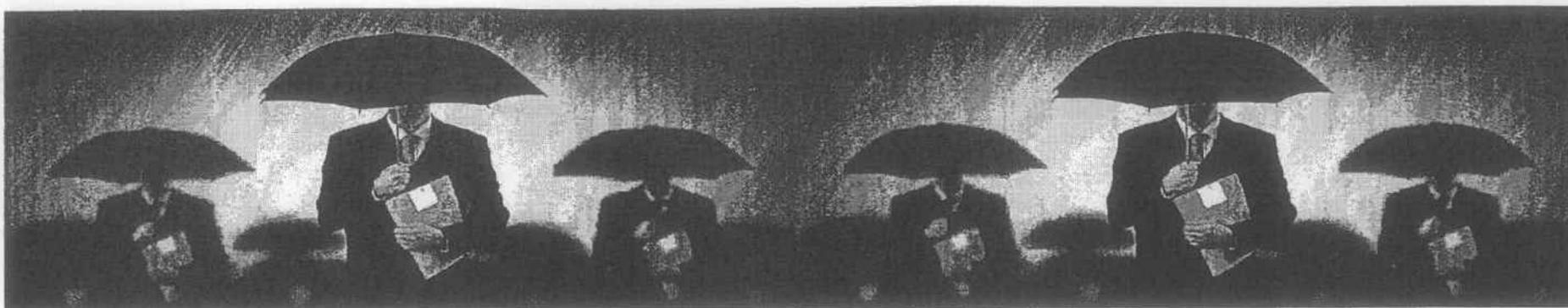

Daniela Weber Rabello
Atuária M.I.B.A. 1747



PLANO PETROS DO SISTEMA PETROBRAS
SEGREGAÇÃO DE MASSAS DE REPACTUADOS E NÃO REPACTUADOS

3. ANEXOS





PLANOS DE BENEFÍCIOS PETROS

RESULTADOS DOS ESTUDOS DE ANÁLISE DE ADERÊNCIA DE PREMISSAS
PLANO PPSP

RELATÓRIO
MIRADOR 1144/14



JUNHO DE 2014



©2014 Mirador Atuarial. Todos os direitos reservados. Este documento é confidencial. Para uso exclusivo da Mirador Atuarial e de seu cliente.

Este documento é destinado exclusivamente para uso interno do cliente da Mirador Atuarial e não deve ser distribuído ou reproduzido fora da organização sem prévia permissão escrita da Mirador Atuarial.

©2014 Mirador Atuarial. All rights reserved. This document is confidential. For Mirador Atuarial and Mirador Atuarial client use only.

This document is intended for the internal use of Mirador Atuarial client only and may not be distributed or reproduced externally in any form without express written permission of Mirador Atuarial.

Introdução.....	04
1 Sumário dos resultados	07
1.1 Quadro resumo.....	08
1.2 Conjunto de hipóteses recomendado	09
2 Detalhamento analítico dos resultados	10
2.1 Premissas Biométricas.....	11
2.2 Premissas Demográficas	26
2.3 Premissas Econômico-Financeiras.....	31
3 Aspectos Metodológicos.....	36
3.1 Princípios gerais	37
3.2 Premissas Biométricas	41
3.2 Premissas Demográficas	53
3.3 Premissas econômico-financeiras	58
Referências bibliográficas.....	63



Considerações iniciais

O presente relatório apresenta o resultado dos estudos de análise das premissas atuariais 2014 para o Plano Petros do Sistema Petrobras (PPSP), administrado pela Fundação Petrobras de Seguridade Social - PETROS, em conformidade com a Instrução Normativa PREVIC nº 07, de 12 de dezembro de 2013, quando da realização dos estudos técnicos de que tratam os itens 2.4 e 4.1 do Anexo à Resolução CGPC nº 18, de 28 de março de 2006, alterada pela Resolução CNPC nº 09, de 29 de novembro de 2012, bem como de outros estudos que venham a embasar a adoção de hipóteses atuariais utilizadas em avaliações atuariais de planos de benefícios.

Este estudo compreende a análise das seguintes premissas:

- **Hipóteses biométricas:**
 - Mortalidade Geral
 - Entrada em invalidez
 - Mortalidade de inválidos
- **Hipóteses demográficas:**
 - Rotatividade
 - Composição familiar
- **Hipóteses econômico-financeiras:**
 - Crescimento real de salários
 - Crescimento real de benefícios

Informações sobre base de dados e datas de referência

As análises de premissas desse estudo foram realizadas com base em informações cadastrais fornecidas pela entidade. Em etapa preliminar de análise de dados, as bases foram consistidas e validadas, através de critérios pré-definidos de validação de dados para este fim. Após análise, as bases cadastrais foram consideradas consistentes para a elaboração do estudo de premissas.

Este estudo foi realizado sobre as seguintes bases cadastrais e datas de referência:

- **Premissas biométricas:** informações cadastrais e histórico de ocorrências de óbitos, entrada em invalidez e mortalidade de inválidos no período dez/2011 a dez/2013.
- **Premissas demográficas:** informações cadastrais de composição familiar de junho de 2014.
- **Premissa crescimento real de salários e benefícios:** histórico de evolução salarial individual dos participantes do plano, no período fev/2012 a fev/2014.

A data de referência deste estudo é Junho/2014.

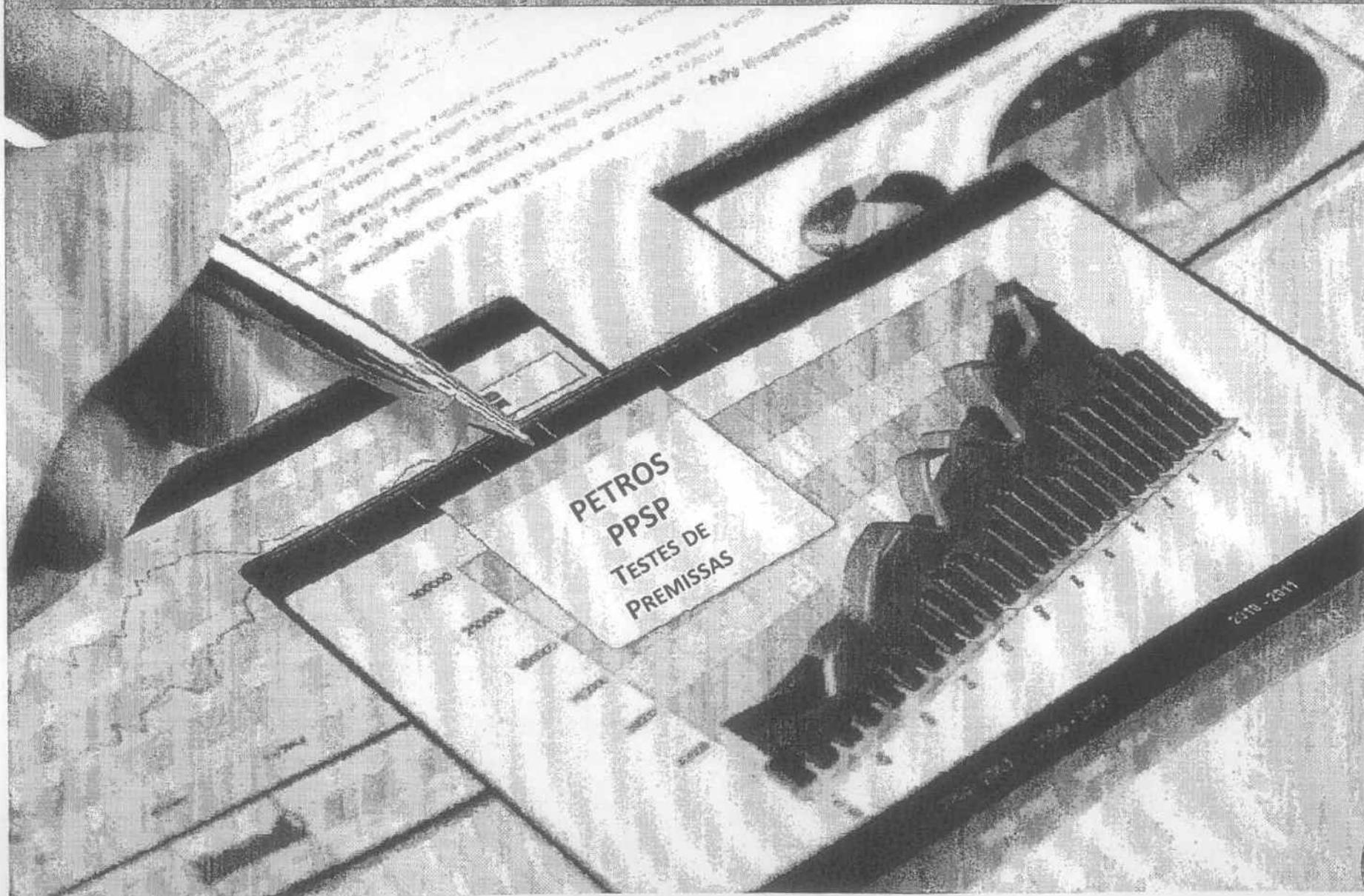


Estrutura da apresentação dos resultados

Além deste capítulo introdutório, este relatório é composto ainda pelos seguintes capítulos:

- 1 – Sumário dos resultados:** apresentação de quadro resumo com a conclusão quanto a aderência de cada premissa testada;
- 2 – Detalhamento analítico dos resultados:** apresentação de quadros analíticos, detalhando as estatísticas dos testes realizados, análise e interpretação dos resultados dos testes para cada premissa apresentada no sumário dos resultados;
- 3 – Detalhamento metodológico:** apresentação dos principais aspectos metodológicos empregados na realização do estudo.

1 | SUMÁRIO DE RESULTADOS



1 | SUMÁRIO DE RESULTADOS

1.1 - Quadro Resumo das premissas analisadas

Premissas atuariais	Premissa	Resultado do estudo
Premissas biométricas		
- <i>Mortalidade Geral</i>	AT-2000 segregada por sexo (-20%)	Manter premissa
- <i>Entrada em Invalidez</i>	TASA-1927	Manter premissa
- <i>Mortalidade de inválidos</i>	Winklevoss (-20%)	AT-49 M (+10%)
Premissas demográficas		
- <i>Rotatividade anual</i>	0,0%	Manter premissa
- <i>Composição familiar</i> - <i>Proporção de participantes casados</i> - <i>Diferença de idade entre cônjuges</i> - <i>Idade do filho mais jovem</i>	Hx Experiência STEA	90% 4 anos (homem mais velho) $"Z" = 24 - \text{MAX}((80 - x)/2; 0)$
Premissas econômico-financeiras		
- <i>Crescimento real de benefícios</i>	0,0%	Manter premissa
- <i>Crescimento real de salários</i>		
<i>Petrobras</i>	1,761%	1,761%/ano
<i>BR</i>	1,761%	1,761%/ano
<i>Petros</i>	3,000%	3,000%/ano

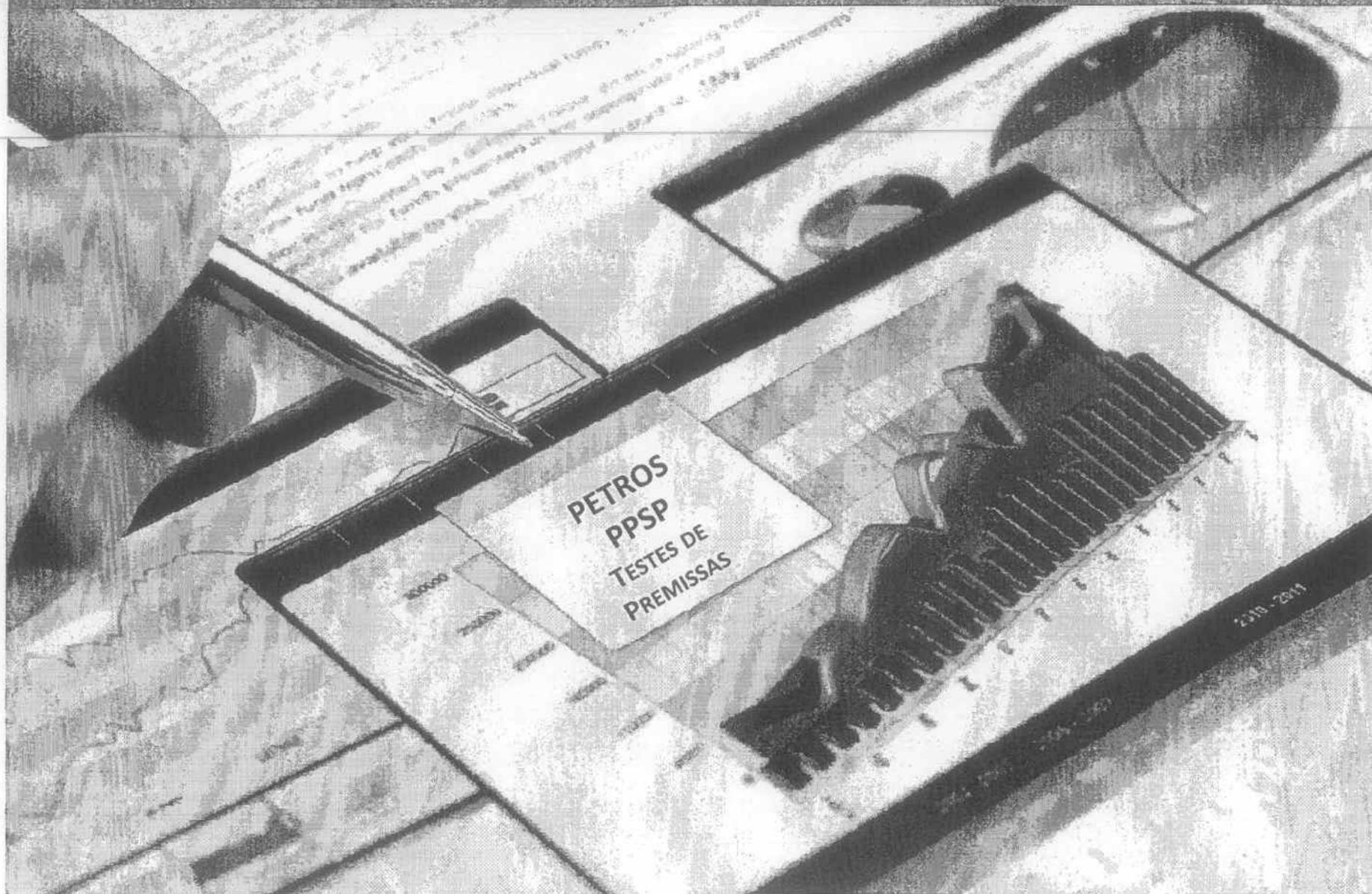
1 | SUMÁRIO DE RESULTADOS

1.2 - Conjunto de hipóteses recomendado

Premissas atuariais	Premissa recomendada pelo estudo
Premissas biométricas	
- Mortalidade Geral	AT-2000 segregada por sexo (-20%)
- Entrada em invalidez	TASA-1927
- Mortalidade de inválidos	AT-49 M (+10%)
Premissas demográficas	
- Rotatividade	Nula (0,0%/Ano)
- Composição familiar	Família real para participantes assistidos e família média para participantes ativos, com os seguintes parâmetros:
Proporção de participantes casados	90%
Diferença de idade entre cônjuges	4 anos (homem mais velho)
Idade do filho mais jovem	"Z" = 24 - MAX((80 - x)/2; 0)
Premissas econômico-financeiras	
- Crescimento real de benefícios	0,0%
- Crescimento real de salários	
Petrobras	1,761%/ano
BR	1,761%/ano
Petros	3,000%/ano

2 | DETALHAMENTO ANALÍTICO DOS RESULTADOS

Mirador
Atuária - Pesquisa - Conhecimento



2.1.1 Mortalidade Geral

Premissa atual

AT-2000 segregada por sexo (-20%)

Outras premissas testadas (segregadas por sexo)

AT-83

AT-2000 (-10%)

AT-2000

BR-EMSsb-2010

EX-PETROS-2013 (experiência Petros)

GAM-94

GR-95

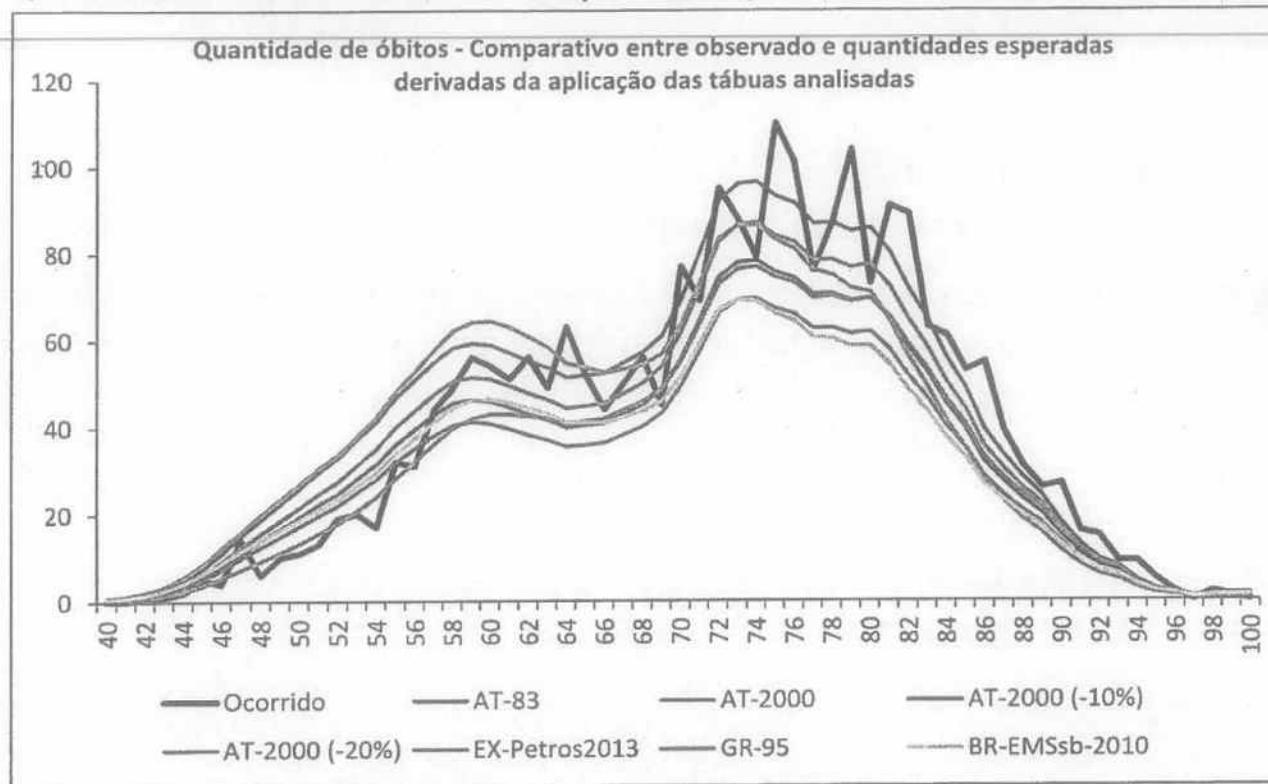
RP-2000

UP-94

2.1.1 | RESULTADOS MORTALIDADE GERAL

Análise gráfica dos resultados

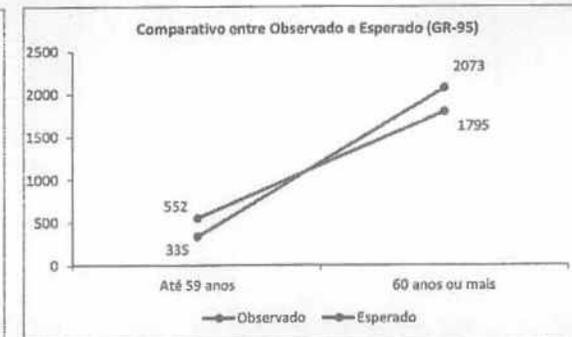
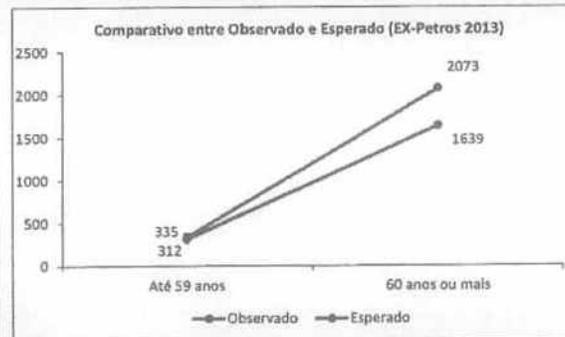
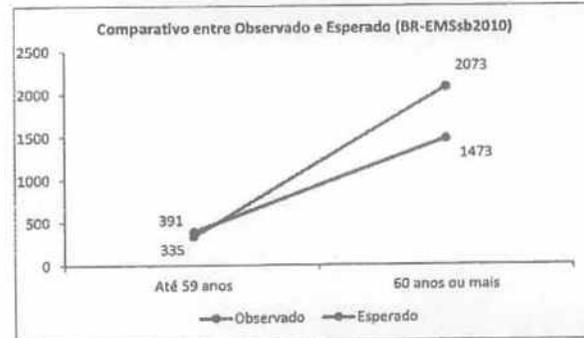
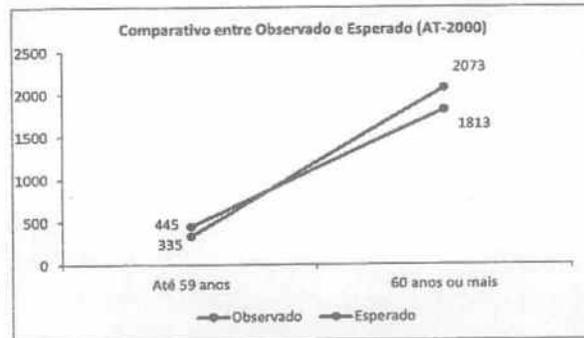
Mortalidade Geral – Gráficos comparativos por idade, período 2011-2013



2.1.1 | RESULTADOS MORTALIDADE GERAL

Análise gráfica dos resultados

Mortalidade Geral – Gráficos comparativos por faixas etárias dicotômicas



2.1.1 | RESULTADOS MORTALIDADE GERAL

**Quadro 2.1.1 - Resumo Estatístico dos Testes
Mortalidade Geral**

Tábuas testadas (segregadas por sexo)	Frequência esperada	Teste Z		Teste K-S		Teste χ^2		p(bin)
		Z _{calc}	p-valor	D _{calc}	D _{crítico}	χ^2_{calc}	p-valor	
AT-83	2554,8	-2,92	0,0017	1	1	1	1	1
AT-2000	2258,4	3,17	0,9992	0,0590	0,0477	98,1	0,0000	0,89
AT-2000 (-10%)	2032,6	8,37	1,0000	0,0590	0,0491	167,3	0,0000	0,84
AT-2000 (-20%)	1806,7	14,21	1,0000	0,0590	0,0507	310,3	0,0000	0,74
BREMSsb-2010	1864,0	12,66	1,0000	0,0876	0,0503	328,6	0,0000	0,77
EX-Petros 2013	1950,7	10,40	1,0000	0,0341	0,0497	144,0	0,0000	0,85
GAM-94	2599,8	-3,79	0,0001	1	1	1	1	1
GR-95	2347,0	1,27	0,8975	0,1238	0,0473	270,4	0,0000	0,72
RP-2000	2569,4	-3,21	0,0007	1	1	1	1	1
UP-94	2795,5	-7,38	0,0000	1	1	1	1	1
Frequência observada de eventos	2408	Período de análise: 2011-2013 (últimos 3 exercícios completos)						
Nível de significância dos testes Z	0,050	Rejeita-se a aderência quando p-valor do teste for menor que o nível de significância						
Teste K-S	Rejeita-se a aderência quando $D_{calc} > D_{crítico}$							
Medida de ajustamento χ^2	Quanto menor for a medida χ^2_{calc} , melhor deve ser o nível de aderência da tábua testada para a experiência observada.							
p(Bin): probabilidade binomial	Proporção de pontos da curva que podem ser considerados aderentes a tábua testada. Pode-se entender essa medida como a probabilidade da tábua ser aderente às características observadas							

¹ Medida não calculada quando a tábua é rejeitada pelo teste Z de proporção

2.1.1 | RESULTADOS MORTALIDADE GERAL

Análise dos resultados Mortalidade Geral

O conjunto de testes aplicados para análise de aderência de tábuas de mortalidade geral, apresentados nos quadros 2.1.1, sugere as seguintes conclusões, de acordo com a metodologia apresentada no capítulo 3 deste relatório:

1 – A partir da análise do teste Z para totais esperados (teste de proporção), há evidências de não aplicabilidade das tábuas AT-83, GAM-94, RP-2000 e UP-94. No período amostrado houve registro de 2.408 falecimentos. Os totais esperados para o mesmo período, derivados da aplicação dessas tábuas à massa estimada de expostos resulta em quantidade esperada total de Óbitos significativamente superior à experiência observada, conforme pode ser observado na coluna “Frequência esperada”, do quadro 2.1.1. Tábuas que resultam em quantidades esperadas superior a quantidades observadas não são indicadas, sob o ponto de vista da prudencialidade e conservadorismo para a gestão do plano.

2 – Os testes de aderência (K-S e X^2) evidenciaram a rejeição de todas as tábuas analisadas, exceto a tábua EX-PETROS-2013, a qual não é rejeitada pelo teste K-S.

Conforme amplamente explanado no capítulo metodológico desse relatório, os testes de aderência, principalmente o teste X^2 , são muito sensíveis a desvios pontuais quando a quantidade de eventos é expressiva. Ou seja, pequenos desvios já são considerados significativos, levando à rejeição de uma premissa. Nesses casos, a análise da medida p[Bin] em conjunto com a comparação entre quantidades esperadas e observadas pode ser importante para auxiliar na rejeição ou não de uma tábua. Conforme descrito na metodologia, probabilidades superiores a 0,7 podem ser consideradas aceitáveis para a não rejeição de uma tábua biométrica. Probabilidades superiores a 0,8 podem ser consideradas como boas medidas de ajuste, enquanto medidas superiores a 0,9 podem ser consideradas excelentes medidas de ajuste. Com medidas superiores a 0,80 encontram-se as tábuas AT-2000 (0,89), EX-PETROS-2013 (0,85), e AT-2000 (-10%) (0,84).



Análise dos resultados Mortalidade Geral

3 – A atual premissa, AT-2000 segregada por sexo desagradada em 20%, é rejeitada pelos testes de aderência X^2 e K-S. No entanto, a mesma ainda apresenta medidas de ajustamento aceitáveis ($p[\text{Bin}] > 0,7$ e quantidade esperada de eventos inferior a quantidade observada). Observa-se no quadro 2.1.1 outras tábuas com melhores medidas de ajustamento, tanto pela medida X^2 quanto pela medida $p[\text{Bin}]$, assim como também pela quantidade esperada mais próxima do observado. A análise dessas medidas aponta para um excessivo conservadorismo da atual premissa, a qual gera quantidade esperada total significativamente inferior em relação à quantidade observada de eventos: 1.806 eventos esperados frente a 2.408 observados.

Conclusões e sugestões Mortalidade Geral

Dada a exposição estimada e a taxa de eventos observada no período amostrado (2011-2013), **houve evidências estatísticas** suficientes para a rejeição da aderência da tábua AT-2000 segregada por sexo desagregada em 20%, de acordo com testes de aderência K-S e χ^2 . No entanto, conforme definição metodológica, pela qual um conjunto de análises deve ser realizada para que a rejeição de uma premissa seja considerada, uma premissa ainda pode ser mantida frente a boas medidas de ajustamento e atendimento aos pressupostos atuarias de prudencialidade e conservadorismo para a gestão do plano.

Assim, mesmo que as tábuas AT-2000, AT-2000 (-10%) e a tábua construída a partir da experiência da entidade (EX-PETROS-2013) apresentem melhores medidas de ajuste e quantidades esperadas mais coerentes com a quantidade observada, a adoção dessas tábuas representaria uma diminuição do nível de conservadorismo para a gestão do plano.

Deve ser considerado, sob o ponto de vista de redução de conservadorismo, o enquadramento realizado pela PREVIC para fins de fiscalização no modelo de Supervisão Baseada em Risco (SBR), em que os planos que possuem premissas menos conservadoras são elencados como prioritários no Programa Anual de Fiscalização. Assim, subentende-se que, sob o ponto de vista do órgão fiscalizador, os planos com premissas mais conservadoras estão menos expostos a risco e, portanto, com menor necessidade de acompanhamento nos cronogramas estabelecidos para fiscalização.

Assim, sugere-se a manutenção da tábua AT-2000 segregada por sexo desagregada em 20% como premissa de mortalidade geral para o plano PPSP, exceto se a Entidade optar pela redução do nível de conservadorismo atualmente adotado, situação em que indica-se a utilização da tábua construída com a experiência da entidade (EX-PETROS-2013).

2.1.2 Entrada em Invalidez

Premissa atual

TASA-1927

Outras premissas testadas

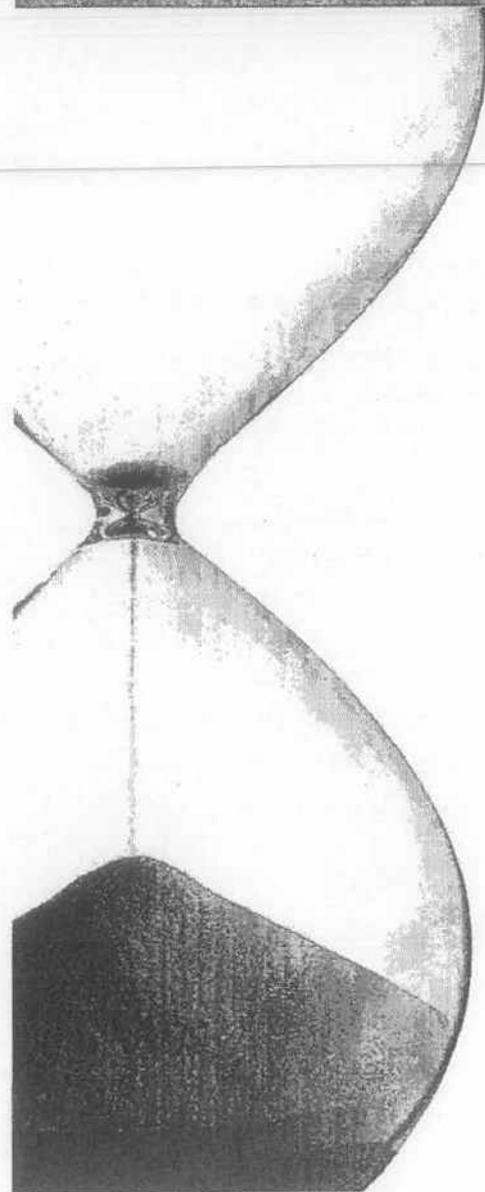
Álvaro Vindas

Hunter's

IAPB Fraca

Light Fraca

RRB-44 modificada



2.1.2 | RESULTADOS ENTRADA EM INVALIDEZ

**Quadro 2.1.2 - Resumo Estatístico dos Testes
Entrada em Invalidez**

Tábua Testada	Frequência esperada	Teste Z		Teste K-S		Teste X ²		p(Bin)
		Z _{calc.}	p-valor	D _{calc.}	D _{critico}	X ² _{calc.}	p-valor	
Álvaro Vindas	180,8	-2,96	0,9985	0,1052	0,1528	14,4	0,0024	¹
Hunter's	686,4	-20,91	1,0000	0,0877	0,1257	434,8	0,0000	¹
IAPB-57 Fraca	364,6	-11,73	1,0000	0,1199	0,1349	140,6	0,0000	¹
Light Fraca	290,6	-8,79	1,0000	0,1820	0,1396	85,4	0,0000	¹
RRB-44 modificada	551,3	-17,54	1,0000	0,1522	0,1283	308,3	0,0000	¹
TASA-1927	163,6	-1,77	0,9616	0,0941	0,1563	8,8	0,0326	¹
Frequência observada de eventos	141	Período de análise: 2011-2013 - base de expostos: Ativos até 59 anos						
Nível de significância dos testes Z	0,050	Rejeita-se a aderência quando p-valor do teste for menor que o nível de significância						
Teste K-S	Rejeita-se a aderência quando D _{calc} >D _{critico}							
Medida de ajustamento X ²	Quanto menor for a medida X ² calc., melhor deve ser o nível de aderência da tábua testada para a experiência observada.							
p(Bin): probabilidade binomial	Proporção de pontos da curva que podem ser considerados aderentes a tábua testada. Pode-se entender essa medida como a probabilidade da tábua ser aderente às características observadas							

¹ Medida não calculada quando a quantidade de eventos observada é inferior a 150

Análise dos resultados Entrada em Invalidez

O conjunto de testes aplicados para análise de aderência de tábuas de entrada em invalidez, apresentados nos quadros 2.1.2, sugere as seguintes conclusões, de acordo com a metodologia apresentada no capítulo 3 deste relatório:

1 – O teste Z para totais esperados não sugere restrições quanto às tábuas testadas. No período amostrado houve registro de 141 entradas em invalidez até a idade de 60 anos. Os totais esperados para o mesmo período, derivados da aplicação das tábuas à massa estimada de expostos resulta em quantidades esperadas superiores à experiência observada, conforme pode ser observado na coluna “Frequência esperada”, do quadro 2.1.2.

2 – Em acordo com a metodologia deste estudo, uma premissa deve ser rejeitada quando ambos os testes (K-S e X^2) evidenciarem a rejeição da mesma. Além disso, quando todas as tábuas são rejeitadas por ambos os testes, medidas adicionais como menor X^2 e maior medida $p[\text{Bin}]$ devem ser consideradas para auxiliar na decisão quanto a tábua mais aderente às características da massa analisada. Ambos os testes rejeitam a aderência das tábuas Light Fraca e RRB-44 modificada. As tábuas Álvaro Vindas, Hunter's, IAPB-57 fraca e TASA-1927 não são rejeitadas pelo teste K-S de aderência.

3 – A atual premissa, TASA-1927, não é rejeitada pelos testes de aderência K-S. Além disso a tábua apresenta a melhor medida X^2 e uma quantidade esperada de eventos mais compatível com a quantidade observada no grupo, quando comparado às demais tábuas analisadas. Assim, não há evidências significativas que levem à rejeição da aderência da atual premissa aplicada como tábua de entrada em invalidez para o plano analisado.

2.1.2 | RESULTADOS ENTRADA EM INVALIDEZ

Análise dos resultados Entrada em Invalidez

Dada a exposição estimada e a taxa de eventos observada no período amostrado (2011-2013), **não houve evidências estatísticas** suficientes para a rejeição da aderência da tábua TASA-1927, a um nível de 5% de significância, de acordo com testes de aderência K-S.

Assim, sugere-se a manutenção da tábua TASA-1927 como premissa de entrada em invalidez para o Grupo de Participantes do plano PPSP.



2.1.3 Mortalidade de Inválidos

Premissa atual
Winklevoss (-20%)

Outras premissas testadas

IAPC

MI-85

RP-2000 Dissabled

RRB-44

Winklevoss

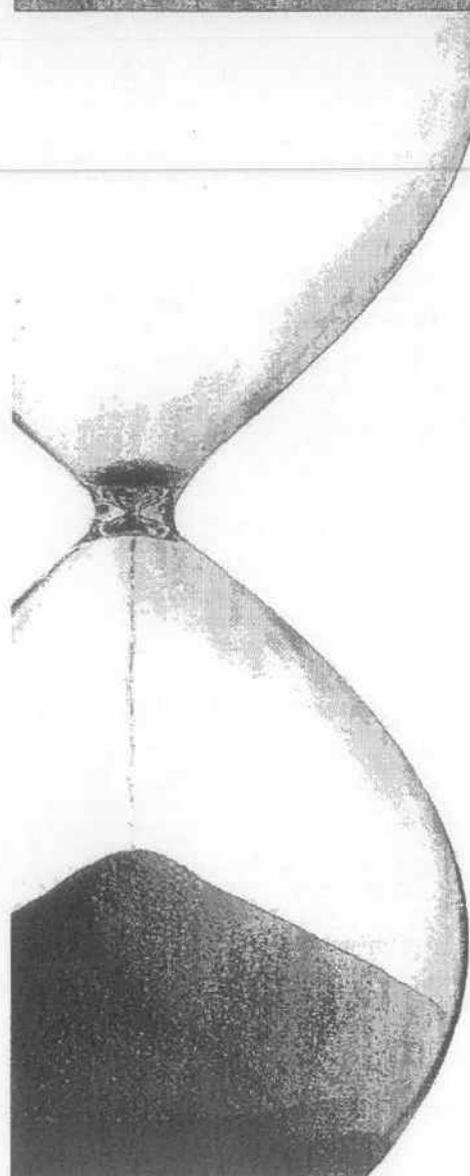
AT-49

AT-49 (+10%)

AT-49 M (+10%)

AT-55

AT-83 Basic



2.1.3 | RESULTADOS MORTALIDADE DE INVÁLIDOS

Quadro 2.1.3 - Resumo Estatístico dos Testes Mortalidade de inválidos

Tábuas testadas	Frequência esperada	Teste Z		Teste K-S		Teste X ²		p(Bin)
		Z _{calc}	p-valor	D _{calc}	D _{crítico}	X ² _{calc}	p-valor	
IAPC	790,6	-18,17	0,0000	1	1	1	1	1
MI-85	403,2	-5,25	0,0000	1	1	1	1	1
RP-2000 Dissabled	492,2	-8,88	0,0000	1	1	1	1	1
RRB-44	717,1	-16,16	0,0000	1	1	1	1	1
Winklevoss	435,4	-6,63	0,0000	1	1	1	1	1
Winklevoss (-20%)	348,3	-2,64	0,0042	1	1	1	1	1
Tábuas de mortalidade geral testadas, cadastradas na base de tábuas IBA								
AT-49	256,0	2,79	0,9973	0,1459	0,1387	44,7	0,0000	0,82
AT-49 (+10%)	281,6	1,11	0,8673	0,1459	0,1360	34,9	0,0000	0,85
AT-49 M (+10%)	290,5	0,57	0,7151	0,1376	0,1342	29,9	0,0002	0,85
AT-55	224,0	5,13	1,0000	0,1750	0,1439	90,4	0,0000	0,77
AT-83 Basic	212,8	6,04	1,0000	0,2105	0,1461	131,7	0,0000	0,76
Frequência observada de eventos	300	Período de análise: 2011-2013						
Nível de significância dos testes Z	0,050	Rejeita-se a aderência quando p-valor do teste for menor que o nível de significância						
Teste K-S	Rejeita-se a aderência quando D _{calc} >D _{crítico}							
Medida de ajustamento X ²	Quanto menor for a medida X ² _{calc.} , melhor deve ser o nível de aderência da tábua testada para a experiência observada.							
p(Bin): probabilidade binomial	Proporção de pontos da curva que podem ser considerados aderentes a tábua testada. Pode-se entender essa medida como a probabilidade da tábua ser aderente às características observadas							

¹ Medidas não calculadas quando a rejeição da tábua é indicada pelo teste Z

Análise dos resultados Mortalidade de inválidos

O conjunto de testes aplicados para análise de aderência de tábuas de mortalidade de inválidos, apresentados nos quadros 2.1.3, sugere as seguintes conclusões, de acordo com a metodologia apresentada no capítulo 3 deste relatório:

1 – A partir da análise do teste Z para totais esperados (teste de proporção), há evidências de não aplicabilidade de todas as tábuas de mortalidade de inválidos analisadas, a um nível de 5% de significância. No período amostrado houve registro de 300 falecimentos de inválidos na massa do plano. Os totais esperados para o mesmo período, derivados da aplicação das tábuas específicas de mortalidade de inválidos à massa estimada de expostos resulta em quantidades esperadas totais significativamente superiores à experiência observada, conforme pode ser observado na coluna “Frequência esperada”, do quadro 2.1.3. A exceção se verifica para as tábuas de mortalidade geral analisadas, as quais poderiam ser aplicadas à experiência da entidade para mortalidade de inválidos, de acordo com o critério analisado pelo teste Z.

2 – Os testes K-S e X^2 evidenciaram a rejeição de todas as premissas analisadas. Quando todas as tábuas são rejeitadas por ambos os testes, medidas adicionais como menor X^2 e maior medida p[Bin] devem ser consideradas para auxiliar na decisão quanto a tábua mais aderente às características da massa analisada. Essas medidas apontam para a tábua AT-49M (+10%) como sendo a premissa de melhor ajuste à experiência observada no Plano PPSP.

3 – A atual tábua utilizada como premissa de mortalidade de inválidos para o plano, Winklevoss(-20%), é rejeitada já pelo primeiro critério de análise adotado por esta metodologia, a qual exclui uma tábua de mortalidade quando esta deriva uma quantidade esperada de eventos significativamente superior em relação à quantidade observada, de acordo com o teste Z de proporção. O mesmo ocorre para todas as tábuas específicas de mortalidade de inválidos.

2.1.3 | RESULTADOS MORTALIDADE DE INVÁLIDOS

Conclusões e sugestões Mortalidade de inválidos

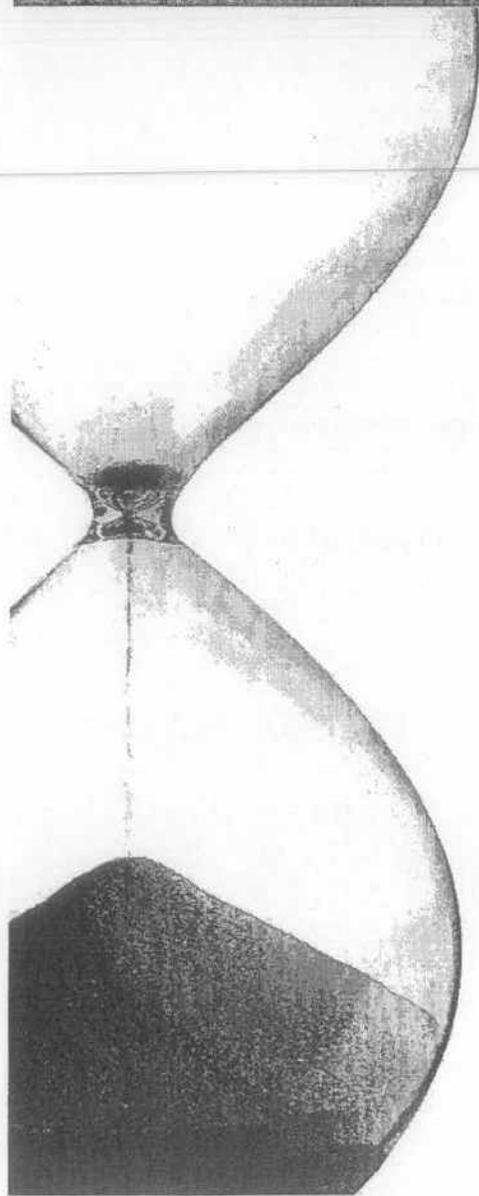
Dada a exposição estimada e a taxa de eventos observada por idade no período amostrado (2011-2013), **houve evidências** estatísticas significativas, a um nível de significância de 5%, para a rejeição da aderência da tábua Winklevoss (-20%) aplicada como premissa de mortalidade de inválidos para o Plano PPSP.

Efetuada análise de tábuas utilizadas para a população de não inválidos, identifica-se as melhores aderências quando da utilização da Tábua AT-49 M (+10%), sugerindo-se sua adoção como premissa de mortalidade de inválidos.

Dessa forma, pela inexistência de uma tábua de mortalidade de inválidos com melhores níveis de aderência, conclui-se pela substituição da atual premissa de mortalidade de inválidos, sugerindo-se a adoção da Tábua AT-49 M (+10%) como Tábua de Mortalidade de Inválidos para o presente plano.

2.2.1 Taxa de rotatividade

Premissa atual
Rotatividade nula (0%)



2.2.1 | RESULTADOS TAXA DE ROTATIVIDADE

Quadro 2.2.1 - Resumo Estatístico dos Testes

Taxa de rotatividade anual por desligamento

Plano	Rotatividade esperada	Rotatividade Observada	Z _z	p-valor	LI (95%)	LS (95%)	Conclusão
PPSP	0,00%	0,03%	1,323	0,09296	0,00%	0,07%	Aderência NÃO REJEITADA
Nível de significância do teste Z		0,050	Rejeita-se a aderência quando p-valor do teste for menor que o nível de significância				
Interpretação Intervalo de Confiança (IC)		Limite inferior de confiança deve ser entendido como premissa mínima aceitável para a experiência observada					
Período de análise		2011-2013					

Conclusões e sugestões

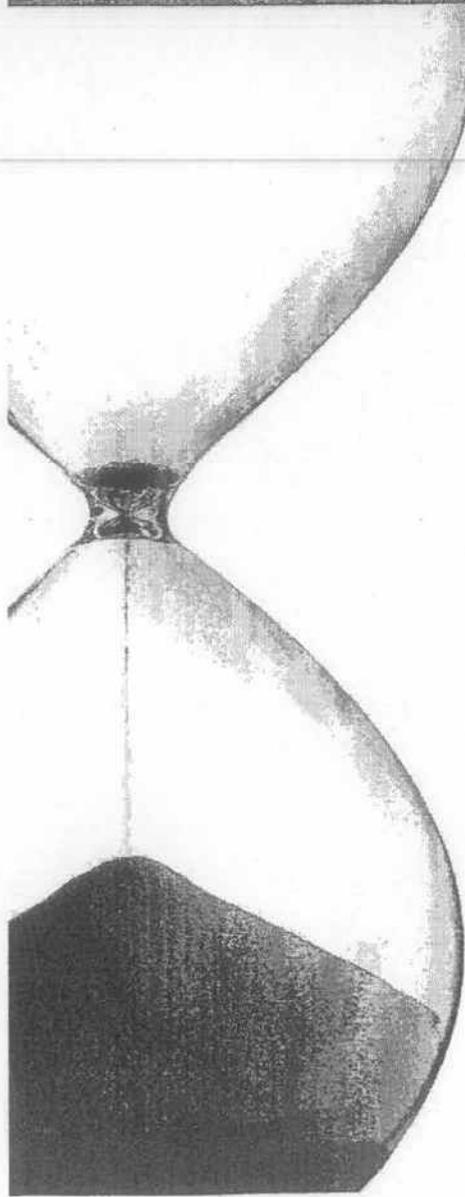
Taxa de Rotatividade anual por desligamento

A partir da análise das estimativas para a taxa média de rotatividade anual observada no período amostrado, 2011 a 2013, **não houve evidências estatísticas significativas para a rejeição da aderência** da premissa de rotatividade nula para o plano.

Assim, sugere-se a manutenção da taxa de 0,0% para a premissa de rotatividade por desligamento para o plano PPSP.

2.2.2 Composição Familiar

Premissa atual
Hx Petros



2.2.2 | RESULTADOS COMPOSIÇÃO FAMILIAR

**Quadro 2.2.2 - Resumo Estatístico dos Testes
Composição Familiar**

Composição familiar	Premissa sugerida	Experiência Observada	Z _{obs}	p-valor	Lim Inf (95%)	Lim Sup (95%)	conclusão
% de casados	90%	88%	-2,06	0,9801	85%	91%	Aderência NÃO REJEITADA
Diferença média de idade entre cônjuges (anos)	4,0	3,5	-2,42	0,9922	3,0	4,0	Aderência NÃO REJEITADA
Idade Z do filho mais jovem ¹	12,8	12,7	-1,60	0,0550	12,6	12,8	Aderência NÃO REJEITADA
Nível de significância do teste Z	0,050	Rejeita-se a aderência quando p-valor do teste for menor que o nível de significância					
Interpretação Intervalo de Confiança (IC)	Limite inferior de confiança deve ser entendido como premissa mínima aceitável para a experiência observada						

¹ $Z = 24 - \text{MAX}((80 - x)/2; 0)$; sendo "x" a idade do titular

Conclusões e sugestões Composição Familiar

Atualmente o plano utiliza como premissa uma função Hx, construída pela consultoria STEA, cuja metodologia de construção não permite identificar a característica média da família dos participantes do plano. Para fins de referência, efetuamos uma análise sobre o perfil médio da atual população de dependentes que, se acatada nossa sugestão de substituição da premissa vigente, permitirá uma “leitura” anual da mudança da característica desse público e, assim, um melhor gerenciamento das premissas indicadas para a Composição Familiar.

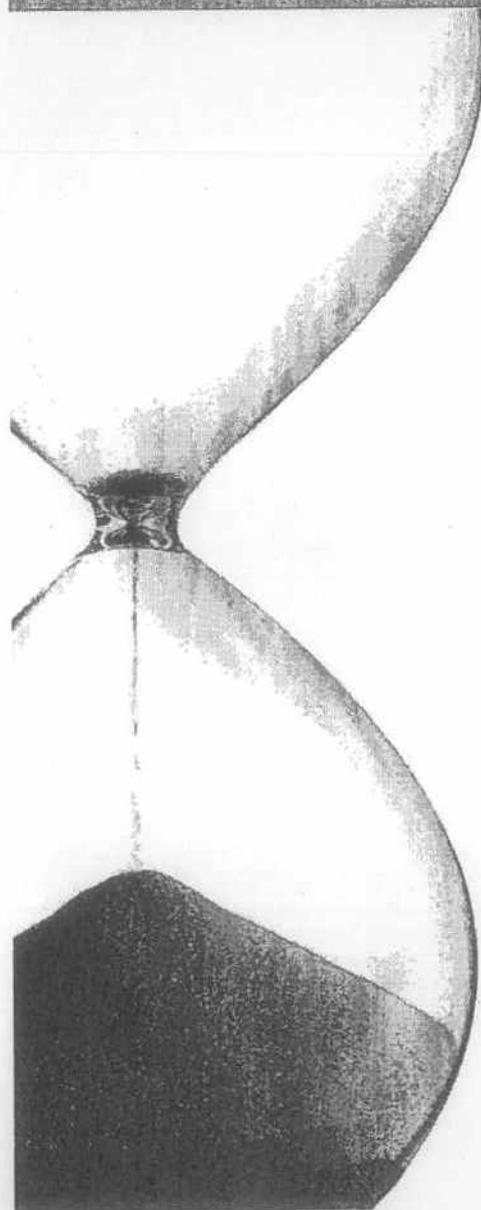
Dada a massa de participantes observada e as estimativas obtidas para as premissas de composição familiar, é possível as seguintes conclusões a cerca das premissas testadas:

- **Percentual de casados:** foi observado um percentual de 88% de casados na massa de participantes do plano PPSP, sugerindo uma premissa no intervalo de 85% a 91%.
- **Diferença média de idade entre cônjuges:** foi observado uma diferença média de idade entre cônjuges de 3,5 anos, sendo masculino mais velho em relação ao feminino, sugerindo a adoção de uma premissa no intervalo de 3 a 4 anos.
- **Idade Z do filho mais jovem:** sugere-se a adoção de uma premissa para avaliação do compromisso com o dependente temporário mais jovem, sugerindo-se o cálculo da idade Z do filho mais jovem pela seguinte formulação: $z = 24 - \text{máximo}((80 - x)/2; 0)$, onde x representa a idade do titular e 24 é a idade limite para ser considerado o dependente temporário.

Assim, sugere-se a alteração da atual premissa de compromisso familiar do Plano PPSP para premissa estimada pela família média com os parâmetros : 90% casados, 4 anos de diferença entre cônjuges, e idade do filho mais jovem dado pela fórmula $z = 24 - \text{máximo}((80 - x)/2; 0)$.

2.3.1 Crescimento Real de Benefício

Premissa atual
0,0%/Ano



2.3.1 | RESULTADOS CRESCIMENTO REAL DE BENEFÍCIO

Quadro 2.3.1 - Resumo Estatístico dos Testes
Crescimento Real de Benefício

Plano	Cresc. Benef. Esperado	Cresc. Benef. Observado	Z _{calc}	p-valor	LI (95%)	LS (95%)	Conclusão
PPSP	0,00%	0,46%	0,604	0,27305	0,00%	1,71%	Aderência NÃO REJEITADA
Nível de significância do teste Z		0,050	Rejeita-se a aderência quando p-valor do teste for menor que o nível de significância				
Interpretação Intervalo de Confiança (IC)		Limite inferior de confiança deve ser entendido como premissa mínima aceitável para a experiência observada					
Período de análise		2010-2013					

Conclusões e sugestões Crescimento Real de Benefício

A partir da análise das estimativas médias para a taxa média de crescimento de benefício observada no período amostrado, 2010 a 2013, não houve evidências estatísticas significativas para a rejeição da aderência da premissa de crescimento real de benefícios nulo para o plano PPSP.

Assim, sugere-se a manutenção da taxa de 0,0% para a premissa de crescimento real de benefício para o plano PPSP.

2.3.2 Crescimento Real de Salário

Premissas atuais e proposições ¹

Petrobras atual: 1,981%/Ano

Petrobras proposição: 1,761%/Ano

BR atual: 1,981%/Ano

BR proposição: 1,761%/Ano

Petros atual: 3,000%/Ano

Petros proposição: 3,000%/Ano

¹ Premissa atual: premissa em vigor, utilizada na avaliação atuarial 2013

Premissa proposição: premissa proposta para avaliação atuarial 2014

2.3.2 | RESULTADOS CRESCIMENTO REAL DE SALÁRIO

Quadro 2.3.2 - Resumo Estatístico dos Testes
Crescimento Real de Salário

Plano	Cresc. Sal. Esperado	Cresc. Sal. Observado	Z _{calc}	p-valor	LI (95%)	LS (95%)	Conclusão
Petrobras - atual	1,981%	2,64%	0,404	0,34302	0,00%	5,31%	Aderência NÃO REJEITADA
Petrobras - proposição	1,761%	2,64%	0,539	0,29485	0,00%	5,31%	Aderência NÃO REJEITADA
BR - atual	1,981%	3,77%	1,035	0,15023	0,94%	6,61%	Aderência NÃO REJEITADA
BR - proposição	1,761%	3,77%	1,163	0,12248	0,94%	6,61%	Aderência NÃO REJEITADA
Petros	3,000%	3,83%	0,514	0,30372	1,17%	6,49%	Aderência NÃO REJEITADA
Nível de significância do teste Z	0,050	Rejeita-se a aderência quando p-valor do teste for menor que o nível de significância					
Interpretação Intervalo de Confiança (IC)	Limite inferior de confiança deve ser entendido como premissa mínima aceitável para a experiência observada						
Período de análise	2012-2014						

2.3.2 | RESULTADOS CRESCIMENTO REAL DE SALÁRIO

Conclusões e sugestões

Crescimento Real de Salário

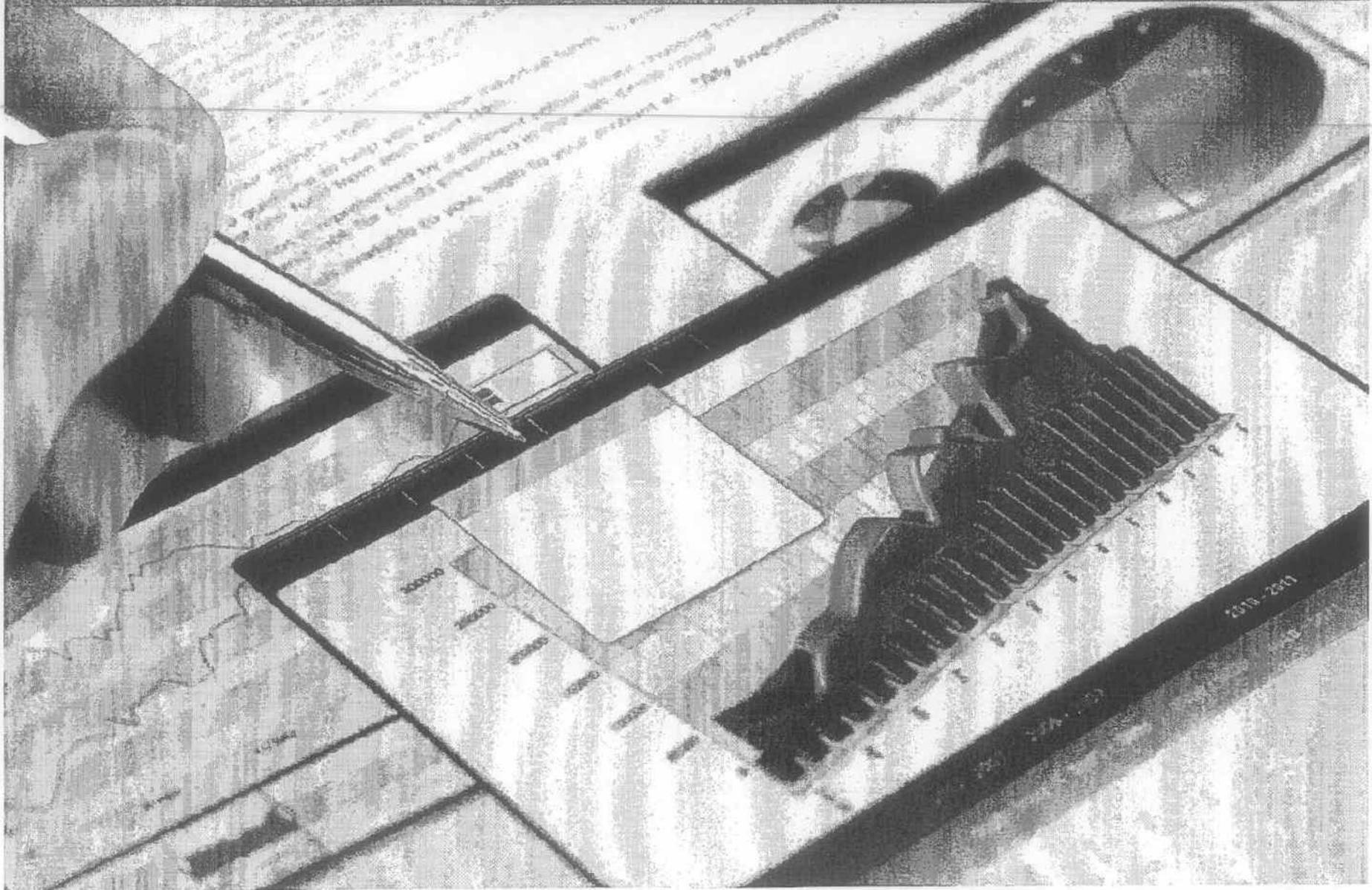
A partir da análise das estimativas médias para a taxa média de crescimento de salário observada no período amostrado, 2012 a 2014, **não houve evidências** estatísticas significativas para a **rejeição da aderência** das premissas atualmente aplicadas para o crescimento real de salários para o plano PPSP (descritas no quadro anterior como “atual”). Também não há evidências de “não aplicabilidade” das premissas propostas pelas patrocinadoras para o próximo período, descritas no quadro anterior como “proposição”.

Ressalta-se, ainda, que a experiência observada reflete um período passado de evoluções salariais, não sendo possível afirmar que estas taxas observadas irão se refletir em uma perspectiva de crescimento salarial para o futuro. Além disso, essa premissa é definida pela patrocinadora do Plano e reflete a política de remuneração da mesma.

Assim, possibilita-se a manutenção das atuais taxas aplicadas como premissa de crescimento real de salário para o plano PPSP, ou a adoção das novas taxas propostas pelas patrocinadoras, que seriam mais recomendadas por refletirem uma política futura de remuneração.

Ainda, há que se tomar cuidado sobre as taxas efetivas a se identificarem nos estudos do próximo ano, especialmente sobre a possibilidade de se verificar uma evolução salarial mais próxima das taxas médias observadas, ou até mesmo mais próximas dos limites superiores demonstrados na análise.

3 | ASPECTOS METODOLÓGICOS



Base metodológica dos testes de hipóteses

A metodologia para testes de aderência de premissas desenvolvida pela **Mirador Atuarial** envolve um conjunto de técnicas de testes de hipótese e medidas de ajuste, embasados em métodos de estatística inferencial.

A teoria da probabilidade é a base sobre a qual toda a estatística inferencial é desenvolvida, fornecendo um meio para modelar populações, experimentos ou qualquer processo que possa ser considerado como um fenômeno aleatório. O objetivo das técnicas de inferência estatística envolve a estimação de parâmetros e testes sobre esses parâmetros a partir da observação de parte de um processo (amostra), buscando conclusões para o processo como um todo (população).

Resumidamente, pode-se definir um teste de hipótese como uma **regra de decisão para rejeitar ou não rejeitar** uma hipótese com base em elementos amostrais.

Esse caráter amostral do processo observado envolve o entendimento de uma diversidade de definições, tais como nível de confiança e significância, erro amostral, tipos de erro, estatísticas de teste e p-valor. Importante salientar também, decorrente das definições axiomáticas da teoria geral da probabilidade, o significado intuitivo dos termos “Rejeitar” ou “Não rejeitar” a aderência de uma premissa.

Assim, “**não rejeitar**” uma premissa equivale a concluir que **não há evidências** suficientes, dada a **experiência amostral observada**, de que a premissa não possa ser considerada aderente. Intuitivamente, **não rejeitar** uma premissa equivale a concluir, dentro de uma margem de confiança estipulada, que as **diferenças entre valores observados e esperados pela premissa não se constituem em diferenças estatisticamente significativas**, dada a significância escolhida, o **tamanho amostral observado** e as **características da massa** no período amostrado.

Por outro lado, “**rejeitar**” uma premissa equivale a concluir que, dada a **experiência amostral observada**, houve evidências suficientes para concluir que a premissa **deve ser considerada não aderente**, dentro de uma margem de confiança estipulada, dada a significância escolhida, e as características da massa no período amostrado.

Pelo termo “houve evidências suficientes” entende-se que a amostra observada, independente de sua magnitude, é suficiente para se concluir a cerca da hipótese testada. Assim, a preocupação quanto a quantidade de eventos ocorridos ou esperados deve ser restrita apenas ao atendimento das suposições mínimas para validação dos testes estatísticos. Uma vez atendida as suposições necessárias para aplicabilidade dos testes, a amostra deve ser considerada suficiente para a validação dos resultados.

Além disso, deve-se buscar também o entendimento de que o sentido de “aderência” de uma tábua biométrica não deve estar resumido apenas à comparação anual entre totais observados e totais esperados. O sentido da aderência deve ser mais amplo, abrangendo a comparação da ocorrência observada e esperada de eventos ao longo de toda a curva de mortalidade, e não apenas em torno de sua esperança matemática. Corroborar nesse sentido o texto da resolução MPS/CNPC nº 09, em seu item 4.5, pelo qual entende-se por aderência a *“conformidade decorrente da confrontação entre as probabilidades de ocorrência de morte ou invalidez constantes da tábua biométrica utilizada em relação àquelas constatadas junto à massa de participantes e assistidos”*.

A própria definição estatística dos testes de aderência diz que *“uma técnica é do tipo aderência no sentido de que ela pode ser usada para testar se existe uma diferença significativa entre um número observado de eventos, em cada categoria, e um número esperado de eventos baseado na hipótese nula.”* (SIEGEL, 2006).

Isso significa que o estudo deve se constituir em uma análise detalhada das taxas estimadas de ocorrência por idade, ou por faixas etárias, o que equivale a analisar a aderência da distribuição observada ao longo de toda a curva da tábua biométrica.

Nesse sentido, a literatura especializada em Estatística oferece um variado número de técnicas para análise de aderência entre distribuições, cada qual com sua eficiência, poder, suposições e pré-requisitos para aplicabilidade, de tal forma que não é possível definir a uma melhor técnica de análise para aderência de premissas. Dessa forma não é possível aplicar uma única técnica para todos os casos analisados, pois cada técnica pode ser melhor ou pior quanto a sua eficiência de acordo com as características da massa analisada.

3.1 | PRINCÍPIOS GERAIS

Assim, a **Mirador Atuarial** desenvolveu em sua metodologia uma **combinação de técnicas de aderência e testes estatísticos**, objetivando usufruir dos pontos fortes que cada técnica apresenta, de acordo com cada situação, e dessa forma garantir uma melhor eficiência e maior credibilidade nos resultados obtidos.

Os testes estatísticos de aderência mais amplamente conhecidos e utilizados são os testes Qui-quadrado (X^2) e *Kolmogorov-Smirnov* (K-S). Ambos os testes possuem vantagens e desvantagens quanto a sua aplicação, de tal forma que uma combinação de ambos pode ser a melhor solução para conclusões mais eficazes para os testes de aderência de premissa.

Como regra prática, o teste X^2 apresenta menor poder para testes de aderência quando o número de eventos observados for inferior a 30 (valores próximos ainda são aceitáveis), e quando mais de 20% das classes possui frequência esperada inferior a 5, ou seja, além de um número de eventos mínimo, é necessário que a massa de expostos seja tal que a segunda suposição também seja satisfeita.

Por outro lado, para quantidades de eventos superiores a 200, o teste torna-se extremamente sensível, pois o mesmo exige que, quanto maior for o tamanho amostral, menor deverá ser os desvios entre esperado e observado para que a premissa não seja rejeitada. Além disso, é desejável nesses casos que as categorias apresentem quantidades esperadas entre 6 e 10 eventos. No caso da aplicação do teste em análise de premissas, essa condição dificilmente é observada quando a quantidade de eventos for superior a 150.

Nestes casos, onde o teste X^2 possui sua aplicabilidade prejudicada devido a não observância de seus pressupostos básicos, ou em casos em que seu poder fica prejudicado, conforme explanado nos parágrafos a cima, o teste de *Kolmogorov-Smirnov* (K-S) surge como alternativa.

No entanto, assim como o teste X^2 , o teste K-S também apresenta suas vulnerabilidades. Se por um lado esse teste apresenta algumas vantagens em relação ao teste X^2 , basicamente em ser aplicado para pequenas amostras e por não necessitar de agrupamento dos dados em classes, por outro lado o teste K-S exige distribuições teóricas completamente especificadas e independentes da amostra observada. Isso não ocorre em testes de aderência, pois a distribuição dos valores esperados de eventos por idade é obtida aplicando-se as probabilidades das tábuas de mortalidade sobre a exposição observada na massa analisada. Ou seja, depende da massa de expostos (amostra).

A consequência-prática desse ponto fraco do teste K-S é que o mesmo tende a ser excessivamente "bondoso", raramente rejeitando a hipótese nula (de aderência), principalmente nos casos de quantidades reduzidas de eventos. Assim, é prudente não se basear apenas nesse teste, sob o risco de incorrer no denominado erro do tipo II em testes de hipótese (não rejeitar uma hipótese falsa).

Além dos testes de aderência, é bastante útil a aplicação do teste Z de comparação entre o total observado e o total esperado de eventos. O teste Z para proporção é aplicado para testar se a proporção observada de eventos pode ser igual a proporção esperada, o que equivale a concluir estatisticamente se a quantidade total de eventos esperada pela tábua aplicada pode ser igual a quantidade total de eventos observada no período definido para análise.

Apesar da simples comparação entre totais observados e esperados não ser considerada como definitiva para se rejeitar ou não rejeitar uma premissa, pois conforme já mencionado, o sentido de aderência deve ser compreendido como um processo ao longo de toda a distribuição da tábua testada, a comparação testada pelo teste Z se constitui em uma primeira filtragem para a adequação das tábuas testadas. É possível concluir pela não adequação de uma tábua quando o teste Z indicar quantidade esperada de eventos significativamente superior ao observado (no caso de mortalidade), ou quando o mesmo indicar quantidade esperada de eventos significativamente inferior ao observado (no caso de entrada em invalidez).

Nas páginas seguintes é apresentado de forma mais detalhada os procedimentos de análise para cada tipo de premissa analisada, assim como as definições matemáticas dos testes aplicados em cada caso.

A análise de premissas biométricas consiste na testagem de hipóteses de aderência das tábuas de **mortalidade geral, entrada em invalidez e mortalidade de inválidos**. Outras tábuas, como por exemplo, tábuas de comorbidades ou tábuas de rotatividade também podem ser analisadas com a utilização dessa metodologia.

A metodologia de testes de aderência de tábuas biométricas, desenvolvida pela Mirador Atuarial, é composta por três etapas distintas:

Etapa 1: Estimativas de probabilidade de ocorrência do evento de interesse por idade (mortalidade geral, mortalidade de inválidos e entrada em invalidez);

Etapa 2: Aplicação de testes de hipótese de aderência para definir as premissas que podem ser consideradas adequadas à experiência observada;

Etapa 3: Análise dos resultados dos testes de hipótese e conclusões sobre a aderência.

Nas páginas seguintes é apresentado o detalhamento de cada uma dessas etapas na análise de premissas biométricas.

Etapa 1**Estimativas de probabilidade**

Estimação das probabilidades de ocorrência dos eventos de interesse (mortalidade, entrada em invalidez, mortalidade de inválidos), por idade ou faixas etárias, através do método frequentista de probabilidade, pelo qual a probabilidade de um evento qualquer é dada por:

$$P_x = \frac{y_x}{Y_x}$$

Onde:

P_x é a taxa estimada de ocorrência para a idade x , ou faixa etária x ;

y_x é o número de eventos ocorridos no período observado, na idade x ;

Y_x é a exposição total no período analisado para a idade x . Sendo Y_x dado por: $Y_x = \sum_t^T \sum_{n=1}^N I_{n,t}$.

Onde I assume valores 0 ou 1, sendo 1 (um) quando no t -ésimo tempo o n -ésimo participante está exposto à ocorrência do evento de interesse no período t , e 0 (zero) se caso contrário.

NOTA: Como as taxas de mortalidade captam a mortalidade geral, e não apenas a mortalidade de pessoas válidas, foram considerados como expostos ao evento tanto participantes válidos quanto participantes não-válidos, objetivando refletir as taxas de mortalidade geral da entidade e possibilitar uma comparação mais efetiva com as taxas da tábuas de mortalidade.

Etapa 2

Testes de Hipótese – Teste Kolmogorov-Smirnov (K-S)

Hipótese testada: $\left\{ \begin{array}{l} H_0: F_0 = F_e \longrightarrow \text{A premissa é aderente} \\ H_1: F_0 \neq F_e \longrightarrow \text{A premissa não é aderente} \end{array} \right.$

Nível de significância: $\alpha = 0,05$ (Além do nível de 5% de significância, é aceitável também a aplicação de 1%)

Estatística do teste: $D = \max|F_0(X_i) - S_N(X_i)|$ Onde F representa a distribuição acumulada esperada, e S representa a distribuição acumulada observada na massa analisada, em cada idade x .

Valor crítico: distribuição amostral tabelada conforme tamanho amostral, obtida através da adequação de Smirnov para quantidades esperadas e observadas diferentes, a partir da seguinte formulação: $D_{crit} = 1,63 * \sqrt{m+n/m+n}$, onde m representa a quantidade observada de eventos, e n a quantidade esperada pela aplicação da tábua testada. Em amostras inferiores a 150, o D_{crit} é calculado pela seguinte fórmula $D_{crit} = 1,36 * \sqrt{m+n/m+n}$

Regra de rejeição: $\left\{ \begin{array}{l} \text{Se } D_{calc} > D_{crit} \rightarrow \text{rejeita-se } H_0, \text{ logo } H_1 \text{ deve ser verdadeira} \\ \text{Se } D_{calc} \leq D_{crit} \rightarrow \text{não rejeita-se } H_0, \text{ logo } H_0 \text{ pode ser verdadeira} \end{array} \right.$

Etapa 2

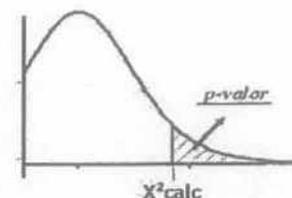
Testes de Hipótese – Teste Qui-quadrado (X^2)

Hipótese testada: $\left\{ \begin{array}{l} H_0: f_0 = f_e \longrightarrow \text{A premissa é aderente} \\ H_1: f_0 \neq f_e \longrightarrow \text{A premissa não é aderente} \end{array} \right.$

Nível de significância: $\alpha = 0,05$ (5% de significância)

Estatística do teste:
$$X^2_{calc} = \sum_{i=1}^I \frac{(fO_i - fE_i)^2}{fE_i}$$

Cálculo do p-valor: $X^2_{calc} \sim \chi^2(\delta) \longrightarrow$



Sendo δ graus de liberdade, dado pela quantidade de categorias menos 1; a quantidade de categorias deve ser tal que atenda as suposições do teste, apresentadas na página seguinte, e reflete a quantidade de eventos observada.

Regra de rejeição: $\left\{ \begin{array}{l} \text{Se } p\text{-valor} \leq \alpha \rightarrow \text{rejeita-se } H_0, \text{ logo } H_1 \text{ deve ser verdadeira} \\ \text{Se } p\text{-valor} > \alpha \rightarrow \text{não rejeita-se } H_0, \text{ logo } H_0 \text{ pode ser verdadeira} \end{array} \right.$

Etapa 2

Estatística Qui-quadrado (χ^2) – Suposições

A validação do p-valor do teste qui-quadrado de aderência requer os seguintes pressupostos:

- Proporção de classes com frequência esperada inferior a 5 não pode ser superior a 20%;
- Em cada classe, a frequência observada deve ser de pelo menos uma observação

Em grandes amostras o teste torna-se extremamente sensível, pois o mesmo exige que, quanto maior for o tamanho amostral, menor deverá ser os desvios entre esperado e observado para que a premissa não seja rejeitada. Além disso, é desejável nesses casos que as categorias apresentem quantidades esperadas entre 6 e 10 eventos. No caso da aplicação do teste em análise de premissas, essa condição dificilmente é observada quando a quantidade de eventos for superior a 150.

IMPORTANTE:

Quando as suposições observadas não estão satisfeitas, não se pode garantir que a estatística χ^2 convirja para uma distribuição de probabilidade qui-quadrado, comprometendo a obtenção do p-valor e, por consequência, inviabilizando a **conclusão do teste estatístico**. Importante salientar que este é o único prejuízo decorrente da não observação das suposições do teste qui-quadrado.

Dessa forma, mesmo que as suposições não estejam satisfeitas, a Estatística qui-quadrado ainda pode ser utilizada como uma medida de distância entre curvas, ou seja, medida de bom ajuste (conforme descrito na página seguinte), pois a fórmula matemática da estatística independe das suposições descritas a cima.



Etapa 2

Estatística Qui-quadrado (X^2) aplicada como medida de “Bom ajuste”

A lógica da medida de Qui-Quadrado, decorrente da formulação Matemática dessa Estatística, permite concluir que se a concordância entre uma curva esperada e uma curva observada é satisfatória, as diferenças entre ambas, medido na fórmula por $(f_O - f_E)$, serão pequenas e, em decorrência disso, o valor da estatística X^2 também será pequeno. Por outro lado, quão maior for a divergência entre uma curva esperada e uma curva observada, maiores serão as diferenças medidas por $(f_O - f_E)$ e, conseqüentemente, maior será o valor da estatística X^2 .

O caso extremo de aderência perfeita entre duas curvas (observado e esperado) seria um exemplo onde essas curvas são exatamente iguais. Assim teríamos que as diferenças medidas por $(f_O - f_E)$ seria zero, pois a diferença entre dois números iguais é zero. Neste exemplo a medida Qui-Quadrado também seria zero, ($0^2=0$; e a divisão de zero por qualquer número também é zero), e haveria perfeita aderência entre a curva observada e a curva esperada. **Assim, quanto menor for a estatística X^2 calculada, melhor é o nível de ajustamento dos dados observados com os valores esperados pela premissa testada.**

Essa constatação decorrente da formulação da estatística Qui-Quadrado é muito importante para auxiliar na escolha de uma nova tábua biométrica, quando a premissa atual é rejeitada, pois a mesma pode ser entendida como uma medida de distanciamento entre duas curvas. **Ressalvando os princípios atuariais, relacionados a prudencialidade e conservadorismo para a gestão da entidade em análise, uma nova premissa biométrica pode ser escolhida como sendo aquela que apresentar medida de Qui-Quadrado mais próxima de 0 (zero), que é a condição extrema de igualdade entre duas curvas.**

Etapa 2

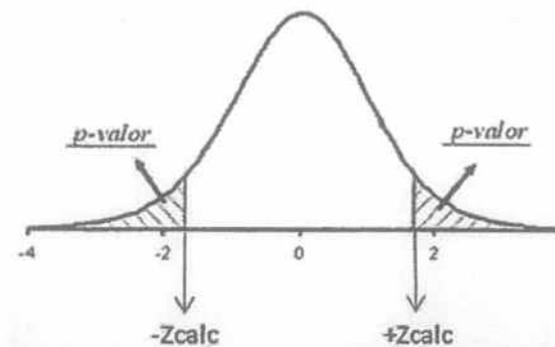
Testes de Hipótese – Teste para proporção

Hipótese testada: $\begin{cases} H_0: p = \pi & \longrightarrow \text{A premissa é aderente} \\ H_1: p \neq \pi & \longrightarrow \text{A premissa não é aderente} \end{cases}$

Nível de significância: $\alpha = 0,05$ (5% de significância)

Estatística do teste: $Z_{calc} = \frac{p - \pi}{\sqrt{\frac{\pi(1 - \pi)}{n}}}$

Cálculo do p-valor: $Z_{calc} \approx N(0,1)$



Regra de rejeição: $\begin{cases} \text{Se } p\text{-valor} \leq \alpha \rightarrow \text{rejeita-se } H_0, \text{ logo } H_1 \text{ deve ser verdadeira} \\ \text{Se } p\text{-valor} > \alpha \rightarrow \text{não rejeita-se } H_0, \text{ logo } H_0 \text{ pode ser verdadeira} \end{cases}$

Etapa 2

Testes de Hipótese – Binomial

O teste Binomial, conforme definições apresentadas em Siegel (página 58), evidenciará se é razoável acreditar que as frequências de eventos observadas em cada idade na amostra analisada poderiam ter sido obtidas de uma população cuja taxa de eventos é o q_x dado pela tábua analisada.

Assim, em uma sequência de N expostos, a variável $Y = \sum_{i=1}^N x_i$ representa a quantidade de eventos de interesse observada, onde x assume os valores 1 (sucesso: ocorreu o evento) e 0 (fracasso: não ocorreu o evento).

Dessa forma, em uma idade qualquer, com quantidade N de expostos, a probabilidade de se obter a quantidade K de sucessos, será dado por:

$$P[Y = k] = \binom{N}{k} * p^k * 1 - p^{N-k}$$

Onde p representa o q_x da tábua biométrica testada para a idade x .

Então, para cada idade pertencente a amplitude de uma tábua biométrica (geralmente de 0 a 115 anos) e que apresenta massa exposta na amostra, observa-se a quantidade exposta (N), a quantidade de eventos Y , e calcula-se a probabilidade de se observar Y eventos em N expostos, dado o q_x das respectivas idades dados pela tábua analisada. A partir dessa probabilidade estimada, rejeita-se ou não rejeita-se o q_x daquela idade específica, a partir da probabilidade estimada pela fórmula acima.

Etapa 2

Adequação do teste binomial para obtenção de medida de “Bom ajuste”

Após a realização do teste Binomial para cada idade cuja exposição na massa analisada é superior a 1, têm-se a variável $B = \sum_x^{\omega} I_x$,

onde $I_x = \begin{cases} 1, & \text{se } q_x \text{ da tábua pode ser considerado aderente na idade } x \\ 0, & \text{se } q_x \text{ da tábua não pode ser considerado aderente na idade } x \end{cases}$

Assim, B representa a quantidade de pontos (idades x), cujo q_x dado pela tábua analisada pode ser considerado adequado à experiência observada. Dessa forma, a probabilidade da tábua ser considerada aderente à característica demográfica analisada será dada por:

$$P[\text{Bin}] = \frac{B}{X}$$

Onde X é a quantidade de pontos (idades), cuja massa de expostos é superior a 1.

A estimativa da probabilidade de aderência, dessa forma, pode ser entendida como sendo a proporção de pontos da curva que podem ser considerados aderentes a tábua testada. Ou seja, como o teste binomial, em sua concepção básica, fornece a probabilidade da amostra observada ser de uma população com os parâmetros especificados, de tal forma que podemos interpretar essa medida como sendo a probabilidade da tábua ser aderente às características observadas.

Como parâmetro de aceitabilidade, sabendo que probabilidade é um valor quantificável no intervalo (0;1), probabilidades superiores a 0,90 podem ser consideradas ótimas medidas de ajuste; probabilidades superiores a 0,80 podem ser consideradas como sendo boas medidas de ajuste; e probabilidades superiores a 0,70 podem ser consideradas aceitáveis para a não rejeição de uma tábua biométrica. Medidas inferiores a 0,70 devem levar a conclusão de não aplicabilidade da tábua testada.

Etapa 3

Análise dos resultados

A análise de premissas biométricas, a partir do exposto a cima quanto às peculiaridades de cada teste estatístico, é realizada a partir da aplicação e análise do seguinte conjunto metodológico:

1º - Aplicação do teste Z para rejeitar tábuas de mortalidade que apresentem total esperado de eventos significativamente superior ao total observado. No caso de tábuas de entrada em invalidez, o teste deverá rejeitar as tábuas que apresentem total esperado de eventos significativamente inferior ao total observado. Essa primeira filtragem de premissas se baseia nos pressupostos atuariais de proteção e conservadorismo para a gestão do plano.

2º - Nas tábuas não rejeitadas pelo teste Z, aplicação de testes de aderência, observando as seguintes situações, de acordo com a quantidade de eventos observada:

- **Quantidade de eventos superior a 150:** teste de aderência Kolmogorov-Smirnov (K-S) e Teste X^2 de aderência; como medida de bom ajuste (*goodfitness*) aplica-se a medida qui-quadrado e probabilidades do teste Binomial para medir a proporção da curva teórica (tábua) que pode ser considerada aderente à experiência observada.

- **Quantidade de eventos inferior a 150:** teste de aderência Kolmogorov-Smirnov (K-S) e teste de aderência X^2 , observando os pressupostos de aplicabilidade de ambos os testes; Como medida de bom ajuste (*goodfitness*) aplica-se a medida qui-quadrado.

Etapa 3

Análise dos resultados

3º - Após aplicação dos testes das etapas anteriores, observar as situações a e b abaixo:

- a) A premissa atualmente utilizada como parâmetro para os testes não foi rejeitada pelos testes de aderência (K-S e X^2). Neste caso conclui-se pela manutenção da premissa atualmente utilizada; **IMPORTANTE:** uma premissa deve ter sua aderência rejeitada quando ambos os testes indicarem essa situação.

- b) A premissa atualmente utilizada como parâmetro para os testes foi rejeitada por ambos os testes de aderência (K-S e X^2) e, além disso, apresenta medida de probabilidade de aderência inferior a 0,70. Neste caso observar as situações b1 e b2:
 - b1) Mesmo rejeitada por testes estatísticos, se a atual premissa atende a pressupostos atuarias quanto a aspectos prudenciais e de conservadorismo para a gestão do plano, verificar a possibilidade de manutenção da mesma;

 - b2) Caso b1 não se verifique, escolher uma nova premissa, de acordo com medidas de bom ajuste (qui-quadrado ou probabilidade de aderência P(Bin)).



Etapa 3

Análise dos resultados

IMPORTANTE:

Conforme já discorrido nas páginas anteriores, destacando-se os princípios gerais das técnicas estatísticas de testes de hipóteses, assim como as suposições que devem ser verificadas para a correta interpretação dos resultados dos testes, é importante salientar a enorme sensibilidade desses testes ao tamanho da amostra observada, ou a quantidade de eventos observados no período amostrado.

Amostras muito grandes tendem a ser sensíveis a qualquer desvio que possa ser observado, levando os testes a rejeitar todas as tábuas em análise. Por outro lado, amostras muito pequenas não conseguem ser suficientes para discriminar de forma significativa as diferenças existentes entre as tábuas biométricas, levando os testes a não rejeitar todas as tábuas em análise.

Nessas situações, ou de rejeição ou de não rejeição de todas as tábuas por parte dos testes específicos de aderência (K-S e X^2), é importante observar para a definição ou escolha de uma tábuas aspectos relacionados as seguintes medidas, por ordem de importância:

- Menor medida X^2 ;
- Maior medida de proporção da curva que pode ser admitida como aderente ($p[\text{Bin}]$); e
- Frequência esperada derivada da aplicação da tábua mais próxima da quantidade observada de eventos.

3.3 | METODOLOGIA PREMISSAS DEMOGRÁFICAS

O conjunto de premissas demográficas é composto pelas suposições de composição familiar, mais especificamente as premissas **percentual de casados, diferença média de idade entre cônjuges, rotatividade e idade de entrada em aposentadoria**. De uma forma geral, a análise de premissas demográficas é composta por duas etapas distintas:

Etapla 1: análise de dados para cálculo de estimativas de médias e proporções, assim como estimativas intervalares e aplicação de teste de hipótese para analisar se as premissas utilizadas podem ser consideradas adequadas à experiência observada;

Etapla 2: Análise dos resultados dos testes de hipótese e conclusões sobre a aderência.

Nas páginas seguintes é apresentado o detalhamento de cada uma dessas etapas na análise de premissas demográficas.

Etapa 1

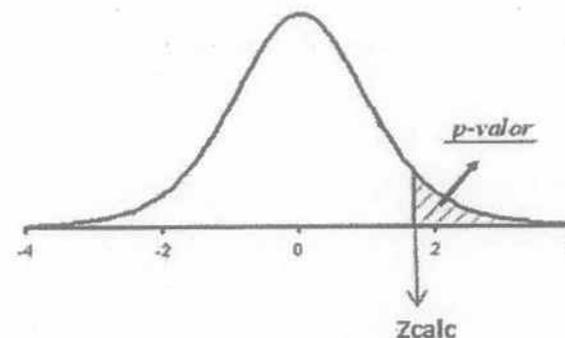
Testes de Hipótese – Teste para proporção

Hipótese testada: $\begin{cases} H_0: p \leq \pi & \longrightarrow & \text{A premissa é aderente} \\ H_1: p > \pi & \longrightarrow & \text{A premissa não é aderente} \end{cases}$

Nível de significância: $\alpha = 0,05$ (5% de significância)

Estatística do teste:
$$Z_{calc} = \frac{p - \pi}{\sqrt{\frac{\pi(1 - \pi)}{n}}}$$

Cálculo do p-valor: $Z_{calc} \approx N(0,1)$



Regra de rejeição: $\begin{cases} \text{Se } p\text{-valor} \leq \alpha \rightarrow \text{rejeita-se } H_0, \text{ logo } H_1 \text{ deve ser verdadeira} \\ \text{Se } p\text{-valor} > \alpha \rightarrow \text{não rejeita-se } H_0, \text{ logo } H_0 \text{ pode ser verdadeira} \end{cases}$

Etapa 2

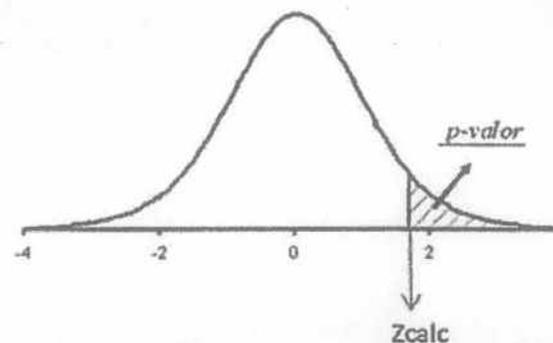
Testes de Hipótese – Teste para média

Hipótese testada: $\begin{cases} H_0: \mu \leq \mu_0 \longrightarrow \text{A premissa é aderente} \\ H_1: \mu > \mu_0 \longrightarrow \text{A premissa não é aderente} \end{cases}$

Nível de significância: $\alpha = 0,05$ (5% de significância)

Estatística do teste: $Z_{calc} = \frac{x - \mu_0}{\sigma_{\bar{x}}}$

Cálculo do p-valor: $Z_{calc} \sim N(0,1)$



Regra de rejeição: $\begin{cases} \text{Se } p\text{-valor} \leq \alpha \rightarrow \text{rejeita-se } H_0, \text{ logo } H_1 \text{ deve ser verdadeira} \\ \text{Se } p\text{-valor} > \alpha \rightarrow \text{não rejeita-se } H_0, \text{ logo } H_0 \text{ pode ser verdadeira} \end{cases}$

Etapa 2

Intervalo de Confiança – IC para médias

Intervalo de confiança para a média: $(\bar{x} - \varepsilon; \bar{x} + \varepsilon)$

Onde:

$$\varepsilon = Z_{\alpha/2} * \sigma_{\bar{x}}, \text{ sendo a confiança dada por } (1 - \alpha)$$

Dessa forma os limites que compõe o intervalo de confiança para a média estimada serão dados por

$$\text{Limite inferior: } LI = \bar{x} - Z_{\alpha/2} * \sigma_{\bar{x}}$$

$$\text{Limite superior: } LS = \bar{x} + Z_{\alpha/2} * \sigma_{\bar{x}}$$

Etapa 2

Análise dos resultados

Diferente da análise de aderência das premissas biométricas, na qual se faz necessário e é possível a aplicação de diversas técnicas de análise para concluir sobre a aderência de determinada premissa, o caso da análise dos resultados dos testes referentes a aderência das premissas demográficas é mais simples, pois sua conclusão se volta apenas ao resultado do teste Z, sem a necessidade da comparação dos resultados de diversos testes, ou ainda a partir da análise das estimativas por Intervalo de confiança (teste Z e Intervalo de Confiança não são análises complementares, sendo possível a análise apenas de um ou de outro)

Assim, a rejeição ou não da aderência dessas premissas, equivale a rejeição ou não da hipótese nula formulada para o teste Z para médias e proporções, ou de forma mais simples, verificar se a premissa testada está contida no intervalo de confiança estimado (qualquer valor contido dentro de um Intervalo de Confiança pode ser considerado como adequado à experiência observada).



O conjunto básico de premissas econômicas e financeiras deste estudo foi composta pela análise da premissa taxa de crescimento real de salários e taxa de crescimento real de benefícios. A metodologia para análise de aderência dessa premissa, a exemplo da análise de premissas biométricas, também é composta por três etapas distintas:

Etapa 1: análise de dados para cálculo de estimativas de taxas de crescimento salarial (ou de benefícios).

Etapa 2: Aplicação de teste de hipótese e construção de intervalos de confiança para analisar se as premissas utilizadas podem ser consideradas adequadas à experiência observada na etapa 1;

Etapa 3: Análise dos resultados dos testes de hipótese e conclusões sobre a aderência.

Nas páginas seguintes é apresentado o detalhamento de cada uma dessas etapas na análise de premissas demográficas.

Etapa 1
Análise de dados

A análise de dados para a premissa crescimento real de salários e benefícios é realizada a partir de histórico de evolução real¹ dos salários dos participantes, geralmente em um período abrangendo pelo menos 3 anos. Este estudo analisou o histórico de evolução no período de 2012 a 2014 para o crescimento real de salários, e 2010 a 2013 para o crescimento real de benefícios.

O crescimento salarial ou de benefício médio é obtido pela seguinte formulação:
$$\overline{CS} = \frac{\sum_{i=1}^N \left(\frac{SF_i}{SI_i} \right)^{(1/t)} - 1}{N}$$

Onde:

SF: salário ou benefício final do i-ésimo participante

SI: salário ou inicial do i-ésimo participante, acrescido de índice inflacionário¹

t é a quantidade de períodos analisados e N é a quantidade de participantes amostrados.

Não foram computados nas análises de crescimento os percentuais discrepantes em mais de 1 desvio padrão da média, a partir dos valores normalizados pela transformada Z (padronização pelo desvio padrão).

¹ Índice Nacional de Preços ao Consumidor – IPCA (IBGE)



Etapa 2

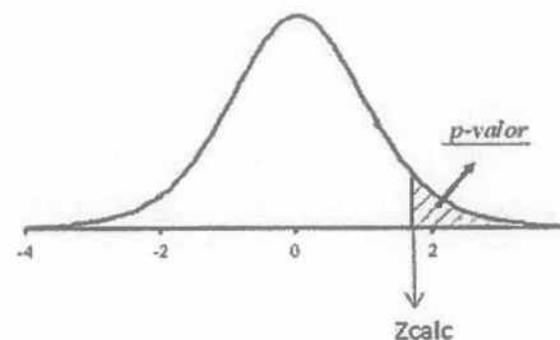
Testes de Hipótese – Teste Z para média

Hipótese testada: $\begin{cases} H_0: \mu \leq \mu_0 & \longrightarrow & \text{A premissa é aderente} \\ H_1: \mu > \mu_0 & \longrightarrow & \text{A premissa não é aderente} \end{cases}$

Nível de significância: $\alpha = 0,05$ (5% de significância)

Estatística do teste: $Z_{calc} = \frac{x - \mu_0}{\sigma_{\bar{X}}}$

Cálculo do p-valor: $Z_{calc} \sim N(0,1)$



Regra de rejeição: $\begin{cases} \text{Se } p\text{-valor} \leq \alpha \rightarrow \text{rejeita-se } H_0, \text{ logo } H_1 \text{ deve ser verdadeira} \\ \text{Se } p\text{-valor} > \alpha \rightarrow \text{não rejeita-se } H_0, \text{ logo } H_0 \text{ pode ser verdadeira} \end{cases}$

Etapa 2**Intervalo de Confiança – IC para médias**

Intervalo de confiança para a média: $(\bar{x} - \varepsilon; \bar{x} + \varepsilon)$

Onde:

$$\varepsilon = Z_{\alpha/2} * \sigma_{\bar{x}}, \text{ sendo a confiança dada por } (1 - \alpha)$$

Dessa forma os limites que compõe o intervalo de confiança para a média estimada serão dados por

$$\text{Limite inferior: } LI = \bar{x} - Z_{\alpha/2} * \sigma_{\bar{x}}$$

$$\text{Limite superior: } LS = \bar{x} + Z_{\alpha/2} * \sigma_{\bar{x}}$$



Etapa 3

Análise dos resultados

Diferente da análise de aderência das premissas biométricas, na qual se faz necessário e é possível a aplicação de diversas técnicas de análise para concluir sobre a aderência de determinada premissa, o caso da análise dos resultados dos testes referentes a aderência das premissas demográficas é mais simples, pois sua conclusão se volta apenas ao resultado do teste Z, sem a necessidade da comparação dos resultados de diversos testes, ou ainda a partir da análise das estimativas por Intervalo de confiança (teste Z e Intervalo de Confiança não são análises complementares, sendo possível a análise apenas de um ou de outro)

Assim, a rejeição ou não da aderência dessas premissas, equivale a rejeição ou não da hipótese nula formulada para o teste Z para médias e proporções, ou de forma mais simples, verificar se a premissa testada está contida no intervalo de confiança estimado (qualquer valor contido dentro de um Intervalo de Confiança pode ser considerado como adequado à experiência observada).

- 1- Siegel, S. (2006). *Estatística Não Paramétrica para Ciências do Comportamento*. 2ª ed. Porto Alegre: Artmed.
- 2- Fernandes, E.M.G.P. (1999). *Estatística Aplicada*. Edição única. Braga: Universidade do Minho.
- 3- James, B. (1996). *Probabilidade: um curso em nível intermediário*. 2ª ed. São Paulo: IMPA.
- 4- Fonseca, J.S., Martins, G.A. (1994). *Curso de Estatística*. 5ª ed. São Paulo: Atlas.
- 5- Mayer, P.L. (1983). *Probabilidade: aplicações à Estatística*. 2ª ed. Rio de Janeiro: LTC.





Giancarlo Giacomini Germany
Giancarlo Giacomini Germany
giancarlo@mirador-atuarial.com.br
ATUÁRIO MIBA 1020



Juscelino Lamiacki
juscelino@mirador-atuarial.com.br
ESTATÍSTICO CONRE 4ª REGIÃO – Nº 8787



Fone: (051) 3228-6991
www.mirador-atuarial.com.br

Mirador
Atuária · Pesquisa · Conhecimento





MIRADOR 1243/2014

Porto Alegre, 05 de dezembro de 2014.

A/C Sra. Alice Burlamaqui
Gerência Atuarial e de Desenvolvimento de Planos da
PETROS - Fundação Petrobras de Seguridade Social

Prezada Senhora,

Em atenção aos questionamentos formulados por e-mail no dia 04/12/2014, a respeito das premissas e definições a serem adotadas nas avaliações atuariais de 2014 para o **Plano Petros do Sistema Petrobras**, apresentamos nosso entendimento sob o ponto de vista técnico-atuarial.

▪ **Quanto à tábua de mortalidade geral**

Inicialmente trataremos do pedido de **manifestação sobre a possibilidade de utilização de tábua de mortalidade considerada aderente nos estudos desenvolvidos pela Mirador, em substituição à indicação conservadora de manutenção da tábua utilizada em 2013.**

Nosso posicionamento nos estudos de aderência foi de que a Petros poderia deliberar pela manutenção de premissa já adotada nas avaliações atuariais, por ser mais conservadora do que a premissa mais aderente indicada nos estudos técnicos, em função do modelo de Supervisão Baseada em Risco adotado pela PREVIC (estruturado para atendimento da Recomendação CGPC Nº 02/2009), que estabelece critérios para priorizar os planos no Plano Anual de Fiscalização.

Pelo modelo seguido pela PREVIC, os planos que adotarem premissas mais conservadoras estariam impondo um menor risco de solvência e, portanto, mereceriam menor ênfase de fiscalização do que planos mais expostos a risco.

Para estruturar o modelo de matriz de risco, a PREVIC considerou os seguintes parâmetros: tábua de mortalidade geral, taxa real de juros e nível de equilíbrio do plano (superávit ou déficit técnico). Assim, a deliberação da Petros sobre a adoção de um nível de conservadorismo maior do que a premissa mais aderente deve ponderar essas três variáveis.

Verificamos a seguinte Matriz apresentada pela PREVIC já naquele ano de 2009, quando da Recomendação CGPC Nº 2:



TABELA 2 – Estimador de probabilidade do risco atuarial das EFPC.

CRITÉRIOS	PROBABILIDADE			
	BAIXA	MÉDIA -BAIXA	MÉDIA -ALTA	ALTA
	Nível 3	Nível 2	Nível 1	Nível 0
Adota tábua de mortalidade com expectativa de vida igual ou superior à da tábua AT-2000	X	X	X	
Adota taxa de juros igual ou inferior a 5% ao ano	X	X	X	
Não apresenta Reservas a Amortizar	X	X		
Adota hipótese de redução da taxa de mortalidade com o tempo	X	X		
Mantém Fundos Previdenciais contra riscos atuariais	X			

FIGURA 1 – Mapa de riscos atuariais das EFPC.

Déficit		0 planos	0 planos	41 planos com R\$ 32 Bi de Res. Matemáticas e R\$ 5,6 Bi de Déficit
Sem Reserva para Ajuste do Plano		20 planos com R\$ 7 Bi de Reservas Matemáticas e R\$ 1 Bi de Superávit	5 planos com R\$ 850 M de Reservas Matemáticas, R\$ 140 M de Superávit e R\$ 18 M de Reservas a Amortizar	152 planos com R\$ 156 Bi de Reservas Matemáticas, R\$ 6 Bi de Superávit e R\$ 3 Bi de Reservas a Amortizar
Com Reserva para Ajuste do Plano		30 planos com R\$ 10 Bi de Reservas Matemáticas e R\$ 6 Bi de Superávit	2 planos com R\$ 1,5 Bi de Reservas Matemáticas, R\$ 180 M de Superávit e R\$ 44 M de Reservas a Amortizar	53 planos com R\$ 100 Bi de Reservas Matemáticas, R\$ 51 Bi de Superávit e R\$ 13 Bi de Reservas a Amortizar
	Nível 3 Tábua AT-2000 ou superior Taxa de Juros \leq 5% Sem Reserva a Amortizar Hipótese de redução de mortalidade Fundos Previdenciais de Risco	Nível 2 Tábua AT-2000 ou superior Taxa de Juros \leq 5% Sem Reserva a Amortizar Hipótese de redução de mortalidade	Nível 1 Tábua AT-2000 ou superior Taxa de Juros \leq 5%	Nível 0

Nota-se que a adoção de tábua de mortalidade com maior conservadorismo do que o indicado nos estudos de aderência não trará grandes benefícios sob o ponto de vista da SBR se o plano indicar déficit técnico.



Neste ponto, apresentamos as premissas atuais e o resultado do Plano Petros do Sistema Petrobras, na posição de outubro/2014:

- Tábua de Mortalidade Geral: AT-2000 (-20%) segregada por sexo
- Taxa Real de Juros: 5,50% ao ano
- Resultado do Plano: déficit técnico de R\$ 4,96 bilhões

Assim, tendo em vista que a situação do plano é de desequilíbrio, registrando déficit técnico na ordem de 7% das reservas matemáticas, entendemos que a adoção da tábua de mortalidade geral que se mostrou mais aderente nos estudos técnicos pode ser implementada para, num momento mais oportuno, buscar-se uma elevação do conservadorismo.

Cabe salientar que essa prática também mostra-se salutar em outro aspecto, pois a manutenção de déficit técnico para garantir conservadorismo implicaria em, possivelmente, onerar de forma desnecessária participantes e Patrocinadores.

▪ Quanto à hipótese de composição familiar

O outro questionamento encaminhado foi com relação à hipótese de composição familiar, abaixo reproduzido:

Com relação à adoção de hipótese mais conservadora para dimensionamento do grupo familiar dos participantes ativos e aposentados do Plano Petros do Sistema Petrobras na avaliação atuarial de 2014, mediante alteração da tábua Hx experiência STEA para i) tábua Hx construída com base na família média da Petros para ativos; e ii) família real para assistidos, estamos consultando a Mirador sobre as seguintes questões relacionadas à apropriação do impacto dessas novas premissas:

- **Participantes ativos:**
Considerando que as informações relativas à família real dos ativos registrada na Petros são obtidas por meio da interface entre Petros e Patrocinadoras, e que o tratamento das informações por estas últimas ainda não contempla todas as consistências necessárias à sua utilização para fins atuariais, solicitamos o posicionamento dessa Consultoria sobre a indicação mais apropriada para utilização dessa premissa.
- **Participantes assistidos:**
Considerando que as informações relativas à família real dos assistidos registrada na Petros são obtidas mediante declaração pessoal do próprio aposentado, e considerando as possibilidades apresentadas pela Mirador à Petros por ocasião das conversas sobre a matéria no congresso da Abrapp, solicitamos o posicionamento dessa Consultoria a respeito da aventada possibilidade de apropriação gradual do impacto dessa nova premissa.

Com relação ao tema "composição familiar", esse foi abordado no item 75 do GUIA PREVIC - MELHORES PRÁTICAS ATUARIAIS PARA ENTIDADES FECHADAS DE PREVIDÊNCIA COMPLEMENTAR, que transcrevemos:



"75 Em relação à hipótese de composição familiar, é importante observar possíveis divergências entre o grupo familiar considerado na avaliação atuarial e o grupo existente no momento do início do recebimento do benefício de pensão por morte. Em especial, deve ser analisado se o financiamento do plano de benefícios ao longo do tempo está sendo feito considerando-se apenas o grupo familiar existente, sem ter em conta possíveis alterações em sua composição, tais como nascimentos de filhos, separações, novos casamentos ou uniões do participante, bem como diferença de idade entre os cônjuges ou outras situações que possam vir a agravar os encargos referentes ao pagamento da pensão por morte, que impactem o resultado do plano"

Nesse aspecto, a adoção da premissa de uma família média ou padrão Hx para o grupo de participantes ativos se mostra mais adequada, pois a adoção de família real implicaria na suposição de que não haveria variação entre a família real cadastrada na Petros hoje e a família efetiva que se apresentaria para recebimento do benefício de pensão nos casos de óbito.

Ocorre que a utilização da "tábua de Hx STEA" não permite identificar aderência, gerando dúvida sobre se a adoção de nova premissa seria de elevação no conservadorismo ou de adoção de premissa mínima aderente.

Para o grupo de participantes ativos, seria importante a obtenção de uma base cadastral mais consistente do que a atual, buscando uma maior precisão nas estimativas futuras.

Por outro lado, para os participantes assistidos nos parece que a utilização do cadastro atual traria uma condição bastante adequada sobre os compromissos assumidos nos casos de óbito de participantes do plano, possivelmente mais próximo da realidade do que se utilizada uma "tábua de Hx" desenvolvida em anos passados.

Entendemos que a adoção de hipótese mais conservadora para a premissa de composição familiar deve considerar o já exposto no questionamento anterior para a tábua de mortalidade. Se a premissa vigente é aderente e o plano está desequilibrado, não teria sentido se elevar o conservadorismo na hipótese.

Nesse sentido, a adoção de família real ou de família média para os assistidos supriria a dificuldade de se analisar sistematicamente a aderência da premissa, permitindo um melhor acompanhamento do risco de descasamento entre a "tábua de Hx" e a família que estaria apta para recebimento de pensão por morte nos casos de óbitos dos participantes.

Com relação à possibilidade de se implementar de forma gradual o efeito dessa alteração, não identificamos riscos significativos ao plano, pois essa é uma premissa que só trará efeito prático quando do óbito dos participantes no plano. Evidentemente que sua adoção não deva se dar em tempo tão longo que vários participantes já tenham falecido, sugerindo-se um período de três anos para implementação gradual.

Assim, a adoção poderia se dar considerando a "tábua de Hx STEA" atual acrescida de 1/3 da sua diferença para a nova composição familiar no primeiro ano, depois de um acréscimo de 2/3 da diferença no segundo ano e, finalmente, da implementação integral da nova composição familiar no terceiro ano.

Por exemplo:

- Dezembro/2014: Hx STEA + 1/3 [família nova - Hx STEA]





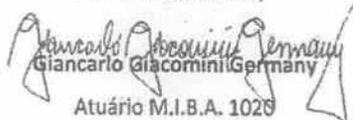
- Dezembro/2015: Hx STEA + 2/3 [família nova - Hx STEA]
- Dezembro/2016: família nova

Cabe destacar que as indicações apresentadas nos estudos de aderência são no sentido de se buscar uma premissa adequada para a projeção dos compromissos futuros dos planos.

Nesse sentido, a determinação do nível de conservadorismo deve se dar respeitando os limites mínimos indicados para a população analisada e considerando, de forma não extremada, uma elevação desse patamar mínimo, quando possível, prevendo a possibilidade de evolução futura da massa, dando maior conforto para a gestão do plano, sem onerar excessivamente participantes e Patrocinadores.

Colocamo-nos ao inteiro dispor para maiores esclarecimentos e aproveitamos para renovar nossos votos de estima e consideração.

Atenciosamente,


Giancarlo Giacomini Germany
Atuário M.I.B.A. 1020





MIRADOR 1301/2014

Porto Alegre, 18 de dezembro de 2014.

À Gerência Atuarial e de Desenvolvimento de Planos da
PETROS - Fundação Petrobras de Seguridade Social

Ref.: Manifestação com relação à "taxa real de juros" do Plano Petros do Sistema Petrobras.

Prezados Senhores,

Em continuidade às questões apresentadas no parecer MIRADOR 1.144/2014, referente às premissas atuariais a serem utilizadas nos estudos de encerramento do exercício de 2014 do Plano Petros do Sistema Petrobras, apresentamos nossa manifestação com relação à "taxa real de juros".

Para a emissão de nosso posicionamento técnico, especialmente com relação às exigências apresentadas na Resolução MPS/CNPC Nº 09/2012 e na Resolução MPS/CNPC Nº 15/2014, elaboramos a análise do estudo efetuado pela Gerência de Planejamento Financeiro da PETROS, denominado "ESTUDO DE TAXAS REAIS DE JUROS PROJETADAS NO LONGO PRAZO PARA OS PLANOS", de dezembro/2014.

Com relação aos insumos utilizados pela Gerência de Planejamento Financeiro da PETROS, analisamos o fluxo de caixa projetado de contribuições e benefícios e sua coerência frente ao passivo dos planos, estando os mesmos adequados para a realização desta manifestação.

Entretanto, cabe observar que as premissas consideradas são as mesmas da última avaliação atuarial, ou seja, as apresentadas na Demonstração Atuarial do encerramento de 2013. Sendo assim, recomendamos a revisão do estudo das taxas reais de juros projetadas no longo prazo elaborado pela PETROS, de forma a considerar como base os fluxos gerados a partir das premissas a serem utilizadas nos estudos de encerramento do exercício de 2014, ainda em fase de aprovação pelo Conselho Deliberativo da Entidade.

O resultado final do estudo "TAXA DE JUROS DE LONGO PRAZO PARA O PLANO PETROS - SISTEMA PETROBRAS" considerou que a taxa de rentabilidade para o patrimônio líquido no longo prazo (5,81% ao ano), juntamente com a correção da dívida previdencial por marcação da curva a 6,00% ao ano, indica que a taxa projetada de rentabilidade dos recursos garantidores está em um patamar de 5,84% ao ano acima da inflação.



Pelos limites apurados pela aplicação das regras estabelecidas na Resolução MPS/CNPC N° 15/2014, o plano apresenta uma duração de passivo de 11,9 anos, resultando em uma taxa de juros parâmetro de 5,23% ao ano e dos limites inferiores e superiores de 3,66% ao ano e de 5,63% ao ano, respectivamente.

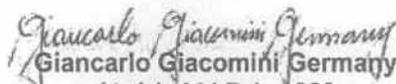
Comparando o limite superior de 5,63% ao ano com o retorno esperado de 5,84% ao ano, identificamos que **ocorre uma extrapolação do limite superior**, impossibilitando a aplicação automática dessa taxa como sendo a taxa real de juros a ser utilizada nas avaliações atuariais. Assim, seria necessário solicitar autorização da PREVIC, como previsto no item 4.2.2 da Resolução MPS/CNPC N° 15/2014.

Caso a PETROS decida por aplicar desde já os efeitos da Resolução CNPC n° 15/2014, cuja aplicação é facultativa e a critério da Entidade, entendemos adequada a **adoção da taxa real de juros apontada como limite superior** do intervalo estabelecido pela citada Resolução, de 5,63% ao ano, na avaliação atuarial de encerramento do exercício de 2014.

Entretanto, este critério **não é claro** na legislação, sendo por nós recomendado o aguardo da publicação da normativa adicional que permita a adoção do limite superior nos casos em que a taxa de rentabilidade extrapole este indicador.

Colocamo-nos ao inteiro dispor para maiores esclarecimentos e aproveitamos para renovar nossos votos de estima e consideração.

Atenciosamente,


Giancarlo Giacomini Germany
Atuário M.I.B.A. 1020



MIRADOR 1.168/2015

Porto Alegre, 10 de dezembro de 2015.

À Gerência Atuarial e de Desenvolvimento de Planos da
PETROS - Fundação Petrobras de Seguridade Social

Ref.: Manifestação com relação à “taxa real de juros” do Plano Petros do Sistema Petrobras Repactuados.

Prezados Senhores,

Em continuidade às questões apresentadas no parecer MIRADOR 0966/2015, referente às premissas atuariais a serem utilizadas nos estudos com a finalidade de embasar o processo em análise no âmbito da PREVIC, referente à Cisão de Massas do plano em Repactuados e Não Repactuados, apresentamos nossa manifestação com relação à “taxa real de juros” para o grupo de participantes que se enquadram na situação de Repactuados.

Para a emissão de nosso posicionamento técnico, especialmente com relação às exigências apresentadas na Resolução MPS/CNPC N° 09/2012 e na Resolução MPS/CNPC N° 15/2014, elaboramos a análise do estudo efetuado pela Gerência de Gestão de Riscos de Investimentos da Entidade, denominado “ESTUDO DE TAXAS REAIS DE JUROS PROJETADAS NO LONGO PRAZO PARA O PLANO: PETROS-SISTEMA PETROBRAS REPACTUADOS”, de dezembro/2014, recebido por nossa consultoria nesta data de 10/dezembro/2015.

Com relação aos insumos utilizados pela Gerência de Gestão de Riscos de Investimentos da Entidade, analisamos o fluxo de caixa projetado de contribuições e benefícios e sua coerência frente ao passivo dos planos, estando os mesmos adequados para a realização desta manifestação.

O resultado final do estudo apresentado pela Gerência de Gestão de Riscos de Investimentos da Entidade, o qual considerou a taxa de rentabilidade para o patrimônio líquido no longo prazo (5,81% ao ano) juntamente com a correção da dívida previdencial por marcação da curva a 6,00% ao ano, indica que a taxa projetada de rentabilidade dos recursos garantidores está em um patamar de **5,84% ao ano acima da inflação, a partir de 2015.**

Pelos limites apurados pela aplicação das regras estabelecidas na Resolução MPS/CNPC N° 15/2014, o plano apresenta uma duração de passivo de **12,26 anos**, resultando



em uma taxa de juros parâmetro de 5,24% ao ano e dos limites inferiores e superiores de 3,67% ao ano e de 5,64% ao ano, respectivamente.

Comparando o limite superior de 5,64% ao ano com a taxa composta projetada pelo plano no longo prazo de 5,84% ao ano, identificamos que **ocorre uma extrapolação do limite superior**, impossibilitando a aplicação automática dessa taxa como sendo a taxa real de juros a ser utilizada nas avaliações atuariais. Assim, seria necessário solicitar autorização da PREVIC, como previsto no item 4.2.2 da Resolução MPS/CNPC N° 15/2014.

Caso a PETROS decida por aplicar os efeitos da Resolução CNPC n° 15/2014, cuja aplicação para 2014 é facultativa e a critério da Entidade, entendemos adequada a **adoção da taxa real de juros até o limite superior** do intervalo estabelecido pela citada Resolução, sendo de **5,64% ao ano para o grupo REACTUADOS do Plano PPSP**.

Considerando ainda que o estudo apresentado pela Gerência de Gestão de Riscos de Investimentos da Entidade aponta uma rentabilidade projetada para o **plano consolidado equivalente a 5,81%** (conforme apresentado no anexo 1 do referido estudo), e que a taxa que representa a média ponderada (ponderação das proporções de cada sub massa no grupo consolidado entre 25% para NÃO REACTUADOS e 75% para REACTUADOS) das sub-massas de REACTUADOS e NÃO REACTUADOS é de **5,63% a.a.**, sugerimos manter a rentabilidade alinhada com a taxa média ponderada.

Colocamo-nos ao inteiro dispor para maiores esclarecimentos e aproveitamos para renovar nossos votos de estima e consideração.

Atenciosamente,

Giancarlo Giacominí Germany
Giancarlo Giacominí Germany
Atuário M.I.B.A. 1020





MIRADOR 1.169/2015

Porto Alegre, 10 de dezembro de 2015.

À Gerência Atuarial e de Desenvolvimento de Planos da
PETROS - Fundação Petrobras de Seguridade Social

Ref.: Manifestação com relação à "taxa real de juros" do Plano Petros do Sistema Petrobras Não Repactuados.

Prezados Senhores,

Em continuidade às questões apresentadas no parecer MIRADOR 0967/2015, referente às premissas atuariais a serem utilizadas nos estudos com a finalidade de embasar o processo em análise no âmbito da PREVIC, referente à Cisão de Massas do plano em Repactuados e Não Repactuados, apresentamos nossa manifestação com relação à "taxa real de juros" para o grupo de participantes que se enquadram na situação de Não Repactuados.

Para a emissão de nosso posicionamento técnico, especialmente com relação às exigências apresentadas na Resolução MPS/CNPC N° 09/2012 e na Resolução MPS/CNPC N° 15/2014, elaboramos a análise do estudo efetuado pela Gerência de Gestão de Riscos de Investimentos da Entidade, denominado "ESTUDO DE TAXAS REAIS DE JUROS PROJETADAS NO LONGO PRAZO PARA O PLANO: PETROS-SISTEMA PETROBRAS NÃO REPACTUADOS", de dezembro/2014, recebido por nossa consultoria nesta data de 10/dezembro/2015.

Com relação aos insumos utilizados pela Gerência de Gestão de Riscos de Investimentos da Entidade, analisamos o fluxo de caixa projetado de contribuições e benefícios e sua coerência frente ao passivo dos planos, estando os mesmos adequados para a realização desta manifestação.

O resultado final do estudo apresentado pela Gerência de Gestão de Riscos de Investimentos da Entidade, o qual considerou a taxa de rentabilidade para o patrimônio líquido no longo prazo (5,81% ao ano) juntamente com a correção da dívida previdencial por marcação da curva a 6,00% ao ano, indica que a taxa projetada de rentabilidade dos recursos garantidores está em um patamar de **5,84% ao ano acima da inflação, a partir de 2015.**

Pelos limites apurados pela aplicação das regras estabelecidas na Resolução MPS/CNPC N° 15/2014, o plano apresenta uma duração de passivo de **10,75 anos**, resultando em uma taxa de juros parâmetro de 5,20% ao ano e dos limites inferiores e superiores de



3,64% ao ano e de 5,60% ao ano, respectivamente.

Comparando o limite superior de 5,60% ao ano com a taxa composta projetada pelo plano no longo prazo de 5,84% ao ano, identificamos que **ocorre uma extrapolação do limite superior**, impossibilitando a aplicação automática dessa taxa como sendo a taxa real de juros a ser utilizada nas avaliações atuariais. Assim, seria necessário solicitar autorização da PREVIC, como previsto no item 4.2.2 da Resolução MPS/CNPC N° 15/2014.

Caso a PETROS decida por aplicar os efeitos da Resolução CNPC n° 15/2014, cuja aplicação para 2014 é facultativa e a critério da Entidade, entendemos adequada a **adoção da taxa real de juros até o limite superior** do intervalo estabelecido pela citada Resolução, sendo de **5,60% ao ano para o grupo NÃO REPACTUADOS do Plano PPSP**.

Considerando ainda que o estudo apresentado pela Gerência de Gestão de Riscos de Investimentos da Entidade aponta uma rentabilidade projetada para o **plano consolidado equivalente a 5,81%** (conforme apresentado no anexo 1 do referido estudo), e que a taxa que representa a média ponderada (ponderação das proporções de cada sub massa no grupo consolidado entre 25% para NÃO REPACTUADOS e 75% para REPACTUADOS) das sub-massas de REPACTUADOS e NÃO REPACTUADOS é de **5,63% a.a.**, sugerimos manter a rentabilidade alinhada com a taxa média ponderada.

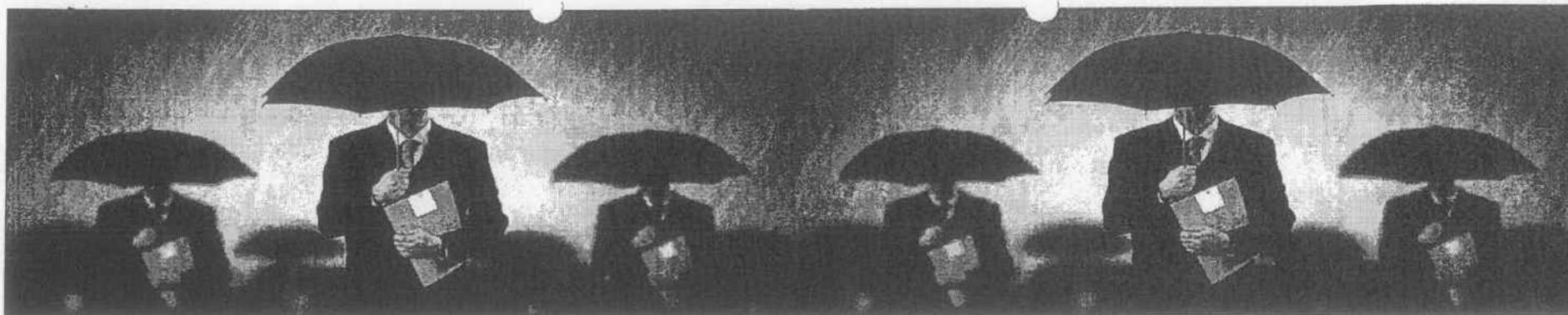
Ressalta-se, no entanto, que a taxa de 5,63% é superior ao limite de 5,60% estabelecido pela duração do passivo da sub massa de NÃO REPACTUADOS, estando assim **condicionada à aprovação prévia da PREVIC**.

Colocamo-nos ao inteiro dispor para maiores esclarecimentos e aproveitamos para renovar nossos votos de estima e consideração.

Atenciosamente,

Giancarlo Giacominí Germany
Giancarlo Giacominí Germany
Atuário M.I.B.A. 1020





PLANO PETROS DO SISTEMA PETROBRAS - PPSP

GRUPO DE REPACTUADOS

RESULTADOS DOS ESTUDOS DE ADERÊNCIA DE PREMISSAS
REFERENTE DEZEMBRO/2014

MIRADOR 0966/2015



OUTUBRO DE 2015



©2014 Mirador Atuarial. Todos os direitos reservados. Este documento é confidencial. Para uso exclusivo da Mirador Atuarial e de seu cliente.

Este documento é destinado exclusivamente para uso interno do cliente da Mirador Atuarial e não deve ser distribuído ou reproduzido fora da organização sem prévia permissão escrita da Mirador Atuarial.

©2014 Mirador Atuarial. All rights reserved. This document is confidential. For Mirador Atuarial and Mirador Atuarial client use only.

This document is intended for the internal use of Mirador Atuarial client only and may not be distributed or reproduced externally in any form without express written permission of Mirador Atuarial.

Introdução.....	04
1 Sumário dos resultados	07
1.1 Quadro resumo.....	08
1.2 Conjunto de hipóteses recomendado	09
2 Detalhamento analítico dos resultados	10
2.1 Premissas Biométricas.....	11
2.2 Premissas Demográficas	28
2.3 Premissas Econômico-Financeiras.....	30
3 Aspectos Metodológicos.....	34
3.1 Princípios gerais	35
3.2 Premissas Biométricas	39
3.2 Premissas Demográficas	51
3.3 Premissas econômico-financeiras	56
Referências bibliográficas.....	61



Considerações iniciais

O presente relatório apresenta o resultado dos estudos de análise das premissas atuariais 2014 para o Plano Petros do Sistema Petrobras (Plano PPSP), referente ao Grupo de Repactuados, administrado pela Fundação Petrobrás de Seguridade Social - PETROS, com a finalidade de embasar o processo em análise no âmbito da PREVIC, referente à Cisão de Massas do plano em Repactuados e Não Repactuados.

Este estudo compreende a análise das seguintes premissas:

- **Hipóteses biométricas:**
 - Mortalidade Geral
 - Entrada em invalidez
 - Mortalidade de inválidos
- **Hipóteses demográficas:**
 - Rotatividade
- **Hipóteses econômico-financeiras:**
 - Crescimento real de salários
 - Crescimento real de benefícios

Informações sobre base de dados e datas de referência

As análises de premissas desse estudo foram realizadas com base em informações cadastrais fornecidas pela entidade. Em etapa preliminar de análise de dados, as bases foram consistidas e validadas, através de critérios pré-definidos de validação de dados para este fim. Após análise, as bases cadastrais foram consideradas consistentes para a elaboração do estudo de premissas.

Este estudo foi realizado sobre as seguintes bases cadastrais e datas de referência:

- **Premissas biométricas e demográficas:** informações cadastrais e histórico de ocorrências de óbitos, entrada em invalidez e mortalidade de inválidos no período 2011-2013. Base gerada em Setembro de 2014.
- **Premissa crescimento real de salários e benefícios:** histórico de evolução salarial individual dos participantes do plano, no período 2012 a 2014. Base gerada em junho de 2014

A data de referência deste estudo é **Dezembro/2014**.

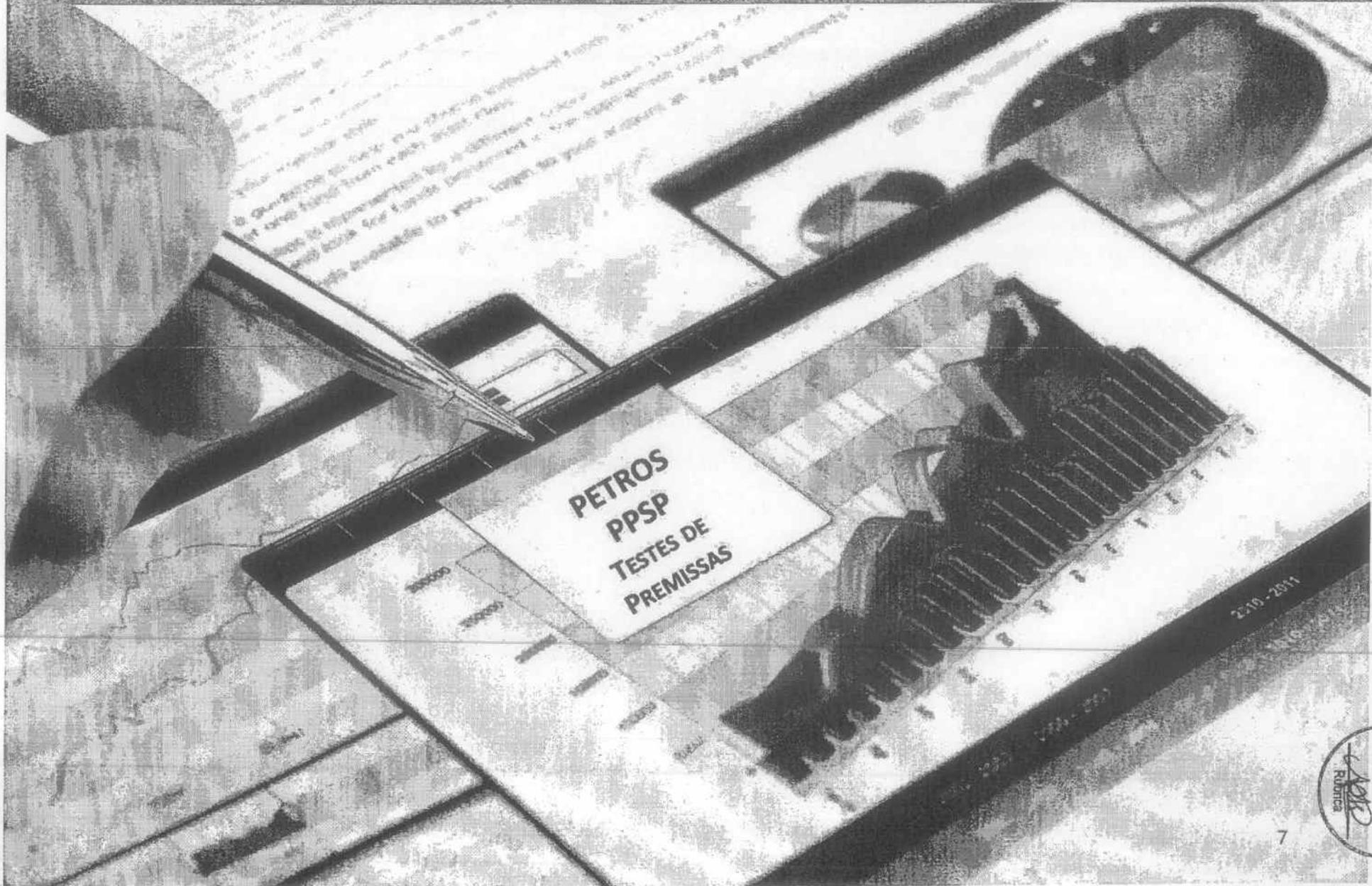


Estrutura da apresentação dos resultados

Além deste capítulo introdutório, este relatório é composto ainda pelos seguintes capítulos:

- 1 – **Sumário dos resultados:** apresentação de quadro resumo com a conclusão quanto a aderência de cada premissa testada;
- 2 – **Detalhamento analítico dos resultados:** apresentação de quadros analíticos, detalhando as estatísticas dos testes realizados, análise e interpretação dos resultados dos testes para cada premissa apresentada no sumário dos resultados;
- 3 – **Detalhamento metodológico:** apresentação dos principais aspectos metodológicos empregados na realização do estudo.

1 | SUMÁRIO DE RESULTADOS



CGTR/DIREC
RUBRICA
21692
7

1 | SUMÁRIO DE RESULTADOS

1.1 - Quadro Resumo das premissas analisadas

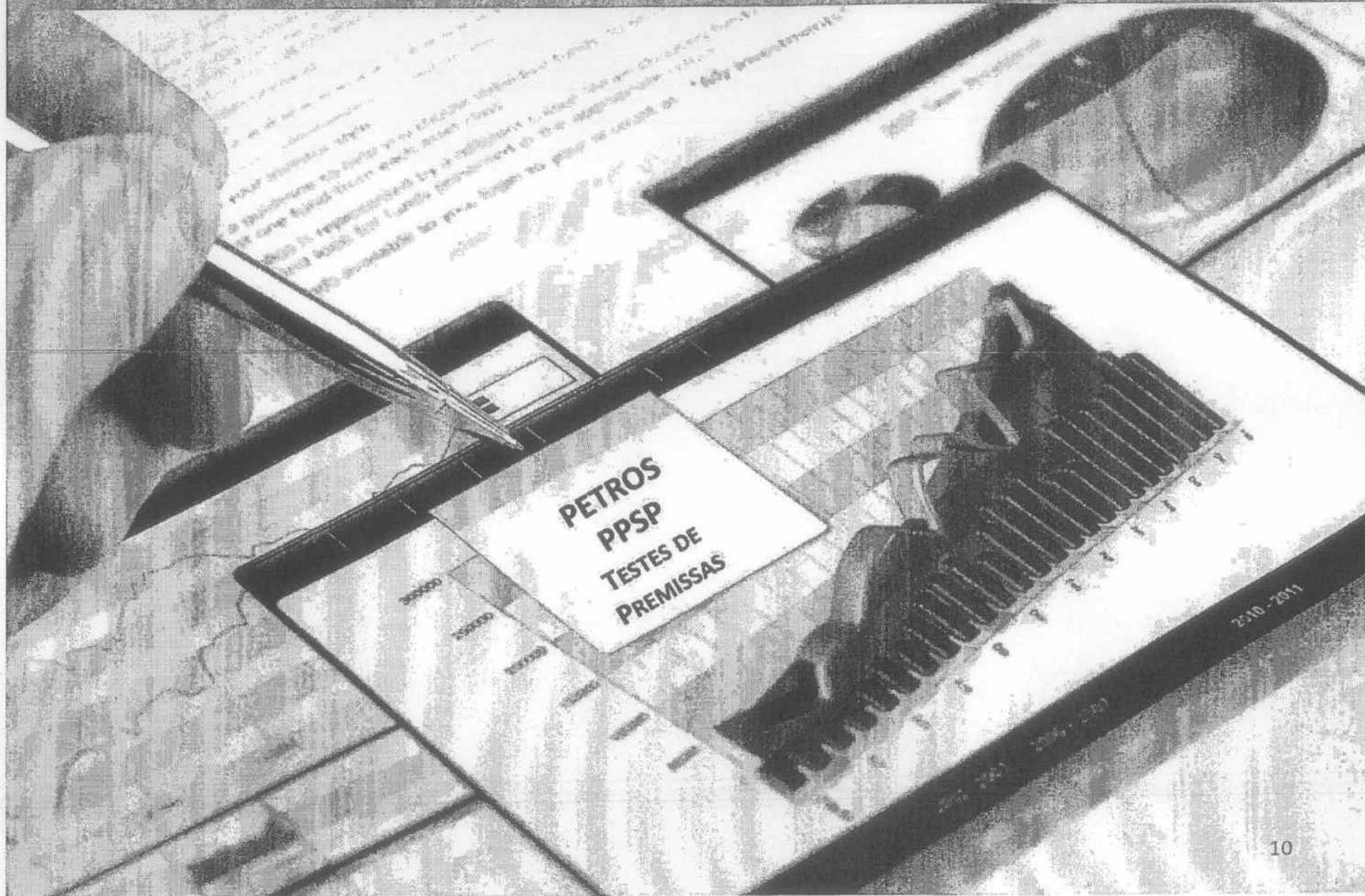
Premissas atuariais	Critério atual	Resultado do estudo
Premissas biométricas		
- <i>Mortalidade Geral</i>	AT-2000 segregada por sexo (-20%)	EX-PETROS 2013
- <i>Entrada em invalidez</i>	TASA-1927	Manter premissa
- <i>Mortalidade de inválidos</i>	Winklevoss (-20%)	AT-49 M (+10%)
Premissas demográficas		
- <i>Rotatividade anual</i>	0,0%	Manter premissa
Premissas econômico-financeiras		
- <i>Crescimento real de benefícios</i>	0,0%	Manter premissa
- <i>Crescimento real de salários</i>	1,761%	Manter premissa

1 | SUMÁRIO DE RESULTADOS

1.2 - Conjunto de hipóteses recomendado

Premissas atuariais	Hipótese recomendada
Premissas biométricas	
- <i>Mortalidade Geral</i>	EX-PETROS 2013
- <i>Entrada em invalidez</i>	TASA-1927
- <i>Mortalidade de inválidos</i>	AT-49 M (+10%)
Premissas demográficas	
- <i>Rotatividade</i>	Nula (0,0%/Ano)
Premissas econômico-financeiras	
- <i>Crescimento real de benefícios</i>	0,0%
- <i>Crescimento real de salários</i>	1,761%

2 | DETALHAMENTO ANALÍTICO DOS RESULTADOS



2.1.1 Mortalidade Geral

Premissa atual

AT-2000 segregada por sexo (-20%)

Outras premissas testadas (segregadas por sexo)

AT-83

AT-2000 (-10%)

AT-2000

BR-EMSsb-2010

EX-PETROS 2013 (experiência PETROS)

GAM-94

GR-95

RP-2000

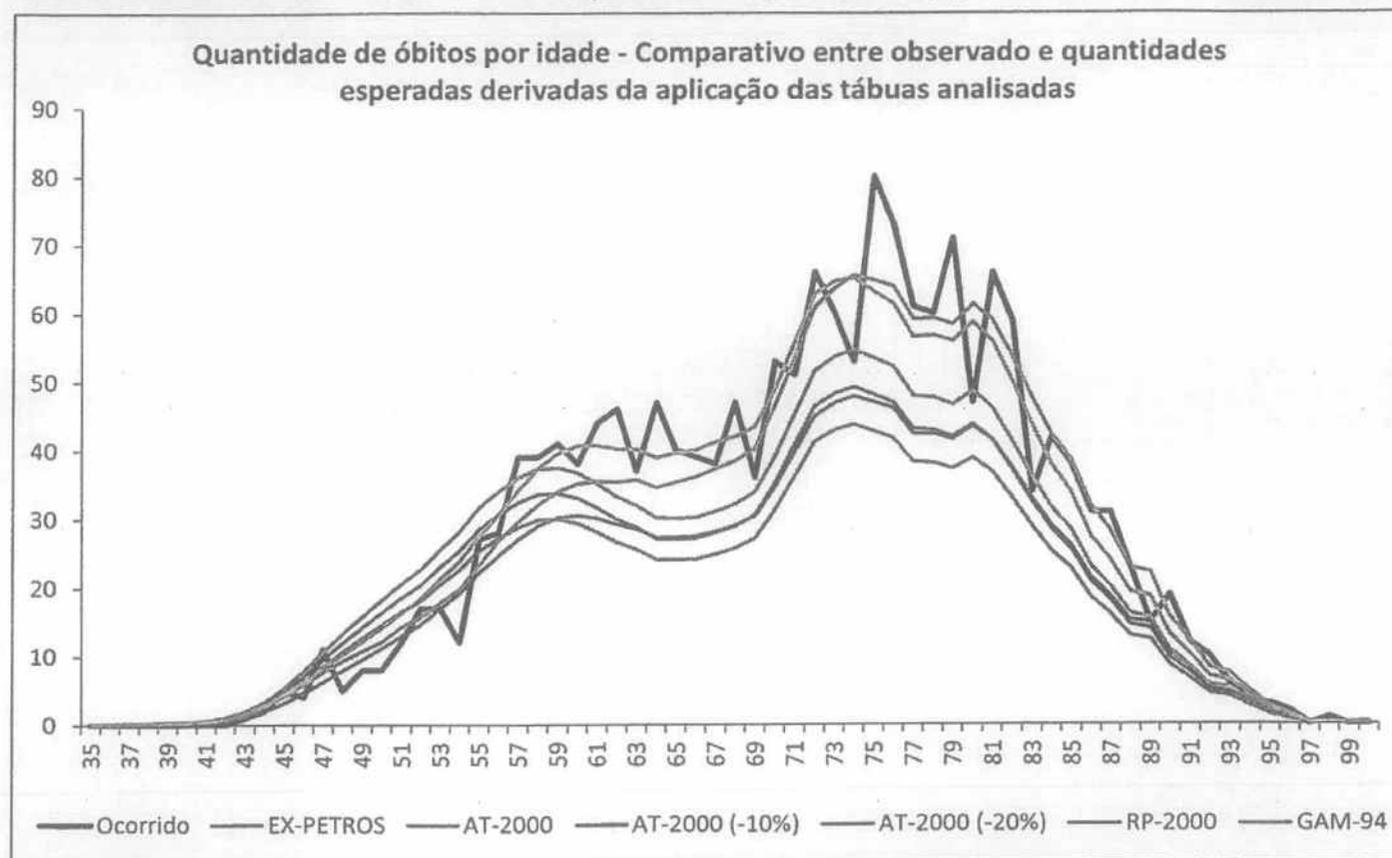
UP-94



2.1.1 | RESULTADOS MORTALIDADE GERAL

Análise gráfica dos resultados

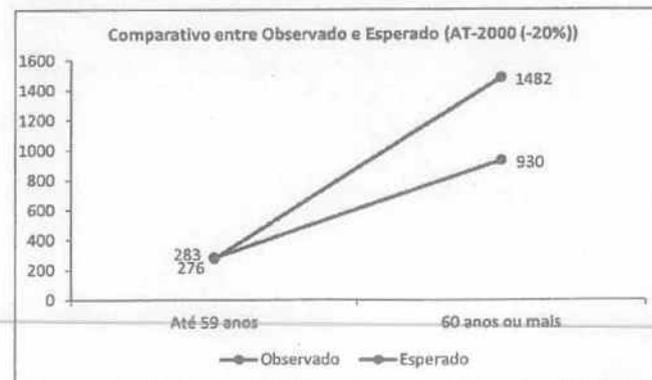
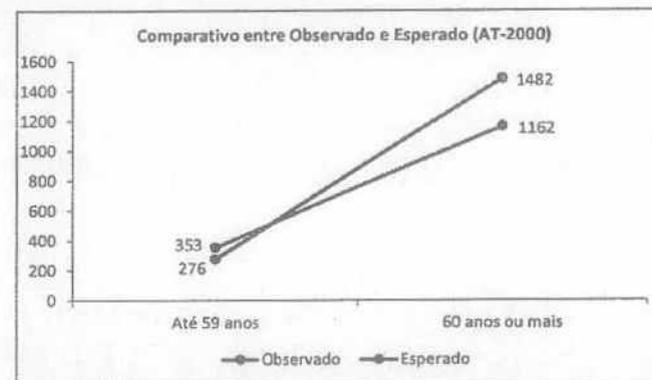
Mortalidade Geral – Gráficos comparativos por idade, período 2011-2013



2.1.1 | RESULTADOS MORTALIDADE GERAL

Análise gráfica dos resultados

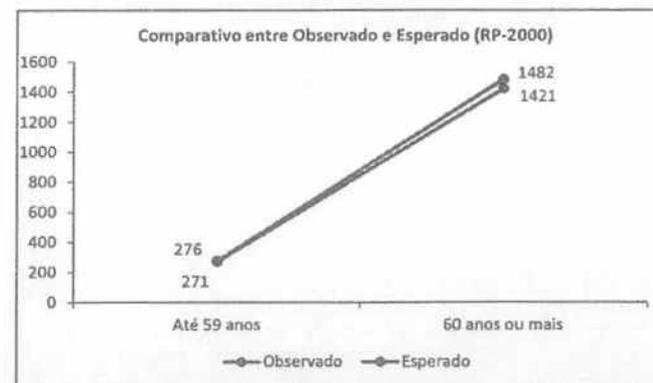
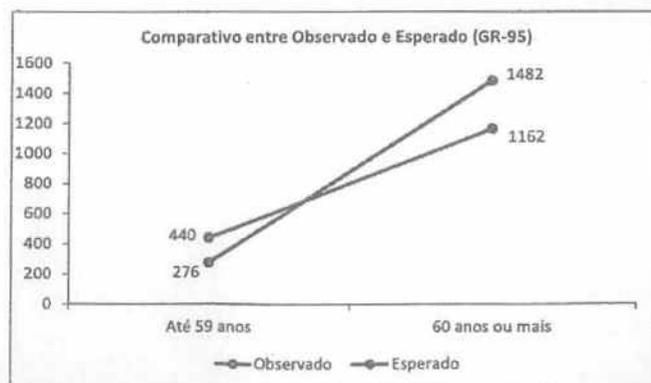
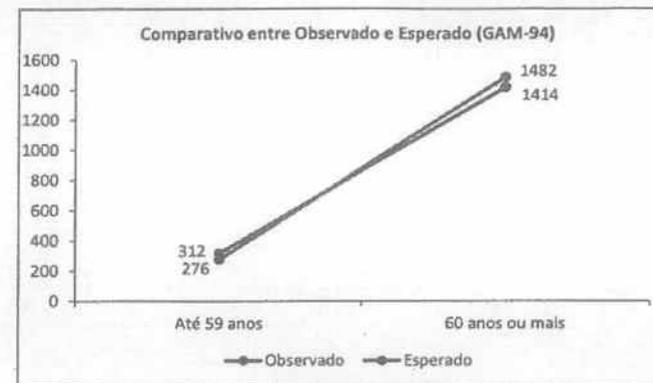
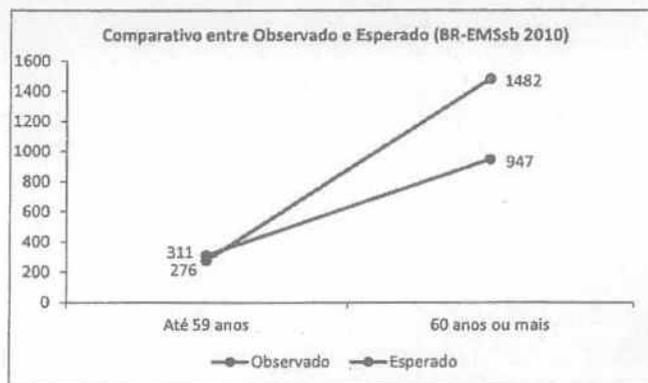
Mortalidade Geral – Gráficos comparativos por faixas etárias dicotômicas



2.1.1 | RESULTADOS MORTALIDADE GERAL

Análise gráfica dos resultados

Mortalidade Geral – Gráficos comparativos por faixas etárias dicotômicas



2.1.1 | RESULTADOS MORTALIDADE GERAL

**Quadro 2.1.1 - Resumo Estatístico dos Testes
Mortalidade Geral**

Tábuas testadas (segregadas por sexo)	Frequência esperada	Teste Z		Teste K-S		Teste X ²		p(Bin)
		Z _{calc}	p-valor	D _{calc}	D _{critico}	X ² _{calc}	p-valor	
AT-83	1720,7	0,90	0,8170	0,0885	0,0553	97,7	0,0000	0,89
AT-2000	1515,4	6,27	1,0000	0,0788	0,0571	129,9	0,0000	0,86
AT-2000 (-10%)	1363,8	10,72	1,0000	0,0788	0,0588	215,1	0,0000	0,74
AT-2000 (-20%)	1212,3	15,74	1,0000	0,0788	0,0609	359,5	0,0000	0,65
BREMSsb-2010	1257,4	14,18	1,0000	0,0969	0,0602	353,7	0,0000	0,72
Ex-PETROS 2013	1285,7	13,23	1,0000	0,0354	0,0598	210,0	0,0000	0,78
GAM-94	1726,6	0,76	0,7765	0,0365	0,0552	27,6	0,0037	1,00
GR-95	1602,2	3,91	1,0000	0,1332	0,0563	236,8	0,0000	0,74
RP-2000	1692,6	1,60	0,9449	0,0216	0,0555	26,3	0,0059	0,99
UP-94	1856,5	-2,30	0,0107	1	1	1	1	1
Frequência observada de eventos	1758	Período de análise: 2011-2013 (últimos 3 exercícios completos)						
Nível de significância dos testes Z	0,050	Rejeita-se a aderência quando p-valor do teste for menor que o nível de significância						
Teste K-S	Rejeita-se a aderência quando D _{calc} >D _{critico}							
Medida de ajustamento X ²	Quanto menor for a medida X ² _{calc.} , melhor deve ser o nível de aderência da tábua testada para a experiência observada.							
p(Bin): probabilidade binomial	Proporção de pontos da curva que podem ser considerados aderentes a tábua testada. Pode-se entender essa medida como a probabilidade da tábua ser aderente às características observadas							

¹ Medida não calculada quando a tábua é rejeitada pelo teste Z de proporção

Análise dos resultados Mortalidade Geral

O conjunto de testes aplicados para análise de aderência de tábuas de mortalidade geral, apresentados nos quadros 2.1.1, sugere as seguintes conclusões, de acordo com a metodologia apresentada no capítulo 3 deste relatório:

1 – A partir da análise do teste Z para totais esperados (teste de proporção), há evidências de não aplicabilidade da tábua UP-94. No período amostrado houve registro de 1.758 falecimentos. Os totais esperados para o mesmo período, derivados da aplicação dessa tábua à massa estimada de expostos resulta em quantidade esperada total de 1.856 óbitos, significativamente superior à experiência observada, conforme pode ser observado na coluna “Frequência esperada”, do quadro 2.1.1.

2 – Em acordo com a metodologia deste estudo, uma premissa deve ser rejeitada quando ambos os testes (K-S e X^2) evidenciarem a rejeição da mesma. Além disso, quando todas as tábuas são rejeitadas por ambos os testes, medidas adicionais como menor X^2 e maior medida $p[\text{Bin}]$ devem ser consideradas para auxiliar na decisão quanto a tábua mais aderente às características da massa analisada. Os testes de aderência K-S e X^2 apontam para evidências de rejeição de todas as tábuas analisadas, com exceção das tábuas EX-PETROS 2013, GAM-94 e RP-2000, as quais não são rejeitadas pelo teste K-S. Conforme amplamente explanado no capítulo metodológico desse relatório, os testes de aderência, principalmente o teste X^2 , são muito sensíveis a desvios pontuais quando a quantidade de eventos é expressiva. Ou seja, pequenos desvios já são considerados significativos, levando à rejeição de uma premissa. Essa deve ser a causa provável pela qual o teste X^2 de aderência rejeita todas as premissas analisadas.

Nesses casos, a análise da medida $p[\text{Bin}]$ em conjunto com a comparação entre quantidades esperadas e observadas pode ser importante para auxiliar na rejeição ou não de uma tábua. Conforme descrito na metodologia, probabilidades superiores a 0,7 podem ser consideradas aceitáveis para a não rejeição de uma tábua biométrica, probabilidades superiores a 0,8 podem ser consideradas como boas medidas de ajuste, e probabilidades superiores a 0,9 podem ser consideradas excelentes medidas de ajuste.

2.1.1 | RESULTADOS MORTALIDADE GERAL

Análise dos resultados Mortalidade Geral

A análise gráfica, apresentada anteriormente, ilustra graficamente uma possível melhor aderência das tábuas GAM-94 e RP-2000. Pode-se observar nas figuras, tanto por idade quanto por faixa etária dicotômica, uma maior proximidade das quantidades esperadas por essas tábuas com a quantidade observada de eventos ocorridos.

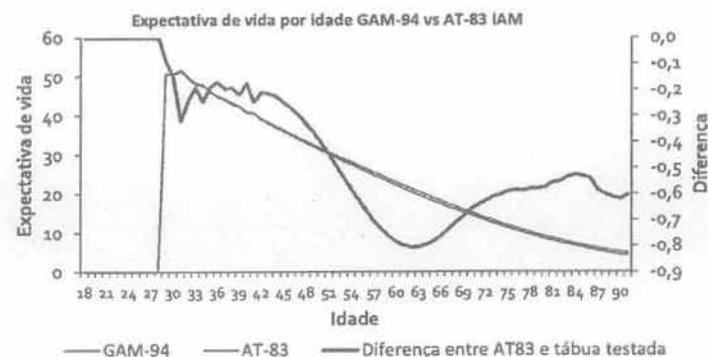
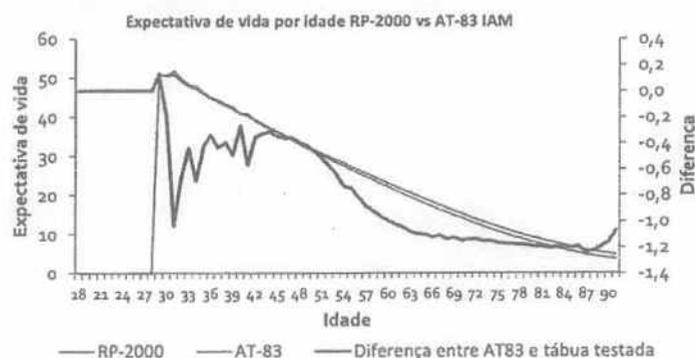
3 – A atual premissa, AT-2000 segregada por sexo desagravada em 20%, é rejeitada pelos testes de aderência. Além disso, a mesma apresenta a pior medida de X^2 entre as tábuas testadas, além de ser a única que apresenta medida $p[\text{Bin}]$ inferior a 0,7, mínimo considerado como aceitável por esta consultoria. Observa-se no quadro 2.1.1 outras tábuas com melhores medidas de ajustamento, tanto pela medida X^2 quanto pela medida $p[\text{Bin}]$, assim como também pela quantidade esperada mais próxima do observado. A análise dessas medidas aponta para a adoção das tábuas GAM-94 ou RP-2000 como sendo as tábuas de melhor ajuste estatístico. No entanto, essas tábuas não atendem a legislação vigente, conforme apresentado na análise de atendimento à tábua mínima (ver página seguinte). Assim, a tábua EX-PETROS 2013 surge como alternativa, por não ter sua aderência rejeitada pelo teste K-S.

2.1.1 | RESULTADOS MORTALIDADE GERAL

Análise dos resultados

Análise de atendimento à Resolução CGPC Nº 18 (mortalidade mínima AT-83)

Item 2 (anexo): "A tábua biométrica utilizada para projeção da longevidade dos participantes e assistidos do plano de benefícios será sempre aquela mais adequada à respectiva massa, não se admitindo, exceto para a condição de inválidos, tábua biométrica que gere expectativas de vida completa inferiores às resultantes da aplicação da tábua AT-83."



Interpretação: Considera-se adequada ao atendimento da Resolução CGPC Nº 18 a tábua cuja linha verde dos gráficos acima, a qual ilustra a diferença entre a tábua testada e a tábua AT-83, é positiva em toda a sua extensão. Essa condição não é atendida pelas tábuas que apresentam evidências de melhor aderência à massa analisada (GAM-94 e RP-2000). Observa-se, no eixo à direita de cada figura, que a linha que representa a diferença "expectativa de vida tábua teste – expectativa de vida tábua AT-83" assume valores negativos, o que significa que a tábua testada gera expectativas de vida inferiores às resultantes da aplicação da tábua AT-83.

2.1.1 | RESULTADOS MORTALIDADE GERAL

Conclusões e sugestões Mortalidade Geral

Dada a exposição estimada e a taxa de eventos observada no período amostrado (2011-2013), **houve evidências estatísticas** suficientes para a rejeição da aderência da tábua AT-2000 segregada por sexo desagregada em 20%, de acordo com testes de aderência K-S e χ^2 .

Além disso, conforme definição metodológica, pela qual um conjunto de análises deve ser realizada para que a rejeição de uma premissa seja considerada, uma premissa ainda pode ser mantida frente a boas medidas de ajustamento e atendimento aos pressupostos atuariais de prudencialidade e conservadorismo para a gestão do plano. Apesar de atender aos pressupostos de conservadorismo, a premissa atualmente aplicada demonstra-se excessivamente conservadora, podendo ser considerada aderente apenas em 65% dos pontos com exposição ($p[\text{Bin}] = 0,65$).

Entre as tábuas cuja aderência não foi refutada por ambos os testes utilizados, tábuas EX-PETROS 2013, GAM-94, RP-2000, a tábua EX-PETROS 2013 surge como alternativa, uma vez que as últimas não atendem a legislação vigente quanto a tábua mínima aplicável.

Assim, sugere-se a adoção da tábua EX-PETROS 2013 como premissa de mortalidade geral para o Plano PPSP – Grupo de Repactuados.



2.1.2 Entrada em Invalidez

Premissa atual

TASA-1927

Outras premissas testadas

Álvaro Vindas

Hunter's

IAPB Fraca

Light Fraca

Light Média

RRB-44 modificada

2.1.2 | RESULTADOS ENTRADA EM INVALIDEZ

Quadro 2.1.2 - Resumo Estatístico dos Testes
Entrada em Invalidez

Tábuas testadas	Frequência esperada	Teste Z		Teste K-S		Teste X ²		p[bin]
		Z _{calc}	p-valor	D _{calc}	D _{crítico}	X ² _{calc}	p-valor	
Álvaro Vindas	156,3	5,14	0,9939	0,1116	0,1632	11,4	0,0223	¹
Hunter's	592,5	37,33	1,0000	0,1045	0,1339	370,4	0,0000	¹
IAPB-57 Fraca	315,6	20,49	1,0000	0,1282	0,1437	118,4	0,0000	¹
Light Fraca	251,7	13,88	1,0000	0,1769	0,1488	70,7	0,0000	¹
Light Média	528,5	33,28	1,0000	0,0888	0,1353	309,4	0,0000	¹
RRB-44 modificada	351,7	22,31	1,0000	0,1526	0,1416	149,2	0,0000	¹
TASA-1927	141,3	4,65	0,9153	0,1006	0,1670	7,2	0,1268	¹
Frequência observada de eventos	125	Período de análise: 2011-2013 - base de expostos: Ativos até 60 anos						
Nível de significância dos testes Z	0,050	Rejeita-se a aderência quando p-valor do teste for menor que o nível de significância						
Teste K-S	Rejeita-se a aderência quando D _{calc} >D _{crítico}							
Medida de ajustamento X ²	Quanto menor for a medida X ² _{calc.} , melhor deve ser o nível de aderência da tábua testada para a experiência observada.							
p(Bin): probabilidade binomial	Proporção de pontos da curva que podem ser considerados aderentes a tábua testada. Pode-se entender essa medida como a probabilidade da tábua ser aderente às características observadas							

¹ Medida não calculada quando a quantidade de eventos observada é inferior a 150

Análise dos resultados

Entrada em Invalidez

O conjunto de testes aplicados para análise de aderência de tábuas de entrada em invalidez, apresentados nos quadros 2.1.2, sugere as seguintes conclusões, de acordo com a metodologia apresentada no capítulo 3 deste relatório:

1 – O teste Z para totais esperados não sugere restrições quanto às tábuas testadas. No período amostrado houve registro de 125 entradas em invalidez até a idade de 60 anos. Os totais esperados para o mesmo período, derivados da aplicação das tábuas à massa estimada de expostos resulta em quantidades esperadas superiores à experiência observada, conforme pode ser observado na coluna “Frequência esperada”, do quadro 2.1.1.

2 – Em acordo com a metodologia deste estudo, uma premissa deve ser rejeitada quando ambos os testes (K-S e X^2) evidenciarem a rejeição da mesma. Além disso, quando todas as tábuas são rejeitadas por ambos os testes, medidas adicionais como menor X^2 e maior medida $p[\text{Bin}]$ devem ser consideradas para auxiliar na decisão quanto a tábua mais aderente às características da massa analisada. Ambos os testes rejeitam a aderência das tábuas Light Fraca e RRB-44. As tábuas Álvaro Vindas, Hunter’s, IAPB-57 fraca, Light Média e TASA-1927 não são rejeitadas pelo teste K-S de aderência, sendo que a tábua TASA-1927 também não é rejeitada pelo teste X^2 .

3 – A atual premissa, TASA-1927, não é rejeitada pelos testes de aderência K-S e X^2 . Além disso a tábua apresenta melhor medida X^2 e quantidade esperada de eventos mais compatível com a quantidade observada no grupo, quando comparado às demais tábuas analisadas. Assim, não há evidências significativas que levem à rejeição da aderência da atual premissa aplicada como tábua de entrada em invalidez para o grupo analisado.

2.1.2 | RESULTADOS ENTRADA EM INVALIDEZ

Conclusões e sugestões Entrada em Invalidez

Dada a exposição estimada e a taxa de eventos observada no período amostrado (2011-2013), **não houve evidências estatísticas** suficientes para a rejeição da aderência da tábua TASA-1927, a um nível de 5% de significância, de acordo com testes de aderência K-S e X^2 .

Assim, sugere-se a manutenção da tábua TASA-1927 como premissa de entrada em invalidez para o Grupo de Participantes Repactuados do Plano PPSP.